

Editor: Juan Rosellón, *CIDE*.

**Comité Editorial:** Raúl Feliz, *CIDE*; Alejandro Villagómez, *CIDE*; Alejandro Castañeda, *El Colegio de México*; Moisés Schwartz, *Secretaría de Hacienda y Crédito Público*; Martín Puchet, *Universidad Nacional Autónoma de México*; Gonzalo Hernández, *Instituto Tecnológico Autónomo de México*; Gerardo Jacobs, *Universidad Iberoamericana*.

**Consejo Editorial:** Nora Lustig, *Universidad de las Américas-Puebla*; Óscar Altimir, *Comisión Económica para América Latina*; Edmar Bacha, *Universidad Católica de Río*; Carlos Bazdresch, *CIDE*; Enrique Cárdenas, *Universidad de las Américas-Puebla*; Mauricio Cárdenas, *Fedesarrollo*; Agustín Carstens, *Secretaría de Hacienda y Crédito Público*; Arturo Fernández, *Instituto Tecnológico Autónomo de México*; Albert Fishlow, *Council on Foreign Relations*; Roberto Frenkel, *Centro de Estudios de Estado y Sociedad*; Ricardo Hausmann, *Banco Interamericano de Desarrollo*; David Ibarra, *Comisión Económica para América Latina*; Santiago Levy, *Instituto Mexicano del Seguro Social*; Enrique Mendoza, *Duke University*; Jaime Ros, *Universidad de Notre Dame*; Clemente Ruiz, *Universidad Nacional Autónoma de México*; Jesús Seade, *Fondo Monetario Internacional*; Aarón Tornell, *Universidad de California en Los Angeles*.

**Secretario Editorial:** Alfonso Zerón Marmolejo, *CIDE*.

**economía mexicana.** NUEVA ÉPOCA aparece dos veces al año. Su principal objetivo es publicar artículos teóricos y empíricos originales que versen sobre temas de importancia para la economía mexicana. Los artículos de **economía mexicana** son listados y resumidos en el *Journal of Economics Literature* y en el *Public Affairs Information Service*. Asimismo, **economía mexicana** aparece listada en el *Índice de revistas científicas mexicanas* que publica el CONACYT.

## Rendimientos privados y sociales de la educación en México

Fernando Barceinas Paredes\*

Fecha de recepción: 25 de octubre de 2001; fecha de aceptación: 10 de abril de 2002.

**Resumen:** Se analiza la relación ingresos-educación en México a través del cálculo de las tasas privadas y públicas de rendimiento de la educación con base en la información de la ENIGH 94 y 96. Para ello, se utilizan diversos métodos —directo, función de ingresos minceriana y TIR— y formas funcionales —con años de educación o niveles educativos, y controlando o no por horas trabajadas. Los resultados muestran el mejor ajuste del método por niveles educativos y el basado en la TIR. Entre los resultados a destacar se tiene un rendimiento del orden de 14% para hombres y 15% para mujeres y la mayor rentabilidad de los estudios de preparatoria.

**Palabras clave:** función de ingreso, rendimientos de la educación, capital humano y tasa interna de rendimiento.

**Abstract:** This paper analyses the relationship between earnings and education in Mexico through the estimation of public and private rates of return to education. The data base used were the *Household Budget Survey* 1994 and 1996. The relationship was accomplished by several methods —direct, mincerian earning function and IRR— and by functional forms —utilizing years of schooling or qualification and controlling or not working hours. The conclusion is that by using the IRR method and qualification functional form the best results are obtained. Among the most significant results it is remarkable the return of 14% for men and 15% for women and a mayor return of high school.

**Keywords:** earning function, rates of return to education, human capital and internal return rate.

\* Universidad Autónoma Metropolitana-Azcapotzalco, Departamento de Economía, Av. San Pablo Núm. 180, Col. Reynosa Tamaulipas, delegación Azcapotzalco, 02200, México, D.F. Correo electrónico: [fbarceinas@correo.azc.uam.mx](mailto:fbarceinas@correo.azc.uam.mx)

## Introducción

Desde un punto de vista de diseño de política económica, uno de los factores clave consiste en contar con elementos que permitan comparar las diversas alternativas de inversión del gasto social, uno de cuyos rubros fundamentales es el gasto en educación. En este sentido, poder establecer cuál es el impacto privado y social que se deriva del incremento de, por ejemplo, un año de escolaridad en un individuo resulta de vital importancia. Más aún, y considerando que la inversión educativa debe asignarse entre diversos ciclos, es vital jerarquizar éstos en función de su rentabilidad, para de esa manera estar en mejores condiciones de encontrar soluciones que optimicen la asignación del gasto en educación.

Una de las opciones más socorridas para llevar a cabo la tarea anterior consiste en el cálculo de los denominados *rendimientos de la educación* que, en términos generales, dan cuenta del beneficio en términos de ingreso como consecuencia del incremento de un año de escolaridad, o de la adquisición de un particular ciclo educativo. Los beneficios pueden ser considerados desde un punto de vista *privado*, o bien, si se toma en consideración el costo público educativo, desde un punto de vista *social*. En este contexto, el objetivo de este artículo es doble. Por una parte, contrastar diversas metodologías para estimar los rendimientos de la educación, dejando establecida cuál es, desde el punto de vista estadístico, la que proporciona un mejor ajuste y, por otra parte, proporcionar estimaciones de los rendimientos privados y sociales de la educación para México en 1994 y 1996.

Antes de la presentación de las estimaciones se llevó a cabo una revisión de los estudios previos que abordan este tema en México (sección I), y un breve análisis de las Bases de Datos utilizadas (sección II). El punto de partida teórico de este trabajo lo constituyen las denominadas *funciones de ingreso*, cuya derivación puede realizarse de dos maneras: como una representación de la hipótesis acerca de la tecnología de producción de capital humano (Willis, 1986) o simplemente como una tautología que se sigue de la definición de valor presente (Mincer, 1974).<sup>1</sup> Sin embargo, la forma funcional resultante en ambos casos es la misma. Ahora bien, lo que puede variar es la forma de cálculo de la tasa de rentabilidad de la educación: uti-

<sup>1</sup> Nótese que la primera es inconsistente con el hecho de que los individuos se enfrentan a una tasa de interés de mercado dada  $r$ , de la cual parte la segunda derivación.

lizando la relación costo-beneficio de un periodo a otro, lo que da origen al denominado *cálculo directo* presentado en la sección III.1, a través de la estimación econométrica de funciones de ingreso, a lo que está abocada la sección III.2, y por medio de la aproximación de la Tasa Interna de Rendimiento (TIR) o *método elaborado*, que se refiere al cálculo del valor presente de los ingresos y costos de todo el ciclo de vida y cuya metodología se muestra en la sección III.3. La sección III.2 se subdivide, a su vez, en el tratamiento de una tasa de rentabilidad única (sección III.2.1) y, por otra parte, en la consideración de tasas de rentabilidad variables de acuerdo al nivel escolar (sección III.2.2). Los resultados de ambas alternativas se presentan en la sección III.2.3. Adicionalmente, se comparan las capacidades explicativas de estas dos alternativas.

La sección IV se aboca a dilucidar, primero, cual de los métodos —elaborado o con variables *dummies*— es más adecuado y, al mismo tiempo, a verificar y corregir el problema de heteroscedasticidad detectado. La sección V reconsidera el *método elaborado* que tiene como virtud, entre otras, la de permitir la introducción de forma directa de los costos públicos de educación, lo que en definitiva permitirá el cálculo de rentabilidades sociales de educación. Finalmente, en la sección VI se presentan las conclusiones del trabajo.

## I. Trabajos previos para México

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>2</sup> con base en información de 1963 de 4 mil 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 ocupan del estudio de la educación en México en varias vertientes, correspondiendo una de ellas al análisis de las tasas de rentabilidad de la educación con base en información de la

<sup>2</sup> Carnoy, M. (1967), "Earnings and schooling in Mexico", *Economic Development and Cultural Change*, July. Citado en Psacharopoulos (1981).

*Encuesta Nacional de Ingreso-Gasto de los Hogares (ENIGH) de 1989.* En general, estos autores han abordado el tema desde la perspectiva minceriana probando diversas alternativas en la especificación de la función de ingresos —años de educación *vs.* 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>3</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 tamaño del hogar.

En Psacharopoulos, Vélez, Panagides y Yang (1996) se encuentra un análisis comparativo de las tasas de rentabilidad de la educación con base en la 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.

Smith y Metzger (1998) llevan a cabo un estudio muy particular sobre el tema, pues se abocan al cálculo de los rendimientos de la educación de los vendedores *ambulantes* en México controlando, además del capital humano, el capital físico.

Finalmente, en Barceinas (1999) se efectúa un análisis de los rendimientos privados de la educación con base en la ENIGH 92, que privilegia la comparación entre la formulación estándar minceriana y el método elaborado, a través de pruebas estadísticas abocados a discriminar entre ellos.

<sup>3</sup> Cabe señalar que, debido a restricciones muestrales, este tipo de análisis se reduce a una muestra de hijos que viven con sus padres.

## II. Los datos

Las bases de datos utilizadas en este trabajo son las ENIGH correspondientes a 1994 y 1996. Las encuestas provienen de una población que consta de aproximadamente 90 millones de habitantes repartidos en aproximadamente 20 mil hogares, lo que proporciona un tamaño promedio del hogar de 4.5 miembros. Existen un poco más de 60 mil registros individuales en cada encuesta, con información correspondiente a ingreso, sexo, edad y escolaridad, entre otras.

La muestra seleccionada a efectos de análisis está constituida por individuos que trabajan de tiempo completo y que reciben un ingreso por remuneraciones al trabajo, pero no por renta empresarial, esto es, se excluyó a individuos que percibían simultáneamente estos dos tipos de ingreso. Los ingresos son netos y trimestrales.<sup>4</sup> El ajuste final redundó en una muestra constituida por 7,762 hombres y 2,956 mujeres en 1994 y 8,510 hombres y 3,466 mujeres en 1996.

Con relación a la variable escolaridad, desafortunadamente las ENIGH no proporcionan los años reales de estudio, sino el grado máximo de escolaridad alcanzado, a partir del cual se inferirá una *proxy* de los años de estudio. No obstante, la desagregación de los niveles escolares es bastante detallada. Para la ENIGH 94 los niveles y su asignación de años de escolaridad son: Sin Instrucción (0 años), Primaria Incompleta (3 años), Primaria Completa (6 años), Secundaria Incompleta (7.5 años), Secundaria Completa (9 años), Preparatoria Incompleta<sup>5</sup> (10.5 años), Preparatoria Completa (12 años), Superior Incompleta (14.5 años), Superior Completa (17 años) y Posgrado (18.5 años). En la ENIGH 96 la desagregación es aún mayor, pues los niveles Primaria Incompleta y Secundaria Incompleta se presentan subdivididos. Primaria Incompleta se divide en Primer Año de Primaria (1 año), Segundo Año de Primaria (2 años), Tercer Año de Primaria (3 años), Cuarto Año de Primaria (4 años) y Quinto Año de Primaria (5 años), mientras Secundaria Incompleta se divide en Primer Año de Secundaria (7 años) y Segundo Año de Secundaria (8 años).

El cuadro 1 presenta los valores medios de las principales variables de las muestras de asalariados por tramos de edad y totales.

<sup>4</sup> En general, la ENIGH proporciona dos tipos de ingresos: el del mes anterior y el trimestral normalizado. Dado que el primero varía más debido a factores probablemente coyunturales, se utiliza el segundo.

<sup>5</sup> Cabe mencionar que en el nivel de preparatoria también está incluida la vocacional y la normal.

En primer lugar nótese que la muestra es abrumadoramente masculina: 72.6% de hombres *vs.* 27.4% de mujeres en 1994; y 71.3% de hombres *vs.* 28.7% de mujeres en 1996. Como se observa, la edad promedio de los hombres que perciben ingreso salarial es ligeramente mayor que la de mujeres. Sin embargo, una cuestión a llamar la atención es el mayor nivel de escolaridad de las mujeres: 8.4 años *vs.* 7.3 de los hombres en 1994; y 8.5 años de las mujeres *vs.* 7.6 de los hombres en 1996. A pesar de ello, debe observarse que el ingreso medio de los hombres es superior en aproximadamente 21% con relación al de las mujeres en ambos años muestrales.

En el cuadro 2 se presentan las fundamentales estadísticas que relacionan el nivel de estudios formales con los ingresos, tanto trimestrales

**Cuadro 1.** Valores promedios de salario trimestral y años de escolaridad por edad

Edad	Hombres			Mujeres		
	Salario trim. (pesos)	Escolaridad	Observaciones	Salario trim. (pesos)	Escolaridad	Observaciones
Año: 1994						
14-19	1,434	6.5	1,077	1,237	7.1	509
20-24	2,395	7.8	1,511	2,380	9.1	719
25-29	3,444	8.2	1,230	3,274	9.9	474
30-34	4,361	8.1	1,098	3,481	8.9	403
35-39	4,529	7.8	881	3,801	8.1	325
40-49	4,883	6.6	1,160	3,954	7.4	374
50-59	4,459	5.3	613	3,584	6.2	129
60-65	3,022	3.5	192	2,959	5.2	23
Total	3,499	7.3	7,762	2,889	8.4	2,956
Año: 1996						
14-19	1,796	6.7	1,106	1,672	7.3	546
20-24	3,159	8.0	1,557	2,826	8.9	725
25-29	4,748	8.7	1,490	4,440	9.9	626
30-34	5,475	8.5	1,247	4,694	9.4	466
35-39	6,307	8.2	1,038	4,601	8.5	442
40-49	6,117	7.0	1,289	5,015	7.6	468
50-59	5,354	5.4	588	4,399	6.6	169
60-65	3,928	3.7	195	4,191	4.1	24
Total	4,601	7.6	8,510	3,795	8.5	3,466

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

trales como por hora.<sup>6</sup> Lo que interesa hacer notar es la clara relación positiva que guarda el nivel de estudios con los ingresos. En la cuarta y novena columnas se muestran los incrementos porcentuales en el salario por hora, al pasar de un nivel educativo a otro en el caso de hombres y mujeres, respectivamente. Como se aprecia, en casi todos los casos estos incrementos son sustanciales y crecientes —con excepción de los hombres en donde el incremento asociado a primaria es mayor al de secundaria. Nótese, en particular, el importante incremento porcentual relativo al nivel licenciatura: para mujeres entre 70-85% y para hombres un poco más de 100%. Este fenómeno provoca que las diferencias salariales entre niveles educativos sean muy considerables: los salarios promedio de *licenciatura* son entre 5 y 6 veces mayores que los correspondientes a *sin estudios*. Finalmente, cabe mencionar que los mayores promedios de edad se localizan precisamente en estos dos nive-

**Cuadro 2.** Valores promedios de salario trimestral por hora y edad, por nivel educativo

Edad	Hombres					Mujeres				
	Salario trimestral (pesos)	Salario hora (pesos)	Cambio %	Edad	Obs.	Salario trimestral (pesos)	Salario hora (pesos)	Cambio %	Edad	Obs.
Año: 1994										
Sin estudios	1,971	3.1		37	2,219	1,378	2.3		35	511
Primaria	2,554	4.0	32	30	2,332	1,814	3.1	37	28	701
Secundaria	3,083	5.0	24	27	1,899	2,737	4.9	57	27	1,084
Preparatoria	5,950	9.9	99	32	822	4,226	8.1	65	29	435
Licenciatura	12,412	20.6	108	37	490	7,824	14.9	85	33	225
Total	3,499	5.6		32	7,762	2,889	5.3		29	2,956
Año: 1996										
Sin estudios	2,649	4.1		37	2,114	1,923	3.2		35	601
Primaria	3,401	5.3	29	31	2,550	2,418	4.1	28	29	829
Secundaria	4,342	6.8	27	28	2,305	3,456	6.1	50	27	1,222
Preparatoria	6,977	11.5	69	31	987	5,687	10.6	73	29	513
Licenciatura	14,419	23.6	106	37	554	9,479	18.1	71	35	301
Total	4,601	7.3		32	8,510	3,795	6.8		30	3,466

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

<sup>6</sup> Cabe mencionar que el nivel de estudios se refiere al máximo nivel de estudios alcanzado; esto es, por ejemplo, el nivel *primaria* incluye tanto al nivel de *primaria terminada*, como a *secundaria no terminada*, y así sucesivamente.

les escolares extremos. Por otra parte, resulta interesante hacer notar que las distribuciones por niveles educativos al interior de los grupos de hombres y mujeres difieren sustancialmente: mientras aproximadamente 60% de los hombres tienen un nivel de estudios de primaria o menor, en el caso de las mujeres ese porcentaje desciende a 40%.

