

## FUNCIÓN DE INGRESOS Y RENDIMIENTO DE LA EDUCACIÓN EN MÉXICO

Fernando Barceinas\*

*Universidad Autónoma Metropolitana*

**Resumen:** Se analiza la relación ingresos-educación en México a través del cálculo de las tasas de rentabilidad de la educación, se toma como base la información de la ENIGH-92. Para ello, se utilizan diversos métodos (directo, función de ingreso minceriana y "elaborado") y formas funcionales (con años de educación o niveles educativos y controlando o no por horas trabajadas). Los resultados muestran la conveniencia de controlar por horas trabajadas, así como el mejor ajuste del método no restringido "elaborado". Entre los resultados concretos destacan la mayor tasa de rentabilidad de los estudios de preparatoria, y las mayores tasas de rentabilidad de los hombres en los niveles primario y universitario.

**Abstract:** This article analyzes the relationship between income and education in Mexico by calculating a rate of return for education. The data used was obtained from the Household Budget Survey of 1992, ENIGH. Various methods (direct, a mincerian income function, and "elaborate" or discount rate) and formal functions (using years of education, and controlling or not for hours worked) are used. The results show the usefulness of controlling for hours worked, and that the best fit is obtained when using the non-restricted "elaborate" method. Some of the most important and specific results are the higher rate of return of high school studies, and the higher rates of return to schooling for men with primary and university studies.

\* Agradezco a Antonio Yúnez-Naude y a Josep Lluís Raymond, director del proyecto de investigación del autor en el Programa de Doctorado en Economía Aplicada, de la Universidad Autónoma de Barcelona, sus valiosos comentarios y sugerencias. La evaluación anónima ayudó, además, a mejorar el resultado final. Obviamente, los errores e imprecisiones que permanecen son de mi entera responsabilidad. Agradezco, asimismo, el apoyo financiero de Concyt en esta investigación.

## 1. Introducción

Existe una gran tradición de análisis económico que confirma que los individuos más educados ganan salarios más altos, experimentan menor desempleo y trabajan en ocupaciones más prestigiosas que los individuos menos educados. Esto es, existe una percepción creciente de que la educación juega un papel fundamental en el análisis moderno de la economía laboral y de capital humano.

Una idea básica en el análisis de la relación entre ingreso y educación es considerar a ésta última como una forma de inversión. En este sentido, la pregunta inmediata es cómo medir la rentabilidad de dicha inversión o, en otras palabras, cuáles son sus correspondientes tasas de rentabilidad. Más aún, si se piensa en niveles educativos, importaría determinar, entre otras cosas, si es más rentable terminar un ciclo de educación primaria o uno universitario, y a partir de ello derivar las prioridades de los distintos niveles educativos dentro de una política educativa consistente, por ejemplo, con una estrategia de desarrollo económico y de distribución del ingreso.

La aplicación de tales ideas al caso mexicano requiere el primer e importante paso de calcular las tasas de rentabilidad de la educación. Esto constituye el objetivo principal del presente artículo. Con base en la información de la Encuesta Nacional de Ingreso-Gasto de los Hogares, ENIGH, de 1992 se calculan las tasas de rentabilidad de la educación de los niveles primaria, secundaria, preparatoria y universidad, tanto para hombres y mujeres como para el total de observaciones. Se proponen y prueban distintos métodos de cálculo, así como distintas formas funcionales. Posteriormente, y con base en la aplicación de pruebas estadísticas, se determina cuál de los modelos es el de mejor ajuste.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En la primera parte se presentan algunas ideas sobre la teoría del capital humano, en particular sobre las funciones de ingreso. En la segunda, se analiza la información utilizada con algunos estadísticos que resumen las características educativas y de ingreso de la muestra. En la tercera, se calculan las tasas de rentabilidad de la educación mediante 3 métodos: 1) a través del cálculo del incremento de ingresos dividido por el aumento de costes (método directo), 2) con funciones de ingresos mincerianas con variaciones en la forma funcional (controlando o no por horas trabajadas), y con la escolaridad como variable continua o como variables dummies, y 3) al calcular la tasa de descuento que iguala el flujo de beneficios con el de costes (método

“elaborado”). Por último, se aplican pruebas estadísticas para determinar cuál de los modelos propuestos tiene el mejor ajuste. En la cuarta parte se presentan las conclusiones del trabajo.

## 2. Marco teórico

La idea de que la adquisición y desarrollo de habilidades corporizadas en individuos puede ser tratada como una inversión es muy antigua. Autores como Schultz (1960, 1961), Denison (1962) y Ben-Porath (1967) colocaron las bases teóricas de estas ideas, pero fue Mincer (1974) quien desarrolló el análisis empírico de la relación entre capital humano y distribución personal de ingresos, así como el concepto de tasa de rentabilidad de la educación que, sin duda, constituyó la piedra angular de un gran número de investigaciones en esta área. Finalmente, Becker (1975) organizó los desarrollos sucesivos dentro de una estructura teórica coherente, misma que marcó un hito histórico, y de la cual ha surgido un monto increíble de investigaciones empíricas y teóricas.

Gran parte de este cuerpo teórico se ha abocado a establecer las leyes que rigen la relación escolaridad-ingresos a través de las denominadas “funciones de ingreso”. En principio, el argumento que relaciona a ambas variables es muy simple: para inducir a un individuo a llevar a cabo educación adicional se le debe compensar con los ingresos suficientes a lo largo de su vida. Por otro lado, para obtener mayores ingresos, los individuos con mayor educación deben ser más productivos que los de menor educación. En este sentido, los modelos de funciones de ingreso proveen una fundamentación rigurosa para la existencia de los perfiles de ingresos de ciclos de vida.

Una visión alternativa del papel de la inversión educativa en la determinación de los ingresos está basada en la teoría de las diferencias salariales compensadoras, donde el componente básico más importante de dichas diferencias es la rentabilidad de la inversión en la adquisición de cualificaciones: para que una ocupación cualificada atraiga nuevos trabajadores, los costos privados de la formación necesaria para entrar a formar parte de la fuerza de trabajo, deben recuperarse a lo largo de la vida laboral del reclutado. En otras palabras, la tasa de rentabilidad debe ser igual a la de otras inversiones de riesgo similar o a la tasa subjetiva de descuento que utilizan los nuevos trabajadores al tomar su decisión.

En esta situación, los trabajadores estarían dispuestos a pagar un precio por su inversión en capital humano, siempre y cuando tuvieran un incremento de sus ingresos futuros, consecuencia, a su vez, de su aumento de productividad. De esto se sigue que los ingresos observados de un trabajador a un nivel dado de experiencia, pueden verse como igual a la tasa de renta de su stock acumulado de capital físico menos el costo de su inversión corriente. Esta forma de enfocar el problema se sintetiza en los modelos que asumen que el trabajador intenta maximizar el valor presente descontado de sus ingresos de por vida netos del costo directo de inversión.<sup>1</sup>

Entre otros objetivos, y desde el punto de vista empírico, la teoría del capital humano se aboca a la consideración explícita de la educación en la determinación de las remuneraciones. La herramienta empírica más utilizada para ello son las denominadas “funciones de ingresos”, que se refieren a cualquier regresión de tasas de salarios individuales en un vector de variables personales, de mercado y ambientales, a través de las que se influencia el salario. La función típica es la siguiente:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \varepsilon \quad (1)$$

Donde  $y$  son los ingresos por un periodo determinado,  $s$  los años de escolaridad y  $x$  la experiencia. Teóricamente  $\beta_1$  y  $\beta_2$  deben ser positivos, y  $\beta_3$  negativo. El parámetro  $\beta_1$  aproxima la tasa de rentabilidad de la educación.<sup>2</sup> Por otro lado, la experiencia real en general no es una variable de

<sup>1</sup> Cabe mencionar que esta visión de la relación escolaridad-ingreso no es única ni está exenta de críticas. Una de éstas últimas argumenta que el mayor pago recibido por los más educados refleja un fenómeno de “credencialismo” o “señalización” más que una mayor productividad, aunque en realidad lo que puede estar sucediendo es que los más educados sean los más hábiles para invertir en señales de forma más barata que los menos hábiles. El problema estadístico es que la distribución del equilibrio de trabajadores y nivel de salarios por nivel educativo son iguales tanto en la teoría del capital humano como en el de la señalización, esto es, son observacionalmente equivalentes. Sin embargo, aunque esta alternativa puede tener aspectos positivos y comportacionales idénticos a los de la teoría de capital humano, tendría implicaciones normativas muy distintas. Para mayor profundización sobre el tema ver Weiss (1995) y Kroch y Sjoblom (1994), entre otros.

<sup>2</sup> En ocasiones resulta útil distinguir entre una tasa privada y una social. La primera asume que el único coste de educación son los ingresos dejados de percibir y que los ingresos son netos de impuestos. Por el contrario, la tasa social de rentabilidad incluye los costos directos de escolaridad y utiliza ingresos antes de impuestos.

observación directa, por lo que tradicionalmente se ha utilizado la experiencia potencial, esto es, “edad” -s- 6, lo que supone que la educación se inicia a los 6 años, no se adquiere experiencia mientras se estudia y no hay periodos después del de estudio que no se trabaje y, por lo tanto, que no se adquiriera experiencia.<sup>3</sup>

Esta especificación, conocida como “función minceriana” está basada, además, en los siguientes supuestos: 1) no hay interacción sobre los ingresos entre la contribución de la escolaridad y la experiencia laboral, 2) sólo una función puede ser utilizada para modelar los ingresos de toda la vida, sin hacer distinción entre experiencia laboral inicial y madura, y 3) cuando se estudia no se trabaja y cuando se trabaja la dedicación es de tiempo completo.

A pesar de que el concepto teórico de la tasa interna de rentabilidad es claro, sus aplicaciones empíricas generan ciertas controversias. Primero, los datos ideales deberían ser una especie de historia longitudinal completa de los ingresos de toda la vida de los individuos, lo que evidentemente es imposible de encontrar. Segundo, existen muchas dificultades prácticas para extrapolar los desarrollos del ciclo de vida (las diferencias entre los ingresos correspondientes a estudiar y no hacerlo). Tercero, hay un problema de apropiada comparación de grupos, puesto que los datos representan clasificaciones ex-post; o se asiste a la escuela o no, o sea, existe un problema latente de auto-selección. Por último, es imposible observar todas las variables (por ejemplo la habilidad) que determinan los ingresos. Por lo tanto, cualquier medida de rentabilidad se basa en la comparación de los ingresos de diferentes individuos que difieren en los niveles de escolaridad.

En el proceso de estimación de las funciones de ingreso el mayor problema lo constituye, sin duda, el denominado “sesgo de habilidad”. Para explicarlo supongamos una función de ingresos del tipo  $y = f(s, x) + \varepsilon$ . Entonces, si el residuo  $\varepsilon$  está positivamente correlacionado con  $s$ , la estimación de la función de ingresos estará sujeta a un “sesgo de habilidad”, que provocaría un efecto exagerado de los ingresos que una

<sup>3</sup> Debe notarse que medir así la experiencia puede ser inapropiado en países en desarrollo, donde mucha de la fuerza laboral tiene poca o nula escolaridad, lo que implica que la “experiencia laboral” obtenida durante la infancia debería ser tratada al mismo nivel que la experiencia laboral adulta. Como lo proponen Dougherty y Jimenez (1991), una alternativa, por tanto, sería estimar la experiencia como la mayor de las expresiones {(edad-15), (edad-años de escolaridad - 6)}.

persona de una habilidad dada, podría alcanzar a través del incremento de su escolaridad, lo que, en última instancia, redundaría en unas tasas estimadas de rentabilidad de educación sesgadas hacia arriba.<sup>4</sup>

Una reflexión final sobre los problemas de la función de ingresos se refiere a las ausencias de tratamientos de ciertos aspectos. Por ejemplo, muchos de los esfuerzos se han dirigido ha establecer diferencias interpersonales de habilidad, menos en las correspondientes a la calidad de la educación, cuando obviamente las dos están relacionadas. No obstante, y a pesar de que los resultados son en ocasiones opuestos, uno de los autores que más ha estudiado el tema concluye con relación al conjunto de estimaciones econométricas de las funciones de ingreso:

My impression is that the simple Mincer-type earnings function does a surprisingly good job of estimating the returns to educations even though more general econometric models suggest that the conditions of equality of opportunity and equality of comparative advantage upon which it is based are not strictly true.<sup>5</sup>

Existen varios trabajos sobre estimaciones de tasas de rentabilidad de la educación en México. En el análisis comparativo entre países llevado a cabo por Psacharopoulos (1981), las tasas de rentabilidad para México son obtenidas de un trabajo de Carnoy<sup>6</sup> con base en información de 1963 de 4.000 hombres asalariados. Las estimaciones son mincerianas y por niveles educativos (primaria, secundaria y superior).

