

Universitat Autònoma de Barcelona

**CAPITAL HUMANO Y RENDIMIENTOS DE LA  
EDUCACIÓN EN MÉXICO**

**TESIS DOCTORAL**

Fernando Barceinas Paredes

Director: Dr. Jose Luis Raymond Bara

Departamento de Economía Aplicada  
Bellaterra, Barcelona  
Enero de 2001



*A mi madre*



## ÍNDICE

<b>INTRODUCCIÓN GENERAL</b>	<b>1</b>
<b>CAPÍTULO I. MARCO DE REFERENCIA</b>	<b>5</b>
1 MARCO TEÓRICO	5
1.1 Introducción	5
1.2 Función de ingresos	9
1.3 Temas especiales	14
1.3.1 Forma funcional y datos	14
1.3.2 Problemas econométricos	16
2 LA SITUACIÓN EDUCATIVA EN MÉXICO	21
ANEXO ESTADÍSTICO	35
<b>CAPÍTULO II. RENDIMIENTOS PRIVADOS Y SOCIALES DE LA EDUCACIÓN</b>	<b>37</b>
INTRODUCCIÓN	37
1 TRABAJOS PREVIOS PARA MÉXICO	38
2 RENDIMIENTOS PRIVADOS DE LA EDUCACIÓN	40
2.1 Cálculo directo	40
2.2 Función de ingresos	43
2.2.1 Especificación minceriana	43
2.2.2 Especificación con variables <i>dummies</i>	45
2.2.3 Resultados	47
2.3 Método elaborado	58
3 PRUEBAS DE HIPÓTESIS	65
4 RENDIMIENTOS SOCIALES DE LA EDUCACIÓN	70
5 CONCLUSIONES	72
ANEXO ESTADÍSTICO	77

<b>CAPÍTULO III. ENDOGENEIDAD Y RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN</b>	<b>85</b>
INTRODUCCIÓN	85
1 EL TRATAMIENTO DE LA ENDOGENEIDAD DE LA EDUCACIÓN	88
2 ESTIMACIONES	91
2.1 <i>Splines</i>	91
2.2 Producto Interno Bruto y Gasto de la Educación	95
2.3 <i>Background</i> familiar	100
2.4 Instrumentos de rango	107
3 CONCLUSIONES	112
ANEXO 1. EFECTO TRATAMIENTO	115
ANEXO 2. EDAD <i>VERSUS</i> EXPERIENCIA EN LA ECUACIÓN DE INGRESOS Y EL CÁLCULO DE LA TIR	119
ANEXO 3. MÉTODO DE GAREN	122
ANEXO ESTADÍSTICO	124
<b>CAPÍTULO IV. HIPÓTESIS DE SEÑALIZACIÓN <i>VERSUS</i> CAPITAL HUMANO</b>	<b>131</b>
INTRODUCCIÓN	131
1 TASAS DE RENDIMIENTO ENTRE GRUPOS SEÑALIZADOS Y NO SEÑALIZADOS	134
2 VERSIÓN “FUERTE” DE LA SEÑALIZACIÓN	143
3 EFECTOS <i>SHEEPSKIN</i>	149
4 CONCLUSIONES	155
ANEXO ESTADÍSTICO	157
<b>CONCLUSIONES GENERALES. ¿QUÉ HEMOS APRENDIDO ACERCA DE LOS RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN EN MÉXICO?</b>	<b>159</b>
<b>BIBLIOGRAFÍA</b>	<b>165</b>

## GRÁFICOS

### CAPÍTULO I

Gráfico 1. Perfil edad-ingreso por nivel educativo	34
--	----

### CAPÍTULO II

Gráfico 1. Rendimientos de la educación marginales y absolutos. Método directo	42
Gráfico 2. Rendimientos de la experiencia. 1996	54
Gráfico 3. Rendimientos de la educación marginales y absolutos. Función de ingresos minceriana. 1996	56
Gráfico 4. Función de ingresos con escolaridad continua <i>versus</i> niveles educativos. Hombres. 1996	57
Gráfico 5. Perfiles edad-ingreso	59
Gráfico 6. Ingreso real <i>versus</i> ingreso estimado. Niveles secundaria y preparatoria. Hombres. 1996	61
Gráfico 7. Perfiles vitales de ingresos. Modelo 1. Hombres. 1996	63
Gráfico 8. Rendimientos privados y sociales de la educación Modelo 1. 1996	72
Gráfico A1. Rendimientos de la experiencia. 1994	77
Gráfico A2. Función de ingresos con escolaridad continua <i>versus</i> niveles educativos	78

### CAPÍTULO III

Gráfico 1. Valores reales y estimados con <i>splines</i> de escolaridad	93
Gráfico 2. Años de escolaridad <i>versus</i> Gasto en Educación y PIB <i>per cápita</i> . Hombres asalariados mayores de 25 años	98
Gráfico 3. Promedio de años de escolaridad de los padres por años de escolaridad de los hijos	102
Gráfico A1. Funciones de respuesta. Escolaridad de los padres como “tratamiento”	127

### CAPÍTULO IV

Gráfico 1. Perfiles de ingreso vital para secundaria, preparatoria y licenciatura	148
Gráfico 2. Ingreso trimestral por niveles educativos. Hombres. 1996	151

## CUADROS

### CAPÍTULO I

Cuadro 1. Indicadores sobre características educativas de la población. 1990 y 1995	22
Cuadro 2. Matrícula y escuelas del sistema educativo escolarizado	23
Cuadro 3. Gasto corriente monetario trimestral en servicios y artículos de educación	26
Cuadro 4. Gasto público en educación por alumno	27
Cuadro 5. Gasto privado en educación	27
Cuadro 6. Estructura porcentual del ingreso trimestral neto	28
Cuadro 7. Valores promedios de salario trimestral y escolaridad por edad	31
Cuadro 8. Valores promedios de salario trimestral por hora y edad por nivel educativo	33
Cuadro A1. Gasto nacional ejercido en educación. 1988-2000	35

### CAPÍTULO II

Cuadro 1. Rendimientos de la educación. Método directo	42
Cuadro 2. Estimación de la función de ingresos minceriana original	49
Cuadro 3. Estimación de la función de ingresos con variables <i>dummies</i>	50
Cuadro 4. Rendimientos por niveles educativos. Especificación con variables <i>dummies</i> (%)	52
Cuadro 5. Rendimiento privados por niveles educativos. Método elaborado	62
Cuadro 6. Test de homoscedasticidad. $\lambda$	66
Cuadro 7. Test de hipótesis: función de ingresos con variables <i>dummies</i> <i>versus</i> método elaborado	69
Cuadro 8. Rendimientos sociales de la educación por niveles educativos	71
Cuadro A1. Funciones de ingreso por niveles educativos. Modelo 1	79
Cuadro A2. Funciones de ingreso por niveles educativos. Modelo 2	80
Cuadro A3. Funciones de ingreso por niveles educativos. Modelo 3	81
Cuadro A4. Funciones de ingreso por niveles educativos. Modelo 4	82

Cuadro A5. Coeficientes derivados del proceso iterativo para corregir homoscedasticidad. 1994	83
Cuadro A6. Coeficientes derivados del proceso iterativo para corregir homoscedasticidad. 1996	84

### CAPÍTULO III

Cuadro 1. Estimación por Variables Instrumentales con <i>splines</i> como instrumentos	94
Cuadro 2. Estimación por Variables Instrumentales con variables macroeconómicas como instrumentos	99
Cuadro 3. Estimación por Variables Instrumentales con escolaridad de los padres como instrumentos	106
Cuadro 4. Funciones de ingreso. MCO <i>versus</i> VIOR. Hombres	110
Cuadro A2.1 Tasas de rendimiento utilizando experiencia. Hombres. 1996	121
Cuadro A1. Funciones de escolaridad con <i>splines</i> . Hombres	124
Cuadro A2. Funciones de escolaridad con PIB y Gasto en Educación	124
Cuadro A3. Funciones de escolaridad con <i>background</i> familiar (escolaridad de los padres)	125
Cuadro A4. Funciones de escolaridad con <i>background</i> familiar (ocupación de los padres).	125
Cuadro A5. Estimación por Variables Instrumentales con ocupación de los padres como instrumentos	126
Cuadro A6. Funciones de escolaridad. VIOR. Muestra total. Hombres	128
Cuadro A7. Funciones de escolaridad. VIOR. Hijos hombres que viven con su madre	128
Cuadro A8. Funciones de ingreso. VIOR. Hijos hombres que viven con su madre	129

