



Documento de Trabajo

ISSN (edición impresa) **0716-7334**

ISSN (edición electrónica) **0717-7593**

Ecuaciones de Mincer y las Tasas de Retorno a la Educación en Chile: 1990-1998.

Claudio Sapelli

Versión impresa ISSN: 0716-7334
Versión electrónica ISSN: 0717-7593

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA

Oficina de Publicaciones
Casilla 76, Correo 17, Santiago
www.economia.puc.cl

**ECUACIONES DE MINCER Y
LAS TASAS DE RETORNO A LA
EDUCACION EN CHILE:
1990-1998**

Claudio Sapelli*

Documento de Trabajo N° 254

Santiago, Diciembre 2003

* Agradezco la valiosa ayuda de Stephen Blackburn, Ignacio Rodríguez, y Claudia Sotz en la redacción y desarrollo empírico.
Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, email:
csapelli@volcan.facea.puc.cl

INDICE

ABSTRACT	1
I. INTRODUCCION	1
II. DISCUSION BIBLIOGRAFICA	4
1. Discusión Teórica	4
2. Discusión de la Literatura sobre Chile	4
III. ECUACIONES DE MINCER: SUPUESTOS	6
IV. DESCRIPCION DE LOS PERFILES	7
A. Datos Generales de la Muestra	7
B. Perfiles de ingreso	8
V. CAMBIO EN LOS SUPUESTOS DE LA ECUACION DE MINCER	10
VI. RESULTADOS EMPIRICOS	12
A. Regresión clásica de Mincer	13
B. Desagregación por niveles de educación (spline)	14
Versión spline modificada	16
Escolaridad año por año	19
Incorporación de otras variables	22
VII. CROSS SECTION VERSUS COHORT Y EFECTO CALIDAD	23
VIII. CONCLUSION	28
REFERENCIAS	29

ABSTRACT

Este trabajo, utilizando las encuestas CASEN de 1990 y 1998, investiga la evolución de la tasa de retorno a la educación según los supuestos tradicionales de Mincer y su robustez al cumplimiento de varios de los supuestos detrás de las ecuaciones de Mincer. Los resultados muestran la conveniencia de levantar el supuesto de linealidad en escolaridad de las ecuaciones de Mincer y modelar en forma más desagregada el nivel de escolaridad alcanzado. Se observa que la tasa de retorno es creciente con el nivel de escolaridad y se observan también marcados premios a la obtención de títulos (efecto sheepskin), en particular para la educación media y terciaria. Esta evidencia resalta la función de la educación como fuente de señales para el mercado laboral y viene a complementar la tesis básica de la teoría del capital humano. También se observa una varianza en el tiempo según la calidad de la educación (medida por el gasto total en educación), aunque el efecto es pequeño.

A su vez se verifican diferencias de considerar cohortes sintéticas a partir de información en corte transversal (tal como la que usualmente se tiene y que se utiliza en la estimación de ecuaciones de Mincer), respecto al seguimiento de cohortes a través del tiempo. El supuesto de expectativas estáticas implícito en el método de Mincer es particularmente engañoso en períodos de grandes cambios, cuando dichos cambios son a su vez, predecibles. En el caso de los noventa en Chile, un período de alto crecimiento, el supuesto de expectativas estáticas contribuye a imputar una tasa de retorno con una sustancial subestimación a la tasa de retorno obtenida efectivamente.

I. INTRODUCCIÓN

Este trabajo investiga la evolución de la tasa de retorno a la educación. Se ha constatado en la literatura chilena el aumento de la tasa de retorno a la educación durante los ochenta. Más recientemente se ha discutido la aparente declinación de la tasa de retorno a la educación en el curso de los noventa¹. A su vez, ha habido discusión respecto a la vinculación entre la evolución de las tasas de retorno y la distribución del

¹ La evidencia respecto a la tasa de retorno puede verse en Beyer (1999); ver también Banco Mundial (1997).

ingreso². En este trabajo se argumenta que en momentos de importantes cambios estructurales las tasas de retorno estimadas con la utilización de cohortes artificiales pueden ser un pobre indicador de la rentabilidad de la educación³.

El uso de las CASEN 1990 y 1998 permite la utilización de un número mayor de variables de control y la estimación de tasas de retorno para una multiplicidad de subgrupos, dado el tamaño de la muestra. En este trabajo, se pone énfasis en las diferencias en las tasas de retorno según nivel de educación (primaria, secundaria, universidad) y por grupos de edad (o de experiencia)⁴. Esto se acompaña por una discusión de los cambios en los perfiles ingreso-edad e ingreso-educación. En los países desarrollados existe consenso respecto a los “stylized facts” de estos perfiles, discusión que en Chile no se ha dado.

Además en su parte empírica, el presente estudio explora los efectos que, sobre las estimaciones de tasas de retorno para el caso chileno, tienen algunos ajustes provenientes de tres tipos de consideraciones críticas a la ecuación contable planteada por Mincer y al uso que de ella se ha hecho en el campo empírico.

En primer lugar, y siguiendo el camino trazado por Heckman, Lochner y Taber y Heckman, Lochner y Todd⁵, se plantea el uso de formas funcionales más flexibles que no restrinjan a una relación lineal la vinculación entre los años de educación y el logaritmo de los ingresos.

Como una segunda flexibilización de la estructura impuesta por la ecuación (I.1) se plantea una modelación alternativa de la concavidad de los perfiles de ingreso respecto a la edad y la experiencia. En particular se propone incorporar a la regresión, junto a las variables de experiencia y experiencia al cuadrado, otras variables que eleven la experiencia a exponentes superiores.

En tercer lugar se aborda críticamente el uso de cohortes sintéticas a partir de datos de corte transversal, método determinado por la falta de información en series de

² Esta discusión es una parte importante del argumento en Contreras (1998) y Bravo y Marinovic (1998). El trabajo de Contreras permite identificar una relación sobre la base de un modelo de contabilidad. El de Bravo y Marinovic arguye la existencia de un aumento en el premio a la educación en los noventa, que no se encuentra en los datos.

³ También podría discutirse el uso de los ingresos efectivos como indicador de precios de habilidades, lo que se hará en otro trabajo. Para EEUU, ver Heckman, Lochner y Taber.

⁴ El trabajo de Bravo, Contreras y Rau (1999) analiza las CASEN 1990-1996 en referencia a la desigualdad del ingreso pero utiliza un marco teórico marcadamente diferente (similar al de Katz y Murphy (1992)) y a mi juicio inadecuado para la muestra disponible.

⁵ Ver Referencias.

tiempo, y que implícitamente asume un mecanismo estático de formación de expectativas.

Finalmente, se analizan posibles efectos de cambios en la calidad de la educación en el período, utilizando el gasto en educación.

El trabajo se organiza en siete secciones, incluyendo esta introducción. En la siguiente sección se discute la literatura relevante. En la tercera se revisa en forma descriptiva la información contenida en la encuesta CASEN de los años 1990 y 1998 en lo que respecta a los niveles de educación e ingresos del trabajo en la población. En la cuarta sección se presenta una muy breve discusión respecto a algunas restricciones que impone el uso directo de la formulación contenida en (I.1). A partir de esa discusión, en la sección 5 se aborda empíricamente la primera y la segunda de las consideraciones planteadas a la formulación de Mincer. Usando datos de corte transversal para Chile en 1990 y 1998 se presentan y comentan los resultados obtenidos utilizando cuatro formulaciones alternativas: la formulación clásica (tal y como está expresada en I.1), una versión tipo *spline* que distingue tres niveles de educación (primaria, secundaria y terciaria), una versión modificada del *spline* que separa los años de obtención de título para cada ciclo educativo y por último una formulación flexible que permite estimar la tasa de retorno para cada año de educación. Todas estas formulaciones alternativas del nivel de escolaridad son evaluadas luego con dos nuevas variables asociadas a la experiencia, como modelación alternativa de la concavidad del perfil de ingreso respecto a la experiencia.

En la sexta sección se abordan, a partir de los mismos datos, los otros ajustes planteados al uso indiscriminado de los resultados del análisis *à la* Mincer. Pese a la carencia de datos más exhaustivos y a partir de consideraciones muy simples se presenta una primera evaluación del efecto de usar cohortes artificiales en lugar de cohortes efectivas a través del tiempo, y de si el mayor gasto en educación tiene efectos sobre la tasa de retorno (o sea, sobre la calidad de la educación, cuestión investigada por Hanushek y otros).

Por último, en la sección 7 se concluye el trabajo.

II. DISCUSIÓN BIBLIOGRÁFICA

1. *Discusión teórica*

Becker (Becker, G. S. (1975) Human Capital: A Theoretical and Empirical analysis with special reference to education. Second edition. New York: NBER) constituye la base teórica y empírica (en este último caso junto con Mincer (74)). Mincer (Mincer, J. (1974) Schooling, experience and earnings. New York: NBER) es el primero en caracterizar la distribución de los ingresos del trabajo en forma detallada, describiendo los perfiles ingreso-edad e ingreso-educación con gran grado de detalle. Es un clásico, que ha dado lugar a la tradición de caracterizar la distribución por medio de estos perfiles. Ambos son utilizados y cuestionados por Heckman et al (Heckman, J. J., Lochner, L. y Taber, C. “Explaining rising wage inequality: explorations with a dynamic general equilibrium model of labor earnings with heterogeneous agents”. NBER WP 6384, January 1998) y por Heckman, Lochner y Todd (“Fifty years of Mincer Earnings Equations”). En particular Heckman, Lochner y Todd inspiran el planteo realizado en este trabajo.