Por otra parte, Bracho y Zamudio (1994, 1995) y Zamudio y Bracho (1994) se orientan al estudio de la educación en México en varias vertientes, correspondiendo una de ellas al análisis de las tasas de rentabilidad de la educación de acuerdo con información de la ENIGH de 1989. En general,

<sup>4</sup> Existen diversas alternativas para enfrentar este problema: considerar explícitamente variables proxies para la habilidad (Griliches, 1977), utilizar muestras basadas en gemelos (Ashenfelter y Kruger, 1994), tratar la habilidad como un efecto fijo y usar datos panel (Angrist y Newey, 1991), explotar variaciones naturales en los datos causadas por influencias exógenas en la decisión escolar (Angrist y Krueger, 1991) o endogeneizar la escolaridad (Harmon y Walker, 1995).

<sup>5</sup> Willis (1986), p. 590.

<sup>6</sup> Carnoy (1967). "Earnings and schooling in Mexico", *Economic Development and Cultural Change*, julio, citado en Psacharopoulos (1981).

estos autores han abordado el tema desde la perspectiva minceriana, probando diversas alternativas en la especificación de la función de ingresos (años de educación contra variables dummies de niveles educativos, con niveles educativos completos e incompletos, con formas cuadráticas en los años de educación, etc.). Además, han distinguido por género, zonas de residencia y generaciones. En Zamudio y Bracho (1994) se analiza el tema de la endogeneidad de la escolaridad a través de un proceso en dos etapas: primero, por medio de una ecuación de escolaridad y, posteriormente, estimando una ecuación de ingresos "corregida" a partir de los resultados de la primera.<sup>7</sup> Finalmente, en Bracho y Zamudio (1994) consideran implícitamente el efecto del desempleo sobre las tasas de rentabilidad de la escolaridad, utilizando para ello el denominado método "corto".

Singh y Santiago (1997) a partir de una muy particular muestra de hogares rurales de 1991, estiman funciones de ingreso para esposos y esposas de hogares rurales que incluyen, además de la escolaridad, variables como el tamaño de la unidad productiva y el del hogar.

En Psacharopoulos, *et al.* (1996) se encuentra un análisis comparativo de las tasas de rentabilidad de la educación con información de la ENIGH de 1984, 1989 y 1992. Las funciones de ingresos son mincerianas y se distinguen por género. La escolaridad es introducida como años de escolaridad y por medio de variables dummies de niveles educativos. Cabe mencionar que en este caso son estimadas tanto tasas de rentabilidad privadas como sociales.

### 3. Los datos

La base de datos utilizada en este análisis proviene de la ENIGH de 1992. La unidad económica básica de esta encuesta es el individuo y, en algunos casos, el hogar. Los ingresos son trimestrales, netos y corresponden a remuneraciones al trabajo, lo que redundó en una muestra constituida, en principio, por 11 516 individuos, de los cuales 8 357 son hombres (72.6%) y 3 160 mujeres (27.4%).

En lo referente a la escolaridad, la ENIGH contiene los siguientes niveles educativos: 0. Sin instrucción, 1. Primaria incompleta, 2. Primaria comple-

<sup>7</sup> Cabe mencionar que, debido a restricciones muestrales, este tipo de análisis se reduce a una muestra de hijos que viven con sus padres.

ta, 3. Secundaria incompleta, 4. Secundaria completa, 5. Preparatoria, Vocacional o Normal incompleta, 6. Preparatoria, Vocacional o Normal completa, 7. Superior incompleta, 8. Superior completa y 9. Posgrado.

El cuadro 1 presenta los valores medios de las principales variables de acuerdo con la clasificación por sexo, siendo AEMA los años de escolaridad máxima alcanzada. En primer lugar, nótese que la muestra es básicamente masculina: 72.6% de hombres vs 27.4% de mujeres. Como se observa, la edad media de los hombres que perciben ingreso salarial es mayor a la de mujeres. Sin embargo, una cosa que llama la atención es el mayor nivel de escolaridad de las mujeres: 7.44 años vs 5.92 de los hombres. A pesar de ello, debe observarse que el ingreso medio de los hombres es superior en aproximadamente 19% con relación al de las mujeres.

Cuadro 1  
*Valores medios de acuerdo con el sexo*

	<i>Total</i>	<i>Hombres</i>	<i>Mujeres</i>
Edad	32.00	32.80	30.10
AEMA	6.33	5.92	7.44
Ingreso trimestral	2 492 264	2 608 731	2 184 288
Observaciones	11 516	8 357	3 160

Esta singular relación de las características diferenciales por sexo (mayor nivel educativo y menor ingreso de las mujeres) puede deberse, entre otras cosas, a la típica discriminación laboral, así como al hecho de que las mujeres dedican menos horas al trabajo remunerado. A reserva de realizar posteriormente un análisis más detallado de este aspecto, baste señalar por ahora que, efectivamente, los hombres trabajan remuneradamente 16% más que las mujeres: mientras los hombres dedican en promedio 45.5 horas a la semana al trabajo asalariado, las mujeres dedican 38.2.

En el cuadro 2 se aprecia el mismo tipo de estadísticas, pero esta vez de acuerdo con los niveles de edad de los individuos. Como era de esperarse, los hombres constituyen siempre la mayoría en cualquiera de los niveles de edad, e incluso a una proporción más o menos constante: 70% hombres y 30% mujeres. Por tanto, la media máxima de AEMA se alcanza en el intervalo de 25 a 30 años con un valor de 7.66 años, de donde comienza a descender de forma abrupta. Por otro lado, resulta muy claro que las viejas

generaciones tienen niveles educativos muy por debajo de las nuevas generaciones, lo que no es más que un reflejo de la socialización que la educación ha experimentado en los últimos años. Además, los ingresos trimestrales medios van incrementándose conforme avanza la edad hasta alcanzar el máximo en el intervalo de 35 a 40 años. Posteriormente, la media comienza a descender, pero de una manera mucho más suave que los años de escolaridad, AEMA. Esto puede implicar que el factor educación no es el único determinante de los ingresos, y que la experiencia puede jugar un papel igualmente importante.

**Cuadro 2**  
*Valores medios de acuerdo con la edad*

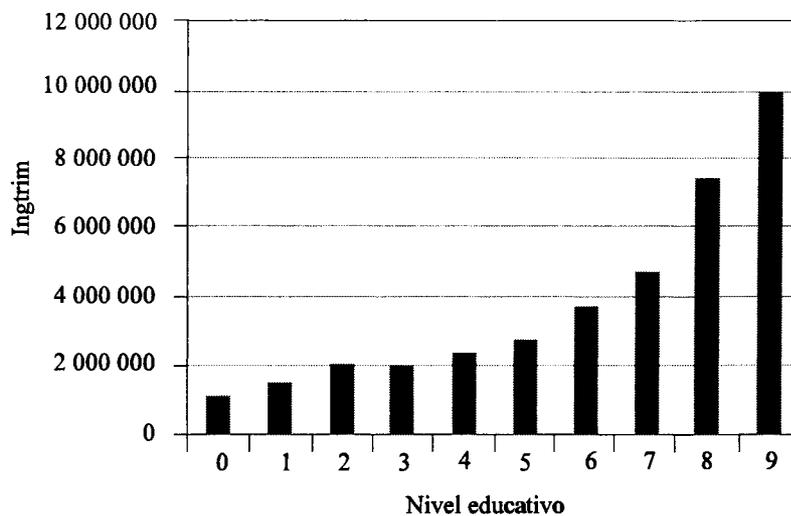
<i>Edad</i>	<i>AEMA</i>	<i>Ingtrim (pesos de 1992)</i>	<i>Observaciones</i>	<i>Porcentaje de muestra</i>
0-20	6.01	1 128 247	1 723	15.0
20-25	7.58	1 933 515	2 041	17.7
25-30	7.66	2 612 566	1 892	16.4
30-35	7.16	3 055 617	1 680	14.6
35-40	6.28	3 203 787	1 306	11.3
40-50	5.33	3 183 528	1 677	14.6
50-60	3.86	2 990 444	824	7.2
60-adelante	2.18	1 991 050	373	3.2

En el cuadro 3 se presentan las importantes estadísticas que relacionan el nivel de estudios formales con los ingresos. Es necesario destacar la gran relación positiva que guarda el nivel de estudios con los ingresos. En la última columna se muestran los incrementos porcentuales del ingreso por pasar de un nivel educativo a otro. Como se nota, en casi todos los casos son sustanciales, particularmente a partir del nivel 6, esto es, de la terminación de la preparatoria o normal. Por otra parte, los niveles 3 y 5 son los que incrementan en menor grado los ingresos. Esto significa que iniciar un grado de estudios (en este caso primaria y secundaria) y no completarlo no redundará mucho en la obtención de mayores ingresos. El mayor incremento (56%) se da entre estudios universitarios incompletos y completos. Finalmente, nótese que el máximo nivel de estudios (9 de posgrado) tiene un ingreso medio de casi 9 veces el correspondiente al nivel de estudios menor (0, sin instrucción). La gráfica 1 muestra los hechos antes descritos.

**Cuadro 3**  
*Valores medios por tipo de nivel de educación formal*

<i>Nivel educativo</i>	<i>Edad</i>	<i>Ingtrim (pesos de 1992)</i>	<i>Porcentaje de muestra</i>	<i>Incremento en Ingtrim (%)</i>
0	43.0	1 120 477	8.50	-
1	36.3	1 481 840	21.00	32
2	30.9	1 913 649	22.00	29
3	26.7	1 954 847	6.20	2
4	26.6	2 403 460	21.10	23
5	26.3	2 698 349	3.70	12
6	30.7	3 673 574	6.80	36
7	30.9	4 757 440	4.50	30
8	35.7	7 406 157	5.60	56
9	38.1	9 874 538	0.60	33

**Gráfica 1**  
*Ingreso trimestral por nivel educativo (pesos de 1992)*



En el cuadro 4 se presentan, bajo otra perspectiva, las estadísticas de escolaridad, sexo y horas trabajadas. Obviamente, el ingreso medio y el salario por hora se van incrementando conforme se eleva el nivel de escolaridad. Sin embargo, cabe mencionar que el máximo de horas trabajadas se alcanza en los niveles bajos de educación: para el total de la muestra en primaria, para hombres en secundaria y para mujeres, nuevamente, en primaria. En otras palabras, parece existir una relación negativa entre nivel de escolaridad y horas trabajadas. Esto en principio parece rechazar la idea de que a medida de que potencialmente se pueda ganar más, se trabaje igualmente más, dado que el costo de oportunidad de no hacerlo se incrementa sustancialmente.

**Cuadro 4**  
*Valores medios de escolaridad, horas trabajadas e ingresos*

<i>Total</i>	<i>Edad</i>	<i>Ingtrim (pesos de 1992)</i>	<i>Horas trabajadas</i>		<i>Salario/ hora (pesos de 1992)</i>	<i>Salario/ hora (dólares)</i>
			<i>Media</i>	<i>Mediana</i>		
Sin educación	38.16	1 377 308	43.15	48.00	2 483	0.81
Primaria	30.00	1 923 023	45.18	48.00	3 311	1.08
Secundaria	26.58	2 446 203	44.66	48.00	4 260	1.39
Preparatoria	30.80	4 101 799	39.93	40.00	7 990	2.61
Universidad	35.87	7 631 185	39.04	40.00	15 203	4.97
<i>Hombres</i>						
Sin educación	38.37	1 442 075	44.80	48.00	2 504	0.82
Primaria	30.51	2 069 895	46.50	48.00	3 462	1.13
Secundaria	26.89	2 627 837	47.00	48.00	4 349	1.42
Preparatoria	31.53	4 492 971	42.95	45.00	8 136	2.66
Universidad	36.95	8 839 560	42.46	42.00	16 192	5.29
<i>Mujeres</i>						
Sin educación	37.28	1 108 885	36.30	40.00	2 376	0.78
Primaria	28.40	1 462 228	41.05	45.00	2 770	0.91
Secundaria	26.04	2 119 513	40.46	42.00	4 074	1.33
Preparatoria	29.38	3 343 296	34.08	40.00	7 630	2.49
Universidad	33.94	5 447 546	32.86	36.00	12 894	4.21

#### 4. Estimación

Existen varias formas para calcular la tasa de rentabilidad de la educación: al utilizar la relación beneficio-costo de un periodo a otro, lo que da origen al denominado “cálculo directo”, que se presenta en la sección 4.1; a través de la estimación econométrica de funciones de ingreso, cuyos cálculos se presentan en la sección 4.2, primero para una tasa de rentabilidad única y, posteriormente, para tasas de rentabilidad diferentes de acuerdo con el nivel escolar. Finalmente, en la sección 4.3 se lleva a cabo el cálculo del valor presente de los ingresos y costos de todo el ciclo de vida y, posteriormente, se calcula la Tasa Interna de Retorno,  $TIR$ , que iguala ambos flujos. Este método se conoce como “elaborado”.