## CAPÍTULO IV

Cuadro 1 Estructura porcentual de asalariados <i>versus</i> autoempleados por niveles educativos (%)	136
Cuadro 2. Modelos probit. Asalariados <i>versus</i> autoempleados	137
Cuadro 3. Ecuaciones de ingreso. Asalariados <i>versus</i> autoempleados	139
Cuadro 4. Modelos Probit. Sector público <i>versus</i> sector privado	141
Cuadro 5. Ecuaciones de ingreso. Sector público <i>versus</i> sector privado	142
Cuadro 6. Ratios de ingreso de la mitad-inicio de la carrera	145
Cuadro 7. Ecuaciones de ingresos con efectos <i>sheepskin</i> . Hombres	152
Cuadro 8. Tasas de rendimiento por años de escolaridad	154
Cuadro A1. Funciones de ingreso con variables <i>dummies</i> por niveles educativos	157



Digo cultura y digo conocimiento.  
Digo conocimiento y digo, de nuevo, educación.  
Digo educación y pienso en capital humano no sólo abundante sino enérgico, inteligente y necesitado de instrumentos y hábitats básicos para rendir óptimamente sus frutos.  
Pienso en educación para eliminar la injusticia, el abuso, la discriminación, la falta de respeto a nuestros ciudadanos, y sobre todo la corrupción que es la forma más brutal de robarles a los pobres.  
Pienso en educación y pienso en tolerancia.  
Pienso en educación y pienso en experiencia.  
Pero pienso en experiencia y pienso en destino.  
Destino de los actos.  
Destino de las palabras.

Carlos Fuentes, *Los cinco soles de México*.

Essa legge, studia, impara,  
Non vi ha cosa ad essa ignota;  
Io son sempre un idiota,  
Io non so che sospirar,  
Quanto è cara, quanto è bella!

Donizetti, *L'elisir d'amore*, Primer Acto, Cavatina de Nemorino.



## AGRADECIMIENTOS

No sé si todos los años de educación invertidos en mí mismo me proporcionarán un mayor ingreso, esto es, no sé si seré un buen ejemplo de la teoría del capital humano. Pero de lo que sí estoy seguro es que mis estudios de doctorado me han otorgado una inmensa oportunidad de conocer y apreciar gente que, de una forma u otra, han hecho de mi estancia en Barcelona una de las más satisfactorias de mi vida. A todas ellas les agradezco su amistad, deseando sinceramente que podamos vencer al tiempo y, sobre todo, a la distancia que desafortunadamente nos amenaza. En particular, agradezco a Guillermo, Orietta, Tito, Joan, Gemma, Jaime, Perla, Hugo Fuentes, Hugo Reyes y Alejandro.

No mencionaré a cada uno de los miembros de mi familia porque tan sólo en hermanos y sobrinos debería hacer más de 30 menciones. Sólo quiero decir que me siento orgulloso de todos. A mi hermano Daniel, a su hijo Dani, a Chucho y a mi padre que los quiero mucho y los extraño.

No me es fácil encontrar un calificativo para expresar lo que ha significado para mí la guía de José Luis Raymond. Simplemente quisiera decir que mi visión de la investigación es otra a partir de la enorme satisfacción que constituyó investigar bajo su magistral dirección. Mis más sinceros agradecimientos y admiración.

Mis cambios de humor, mis dudas, mis satisfacciones, mis añoranzas, todo, absolutamente todo lo que he experimentado en los últimos años lo he compartido con mi admirable compañera Anna. Y lo ha hecho de una manera fabulosa: celebrando mis pequeños triunfos, y minimizando y apoyándose en mis momentos bajos. Le agradezco infinitamente todo lo que ha hecho por mí.

Volviendo al campo académico, quisiera agradecer el enriquecimiento de ideas y las enseñanzas que obtuve del trabajo en equipo con Josep Oliver y José Luis Roig. Finalmente, también agradezco el apoyo institucional de CONACYT y de la Universidad Autónoma Metropolitana.



## INTRODUCCIÓN GENERAL

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

Una idea básica en el análisis de la relación entre ingreso y educación es considerar a ésta última como una forma de inversión. En este sentido, la pregunta inmediata es cómo medir la rentabilidad de dicha inversión o, en otras palabras, cuáles son sus correspondientes tasas de rentabilidad. Más aún, si se piensa en niveles educativos, importaría determinar, por ejemplo, si es más rentable, desde un punto de vista privado, terminar un ciclo educativo medio superior o uno superior. Adicionalmente, si tomamos en consideración que el Estado financia gran parte de la educación, es factible calcular los rendimientos educativos desde una óptica social, y a partir de ello derivar las prioridades de los distintos niveles educativos dentro de una política educativa consistente, por ejemplo, con una estrategia de desarrollo económico y de distribución del ingreso.

La aplicación de estas ideas al caso mexicano requiere el primer e importante paso de calcular las tasas de rentabilidad de la educación. Esto constituye el objetivo principal del Capítulo II “Rendimientos privados y sociales de la educación” de este trabajo. Con base en la información de la Encuesta Nacional de Ingreso-Gasto de los Hogares (ENIGH) de 1994 y 1996 se calculan las tasas de rentabilidad de la educación de los niveles primaria, secundaria, preparatoria y universidad, tanto para hombres como mujeres. Se proponen y prueban distintos métodos de cálculo, así como distintas formas funcionales. Posteriormente, y con base en la aplicación de pruebas estadísticas, se determina cuál de los modelos es el de mejor ajuste.

Asimismo, y desde el punto de vista teórico y econométrico, la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de los rendimientos de la educación a partir de una función de ingresos estándar ha estado sujeta principalmente a dos críticas. Por un lado, por la falta de consideración de una variable que de cuenta de la “habilidad” de los individuos, cuando teóricamente es evidente que aquella afecta, al igual que la escolaridad y la experiencia, a los ingresos. Este sesgo de variables omitidas se conoce como sesgo de “habilidad”. Por otro lado, se afirma que el supuesto implícito de la estimación MCO de que la variable explicativa “escolaridad” es exógena no es cierto. En consecuencia, dicha estimación es inconsistente. Este sesgo se conoce como de “endogeneidad”. Por tanto, resulta innegable que la existencia de estos sesgos pone en entredicho las estimaciones convencionales y, por ende, toda conclusión que a partir de ellas se derive.

Existe una cantidad enorme de literatura abocada a proporcionar soluciones a este problema, la mayor parte de las cuales supone la aplicación de métodos de estimación basados en Variables Instrumentales (VI). En este contexto, una primera aproximación a estos tópicos en el caso mexicano, con todas las limitaciones del caso, en particular la referente a la información, constituye el objetivo del Capítulo III de ese trabajo: “Endogeneidad y rendimientos de la educación”.

En otro orden de ideas, es importante enfatizar que el supuesto básico de la teoría de capital humano es que un incremento en la educación provoca uno equivalente en la productividad del trabajo. Una de las críticas más severas argumenta, por el contrario, que el mayor pago recibido por los más educados refleja un fenómeno de “credencialismo” o “señalización” más que una mayor productividad. El problema estadístico para dilucidar entre estas dos teorías es que la distribución del equilibrio de trabajadores y nivel de salarios por nivel educativo son iguales, esto es, son observacionalmente equivalentes. No obstante, se han diseñado algunos tests *ad hoc* para encontrar evidencia estadística que avale alguna de las dos teorías, y es precisamente la presentación de estos tests el objetivo básico del Capítulo IV “Hipótesis de señalización *versus* Capital Humano”.

La importancia de estas pruebas no es, de ninguna forma, desdeñable. A pesar de que la señalización puede tener aspectos positivos y comportacionales idénticos a los de la teoría de capital humano, tendría implicaciones normativas muy distintas. Por ejemplo, bajo un esquema teórico de "señalización", el cálculo de la tasa de rentabilidad social se vería afectado, pero no así el de la rentabilidad privada. La razón estriba en que, en este caso, aunque los ingresos no correspondiesen con la productividad del trabajo, los ingresos individuales permanecerían indiferentes; es lo mismo que aquellos provengan de su mayor productividad (consecuencia de la mayor educación) o porque se da una "señal" (los títulos educativos) a los demandantes de mano de obra. Sin embargo, es claro que el hecho de que los ingresos no correspondan con la productividad del trabajo afecta a la rentabilidad social, en cuanto convertiría al sistema educativo en un esquema oneroso de asignación de puestos de trabajo.

Previamente a la exposición de los 3 capítulos centrales constituyentes del trabajo global se presenta, en el Capítulo I, un marco de referencia general a la temática que consta, en primer lugar, de un marco teórico que sustenta el análisis y, en segundo lugar, de un breve análisis de la información sobre educación en México. Finalmente, en la última parte de esta tesis, se presentan las conclusiones generales, que en cierta forma recapitulan y enfatizan algunas ideas que se derivan del análisis de los capítulos básicos.