2. *Discusión de la Literatura sobre Chile*

Uno de los mejores trabajos sobre el tema es el del Banco Mundial (ver Banco Mundial, “Chile: Poverty and Income Distribution in a High Growth Economy: 1987-1995 (in two volumes), Document of the World Bank, November 1997). Este trabajo levanta un montón de “issues” nuevos e interesantes. Utiliza las CASEN de 1987 a 1994. Discute diferentes medidas de distribución del ingreso, con las cuales logran constatar que ha estado estable la distribución del ingreso en el período, con una compresión en la cola izquierda (donde están los más pobres) y mayor dispersión en la derecha (donde están los más ricos). Concluye que la educación es por lejos el factor que más explica de la desigualdad (entre un cuarto y un tercio). La distribución de salarios empeora hasta 1987 y mejora desde entonces. Dicen que la mejora en la distribución de los últimos años “has been missed or underemphasized by research” (p. 31, volumen I). También estiman tasas de retorno a la educación que siguen un patrón similar a la distribución de los salarios (la tasa sube de 11% en 1960 a 17% en 1987 y luego baja a 13% en 1996). Lo innovador es que estiman las tasas de retorno para personas en diferentes percentiles de ingreso y para diferentes niveles de educación.

Encuentran que la tasa de retorno sube con el percentil de ingreso y con el nivel de educación. A su vez un ejercicio de descomposición de varianza les permite afirmar que la calidad de la educación es más importante que la cantidad para disminuir la desigualdad.

Beyer discute recientemente algunos de los temas a discutir en este trabajo (ver Beyer, H. “Educación y desigualdad de ingresos: una nueva mirada” Estudios Públicos, No. 77, Verano 2000). Este trabajo presenta los datos en forma muy clara, e introduce y desarrolla la hipótesis de que hay una íntima relación entre desigualdad de ingresos y retornos a la educación. A su vez, pone el énfasis en el cambio en el premio a la educación universitaria, en línea con la discusión internacional del tema.

Las razones detrás de los cambios en los premios de la educación han sido estudiadas, por ejemplo por Beyer et al. (ver Beyer, H., Rojas, P. y R. Vergara “Apertura comercial y desigualdad salarial en Chile” Estudios Públicos, No. 77, Verano 2000). La tesis central del trabajo es que lo que explica el aumento del premio a la educación es la apertura comercial y los cambios en precios relativos. Sin embargo, no separan el período en dos, y la reversión del premio a partir de 1987 no puede ser explicado por esos cambios.

Contreras, Bravo y Medrano, (ver “Measurement Error, Unobservables, and Skill Bias in Estimating the Return to Education in Chile”, mimeo, Departamento de Economía, Universidad de Chile, Enero 1999) utilizan una encuesta realizada en 1998 (encuesta IALS, International Adult Literacy Survey realizada en una multiplicidad de países), con datos que permiten enriquecer la Encuesta de Hogares de la Chile para ese año. Con controles por habilidad detectan que la tasa de retorno a la educación cae de 13% a 4%. A su vez, en términos de la tasa de retorno por nivel educacional, observan que los controles y la mejor medición de variables que logran a través de la nueva encuesta permiten decir que el único nivel que tiene retornos efectivos es el universitario. Este estudio abre una serie importante de issues y se necesitará estudiar más la nueva base de datos antes de llegar a consensos respecto a lo que significan estos nuevos resultados. Mezclado con lo anterior, que es el propósito principal del trabajo, se encuentra un intento para caracterizar perfiles ingreso-edad e ingreso-educación sobre la

base de la Encuesta de Ocupación de la Universidad de Chile ⁶.

III. ECUACIONES DE MINCER: SUPUESTOS

Este estudio busca estimar las tasas de retorno a la educación en Chile en la pasada década a partir de la encuesta CASEN de los años 1990 y 1998. Al cumplirse más de un cuarto de siglo de estimaciones de tasas de retorno a la educación a partir de la conocida ecuación planteada por Mincer, parece el momento adecuado para contrastar sus resultados con aquellos que se pueden obtener a partir de formulaciones menos restrictivas (en la línea del trabajo “FIFTY YEARS...”).

La sencilla expresión (I.1) que relaciona el logaritmo de los ingresos con los años de educación (s) y la experiencia laboral (x) ha generado una verdadera industria de estimaciones de tasas de retorno que ha resultado muy prolífica en todo el mundo y, particularmente, también en Chile.

$$(I.1) \quad \log(\omega(S, X)) = \alpha_0 + \rho_s S + \beta_0 X + \beta_1 X^2 + \varepsilon$$

Esta sucesión de estimaciones ha parecido ignorar, en muchos casos, los cuestionamientos que desde la teoría económica y el análisis empírico de los datos se ha hecho a la expresión reducida formulada por Mincer. Los resultados de estas regresiones han sido considerados, muchas veces sin mucho sentido crítico, para la evaluación y diseño de políticas, además de incorporarlas de igual manera a la descripción de fenómenos relacionados con las tasas de retorno a la educación como, por ejemplo, la distribución de los ingresos del trabajo.

En este trabajo, no se discuten tres otros importantes supuestos del modelo de Mincer. A saber: a) que no hay sesgo de habilidad o sesgo de variable omitida; b) que no hay autoselección; y c) que la tasa de retorno no está correlacionada con el residuo.

⁶ Otros muchos trabajos se han hecho en Chile sobre el tema (ver por ejemplo Cowan y De Gregorio, J. “Distribución y Pobreza en Chile: ¿Estamos Mal? ¿Ha Habido Progresos? ¿Hemos Retrocedido?” Estudios Públicos No. 64, Primavera 1996; Contreras, D. “Pobreza y desigualdad en Chile: 1987-1992. Discurso, metodología y evidencia empírica” Estudios Públicos No. 64, Primavera 1996; Beyer, H. 1997, “Distribución del Ingreso: Antecedentes para la Discusión” Estudios Públicos, No. 65 Verano 1997; Robbins, D. “Relative Wage Structure in Chile: 1957-1992: changes in the structure of demand for schooling” Estudios de Economía, vol. 21, Universidad de Chile, 1994), que utilizan otras metodologías o se plantean preguntas diferentes a las del presente trabajo.

IV. DESCRIPCIÓN DE LOS PERFILES

Antes de afrontar directamente la estimación de tasas de retorno mediante análisis de regresión, parece interesante realizar una primera aproximación a la información capturada por la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de los años 1990 y 1998⁷. En la presente sección se revisará en forma descriptiva dicha información, en particular, en lo que se refiere a la distribución de ingresos y educación. Esta revisión, junto con introducir los datos en una perspectiva amplia, permitirá motivar el análisis posterior.

A. Datos Generales de la Muestra

La primera presentación de la información disponible se presenta en la Tabla 1 que nos resume la distribución de la población encuestada de acuerdo a su nivel de escolaridad. Para ambos años vemos similares perfiles de frecuencia, produciéndose mayores concentraciones de la población en los años que corresponden al cierre de los ciclos educativos: los 8 años de educación básica (6 años hasta la reforma de la segunda mitad de los sesenta), los 4 años de enseñanza media y los aproximadamente 5 años de educación superior.

Para ambas muestras, la población con 8 o menos años de escolaridad representa algo así como el 55% de los individuos cubiertos por la encuesta, mientras que el porcentaje de personas con educación media (entre 9 y 12 años) aumenta desde algo menos del 30% en 1990 hasta el 32,5% en 1998. Este incremento se produce fundamentalmente en desmedro del segmento con educación superior, que entre ambas muestras cae a algo así como el 12,7% desde el 14,3%.

Combinando ahora información de escolaridad e ingresos, la Tabla 2 nos muestra algunos estadísticos básicos del logaritmo del ingreso por ciclo educativo. Destaca, en primer lugar, el fuerte aumento de los niveles de ingreso entre ambas observaciones, para la media general y para cada grupo de similar nivel de escolaridad considerado, acompañados, sin embargo, de una disminución en la dispersión. Esta combinación, hasta cierto punto sorprendente, se verifica no sólo para el total agregado de cada año sino también para cada nivel de escolaridad.

⁷ La Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN), se ha llevado a cabo desde el año 1985, con una periodicidad de dos años (excepto la del año 89, que debió realizarse en 1990). Las encuestas CASEN realizadas hasta la fecha, corresponden a los años 1985, 1987, 1990, 1992, 1994, 1996, 1998 y 2000.