### III. Rendimientos privados de la educación

#### III.1. Cálculo directo

Bajo el supuesto de que los únicos costos escolares son los ingresos dejados de percibir es posible calcular, siguiendo la metodología propuesta por Berndt (1991), la tasa de rentabilidad de, por ejemplo, el primer año de educación,  $r_1$ , a través del cálculo del incremento de ingresos dividido por el incremento de costos, esto es:

$$r_1 = (Y_1 - Y_0) / Y_0 \quad (1)$$

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

$$Y_s = Y_0(1 + r_1)(1 + r_2)...(1 + r_s) \quad (2)$$

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

$$Y_s = Y_0(1 + r)^s \quad (3)$$

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

$$r = \sqrt[s]{\frac{Y_s}{Y_0}} - 1 \quad (4)$$

Es pertinente precisar que esta forma de cálculo no considera la forma convencional cóncava de los ingresos de ciclo vital, sino líneas rectas paralelas al eje de las  $x$ 's, esto es, asociadas a ingresos constantes a lo largo del ciclo vital. En el cuadro 3 se muestran las estimaciones de las tasas de rentabilidad de acuerdo a la metodología descrita anteriormente para los 5 niveles educativos considerados. Entre paréntesis se colocan los años de educación que cada nivel educativo comporta. Los rendimientos calculados son de dos tipos: los marginales, esto es, los establecidos entre niveles subsecuentes, y los absolutos, cuyo nivel de referencia es, en todos los casos, el nivel *sin estudios*.<sup>7</sup> La gráfica 1 muestra los cálculos de las tasas de rendimiento marginales y absolutas para hombres y mujeres en 1996.

A partir de los resultados se puede inferir que el nivel de estudios más rentable es, en todos los casos, los estudios de preparato-

**Cuadro 3.** Rendimientos de la educación (%). Método directo\*

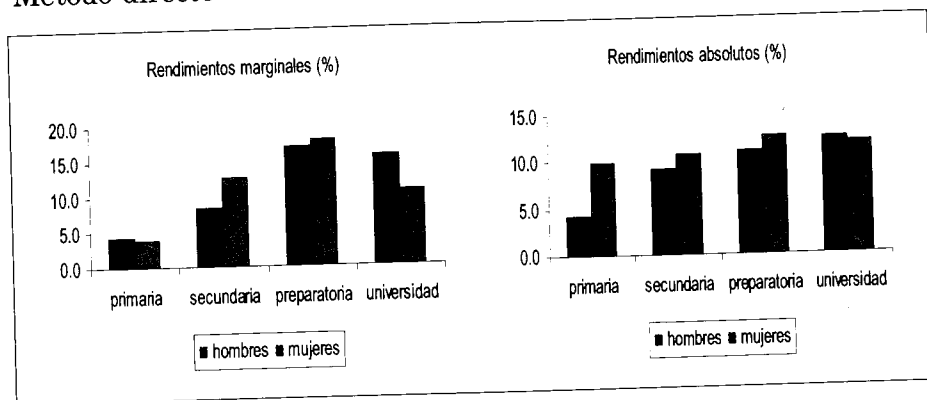
Nivel educativo	Hombres		Mujeres	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
Año: 1994				
Primaria (6)	4.4	4.4	4.7	4.7
Secundaria (3)	6.5	5.1	14.7	7.9
Preparatoria (3)	24.5	9.6	15.6	9.8
Universidad (5)	15.8	11.4	13.1	10.8
Año: 1996				
Primaria (6)	4.3	4.3	3.9	9.8
Secundaria (3)	8.5	9.2	12.6	10.8
Preparatoria (3)	17.1	11.1	18.1	12.5
Universidad (5)	15.6	12.4	10.8	12.0

\* Entre paréntesis los años de educación requeridos de cada nivel.

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

<sup>7</sup> Ciertamente, un rendimiento lógico sería el calculado con relación al mínimo nivel obligatorio, en este caso la secundaria. No obstante, tomando en consideración el gran porcentaje que los *sin estudios* tienen entre los asalariados, se ha preferido mantener a los *sin estudios* como el nivel de referencia en el cálculo de la tasa absoluta.

**Gráfica 1. Rendimientos de la educación marginales y absolutos. Método directo**



FUENTE: ENIGH 96.

ria. Los segundos más rentables son, en el caso de los hombres, los estudios universitarios, y en el caso de las mujeres, la secundaria. Con relación al nivel menos rentable también existe coincidencia: en todos los casos este lugar corresponde a los estudios primarios.<sup>8</sup> Empero, conviene llamar la atención en relación a que estas diferencias en rendimientos no son de ninguna manera banales. En el caso de los hombres el gran salto se produce de secundaria a preparatoria con incrementos que más que se duplican (en 1996) o casi se cuadruplican (en 1994). Por otra parte, los rendimientos de las mujeres prácticamente se triplican al pasar de primaria a secundaria. También debe notarse que en los niveles superiores —preparatoria y universidad— el rendimiento de la educación de los hombres es mayor que el de las mujeres. Finalmente, nótese que los rendimientos absolutos son siempre crecientes —con una pequeña excepción en

<sup>8</sup> Cabe mencionar que este resultado contrasta abiertamente con la creencia general de que los rendimientos de educación primaria en países en vías de desarrollo deberían exhibir los rendimientos mayores. Por ejemplo, Psacharopoulos *et al.* (1996) estiman tasas de rentabilidad privadas para los estudios primarios de 44.3% en 1984; 23.7% en 1989, y 18.9% en 1992, siendo las dos primeras las mayores de los diversos niveles educativos. Al respecto es necesario enfatizar dos aspectos: primero, una cuestión de cálculo implícito o explícito de los años que se suponen constituyen el costo de oportunidad de los estudios primarios, tema sobre el que volveré en la sección 2.3 y, en segundo lugar, el hecho de que los estudios primarios se están convirtiendo con el paso del tiempo en un mecanismo de inserción laboral, así como una forma de acceso a estudios superiores. Por ende, un lector apresurado podría obtener la impresión de que hay que invertir en educación superior y olvidar los estudios primarios; es decir, olvidar la alfabetización de la población.

el caso de las mujeres en 1996, donde la tasa absoluta de universidad es ligeramente menor que la correspondiente a preparatoria. Estas estimaciones invitarían, pues, a pensar que en México estudiar es una actividad altamente rentable, más aún, que esta rentabilidad se incrementa conforme se escale en los niveles educativos.

### III.2. Función de ingresos

#### III.2.1. Especificación minceriana

A reserva de introducir directamente la función de ingresos minceriana convencional, cabe igualmente la posibilidad de continuar con la estrategia de Berndt (1991) y arribar, de esta manera, al mismo resultado. Entonces, 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 (3) puede representarse de la siguiente manera

$$Y_s = Y_0 e^{rs}$$

La cual, con un término de perturbación multiplicativo  $e^\epsilon$ , puede escribirse en forma logarítmica como

$$\ln Y_s = \ln Y_0 + rs + \epsilon \quad (5)$$

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 la ausencia de escolaridad.<sup>9</sup>

Es importante insistir que este planteamiento considera como costos únicamente los ingresos dejados de percibir, pero ignora la matrícula y otros costos directos de escolaridad. Además, no debe olvidarse que se trata de una estimación de la tasa de rentabilidad privada, en cuanto ignora cualquier subsidio público escolar.

<sup>9</sup> Cabe mencionar que si esta ecuación se estima por niveles de experiencia dados, el resultado es prácticamente coincidente con el de la ecuación minceriana estándar.

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, lo que en definitiva lleva a una forma funcional del tipo

$$\ln Y = \alpha + \beta S + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \varepsilon$$

Donde *expe* se refiere a la experiencia. Si la función es cóncava con relación a la experiencia, la estimación de  $\gamma_1$  debería ser positiva, mientras que la de  $\gamma_2$  negativa.<sup>10</sup>

### III.2.2. Especificación con variables *dummies*

Un grave problema que presentan las estimaciones propuestas en el apartado III.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*. Supongamos que existen *m* niveles de escolaridad, entonces la especificación alternativa es

$$\ln Y = \alpha + \sum_{k=1}^m \beta_k D_k + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \varepsilon \quad (6)$$

<sup>10</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:

$$\ln Y = \ln Y_0 + \beta_1 s + \beta_2 \text{expe} + \beta_3 \text{expe}^2 + \beta_4 s_i \cdot \text{expe} + \varepsilon$$

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 mayores 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, en general, la estimación de este coeficiente no fue significativa y, además, era, en todos los casos, negativa.

donde  $D_k$  son las variables *dummies* asociadas a cada nivel escolar *k*. En nuestro caso, *k* = sin educación (1), primaria (2), secundaria (3), preparatoria (4) y universidad (5). 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 el  $D_{k-1}$  y dividiendo por  $n_k$ , o sea, por el número de años escolares correspondientes al nivel *k*, esto es,

$$r_k = (\beta_k - \beta_{k-1}) / n_k \quad (7)$$

Debe notarse que la estimación de la ecuación (6) supone un problema econométrico de colinealidad entre las variables *dummies*. Por lo tanto, se supuso que el modelo original era del tipo:

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

esto es, una forma funcional sin constante. Por otra parte, tomando 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 (8), lo que daría origen al siguiente modelo:

$$\ln Y = \delta_1 + (\delta_2 - \delta_1) D_2 + (\delta_3 - \delta_1) D_3 + \dots + (\delta_m - \delta_1) D_m + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \varepsilon \quad (9)$$

que equivale a la ecuación (6) con restricciones sobre los parámetros:

$$\alpha = \delta_1, \beta_2 = (\delta_2 - \delta_1), \dots, \beta_m = (\delta_m - \delta_1).$$

Uno de los principales problemas de este planteamiento es que implícitamente se está suponiendo que los diferenciales de ingresos se deben únicamente 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, controlar las funciones de ingresos por el número de horas trabajadas. Una forma directa de hacerlo es simplemente añadiendo la variable *horas* como variable explicativa

en la función de ingresos. Sin embargo, proceder de esta forma ocultaría el hecho de la distinta valoración del trabajo como consecuencia del distinto nivel de estudios. Para evitar este problema se planteó el modelo siguiente:

$$\ln Y = \alpha + \sum_{k=1}^m \beta_k D_k + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \delta (h^* \rho) + \varepsilon \quad (10)$$

donde  $h$  = número de horas trabajadas al trimestre y  $\rho = s_i/17$ , o sea, un índice ponderador de la remuneración por hora en función del nivel educativo. Nótese que para el nivel universitario  $\rho = 1$ , mientras para el primario  $\rho = 0.35$  (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

$$\ln (Y/h) = \alpha + \sum_{k=1}^m \beta_k D_k + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \varepsilon \quad (11)$$

Finalmente, nótese que la ecuación (11) no es más que el modelo restringido del modelo general

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

con la restricción  $\phi = 1$ .

### III.2.3. Resultados

Los resultados se resumen en los cuadros 4, 5 y 6. La primera columna de éstos indica el tipo de modelo estimado, es decir:

- Modelo 1:  $\ln Y_i = \alpha + f(s_i) + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \varepsilon$   
 Modelo 2:  $\ln Y_i = \alpha + f(s_i) + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \delta (h^* \rho) + \varepsilon$   
 Modelo 3:  $\ln Y_i = \alpha + f(s_i) + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \phi \ln (h) + \varepsilon$   
 Modelo 4:  $\ln (Y_i/nh) = \alpha + f(s_i) + \gamma_1 \text{expe} + \gamma_2 \text{expe}^2 + \varepsilon$

donde

$$f(s_i) = \beta_1 s_i$$

para la especificación minceriana original (cuadro 4) y

$$f(s_i) = \sum_{k=1}^m \beta_k D_k$$

para la especificación con variables *dummies* (cuadro 5). El Cuadro 6 proporciona las tasas de rentabilidad derivadas del cuadro 5 de acuerdo a la ecuación (7). Además, se proporcionan algunos estadísticos de bondad de ajuste:  $R^2$ , criterio de Schwartz<sup>11</sup> 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 al método consistente de White. Esto último debido a que por la naturaleza *cross section* de la información era muy probable que existiesen problemas de heteroscedasticidad, como la aplicación de las pruebas estándar lo indicaba.

Con relación a las estimaciones mincerianas estándar del cuadro 4, se tiene que todas 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, siendo la restricción  $\phi = 1$ , esto es, el coeficiente asociado a  $\ln$  (horas). La prueba de hipótesis correspondiente rechaza en todos los casos la hipótesis nula, por lo que es posible dejar de lado el modelo 4 y centrarnos en la comparación de los 3 primeros modelos que, por otro lado, comparten la misma variable dependiente. Por otra parte, el modelo 1 puede verse como un restringido del modelo 2, siendo la restricción  $\delta = 0$ , o bien como uno restringido del modelo 3, siendo la restricción  $\phi = 0$ .