# CAPÍTULO I. MARCO DE REFERENCIA

## 1 MARCO TEÓRICO

### 1.1 Introducción

La idea de que la adquisición y desarrollo de habilidades corporizadas en individuos puede ser tratada como una inversión es muy antigua. Autores como Schultz (1960, 1961), Denison (1962) y Ben-Porath (1967) colocaron las bases teóricas de estas ideas, pero fue Becker (1964) quien organizó los desarrollos sucesivos dentro de una estructura teórica coherente, misma que marcó un hito histórico, y de la cual ha surgido un monto increíble de investigaciones empíricas y teóricas. Por otra parte, fue Mincer (1974) el responsable de desarrollar el análisis empírico de la relación entre capital humano y distribución personal de ingresos, así como el concepto de tasa de rentabilidad de la educación que, sin duda, constituyó la piedra angular de un gran número de investigaciones en esta área.

Hasta cierto grado la teoría del capital humano ayudó a resolver un problema teórico: si el análisis de las diferencias salariales se redujera a una cuestión de cualificación y heterogeneidad de gustos, podría deducirse de forma lógica que a una remuneración lo suficientemente elevada siempre habría alguien que quisiera trabajar. Desde este punto de vista, cada empresa obtendría la mayor rentabilidad posible de su inversión ofreciendo la remuneración suficiente para compensar la “incomodidad” de una ocupación. Empero, esto no parece estar de acuerdo con la realidad. De ahí que la escuela neoclásica argumentase que deberían tomarse en cuenta otro tipo de factores que ayudaran a explicar los hechos, ayuda que en definitiva provino de la consideración de la educación en este marco teórico.

Gran parte de este cuerpo teórico de capital humano se ha abocado a establecer las leyes que rigen la relación escolaridad-ingresos a través de las

denominadas "funciones de ingreso". En principio, el argumento que relaciona a ambas variables es muy simple: para inducir a un individuo a llevar a cabo educación adicional se le debe compensar con los ingresos suficientes a lo largo de su vida. Por otro lado, para obtener mayores ingresos, los individuos con mayor educación deben ser más productivos que los de menor educación.

En este sentido, los modelos de funciones de ingreso proveen una fundamentación rigurosa para la existencia de los perfiles de ingresos de ciclos de vida. En consecuencia, el principal impacto de este nuevo enfoque ha sido desviar la atención hacia los ingresos de por vida más que hacia la tasa de salarios actual. Específicamente sugiere que los individuos tenderán a concentrar su inversión educativa en las etapas iniciales de su vida cuando su stock de capital humano es bajo. Posteriormente, y una vez incorporados en el mercado laboral, invertirán a una tasa muy alta debido a que el nivel de sus ingresos observados es bajo. Sin embargo, conforme pase el tiempo, sus ingresos tenderán a crecer rápidamente debido a que tanto la tasa de acumulación de su stock de capital humano, como el nivel óptimo de inversión decrecen. Finalmente, el decrecimiento en su tasa de inversión combinado con la depreciación en las existencias de su stock de capital humano puede resultar en un cese del crecimiento de los ingresos. En este punto, los ingresos alcanzan un máximo y tienden a decrecer hasta llegar a la edad del retiro. Debido a esta manera particular de enfocar la problemática, la teoría del capital humano debe considerarse al mismo tiempo una de "ingresos permanentes", y su énfasis en las decisiones de ciclo de vida tan revolucionarias para la economía laboral como anteriormente había sido el ciclo de vida en el análisis de las decisiones de consumo.

Una visión alternativa del papel de la inversión educativa en la determinación de los ingresos está basada en la teoría de las diferencias salariales compensadoras, donde el componente básico más importante de dichas diferencias es la rentabilidad de la inversión en la adquisición de cualificaciones: para que una ocupación cualificada atraiga nuevos trabajadores, los costes privados de la formación necesaria para entrar a formar parte de la fuerza de trabajo deben recuperarse a lo largo de la vida

laboral del reclutado. En otras palabras, la tasa de rentabilidad debe ser igual a la de otras inversiones de riesgo similar o a la tasa subjetiva de descuento que utilizan los nuevos trabajadores al tomar su decisión.

A pesar de la coherencia interna lógica de la teoría del capital humano, existen todavía algunas diferencias al interior de la misma. Una de las principales es la apreciación de si el capital humano es homogéneo o heterogéneo. Esta última alternativa, propuesta por Willis (1986), supone que cada trabajo implica un conjunto particular de habilidades que el trabajador puede adquirir combinando sus talentos innatos con una apropiada educación. La teoría resultante tiende a corregir un desequilibrio en la literatura del capital humano que tradicionalmente ha enfatizado más el lado de la oferta que el de la demanda. Más aún, según el propio Willis (1986), este es el principal error de la teoría del capital humano tradicional, que se plasma en el tratamiento de la escolaridad como un factor exógeno más que como el resultado de decisiones de inversión que, a su vez, equivale a ignorar la importancia de la demanda de capital humano por las empresas y las implicaciones del equilibrio del mercado laboral.

Por el contrario, en el modelo clásico de capital humano de Mincer, esto es, el que supone capital humano homogéneo, se asume que las habilidades adquiridas por el trabajador a través de la educación y capacitación en el trabajo pueden verse como un stock homogéneo de capital humano, que influencia la capacidad del trabajador por un monto determinado en todas las líneas de trabajo y para todos los empleadores. Esto implica que la competencia forzaría a los trabajadores (más que a las empresas) a pagar los costes de este entrenamiento y permitiría a los trabajadores (más que a la empresa) cosechar los beneficios de su inversión acumulada. La razón de esto es que si la empresa quisiera recuperar algo de una hipotética inversión en entrenamiento, el trabajador podría siempre moverse a otra empresa a un salario que reflejara el valor total de su capital humano adquirido. Entonces, si la empresa misma proporcionara el entrenamiento, trataría directamente de cargar al trabajador reduciendo su salario debajo de su producto marginal por un monto equivalente al coste de entrenamiento. Los trabajadores, en esta situación, estarían dispuestos a pagar este precio implícito siempre y cuando

tuvieran un incremento de sus ingresos futuros, como resultado de su aumento de productividad. De esto se sigue que los ingresos observados de un trabajador a un nivel dado de experiencia puede verse como igual a la tasa de renta de su stock acumulado de capital físico menos el coste de su inversión corriente.

Esta forma de abordar el problema se sintetiza en los modelos que asumen que el trabajador intenta maximizar su valor presente descontado de sus ingresos de por vida netos del coste directo de inversión. La maximización del ingreso se da lugar suponiendo una restricción de una “función de producción de capital humano”, la cual muestra la habilidad del trabajador para transformar inputs de su propio tiempo y bienes comprados (por ejemplo el tiempo de supervisión y las colegiaturas) en producción de capital humano, y por su restricción de tiempo requerido para distribuir su tiempo entre “aprendizaje” e “ingresos”.

Este tipo de modelos teóricos no ha sido de fácil implementación en los trabajos empíricos debido a que, por una parte, no existe una forma funcional precisa para los ingresos del ciclo de vida y, por otra parte, muchos de los conceptos son no observables, incluyendo el concepto mismo de capital humano, la tasa de descuento, la forma funcional de la función de producción del capital humano, los inputs de tiempo y bienes comprados, etc.

A pesar de los inconvenientes previamente mencionados, el juicio de uno de sus críticos no es, finalmente, demasiado condenatorio cuando se refiere a las aplicaciones empíricas: “Como un modelo estadístico, la función de ingresos de capital humano desarrollada por Mincer ha proporcionado las bases para un amplio conjunto de investigación empírica en relación con el nivel y distribución del ciclo vital de ingresos y los rendimientos de la educación. Este conjunto de trabajos revela algunas regularidades empíricas fundamentales en relación con la estructura de las diferencias salariales que se han presentado a lo largo de periodos de tiempo y entre sociedades que difieren dramáticamente en tecnología, patrones de demanda y formas de organización social y económica.

Desde mi punto de vista, este conjunto de trabajos constituye uno de los mayores éxitos de la historia de la economía laboral moderna.”<sup>1</sup>

## 1.2 Función de ingresos

Una de las mejores formas de presentación de la función de ingresos, en términos de su derivación, sus características y sus problemas econométricos y teóricos es la llevada a cabo por Card (1999, 2000), cuyo punto de partida es la consideración de un modelo de elección escolar óptimo, donde los individuos invertirán en escolaridad hasta el punto en el cual el cambio marginal en el valor presente descontado (VPD) de ingresos futuros de un año adicional de escolaridad es igual a la tasa marginal de sustitución intertemporal. En las siguientes líneas, e inspirado en este trabajo, se intentará resumir los principales enunciados.