Tabla 1

Encuesta 1990			Encuesta 1998		
Escolaridad (años)	Frecuencia	Porcentaje	Escolaridad (años)	Frecuencia	Porcentaje
0	1.198	6,13%	0	3.869	5,90%
1	303	1,55%	1	1.085	1,66%
2	722	3,70%	2	2.346	3,58%
3	1.244	6,37%	3	3.981	6,07%
4	1.404	7,19%	4	4.279	6,53%
5	835	4,28%	5	2.764	4,22%
6	2.503	12,82%	6	7.913	12,07%
7	675	3,46%	7	2.523	3,85%
8	1.993	10,20%	8	7.090	10,82%
9	1.010	5,17%	9	3.202	4,89%
10	1.145	5,86%	10	4.303	6,57%
11	810	4,15%	11	2.664	4,06%
12	2.891	14,80%	12	11.215	17,11%
13	623	3,19%	13	1.331	2,03%
14	379	1,94%	14	1.199	1,83%
15	322	1,65%	15	1.146	1,75%
16	387	1,98%	16	1.248	1,90%
17	681	3,49%	17	2.055	3,14%
18	284	1,45%	18	952	1,45%
19	120	0,61%	19	242	0,37%
20 o +	2	0,01%	20 o +	136	0,21%
Total	19.531	100,00%	Total	65.543	100,00%

Tabla 2

Encuesta 1990 - Logaritmo del Ingreso					
Nivel Escolaridad	N° Obs.	Media	Desv. Est	Min.	Max.
esc<=4 años	6.780	11,22416	0,9028854	5,946179	15,86343
4<esc<=8 años	7.236	11,47544	0,865449	4,565855	15,87423
8<esc<=12 años	6.727	11,8516	0,9572677	5,145673	15,90764
esc>12 años	3.266	12,56809	1,09072	6,861271	15,99657
Total	24.009	11,65851	1,029949	4,565855	15,99657
Encuesta 1998 - Logaritmo del Ingreso					
Nivel Escolaridad	N° Obs.	Media	Desv. Est	Min.	Max.
esc<=4 años	10.157	11,86385	0,8219579	7,578146	15,8722
4<esc<=8 años	14.761	12,04839	0,8150991	7,094235	17,01163
8<esc<=12 años	17.512	12,3665	0,8221574	8,271293	17,50838
esc>12 años	6.949	13,05307	0,958079	8,676758	17,70478
Total	49.379	12,26463	0,919027	7,094235	17,70478

B. Perfiles de ingreso

Con la información contenida en la encuesta, es posible la construcción de perfiles de ingreso de acuerdo a los años de educación y de experiencia, las dos variables que incorpora Mincer en su tradicional formulación (I.1). Más específicamente, los

perfiles para cada nivel de experiencia⁸ muestran el ingreso promedio de acuerdo a los años de escolaridad, mientras los perfiles para cada nivel de escolaridad⁹ muestran el ingreso promedio de acuerdo a los años de experiencia.

Los gráficos de cada uno de los perfiles obtenidos a partir de ambas encuestas se presentan en el anexo. Están elaborados con iguales ejes los correspondientes a 1990 y 1998 para facilitar su inspección visual. Para el presente análisis nos concentraremos en discutir sus máximos y la pendiente del tramo creciente, tal y como se registran en la Tabla 3.

Tabla 3

Experiencia (años)	V. Máximo (\$)	V. Máximo (ln \$)	Escolaridad (años)	Pendiente
0 - 10 (90)	692536.3	13.448116	19	0.535
0 - 10 (98)	1459734.3	14.193765	20	0.471
11 - 20 (90)	628371.6	13.350887	19	0.449
11 - 20 (98)	1510830.4	14.22817	20	0.51
21 - 30 (90)	783473.1	13.571492	18	0.416
21 - 30 (98)	1700217.9	14.346267	20	0.449
31 - 40 (90)	1252071.6	14.04031	22	0.309
31 - 40 (98)	1960723.3	14.488824	21	0.403
41 - 50 (90)	688560.2	13.442358	19	0.325
41 - 50 (98)	1216088.4	14.01115	20	0.368
51 - 60 (90)	506542.7	13.135364	18	0.285
51 - 60 (98)	1215007.7	14.010261	19	0.288

Escolaridad (años)	V. Máximo (\$)	V. Máximo (ln \$)	Experiencia (años)	Pendiente
0 - 4 (90)	112079.9	11.626967	38	0.14
0 - 4 (98)	130406.0	11.778408	13	0.172
5 - 8 (90)	178775.7	12.093887	5	0.22
5 - 8 (98)	271036.0	12.510007	78	0.239
9 - 12 (90)	293419.6	12.589359	40	0.232
9 - 12 (98)	299099.3	12.608531	49	0.288
13 - 16 (90)	449594.3	13.016101	40	0.303
13 - 16 (98)	1180149.9	13.981152	56	0.287
17 - 20 (90)	1978014.3	14.497604	24	0.159
17 - 20 (98)	8345833.6	15.937273	50	0.163

Nota: para estimar la pendiente se ajustó una recta a la parte creciente del perfil.

A partir de la información de máximos y pendientes podemos hacer algunos comentarios. En primer lugar, y tal y como era de esperarse, los valores máximos de ingresos en 1998 son todos superiores a los registrados en el año 1990, para igual categoría, con diferencias, en general, muy significativas. Por otro lado, en los perfiles

⁸ Los niveles de experiencia de referencia se definieron en décadas (0-10, 11-20, 21-30, 31-40, 41-50, 51-60 años).

⁹ Los niveles de educación se definieron en cinco bloques de cuatro años (0-4, 5-8, 9-12, 13-16, 17-20 años).

por similar nivel de escolaridad el *peak* de 1998 se produce para mayores niveles de experiencia que en 1990, con la excepción del rango 0-4 años. En el caso de los perfiles contruidos por nivel de experiencia los máximos se obtienen en todos los casos para altos y similares niveles de escolaridad (en un rango que va desde los 18 a los 22 años), con una leve tendencia a aumentar los años de escolaridad asociados a este máximo.

En lo que a la inclinación de las curvas se refiere, los perfiles por niveles de escolaridad no muestran un patrón demasiado claro, aunque especialmente para los niveles de menor escolaridad se aprecia un aumento en la pendiente entre ambos años, que parece mostrar que la experiencia (asociada probablemente a acumulación de capital humano) cobra mayor importancia. En el caso de los perfiles por años de experiencia se da un aumento de las pendientes en los datos de 1998 para los segmentos considerados mostrando una mayor diferenciación por escolaridad. La interesante excepción a esta regla la constituye el primer tramo, el de menor experiencia, lo que eventualmente podemos asociar a una mayor inversión en capital humano en el trabajo por parte de los más educados, disminuyendo así su ingreso presente a cambio de un esperado retorno futuro.

V. CAMBIO EN LOS SUPUESTOS DE LA ECUACIÓN DE MINCER

Por distintas razones la ecuación (I.1) que formuló Mincer en 1974 en su trabajo “*Schooling, Experience and Earnings*”, a partir de una identidad contable, ha tenido la capacidad de cautivar a los investigadores y guiar parte muy importante del esfuerzo por evaluar el proceso de inversión en educación. Ya sea por su capacidad de generar resultados razonables, para distintos set de datos correspondientes a distintos países y momentos del tiempo (como lo destacan las revisiones Willis, 1986, y Psacharopoulos, 1981), o por su fácil aplicación, o tal vez por su falta de contenido de teoría económica (que lo hace poco controversial), el hecho es que su popularidad se ha mantenido con los años.

Sin embargo, la especificación y la metodología aplicada y propuesta por Mincer presenta al menos dos inconvenientes que en las próximas dos secciones abordaremos empíricamente para los datos de la década de los noventa en Chile recogidos en las encuestas CASEN de 1990 y 1998. Antes de enfrentar los datos quisiéramos recoger brevemente las discusiones teóricas que se refieren a los dos inconvenientes aludidos.

El primer problema está relacionado con la forma funcional que la formulación (I.1) impone a los datos. En particular, la ecuación de Mincer postula el paralelismo de los perfiles del logaritmo del ingreso con respecto a los distintos niveles de educación; que los salarios crecen en forma log-lineal con los años de educación y además la concavidad de los perfiles de ingreso para los distintos niveles de experiencia.

La primera característica de la formulación de Mincer que hemos destacado significa que se impone separabilidad multiplicativa entre los componentes de escolaridad y experiencia relacionados con los ingresos. De esta manera podemos representar los ingresos de la forma $w(s, x) = m(s)j(x)$, y en una regresión para el logaritmo de los ingresos, utilizar variables separadas para representar los años de educación y los años de experiencia. Si bien en el presente trabajo no se aborda directamente este aspecto en la sección empírica, cabe consignar que en los ejercicios realizados por Heckman, Lochner y Todd, para los últimos 50 años en Estados Unidos, la relajación de este supuesto tiene un efecto no despreciable sobre las estimaciones de tasas de retorno a la educación¹⁰.

La segunda imposición que hace la estructura propuesta en (I.1), y que ya estaba presente en la formulación de 1958 del propio Mincer, implica que la escolaridad puede ser bien capturada con una única variable en la ecuación del ingreso, y el coeficiente asociado representar una única tasa de retorno a la educación ($m(s) = \exp(r_s s)$). Sin embargo, tanto la teoría como la evidencia empírica parecen contradecir esta propuesta y sugieren representar la escolaridad en forma más desagregada y flexible, de manera de capturar en forma más adecuada el proceso de inversión en educación. Siguiendo esta idea es que en la próxima sección gran parte de nuestro esfuerzo se abocará a avanzar todo lo posible hacia una mejor caracterización de la escolaridad con sucesivas desagregaciones. Esto nos permitirá contrastar los distintos resultados obtenidos e identificar, para el caso de las encuestas CASEN bajo nuestro análisis, los costos de imponer a la fuerza la estructura de Mincer.