En el caso de las mujeres ninguna de las restricciones es rechazada. Por ende, desde esta perspectiva el modelo 1 experimenta el mejor ajuste. Por el contrario, en el caso de los hombres las restricciones previamente mencionadas ( $\delta = 0$  y  $\phi = 0$ ) son rechazadas. En consecuencia, descartado el modelo 1, el criterio de selección se limita a los modelos 2 y 3, dentro de los cuales, y de acuerdo al criterio de Schwartz, el modelo 3 resulta el de mejor ajuste. Sin embargo, cabe resaltar que el rendimiento de la educación derivado del modelo 3 es prácticamente el mismo que el correspondiente al modelo 1 (14.0% vs. 13.8% en 1994, y 13.8% vs. 13.7% en 1996), lo que nos lleva

<sup>11</sup> Cabe mencionar que el criterio de Schwartz es aplicable únicamente para comparar modelos que tienen la misma variable dependiente. En este sentido, sólo es útil en el caso de la comparación de los modelos 1, 2 y 3. De hecho, para el modelo 4 no se reporta este criterio.



**Cuadro 4. Estimación de la función de ingresos minceriana original**

Año: 1994	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
<b>Hombres</b>								
Constante	5.8778	183.6	5.8679	183.6	3.3449	12.3	-0.6050	-18.9
Escolaridad	0.1376	64.8	0.1121	24.8	0.1400	65.9	0.1437	68.2
Experiencia	0.0761	33.5	0.0759	33.5	0.0755	33.5	0.0746	32.7
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-23.2	-0.0010	-23.0	-0.0010	-22.9	-0.0010	-22.1
horas*p			0.0007	6.2				
log(horas)					0.3907	9.4		
R <sup>2</sup> ajustada	0.41		0.41		0.42		0.42	
Error estándar	0.6928		0.6911		0.6881		0.6995	
Criterio de Schwartz	2.1079		2.1039		2.0954		2.0954	
Observaciones	7762		7762		7762		7762	
<b>Mujeres</b>								
Constante	5.5776	101.2	5.5767	95.7	5.0107	10.0	-0.9456	-17.0
Escolaridad	0.1522	41.1	0.1517	21.2	0.1535	38.3	0.1671	44.4
Experiencia	0.0737	17.3	0.0738	17.1	0.0740	17.2	0.0766	17.8
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-10.5	-0.0011	-10.4	-0.0011	-10.5	-0.0011	-10.3
horas*p			0.0000	0.1				
log(horas)					0.0869	1.2		
R <sup>2</sup> ajustada	0.40		0.40		0.40		0.43	
Error estándar	0.7314		0.7315		0.7313		0.7536	
Criterio de Schwartz	2.2217		2.2244		2.2239		2.2239	
Observaciones	2956		2956		2956		2956	

**Cuadro 4. Continuación...**

Año: 1996	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
<b>Hombres</b>								
Constante	6.0837	187.9	6.0783	188.4	2.8865	11.4	-0.3627	-11.2
Escolaridad	0.1367	67.1	0.0994	23.9	0.1383	68.3	0.1399	68.6
Experiencia	0.0791	35.1	0.0785	35.0	0.0775	34.8	0.0758	33.7
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-24.9	-0.0011	-24.7	-0.0010	-24.4	-0.0010	-23.4
horas*p			0.0010	9.9				
log(horas)					0.4960	12.8		
R <sup>2</sup> ajustada	0.39		0.40		0.40		0.39	
Error estándar	0.7188		0.7148		0.7112		0.7191	
Criterio de Schwartz	2.1813		2.1712		2.1609		2.1609	
Observaciones	8510		8510		8510		8510	
<b>Mujeres</b>								
Constante	5.9200	116.4	5.9234	111.2	5.4829	11.2	-0.6077	-11.8
Escolaridad	0.1439	41.9	0.1458	20.7	0.1448	39.9	0.1569	44.8
Experiencia	0.0699	18.3	0.0698	18.1	0.0702	18.3	0.0740	19.0
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-11.8	-0.0010	-11.8	-0.0010	-11.8	-0.0010	-11.9
horas*p			-0.0001	-0.3				
log(horas)					0.0670	0.9		
R <sup>2</sup> ajustada	0.37		0.37		0.37		0.40	
Error estándar	0.7608		0.7609		0.7608		0.7829	
Criterio de Schwartz	2.2993		2.3016		2.3013		2.3013	
Observaciones	3466		3466		3466		3466	

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

**Cuadro 5. Estimación de la función de ingresos con variables dummies**

Año: 1994	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Coeficiente Estadístico t		Coeficiente Estadístico t		Coeficiente Estadístico t		Coeficiente Estadístico t	
<b>Hombres</b>								
Constante	6.3232	196.6	6.2044	184.1	3.9210	14.4	-0.1401	-4.3
Primaria=1	0.4186	18.9	0.2349	8.8	0.4256	19.4	0.4373	19.8
Secundaria=1	0.7940	31.7	0.4843	13.3	0.8079	32.4	0.8315	32.9
Preparatoria=1	1.3703	43.3	0.8920	17.4	1.3929	43.9	1.4309	44.3
Universidad=1	2.1096	55.4	1.4672	23.1	2.1427	56.7	2.1987	59.1
Experiencia	0.0754	32.6	0.0747	32.4	0.0748	32.5	0.0739	31.6
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-24.4	-0.0011	-23.7	-0.0011	-24.2	-0.0011	-23.3
horas*p			0.0012	11.7	0.3717	8.9		
log(horas)			0.41		0.41		0.41	
R <sup>2</sup> ajustada	0.40		0.6917		0.6939		0.7060	
Error estándar	0.6981		2.1088		2.1153		2.1153	
Criterio de Schwartz	2.1264		7762		7762		7762	
Observaciones	7762							
<b>Mujeres</b>								
Constante	5.9467	100.4	5.8868	89.9	5.3349	10.6	-0.5418	-9.1
Primaria=1	0.5006	10.1	0.4254	7.6	0.5052	10.1	0.5498	10.9
Secundaria=1	1.0700	22.3	0.9483	14.8	1.0796	21.7	1.1717	24.1
Preparatoria=1	1.5621	28.7	1.3881	16.7	1.5786	27.4	1.7374	31.3
Universidad=1	2.2357	35.2	1.9945	19.0	2.2553	33.4	2.4427	38.4
Experiencia	0.0753	17.4	0.0759	17.5	0.0756	17.4	0.0783	17.9
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-11.0	-0.0011	-11.0	-0.0011	-11.0	-0.0011	-10.9
horas*p			0.0006	2.7	0.0943	1.3		
log(horas)			0.40		0.40		0.43	
R <sup>2</sup> ajustada	0.40		0.7323		0.7330		0.7548	
Error estándar	0.7331		2.2335		2.2355		2.2355	
Criterio de Schwartz	2.2335		2956		2956		2956	
Observaciones	2956							

**Cuadro 5. Continuación...**

Año: 1996	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Coeficiente Estadístico t		Coeficiente Estadístico t		Coeficiente Estadístico t		Coeficiente Estadístico t	
<b>Hombres</b>								
Constante	6.5283	203.1	6.3922	190.4	3.3772	13.3	0.1037	3.2
Primaria=1	0.3879	17.2	0.1995	7.7	0.3880	17.4	0.3880	17.2
Secundaria=1	0.8133	32.8	0.4785	14.1	0.8118	33.0	0.8103	32.5
Preparatoria=1	1.3309	44.2	0.8382	18.5	1.3503	45.1	1.3704	45.2
Universidad=1	2.0407	60.1	1.3278	22.6	2.0596	61.3	2.0792	61.2
Experiencia	0.0805	35.5	0.0791	35.1	0.0789	35.1	0.0771	33.9
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0012	-27.4	-0.0011	-26.4	-0.0012	-27.0	-0.0011	-26.0
horas*p			0.0013	14.3	0.4905	12.6		
log(horas)			0.40		0.40		0.39	
R <sup>2</sup> ajustada	0.38		0.7132		0.7144		0.7224	
Error estándar	0.7218		2.1695		2.1729		2.1729	
Criterio de Schwartz	2.1926		8510		8510		8510	
Observaciones	8510							
<b>Mujeres</b>								
Constante	6.3540	112.9	6.2753	99.4	6.0755	12.4	-0.1317	-2.3
Primaria=1	0.4196	8.7	0.3417	6.3	0.4210	8.7	0.4519	9.2
Secundaria=1	0.9112	19.1	0.7801	12.8	0.9145	18.9	0.9880	20.2
Preparatoria=1	1.4721	27.2	1.2784	16.1	1.4780	26.4	1.6093	28.7
Universidad=1	2.0210	35.0	1.521	17.0	2.0284	34.1	2.1923	37.3
Experiencia	0.0709	18.2	0.0721	18.4	0.0711	18.2	0.0752	18.9
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-12.5	-0.0011	-12.6	-0.0011	-12.5	-0.0011	-12.7
horas*p			0.0006	3.1	0.0429	0.6		
log(horas)			0.36		0.36		0.39	
R <sup>2</sup> ajustada	0.36		0.7658		0.7670		0.7901	
Error estándar	0.7669		2.3206		2.3238		2.3238	
Criterio de Schwartz	2.3215		3466		3466		3466	
Observaciones	3466							

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

**Cuadro 6.** Rendimientos por niveles educativos. Especificación con variables *dummies* (%)

Año: 1994	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
<b>Hombres</b>								
Primaria	7.0	7.0	3.9	3.9	7.1	7.1	7.3	7.3
Secundaria	12.5	8.8	8.3	5.4	12.7	9.0	13.1	9.2
Preparatoria	19.2	11.4	13.6	7.4	19.5	11.6	20.0	11.9
Universidad	14.8	12.4	11.5	8.6	15.0	12.6	15.4	12.9
<b>Mujeres</b>								
Primaria	8.3	8.3	7.1	7.1	8.4	8.4	9.2	9.2
Secundaria	19.0	11.9	17.4	10.5	19.1	12.0	20.7	13.0
Preparatoria	16.4	13.0	14.7	11.6	16.6	13.2	18.9	14.5
Universidad	13.5	13.2	12.1	11.7	13.5	13.3	14.1	14.4
<b>Año: 1996</b>								
<b>Hombres</b>								
Primaria	6.5	6.5	3.3	3.3	6.5	6.5	6.5	6.5
Secundaria	14.2	9.0	9.3	5.3	14.1	9.0	14.1	9.0
Preparatoria	17.3	11.1	12.0	7.0	17.9	11.3	18.7	11.4
Universidad	14.2	12.0	9.8	7.8	14.2	12.1	14.2	12.2
<b>Mujeres</b>								
Primaria	7.0	7.0	5.7	5.7	7.0	7.0	7.5	7.5
Secundaria	16.4	10.1	14.6	8.7	16.5	10.2	17.9	11.0
Preparatoria	18.7	12.3	16.6	10.7	18.8	12.3	20.7	13.4
Universidad	11.0	11.9	9.5	10.3	11.0	11.9	11.7	12.9

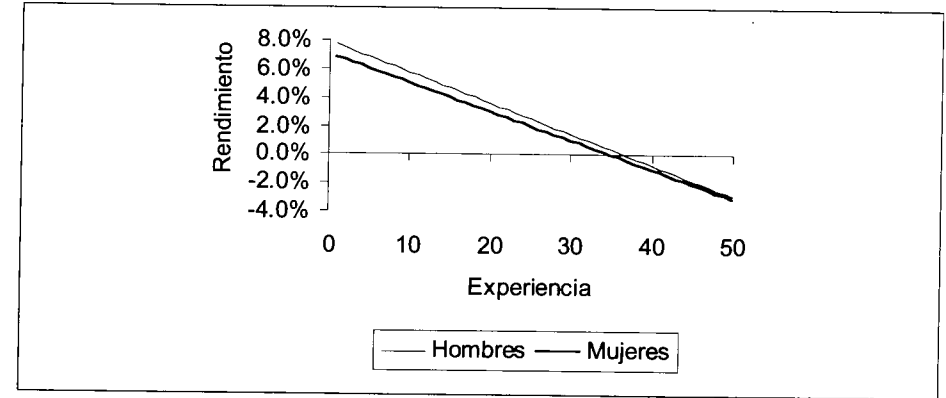
FUENTE: ENIGH 94 y 96.

a la conclusión que el parsimonioso modelo mincer estándar (modelo 1) resulta una excelente vía para estimar los rendimientos de la educación.

Ciñéndonos a los resultados del modelo 1, se tiene que los rendimientos de la educación de los hombres son del orden de 13.7-13.8%, mientras los de las mujeres son del orden de 14.4-15.2%, o sea, ligeramente superiores.

Adicionalmente, es posible calcular, derivando la ecuación de ingresos con respecto a la variable *experiencia*, rendimientos de la experiencia, esto es, el incremento en los ingresos ante un cambio en los años de experiencia. A diferencia de los rendimientos de la educación, los de la experiencia no son constantes y dependerán del nivel de experiencia. La gráfica 2 muestra los rendimientos de la experiencia para hombres y mujeres. Como se nota, los hombres gozan de mayores rendimientos de este tipo, aunque la tasa de decrecimiento, esto es, la pendiente de ambas trayectorias es bastante similar. Asimismo, la gráfica 2 muestra el nivel de experiencia a partir del cual los rendimientos de la experiencia se vuelven negativos: 37 años de experiencia en el caso de los hombres, y 35 años de experiencia en el de las mujeres, que coincidirían con el punto de valor máximo de los ingresos en el perfil vital experiencia-ingreso.<sup>12</sup>

**Gráfica 2.** Rendimientos de la experiencia, 1996



FUENTE: ENIGH 96.

<sup>12</sup> En la gráfica A1 del Anexo Estadístico se muestran los rendimientos de la experiencia para el año 1994. El comportamiento es prácticamente el mismo que en 1996.

En lo que respecta a la consideración de la variable escolaridad a través de variables *dummies* (cuadro 3) se tiene que deja prácticamente intacta la relación entre las ecuaciones en términos de bondad de ajuste: nuevamente el modelo 4 es rechazado a favor del modelo 3, puesto que la hipótesis  $\phi = 1$  no se verifica en ningún caso, en el caso de las mujeres nuevamente no se rechaza la hipótesis  $\delta = 0$ , por lo que, a su vez, el modelo 3 queda descartado a favor del 1. La diferencia, con respecto al modelo estándar, es que, tanto para hombres como para mujeres, el modelo 2 presenta mejores estadísticos de bondad de ajuste, respecto al modelo 1 ( $R^2$  ajustada y criterio de Schwartz), aunque de ninguna manera de forma contundente.