##### 4.1. Cálculo directo

Con esta metodología se calcula directamente algo equivalente a  $\beta_1$  de la ecuación (1). Bajo el supuesto de que los únicos costos escolares son los ingresos dejados de percibir se puede calcular, si seguimos la metodología propuesta por Berndt (1991), por ejemplo, la tasa de rentabilidad del primer año de educación,  $r_1$ , mediante el cálculo del incremento de ingresos, dividido por el aumento de costos, esto es,

$$r_1 = (Y_1 - Y_0)/Y_0 \quad (2)$$

donde  $Y_1$  son los ingresos después de un año de estudios, y  $Y_0$  son los ingresos sin educación, ambos se asumen constantes durante el resto del ciclo de vida. Si continuamos con el razonamiento anterior, realizando sustituciones sucesivas y despejando para  $Y$ , después de  $s$  años de escolaridad tendríamos que

$$Y_s = Y_0(1 + r_1)(1 + r_2) \dots (1 + r_s) \quad (3)$$

Por otro lado, si se supone que la tasa de rentabilidad de la educación es la misma para todos los niveles de escolaridad, esto es, si  $r_1 = r_2 = \dots = r_s = r$ , entonces

$$Y_s = Y_0(1 + r)^s \quad (4)$$

y la tasa de rentabilidad  $r$  se podría calcular de la siguiente forma

$$r = \sqrt[s]{\frac{Y_s}{Y_0}} - 1 \quad (5)$$

En el cuadro 5, se muestra la información y los cálculos de las tasas de rentabilidad para el caso mexicano, siguiendo la metodología anterior.<sup>8</sup> La primera columna se refiere a los años de estudio relativos a los 10 niveles de escolaridad considerados.<sup>9</sup> La segunda columna corresponde al número de observaciones de la muestra, la tercera al porcentaje de muestra en cada nivel, la cuarta a la edad promedio, la quinta al ingreso trimestral normalizado medio, la sexta al incremento porcentual en el ingreso respecto al nivel escolar anterior, la séptima a la tasa de rentabilidad marginal, esto es, respecto al nivel escolar anterior y, finalmente, la octava a la tasa de rentabilidad absoluta, o sea, con relación al nivel escolar con 0 años de educación. Estas dos últimas columnas y los años de escolaridad correspondientes se presentan en las gráficas 2 y 3 respectivamente.

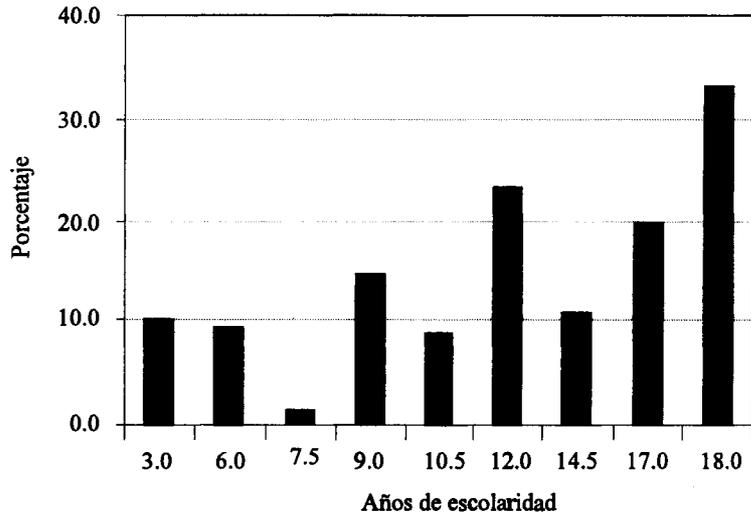
**Cuadro 5**  
*Tasas de rentabilidad. Total de la muestra*

<i>Años de esc.</i>	<i>Observaciones</i>	<i>% de la muestra</i>	<i>Edad promedio</i>	<i>Ingreso promedio</i>	<i>Incremento ingreso (%)</i>	<i>Tasa de renta marginal (%)</i>	<i>Tasa de renta absoluta (%)</i>
0.0	979	8.5	43.0	1 120 477	—	—	—
3.0	2 418	21.0	36.3	1 481 840	32	9.8	9.8
6.0	2 534	22.0	30.9	1 913 649	29	8.9	9.3
7.5	714	6.2	26.7	1 954 847	2	1.4	7.7
9.0	2 430	21.1	26.6	2 403 460	23	14.8	8.8
10.5	426	3.7	26.3	2 698 349	12	8.0	8.7
12.0	783	6.8	30.7	3 673 574	36	22.8	10.4
14.5	518	4.5	30.9	4 757 440	30	10.9	10.5
17.0	645	5.6	35.7	7 406 157	56	19.4	11.7
18.0	69	0.6	38.1	9 874 538	33	33.3	12.9

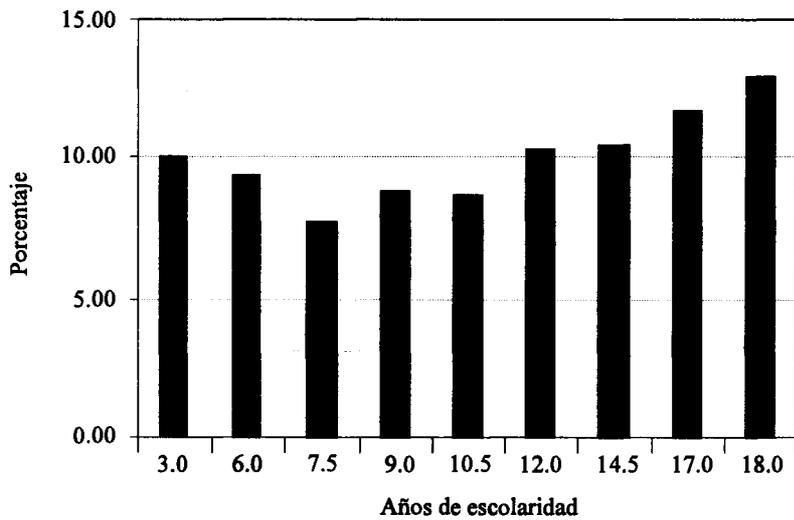
<sup>8</sup> Cabe mencionar que en esta primera aproximación se utilizan las 11 516 observaciones de la muestra.

<sup>9</sup> En el caso de estudios no terminados se supone que la deserción media de un nivel escolar se realiza a la mitad de los años que dura dicho nivel, y en el caso especial del último nivel (posgrado) se supuso un año más respecto al nivel 9 (superior completa).

**Gráfica 2**  
*Tasas de rentabilidad marginal*



**Gráfica 3**  
*Tasas de rentabilidad absoluta*



Es interesante observar que los mayores incrementos en el ingreso se dan para estudios terminados, esto es, aparentemente los aumentos en el ingreso derivados de iniciar, pero no finalizar, un grado de estudios, no son importantes. Por ejemplo, la tasa de rentabilidad para secundaria completa es 14.8% vs. 1.4% para secundaria incompleta, para preparatoria completa es 22.8% vs. 8.0% para preparatoria incompleta y para estudios superiores completos es 19.4% vs. 10.9% para estudios superiores incompletos.

Al tomar en consideración los anteriores resultados, se realizó una segunda aproximación, utilizando únicamente una clasificación en función del nivel de escolaridad máximo alcanzado. Esto redujo el número de grupos a 5: sin educación, primaria, secundaria, preparatoria y universidad. Por otro lado, la muestra se redujo a individuos entre 18 y 65 años.<sup>10</sup> Los cálculos de las tasas de rentabilidad se presentan en el cuadro 6. Las gráficas correspondientes son la 4 y la 5.

Cuadro 6

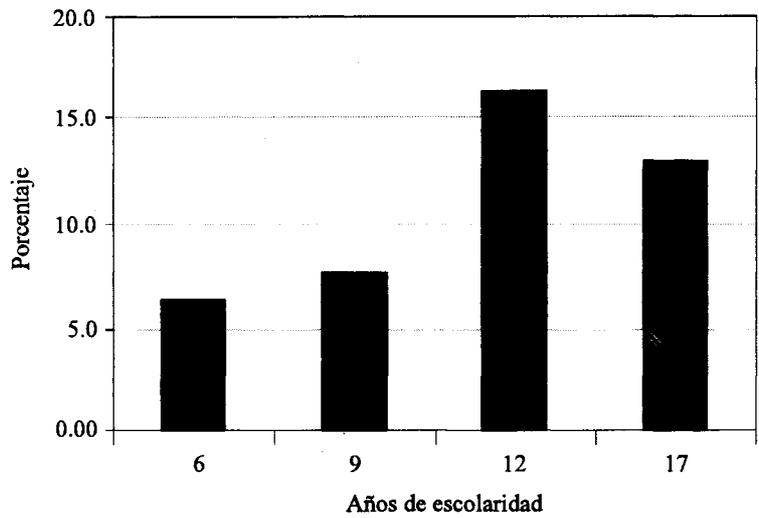
*Tasas de rentabilidad.**Muestra seleccionada y niveles escolares máximos alcanzados*

<i>Años de esc.</i>	<i>Observaciones</i>	<i>Porcentaje de la muestra</i>	<i>Edad promedio</i>	<i>Ingreso promedio</i>	<i>Incremento ingreso (%)</i>	<i>Tasa de rent. marginal (%)</i>	<i>Tasa de rent. absoluta (%)</i>
0	3 002	29.0	38.9	1 450 616	—	—	—
6	2 802	27.0	32.0	2 081 827	44.0	6.2	6.2
9	2 566	24.7	27.5	2 591 754	25.0	7.6	6.7
12	1 288	12.4	30.6	4 086 255	58.0	16.4	9.0
17	710	6.8	35.7	7 555 123	85.0	13.1	10.2

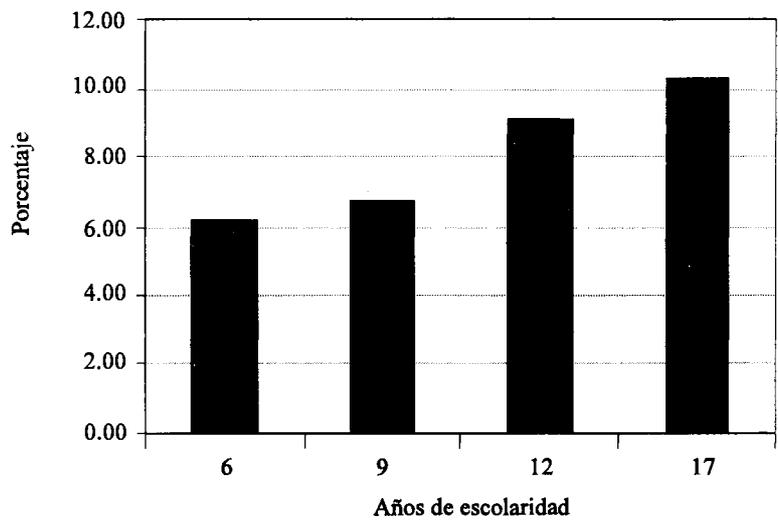
En el caso de las tasas de rentabilidad marginal, nótese los elevados montos de los niveles superiores de educación (preparatoria 16.4% y universidad 13.1%), en comparación con los niveles inferiores de educación (primaria 6.2% y secundaria 7.6%). Por otro lado, es de llamar la atención el comportamiento siempre creciente de las tasas de rentabilidad absoluta.