¹⁰ En “*Fifty years of Mincer Earnings Regressions*” (ver referencias) presentan una expresión que, como fruto de un proceso de optimización, permite relacionar años de educación con duración de la vida laboral y estos con la tasa interna de retorno para un nivel de educación s respecto a otro s , además de incorporar costos directos de colegiatura y aspectos impositivos (los que tanto Mincer como nuestro trabajo ignoran). Resolviendo esta ecuación en forma no paramétrica para las muestras disponibles obtienen las tasas de retornos buscadas.

En lo que se refiere a la tercera característica destacada de la forma funcional postulada por Mincer, lo que se cuestiona no es la concavidad de los perfiles de ingreso al aumentar los años de experiencia, sino la forma en como esta es capturada en la ecuación (I.1). En particular, parece perfectamente razonable y posible postular que, junto a las variables de experiencia y experiencia al cuadrado, se incorporen variables con exponentes superiores para la experiencia, que eventualmente puedan capturar de forma más adecuada y flexible la relación entre el logaritmo de los ingresos y el nivel de edad o experiencia. También en la próxima sección intentaremos evaluar la conveniencia de relajar en este sentido la modelación de la experiencia en la ecuación que la relaciona con el logaritmo de los ingresos.

El segundo inconveniente de la metodología propuesta por Mincer y que este trabajo pretende abordar, al menos en una forma preliminar, tiene que ver con el uso de información de corte transversal para construir cohortes sintéticas o artificiales, en vez de utilizar cohortes efectivas a lo largo del tiempo. Esta forma de trabajar que está obviamente determinada por la disponibilidad de información, asume un comportamiento de las condiciones económicas muy estable y un mecanismo de generación de expectativas, asociado al proceso de inversión en capital humano, estático. Ninguno de los dos supuestos parece muy razonable en un país en fuerte crecimiento y cambio como el Chile de los noventa, por lo que bien vale la pena intentar, en la quinta sección de este trabajo, una primera aproximación con miras a evaluar el grado de distorsión que genera el trabajar de esta manera.

VI. RESULTADOS EMPÍRICOS

Siguiendo el argumento planteado por Heckman et al., el primer ajuste que se plantea es el de relajar el supuesto de incremento lineal del logaritmo de los ingresos con los años de educación, que está implícito en la caracterización de la escolaridad mediante una única variable s , en la formulación (I.1).

En la presente sección del trabajo se contrastarán los resultados que se obtienen de ocupar directamente la formulación de Mincer, frente a los resultados que entregan, para los mismos datos, tres formulaciones alternativas que modelan más flexiblemente los años de educación. Este camino nos permitirá evaluar hasta qué punto la estructura

que la formulación (I.1) impone a los datos es razonable o se trata de una restricción que hace que ellos “cuenten” lo que se les obliga a decir.

A. *Regresión clásica de Mincer*

La Tabla 4 nos muestra los resultados obtenidos al correr la regresión tal y como está planteada en la formulación clásica de Mincer del año 1974, incorporando como variables independientes los años de escolaridad, la experiencia y el cuadrado de la experiencia, para los datos de 1990 y 1998.

Como se puede verificar, todos los coeficientes son estadísticamente significativos y presentan los signos y órdenes de magnitud esperados (positivos para los años de educación y experiencia, y negativo para la experiencia al cuadrado). Utilizando esta única medida para representar la escolaridad, la tasa de retorno a la educación obtenida (el coeficiente de los años de educación en la regresión) es del orden del 11,4% para el año 1990 y del 13,2% para 1998. A partir de este resultado es posible argumentar respecto a un aumento en el retorno a la educación durante el período, lo que parece estar en contradicción con estimaciones de otros autores¹¹.

En lo que a los otros dos coeficientes se refiere se aprecia un aumento en el valor absoluto de ambos para el año 1998 en relación con el año 1990 lo que nos habla de una mayor importancia de la experiencia (consistente con el análisis preliminar que se realizó a partir de los perfiles de ingreso) y también de un aumento en la curvatura capturado por el coeficiente b_1 de la expresión (I.1). Como se puede verificar en las tablas siguientes, estos cambios se mantienen para las distintas formulaciones alternativas.

¹¹ Citar referencias.

Tabla 4
Resultados para la Formulación Clásica de Mincer

Resultados 1990					N° de obs.	19531
	Coefficiente	Error Estándar	t	P > t	F(3,19527)	1827.03
esc	0.1139586	0.0016399	69.492	0.000	Prob > F	0.0000
exp	0.0302637	0.0014406	21.007	0.000	R ²	0.2192
exp2	-0.0002978	0.0000189	-15.784	0.000	R ² ajust.	0.2191
cons	10.29044	0.031595	325.698	0.000		

Resultados 1998					N° de obs.	62370
	Coefficiente	Error Estándar	t	P > t	F(3,62366)	8359.79
esc	0.1318547	0.000909	145.059	0.000	Prob > F	0.0000
exp	0.032457	0.0007918	40.991	0.000	R ²	0.2868
exp2	-0.0003072	0.00001	-30.606	0.000	R ² ajust.	0.2868
cons	10.26738	0.0181117	566.891	0.000		

B. Desagregación por niveles de educación (*spline*)

Como primera formulación alternativa se hará una desagregación de los años de escolaridad de acuerdo al nivel de educación, que para el caso chileno considera tres etapas: educación básica (8 años), educación media (4 años) y educación superior o terciaria (5 a 6 años para la mayoría de las carreras universitarias tradicionales). Esta estructura, de frecuente uso en la literatura y análisis empírico, conocida como *spline*, permite obtener una mejor caracterización de las tasas de retorno a la educación.

La Tabla 5 nos muestra ahora los resultados obtenidos con esta segunda estructura de regresión, para los mismos datos contenidos en la encuesta CASEN de los dos años bajo estudio. En ambas estimaciones se obtienen nuevamente coeficientes significativos y con los signos esperados.

Lo primero que llama la atención es que, para ambos ejercicios de cohortes artificiales, el retorno a la educación es creciente respecto al nivel de escolaridad. Esta estructura es llamativa, especialmente si consideramos que la estimación de tasas de retorno incorpora implícitamente el costo alternativo de postergar el ingreso al mercado laboral cuando analizamos la inversión en educación. En particular, destaca el alto retorno a la educación terciaria (en torno al 20%).¹²

¹² Probablemente es a este nivel dónde la incorporación de los costos directos de matrícula (que son ignorados en las formulaciones propuestas) podría tener un mayor impacto.

Tabla 5
Resultados para la Formulación *Spline*

Resultados 1990					N° de obs.	19531
	Coefficiente	Error Estándar	t	P > t	F(5,19525)	1229.13
básica	0.0587461	0.0034596	16.981	0.000	Prob > F	0.0000
media	0.1327318	0.0049249	26.951	0.000	R ²	0.2394
univ	0.1881361	0.0050295	37.406	0.000	R ² ajust.	0.2392
exp	0.0327938	0.0014343	22.865	0.000		
exp2	-0.000365	0.000019	-19.229	0.000		
cons	10.57215	0.0338834	312.015	0.000		

Resultados 1998					N° de obs.	62370
	Coefficiente	Error Estándar	t	P > t	F(5,62364)	5728.17
básica	0.0707279	0.0018915	37.392	0.000	Prob > F	0.0000
media	0.1390503	0.0025598	54.321	0.000	R ²	0.3147
univ	0.227934	0.0026082	87.391	0.000	R ² ajust.	0.3147
exp	0.0355714	0.0007899	45.032	0.000		
exp2	-0.000392	0.0000102	-38.554	0.000		
cons	10.60684	0.0191643	553.469	0.000		

La estructura descrita está en abierta contradicción con la noción de unidades homogéneas de capital humano adquiridas a través de los años de escolaridad. Bajo este supuesto el proceso educativo correspondería a una función de producción de dichas unidades homogéneas con retornos esperados decrecientes. En un esquema así, y en la medida que la tasa de retorno marginal decrece, la decisión de inversión se reduce a determinar en qué momento la tasa de descuento relevante es igualada por dicha tasa de retorno marginal, deteniéndose ahí el proceso de inversión.

Sin embargo, las estructuras de tasas de retornos crecientes, que arrojan las estimaciones, son consistentes con unidades de capital humano heterogéneas, tal y como las planteadas por Willis y Rosen a partir de la aplicación del modelo de Roy¹³. En este esquema alternativo, existen distintas estructuras de oferta y demanda para las diferentes habilidades que, en este caso, podemos asociar a los niveles educativos. Los resultados nos hablan de una escasez relativa de trabajadores con formación universitaria y un exceso de oferta de trabajadores con sólo educación básica.

Esta estructura tiene consecuencias sobre el proceso de inversión en educación y la decisión de hasta cuándo avanzar en el proceso educativo. Para poder alcanzar los retornos de los niveles superiores es necesario pasar por los menores retornos que se

¹³ Ver referencias.

obtienen en los primeros años. Esto agrega incertidumbre al proceso de evaluación en dos sentidos no despreciables: respecto a la probabilidad de poder alcanzar un determinado nivel y respecto a la evolución de las tasas de retorno asociadas a cada nivel. La estimación (implícita o explícita) de estas probabilidades, valores esperados y varianzas (relevantes en el caso de agentes no neutrales al riesgo) debieran afectar la decisión de inversión en educación formal.

Por último, y respecto a la evolución entre los dos años considerados, llama la atención que el aumento en los retornos a la educación, que ya habíamos constatado en la primera formulación, se verifique para cada uno de los tres niveles modelados. Llama también la atención el aumento en el premio para la educación terciaria (el mayor cambio en términos absolutos, aunque porcentualmente similar al aumento en el retorno para la educación primaria).