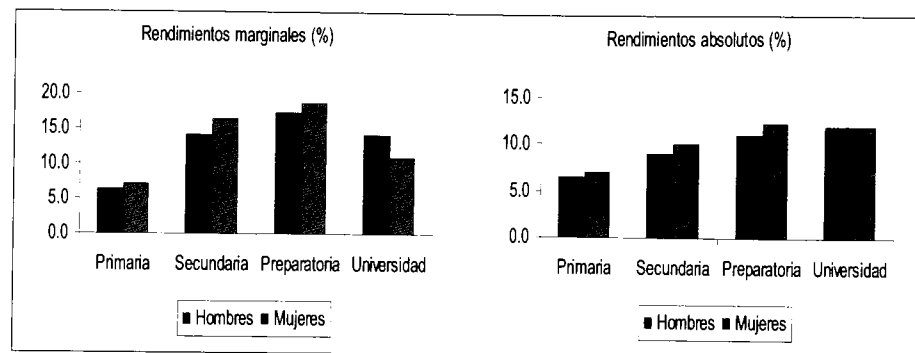
En el cuadro 4 se presentan los rendimientos por niveles educativos. Los marginales se refieren, como anteriormente, a los establecidos entre un nivel educativo y el inmediatamente previo, y el rendimiento absoluto se refiere al hallado entre el nivel en cuestión y el nivel de *sin estudios*. Respecto 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, mientras los otros 3 modelos (1, 2 y 4) presentan tasas de rendimiento muy similares.

Uno de los objetivos de este ejercicio ha sido contrastar el modelo estándar de Mincer, tanto con escolaridad continua como con variables *dummies*, con alternativas en la especificación que consideren, de una forma u otra, las horas trabajadas. Ciertamente, los modelos que incorporan alguna medida de horas trabajadas resultan, en ocasiones, mejores al modelo 1 que carece de ellas. No obstante, en ningún caso el mejor ajuste resulta abrumador y, en consecuencia, es posible confiar en las tasas de rendimiento asociadas al modelo 1 como un buen indicador del rendimiento de la educación. Por otra parte, de esta manera se facilita el análisis comparativo con los otros métodos de estimación —el previamente presentado método *directo* y el método *elaborado* que se presentará en la próxima sección.

En la gráfica 3 se muestran las tasas de rentabilidad marginales y absolutas del modelo 1 para el año 1996. Al igual que en el caso del método directo, los rendimientos marginales mayores se localizan en el nivel preparatoria, seguido de secundaria, universidad y, finalmente, primaria.<sup>13</sup> En este sentido, los valores máximos y mínimos

<sup>13</sup> Nótese, no obstante, que para 1996 y el modelo 1, el rendimiento de preparatoria y universidad en el caso de los hombres es prácticamente el mismo.

Gráfica 3. Rendimientos de la educación marginales y absolutos. Función de ingresos minceriana, 1996



FUENTE: ENIGH 96.

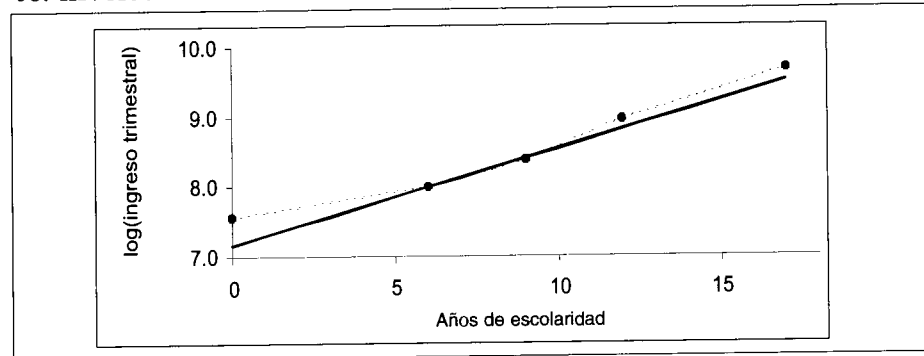
de las tasas de rendimiento coinciden con las obtenidas del método directo. En relación con los rendimientos absolutos, se nota un crecimiento pronunciado de primaria a preparatoria, para posteriormente descender ligeramente o mantenerse prácticamente estable.

Antes de finalizar este apartado cabe preguntarse cuál de las dos formas funcionales, la que utiliza la escolaridad como variable continua o la que utiliza variables *dummies* de niveles educativos, es la más apropiada para representar la relación escolaridad-ingresos. En la gráfica 4 se comparan las funciones de ingreso para los hombres en 1996 de acuerdo al modelo 1, suponiendo una experiencia de 18 años, correspondiente a la media muestral. La línea continua se refiere a la función que utiliza escolaridad continua, mientras la línea punteada a la que utiliza *dummies* de niveles educativos.<sup>14</sup>

El rendimiento único asociado a la especificación con escolaridad continua es 0.1367 (véase cuadro 4) y corresponde a la pendiente de la línea continua en la gráfica 5. Por otro lado, las pendientes de cada segmento de la línea punteada ofrecen los rendimientos de cada nivel educativo. El primero, esto es, el referido a primaria (0 a 6 años), tiene una pendiente de 0.065, la secundaria (6 a 9 años) de 0.142, la preparatoria (9 a 12 años) de 0.173 y la universidad (12 a 17 años) de 0.142 (véase cuadro 6). Desde el punto de vista estadístico, es posible concebir al modelo con escolaridad continua como un

<sup>14</sup> En la gráfica A2 del Anexo Estadístico se muestran las mismas funciones para mujeres en 1996 y para hombres y mujeres en 1994.

**Gráfica 4.** Función de ingresos con escolaridad continua us. niveles educativos. Hombres, 1996



FUENTE: ENIGH 1996.

modelo restringido del modelo con variables *dummies*. La hipótesis nula a comprobar sería:

$$H_0: \frac{D_{prim}}{6} = \frac{D_{sec} - D_{prim}}{3} = \frac{D_{prep} - D_{sec}}{3} = \frac{D_{univ} - D_{prep}}{5}$$

Si la hipótesis nula no se rechazara la evidencia empírica estaría a favor del modelo con escolaridad continua. Por el contrario, si  $H_0$  se rechaza, el modelo con variables *dummies* sería el más adecuado. El estadístico de prueba  $F$  de la prueba arroja un valor de 101.3, por lo que la hipótesis nula, desde el punto de vista estadístico, debería rechazarse. No obstante, cabe considerar que la gran cantidad de observaciones utilizadas hace casi imposible el no rechazo de la hipótesis nula. Por otro lado, lo que desde un punto de vista más económico debería valorarse es si el rendimiento único de 13.7% —que no es más que un promedio ponderado de los rendimientos derivados de la especificación con variables *dummies*— es una buena aproximación del rendimiento promedio de la muestra. De acuerdo con la gráfica 4, únicamente en el caso de los estudios primarios se nota una fuerte discrepancia entre el rendimiento promedio y el de ese nivel educativo en particular. En consecuencia, es factible concluir que la aproximación del rendimiento de la ecuación con escolaridad continua, a pesar de sus obvias discrepancias con los rendimientos por niveles, continúa siendo una buena aproximación al rendimiento general de la muestra.

### III.3. Método elaborado

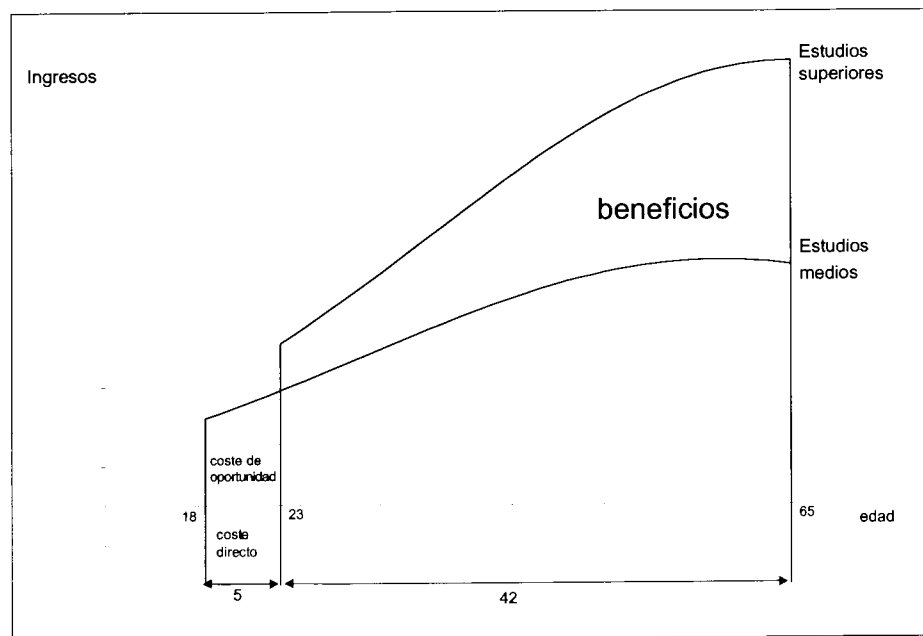
A pesar de la amplia difusión de que gozan las estimaciones de las tasas de rendimiento de la educación basadas directamente en la interpretación de los coeficientes de la ecuación de ingresos, aquellas no dejan de ser más que una aproximación a la verdadera tasa de rendimiento; esto es, a la tasa de descuento o tasa interna de rendimiento (TIR) 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.

Con el objetivo de explicar esta metodología, considérese 2 niveles de educación, digamos nivel medio (*med*) y superior (*sup*). El individuo con nivel medio comenzaría su vida laboral a los 18 años, mientras el de nivel superior a los 23 (véase gráfica 5). Si se supone que ambos se retiran a los 65 años,<sup>15</sup> y que el de nivel superior obtiene un mayor ingreso, consecuencia de su mayor escolaridad, éste obtendrá unos beneficios (área *beneficios* en la gráfica 5) durante 42 años —eso es, la diferencia salarial,  $Y_{sup} - Y_{sec}$ , para cada uno de los 42 años, correspondientes al periodo de los 23 a los 64 años de edad. No obstante, para llevar a cabo la educación superior, los individuos deben incurrir en dos tipos de costos: en primer lugar, los ingresos dejados de percibir durante 5 años —que corresponde al  $Y_{sec}$  de los 18 a los 22 años— o costo de oportunidad —área *costos de oportunidad* en la gráfica 5— y, en segundo lugar, los costos directos de estudiar — $C_{sup}$  y área *costos directos* en la gráfica 5. Entonces, la tasa de rentabilidad  $r$  es aquella que iguala el flujo de beneficios y costos —de oportunidad y directos— descontados a un punto en el tiempo, esto es, la  $r$  que se obtiene de resolver la siguiente ecuación

$$\sum_{t=23}^{64} (Y_{sup} - Y_{med})_t (1+r)^{-t} = \sum_{t=18}^{22} (Y_{med} + C_{sup})_t (1+r)^t \quad (13)$$

<sup>15</sup> No deja de ser interesante hacer notar que este supuesto aparentemente inocuo de que los individuos se retiren a los 65 años ha sido objeto de fuertes críticas. La cuestión es que los individuos pueden no retirarse en promedio a los 65 años. En los países desarrollados debido a las "jubilaciones anticipadas", y en muchos países en vías de desarrollo porque su esperanza de vida está por debajo de los 65 años. En cualquier caso, en teoría el ciclo vital debería corregirse porque de otra manera estaría sesgado. Horowitz (1999) muestra, entre otras cosas, los cambios que se producen en los rendimientos de la educación cuando se controla por la esperanza de vida.

Gráfica 5. Perfiles edad-ingreso



Una característica altamente ventajosa de esta metodología es que, además de permitir la consideración de los *costos directos* y con ello afinar el cálculo del rendimiento privado, permite asimismo introducir el costo público de educación que da origen a un tipo de rendimiento social. En el primer caso los costos directos ( $C_{sup}$ ) incluirían únicamente el costo de la matrícula y del material escolar —libros, transporte, etc.— mientras que si el objetivo es calcular tasas sociales de rendimiento,  $C_{sup}$  debe incluir adicionalmente el costo público de la financiación de dicho ciclo educativo.<sup>16</sup>

Finalmente, es necesario mencionar que los ingresos salariales ( $Y$ ) por niveles educativos corresponden a los valores predichos derivados de una función de ingresos, que bien puede ser una sola función con variables *dummies* —una por nivel educativo— o bien una función para cada nivel educativo en consideración. La primera

<sup>16</sup> Para el presente trabajo, el costo privado se obtuvo a partir de la información del "Gasto corriente monetario trimestral en servicios y artículos de educación" de la ENIGH 94 y 96, que aproxima el gasto nacional privado por niveles educativos y, posteriormente, se dividió sobre el número total de alumnos por nivel educativo, obtenido directamente de la SEP. El gasto público por alumnos se obtuvo directamente de la SEP. Un resumen de esta estructura de costos directos de la educación por niveles se muestra en el cuadro A7.

alternativa impondría la misma forma en el perfil edad-ingreso a todos los niveles —dado que compartirían los mismos coeficientes de experiencia o edad— mientras que la segunda alternativa permitiría que cada nivel educativo tuviera su forma particular de perfil edad-ingreso.

La segunda alternativa, que corresponde a la idea original de Psacharopoulos (1981) y que fue adoptada en este estudio, consiste de 3 etapas: En la primera, se estima una ecuación del tipo

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \text{expe} + \beta_2 \text{expe}^2 + \epsilon \quad (14)$$

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 (14), los valores  $\hat{Y}$ , esto es, los predichos. Finalmente, en la tercera etapa se utilizan dichos valores en la ecuación (13) para calcular la tasa de rentabilidad.