Sea  $y(S)$  el nivel promedio de ingresos por año que un individuo recibe si adquiere el nivel de escolaridad  $S$ , y  $h(s)$  el coste de educación asociado al mismo nivel escolar  $S$ . Supongamos entonces que el individuo se enfrenta a una función de utilidad,  $U(S,y)$ , donde

$$U(S,y) = \log(y) - h(s) \quad (1)$$

Suponiendo que los individuos descuentan los ingresos futuros a una tasa  $r$ , esta función puede verse como una generalización de la función objetivo del VPD,

$$\int_s^{\infty} y(S)e^{-rt} = y(S)e^{-rS} / r$$

Si, como la función objetivo del VPD establece,  $h(S) = rS$ , entonces se deduce que la elección óptima de escolaridad está determinada por las condiciones de primer orden

---

<sup>1</sup> Willis, (1986), p. 549.

$$h'(S) = y'(S)/y(S)$$

Adicionalmente, y en aras de encontrar una solución el problema planteado, resulta necesario distinguir las dos fuentes posibles de heterogeneidad individual para elegir la escolaridad óptima: las diferencias en los costes de educación, representado por la heterogeneidad en  $h(S)$ , y las diferencias en los beneficios económicos de la escolaridad representada por la heterogeneidad en el rendimiento marginal de la educación  $y'(S)/y(S)$ . Una especificación simple de estos componentes de heterogeneidad es

$$y'(S)/y(S) = b_i - k_1 S, \quad (2)$$

$$h'(S) = r_i + k_2 S \quad (3)$$

donde  $b_i$  y  $r_i$  son variables aleatorias y  $k_1$  y  $k_2$  son constantes no negativas. Esta especificación implica que la elección de escolaridad óptima ( $S^*$ ) es lineal en términos de la heterogeneidad específica de los individuos:

$$S^*_i = (b_i - r_i)/k \quad (4)$$

donde  $k = k_1 + k_2$ , y  $b_i$  sigue una función de distribución con media  $\bar{b}$ . Puesto que la escolaridad es completada en los primeros años de la vida, los individuos no necesariamente conocen los parámetros de su función de ingresos cuando hacen su elección de escolaridad. Entonces  $b_i$  debería interpretarse como la mejor estimación individual de los ingresos obtenidos por año de educación y que, por simplicidad, se supondrá conocida al principio del ciclo vital y constante en el tiempo. Por otra parte, nótese que al nivel óptimo de escolaridad derivado de la ecuación (4), el rendimiento de la educación marginal individual es

$$\beta_i = b_i - k_1 S^*_i = b_i(1 - k_1/k) + r_i k_1/k$$

Nótese que, en este caso,  $\bar{\beta} = E(\beta_i) = E(b_i - k_1 S) = \bar{b} - k_1 \bar{S}$  es el rendimiento marginal promedio poblacional de la educación, que debe interpretarse como el incremento esperado en el log de los ingresos promedio si una muestra aleatoria de la población adquiere una unidad adicional de educación.

En términos de las observaciones de escolaridad e ingresos, nótese que integrando sobre S la ecuación (2) puede derivarse un modelo del tipo

$$\log y_i = \alpha_i + b_i S_i - \frac{1}{2} k_1 S_i^2$$

donde  $\alpha_i$  es la constante de integración específica a la persona. Esta formulación constituye una versión general de la clásica función minceriana en donde las heterogeneidades potenciales individuales afectan tanto el término de intersección (a través de  $\alpha_i$ ) como la pendiente (a través de  $b_i$ ). Una manera más conveniente de escribir esta ecuación sería

$$\log y_i = a_0 + \bar{b} S_i - \frac{1}{2} k_1 S_i^2 + a_i + (b_i - \bar{b}) S_i \quad (5)$$

donde  $a_i = \alpha_i - a_0$  tiene media cero. Las ecuaciones (4) y (5) constituyen un sistema de dos ecuaciones de escolaridad e ingresos en términos de las variables aleatorias  $a_i$ ,  $b_i$  y  $r_i$ . Nótese que en este modelo el beneficio marginal de la escolaridad varía entre individuos. Sin embargo, es posible estimar un rendimiento marginal promedio  $E(b_i)$ . Adicionalmente, y con el objetivo de derivar este modelo en un contexto de MCO, Card (1999) considera las proyecciones lineales de  $a_i$  y  $(b_i - \bar{b})$  sobre la escolaridad observada:

$$a_i = \lambda_0 (S_i - \bar{S}) + \mu_i$$

$$(b_i - \bar{b}) = \psi_0 (S_i - \bar{S}) + v_i$$

Cabe hacer notar que este modelo simple de equilibrio comporta una distribución de los rendimientos marginales entre la población que ciertamente debe considerarse endógena en términos generales. Por ejemplo, es de esperar que un incremento en la oferta de trabajadores con un nivel de

estudios elevado disminuya  $\bar{b}$ . Sin embargo, en el contexto de un equilibrio parcial correspondiente a la cohorte de adultos jóvenes que deciden su educación puede considerarse exógena.

En Card (1999) se demuestra, por otra parte, que el límite probabilístico de la regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) del coeficiente de regresión,  $b_{mco}$ , de una regresión del logaritmo de los ingresos sobre la escolaridad es

$$\begin{aligned} \text{plim } b_{mco} &= \bar{b} + \lambda_0 - k_1 \bar{S} + \psi_0 \bar{S} \\ &= \bar{\beta} + \lambda_0 + \psi_0 \bar{S} \end{aligned} \quad (6)$$

donde

$$\begin{aligned} \lambda_0 &= \frac{\text{cov}(a_i, S_i)}{\text{var}(S_i)} = k \frac{\sigma_{ba} - \sigma_{ra}}{\sigma_b^2 + \sigma_r^2 - 2\sigma_{br}}, \\ \psi_0 &= \frac{\text{cov}(b_i, S_i)}{\text{var}(S_i)} = k \frac{\sigma_b^2 - \sigma_{br}}{\sigma_b^2 + \sigma_r^2 - 2\sigma_{br}}, \end{aligned}$$

El desarrollo teórico previo encuentra su contraparte empírica en las denominadas “funciones de ingresos” mincerianas, que se refieren a cualquier regresión de tasas de salarios individuales en un vector de variables personales, de mercado y ambientales a través de las que se influencia el salario. La función típica es la siguiente:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 X + \beta_3 X^2 + \varepsilon \quad (7)$$

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

<sup>2</sup> Cabe mencionar que la distinción entre una tasa privada y una social es muy importante. La primera asume que el único coste de educación son los ingresos dejados de percibir y que los ingresos son netos de impuestos. Por el contrario, la tasa social de rentabilidad incluye los

observación directa, por lo que tradicionalmente se ha utilizado la experiencia potencial, esto es, "edad" - s - 6, lo que supone, adicionalmente, que la educación se inicia a los 6 años.<sup>3</sup>

Esta especificación, conocida como "función minceriana" está basada en los siguientes supuestos: 1) los ingresos capturan los beneficios totales de la inversión educativa, lo que implica que no se contabilizan ni externalidades ni ventajas no pecuniarias de los trabajos que requieren educación, 2) la economía es un estado estacionario sin ningún crecimiento salarial y de productividad, 3) sólo una función puede ser utilizada para modelar los ingresos de toda la vida, lo que se traduce en: 3.1) la escolaridad precede al trabajo,<sup>4</sup> 3.2) no hay interacción sobre los ingresos entre la contribución de la escolaridad y la experiencia, 3.3) no existe distinción entre experiencia laboral inicial y madura, 3.4) cuando se estudia no se trabaja y cuando se trabaja la dedicación es de tiempo completo, 3.5) no se adquiere experiencia mientras se estudia, 3.6) no hay periodos después del de estudio que no se trabaje y, por lo tanto, que no se adquiera experiencia,<sup>5</sup> 3.7) la duración del ciclo vital laboral es la misma independientemente de la duración de los estudios.<sup>6</sup>

---

costes directos de escolaridad y utiliza ingresos antes de impuestos. Esta distinción será uno de los objetos de análisis del Capítulo II de este trabajo.

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

<sup>4</sup> Este supuesto impediría, por ejemplo, considerar la educación para adultos.

<sup>5</sup> La división entre el período de estudio a tiempo completo seguido por el período de trabajo a tiempo completo no es ni por mucho tajante y, como es de esperar, influye en el cálculo de los rendimientos de la educación. En Light (1998) se estiman los rendimientos bajo diferentes escenarios de inicio de la "carrera".