Versión *spline* modificada

Se buscará ahora dar un nuevo paso hacia una forma funcional más flexible, que permita obtener una caracterización más adecuada de la estructura de retornos a la educación, ya que la agrupación por niveles de educación parece ser aun demasiado restrictiva. Lo que ahora se propone es aumentar la desagregación, a partir de la versión “*spline*”, separando para cada nivel educativo el año de graduación, de manera de verificar la existencia de un premio a la obtención de un título.

En la literatura se conoce este premio como el efecto “*sheepskin*”, asociado al valor de obtener un certificado o título que sea una señal del nivel alcanzado. Este fenómeno se ajusta a la noción del proceso educativo como un sistema de señalización para los demandantes de trabajo. Esta idea, en su corriente más extrema, se planteó como una alternativa a la teoría del capital humano, que por su parte plantea que la educación incrementa la productividad y de esa manera justifica el retorno asociado a ella. Esta versión a ultranza de la teoría de señalización plantea que el único sentido relevante del proceso educativo es el de dar una señal de las habilidades que el individuo posee (y que el sistema no incrementa, sólo permite que se manifiesten), reduciendo el costo de obtener el certificado que sirve de guía a los potenciales empleadores para reconocer las habilidades no observables. En concordancia con esta idea, dentro de esta corriente se planteó la existencia de un fuerte premio a la obtención de un título (“la piel de cordero”).

La Tabla 6 nos muestra los resultados para el ejercicio ocupando las encuestas de ambos años. Se modificó el “*spline*” considerando en forma separada el octavo año de educación (correspondiente al último año del ciclo básico); el duodécimo año de educación (asociado al cuarto y último año de enseñanza media); los años décimo séptimo y décimo octavo (quinto y sexto de universidad, correspondientes a la obtención del título universitario y considerados en conjunto) y los años posteriores (también considerados en conjunto). Al igual que en los casos anteriores los signos son los esperados y los coeficientes son estadísticamente significativos, con la única excepción del bloque de séptimo y octavo año de universidad, que para las regresiones correspondientes a ambas encuestas muestra bajos tests *t*.

Tabla 6
Resultados para la Formulación *Spline* Modificada

Resultados 1990					N° de obs.	19531
	Coeficiente	Error Estándar	t	P > t	F(9,19521)	690.15
b1a7	0.0561284	0.0044588	12.588	0.000	Prob > F	0.0000
b8	0.1057667	0.236552	4.471	0.000	R ²	0.2414
m1a3	0.0903621	0.0108923	8.296	0.000	R ² ajust.	0.2410
m4	0.2674177	0.0278534	9.601	0.000		
u1a4	0.1408555	0.0090889	15.497	0.000		
u5a6	0.3381167	0.290977	11.62	0.000		
u7a8	0.1126275	0.0860484	1.309	0.191		
exp	0.032653	0.0014455	22.59	0.000		
exp2	-0.000364	0.0000191	-19.049	0.000		
cons	10.58371	0.0342016	309.451	0.000		

Resultados 1998					N° de obs.	62370
	Coeficiente	Error Estándar	t	P > t	F(9,62360)	3212.2
b1a7	0.0654609	0.0024204	27.046	0.000	Prob > F	0.0000
b8	0.127335	0.0124338	10.241	0.000	R ²	0.3168
m1a3	0.1106696	0.0056308	19.654	0.000	R ² ajust.	0.3167
m4	0.2186264	0.143027	15.286	0.000		
u1a4	0.1823001	0.0046796	38.957	0.000		
u5a6	0.4071686	0.0150863	26.989	0.000		
u7a8	0.0336605	0.0344805	0.976	0.329		
exp	0.0356556	0.0007956	44.814	0.000		
exp2	-0.000393	0.0000102	-38.467	0.000		
cons	10.62051	0.0192951	550.425	0.000		

Los resultados confirman la existencia de importantes premios asociados al último año de cada ciclo o nivel de educación, lo que es consistente con la hipótesis de efecto “piel de cordero”. Los retornos para el último año de educación básica casi doblan a los registrados para los siete años precedentes, mientras que en el caso de la educación

media y superior es aun más significativa la diferencia respecto a los demás años del mismo nivel. Particularmente interesante es poder comprobar, con esta estructura, que el retorno al último año de media supera al que se obtiene en los años de educación superior que preceden a la titulación. Sin embargo, un resultado interesante y que debiera ser estudiado es el hecho que el premio a la graduación de media es sustancialmente más alto en EEUU, dónde no siempre existió un premio importante, sino que este ha ido creciendo en las últimas décadas (ver Heckaman, Lochner y Todd).

Esta estructura viene a entregarnos un nuevo elemento a ser considerado en el proceso de evaluación de la inversión en educación, que ya hemos enunciado. Si sabemos que la obtención del título tiene asociado un importante premio significa que no se puede evaluar indistintamente cada año de un cierto nivel, y si se quiere obtener el retorno prometido por el nivel medio o superior se debe apuntar a alcanzar el título.

Pese al importante premio detectado, la estructura de retornos no permite asumir, sin embargo, una versión pura del efecto “*sheepskin*” que haga irrelevante el resto de los años de educación. Una visión complementaria (y no contrapuesta) entre la teoría del capital humano y la de señalización parece entregar una mejor descripción del proceso educativo. De otra manera resulta muy difícil explicar retornos superiores al 14% para los años universitarios anteriores a la titulación e incluso los retornos en torno al 10% que presentan los tres primeros años de educación media.

Si comparamos ahora la estructura obtenida a partir de los datos de 1998 y los de 1990 vemos que las diferencias más importantes se refieren a los premios asociados al último año de media y a la titulación universitaria. Mientras el retorno de cuarto medio baja significativamente (cae algo más de un 18%, unos 5 puntos porcentuales) el de los años quinto y sexto de educación superior aumenta también sensiblemente (el alza de casi 7 puntos porcentuales supone un aumento de más del 20%).

Un tema importante e interesante que ha quedado sin estudiar por el uso irrestricto e irreflexivo de las ecuaciones de Mincer es porque el premio a completar un ciclo es diferente entre países y en el tiempo. Tenemos que en EEUU dicho premio ha crecido con el tiempo, y que en Chile es sustancialmente más bajo que el actual en EEUU, más similar al que se tenía décadas atrás.

Escolaridad año por año

Para seguir avanzando plantearemos ahora una forma funcional totalmente flexible para los años de escolaridad, estimando tasas de retorno para cada uno de ellos. De esta forma se irá un paso adelante respecto a la descomposición por niveles de educación ya presentada.

Tabla 7
Resultados para la Formulación Año por Año (1990)

Resultados 1990						
	Coefficiente	Error Estándar	t	P > t	N° de obs.	19531
b1	0.0274133	0.0553646	0.495	0.621	F(22,19508)	283.55
b2	0.0652382	0.0587781	1.11	0.267	Prob > F	0.0000
b3	-0.019452	0.0402339	-0.483	0.629	R ²	0.2423
b4	0.0925773	0.0334611	2.767	0.006	R ² ajust.	0.2414
b5	0.0165189	0.0376648	0.439	0.661		
b6	0.1554562	0.0343284	4.529	0.000		
b7	0.007899	0.0374826	0.211	0.833		
b8	0.1087158	0.0382422	2.843	0.004		
m1	0.0970817	0.0332202	2.922	0.003		
m2	0.1136932	0.0370682	3.067	0.002		
m3	0.041566	0.0394365	1.054	0.292		
m4	0.2848163	0.0341385	8.343	0.000		
u1	0.2018743	0.0379621	5.318	0.000		
u2	0.0556459	0.0559539	0.994	0.320		
u3	0.1660394	0.0650892	2.551	0.011		
u4	0.1497817	0.0647727	2.312	0.021		
u5	0.3273357	0.0546641	5.988	0.000		
u6	0.3564947	0.0606594	5.877	0.000		
u7	0.0928301	0.0934945	0.993	0.321		
u8	0.3872036	0.6123183	0.632	0.527		
exp	0.0328768	0.0014539	22.613	0.000		
exp2	-0.000369	0.0000192	-19.178	0.000		
cons	10.62065	0.0375035	283.191	0.000		

En las tablas 7 y 8 se resumen los resultados de este cuarto ejercicio para los datos de 1990 y 1998. Aquí nos encontramos por primera vez con varios coeficientes no significativamente distintos de cero, de acuerdo a los tests t (en particular en el año 1990 son frecuentes para los primeros años de educación). Nuevamente los retornos son positivos para los años con coeficientes significativos y los signos de los coeficientes de la experiencia y la experiencia al cuadrado son los esperados.

Estos nuevos resultados nos confirman y amplían el cuadro que nos entregaba la versión modificada del “*spline*”, respecto a la estructura de tasas de retorno a la educación. Como se puede comprobar para ambas muestras, en los últimos años de educación media y terciaria se verifica nuevamente un significativo aumento en las tasas

de retorno respecto a las obtenidas para el resto de los años del mismo nivel. Sin embargo, esta versión más flexible parece indicar que el premio para octavo básico es bastante más difuso que lo que parecía indicar el ejercicio de *spline* modificado¹⁴.