<sup>10</sup> Cabe mencionar que la restricción de la muestra a individuos de 18 a 65 años afecta básicamente el cálculo de las tasas de rentabilidad de primaria y secundaria, no así el de preparatoria y universidad. Esto resulta lógico dado que la restricción deja fuera, sobre todo, a individuos menores de 18 años cuyos niveles escolares son, en general, bajos.

**Gráfica 4**  
*Tasas de rentabilidad marginal*



**Gráfica 5**  
*Tasas de rentabilidad absoluta*

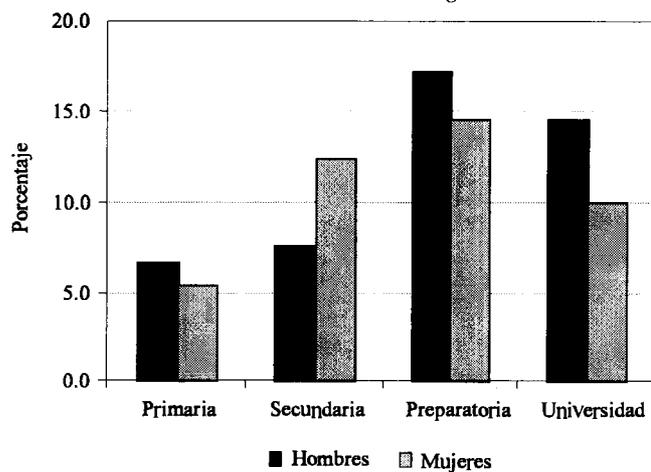


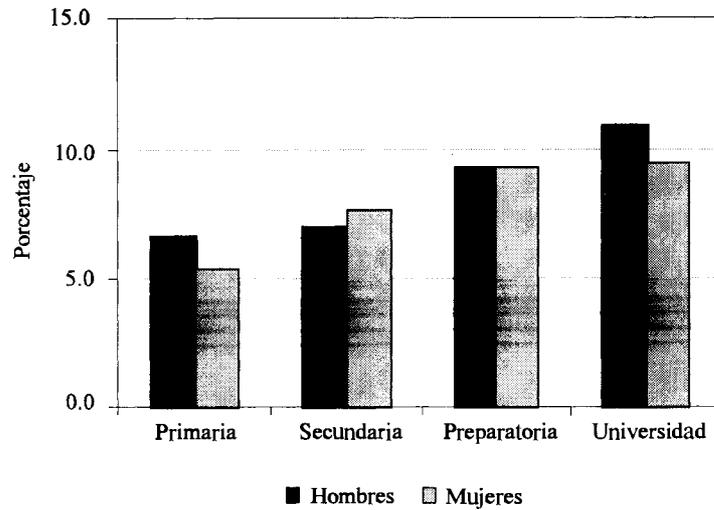
En el cuadro 7 se presentan las mismas tasas, pero ahora distinguiendo entre hombres y mujeres. Obsérvese que, mientras las tasas de rentabilidad marginal de los hombres siguen siendo menores para los niveles inferiores de educación, en el caso de las mujeres no es tan marcada esa distinción. De hecho, la tasa de rentabilidad marginal de la secundaria representa más del doble respecto a la primaria, incluso es superior a la de los hombres. Por otro lado, las tasas de rentabilidad absolutas siguen siendo en ambos casos crecientes. Las gráficas 6 y 7 dan cuenta de estos resultados.

**Cuadro 7**  
*Tasas de rentabilidad*  
*(hombres y mujeres)*

	<i>Ingreso trimestral promedio</i>		<i>Tasa de rentabilidad marginal</i>		<i>Tasa de rentabilidad absoluta</i>	
	<i>Hombres</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>	<i>Mujeres</i>
Sin educación	1 520 719	1 162 814	—	—	—	—
Primaria	2 230 478	1 581 693	6.6	5.3	6.6	5.3
Secundaria	2 776 382	2 254 049	7.6	12.5	6.9	7.6
Preparatoria	4 448 967	3 377 471	17.0	14.4	9.4	9.3
Universidad	8 729 080	5 447 546	14.4	10.0	10.8	9.5

**Gráfica 6**  
*Tasas de rentabilidad marginal*



**Gráfica 7***Tasas de rentabilidad absolutas*

#### 4.2. Funciones de ingreso

##### 4.2.1 Especificación minceriana

Si continuamos con el análisis de Berndt (1991), si se supone que las tasas de rentabilidad de la educación son las mismas para todos los niveles de escolaridad, esto es, si  $r_1 = r_2 = \dots = r_s = r$ , y si se aproxima  $(1+r)$  por  $e^r$ , considerando que  $r$  es pequeña, la ecuación (4) puede representarse de la siguiente manera

$$Y_s = Y_0 e^{rs} \quad (6)$$

La cual, con un término de perturbación multiplicativo  $e^\varepsilon$ , puede escribirse de manera logarítmica como

$$\ln Y_s = \ln Y_0 + rs + \varepsilon \quad (7)$$

En esta forma, el coeficiente asociado a  $s$ , el nivel de escolaridad, proporcionaría una estimación de la tasa de rentabilidad  $r$ , y el término de intersección un nivel predicho del logaritmo del ingreso en ausencia de escolaridad.

Es importante ver que este planteamiento ignora la matrícula y otros costos directos de escolaridad. Por otro lado, considera los ingresos pospuestos, pero no así los correspondientes a los obtenidos mientras se asiste a la escuela. Además, no debe olvidarse que se trata de una estimación de la tasa de rentabilidad *privada*, en cuanto ignora cualquier subsidio público escolar, y que se está omitiendo cualquier posible positiva o negativa externalidad escolar, como por ejemplo, las consecuencias sociales de tener un electorado más educado.

Esta especificación de las ecuaciones de ingreso fue generalizada por Mincer introduciendo la variable “experiencia” y “experiencia<sup>2</sup>” para capturar la forma parabólica de la función de ingresos, tal y como está planteada en la ecuación (1). Si la función es cóncava con relación a la experiencia, la estimación de  $\beta_2$  debería ser positiva, mientras que la de  $\beta_3$  negativa.<sup>11</sup>

#### 4.2.2 Especificación con variables dummies

Un grave problema que presentan las estimaciones propuestas en el apartado 4.2.1 es que la tasa de rentabilidad es única, independientemente de los distintos niveles de escolaridad. Sin embargo, existe una alternativa para añadir una dimensión a la escolaridad por medio de variables dummies.

<sup>11</sup> En ocasiones se argumenta que los perfiles edad-ingresos de aquellos con bajos niveles escolares, tienden a subir de manera relativamente lenta después de los primeros años de experiencia laboral. En el caso de trabajadores que desempeñan labores poco especializadas, probablemente alcanzarán un máximo, y a una edad media comenzarán a descender, cuando sus fuerzas físicas declinen. Por el contrario, los ingresos de aquellos con altos niveles escolares continúan creciendo durante su vida laboral y su tasa de crecimiento se relacionaría positivamente con su nivel escolar. De ahí la importancia de constatar la propuesta de términos interactivos entre las variables de escolaridad y experiencia. Esto puede hacerse mediante una especificación del tipo:  $\ln Y = \ln Y_0 + \beta_1 s + \beta_2 \text{expe} + \beta_3 \text{expe}^2 + \beta_4 s * \text{expe} + \epsilon$ . Teóricamente, esta especificación podría también dar luz sobre el hecho de que la “habilidad” de un individuo está correlacionada con los años de escolaridad, y que a mayores niveles de escolaridad corresponden mejores niveles de entrenamiento en el trabajo. Si lo anterior es cierto, el perfil edad-ingreso de los individuos con mayor educación debería ser más abrupta que aquellos con menores niveles de educación. Entonces, el signo esperado del coeficiente de  $\beta^4$  debería ser significativo y positivo. No obstante, la estimación de este coeficiente no fue significativa en ningún caso.

Supongamos que existen  $m$  niveles de escolaridad, entonces la especificación alternativa es

$$\ln Y = \alpha + \sum_{k=1}^m \beta_k D_k + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \varepsilon \quad (8)$$

donde  $D_k$  son las variables dummies asociadas a cada nivel escolar  $k$ . En nuestro caso,  $k =$  sin educación (0), primaria (1), secundaria (2), preparatoria (3) y universidad (4). En esta especificación, y siguiendo la propuesta de Psacharopoulos (1981), la tasa de rentabilidad del  $k$ -ésimo nivel de educación  $r_k$  se estima comparando los coeficientes de  $D_k$  con  $D_{k-1}$  y dividiendo por  $n_k$ , o sea, por el número de años escolares correspondientes al nivel  $k$ , esto es,

$$r_k = (\beta_k - \beta_{k-1})/n_k \quad (9)$$

Debe notarse que la estimación de la ecuación (8) supone un problema econométrico de colinealidad entre las variables dummies. Por lo tanto, se supuso que el modelo original era del tipo:

$$\ln Y = \sum_{k=1}^m \delta_k D_k + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \varepsilon \quad (10)$$

es decir, una forma funcional sin constante. Por otra parte, si tomamos en consideración que  $\sum_{k=1}^m D_k = 1$ , es posible sustituir  $D_1 = 1 - D_2 - \dots - D_{m-1}$  en la ecuación (10), lo que daría origen al siguiente modelo:

$$\begin{aligned} \ln Y = & \delta_1 + (\delta_2 - \delta_1)D_2 + (\delta_3 - \delta_1)D_3 + \dots + (\delta_m - \delta_1)D_m \\ & + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \varepsilon \end{aligned} \quad (11)$$

que equivale a la ecuación (8) con restricciones sobre los parámetros:  $\alpha = \delta_1$ ,  $\beta_2 = (\delta_2 - \delta_1)$ , ...,  $\beta_m = (\delta_m - \delta_1)$

Uno de los principales problemas de este planteamiento es que, implícitamente, se está suponiendo que los diferenciales de ingresos se deben tan sólo a las distintas remuneraciones por unidad de tiempo determinada, pero que *todos* los agentes trabajan el mismo número de horas. Obviamente, en la realidad esto no funciona así, sobre todo en el caso de la mano de obra femenina.

Un arreglo deseable sería, pues, controlar las funciones de ingresos por el número de horas trabajadas. Una forma directa de hacerlo es simplemente

te añadiendo la variable “horas” como variable explicativa en la función de ingresos. Sin embargo, proceder de esta manera ocultaría el hecho de la diferente valoración del trabajo como consecuencia del distinto nivel de estudios. Para evitar este problema se planteó el siguiente modelo:

$$\ln Y = \alpha + \sum_{k=1}^m \beta_k D_k + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \delta(\text{nh}^*p) + \varepsilon \quad (12)$$

donde  $nh$  = número de horas trabajadas al trimestre y  $p = s_i/17$ , es decir, un índice ponderador de la remuneración por hora en función del nivel educativo. Obsérvese que para el nivel universitario  $p = 1$ , mientras que para el primario  $p = 0.35$  (el signo esperado de  $\delta$  es positivo). La misma especificación controlando las horas trabajadas se puede aplicar a la función de ingresos minceriana original.

Otra alternativa consiste en introducir la información de las horas trabajadas en forma más directa, sustituyendo a la variable dependiente de ingreso trimestral por el salario por hora, esto es,

$$\ln(Y/nh) = \alpha + \sum_{k=1}^m \beta_k D_k + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \varepsilon \quad (13)$$

Finalmente, nótese que la ecuación (13) no es mas que el modelo restringido del modelo general

$$\ln Y = \alpha + \sum_{k=1}^m \beta_k D_k + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \phi \ln(nh) + \varepsilon \quad (14)$$

con la restricción  $\phi = 1$ .