Con la finalidad de ejemplificar la metodología, considérese el cálculo de la tasa de rendimiento entre preparatoria y secundaria asociada al modelo 1 para hombres en 1996.<sup>17</sup> La estimación de las funciones de ingreso correspondientes son:<sup>18</sup>

para secundaria

$$\ln Y = 7.1927 + 0.1055 \text{expe} - 0.0019 \text{expe}^2$$

(157.4)      (17.7)      (-11.7)

para preparatoria

$$\ln Y = 8.0178 + 0.0604 \text{expe} - 0.0008 \text{expe}^2$$

(118.1)      (6.4)      (-2.9)

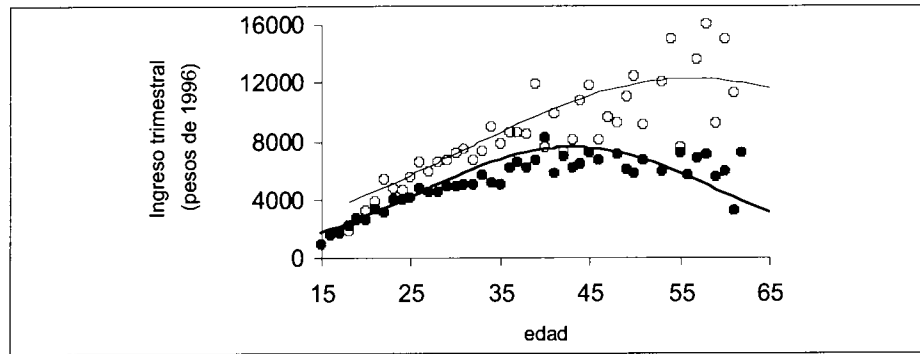
En la gráfica 6 se presentan en líneas continuas los valores predichos ( $\hat{y}$ ) de las ecuaciones anteriores. Por otro lado, los puntos blancos y negros representan el valor medio del ingreso real por edad de preparatoria y secundaria respectivamente.<sup>19</sup> La tasa de rendimiento estimada en este caso corresponde a 23% en caso de no considerar los costos privados y a 17.4% cuando aquellos se introducen.

<sup>17</sup> La totalidad de las estimaciones de las funciones de ingreso por niveles educativos y para cada uno de los modelos empleados se muestran en los cuadros A1-A4 del Anexo Estadístico.

<sup>18</sup> Entre paréntesis se presentan los estadísticos *t* de student.

<sup>19</sup> Cabe mencionar que como se trata de una función logarítmica, los valores predichos fueron corregidos por el factor  $\frac{1}{2}\hat{\sigma}^2$ .

**Gráfica 6.** Ingreso real vs. ingreso estimado. Niveles secundaria y preparatoria. Hombres, 1996



FUENTE: ENIGH 96.

Al igual que en la sección III.2.3, 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 primaria, y para los 4 modelos mencionados en las secciones anteriores. Los resultados se presentan en el cuadro 7.

Comparando estos rendimientos con los obtenidos a través de una función de ingresos con variables *dummies* (cuadro 6) se notan diferencias cuyo origen es doble. Por un lado, y como ha sido mencionado anteriormente, la especificación con variables *dummies* impone la misma forma de perfil vital de ingresos a todos los niveles educativos, mientras la aplicación del método elaborado no tiene esa restricción y, por otro lado, los rendimientos derivados del método elaborado incluyen ahora el costo privado de educación, lo que en teoría debería generar rendimientos menores respecto a los obtenidos mediante la función con variables *dummies*. El hecho de que no siempre ocurra este fenómeno puede deberse a que las dos diferencias previamente mencionadas se manifiesten en sentidos opuestos. En la gráfica 7 se pueden apreciar los distintos perfiles vitales de ingresos predichos a partir del modelo 1 para hombres en 1996.

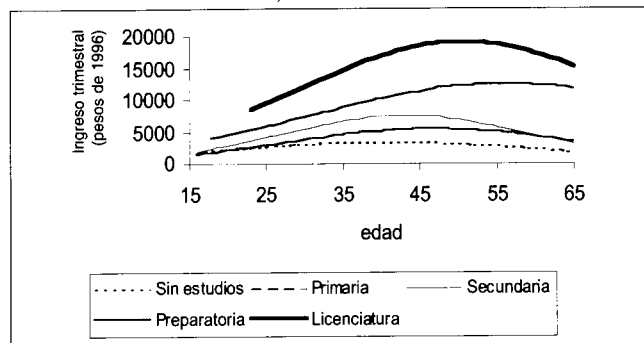
Ahora bien, algunas regularidades pueden ser observadas. En primer lugar, cabe hacer notar que los rendimientos de los 4 modelos por niveles educativos se parecen más entre sí. En particular, llama la atención que mientras los rendimientos asociados al modelo 2 con variables *dummies* son, en todos los casos, los menores, en el caso del método elaborado esta situación no se presenta.

**Cuadro 7.** Rendimientos privados por niveles educativos. Método elaborado (%)

Año: 1994	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
<b>Hombres</b>								
Primaria	7.6	7.6	7.5	7.5	7.5	7.5	6.9	6.9
Secundaria	11.8	8.0	12.1	8.3	11.9	8.1	12.6	8.6
Preparatoria	17.9	10.8	17.7	11.0	17.9	10.8	18.8	11.5
Universidad	16.2	12.1	15.8	12.2	15.6	12.0	15.8	12.6
<b>Mujeres</b>								
Primaria	7.7	7.7	8.6	8.6	8.4	8.4	8.9	8.9
Secundaria	16.5	10.1	16.6	10.3	16.5	10.2	18.1	11.2
Preparatoria	13.8	11.0	13.7	11.2	13.8	11.1	16.5	12.4
Universidad	11.5	11.1	11.3	11.2	11.3	11.1	11.5	12.2
<b>Año: 1996</b>								
<b>Hombres</b>								
Primaria	8.8	8.8	8.6	8.6	8.9	8.9	8.4	8.4
Secundaria	14.4	8.1	14.6	8.6	14.3	8.1	14.1	8.1
Preparatoria	17.4	10.2	17.2	10.7	17.3	10.2	19.0	10.7
Universidad	12.6	10.9	12.6	11.3	12.5	10.9	12.3	11.1
<b>Mujeres</b>								
Primaria	5.5	5.5	5.9	5.9	5.3	5.3	5.7	5.7
Secundaria	14.0	7.8	13.3	8.5	13.1	7.9	14.1	8.8
Preparatoria	17.2	10.1	17.0	10.8	17.2	10.2	19.6	11.4
Universidad	8.5	9.6	8.4	10.0	8.5	9.6	8.8	10.6

FUENTE: ENIGH, 94 y 96.

**Gráfica 7.** Perfiles vitales de ingresos.  
Modelo 1. Hombres, 1996



FUENTE: ENIGH 96.

Con relación al orden de magnitud de los rendimientos marginales entre niveles educativos se tiene que, en el caso de los hombres, la tasa de rendimiento mayor sigue siendo la de preparatoria (del orden de 17-19%), y la menor la de primaria (del orden de 7-9%). En el caso de las mujeres se nota un claro cambio de orden, pues mientras en 1994 la tasa mayor correspondía a secundaria y, en segundo lugar, a preparatoria, para 1996 la relación se invierte. Al igual que en el caso de los hombres, la tasa de rendimiento menor corresponde a primaria. No obstante, sobre esta última aseveración vale la pena detenerse un poco más.

Indudablemente el método elaborado adolece de un problema no banal en el cálculo de la tasa rentabilidad de la educación primaria: ¿Cuál debería ser el costo de oportunidad, o los ingresos dejados de percibir, de un niño entre 6 y 12 años de edad? Suponer que durante ese periodo se trabaja, o sea, que el costo de oportunidad consta de 6 años, implicaría probablemente sobreestimar el verdadero costo de oportunidad. Psacharopoulos (1995), sobre la base de que los niños entre 11 y 12 años ayudan en labores agrícolas, insinúa que dos o tres años de ingresos dejados de percibir deberían utilizarse empíricamente. En el caso de México, Psacharopoulos *et al.* (1996) lleva a la práctica esta idea y supone ingresos dejados de percibir únicamente entre los 6 y 8 años, lo que trae como consecuencia rendimientos del orden 23.7% para 1989 y 18.9% para 1992. Sin embargo, suponer un número menor de años de ingresos dejados de percibir no deja de tener elementos de arbitrariedad y, por tanto, en este trabajo se hace caso omiso de la recomendación de

Psacharopoulos y se mantienen los 6 años de ingresos dejados de percibir. Esto explica las diferencias entre las estimaciones de primaria aquí presentadas y las de Psacharopoulos *et al.* (1996).<sup>20</sup>

Como se afirma anteriormente, la consideración en el método elaborado del costo privado de educación hace a este método, en cierta forma, superior al basado en una función con variables *dummies*. Sin embargo, queda latente la cuestión de si imponer un único perfil vital de ingresos constituye una mejora sustancial al modelo o no. De lo anterior se deduce la importancia de probar cuál de los modelos —con variables *dummies* o el método elaborado— proporciona un mejor ajuste de los datos, extremo al que está abocada la sección siguiente.

#### IV. Pruebas de hipótesis

Previamente a la comprobación de cuál es la forma funcional que más se adecua a los datos, es pertinente plantearse la siguiente cuestión. 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, esto es, 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

$$\lambda = n \cdot \ln \cdot s^2 - \sum_g n_g \ln \cdot s_g^2 \quad (15)$$

donde  $n$  es el número total de observaciones,  $n_g$  son las observaciones en cada uno de los  $g$ -grupos, esto es,

$$n = \sum_g n_g,$$

<sup>20</sup> Para constatar la sensibilidad al supuesto del número de años de ingresos dejados de percibir, como una estimación del costo de oportunidad en los estudios primarios, considérese el caso de los hombres en el modelo 1 en 1996 —cabe mencionar que se mantiene el costo directo de estudiar primaria. Para 6 años el rendimiento es 8.8%; para 5 años 9.7%; para 4 años 10.9%; para 3 años 12.6%; para 2 años 15.0% y para 1 año 19.0%.



$s^2$  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  $g-1$  grados de libertad, esto es, 4 grados de libertad. El cuadro 8 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.<sup>21</sup>

**Cuadro 8.** Prueba de homoscedasticidad.  $\lambda$

Año 1994	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Hombres	57.4	76.6	78.6	42.2
Mujeres	45.4	54.9	57.6	43.9
Año: 1996				
Hombres	91.0	105.6	91.9	65.5
Mujeres	95.5	109.4	102.5	95.1

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

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

$$\hat{\beta} = \left[ \sum_g \frac{1}{\sigma_g^2} X_g' X_g \right]^{-1} \left[ \sum_g \frac{1}{\sigma_g^2} X_g' Y_g \right] \quad (16)$$

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

- Reunir todos los datos y estimar  $\beta$  por MCO.
- Estimar las varianzas de las perturbaciones de forma separada con  $\epsilon_g'\epsilon_g/n_g$ , donde  $\epsilon_g = Y_g - X_g b$ .

<sup>21</sup> El estadístico *chi-cuadrado* de prueba a un nivel de confianza de 95% y 4 grados de libertad es 9.49.

- Calcular  $\hat{\beta}$  de acuerdo a (16).

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 en los dos años en consideración y en sus respectivas subdivisiones de hombres y mujeres. En todos los casos la convergencia fue prácticamente inmediata. Los resultados finales no se presentan pues numéricamente son muy semejantes a los presentados en el cuadro 5, lo que implica que las tasas de rentabilidad del método con variables *dummies* no experimentan cambios significativos.<sup>22</sup>

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 precisar que para ello era necesario ponderar los datos utilizados en la estimación del método elaborado por el mismo factor que el 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>23</sup> si consideramos la ecuación (14) del método elaborado como un sistema

$$\begin{aligned} Y_{sinest} &= \alpha_{sinest} + \beta_{1,sinest} \text{expe} + \beta_{2,sinest} \text{expe}^2 + \epsilon_{sinest} \\ Y_{prim} &= \alpha_{prim} + \beta_{1,prim} \text{expe} + \beta_{2,prim} \text{expe}^2 + \epsilon_{prim} \\ Y_{sec} &= \alpha_{sec} + \beta_{1,sec} \text{expe} + \beta_{2,sec} \text{expe}^2 + \epsilon_{sec} \\ Y_{prep} &= \alpha_{prep} + \beta_{1,prep} \text{expe} + \beta_{2,prep} \text{expe}^2 + \epsilon_{prep} \\ Y_{lic} &= \alpha_{lic} + \beta_{1,lic} \text{expe} + \beta_{2,lic} \text{expe}^2 + \epsilon_{lic} \end{aligned} \quad (17)$$

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

$$\begin{aligned} \beta_{1,sinest} &= \beta_{1,prim} = \beta_{1,sec} = \beta_{1,prep} = \beta_{1,lic} \\ \beta_{2,sinest} &= \beta_{2,prim} = \beta_{2,sec} = \beta_{2,prep} = \beta_{2,lic} \end{aligned} \quad (18)$$

<sup>22</sup> En los cuadros A5 y A6 del Anexo Estadístico se muestran las estimaciones para las 3 primeras iteraciones de este procedimiento, donde queda patente que las modificaciones son mínimas y que la convergencia es inmediata.

<sup>23</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.

el modelo resultante bajo la hipótesis nula es el de la función de ingresos con variables *dummies*, o sea, el correspondiente a la ecuación (9). En este caso el modelo del método elaborado es un modelo no restringido, mientras el de variables *dummies* sería uno restringido. El estadístico para probar la restricción es

$$F_{k,n-p} = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2 - \left( \sum_{i=1}^{n_{sinst}} \hat{\epsilon}_{sinst,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prim}} \hat{\epsilon}_{prim,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{sec}} \hat{\epsilon}_{sec,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prep}} \hat{\epsilon}_{prep,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{lic}} \hat{\epsilon}_{lic,i}^2 \right)}{\left( \sum_{i=1}^{n_{sinst}} \hat{\epsilon}_{sinst,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prim}} \hat{\epsilon}_{prim,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{sec}} \hat{\epsilon}_{sec,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prep}} \hat{\epsilon}_{prep,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{lic}} \hat{\epsilon}_{lic,i}^2 \right)} \quad (19)$$

(n-p)

donde

$$\sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2$$

es la suma de residuos al cuadrado del modelo restringido, esto es, el de variables *dummies* y

$$\left( \sum_{i=1}^{n_{sinst}} \hat{\epsilon}_{sinst,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prim}} \hat{\epsilon}_{prim,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{sec}} \hat{\epsilon}_{sec,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prep}} \hat{\epsilon}_{prep,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{lic}} \hat{\epsilon}_{lic,i}^2 \right)$$

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 —sin estudios, primaria, secundaria, preparatoria y licenciatura. Por otro lado, *n* es el número total de observaciones, *n<sub>sinst</sub>* el asociado al nivel sin estudios, *n<sub>prim</sub>* al nivel primaria, etc. Finalmente *k* es el número de restricciones y *p* el número de parámetros estimados en el modelo no restringido. El cuadro 9, proporciona la información necesaria para probar la hipótesis en cada uno de los modelos. La tercera y cuarta columnas ofrecen la suma de residuos al cuadrado de los modelos restringidos (SRCR) y no restringidos (SRCNR), respectivamente; la quinta columna es el número de restricciones —8 en el primer y cuarto modelos y 12 en el segundo y tercer modelos pues tienen una variable explicativa más— la sexta el número de observaciones (*n*) menos el número

de parámetros estimados en el modelo no restringido (*p*) la séptima es, de acuerdo a (19), el estadístico *F* y la séptima y octava son los valores en tablas de la *F* con un nivel de confianza de 95 y 99%, respectivamente. Como se nota, en prácticamente todos los casos se rechaza la hipótesis nula, esto es, la igualdad de los coeficientes. Sin embargo, cabe resaltar que en el caso de los modelos de mujeres en 1994, el rechazo de la hipótesis nula no es absoluto. De hecho, en el modelo 1 no se rechaza a ningún nivel de confianza y en el modelo 4 se rechaza a un nivel de 5%, pero no de 1%. A pesar de esta última característica, puede afirmarse que los modelos basados en el método elaborado exhiben un mejor ajuste respecto a los basados en la estimación de una función de ingresos con variables *dummies*.