Tabla 8
Resultados para la Formulación Año por Año (1998)

Resultados 1998						
	Coefficiente	Error Estándar	t	P > t	N° de obs.	62370
b1	-0.045133	0.0290201	-1.555	0.120	F(22, 62347)	1319.78
b2	0.1333572	0.0309594	4.307	0.000	Prob > F	0.0000
b3	0.0463058	0.0219912	2.106	0.035	R^2	0.3177
b4	0.0470831	0.0185459	2.539	0.011	R^2 ajust.	0.3175
b5	0.1030365	0.0204259	5.044	0.000		
b6	0.088347	0.0183564	4.813	0.000		
b7	0.0361716	0.0191166	1.892	0.058		
b8	0.1390558	0.0192452	7.225	0.000		
m1	0.0808744	0.0177386	4.559	0.000		
m2	0.1487241	0.0194293	7.655	0.000		
m3	0.0940375	0.0204175	4.606	0.000		
m4	0.2140139	0.0177786	12.038	0.000		
u1	0.1952852	0.0239416	8.157	0.000		
u2	0.3181592	0.032664	9.74	0.000		
u3	0.0737683	0.0337841	2.184	0.029		
u4	0.0946529	0.0334734	2.828	0.005		
u5	0.4228497	0.0293281	14.418	0.000		
u6	0.4857873	0.03195	15.205	0.000		
u7	0.0327774	0.0556606	0.589	0.556		
u8	-0.052519	0.0936336	-0.561	0.575		
exp	0.0359894	0.0008009	44.934	0.000		
exp2	-0.000397	0.0000103	-38.724	0.000		
cons	10.65749	0.0211297	504.384	0.000		

En el caso de las encuestas analizadas, y en concordancia con el ejercicio anterior, las tasas de retorno para los años de obtención de títulos de educación media y superior son extraordinariamente altas, alcanzando incluso sobre el 40% para la educación universitaria en el año 1998. Por otro lado para el año 1990 el efecto del último año de media es tan marcado que sólo es superado en la universidad por los dos últimos años.

Al analizar ahora comparativamente la estructura obtenida para ambos años se confirma con mayor detalle la disminución del efecto del título para la enseñanza media

¹⁴ De hecho para el año 1990 se puede ver que el retorno asociado al sexto año resulta ser superior que el de octavo, mientras que en 1998 supera por muy poco al de segundo básico y no por demasiado al de quinto.

mientras se acentúa para el caso de la educación terciaria. Nótese especialmente el bajo retorno que presentan el tercer y cuarto año de educación superior en el año 1998.

Toda esta sección y especialmente la última de las formulaciones propuestas parecen entregarnos mayor luz respecto a la estructura de tasas de retorno a la educación vigentes en Chile para la década recién pasada, y que pueden servir también para entender de mejor manera procesos asociados a éstas como, por ejemplo, la estructura de distribución del ingreso. Nos confirman además, que la estructura impuesta a los datos por la formulación de Mincer parece ser muy poco adecuada para representar la dinámica subyacente en dichos datos.

En la Tabla 9 donde se resumen los resultados puede observarse que hay importantes sheepskin effects que se ignoran de utilizar la metodología tradicional de Mincer. En particular es muy importante el premio a completar la Universidad, a diferencia de EEUU en que el premio más importante es a completar Media.

Tabla 9

1990	UNA	SPLINE NIVELES	CS VS COHORT	SPLINE SHEEPSKIN	UNO A UNO	1998	UNA	SPLINE NIVELES	SPLINE SHEEPSKIN	UNO A UNO
B1	11,4	5,9	20	5,6	NS		13,2	7,1	6,5	NS
B2	11,4	5,9	20	5,6	NS		13,2	7,1	6,5	13,3
B3	11,4	5,9	20	5,6	NS		13,2	7,1	6,5	4,6
B4	11,4	5,9	20	5,6	9,3		13,2	7,1	6,5	4,7
B5	11,4	5,9	20	5,6	NS		13,2	7,1	6,5	10,3
B6	11,4	5,9	20	5,6	15,5		13,2	7,1	6,5	8,8
B7	11,4	5,9	20	5,6	NS		13,2	7,1	6,5	NS
B8	11,4	5,9	20	10,6	10,9		13,2	7,1	12,7	13,9
M1	11,4	13,3	32	9	9,7		13,2	13,9	11,1	8,1
M2	11,4	13,3	32	9	11,4		13,2	13,9	11,1	14,9
M3	11,4	13,3	32	9	NS		13,2	13,9	11,1	9,4
M4	11,4	13,3	32	26,7	28,5		13,2	13,9	21,9	21,4
U1	11,4	18,8	58	14,1	20,2		13,2	22,8	18,2	19,5
U2	11,4	18,8	58	14,1	NS		13,2	22,8	18,2	31,8
U3	11,4	18,8	58	14,1	16,6		13,2	22,8	18,2	7,4
U4	11,4	18,8	58	14,1	15		13,2	22,8	18,2	9,5
U5	11,4	18,8	58	33,8	32,7		13,2	22,8	40,7	42,3
U6	11,4	18,8	58	33,8	35,6		13,2	22,8	40,7	48,6

De hecho, los errores en que se incurre de suponerse que la tasa de retorno es una, aparte del error de no apreciar la importancia de completar los ciclos, se sobreestima el retorno de primaria y se subestima el retorno de Universidad.

Incorporación de otras variables

Para complementar los ejercicios realizados y buscar otras variables que junto a la educación y la experiencia afecten el comportamiento del logaritmo del ingreso, reseñaremos ahora los resultados obtenidos con la incorporación de otras variables explicativas, complementarias a las cuatro estructuras ya presentadas¹⁵. La incorporación de estos nuevos regresores a los ejercicios de corte transversal nos permitirán no sólo entender de mejor manera los determinantes del ingreso, sino también verificar la robustez de los resultados presentados anteriormente dentro de esta misma sección.

Las variables incorporadas son básicamente de dos clases. En primer lugar, se incorporaron dos tipos de variables dicotómicas geográficas. La primera de ellas (zona) toma valor 1 para el caso de personas que viven en un sector rural; el segundo grupo discrimina de acuerdo a la región del país (quedando la región metropolitana como control).

En segundo término, y siguiendo nuevamente a Heckman et al. se incorporan nuevas variables que relajan otro supuesto impuesto por la forma funcional planteada por Mincer, y que eventualmente también puede ser muy arbitrario. En este sentido se incorporan factores con exponentes superiores para la experiencia. En particular, a las variables de experiencia y experiencia al cuadrado se agregan dos regresores más: los años de experiencia elevados a la tercera y cuarta potencia.

La primera conclusión de estos ejercicios complementarios, y probablemente la más importante, es la robustez de los coeficientes relativos a la escolaridad obtenidos para las diferentes variantes anteriores, particularmente en el año 1990 y en alguna menor medida para el año 1998. La estabilidad mostrada por dichos coeficientes pese a la incorporación de las nuevas variables consideradas, reafirman la confiabilidad de los resultados.

Al revisar los resultados específicos para las variables geográficas descubrimos, en primer lugar, un premio al ingreso urbano que aumenta entre ambos años. Para el año 1990 la diferencia en contra del logaritmo del ingreso rural era del orden del 0,049 y muy consistente para las modelaciones alternativas de la escolaridad. Ocho años después la brecha aumenta a más del doble, siendo del orden del 0,138 y también muy consistente para los distintos ejercicios.

¹⁵ Los resultados detallados se presentan en los anexos.

En el caso de las variables dicotómicas regionales éstas resultan ser, en general, significativamente distintas de cero al 90% ¹⁶, con una mejor situación salarial para las regiones extremas, las que incluso superan a la metropolitana (I, II, XI y XII en ambos casos, y también la III en el año 1990). Al analizar los cambios entre ambas observaciones llama la atención una mejora relativa de la región metropolitana respecto a todas las demás, destacando los deterioros relativos de las regiones VIII, III y IX.

En lo que se refiere a la incorporación de variables relativas a la experiencia, pero con exponentes superiores, la historia que nos cuentan ambas encuestas son distintas. Para el año 1990 las variables incorporadas no resultan ser significativamente distintas de cero en ningunas de las estructuras evaluadas ¹⁷, sin embargo sí afectan algo la magnitud, aunque no el signo, de las variables de experiencia y experiencia al cuadrado.

En el caso de las regresiones que utilizan los datos de 1998 el efecto es más significativo. No sólo son consistentemente distintas de cero y muy estables para las formulaciones alternativas de la escolaridad, sino que su efecto sobre las variables originales asociadas a la experiencia es más radical. El coeficiente asociado a la experiencia disminuye a la mitad y, lo que es más interesante, el de la experiencia al cuadrado cambia de signo pasando a ser positivo. Por su parte los nuevos coeficientes resultan ser negativos en el caso de la experiencia elevada al cubo y positivo el de la variable elevada a la cuarta potencia. Esto demuestra que en Chile, así como en EEUU ha habido un cambio de la forma funcional en el tiempo: la forma funcional de la ecuación de ingresos no es estable.

En la próxima sección plantaremos dos consideraciones adicionales que complementan el análisis precedente.

VII. CROSS SECTION VERSUS COHORT Y EFECTO CALIDAD

Durante períodos de importantes transformaciones económicas, con fuerte crecimiento y, en particular, con cambios de precios para el pago asociado a diferentes habilidades, resulta difícil creer que estimaciones basadas en datos de corte transversal puedan ser una adecuada referencia para entender el proceso de inversión en capital

¹⁶ La excepción la constituyen la sexta y la décima región para el dato de 1990.