#### 4.2.3 Resultados

Los resultados se resumen en los cuadros 8, 9 y 10. La primera columna de éstos indica el tipo de modelo estimado, es decir:

- Modelo 1:  $\ln Y_i = \ln Y_0 + f(s_i) + \beta_2 \text{expe} + \beta_3 \text{expe}^2$
- Modelo 2:  $\ln Y_i = \ln Y_0 + f(s_i) + \beta_2 \text{expe} + \beta_3 \text{expe}^2 + \delta(\text{nh}^*p)$
- Modelo 3:  $\ln Y_i = \ln Y_0 + f(s_i) + \beta_2 \text{expe} + \beta_3 \text{expe}^2 + \phi \ln(nh)$
- Modelo 4:  $\ln(Y_i/nh) = \ln Y_0 + f(s_i) + \beta_2 \text{expe} + \beta_3 \text{expe}^2$

donde  $f(s_i) = \beta_1 s_i$  para la especificación minceriana original (cuadro 8) y  $f(s_i) = \sum_{k=1}^m \beta_k D_k$  para la especificación con variables dummies (cuadro 9).<sup>12</sup>

El cuadro 10 proporciona las tasas de rentabilidad derivadas del cuadro 9, de acuerdo con la ecuación (9). Los números en negrita corresponden a la estimación de los parámetros, con su correspondiente  $t$  de student debajo. Además, se proporcionan algunos estadísticos de bondad de ajuste:  $R^2$ , criterio de Schwarz y el error estándar de la regresión SEE. Cabe mencionar que la estimación se realizó por Mínimos Cuadrados Ordinarios, pero los errores estándar y las covarianzas están calculadas de acuerdo con el método consistente de White. Esto último debido a que por la naturaleza *cross section* de la información es muy probable que existan problemas de heteroscedasticidad.

Todas las estimaciones son significativas y tienen el signo correcto, esto es, positivo, salvo en el caso del coeficiente de “experiencia<sup>2</sup>”. Como se mencionó anteriormente, el modelo 4 es uno restringido del modelo 3, donde la restricción  $\phi = 1$ , esto es, el coeficiente asociado a “ln (horas)”. La prueba de hipótesis correspondiente rechaza la hipótesis nula, por lo que la evidencia empírica está a favor del modelo 3. Por otra parte, el modelo 1 puede verse como uno restringido del modelo 2, donde la restricción  $\delta = 0$ . En este caso también se rechazaría la hipótesis nula a favor del modelo 2. Ahora bien, de acuerdo con los criterios de selección de modelos  $R^2$  y Schwarz, el mejor modelo entre el 2 y el 3 es éste último.

La estimación del término independiente, teóricamente proporciona el nivel de ingresos (o salario en el caso del modelo 4) cuando los valores de las variables explicativas son nulos. Por ejemplo, en el caso del modelo 1, el ingreso para el total de la muestra sin escolaridad ni experiencia sería de \$365 931 trimestrales (120 dólares), para hombres de \$380 294 trimestrales (124 dólares) y para mujeres \$322 771 (105 dólares). En el modelo 4 el salario por hora estimado, sin escolaridad ni experiencia sería de \$650.30 (0.21 dólares) para el total, \$675.70 (0.22 dólares) para hombres y \$580.00 (0.19 dólares) para mujeres.<sup>13</sup> En general, en todos los modelos la constante es menor en la ecuación de mujeres respecto a la de hombres.

<sup>12</sup> Recuérdese que el número de niveles de educación son 5: sin educación, con primaria terminada, con secundaria terminada, con preparatoria terminada y con universidad terminada. No obstante, se conservan los subíndices 0,2,4,6,8 para ser congruentes con la nomenclatura de la ENIGH. Véase la sección 2.

<sup>13</sup> La consideración del término independiente en el modelo 3 carece hasta cierto grado de sentido, pues reflejaría el ingreso ante la ausencia de escolaridad, de experiencia e, incluso, de horas trabajadas.

**Cuadro 8**  
**Estimación de la función de ingresos minceriana original**

Modelo	Constante	Escolaridad	Experiencia	Experiencia <sup>2</sup>	Horas-Pond	Log(horas)	R <sup>2</sup>	Schwarz	SEE
Total	12.8102 (375.62)	0.1249 (60.18)	0.0603 (26.21)	-0.0008 (-18.65)			0.2920	-0.397085	0.818622
1									
Hombres	12.8487 (322.85)	0.1256 (52.39)	0.0632 (23.60)	-0.0008 (-17.59)			0.3075	-0.445353	0.798693
Mujeres	12.6847 (198.19)	0.1313 (32.88)	0.0497 (10.98)	-0.0007 (-6.82)			0.3009	-0.346867	0.836651
Total	12.7808 (381.35)	0.0840 (25.96)	0.0602 (26.63)	-0.0008 (-18.50)	0.0176 (15.95)		0.3127	-0.424754	0.807053
2									
Hombres	12.8412 (327.83)	0.0863 (20.97)	0.0623 (23.67)	-0.0008 (-17.32)	0.0154 (11.46)		0.3210	-0.463875	0.790914
Mujeres	12.5816 (195.87)	0.0999 (18.50)	0.0536 (11.94)	-0.0007 (-7.25)	0.0176 (8.55)		0.3217	-0.374362	0.824215
Total	9.0506 (54.14)	0.1279 (63.38)	0.0587 (26.61)	-0.0008 (-18.40)		0.5961 (23.40)	0.3568	-0.510765	0.773027
3									
Hombres	9.3488 (79.93)	0.1266 (53.86)	0.0605 (23.37)	-0.0008 (-17.03)		0.5549 (16.75)	0.3521	-0.530373	0.764995
Mujeres	9.1724 (34.09)	0.1357 (34.53)	0.0517 (11.91)	-0.0006 (-6.77)		0.5589 (13.61)	0.3759	-0.475260	0.783402
Total (w)	6.4774 (192.02)	0.1304 (63.97)	0.0583 (25.70)	-0.0007 (-17.37)			0.3197	-0.468731	0.789771
4									
Hombres (w)	6.5157 (164.64)	0.1279 (53.85)	0.0589 (22.14)	-0.0008 (-15.86)			0.3193	-0.490595	0.780783
Mujeres (w)	6.3631 (98.41)	0.1400 (34.34)	0.0544 (12.16)	-0.0006 (-6.40)			0.3256	-0.408178	0.811173

**Cuadro 9**  
*Estimación de la función de ingresos con variables dummies*

Modelo	Constante	D <sub>2</sub>	D <sub>4</sub>	D <sub>6</sub>	D <sub>8</sub>	Experiencia	Experiencia <sup>2</sup>	Horas	Log (horas)	R <sup>2</sup>	Schwarz	SEE
Total	12.8630 (345.24)	0.6175 (24.06)	1.0553 (36.39)	1.5028 (48.18)	2.1109 (55.94)	0.0615 (26.17)	-0.0008 (-19.17)			0.2958	-0.398700	0.816986
1 Hombres	12.8984 (298.56)	0.6388 (23.01)	1.0760 (33.54)	1.4890 (41.23)	2.1586 (47.86)	0.6410 (23.20)	-0.0009 (-17.78)			0.3100	-0.445352	0.797435
Mujeres	12.7348 (171.92)	0.5683 (9.47)	1.1177 (17.60)	1.6200 (25.21)	2.1185 (29.94)	0.0533 (11.62)	-0.0008 (-7.48)			0.3089	-0.349961	0.832285
Total	12.8674 (350.89)	0.3124 (9.64)	0.6048 (14.86)	0.9690 (21.41)	1.3746 (24.30)	0.0610 (26.40)	-0.0009 (-19.15)	0.0189 (16.70)		0.3182	-0.430156	0.803917
2 Hombres	12.9160 (303.00)	0.3627 (9.78)	0.6572 (13.61)	0.9857 (17.60)	1.4588 (20.39)	0.0626 (23.04)	-0.0009 (-17.48)	0.0164 (11.93)		0.3249	-0.466090	0.788794
Mujeres	12.6693 (173.36)	0.3132 (4.58)	0.7457 (9.47)	1.1973 (14.53)	1.5338 (15.70)	0.0574 (12.58)	-0.0008 (-8.08)	0.0188 (9.00)		0.3326	-0.382015	0.818047
Total	10.5931 (101.62)	0.5864 (23.87)	1.0320 (36.82)	1.5386 (50.34)	2.1676 (59.60)	0.0598 (26.41)	-0.0008 (-19.74)	0.6137 (23.76)		0.3629	-0.517531	0.769466
3 Hombres	10.7877 (79.44)	0.6112 (22.72)	1.0440 (33.39)	1.5019 (42.17)	2.1847 (49.59)	0.0610 (22.75)	-0.0008 (-17.28)	0.5692 (16.89)		0.3565	-0.533550	0.762545
Mujeres	10.6148 (63.91)	0.5195 (8.92)	1.0721 (17.11)	1.6593 (26.21)	2.1804 (31.77)	0.0554 (12.56)	-0.0007 (-7.73)	0.5843 (14.09)		0.3889	-0.487376	0.775647
Total (w)	6.5862 (178.73)	0.5686 (23.07)	1.0218 (36.00)	1.5667 (50.01)	2.2101 (60.27)	0.0594 (25.51)	-0.0008 (-18.33)			0.3286	-0.479102	0.784717
4 Hombres (w)	6.6120 (153.85)	0.5952 (22.01)	1.0230 (32.03)	1.5192 (41.61)	2.2133 (49.86)	0.0591 (21.47)	-0.0008 (-16.20)			0.3257	-0.496373	0.777271
Mujeres (w)	6.5181 (87.10)	0.4800 (8.16)	1.0490 (16.51)	1.6914 (25.65)	2.2346 (31.43)	0.0583 (12.83)	-0.0007 (-7.58)			0.3444	-0.427585	0.800222

**Cuadro 10**  
*Coefficientes originales y tasas de rentabilidad de la estimación con variables dummies*

Modelo	$\beta_0$	$\beta_2$	$\beta_4$	$\beta_6$	$\beta_8$	$r_2(\%)$	$r_4(\%)$	$r_6(\%)$	$r_8(\%)$
Total	12.8630	13.4805	13.9183	14.3658	14.9739	10.3	14.6	14.9	12.2
1									
Hombres	12.8984	13.5372	13.9744	14.3874	15.0570	10.6	14.6	13.8	13.4
Mujeres	12.7348	13.3031	13.8525	14.3548	14.8533	9.5	18.3	16.7	10.0
2									
Total	12.8674	13.1798	13.4722	13.8364	14.2420	5.2	9.7	12.1	8.1
Hombres	12.9160	13.2787	13.5732	13.9018	14.3748	6.0	9.8	11.0	9.5
Mujeres	12.6693	12.9825	13.4150	13.8666	14.2031	5.2	14.4	15.1	6.7
3									
Total	10.5931	11.1798	11.6251	12.1317	12.7607	9.8	14.9	16.9	12.6
Hombres	10.7877	11.3989	11.8317	12.2896	12.9724	10.2	14.4	15.3	13.7
Mujeres	10.6148	11.1343	11.6869	12.2741	12.7952	8.7	18.4	19.6	10.4
4									
Total	6.5862	7.1548	7.6080	8.1529	8.7963	9.5	15.1	18.2	12.9
Hombres	6.6120	7.2072	7.6350	8.1312	8.8253	9.9	14.3	16.5	13.9
Mujeres	6.5181	6.9981	7.5671	8.2095	8.7527	8.0	19.0	21.4	10.9

Como se recordará, el coeficiente asociado al nivel de escolaridad en la especificación minceriana original es la tasa de rentabilidad. El modelo de mejor ajuste, correspondiente a la ecuación 3, proporciona las siguientes tasas de rentabilidad: 12.66% para hombres, 13.57% para mujeres y 12.79% para el total de la muestra.

Obsérvese que cuando se controla por horas trabajadas, la tasa de rentabilidad se reduce: las del modelo 2 respecto al modelo 1, y las del modelo 3 respecto al modelo 4. Cabe mencionar que dentro del conjunto el modelo 2 es el de las menores tasas de rentabilidad.

Al seguir con el análisis del modelo minceriano original del cuadro 8, se observa que las tasas de rentabilidad de los hombres y las mujeres son muy parecidas entre sí, aunque las de las mujeres son ligeramente superiores. Por otra parte, los coeficientes asociados a "experiencia" son un poco mayores para los hombres con relación a las mujeres, pero en compensación, el coeficiente de "experiencia<sup>2</sup>" afecta negativa y someramente más en hombres que en mujeres. No obstante, en general puede decirse que las diferencias entre las estimaciones por sexo no son fundamentales.