<sup>6</sup> En general, existen pocos estudios abocados a comprobar la veracidad de estos supuestos. Un ejercicio reciente e interesante al respecto es llevado a cabo por Björklund y Kjellström (2000).

## 1.3 Temas especiales

### 1.3.1 Forma funcional y datos

A pesar de que el concepto teórico de la tasa de rentabilidad es claro, sus aplicaciones empíricas han generado ciertas controversias. Primero, los datos ideales deberían ser una especie de historia longitudinal completa de los ingresos de toda la vida de los individuos, lo que evidentemente es imposible de encontrar. En otras palabras, existe un grave problema de evaluación: un individuo no puede ser observado en situaciones contrapuestas con diferentes niveles educativos. Por tanto, lo que se compara son ingresos de diferentes personas con características similares pero distintos niveles educativos. Contemplado desde otra perspectiva, emerge un claro problema de apropiada comparación de grupos, puesto que los datos representan clasificaciones *ex-post*; o se asiste a la escuela o no, o sea, existe un problema latente de auto-selección.

En general, y ante la ausencia de datos longitudinales, el cometido de los trabajos empíricos consiste, en definitiva, en aproximar los ciclos de vida a través de información *cross-section*. Esto evidentemente comporta un problema: supone que el comportamiento de un individuo que actualmente tiene, por ejemplo, 25 años, será dentro de 25 años **igual** al de un individuo que hoy tiene 50 años. Huelga decir que en países que, como México, han experimentado en los últimos años grandes cambios en su desarrollo económico y cultural, un supuesto de esta naturaleza no es del todo verídico. No obstante, debe distinguirse entre el caso de los hombres, donde sin duda se está más cerca del cumplimiento del supuesto, del de las mujeres que se caracterizan por haber experimentado mayores cambios en los últimos años en su motivación y participación laboral. Aunado a este problema, el caso de las mujeres adolece, asimismo, del inconveniente de que su ciclo vital de trabajo remunerado puede verse interrumpido de forma más asidua, ya sea por cuestiones relacionadas a la maternidad y cuidado de los hijos, o bien por una mayor tendencia a trabajar de forma temporal.

Por lo que respecta a los datos se tiene que la variable “ingreso” presenta varias aristas no menos problemáticas. En primer lugar está el hecho de la medición en sí misma: de acuerdo a la teoría económica, la tasa de salario individual es el valor de los bienes de mercado que pueden ser adquiridos por, digamos, una hora de trabajo. El problema radica en que la tasa de salarios proveniente de una muestra a hogares puede experimentar graves problemas de medición. Es reconocido, por ejemplo, que una parte sustancial de los empleos otorgan, no sólo un pago monetario, sino también pagos no monetarios no menos importantes (pensiones privadas, automóvil de trabajo, seguros de salud, etc.). El problema se recrudece si esos beneficios no monetarios son sustitutos más que complementarios al salario monetario, o si beneficia más a un grupo que a otro (asalariados de grandes empresas u hombres, por ejemplo). Si a lo anterior se añade la tendencia de los individuos a subdeclarar sus ingresos, estamos ante una variable que puede distar mucho de ser bien medida.

Otro problema asociado a los ingresos lo es su periodicidad. Como la teoría del capital humano sugiere, las horas trabajadas pueden variar en función del ciclo vital y del nivel de estudios. Por ende, la distinción entre salario por hora, mensual o anual es importante. Desde el punto de vista de contabilizar los beneficios de la inversión en capital humano, lo ideal sería utilizar el salario por hora. No obstante, en la práctica tal concepto debe generarse a través del salario mensual o anual, por una parte, y de las horas trabajadas, por la otra. En consecuencia, aunado al problema de la medición de los salarios, se presenta el de la veracidad de las horas trabajadas, pues es común que los individuos tengan problemas al recordar esta información. Finalmente, en lo relativo a la problemática de la medición del ingreso, se tiene el tema siempre polémico de utilizar o bien salarios brutos, o bien salarios netos. Los primeros serían los adecuados cuando se trata de evaluar el aumento de los salarios (y, por ende, de la productividad bajo hipótesis de competencia) de un incremento

en el nivel educativo. No obstante, desde un punto de vista estrictamente privado, los salarios netos serían probablemente los más adecuados.<sup>7</sup>

Empero, los salarios no son la única variable que tiene problemas de medición. La escolaridad tradicionalmente se ha medido como los años teóricos asociados al máximo nivel de estudios conseguido.<sup>8</sup> Proceder de esta manera encara serios inconvenientes: no se toman en consideración los años repetidos, ni los años de estudio que no devienen en un grado. El problema no es trivial, como lo han demostrado los trabajos que aprovechan esta veta para cuestionar la teoría del capital humano.<sup>9</sup>

Por lo que respecta a la forma funcional el problema más grave es que la forma exacta para los ingresos del ciclo de vida es desconocida. Sin embargo, la función de ingresos minceriana puede considerarse una aproximación a esta desconocida forma funcional: “La función de ingresos ... representa un método pragmático para incorporar algunas de las principales implicaciones de los modelos de capital humano dentro de un marco de trabajo econométrico simple que puede ser aplicado a la información limitada disponible en los datos censales.”<sup>10</sup>

### **1.3.2 Problemas econométricos**

Estrechamente ligado al problema de la información previamente mencionado, la estimación de funciones de ingreso supone implícitamente que se mide correctamente el conjunto individual de oportunidades. Esto es, que los agentes económicos seleccionan su alternativa más preferida de su conjunto

---

<sup>7</sup> Cabe mencionar que muchas de estas consideraciones de índole teórico acaban resolviéndose en la práctica por la disponibilidad y limitaciones de la información.

<sup>8</sup> Obviamente existen fuentes de información que proporcionan los años exactos de educación, pero en general son las menos.

<sup>9</sup> Park (1999) y Oosterbeek (1992), entre otros, apoyados en bases informativas que detallan la duración de los años de estudio, contraponen a la teoría del capital humano la teoría de la señalización. Para una mayor exposición de este enfoque véase el Capítulo IV de este trabajo.

<sup>10</sup> Willis (1986), p. 543.

de oportunidades. No obstante, si este conjunto total de oportunidades no puede ser observado y las oportunidades varían entre individuos, entonces el acto de elección óptima implicaría que la información del mercado está sistemáticamente censurada y que no existiría garantía de que las estimaciones basadas en diferencias interpersonales en ingresos y escolaridad estimarán adecuadamente el conjunto de oportunidades de cualquier individuo de la población. Existe un problema de autoselección.

Por otra parte, es evidente la imposibilidad de observar todas las variables que determinan estas oportunidades de ingreso. Si una de estas variables es la “habilidad”, y suponiendo que aquella está relacionada positivamente con la escolaridad, surge el problema conocido como sesgo de “habilidad”.

Continuando con la lógica de la presentación de Card (1999), el denominado “sesgo de habilidad” puede derivarse suponiendo que no existe heterogeneidad en el beneficio marginal de la escolaridad, esto es, que  $b_i = \bar{b}$  y que el logaritmo de los ingresos es lineal en la escolaridad, esto es, que  $k_1 = 0$ . Bajos tales circunstancias la ecuación (6) implica que

$$\text{plim } b_{mco} - \bar{b} = \lambda_0$$

que coincide con la expresión estándar del sesgo asintótico en la estimación de los rendimientos de la educación, que surge de la aplicación de la fórmula de variables omitidas a un modelo de ingresos con un coeficiente constante  $\bar{b}$  de S. Asimismo, resulta importante hacer notar que este “sesgo de habilidad” es consecuencia de la correlación entre la habilidad no observada,  $a_i$ , y el coste marginal de escolaridad,  $r_i$ , y se supondrá positivo en cuanto se observe que los costes marginales para los niños provenientes de familias con *backgrounds* privilegiados serán más bajos, o bien si estos niños tienden a ganar más a cualquier nivel de escolaridad.

Una forma alternativa de considerar el problema es la siguiente. Consideremos una función de ingresos del tipo:

$$\ln y = f(S,x) + \varepsilon \quad (8)$$

donde la “tasa marginal de rentabilidad” está definida como

$$d \ln y / d S$$

siempre y cuando se suponga que un incremento de escolaridad tiene el mismo efecto proporcional en los ingresos a todos los niveles de experiencia. Sin embargo, si el residuo  $\varepsilon$  recoge “factores no observables”, entre ellos la “habilidad”, entonces cabe la posibilidad de que el residuo esté correlacionado positivamente con  $S$ , y el problema del sesgo de variables omitidas se convertiría en uno de “habilidad”. Este provocaría un efecto exagerado de los ingresos que una persona de una habilidad dada podría alcanzar a través del incremento de su escolaridad. En otras palabras, el "sesgo de habilidad" surgiría por la correlación positiva entre escolaridad y habilidad o, expresado en otra forma, porque el término de error en la ecuación clásica no es independiente ni de escolaridad ni de la experiencia potencial.