¹⁷ Es decir, modelando la escolaridad de acuerdo a la formulación Mincer o con versiones *spline* clásicas o modificadas.

humano, asociado a los retornos esperados a la educación. Las estimaciones basadas en la elaboración de cohortes artificiales a partir de información de corte transversal pueden ser un reflejo de las actuales diferencias de precios y costos de oportunidad en el mercado laboral, pero no podrán tomar en cuenta los desarrollos que determinen diferencias futuras y que los agentes pueden incorporar en sus proyecciones.

Si los individuos anticipan cambios en el nivel y la estructura salarial las decisiones de inversión en capital humano, y particularmente en educación formal, estarán afectadas por dichas proyecciones. En este contexto, y en la medida que las anticipaciones sean correctas, el trabajar con cohortes efectivas a través del tiempo puede darnos una mejor idea de los parámetros considerados a la hora de tomar la decisión de educarse. Si por el contrario, los cambios no fueron correctamente anticipados, el ejercicio de cohortes sintéticas puede ser una mejor representación del proceso de toma de decisiones de los agentes. Como se ve el mecanismo de formación de expectativas es clave para determinar cual de las metodologías representa de mejor forma el proceso de toma de decisiones.

Otro importante aspecto a considerar se refiere a si los cambios son permanentes o temporales y a como los perciben los individuos que deben tomar decisiones de educación, lo que nos vuelve a enfrentar al proceso de formación de expectativas. Por último, podemos mencionar también que ambas metodologías capturan de distinta manera las características particulares de cada cohorte. Ya sea por cambios en el sistema educativo o por otra razón, puede que existan diferencias en la “calidad” de cada cohorte que justifiquen diferencias salariales observadas, fenómeno que es capturado de mejor forma por un análisis de cohortes efectivas en el tiempo.

En su trabajo de 1974 Mincer reconoce la distinción entre los patrones asociados a las cohortes artificiales, surgidas de información de corte transversal, y los generados por cohortes efectivas a través del ciclo de vida. Sin embargo, sus observaciones para la información disponible en la época le llevaron a aseverar que la discrepancia empírica de ambas aproximaciones eran relativamente pequeñas, además de reconocer la dificultad de obtener series de tiempo completas y confiables como para realizar un adecuado ejercicio con cohortes efectivas. Sin embargo, trabajos posteriores para el propio Estados Unidos han mostrado que, en particular en décadas recientes, la estructura salarial ha cambiado dramáticamente y que, por lo tanto, el uso de una u otra metodología ha estado lejos de ser indiferente.

En el contexto de nuestro trabajo, para el caso de Chile en la década recién pasada y tomando en consideración las dos muestras de corte transversal que tenemos a nuestra disposición, nos enfrentamos con las típicas limitaciones en la disponibilidad de información para realizar un adecuado estudio de cohortes efectivas. Con dos observaciones en el tiempo resulta imposible intentar reconstruir la evolución de una cohorte a través de su ciclo de vida.

Por otro lado, los cambios experimentados por el mercado laboral chileno en el período bajo análisis parecen ser de tal magnitud que parece conveniente intentar al menos una primera aproximación empírica al tema.

Tabla 10
Cambio porcentual ingreso promedio 1990 v/s 1998

Edad		Escolaridad		
1990	1998	8 o menos	9 a 12	13 a 18
25 a 27	33 a 35	33.45%	42.36%	74.48%
28 a 30	36 a 38	29.87%	29.26%	52.05%
31 a 33	39 a 41	31.58%	36.99%	49.03%
34 a 36	42 a 44	26.66%	40.42%	47.38%
37 a 39	45 a 47	22.83%	36.66%	44.03%
40 a 42	48 a 50	25.77%	35.67%	59.78%
43 a 45	51 a 53	24.89%	31.15%	50.64%
46 a 48	54 a 56	10.37%	28.26%	42.55%
49 a 51	57 a 59	16.53%	39.35%	48.44%
52 a 54	60 a 62	15.63%	19.41%	66.00%
55 a 57	63 a 65	2.64%	18.82%	36.58%
58 a 60	66 a 68	4.39%	5.69%	46.82%
61 a 63	69 a 71	2.08%	17.78%	84.93%
64 a 66	72 a 74	9.79%	18.89%	57.19%
67 a 69	75 a 77	-6.70%	-8.28%	-2.18%

Si se comparan las diferencias salariales que se producen entre grupos separados por ocho años de edad, al interior de cada encuesta, con los que se producen entre ambas encuestas separadas por ocho años, se observan dramáticas diferencias. En particular interesa comparar la situación “predicha” por la encuesta de 1990 con la que efectivamente se registra en 1998.

La Tabla 10 nos muestra el cambio porcentual del ingreso promedio real para la misma cohorte entre ambos años, a partir de los datos de las dos encuestas, agrupados en los tres grandes ciclos educativos. Estos resultados efectivos pueden ser comparados con la información de la Tabla 11, que para la información de corte transversal de 1990

muestra las diferencias porcentuales en el ingreso en grupos con ocho años de diferencia de edad.

De la comparación de ambas tablas se reafirma claramente la idea de que el uso de las dos perspectivas alternativas es cualquier cosa menos indiferente, y que en un entorno tan cambiante como el analizado, el uso de “cohortes” basadas en cortes transversales puede ser un estimador muy pobre de lo que puede suceder con las cohortes efectivas.

En particular, en el caso de las muestras de que disponemos, llama la atención el fuerte aumento para las personas con estudios superiores que muestran significativas ganancias reales por sobre las “predichas” por la información de corte transversal, incluso para cohortes de avanzada edad. Destaca también el hecho que el fuerte crecimiento económico permita que prácticamente para todas las cohortes efectivas, de los tres niveles de escolaridad, el crecimiento promedio de los ingresos reales haya sido positivo aún a edades avanzadas.

Tabla 11
Cambio porcentual ingreso promedio - 1990

Edad		Escolaridad		
1990	1990	8 o menos	9 a 12	13 a 18
25 a 27	33 a 35	13.23%	15.51%	45.34%
28 a 30	36 a 38	11.92%	14.17%	22.12%
31 a 33	39 a 41	18.80%	17.82%	15.03%
34 a 36	42 a 44	12.93%	17.47%	12.83%
37 a 39	45 a 47	10.64%	17.60%	10.13%
40 a 42	48 a 50	13.38%	11.07%	9.79%
43 a 45	51 a 53	-1.53%	9.39%	-21.71%
46 a 48	54 a 56	0.87%	21.10%	-29.09%
49 a 51	57 a 59	3.19%	14.14%	-2.64%
52 a 54	60 a 62	-9.23%	5.88%	7.13%
55 a 57	63 a 65	-22.01%	-11.76%	-20.99%
58 a 60	66 a 68	-5.66%	-32.18%	2.40%

Utilizando las diferencias que se generan en la proyección y suponiendo que el último salario se mantiene hasta el final de la vida laboral, se encuentra que las tasas de retorno por nivel educativo aumentan significativamente, del orden de tres veces. Como puede observarse en la tabla xx, las tasas aumentan de 6 a 20% en Básica, de 13 a 32% en Media, y de 19 a 58% en Universidad (esta es la tasa promedio de todos los años de cada nivel). Similares estimaciones para EEUU (ver Heckman, Lochner y Todd)

obtienen aumentos de 50%. El alto crecimiento en el periodo en Chile explica las diferencias. Es de suponer que parte del aumento de las tasas de retorno en Chile haya sido inesperado, y que una vez detectado, se pueda haber concluido que no eran permanentes, sin embargo, entre las tasas estimadas “a la Mincer” y las estimadas ex post hay tales diferencias, que llevan a cuestionar el uso de las primeras para la toma de decisiones. Sin embargo, esta primera evidencia para Chile no permite detectar un cambio en la estructura de las tasas, y sólo un aumento casi en paralelo de las mismas.

Para cerrar la presente sección analizaremos brevemente los datos que nos muestra la Tabla 12 para las cohortes sintéticas del año 1998. Si bien, obviamente, no tenemos la información del año 2006 para realizar un nuevo ejercicio de comparación entre cohortes efectivas y artificiales, resulta de interés, sin embargo, ver como la estructura que se nos presenta ha cambiado respecto a la que nos ofrecía la encuesta de 1990.

Tabla 12
Cambio porcentual ingreso promedio - 1998

Edad		Escolaridad		
1998	1998	8 o menos	9 a 12	13 a 18
25 a 27	33 a 35	13.69%	23.40%	50.44%
28 a 30	36 a 38	11.70%	15.54%	36.78%
31 a 33	39 a 41	9.73%	13.23%	23.70%
34 a 36	42 a 44	7.22%	20.55%	16.80%
37 a 39	45 a 47	11.76%	18.52%	19.13%
40 a 42	48 a 50	12.54%	16.79%	19.79%
43 a 45	51 a 53	9.98%	11.46%	13.68%
46 a 48	54 a 56	1.75%	10.30%	16.88%
49 a 51	57 a 59	0.16%	6.27%	-15.51%
52 a 54	60 a 62	0.88%	5.77%	0.86%
55 a 57	63 a 65	-7.09%	-0.31%	-31.93%
58 a 60	66 a 68	-12.64%	-0.14%	-3.51%
61 a 63	69 a 71	-22.61%	-16.48%	-1.70%
64 a 66	72 a 74	-14.79%	-18.27%	-6.60%

Al comparar esta tabla con la anterior aparecen algunos cambios consistentes con los análisis anteriores. En particular, en el caso de las personas con más de 12 años de educación, vemos como los incrementos registrados en los ingresos para los primeros años de vida laboral y hasta la mediana edad en 1998, son mayores que los observados en 1990, lo que es consistente con la evidencia de una importante alza en el retorno a la educación para la educación superior. También llama la atención el decrecimiento más pronunciado (o el menor crecimiento) constatado para los últimos años de vida activa en

la muestra de 1998 en el segmento de mayor educación. Para los otros dos grupos de individuos, de acuerdo a su nivel de escolaridad, las diferencias entre un año y otro siguen patrones menos sistemáticos.