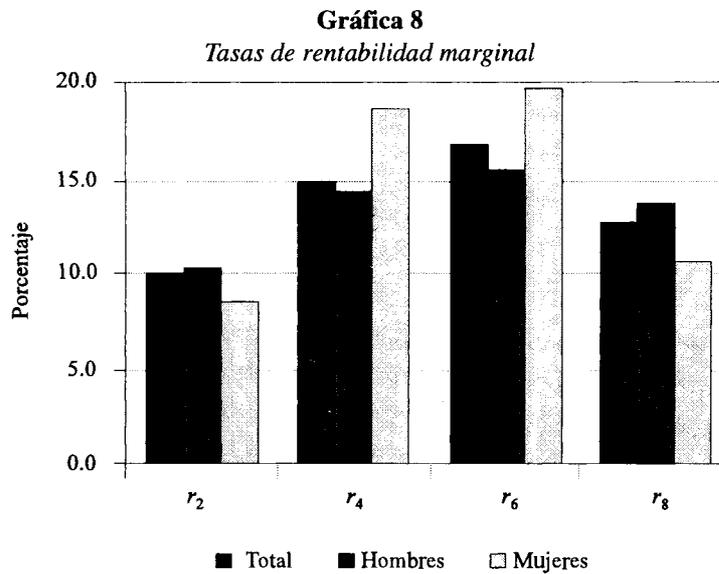
En lo que respecta a la consideración de la variable escolaridad a través de variables dummies (cuadro 9), se tiene que deja, prácticamente, intacta la relación entre las ecuaciones en términos de bondad de ajuste: el modelo 2 es mejor que el 1 y el 3 mejor que el 4, además, el modelo 3 posee la  $R^2$  mayor y el menor criterio de Schwarz, esto es, tiene el mejor ajuste de todos.

En el cuadro 10 se presentan los coeficientes originales de la especificación con variables dummies. Salvo algunas excepciones (hombres y mujeres en el modelo 1), la tasa de rentabilidad marginal máxima es  $r_6$ , que corresponde al nivel escolar de preparatoria. Por otro lado, las tasas de rentabilidad primaria y universitaria ( $r_2$  y  $r_8$ ) son mayores para hombres que para mujeres. Por el contrario, las tasas de rentabilidad de secundaria y preparatoria ( $r_4$  y  $r_6$ ) son superiores para mujeres que para hombres.

Respecto a las consecuencias de controlar por horas trabajadas, no es posible establecer una tendencia general. Sin embargo, al igual que en la especificación minceriana original, el modelo 2 posee las menores tasas de rentabilidad de todos los modelos. Restringidos a los modelos que controlan por horas trabajadas, el modelo 3 posee las mayores tasas de rentabilidad de educación primaria ( $r_2$ ), y el modelo 4 las más elevadas tasas de

rentabilidad de secundaria, preparatoria y universidad ( $r_4, r_6$  y  $r_8$ ).<sup>14</sup> No obstante, las diferencias entre estos dos últimos modelos son mínimas.

Al tomar en consideración que el modelo de mejor ajuste es nuevamente el 3, en el gráfica 8 se presentan dichos resultados.



#### 4.3. Método elaborado

Esta alternativa se basa en la definición algebraica exacta de tasa de rentabilidad, esto es, la tasa de descuento que iguala el flujo de beneficios con el flujo de costos de todo el ciclo de vida actualizado a un punto dado en el tiempo.

Si  $Y$  son los ingresos laborales, y tenemos 2 niveles de educación, digamos 1 y 2, donde el nivel 2 es superior al nivel 1, la tasa de rentabilidad  $r$  se encuentra resolviendo la siguiente ecuación para  $r$

<sup>14</sup> Con la excepción de  $r_4$  para hombres, en donde sucede lo contrario, aunque son muy parecidas.

$$\sum_{t=1}^n (Y_2 - Y_1)_t (1+r)^{-t} = \sum_{t=1}^c (Y_1)_t (1+r)^t \quad (15)$$

donde  $c$  es el número de años, que va desde que el individuo con un nivel de educación 1 comienza a trabajar, hasta el momento en que lo hace otro con un nivel de educación 2. Es decir, son los años que el individuo con un nivel de educación 1 trabaja mientras el otro individuo estudia el nivel de educación 2. Por otro lado,  $n$  es el número de años en que, simultáneamente, ambos trabajan.

El método propuesto por Psacharopoulos (1981) consiste en 3 etapas. En la primera, se estima una ecuación del tipo

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \text{ expe} + \beta_2 \text{ expe}^2 + \varepsilon, \quad (16)$$

para cada grupo de individuos con el mismo nivel de educación. En la segunda etapa se calculan, a partir de la estimación de la ecuación (16), los valores  $\hat{Y}$ , o sea, los predichos. Finalmente, se utilizan dichos valores en la ecuación (15) para calcular la tasa de rentabilidad.

De acuerdo con la tónica del apartado 3, en lugar de la propuesta original de Psacharopoulos, la estimación de la primera etapa se realizó para cada uno de los 4 modelos antes considerados, y para los hombres y las mujeres por separado.

Con el objetivo de ejemplificar la metodología, considérese el modelo 3 para la muestra total. La estimación de las funciones para los niveles de estudios 0 y 2 son:<sup>15</sup>

$$\ln Y = 10.37 + 0.035 \text{ expe} - 0.00046 \text{ expe}^2 + 0.771 \ln(\text{horas}) \text{ para el nivel 0}$$

(53.12) (4.72)                      (-4.23)                      (19.22)

$$\ln Y = 11.15 + 0.061 \text{ expe} - 0.00086 \text{ expe}^2 + 0.616 \ln(\text{horas}) \text{ para el nivel 2}$$

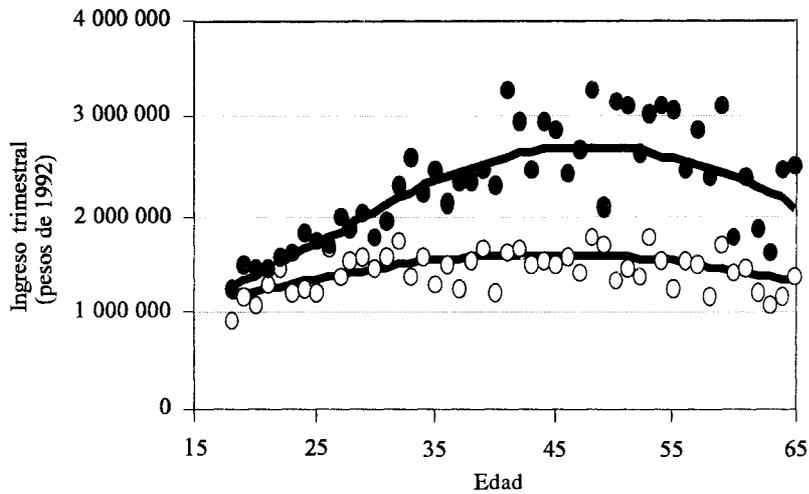
(46.32) (10.89)                      (-7.66)                      (10.57)

En la gráfica 9 se presentan en líneas continuas los valores predichos ( $\hat{y}$ ) de las ecuaciones anteriores, con los valores medios por edad para la "experiencia" y el logaritmo de 40 horas. Por otro lado, los puntos blancos

<sup>15</sup> Entre paréntesis se presentan los estadísticos  $t$  de student.

y negros representan el valor medio del ingreso real por edad del nivel escolar 0 y 2 respectivamente.<sup>16</sup>

**Gráfica 9**  
*Ingreso real vs. ingreso estimado*

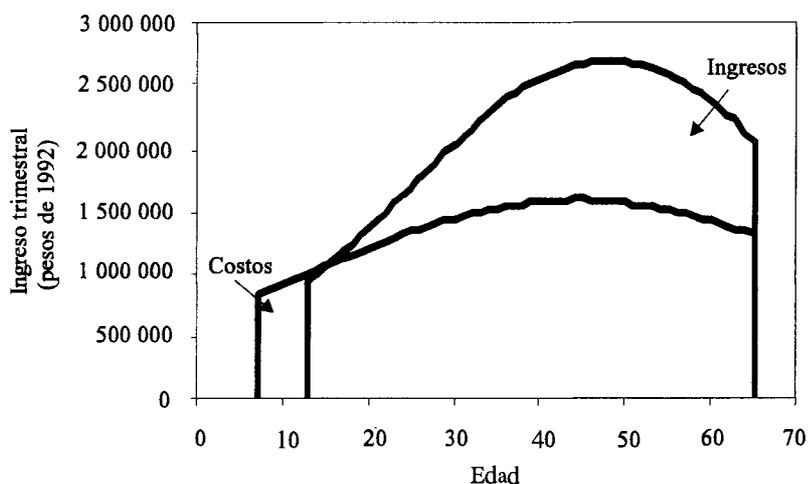


En la gráfica 10 se presentan los valores predichos mencionados anteriormente, con ligeras modificaciones para los primeros años de edad. Concretamente, se expanden los valores predichos del nivel 0 hasta los 7 años de edad y se inician los valores predichos del nivel 2 a partir de los 13 años.<sup>17</sup>

<sup>16</sup> Cabe mencionar que como se trata de una función logarítmica, los valores predichos fueron corregidos por el factor  $\frac{1}{2} \sigma^2$ .

<sup>17</sup> Este procedimiento se generaliza a todos los niveles escolares: el nivel 0 comienza a los 7 años, el nivel 2 a los 13, el nivel 4, a los 16, el nivel 6 a los 19 y el nivel 8 a los 24 años. Las diferencias entre un nivel y otro son, teóricamente, los años necesarios para pasar de un nivel a otro. Ciertamente, a la edad de 7 años no se percibe ingreso laboral, por lo que esos valores son más bien simples extrapolaciones teóricas, que se justifican en cuanto auxilian al cálculo de las tasas de rentabilidad.

**Gráfica 10**  
Valores predichos del nivel escolar 0 vs. 2



Teóricamente, la zona señalada de “costos” se refiere a los ingresos que un individuo, que eligió el nivel escolar 2, deja de percibir precisamente por llevar a efecto dichos estudios (en este caso los estudios primarios), y coincide con el lado derecho de la ecuación (15). Por otro lado, la zona de “ingresos” son las diferencias de ingresos laborales entre los individuos con un nivel escolar 0 y un nivel 2 (esto es, entre “sin estudios” y “estudios primarios”), y coincide con el lado izquierdo de la ecuación (15). Se supone que ambos se retiran a los 65 años. La tasa de rentabilidad  $r$  es aquella que iguala la zona de “costos” con la de “ingresos”. Para nuestro ejemplo  $r = 6.1\%$ .

Al igual que en la sección 4.1, se calcularon las tasas de rentabilidad marginal y absolutas, o sea, las existentes entre dos niveles de educación contiguos y aquellas referidas al nivel de educación 0 y para los 4 modelos mencionados en las secciones anteriores.<sup>18</sup> Los resultados se presentan en el cuadro 11.

<sup>18</sup> Cabe mencionar que los cálculos se realizaron a través de un método iterativo utilizando una hoja de cálculo. Se comenzaba desde un valor arbitrario de  $r$  y mediante pequeños incrementos se iban modificando las tasas en la dirección correcta hasta que ambos lados de la ecuación (18) coincidían.