**Cuadro 9.** Prueba de hipótesis: función de ingresos con variables *dummies* vs. método elaborado

Año: 1994		SRCR	SRCNR	k	n-p	F	F(5%)	F(1%)
1	Hombres	3,779	3,758	8	7,747	5.56	1.94	2.53
	Mujeres	1,585	1,578	8	2,941	1.66	1.94	2.53
2	Hombres	3,709	3,675	12	7,742	6.10	1.75	2.20
	Mujeres	1,581	1,566	12	2,936	2.25	1.75	2.20
3	Hombres	3,733	3,698	12	7,742	6.25	1.75	2.20
	Mujeres	1,583	1,568	12	2,936	2.49	1.75	2.20
4	Hombres	3,865	3,846	8	7,747	4.79	1.94	2.53
	Mujeres	1,680	1,670	8	2,941	2.19	1.94	2.53
Año: 1996		SRCR	SRCNR	k	n-p	F	F(95%)	F(99%)
1	Hombres	4,430	4,388	8	8,495	10.13	1.94	2.53
	Mujeres	2,034	2,007	8	3,451	5.99	1.94	2.53
2	Hombres	4,324	4,273	12	8,490	8.33	1.75	2.20
	Mujeres	2,027	1,987	12	3,446	5.81	1.75	2.20
3	Hombres	4,339	4,295	12	8,490	7.29	1.75	2.20
	Mujeres	2,034	2,000	12	3,446	4.90	1.75	2.20
4	Hombres	4,437	4,406	8	8,495	7.56	1.94	2.53
	Mujeres	2,159	2,125	8	3,451	7.00	1.94	2.53

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

V. Rendimientos sociales de la educación

Los rendimientos estimados en la sección IV son todos privados, esto es que aproximan la rentabilidad individual por llevar a cabo un cierto nivel de estudios. Desde este punto de vista, los únicos costos que se consideran son los de oportunidad, o sea, los ingresos dejados de percibir durante el periodo de educación y, adicionalmente, los costos directos de estudio. No obstante, como se introduce en la sección III.3, existe otro tipo de costo importante, que se refiere concretamente a los ejercidos por el sector público para financiar la educación, y cuya consideración en el análisis costo-beneficio, en el que está basado el método elaborado, proporciona una aproximación a la denominada tasas de rentabilidad *social* de la educación.

Es relevante notar que la tasa social de rendimiento de la educación es de suma importancia en un contexto de análisis de políticas públicas, en cuanto estaría midiendo la rentabilidad privada, pero imputándole el costo del financiamiento educativo público y, en este sentido, se calcularía el beneficio neto para la sociedad. Desde este punto de vista, las políticas asignativas de gasto público tendrían como referencia las tasas sociales, más que las privadas.

Antes de presentar los resultados de estas tasas sociales de rendimiento, conviene hacer una reflexión en doble vertiente del aspecto *social* en cuestión. En primer lugar, debe notarse que un mayor nivel educativo de la población puede llevar asociadas externalidades y efectos difíciles de medir, tales como su acción positiva sobre la convivencia ciudadana, el aprovechamiento efectivo del tiempo de ocio, la erradicación de la marginación y de la delincuencia o el asentamiento de valores democráticos y que, en *stricto sensu*, forman parte del beneficio social de la educación.<sup>24</sup> En segundo lugar, el supuesto de que el ingreso de los individuos corresponde a la productividad, esto es, que no existen fenómenos de *señalización* resulta crucial, pues si la educación funcionase básicamente como un mecanismo para emitir *señales* el tratamiento social del tema se vería totalmente distorsionado. El cuadro 10 muestra las estimaciones de este tipo de tasas sociales de rendimiento.

<sup>24</sup> Asimismo, nótese que la educación superior puede generar un progreso técnico que no es captado por la tasa de rentabilidad privada, y que en teoría debería ser incluido en la social.

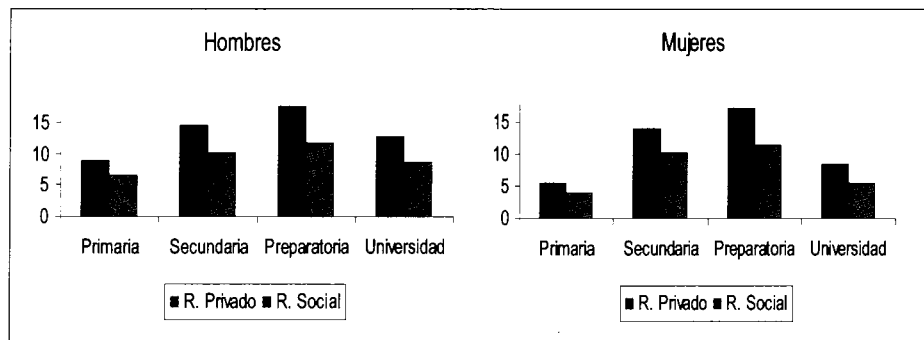
Cuadro 10. Rendimientos sociales de la educación por niveles educativos (%)

Año: 1994	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
<b>Hombres</b>								
Primaria	6.1	6.1	6.0	6.0	6.0	6.0	5.6	5.6
Secundaria	9.1	6.5	9.3	6.7	9.2	6.6	9.7	7.0
Preparatoria	13.3	8.7	13.2	8.9	13.3	8.8	13.9	9.2
Universidad	11.2	9.4	10.9	9.5	10.8	9.4	10.9	9.7
<b>Mujeres</b>								
Primaria	5.9	5.9	6.3	6.3	6.2	6.2	6.6	6.6
Secundaria	12.0	7.8	12.0	8.0	12.0	7.9	13.3	8.8
Preparatoria	9.4	8.3	9.5	8.4	9.4	8.3	11.7	9.6
Universidad	7.8	8.1	7.6	8.1	7.7	8.1	8.1	9.1
<b>Año: 1996</b>								
<b>Hombres</b>								
Primaria	6.6	6.6	6.3	6.3	6.6	6.6	6.3	6.3
Secundaria	10.1	6.1	10.2	6.4	10.1	6.1	10.0	6.2
Preparatoria	11.6	7.7	11.5	8.0	11.6	7.8	12.6	8.1
Universidad	8.6	8.0	8.5	8.2	8.5	8.0	8.4	8.2
<b>Mujeres</b>								
Primaria	4.1	4.1	4.3	4.3	4.0	4.0	4.3	4.3
Secundaria	10.2	5.8	9.6	6.1	9.6	5.8	10.5	6.5
Preparatoria	11.5	7.4	11.5	7.7	11.5	7.4	12.9	8.3
Universidad	5.5	6.6	5.5	6.8	5.6	6.6	5.9	7.3

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

Como era de esperar, y dado que se incrementa el costo y se mantiene el beneficio, las tasas sociales son siempre menores a las privadas.<sup>25</sup> Para una mejor apreciación de sus diferencias, en la gráfica 7 se muestran ambos tipos de rendimientos con base en el modelo 1 para 1996.

**Gráfica 8.** Rendimientos privados y sociales de la educación (%). Modelo 1, 1996



FUENTE: ENIGH 94 y 96.

A pesar de que los estudios primarios constan de 6 años, la consideración de su costo público deriva en un rendimiento social menor con respecto al privado de aproximadamente 25%, tanto para hombres como para mujeres; esto es, la menor reducción de todos los niveles. Por otra parte, los rendimientos sociales que más descenden con relación a los privados son los de preparatoria (34%) para hombres, y los de universidad (35%) para mujeres. Sin embargo, debe notarse que a pesar de estos diferentes descensos en las rentabilidades sociales por niveles, la comparación relativa permanece básicamente inalterada: las menores rentabilidades se localizan en el nivel primaria, y las mayores en el nivel preparatoria, salvo en el caso de las mujeres en 1994 donde la mayor rentabilidad pertenece al nivel secundaria.

<sup>25</sup> Nótese que en el cálculo se ha mantenido el modelo 4, que al estar referido en salarios-hora hace necesario, en aras de la homogeneidad, el cálculo de un "gasto educativo público por hora", lo que, en definitiva, constituye un concepto de difícil interpretación. No obstante, se ha utilizado el promedio de horas trabajadas por nivel educativo para derivar esta variable.

## VI. Conclusiones

En este artículo se ha intentado constatar la teoría del capital humano en México. En particular, con base en la ENIGH 95 y 96, se han estimado los rendimientos privados y públicos de la educación, tanto para hombres como mujeres, a través de las funciones de ingreso y del cálculo de la tasa interna de rendimiento o método elaborado. En ambos casos se ha considerado a la educación como variable continua y discreta. La primera opción proporciona tasas de rentabilidad únicas, mientras la segunda por niveles educativos.

A nivel de análisis de la información llama la atención el hecho de que las mujeres experimentan un ingreso salarial promedio menor que el de los hombres, a pesar de que su nivel de escolaridad es mayor.

La estimación de las funciones de ingresos mincerianas estándar se llevaron a cabo bajo cuatro alternativas funcionales distintas. En el caso de las mujeres resulta evidente el rechazo, tanto en 1994 como en 1996, de los modelos 2, 3 y 4 a favor del modelo 1. Por ende, desde esta perspectiva el rendimiento de la educación por año de estudios de las mujeres puede situarse en torno a 15.2% en 1994 y 14.4% en 1996.

En el caso de los hombres el modelo de mejor ajuste es el 3, que proporciona tasas de rendimiento de 14.0% en 1994 y 13.8% en 1996. No obstante, debe destacarse que las diferencias de rendimientos entre los 4 modelos postulados son, en general, mínimas. En consecuencia, es posible afirmar que la consideración de las horas trabajadas no resulta crucial en el cálculo de los rendimientos, ni en el caso de los hombres ni en el de las mujeres.

Adicionalmente sobresalen dos características de los rendimientos estimados bajo esta metodología. En primer lugar, el hecho de que las mujeres experimentan siempre, independientemente del año y del modelo, un rendimiento mayor al del hombre y, en segundo lugar, la ausencia de diferencias importantes entre los rendimientos de 1994 y 1996.

Por lo que se refiere a la estimación de los rendimientos por niveles educativos basada en una función de ingresos con variables *dummies* se tiene que los modelos 1, 3 y 4 dan prácticamente los mismos resultados, mientras el modelo 2 proporciona unos rendimientos siempre menores. Ciñéndonos al modelo más parsimonioso —el modelo 1— se tiene que, en el caso de los hombres, el rendimiento

mayor corresponde a preparatoria —19% en ambos años— y el menor a primaria —7% en ambos años. Por otro lado, es de llamar la atención que, mientras el rendimiento de la secundaria experimenta un incremento —de 13% en 1994 a 16% en 1996— al rendimiento de la universidad le acontece lo inverso, desciende —de 15% en 1994 a 11% en 1996.

En el caso de las mujeres, el rendimiento mayor se localiza en 1994 en la secundaria (19%), y en 1996 en la preparatoria (17%). Por otra parte, y al igual que en el caso de los hombres, el menor rendimiento se obtiene con los estudios primarios —8% en 1994 y 7% en 1996.

Para discernir entre los modelos de funciones de ingreso con rentabilidad única *versus* por niveles educativos se aplicó una prueba estadística que rechazó la igualdad de los rendimientos entre niveles educativos. Por tanto, puede afirmarse que el modelo con variables *dummies* exhibe un mejor ajuste que el modelo minceriano estándar con una variable continua.

La alternativa metodológica a la estimación de los rendimientos está basada en el cálculo de la TIR o método elaborado. Los resultados muestran, en este caso, una similitud bastante marcada entre los 4 modelos. En el caso de los hombres los mayores rendimientos continúan siendo los de preparatoria —18% en 1994 y 17% en 1996— y los menores los de primaria —8% en 1994 y 9% en 1996. Por otro lado, el rendimiento asociado a universidad experimenta un descenso de: 16% en 1994 a 13% en 1996. Por el contrario, las mujeres obtienen el mayor rendimiento en 1994 en los estudios de secundaria (17%) y en 1996 en preparatoria (17%). La primaria continúa siendo el ciclo menos rentable —8% en 1994 y 6% en 1996.

En lo que respecta a las pruebas de hipótesis realizadas para discriminar entre el método elaborado y las funciones de ingreso con variables *dummies*, se tiene que ofrecen evidencia clara de que el primero es el mejor. Esto demuestra, a su vez, que los individuos con distintos niveles educativos tienen perfiles vitales de ingreso igualmente distintos.

Un resultado general que llama la atención se refiere a que 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 reduce en esas tasas bajas. O bien, puede ser un reflejo de la generalización de los estudios básicos y, en definitiva y como se menciona en

el trabajo, un reflejo de la conversión de los estudios primarios en un mecanismo de inserción laboral, así como el pasillo para los estudios superiores. Ahora bien, este resultado es diametralmente opuesto al citado por Psacharopoulos *et al.* (1996) que describe un patrón en donde las tasas de la educación primaria son, por ejemplo, del orden de 18.9% para hombres. Como se anota en la sección III.3, la cuestión radica en el supuesto realizado sobre el número de años de costo de oportunidad; mientras Psacharopoulos sugiere 2 o 3 años, en este trabajo se ha optado por suponer los 6 años de que consta este ciclo escolar. Este procedimiento se sustenta, básicamente, porque la propuesta de Psacharopoulos no deja de contener cierto grado de arbitrariedad. En conclusión, el hecho de que el menor rendimiento se localice en primaria debe tomarse con cautela. En este sentido, los rendimientos obtenidos se refieren más bien a un mínimo.

En el análisis de la rentabilidad por niveles también es de destacar el fenómeno de que la rentabilidad del nivel universitario, descontado el nivel primario, es de los más bajos. Una posibilidad es que, hasta cierto punto, esto sea un reflejo del incremento de la oferta a este nivel. Debe recordarse que en la década de los 90 la oferta de universitarios se expandió en 54%, muy por encima del 15% global.