Resumiendo, el problema es que las variaciones en las oportunidades y ventajas comparativas influyen la forma empírica de las funciones de ingreso y crean las condiciones para la aparición del problema de “sesgo de habilidad”, que provoca que las estimaciones de las tasas estimadas de rentabilidad de educación estén sesgadas hacia arriba. Esto debido a que, a pesar de que la habilidad es no observable, se intuye que “habilidad superior” individual, en promedio, está asociada con niveles superiores de educación a diferencia de los individuos de “habilidad baja”.

Por otro lado, el problema de autoselección nos conduce a otra disyuntiva: ante la imposibilidad de observar una trayectoria de ciclo de vida de un mismo individuo ante inversiones educativas alternativas, debemos conformarnos, en el mejor de los casos, con observar la trayectoria de ingresos de un individuo determinado que ha elegido, o ha sido asignado, a un determinado nivel escolar. Tomando en consideración que esta decisión óptima individual se base

en ingresos potenciales y costes de escolaridad, el problema de auto-selección deriva en uno de endogeneidad de la escolaridad.

Desde otra perspectiva, puede afirmarse que esta clase de sesgo surge en un contexto en que tanto la intersección como la pendiente de la función de ingresos varía entre individuos, y cuando los individuos con mayores rendimientos de la educación tienden a adquirir mayor escolaridad. La magnitud de este sesgo,  $\psi_0 \bar{S}$ , dependerá de la importancia de la variación de  $b_i$  en la determinación de la varianza total de la escolaridad. En todo caso, y aún ignorando el tradicional sesgo de habilidad,  $b_{mco}$  será un estimador sesgado hacia arriba de  $\beta$ .

Como lo demuestra Willis (1986), únicamente bajo condiciones de “igualdad de oportunidades” e “igualdad de ventajas comparativas”, la función de ingresos podría considerarse estable ante variaciones en los patrones de demanda ocupacional que surgen de desviaciones de ingreso, precios de los productos y producción de tecnología: “...si los individuos son parecidos de manera innata en relación con las ventajas comparativas, la oferta de habilidades se ajusta endógenamente de forma tal que se igualan las ventajas netas entre ocupaciones y entonces es posible obtener un estimador insesgado de la tasa de rentabilidad de la educación, sin necesidad de controlar las diferencias en habilidad en ventajas absolutas.”<sup>11</sup>

Junto a los anteriores sesgos, existe un tercero: el denominado sesgo debido a los errores de medición en la variables escolaridad. Según Card (2000), el sesgo hacia abajo en los rendimientos no debería exceder un 10%.

Existe una gran cantidad de literatura sobre capital humano abocada a tratar de controlar estos “sesgo de habilidad” y de “endogeneidad”. Un intento consiste en la obtención de una “medida” de la habilidad “verdadera”, cuyo trabajo pionero fue llevado a cabo por Griliches (1977), con la conclusión de que, en definitiva y en contra de lo esperado, el sesgo de habilidad era o bien nulo o

---

<sup>11</sup> Willis, (1986), p. 573.

negativo, una vez que el error de medición de la educación era tomado en consideración.<sup>12</sup>

Otras formas ensayadas de controlar este sesgo son, por un lado, por medio de estimaciones basadas en gemelos, dado que se supone que ellos tienen el mismo ambiente familiar y componentes genéticos idénticos, distinguiéndose únicamente por su nivel de escolaridad.<sup>13</sup> Por otro lado, están los modelos de efectos fijos con datos panel.<sup>14</sup>

Otra corriente de la literatura ha tratado de solucionar el “sesgo” de habilidad tratando de explotar la posible existencia de una relación observable que afecte la elección escolar pero que no esté correlacionada con la habilidad. Esta manera de enfocar el problema constituye la esencia del método de estimación de Variables Instrumentales (VI). A su vez, los instrumentos (aquellas variables correlacionadas con la elección escolar óptima pero independientes de la habilidad) pueden clasificarse en dos grandes conjuntos: los referentes al *background* familiar (educación y características socio-económicas de los familiares) y los asociados a “variaciones naturales” (distancia entre la escuela y la residencia, fecha de nacimiento, afectación de Reformas Educativas, etc.).<sup>15</sup>

Una reflexión final sobre los problemas de la función de ingresos se refiere a las ausencias de tratamientos de ciertos aspectos. Muchos de los esfuerzos de han dirigido ha establecer diferencias interpersonales de habilidad y menos en las correspondientes a la calidad de la educación, cuando obviamente las dos están relacionadas. Por otro lado, se están dejando de lado cosas como "manejo", "motivación" y "ambición" y aquello que los economistas han dado en

---

<sup>12</sup> Además, e independientemente de la cuestión de inobservabilidad, un problema adicional a esta forma de encarar el problema es si las habilidades deben considerarse como “innatas” o “adquiridas”. Según Willis (1986) esto es, en esencia, el tópico fundamental que surge del concepto de capital humano. Para un análisis empírico sobre el tema véase Plug y Vijverberg (2000).

<sup>13</sup> La literatura al respecto es amplia. Desde el trabajo pionero de Taubman (1975), pasando por Ashenfelter y Krueger (1994), Ashenfelter y Rouse (1998), hasta la edición monográfica de *Economics of Education Review* 18 (1999).

<sup>14</sup> Angrist y Newey (1991) y Kalwij (2000).

<sup>15</sup> Un análisis más detallado del tema y su correspondiente aplicación al caso mexicano, constituyen los objetivos del Capítulo III de este trabajo.

llamar "gusto por el descanso". Asimismo, hay mucho que hacer en el análisis de componentes no observables y enfoques no deterministas.

No obstante, y a pesar de que los resultados son en ocasiones opuestos, Willis (1986) concluye con relación al conjunto de estimaciones econométricas de las funciones de ingreso: "Mi impresión es que la función de ingreso minceriana simple produce unas estimaciones de los rendimientos de la educación sorprendentemente buenas aún cuando la mayoría de los modelos econométricos generales sugieren que las condiciones de igualdad de oportunidades y de ventajas comparativas sobre las cuales descansa no son estrictamente verdaderas."<sup>16</sup>

## **2 LA SITUACIÓN EDUCATIVA EN MÉXICO**

A pesar de que México, al igual que casi toda Latinoamérica, experimentó en los 80 una grave crisis económica, caracterizada por la caída en el ingreso real *per cápita* y la brutal reducción en el gasto público real en educación (40% entre 1981 y 1989), la denominada "década perdida" sorprendentemente no lo fue tanto en término de algunos indicadores educativos (véase Binder, 1999). En los primeros años de la década de los 90, México continuó experimentando cambios importantes en su situación educativa sin que, no obstante, ésta deje de ser preocupante. De acuerdo a los indicadores del Cuadro 1, todo apunta a una mejora en las condiciones educativas de la población. Por ejemplo, la escolaridad promedio de la población se incrementó de 6,6 años a 7,2 años durante el período 1990-95 y la tasa de analfabetismo descendió en prácticamente 2 puntos porcentuales durante el mismo período (de 12,4% a 10,6%).

---

<sup>16</sup> Willis (1986), p. 590.

Cuadro 1. Indicadores sobre características educativas de la población. 1990 y 1995.

Indicador	1990	1995
Porcentaje de la población de 15 años y más analfabeta	12.4	10.6
Porcentaje de hombres de 15 años y más analfabetas	9.6	8.4
Porcentaje de mujeres de 15 años y más analfabetas	15.0	12.6
Porcentaje de niños de 6 a 14 años que no asisten a la escuela	13.5	7.8
Porcentaje de la población de 15 años y más sin primaria terminada	37.0	31.6
Porcentaje de la población de 15 años y más con postprimaria	43.4	49.0
Porcentaje de la población de 25 años y más con algún grado de estudios de nivel superior	9.1	11.6
Promedio de escolaridad de la población	6.6	7.2

Fuente: INEGI. XI Censo General de Población y Vivienda, 1990.  
INEGI. Conteo de Población y Vivienda, 1995.