**Cuadro 11**  
*Tasas de rentabilidad de acuerdo con el método elaborado*

<i>Modelo</i>		<i>Marginal (%)</i>				<i>Absoluta (%)</i>			
		<i>r<sub>2</sub></i>	<i>r<sub>4</sub></i>	<i>r<sub>6</sub></i>	<i>r<sub>8</sub></i>	<i>r<sub>2</sub></i>	<i>r<sub>4</sub></i>	<i>r<sub>6</sub></i>	<i>r<sub>8</sub></i>
1	Total	6.0	13.6	15.1	13.9	6.0	8.3	9.9	10.8
	Hombres	6.2	13.1	15.1	15.5	6.2	8.3	9.9	11.1
	Mujeres	6.1	18.9	14.7	9.4	6.1	10.2	11.2	10.8
2	Total	6.4	15.3	17.2	13.9	6.4	9.0	10.9	11.6
	Hombres	6.9	14.3	16.5	14.9	6.9	9.2	11.0	11.8
	Mujeres	5.1	20.7	17.4	10.3	5.1	9.9	11.5	11.2
3	Total	6.1	15.0	17.1	14.2	6.1	8.8	10.7	11.5
	Hombres	6.8	14.7	15.7	15.3	6.8	9.2	10.7	11.8
	Mujeres	5.1	20.1	17.7	10.5	5.1	9.9	11.6	11.3
4	Total	5.8	14.9	20.0	14.1	5.8	8.5	11.1	11.8
	Hombres	6.2	13.4	18.9	15.4	6.2	8.5	10.8	11.9
	Mujeres	4.1	20.6	21.9	10.3	4.1	9.4	12.2	11.8

Una primera cuestión a destacar es que las tasas de rentabilidad marginales de la educación secundaria, preparatoria y universitaria de los modelos 1, 3 y 4, son relativamente parecidas a las calculadas mediante la función de ingresos con variables dummies (véase el cuadro 10). Sin embargo, se distinguen dos diferencias: el modelo 2 y la tasa de rentabilidad marginal de la educación primaria. El modelo 2 con variables dummies tiene tasas de rentabilidad marginal de secundaria, preparatoria y universidad, menores que las correspondientes al método elaborado. Por otra parte, las tasas de rentabilidad marginal de educación primaria son siempre menores con el método elaborado que con los métodos basados en la función de ingresos. Una posible explicación de esto último es que el supuesto de 40 horas trabajadas para los individuos más jóvenes y, por tanto, con menores niveles de educación, y sobre el que se basan los cálculos del método elaborado, está muy por encima de lo que realmente acontece.

Si nos remontamos a los cálculos del método directo, y los comparamos con el método elaborado y el de la función de ingresos con variables dummies, queda claro una cierta coincidencia de tasas de rentabilidad de educación preparatoria y universitaria (en el extremo la tasa de rentabilidad

marginal universitaria para mujeres siempre está en torno a 10%). No obstante, las tasas de rentabilidad marginal de la educación secundaria del método directo (que giran alrededor de 7%) están muy por debajo de las correspondientes a los otros dos métodos. Probablemente, la causa sea la no consideración de la experiencia en el método directo.

Si nos concentramos en las estimaciones del método elaborado que consideran horas trabajadas (modelos 2, 3 y 4) vuelven a apreciarse ciertas regularidades ya mencionadas, esto es, válidas para los modelos de funciones de ingreso: la tasa de rentabilidad marginal máxima es la de preparatoria ( $r_6$ ), la tasa de rentabilidad primaria y universitaria de los hombres es superior a la de las mujeres y la tasa de rentabilidad secundaria y preparatoria de las mujeres es superior a la de los hombres.

#### 4.4. Pruebas de hipótesis

Tal como están formulados los modelos de las funciones de ingreso, cabe la posibilidad de que las varianzas de las perturbaciones de cada nivel educativo sean distintas. Una manera de probar lo anterior, es decir, si la varianza de las perturbaciones entre niveles educativos es la misma (hipótesis nula de homoscedasticidad) o cambia (hipótesis alternativa de heteroscedasticidad entre grupos), es a través de una prueba de la razón de la verosimilitud basada en

$$\lambda = n \cdot \ln \cdot s^2 - \sum_g n_g \ln \cdot s_g^2 \quad (17)$$

donde  $n$  es el número total de observaciones,  $n_g$  son las observaciones en cada uno de los  $g$ -grupos, esto es,  $n = \sum_g n_g$ ,  $s^2$  es la varianza de los residuos al cuadrado,  $\epsilon'\epsilon/n$  y  $s_g^2$  es la varianza de los residuos al cuadrado del nivel educativo  $g$ . El estadístico de prueba es una chi-cuadrada con grados de libertad igual al número de restricciones impuestas. El cuadro 12 proporciona los cálculos para probar la hipótesis de homoscedasticidad. El valor tan elevado que, en todos los casos, toma el estadístico  $\lambda$  supondría rechazar la hipótesis nula de homoscedasticidad.

Debido a que el modelo con variables dummies, de acuerdo con la prueba anterior, adolece de problemas de heteroscedasticidad, una prueba de Chow de igualdad de coeficientes entre el modelo de variables dummies y el del método elaborado no procede, esto es, como la prueba de Chow requiere que los modelos a comparar sean ambos homoscedásticos es necesario

**Cuadro 12**  
*Prueba de hipótesis de homocedasticidad*

<i>Modelo</i>		$s_0^2$	$s_2^2$	$s_4^2$	$s_6^2$	$s_8^2$	$s^2$	$\lambda$
1	Total	0.908	0.619	0.547	0.506	0.523	0.667	318.4
	Hombres	0.866	0.565	0.460	0.521	0.543	0.635	282.6
	Mujeres	0.994	0.693	0.672	0.458	0.387	0.691	135.8
2	Total	0.805	0.566	0.523	0.488	0.465	0.615	330.6
	Hombres	0.780	0.531	0.446	0.508	0.501	0.595	286.8
	Mujeres	0.885	0.624	0.643	0.440	0.350	0.641	142.5
3	Total	0.783	0.545	0.494	0.463	0.461	0.592	324.1
	Hombres	0.766	0.521	0.422	0.487	0.504	0.581	307.2
	Mujeres	0.835	0.573	0.598	0.409	0.334	0.600	134.5
4	Total	0.794	0.567	0.531	0.524	0.485	0.615	208.4
	Hombres	0.771	0.549	0.473	0.544	0.526	0.604	168.1
	Mujeres	0.883	0.600	0.628	0.477	0.381	0.639	109.2

resolver previamente el problema de heteroscedasticidad del modelo con variables dummies. Para ello se procedió a re-estimar dicho modelo tomando en consideración la heteroscedasticidad por grupos. En estos casos, el estimador de Mínimos Cuadrados Generalizados es

$$\hat{\beta} = \left[ \sum_g \frac{1}{\sigma_g^2} X'_g X_g \right]^{-1} \left[ \sum_g \frac{1}{\sigma_g^2} X'_g Y_g \right] \tag{18}$$

y el proceso iterativo para obtener el estimado máximo verosímil que tome en consideración la heteroscedasticidad entre grupos es:

1. Reunir todos los datos y estimar  $\beta$  por MCO.
2. Estimar las varianzas de las perturbaciones de forma separada con  $\epsilon'_g \epsilon_g / n_g$ , donde  $\epsilon_g = Y_g - X_g b$ .
3. Calcular  $\hat{\beta}$  de acuerdo con (18).
4. Si  $\hat{\beta}$  no ha convergido, regresar a la etapa 2, de otra forma, salir.

Este procedimiento iterativo fue aplicado a los 4 modelos analizados y sus respectivas subdivisiones de hombres, mujeres y total. En todos los casos se iteró dos veces, aunque en realidad la convergencia se conseguía ya en la primera iteración. Los resultados finales no se presentan pues numéricamente son muy semejantes a los presentados en el cuadro 9, lo que

implica que las tasas de rentabilidad del método con variables dummies no experimentan cambios significativos.

Una vez corregida la heteroscedasticidad en el modelo con variables dummies se está en condiciones de probar si los coeficientes son iguales a los obtenidos a través del método elaborado. No obstante, cabe mencionar que para ello era necesario ponderar los datos considerados en la estimación del método elaborado, por el mismo factor utilizado en la corrección de heteroscedasticidad del método de variables dummies. Una vez corregida la heteroscedasticidad y ponderados los datos del modelo del método elaborado, se procedió a efectuar una prueba de igualdad de coeficientes de Chow.

La idea de la prueba de Chow es la siguiente:<sup>19</sup> si consideramos la ecuación (16) del método elaborado como un sistema

$$\begin{aligned}
 Y_0 &= \alpha_0 + \beta_{10} \text{expe} + \beta_{20} \text{expe}^2 + \varepsilon_0 \\
 Y_2 &= \alpha_2 + \beta_{12} \text{expe} + \beta_{22} \text{expe}^2 + \varepsilon_2 \\
 Y_4 &= \alpha_4 + \beta_{14} \text{expe} + \beta_{24} \text{expe}^2 + \varepsilon_4 \\
 Y_6 &= \alpha_6 + \beta_{16} \text{expe} + \beta_{26} \text{expe}^2 + \varepsilon_6 \\
 Y_8 &= \alpha_8 + \beta_{18} \text{expe} + \beta_{28} \text{expe}^2 + \varepsilon_8
 \end{aligned} \tag{19}$$

donde cada subíndice corresponde a un nivel educativo y, por otra parte, se postula la siguiente restricción o hipótesis nula

$$\begin{aligned}
 \beta_{10} &= \beta_{12} = \beta_{14} = \beta_{16} = \beta_{18} \\
 \beta_{20} &= \beta_{22} = \beta_{24} = \beta_{26} = \beta_{28}
 \end{aligned} \tag{20}$$

el modelo resultante es el de la función de ingresos con variables dummies, o sea, el correspondiente a la ecuación (11). En este caso, el modelo del

<sup>19</sup> Para evitar más complicaciones en la notación, se presenta el desarrollo con las variables originales. Sin embargo, debe tomarse en cuenta que las variables de los modelos restringidos y no restringidos están ponderadas por el mismo factor.

método elaborado es un modelo no restringido, mientras el de variables dummies sería uno restringido. El estadístico para probar la restricción es

$$F_{k, n-p} \sim \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2 - \left( \sum_{i=1}^{n_0} \hat{\varepsilon}_{0i}^2 + \sum_{i=1}^{n_2} \hat{\varepsilon}_{2i}^2 + \sum_{i=1}^{n_4} \hat{\varepsilon}_{4i}^2 + \sum_{i=1}^{n_6} \hat{\varepsilon}_{6i}^2 + \sum_{i=1}^{n_8} \hat{\varepsilon}_{8i}^2 \right)}{k} \quad (21)$$

$$\frac{\left( \sum_{i=1}^{n_0} \hat{\varepsilon}_{0i}^2 + \sum_{i=1}^{n_2} \hat{\varepsilon}_{2i}^2 + \sum_{i=1}^{n_4} \hat{\varepsilon}_{4i}^2 + \sum_{i=1}^{n_6} \hat{\varepsilon}_{6i}^2 + \sum_{i=1}^{n_8} \hat{\varepsilon}_{8i}^2 \right)}{(n-p)}$$

donde  $\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2$  es la suma de residuos al cuadrado del modelo restringido, esto es, el de variables dummies y

$$\left( \sum_{i=1}^{n_0} \hat{\varepsilon}_{0i}^2 + \sum_{i=1}^{n_2} \hat{\varepsilon}_{2i}^2 + \sum_{i=1}^{n_4} \hat{\varepsilon}_{4i}^2 + \sum_{i=1}^{n_6} \hat{\varepsilon}_{6i}^2 + \sum_{i=1}^{n_8} \hat{\varepsilon}_{8i}^2 \right)$$

es la suma de residuos al cuadrado del modelo no restringido, formado por la suma de residuos al cuadrado de cada una de las regresiones de los niveles educativos 0, 2, 4, 6 y 8. Por otro lado,  $n$  es el número total de observaciones,  $n_0$  el asociado al nivel educativo 0,  $n_2$  al nivel educativo 2, etc. Finalmente,  $k$  es el número de restricciones y  $p$  el número de parámetros estimados en el modelo no restringido. El cuadro 13 proporciona la información necesaria para probar la hipótesis en cada uno de los modelos. La tercera y cuarta columna ofrecen la suma de residuos al cuadrado, SRC, de los modelos no restringidos y restringidos respectivamente, la quinta es el número de observaciones,<sup>20</sup> la sexta el número de restricciones (8 en los modelos 1 y 4 y 12 en los modelos 2 y 3, pues tienen una variable explicativa más), la séptima es, de acuerdo con (21), el estadístico  $F$  y la séptima es el valor en tablas de

<sup>20</sup> Debido a que en algunos individuos el número de horas trabajadas registradas es cero (por causas que pueden ser: incapacidad por enfermedad, vacaciones, huelga, cierre temporal de la empresa, etc.), el logaritmo de la variable "horas" no puede ser calculado y, por lo tanto, las estimaciones no consideran dichos individuos. Esto explica porque los modelos 3 y 4 tienen menos observaciones.

la  $F$  con un nivel de confianza del 95%. Como se nota, en todos los casos se rechaza la hipótesis nula, es decir, la igualdad de los coeficientes, por lo que se concluye que el modelo de mejor ajuste es el del método elaborado.