Finalmente se realizó el siguiente ejercicio: para los nacidos en 1964 y después se construyó una serie de gasto público en educación (serie que empieza en 1970) y se identificaron con una dummy los años en que el gasto fue mayor que el promedio. Lo interesante de este período es que el gasto fluctúa fuertemente en el mismo. Dicha dummy se introduce en la regresión de forma que interactúa con la tasa de retorno, y esto se hizo sólo en la regresión en que se supone que hay una tasa de retorno a la educación. Para 1990 se encuentra que la tasa de retorno pasa a 7,5 para años de bajo gasto y 9 para los años de alto gasto. Para el caso de la CASEN 98, se encuentra que la tasa de retorno es de 13,5 para los años de bajo gasto y 13,7 para los de alto gasto. Si bien la estimación es rudimentaria, da la impresión que el retorno al mayor gasto es muy pequeño, y que se ha ido deteriorando en el tiempo.

VIII. CONCLUSIÓN

La relación entre niveles de ingreso y educación capta cada vez más interés tanto en el ámbito académico como público. Desde diferentes sectores se discute el papel de la educación en el proceso de incorporación de la población en el mercado laboral y, a través de esta vía, en el mejoramiento de sus condiciones de vida y eventualmente también en una participación más igualitaria en el ingreso.

Dentro de esta discusión la ecuación y la metodología propuesta por Mincer en 1974, que permite relacionar el logaritmo de los ingresos con el nivel de educación y experiencia de los individuos, ha tenido un lugar privilegiado, generando una verdadera industria de estimaciones de tasas de retorno a la educación.

En el presente trabajo se ha revisado el caso de Chile para la última década del pasado siglo a partir de las encuestas CASEN de 1990 y 1998. Con dicha información se han estimado tasas de retorno a la educación en un proceso de progresiva flexibilización de la clásica formulación de Mincer contenida en la expresión (I.1).

Los resultados muestran la conveniencia de modelar en forma más desagregada el nivel de escolaridad alcanzado por los miembros de la población analizada. En el caso de las muestras bajo estudio se verifica una consistente alza en la tasa de retorno a la

educación con los niveles de escolaridad, pero particularmente para aquellos que cuentan con enseñanza superior.

Se observan también marcados premios a la obtención de títulos (efecto *sheepskin*), en particular para la educación media y terciaria. Esta evidencia resalta la función de la educación como fuente de señales para el mercado laboral y viene a complementar la tesis básica de la teoría del capital humano. El perfil de retornos generado por este efecto puede tener importantes consecuencias para los agentes que debe tomar decisiones de inversión en educación formal.

Por último, se ha verificado en forma simple pero categórica las diferencias que surgen de considerar cohortes artificiales a partir de información en corte transversal, respecto al seguimiento de cohortes efectivas a través del tiempo (las tasas de retorno se multiplican aproximadamente por tres). En un contexto tan cambiante como el de Chile en los noventa, resulta particularmente impropio desconocer las particularidades de las metodologías alternativas e ignorar el papel de las expectativas en el proceso de inversión en capital humano.

Finalmente, se realice una estimación del efecto del mayor gasto en la tasa de retorno a la educación, y en particular para el 98 se encuentra un efecto muy pequeño sobre la misma, aunque significativo y positivo.

REFERENCIAS

- (1) Banco Mundial, (Noviembre 1997). "Chile: Poverty and Income Distribution in a High Growth Economy: 1987 - 1995" Document of the World Bank.
- (2) Becker, G. S., (1975). "Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education". Second Edition. Studies in Human Behavior and Social Institutions, No. 5, University of Chicago Press.
- (3) Beyer H., (Verano 2000). "Educación y Desigualdad de Ingresos: Una Nueva Mirada". Estudios Públicos 77.
- (4) Beyer, H. (Verano 1997). "Distribución del Ingreso: Antecedentes para la Discusión" Estudios Públicos N° 65.
- (5) Beyer H., Rojas P., Vergara R. (Verano 2002), "Trade Liberalization and Wage Inequality in Chile". Versión Traducida en Estudios Públicos 85.
- (6) Bravo D., Contreras D., Rau T., (Enero 1999). "Wage Inequality and Labor Market in Chile: a Non - Parametric Approach". Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- (7) Bravo D., Marinovic A. (Agosto 1997), "La Educación en Chile: una mirada desde la Economía". Persona y Sociedad, Volumen XI, Instituto Latinoamericano de Doctrina y Estudios Sociales.

- (8) Contreras D., Bravo D., Medrano P. (Enero 1999). "Measurement Error, Unobservables and Skill Bias in Estimating the Return to Education in Chile". Mimeo, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- (9) Contreras, D. (Primavera 1996) "Pobreza y Desigualdad en Chile: 1987 - 1992. Discurso, Metodología y Evidencia Empírica". Estudios Públicos N° 64.
- (10) Contreras, D. (Noviembre 1998). "Explaining Wage Inequality in Chile. Does Education really matter ?". Departamento de Economía Universidad de Chile.
- (11) Cowan, De Gregorio. (Primavera 1996) "Distribución y Pobreza en Chile: ¿Estamos Mal? ¿Ha habido Progresos? ¿Hemos Retrocedido?. Estudios Públicos N° 64.
- (12) Hanushek, E. (1986) "**The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools**," *Journal of Economic Literature*, Vol. 24 (3) pp. 1141-77
- (13) Heckman J., Lochner L., Taber, C. (Enero 1998). "Explaining Rising Wage Inequality: Explorations with a Dynamic General Equilibrium Model of Labor Earnings with Heterogeneous Agents" NBER Working Paper 6384, National Bureau of Economic Research.
- (14) Heckman J., Lochner L., Todd P (2001). "Fifty Years of Mincer Earnings Regressions". NBER Working Paper 9732, National Bureau of Economic Research.
- (15) Katz, LF, and KM Murphy. 1992. "Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors." *Quarterly Journal of Economics* 107:35-78.
- (16) Mincer, J. (1974) "Schooling, Experience and Earnings", Columbia Press University.
- (17) Psacharopoulos, G. (1981). "Returns to Education: An Updated International Comparison". *Comparative Education*, 17 (3), 321-341
- (18) Robbins, D. (1994). "Relative Wage Structure in Chile: 1957 - 1992: Changes in the Structure of Demand for Schooling" *Estudios de Economía*, Vol. 21, Universidad de Chile.
- (19) Willis, R. J. (1986), "Wage Determinants: A Survey of Human Capital Earnings". *Handbook of Labor Economics*, Vol 1
- (20) Willis, R., and S. Rosen. (1979). "Education and Self-Selection," *Journal of Political Economy*, 87, S7-36.

RESUMEN DE LOS RESULTADOS																		
	B1	B2	B3	B4	B5	B6	B7	B8	M1	M2	M3	M4	U1	U2	U3	U4	U5	U6
UNA TASA DE																		
RETORNO	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4	11,4
SPLINE NIVELES	5,9	5,9	5,9	5,9	5,9	5,9	5,9	5,9	13,3	13,3	13,3	13,3	18,8	18,8	18,8	18,8	18,8	18,8
CS VS COHORT	20	20	20	20	20	20	20	20	32	32	32	32	58	58	58	58	58	58
SPLINE SHEEPSKIN	5,6	5,6	5,6	5,6	5,6	5,6	5,6	10,6	9	9	9	26,7	14,1	14,1	14,1	14,1	33,8	33,8
AÑOS UNO A UNO	NS	NS	NS	9,3	NS	15,5	NS	10,9	9,7	11,4	NS	28,5	20,2	NS	16,6	15	32,7	35,6
1998																		
UNA TASA	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2	13,2
SPLINE NIVELES	7,1	7,1	7,1	7,1	7,1	7,1	7,1	7,1	13,9	13,9	13,9	13,9	22,8	22,8	22,8	22,8	22,8	22,8
SPLINE SHEEPSKIN	6,5	6,5	6,5	6,5	6,5	6,5	6,5	12,7	11,1	11,1	11,1	21,9	18,2	18,2	18,2	18,2	40,7	40,7
AÑOS UNO A UNO	NS	13,3	4,6	4,7	10,3	8,8	NS	13,9	8,1	14,9	9,4	21,4	19,5	31,8	7,4	9,5	42,3	48,6
EN EL FORMATO DE FIFTY YEARS																		
	B78	M12	M34	U123	U456													
1990	8,1	10,5	17,8	14,1	27,7													
1998	8,6	11,5	15,4	19,6	33,4													