En el Cuadro 2 se muestra la evolución en los años 90 de los estadísticos relacionados con el número de alumnos y maestros por nivel educativo y tipo de escuela.<sup>17</sup> En general, la matrícula se ha incrementado en un poco menos de 4 millones durante el periodo, lo que equivale a un incremento de 15%. Por otra parte, y a pesar de que la mayor parte de la educación es pública, cabe hacer notar que el incremento más pronunciado se produce en la educación privada que pasa de representar el 9,7% de la matrícula a principios de los 90, a representar el 11,5% hacia finales de dicha década. Finalmente, nótese que los incrementos en matrícula por niveles educativos son muy desiguales: mientras la educación profesional media desciende en 6% y la primaria se incrementa en apenas un 2%, la educación superior crece en 54% en el periodo en consideración.

<sup>17</sup> El sistema educativo mexicano consta de primaria (6 años), secundaria (3 años), bachillerato o preparatoria (3 años) y universidad (5 años). Al terminar la secundaria, los individuos pueden optar por carreras técnicas (3 años). El nivel obligatorio mínimo actual es secundaria, pero ello sólo recientemente.

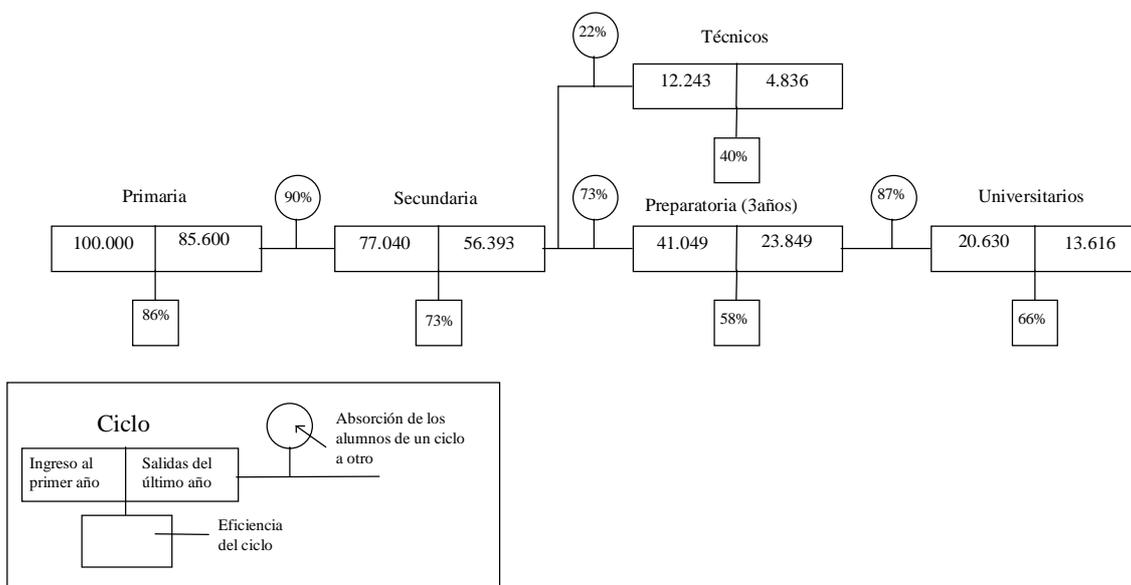
Cuadro 2. Matrícula y escuelas del sistema educativo escolarizado. (Ciclos escolares)

Concepto	1989-90	1990-91	1991-92	1992-93	1993-94	1994-95	1995-96	1996-97	1997-98	1998-99	1999-2000 <sup>el</sup>
<b>MATRÍCULA (miles)</b>	<b>25,210.4</b>	<b>25,092.0</b>	<b>25,209.0</b>	<b>25,374.1</b>	<b>25,794.6</b>	<b>26,352.1</b>	<b>26,915.6</b>	<b>27,415.4</b>	<b>28,094.3</b>	<b>28,563.4</b>	<b>29,057.2</b>
Público	22,776.1	22,620.9	22,702.7	22,828.7	23,267.5	23,787.0	24,357.5	24,738.7	25,168.6	25,411.7	25,706.7
Privado	2,434.3	2,471.1	2,506.3	2,545.4	2,527.1	2,565.1	2,558.1	2,676.7	2,925.7	3,151.7	3,350.5
<b>Por nivel educativo</b>											
<b>Básica</b>	<b>21,423.6</b>	<b>21,325.9</b>	<b>21,349.2</b>	<b>21,487.6</b>	<b>21,791.4</b>	<b>22,160.2</b>	<b>22,480.7</b>	<b>22,698.1</b>	<b>22,889.3</b>	<b>23,129.0</b>	<b>23,439.2</b>
Preescolar	2,662.6	2,734.1	2,791.5	2,858.9	2,980.0	3,092.8	3,170.0	3,238.3	3,312.2	3,360.5	3,408.9
Primaria	14,493.8	14,401.6	14,397.0	14,425.6	14,469.5	14,574.2	14,623.4	14,650.5	14,647.8	14,697.9	14,766.2
Secundaria	4,267.2	4,190.2	4,160.7	4,203.1	4,341.9	4,493.2	4,687.3	4,809.3	4,929.3	5,070.6	5,264.1
<b>Capacitación para el trabajo</b>	<b>436.2</b>	<b>413.6</b>	<b>407.3</b>	<b>402.6</b>	<b>391.0</b>	<b>428.0</b>	<b>463.4</b>	<b>498.8</b>	<b>763.6</b>	<b>791.0</b>	<b>817.2</b>
<b>Media superior</b>	<b>2,091.9</b>	<b>2,100.5</b>	<b>2,136.2</b>	<b>2,177.2</b>	<b>2,244.2</b>	<b>2,343.5</b>	<b>2,438.7</b>	<b>2,606.1</b>	<b>2,713.9</b>	<b>2,805.5</b>	<b>2,860.5</b>
Profesional media (Técnica)	413.5	378.9	410.9	410.2	406.5	407.1	388.0	383.8	390.8	392.8	387.0
Bachillerato	1,678.4	1,721.6	1,725.3	1,767.0	1,837.7	1,936.4	2,050.7	2,222.3	2,323.1	2,412.7	2,473.5
<b>Superior</b>	<b>1,258.7</b>	<b>1,252.0</b>	<b>1,316.3</b>	<b>1,306.7</b>	<b>1,368.0</b>	<b>1,420.4</b>	<b>1,532.8</b>	<b>1,612.4</b>	<b>1,727.5</b>	<b>1,837.9</b>	<b>1,940.3</b>
Normal	118.5	109.0	104.8	111.0	120.2	137.3	160.0	188.4	206.3	210.5	201.5
Superior	1,094.3	1,097.1	1,164.0	1,144.2	1,192.7	1,217.1	1,295.0	1,329.7	1,414.1	1,516.2	1,620.6
Posgrado	45.9	45.9	47.5	51.5	55.1	66.0	77.8	94.3	107.1	111.2	118.2
<b>ESCUELAS (número)</b>	<b>154,049</b>	<b>159,968</b>	<b>166,468</b>	<b>169,576</b>	<b>176,495</b>	<b>187,185</b>	<b>194,428</b>	<b>199,748</b>	<b>207,007</b>	<b>212,520</b>	<b>217,747</b>
Públicas	139,676	144,077	149,520	151,685	157,534	167,197	173,360	177,568	184,138	188,626	192,826
Privadas	14,373	15,891	16,948	17,891	18,961	19,988	21,068	22,180	22,869	23,894	24,921
<b>Por nivel educativo</b>											
Básica	142,721	148,244	154,041	156,835	163,149	172,980	179,253	183,576	190,098	194,775	199,050
Preescolar	43,399	46,736	49,763	51,554	55,083	58,868	60,972	63,319	66,801	68,997	71,024
Primaria	80,636	82,280	84,606	85,249	87,271	91,857	94,844	95,855	97,627	99,068	99,835
Secundaria	18,686	19,228	19,672	20,032	20,795	22,255	23,437	24,402	25,670	26,710	28,191
<b>Capacitación para el trabajo</b>	<b>3,240</b>	<b>3,379</b>	<b>3,583</b>	<b>3,669</b>	<b>3,644</b>	<b>3,864</b>	<b>4,287</b>	<b>4,710</b>	<b>4,676</b>	<b>4,844</b>	<b>5,087</b>
<b>Media superior</b>	<b>6,011</b>	<b>6,222</b>	<b>6,548</b>	<b>6,833</b>	<b>7,167</b>	<b>7,633</b>	<b>7,886</b>	<b>8,280</b>	<b>8,817</b>	<b>9,299</b>	<b>9,798</b>
Profesional media (Técnica)	1,807	1,816	1,864	2,021	2,016	2,021	1,963	1,900	1,847	1,830	1,848
Bachillerato	4,204	4,406	4,684	4,812	5,151	5,612	5,923	6,380	6,970	7,469	7,950
<b>Superior</b>	<b>2,077</b>	<b>2,123</b>	<b>2,296</b>	<b>2,239</b>	<b>2,535</b>	<b>2,708</b>	<b>3,002</b>	<b>3,182</b>	<b>3,416</b>	<b>3,602</b>	<b>3,812</b>
Normal	473	461	476	473	493	508	537	536	570	586	586
Superior	1,203	1,238	1,306	1,276	1,425	1,527	1,685	1,786	1,901	2,044	2,202
Posgrado	401	424	514	490	617	673	780	860	945	972	1,024

<sup>el</sup> Cifras estimadas

Fuente: Secretaría de Educación Pública

Sin embargo, de acuerdo a los indicadores de eficiencia terminal y tasas de absorción, y a pesar de las constantes mejoras en estos indicadores en los últimos años, en México existe claramente un problema de eficiencia educativa, como se desprende de la lectura del siguiente diagrama correspondiente al ciclo escolar 1998/99.