**Cuadro 13**  
*Pruebas de hipótesis:*  
*función de ingresos con variables dummies vs. método elaborado*  
*(con corrección de heteroscedasticidad)*

Modelo		<i>src</i> <i>no</i> <i>restringido</i>	<i>src</i> <i>restrin-</i> <i>gido</i>	<i>n</i>	<i>núm. de</i> <i>restric-</i> <i>ciones</i>	<i>F</i>	<i>F (95%)</i>
1	Total	10 324.2	10 368.0	10 368	8	5.49	1.94
	Hombres	7 499.9	7 541.0	7 541	8	5.15	1.94
	Mujeres	2 797.9	2 827.0	2 827	8	3.66	1.94
2	Total	10 221.6	10 368.0	10 368	12	12.35	1.75
	Hombres	7 453.0	7 541.0	7 541	12	7.40	1.75
	Mujeres	2 760.4	2 826.9	2 827	12	5.63	1.75
3	Total	9 867.3	9 967.9	9 968	12	8.45	1.75
	Hombres	7 208.5	7 312.9	7 313	12	8.80	1.75
	Mujeres	2 607.8	2 655.0	2 655	12	3.97	1.75
4	Total	9 926.7	9 968.0	9 968	8	5.18	1.94
	Hombres	7 282.2	7 313.0	7 313	8	3.86	1.94
	Mujeres	2 618.2	2 655.0	2 655	8	4.64	1.94

## 5. Conclusiones

En general, puede afirmarse que la teoría del capital humano, en concreto, de las funciones de ingreso, quedan avaladas empíricamente por este estudio: los coeficientes de las variables “escolaridad”, “experiencia” y “experiencia<sup>2</sup>” son siempre significativos, y con los signos esperados (positivos los primeros y negativo el último).

Las pruebas de hipótesis realizadas para discriminar entre el método elaborado y las funciones de ingreso ofrecen evidencia clara de que el primero es el mejor.

El único modelo que no controla por horas trabajadas (el modelo 1) es el que tiene el peor ajuste de los cuatro. Esto significa que la no considera-

ción de dicha variable puede acarrear consecuencias negativas en la estimación.

Con relación a la forma funcional, queda de manifiesto que aquella que considera experiencia, experiencia<sup>2</sup> y log(horas), esto es, el modelo 3, es la de mejor ajuste. Las tasas de rentabilidad para este modelo son:

	$r_2(\%)$	$r_4(\%)$	$r_6(\%)$	$r_8(\%)$
Total	6.10	15.00	17.10	14.20
Hombres	6.80	14.70	15.70	15.30
Mujeres	5.10	20.10	17.70	10.50

Las tasas de rentabilidad de educación primaria son, en todos los casos, las menores. Esto puede estar reflejando un exceso de oferta de mano de obra de baja educación, que presiona el mercado y redundando en esas tasas bajas. El resultado es diametralmente opuesto al citado por Psacharopoulos (1981), que describe un patrón en donde las tasas de la educación primaria son las más altas de todas (32%). No obstante, cabe mencionar que el autor se basa en un estudio de 1963. Por lo tanto, es lógico esperar que, debido a la profunda transformación que el país ha experimentado en los últimos 35 años, la situación educativa y de ingresos laborales se vea sustancialmente afectada.

Por otra parte, los hombres tienen tasas de rentabilidad de educación primaria y universitaria mayor que las mujeres, y éstas, por el contrario, tienen tasas de rentabilidad secundaria y preparatoria mayores que los hombres. Resulta complicado aventurar una explicación sobre tales resultados (que por otro lado se repiten en casi todos los modelos y estimaciones), pero es posible que detrás de ello esté presente un fenómeno de discriminación laboral. Las características requeridas de la mano de obra de baja educación pueden ser más bien físicas y/o con horarios irregulares (obreros, vigilantes, etc.), lo que da cierta ventaja a la mano de obra masculina. En el otro extremo, esto es, en los mercados laborales para la gente de elevada educación (altos ejecutivos de empresas privadas, funcionarios públicos, etc.) es reconocida igualmente cierta discriminación en contra de las mujeres. Finalmente, en los mercados laborales para la gente de educación media (secretarías, ayudantes de oficina, etc.) sea tal vez preferible, o al menos indiferente, el trabajo femenino respecto al masculino, lo que explicaría las mayores tasas de rentabilidad de las mujeres en los niveles intermedios de educación. No obstante, cabe mencionar que una conclusión

definitiva al respecto pasa por el análisis exhaustivo del tipo de trabajo por nivel educativo.

Los mayores incrementos en el ingreso se dan para estudios terminados, es decir, parece claro que los aumentos en los ingresos derivados de iniciar, pero no terminar un nivel de estudios, no son importantes, lo que sugiere la consideración de un mecanismo de “señalización” en el mercado laboral.

El rechazo sistemático de la significancia del parámetro asociado a la variable de interacción entre escolaridad y experiencia indica que, en el caso mexicano, no es cierto que el perfil edad-ingreso de los más educados es más abrupto que el de los menos educados. En otras palabras, parece no ser cierto que las “habilidades” estén correlacionadas con los años de escolaridad, y que los individuos más educados reciban más entrenamiento en el trabajo.

Prácticamente en todos los casos, los ingresos laborales comienzan su curva de descenso a una edad que oscila entre los 40 y 50 años. Sin embargo, es de llamar la atención dos casos extremos de descensos abruptos: los hombres con nivel de educación universitario y las mujeres con nivel de educación secundaria. El primer caso probablemente sea un reflejo del cambio sustancial experimentado en el desarrollo de México en los últimos años (al menos hasta antes de la crisis de 1994), en donde la demanda de mano de obra cualificada y joven era muy alta, de acuerdo con el sentir generalizado de que el país estaba entrando a una nueva fase de desarrollo. Lo anterior, junto con la poca o nula seguridad laboral en altos niveles de ingreso, pudo haber acelerado un proceso de obsolescencia de capital humano de la mano de obra con mayor edad. También puede estar sucediendo que los individuos con alto nivel educativo, aprovechen sus elevados ingresos iniciales para ahorrar y, en algún momento de su vida, desligarse del trabajo asalariado, a cambio de generar otro tipo de ingresos (por ejemplo, el del negocio propio). El caso de las mujeres no es de ninguna forma fácil de intentar explicarle. Ciertamente un análisis del tipo de trabajo por edad podría dar luz sobre este aspecto.

En términos de política educativa, los resultados muestran que es altamente rentable invertir en capital humano, sobre todo a nivel superior. Sin embargo, es necesario tomar en consideración dos aspectos: 1) para materializar la alta rentabilidad de la educación superior se requiere gente que haya terminado su ciclo básico y secundario: sería de poca utilidad gozar de altas rentabilidades de educación superior, si hay poca gente que accede a

estos niveles. Por tanto, la política educativa en materia de inversión, debe ser homogénea entre niveles educativos, y 2) no hay que dejar de lado que, el hecho de que un mayor número de personas mejoren su formación, no garantiza buenos empleos, a menos que la economía esté ampliando el volumen de los mismos. Un análisis de la oferta de mano de obra sería complementario a este trabajo.

Para terminar, algunas consideraciones sobre las limitaciones, alcances y posteriores desarrollo de esta investigación pueden resumirse así:

- Es necesario hacer el cálculo social de las tasas de rentabilidad, para de esa forma estar en condiciones de discutir, por ejemplo, el tema de los subsidios a la educación.
- En general, la cantidad de información utilizada en este estudio es aceptable (10 368). No obstante, nada más 2 827 (27%) son mujeres, de las cuales sólo 254 (2.4%) tienen el nivel educativo universitario. Por lo tanto, desde el punto de vista muestral, las estimaciones de las funciones de las mujeres no tienen el mismo grado de confiabilidad que el de los hombres.
- Obviamente, entre mayor sea el grado de desagregación de la información, mayor será la capacidad de explicación del modelo. La consideración de la rama económica en la que se desarrolla el trabajo, la localización geográfica de los agentes y el nivel de desempleo, entre otras, son cuestiones que, sin duda, aportarían mucho al análisis.

### Bibliografía

- Andrés, J. y J. García (1991a). "El nivel de estudios como factor explicativo del desempleo, de los ingresos y de la movilidad laboral", *Economía Industrial*, marzo-abril.
- (1991b). "Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores", *Investigaciones Económicas* (segunda época), vol. XV, núm. 1.
- Angrist, J. y A. B. Krueger (1991). "Does Compulsory Schooling Attendance Affect Schooling and Earnings", *Quarterly Journal of Economics*, 106(4).
- Angrist, J. y W. K. Newey (1991). "Over-identification Tests in Earnings Functions with Fixed Effects", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 9, núm. 3.
- Ashenfelter, O. y A. Kruger. (1994). "Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins", *The American Economic Review*, vol. 84, núm. 5.

- Becker, Gary S. (1975). *Human Capital*, 2da. ed. University of Chicago Press, Chicago.
- Ben-Porath, Y. (1967). "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings", *Journal of Political Economy*, núm. 75.
- Berndt, Ernst E. (1991). *The Practice of Econometrics. Classic and Contemporary*, Addison Wesley.
- Bracho, T. y A. Zamudio (1995). *Tasas de retorno de la educación general especializada del nivel medio superior. Ajuste por desempleo*, documento de trabajo núm. 45, División de Economía, CIDE.
- (1994). "Los rendimientos económicos de la escolaridad en México, 1989", *Economía Mexicana. Nueva Epoca*, vol. 3, núm. 2.
- Denison, Edward F. (1962). *Sources of Economic Growth in the U.S.*, Committee for Economic Development, New York.
- Dougherty, C. y E. Jiménez (1991). "The Specification of Earnings Functions: Tests and Implications", *The Economics of Educations Review*, vol. 10.
- Freeman, R. (1986). "Demand for Education", en O. Ashenfelter y R. Layard, *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, North-Holland.
- Greene, W. (1990). *Econometric Analysis*, 2a. edición, MacMillan.
- Griliches, Zvi (1977). "Estimating the Return to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometrica*, vol. 45, enero.
- Harmon, C. y I. Walker (1995). "Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom", *The American Economic Review*, vol. 85, núm. 5.
- Kroch, E. A. y K. Sjoblom (1994). "Schooling as Human Capital or a Signal", *The Journal of Human Resources*, vol. 29, núm. 1.
- Mincer, Jacob (1974). *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York.
- Oliver, J., et al. (1998). *Función de ingresos y rendimiento de la educación en España 1990*, Serie documentos de trabajo, núm. 138, Fundación de las Cajas de Ahorros Confederados para la Investigación Económica.
- (1997). "Educación, niveles de ingreso y ahorro en la economía española" (mimeo).
- Psacharopoulos, G., et al. (1996). "Returns to Education During Economic Boom and Recession: Mexico, 1984, 1989 and 1992", *Education Economics*, vol. 4, núm. 3.
- (1981). "Return to Education: An Updated International Comparison", *Comparative Education*, vol. 17, núm. 3.
- Rosen, Sh. (1975). "Human Capital: Relations between Education and Earnings", *Frontiers of Quantitative Economics*, vol. B.
- San Segundo, Ma. J. (1997). "Educación e ingresos en el mercado de trabajo español", *Cuadernos Económicos del ICE*, núm. 63.
- Schultz, T. W. (1961). "Investment in Human Capital", *American Economic Review*, núm. 51.
- (1960). "Capital Formation by Education", *Journal of Political Economy*, núm. 68.
- Singh, R y M. Santiago (1997). "Farm Earnings, Educational Attainment, and Role of Public Policy: Some Evidence from Mexico", *World Development*, vol. 25, núm. 12.

- Taubman, P. (1975). "The Determinants of Earnings: Genetics, Family, and Others Environments: A Study of White Male Twins", *American Economic Review*, vol. 66, núm. 5.
- Weiss, A. (1995). "Human Capital vs. Signalling Explanations of Wages", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, núm. 4.
- Willis, Robert J. (1986). "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions", en O. Ashenfelter y R. Layard, *Handbook of Labor Economics*, vol. I.
- y S. Rosen (1979). "Education and Self-selection", *Journal of Political Economy*, octubre, parte 2.
- Zamudio A. y T. Bracho, (1994). *Rendimientos económicos de la escolaridad III: el problema de sesgo de elección III*, documento de trabajo núm. 32, División de Estudios Políticos y de Economía, CIDE.