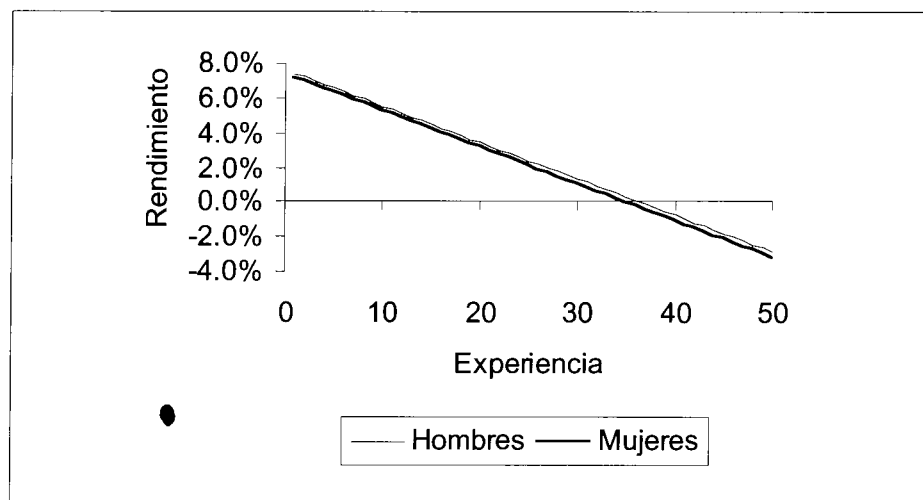
A pesar de que el rendimiento general de las mujeres es siempre mayor al de los hombres, éstos tienen, en prácticamente todos los casos, tasas de rentabilidad de educación universitaria mayor que las mujeres.<sup>26</sup> Resulta complicado aventurar una explicación a estos resultados, pero es posible que detrás de ello esté presente un fenómeno de discriminación laboral, tomando en consideración que en los mercados laborales para la gente de alta educación —altos ejecutivos de empresas privadas, funcionarios públicos, etc.— la presencia de este fenómeno discriminatorio no resulta sorprendente.

Finalmente, la introducción del costo público de educación y, por tanto, el cálculo de un rendimiento social, provoca una reducción en el rendimiento con respecto al privado en un orden que varía de 25% en primaria hasta un 34% en universidad.

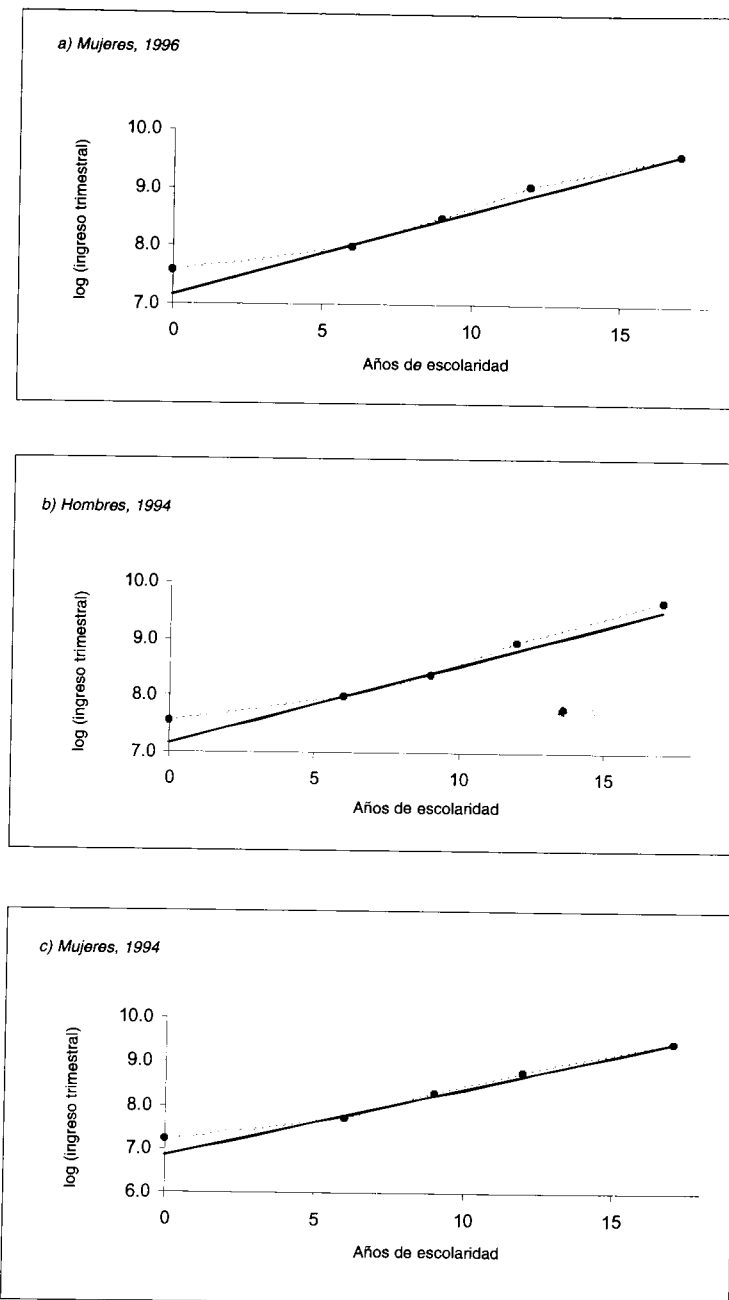
<sup>26</sup> No está de más insistir que estos resultados con respecto a las mujeres deben tomarse con cuidado, pues detrás de ellos subyace el supuesto de que, por ejemplo, una mujer de 25 años, dentro de 25 años, se comportará igual que una mujer actualmente de 50 años, supuesto que puede distar de ser adecuado.

Anexo estadístico

Gráfica A1. Rendimientos de la experiencia, 1994



Gráfica A2. Función de ingresos con escolaridad continua vs. niveles educativos



**Cuadro A1. Funciones de ingreso por niveles educativos. Modelo 1**

Año: 1994	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
<i>Hombres</i>										
Constante	6.4128	84.9	6.7093	134.8	7.0883	165.0	7.6041	127.8	8.7445	90.0
Experiencia	0.0692	12.6	0.0788	16.1	0.0765	13.2	0.0855	10.8	0.0494	3.8
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-11.5	-0.0012	-11.1	-0.0010	-6.3	-0.0013	-5.8	-0.0009	-2.5
R <sup>2</sup> ajustada	0.09		0.22		0.24		0.25		0.06	
Error estándar	0.7241		0.6895		0.6580		0.7163		0.7122	
N	2225		2323		1893		828		493	
<i>Mujeres</i>										
Constante	6.0628	28.7	6.4254	74.5	6.9375	122.7	7.4877	91.8	8.3630	81.9
Experiencia	0.0658	4.1	0.0770	8.2	0.0861	11.2	0.0840	6.8	0.0547	3.3
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-3.4	-0.0011	-5.3	-0.0013	-6.7	-0.0015	-4.0	-0.0010	-1.7
R <sup>2</sup> ajustada	0.06		0.19		0.23		0.21		0.11	
Error estándar	0.8322		0.7715		0.6967		0.6596		0.6666	
N	508		699		1088		435		226	

**Cuadro A1. Continuación...**

Año: 1996	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
<i>Hombres</i>										
Constante	6.6775	91.4	6.7907	132.2	7.1927	157.4	8.0178	118.1	8.8278	108.7
Experiencia	0.0690	13.4	0.0908	18.6	0.1055	17.7	0.0604	6.4	0.0598	5.8
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-12.5	-0.0013	-13.3	-0.0019	-11.7	-0.0008	-2.9	-0.0011	-4.0
R <sup>2</sup> ajustada	0.09		0.25		0.24		0.15		0.11	
Error estándar	0.7355		0.7288		0.7173		0.7006		0.6417	
N	2125		2549		2292		987		557	
<i>Mujeres</i>										
Constante	6.4671	40.4	6.9512	81.5	7.1152	127.8	7.6891	86.2	8.5945	73.4
Experiencia	0.0649	5.4	0.0422	4.8	0.0928	12.0	0.1040	7.7	0.0454	2.7
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-5.2	-0.0004	-1.9	-0.0016	-7.5	-0.0023	-5.4	-0.0007	-1.5
R <sup>2</sup> ajustada	0.05		0.14		0.22		0.20		0.08	
Error estándar	0.8931		0.7763		0.7213		0.7278		0.6559	
N	598		830		1223		514		301	

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

**Cuadro A2. Funciones de ingreso por niveles educativos. Modelo 2**

Año: 1994	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
<i>Hombres</i>										
Constante	6.1760	76.0	6.2787	76.1	6.8772	81.5	7.1532	61.1	8.0945	49.3
Experiencia	0.0684	12.7	0.0780	16.1	0.0756	13.0	0.0840	10.7	0.0506	3.9
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-11.0	-0.0011	-10.9	-0.0010	-6.2	-0.0012	-5.6	-0.0009	-2.5
Horas*p	0.0024	8.4	0.0018	6.4	0.0006	2.9	0.0010	4.7	0.0010	4.4
R <sup>2</sup> ajustada	0.11		0.23		0.24		0.27		0.10	
Error estándar	0.7129		0.6827		0.6565		0.7079		0.6974	
N	2225		2323		1893		828		493	
<i>Mujeres</i>										
Constante	5.8897	27.1	6.3280	37.4	7.0072	49.1	7.2822	40.4	7.6394	22.3
Experiencia	0.0638	4.0	0.0775	8.2	0.0855	10.9	0.0845	6.9	0.0585	3.5
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0009	-3.2	-0.0012	-5.3	-0.0013	-6.6	-0.0015	-4.0	-0.0011	-1.9
Horas*p	0.0020	3.1	0.0004	0.7	-0.0002	-0.6	0.0005	1.3	0.0013	2.3
R <sup>2</sup> ajustada	0.07		0.19		0.23		0.22		0.15	
Error estándar	0.8260		0.7718		0.6969		0.6587		0.6539	
N	508		699		1088		435		226	

**Cuadro A2. Continuación...**

Año: 1996	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
<i>Hombres</i>										
Constante	6.4005	81.3	6.3458	84.9	6.7418	81.1	7.5082	63.0	8.3868	61.9
Experiencia	0.0717	14.1	0.0893	18.2	0.1024	17.2	0.0595	6.5	0.0594	6.0
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-12.4	-0.0013	-12.8	-0.0018	-11.2	-0.0008	-2.8	-0.0011	-4.0
Horas*p	0.0020	8.0	0.0019	8.1	0.0013	6.7	0.0011	5.5	0.0007	4.1
R <sup>2</sup> ajustada	0.12		0.27		0.26		0.18		0.14	
Error estándar	0.7234		0.7207		0.7098		0.6906		0.6329	
N	2125		2549		2292		987		557	
<i>Mujeres</i>										
Constante	6.1367	34.1	6.6391	38.3	7.2514	50.1	7.3946	35.4	8.1831	29.4
Experiencia	0.0716	6.0	0.0428	4.9	0.0915	11.6	0.1075	7.6	0.0487	2.8
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-5.5	-0.0004	-1.9	-0.0016	-7.3	-0.0024	-5.4	-0.0008	-1.6
Horas*p	0.0022	3.9	0.0013	2.3	-0.0004	-1.0	0.0006	1.7	0.0007	1.9
R <sup>2</sup> ajustada	0.07		0.14		0.22		0.20		0.9	
Error estándar	0.8834		0.7738		0.7211		0.7263		0.6525	
N	598		830		1223		514		301	

FUENTE: ENIGH 94 y 96.



**Cuadro A3. Funciones de ingreso por niveles educativos.  
Modelo 3**

Año: 1994	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
<i>Hombres</i>										
Constante	2.4880	4.7	4.5841	8.8	6.2342	11.3	6.9497	10.2	4.3087	4.7
Experiencia	0.0686	12.8	0.0769	15.7	0.0760	13.1	0.0851	10.8	0.0513	4.0
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-11.6	-0.0011	-10.7	-0.0010	-6.2	-0.0013	-5.8	-0.0010	-2.6
Log(horas)	0.6073	7.5	0.3309	4.1	0.1331	1.6	0.1023	1.0	0.6914	4.8
R <sup>2</sup> ajustada	0.11		0.22		0.24		0.25		0.10	
Error estándar	0.7128		0.6865		0.6576		0.7163		0.6963	
N	2225		2323		1893		828		493	
<i>Mujeres</i>										
Constante	3.2609	2.8	6.5725	6.5	7.7160	9.3	7.7041	7.2	3.8349	2.1
Experiencia	0.0652	4.1	0.0769	8.2	0.0853	10.8	0.0839	6.7	0.0588	3.5
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-3.4	-0.0012	-5.3	-0.0013	-6.5	-0.0015	-4.0	-0.0011	-2.0
Log(horas)	0.4358	2.5	-0.0229	-0.1	-0.1214	-0.9	-0.0343	-0.2	0.7211	2.5
R <sup>2</sup> ajustada	0.07		0.19		0.23		0.21		0.14	
Error estándar	0.8266		0.7721		0.6967		0.6603		0.6548	
N	508		699		1088		435		226	

**Cuadro A3. Continuación...**

Año: 1996	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
<i>Hombres</i>										
Constante	2.1730	4.1	3.9945	8.9	4.5696	8.7	6.3267	9.3	6.1822	8.3
Experiencia	0.0661	13.0	0.0878	17.8	0.1027	17.1	0.0601	6.5	0.0599	6.1
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-12.1	-0.0013	-12.6	-0.0018	-11.1	-0.0008	-2.9	-0.0011	-4.0
Log(horas)	0.7031	8.6	0.4374	6.3	0.4091	5.1	0.2638	2.5	0.4115	3.6
R <sup>2</sup> ajustada	0.13		0.26		0.25		0.16		0.13	
Error estándar	0.7199		0.7234		0.7124		0.6987		0.6348	
N	2125		2549		2292		987		557	
<i>Mujeres</i>										
Constante	4.8708	4.3	5.3791	5.3	8.0871	9.4	8.7962	8.0	6.5139	4.7
Experiencia	0.0655	5.5	0.0420	4.8	0.0915	11.6	0.1022	7.5	0.0481	2.8
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-5.2	-0.0004	-1.9	-0.0016	-7.3	-0.0022	-5.2	-0.0008	-1.6
Log(horas)	0.2466	1.4	0.2454	1.6	-0.1509	-1.1	-0.1739	-1.0	0.3282	1.6
R <sup>2</sup> ajustada	0.06		0.14		0.22		0.20		0.09	
Error estándar	0.8922		0.7752		0.7210		0.7277		0.6539	
N	598		830		1223		514		301	

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

**Cuadro A4. Funciones de ingreso por niveles educativos.  
Modelo 4**

Año: 1994	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
<i>Hombres</i>										
Constante	-0.0503	-0.7	0.2860	5.7	0.6714	15.3	1.2098	19.6	2.3290	23.8
Experiencia	0.0682	12.8	0.0740	15.0	0.0732	12.3	0.0817	10.0	0.0521	4.0
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-11.5	-0.0010	-9.9	-0.0009	-5.7	-0.0011	-5.2	-0.0010	-2.6
R <sup>2</sup> ajustada	0.09		0.21		0.23		0.24		0.08	
Error estándar	0.7174		0.6992		0.6791		0.7444		0.6989	
N	2225		2323		1893		828		493	
<i>Mujeres</i>										
Constante	-0.3665	-1.8	-0.0052	-0.1	0.5266	9.2	1.1798	14.6	2.0839	21.2
Experiencia	0.0644	4.0	0.0781	8.1	0.0926	11.8	0.0871	7.0	0.0604	3.7
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0009	-3.3	-0.0011	-4.9	-0.0014	-6.9	-0.0016	-4.1	-0.0012	-2.1
R <sup>2</sup> ajustada	0.07		0.20		0.25		0.21		0.13	
Error estándar	0.8366		0.7981		0.7257		0.6905		0.6553	
N	508		699		1088		435		226	

**Cuadro A4. Continuación...**

Año: 1996	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
<i>Hombres</i>										
Constante	0.2713	3.7	0.3980	7.7	0.7803	17.0	1.6075	23.7	2.3982	31.5
Experiencia	0.0648	12.7	0.0838	16.8	0.0987	16.2	0.0590	6.4	0.0601	6.2
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0009	-11.7	-0.0012	-11.6	-0.0017	-10.3	-0.0007	-2.7	-0.0010	-4.0
R <sup>2</sup> ajustada	0.09		0.24		0.23		0.15		0.12	
Error estándar	0.7226		0.7323		0.7227		0.7158		0.6493	
N	2125		2549		2292		987		557	
<i>Mujeres</i>										
Constante	-0.0057	0.0	0.5439	6.4	0.6761	11.8	1.3228	14.1	2.2549	19.1
Experiencia	0.0673	5.6	0.0414	4.6	0.1013	12.7	0.1138	7.9	0.0535	3.2
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-5.1	-0.0003	-1.6	-0.0018	-7.8	-0.0025	-5.5	-0.0009	-1.8
R <sup>2</sup> ajustada	0.06		0.14		0.23		0.21		0.11	
Error estándar	0.9065		0.7892		0.7526		0.7632		0.6657	
N	598		830		1223		514		301	

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

**Cuadro A5. Coeficientes derivados del proceso iterativo para corregir homoscedasticidad, 1994.**

	Hombres			Mujeres				
	Original	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración	Original	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración
	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración	Original	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración	
<i>Modelo 1</i>								
Constante	6.3232	6.3098	6.3229	6.3101	5.9467	5.9522	5.9468	5.9521
Primaria=1	0.4186	0.4114	0.4187	0.4214	0.5006	0.4974	0.5006	0.4974
Secundaria=1	0.7940	0.7995	0.7941	0.7994	1.0700	1.0658	1.0700	1.0658
Preparatoria=1	1.3703	1.3754	1.3704	1.3753	1.5621	1.5576	1.5621	1.5577
Licenciatura=1	2.1096	2.1139	2.1097	2.1138	2.2357	2.2311	2.2357	2.2311
Experiencia	0.0754	0.0763	0.0754	0.0763	0.0753	0.0753	0.0753	0.0753
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011
<i>Modelo 2</i>								
Constante	6.2044	6.1983	6.2042	6.1984	5.8868	5.8996	5.8868	5.8996
Primaria=1	0.2349	0.2422	0.2351	0.2421	0.4254	0.4279	0.4254	0.4279
Secundaria=1	0.4843	0.4971	0.4845	0.4969	0.9483	0.9533	0.9484	0.9532
Preparatoria=1	0.8920	0.9094	0.8923	0.9091	1.3881	1.3973	1.3883	1.3972
Licenciatura=1	1.4672	1.4888	1.4676	1.4884	1.9945	2.0090	1.9946	2.0088
Experiencia	0.0747	0.0754	0.0747	0.0753	0.0759	0.0757	0.0759	0.0757
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011
Nh*p	0.0012	0.0012	0.0012	0.0012	0.0012	0.0005	0.0006	0.0005

**Cuadro A5. Continuación...**

	Hombres			Mujeres				
	Original	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración	Original	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración
	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración	Original	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración	
<i>Modelo 3</i>								
Constante	3.9210	4.0352	3.9244	4.0320	5.3349	5.5741	5.3390	5.5705
Primaria=1	0.4256	0.4274	0.4256	0.4273	0.5052	0.5001	0.5052	0.5001
Secundaria=1	0.8079	0.8113	0.8081	0.8112	1.0796	1.0714	1.0796	1.0714
Preparatoria=1	1.3929	1.3955	1.3930	1.3954	1.5786	1.5676	1.5786	1.5676
Licenciatura=1	2.1427	2.1443	2.1428	2.1442	2.2553	2.2429	2.2552	2.2429
Experiencia	0.0748	0.0755	0.0749	0.0754	0.0756	0.0754	0.0756	0.0754
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011
log(nh)	0.3717	0.3525	0.3711	0.3531	0.0943	0.0584	0.0936	0.0590
<i>Modelo 4</i>								
Constante	-0.1401	-0.1431	-0.1402	-0.1431	-0.5418	-0.5269	-0.5415	-0.5274
Primaria=1	0.4373	0.4383	0.4373	0.4383	0.5498	0.5448	0.5497	0.5449
Secundaria=1	0.8315	0.8331	0.8315	0.8331	1.1717	1.1645	1.1716	1.1646
Preparatoria=1	1.4309	1.4325	1.4310	1.4325	1.7374	1.7296	1.7373	1.7298
Licenciatura=1	2.1987	2.2001	2.1987	2.2001	2.4427	2.4345	2.4426	2.4347
Experiencia	0.0739	0.0740	0.0739	0.0740	0.0783	0.0775	0.0783	0.0775
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

**Cuadro A6.** Coeficientes derivados del proceso iterativo para corregir homocedasticidad, 1996.

	Hombres			Mujeres		
	Original	1ª iteración	3ª iteración	Original	1ª iteración	3ª iteración
	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración
<i>Modelo 1</i>						
Constante	6.5283	6.5462	6.5289	6.5456	6.3540	6.3552
Primaria=1	0.3879	0.3848	0.3879	0.3849	0.4196	0.4200
Secundaria=1	0.8133	0.8073	0.8132	0.8075	0.9112	0.9116
Preparatoria=1	1.3309	1.3247	1.3307	1.3249	1.4721	1.4724
Licenciatura=1	2.0407	2.0356	2.0406	2.0358	2.0210	2.0214
Experiencia	0.0805	0.0792	0.0805	0.0793	0.0709	0.0707
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0012	-0.0012	-0.0012	-0.0012	-0.0011	-0.0011
<i>Modelo 2</i>						
Constante	6.3922	6.4163	6.3934	6.4150	6.2753	6.2752
Primaria=1	0.1995	0.2065	0.1999	0.2062	0.3417	0.3420
Secundaria=1	0.4785	0.4904	0.4791	0.4899	0.7801	0.7806
Preparatoria=1	0.8382	0.8580	0.8391	0.8571	1.2784	1.2792
Licenciatura=1	1.3278	1.3603	1.3283	1.3588	1.7521	1.7531
Experiencia	0.0791	0.0779	0.0790	0.0780	0.0721	0.0715
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011
Nh*p	0.0013	0.0013	0.0013	0.0013	0.0006	0.0006

**Cuadro A6.** Continuación...

	Hombres			Mujeres		
	Original	1ª iteración	3ª iteración	Original	1ª iteración	3ª iteración
	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración	1ª iteración	2ª iteración	3ª iteración
<i>Modelo 3</i>						
Constante	3.3772	3.4207	3.3776	3.4201	6.0755	6.2460
Primaria=1	0.3880	0.3850	0.3879	0.3851	0.4210	0.4206
Secundaria=1	0.8118	0.8060	0.8117	0.8062	0.9145	0.9129
Preparatoria=1	1.3503	1.3440	1.3501	1.3442	1.4780	1.4746
Licenciatura=1	2.0596	2.0545	2.0594	2.0546	2.0284	2.0243
Experiencia	0.0789	0.0776	0.0788	0.0776	0.0711	0.0707
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0012	-0.0011	-0.0012	-0.0011	-0.0011	-0.0011
log(nh)	0.4905	0.4865	0.4905	0.4865	0.0429	0.0169
<i>Modelo 4</i>						
Constante	0.1037	0.1190	0.1041	0.1186	-0.1317	-0.1265
Primaria=1	0.3880	0.3854	0.3880	0.3855	0.4519	0.4518
Secundaria=1	0.8103	0.8052	0.8102	0.8053	0.9880	0.9873
Preparatoria=1	1.3704	1.3651	1.3703	1.3652	1.6093	1.6093
Licenciatura=1	2.0792	2.0748	2.0791	2.0749	2.1923	2.1916
Experiencia	0.0771	0.0760	0.0771	0.0760	0.0752	0.0745
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011
Nh*p						

FUENTE: ENIGH 94 y 96.

**Cuadro A7.** Costo directo por alumno y nivel educativo (pesos corrientes)

	1994		1995	
	Privado	Público	Privado	Público
Primaria	341	1,731	448	3,201
Secundaria	711	3,139	929	4,655
Preparatoria	2,586	5,748	3,362	8,311
Universidad	4,668	9,797	6,341	15,648

FUENTE: ENIGH 94 y 96 y Secretaría de Educación Pública.

**Referencias bibliográficas**

- Angrist, J. y A. B. Krueger (1991), "Does compulsory schooling attendance affect schooling and earnings", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, núm. 4, pp. 979-1014.
- Angrist, J. y W. K. Newey (1991), "Over-identification tests in earnings functions with fixed effects", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 9, núm. 3, pp. 317-323.
- Ashenfelter, O. y A. Krueger, (1994), "Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins", *The American Economic Review*, vol. 84, núm. 5, pp. 1157-1173.
- Barceinas, F. (1999), "Función de ingresos y rendimiento de la educación en México", *Estudios Económicos*, vol. 14, núm. 15, pp. 87-128.
- Becker, G. (1964), *Human Capital*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Björklund, A. y Ch. Kjellström (2000), "Estimating the return to investment in education: How useful is the standard mincer equation?", *Economic of Education Review (en prensa)*.
- Berndt, E. E. (1991), *The practice of Econometrics. Classic and Contemporary*, Addison Wesley.
- Bracho, T. y A. Zamudio (1994), "Los rendimientos económicos de la escolaridad en México, 1989", *Economía Mexicana. Nueva Época*, vol. III, núm. 2, pp. 345-377.
- (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.
- Card, D. (1999), "The Causal Effect of Education on Earnings", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, Amsterdam (North-Holland).
- Dougherty, C. y E. Jimenez (1991), "The specification of earnings functions: tests and implications", *The Economics of Educations Review*, vol. 10, pp. 85-98.
- Greene, W. (2000), *Econometric Analysis*, Cuarta edición, Prentice Hall.
- Griliches, Z. (1977), "Estimating the return to schooling: some econometric problems", *Econometrica*, vol. 45, pp. 1-22.
- 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, pp. 1278-1286.
- Horowitz, A. W. (1999), "Ranking Rates of Return to Education: Legitimacy and an Explicit Diagnostic", *Journal of Policy Modeling*, núm. 21 vol. 7, pp. 781-797.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
- Oliver, J.; J.L. Raymond; J.L. Roig y A. Roca (1998), "Función de ingresos y rendimiento de la educación en España 1990", *Papeles de Economía Española*, núm. 77, pp. 115-129.
- (1998), "Educación, niveles de ingreso y ahorro en la economía española", *Documento de trabajo*, núm. 141, FUNCAS.
- Psacharopoulos, G. (1981), "Return to Education: an updated international comparison", *Comparative Education*, vol. 17, núm. 3, pp. 321-341.
- (1995), "The profitability of Investment in Education: Concepts and Methods", *mimeo*.
- Psacharopoulos, G.; E. Vélez; A. Panagides y H. Yang (1996), "Returns to Education During Economic Boom and Recession: Mexico, 1984, 1989 and 1992", *Education Economics*, vol. 4, núm. 3, pp. 219-230.
- Rosen, S. (1975), "Human capital: Relations between education and earnings", *Frontiers of Quantitative Economics*, vol. B, North Holland.
- (1986), "The theory of equalizing differences", *Handbook of Labor Economics*, vol. I, North-Holland.
- San Segundo, M. J. (1997), "Educación e ingresos en el mercado de trabajo español", *Cuadernos Económicos del ICE*, núm. 63.

- 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, pp. 2143-2154.
- Smith, P. A. y M. R. Metzger, (1998), "The Return to Education: Street Vendors in Mexico", *World Development*, vol. 26, núm. 2, pp. 289-296.
- Willis, R. J. y S. Rosen (1979), "Education and self-selection", *Journal of Political Economy*, núm. 79, parte 2, pp. S7-S36.
- Willis, R. J. (1986), "Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earnings functions", *Handbook of Labor Economics*, vol. I.
- 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 del CIDE.

## Normas editoriales

1. **economía mexicana.** NUEVA ÉPOCA solicita que el(los) autor(es) declare(n) por escrito que su artículo es inédito y que además no está sometido simultáneamente para su publicación en otro medio. El manuscrito deberá dirigirse a:

Fausto Hernández Trillo  
División de Economía  
Centro de Investigación y Docencia Económicas, A.C.  
Carretera México-Toluca 3655 (km 16.5)  
Lomas de Santa Fe, Delegación Álvaro Obregón  
Apartado postal 10-883, 01210 México, D.F.  
Tel. (52-55) 5727-9800, ext. 2726. Fax 5727-9878 y 5292-1304  
e-mail: [ecomex@cide.edu](mailto:ecomex@cide.edu)

2. Los trabajos deberán entregarse de preferencia por correo electrónico y/o en diskette de 3 1/2", procesados en Microsoft Word o en formato pdf.
3. En la cubierta deberán anotarse el autor (o autores), la(s) institución(es) a las que pertenece(n) y la dirección.
4. La entrega de artículos vía electrónica requiere que el nombre del autor(es) aparezca únicamente en la primera página *eliminable* con el objetivo de asegurar que el proceso de selección sea anónimo.
5. Todo artículo en su versión final debe incluir un resumen y las palabras clave en español e inglés. El resumen no debe ser mayor a 100 palabras.