Fuente: Secretaría de Educación Pública.

De 100.000 personas que ingresan a la primaria sólo 85.600 terminan, y de ellas únicamente 77.040 ingresan a la secundaria, lo que da una tasa de eficiencia de 86% de la primaria y una tasa de absorción de la primaria a la secundaria de 90%. Las restantes tasas de eficiencia y de absorción se pueden observar en el diagrama. Nótese finalmente que únicamente 13.616 de los 100.000 que iniciaron la primaria terminan una carrera universitaria.<sup>18</sup>

No obstante, cuando las cifras se interpretan dentro de una perspectiva de evolución futura, el panorama puede parecer desolador. Según el Instituto

<sup>18</sup> Una cuestión que no debe soslayarse es que al tratarse de cifras promedios, éstas pueden esconder grandes desigualdades. Por ejemplo, de acuerdo a cifras del BID disponibles hacia 1998 la tasa de culminación en primaria y secundaria en el 40% de la población más pobre es de 63%, mientras que en el 10% de la población más rica es de 92%. Las disparidades aumentan en los niveles superiores: los matriculados provenientes del 20% más pobre representan menos del 3% de la matrícula universitaria. (La Jornada, 31 de Junio de 2000).

Nacional de Educación para Adultos (INEA)<sup>19</sup>, de continuar la hasta ahora poca atención política y presupuestal al rezago educativo, se necesitarían 109 años para otorgar 12 millones de certificados de primaria pendientes, 106 años para dar educación secundaria a 17 millones de adultos y 12 años para alfabetizar a 6 millones de personas. De acuerdo con un informe del mismo instituto, el rezago educativo pasó de 25,4 millones en 1980 a 31,1 millones en 1990, y al 1 de enero de 1998 era de 36,1 millones. Esto significa que casi 6 de cada 10 mexicanos de 15 o más años no han terminado su secundaria. Más aún, anualmente 800 mil jóvenes que cumplen 15 años no tienen la secundaria terminada, y los adultos sin secundaria, primaria o analfabetas que mueren son unos 200 mil, por lo que el incremento neto de personas en rezago educativo es de unos 600 mil al año.

Una de las principales ideas subyacentes a lo largo de este trabajo es la consideración de la educación como un proceso de inversión y, por ende, como tal comporta tanto un gasto como un beneficio. A reserva de analizar detenidamente cómo se relacionan estos conceptos (extremo que se llevará a cabo en el Capítulo II), previamente se ofrece la información sobre los montos de gasto educativo, tanto público como privado, para a continuación presentar los datos relativos a ingresos.

En el Cuadro A1 del Anexo Estadístico se muestra la evolución del gasto nacional en educación para el periodo 1988-2000. Correspondiendo con la evolución de la matrícula, se constata prácticamente una duplicación en términos reales del gasto nacional en educación. Empero, es necesario resaltar que la evolución más dinámica corresponde al sector privado: de representar un 8% del gasto nacional a principios de los 90, pasa a significar un poco más del 18% hacia fines de los años 90, esto es, mientras el gasto público casi se duplicaba, el gasto de las escuelas privadas casi se quintuplicaba.

Por otro lado, una perspectiva detallada del gasto de los hogares en educación se desprende de la lectura del Cuadro 3. La primera columna de cada año se

---

<sup>19</sup> La Jornada, 11 de mayo de 1998.

refiere al gasto educativo trimestral realizado y la segunda a su correspondiente participación en el gasto educativo total. En general, los hogares dedican aproximadamente un 60% de su gasto en este rubro a servicios educativos y un 40% a artículos educativos. Dentro de los servicios educativos el que absorbe mayores recursos son los destinados a la universidad, pero seguidos muy de cerca por los asignados a primaria y preparatoria.

Obviamente no todos los hogares realizan todos los tipos de gastos en educación. Con el objetivo de dar un panorama de la importancia que cada gasto tiene en un determinado hogar, se promedió el gasto total únicamente entre el número de hogares que llevaban a cabo el mismo. El resultado se presenta en la tercera columna de cada año. Desde esta nueva perspectiva, el gasto en servicios de educación universitaria adquiere una importancia abrumadora: el coste promedio por hogar de un universitario es mayor que el efectuado en primaria, secundaria y preparatoria a la vez.

*Cuadro 3. Gasto corriente monetario trimestral en servicios y artículos de educación.  
(Miles de pesos a precios corrientes)*

	1994			1996		
	total	%	por hogar	total	%	por hogar
Servicios de educación	5,734,257	61.4	0.945	8,354,719	56.5	1.097
Maternal	77,536	0.8	0.982	429,413	2.9	0.741
Jardín de niños	471,683	5.1	0.386	279,646	1.9	0.386
Primaria	1,242,453	13.3	0.401	1,642,093	11.1	0.426
Secundaria	798,327	8.6	0.523	1,117,513	7.6	0.533
Preparatoria	1,252,124	13.4	1.382	1,867,934	12.6	1.313
Universidad	1,420,361	15.2	3.050	2,107,769	14.3	2.923
Posgrado				100,257	0.7	1.961
Carrera comercial	294,741	3.2	0.666	374,531	2.5	0.669
Enseñanza especial	121,827	1.3	0.612	134,142	0.9	0.712
Otros tipos	55,205	0.6	0.559	301,421	2.0	0.764
Transporte escolar	51,215	0.5	0.270	61,537	0.4	0.354
Artículos educativos	3,548,739	38.0	0.392	6,361,306	43.0	0.628
Total	9,334,211	100.0		14,777,562	100.0	

*Fuente: ENIGH 94 y 96*

Por otra parte, en los Cuadros 4 y 5 se presentan el gasto público y de los hogares por niveles educativos y por alumno. El primero para los años 90, y el segundo únicamente para 1994 y 1996. Resulta evidente que el gasto público

por alumno es siempre mayor al privado, diferencia aún más pronunciada en el nivel primaria y secundaria, donde el monto del gasto público por alumno llega a ser 5 veces mayor que el equivalente al privado. Por otra parte, y como era de esperar, el gasto por alumno universitario es sustancialmente mayor al resto de los niveles, y en particular al nivel primario. Sin embargo, es de llamar la atención el que estas diferencias sean radicalmente distintas dependiendo del sector: mientras el sector público dedica 5-6 veces más a un alumno universitario que a uno de primaria, en el sector privado la relación es de 14 veces.<sup>20</sup>

*Cuadro 4. Gasto público en educación por alumno.  
(Pesos a precios corrientes)*

Ciclo escolar	Primaria	Secundaria	Preparatoria	Universidad
1989-90	352	689	1,920	2,484
1990-91	493	1,029	2,239	2,969
1991-92	752	1,445	2,963	3,951
1992-93	1,099	1,982	2,922	5,675
1993-94	1,482	2,402	4,175	7,826
<b>1994-95</b>	<b>1,731</b>	<b>3,139</b>	<b>5,748</b>	<b>9,797</b>
1995-96	2,327	3,481	6,607	12,344
<b>1996-97</b>	<b>3,201</b>	<b>4,655</b>	<b>8,311</b>	<b>15,648</b>
1997-98	3,888	6,301	9,765	18,148
1998-99	5,012	7,979	11,513	22,346
1999-2000 <sup>e/</sup>	6,085	9,428	13,597	26,301

<sup>e/</sup> Cifras estimadas

Fuente: Secretaría de Educación Pública

*Cuadro 5. Gasto privado en educación.*

	1994			1996		
	Gasto total (Millones de \$)	Alumnos	Gas. por alum. (pesos)	Gasto total (Millones de \$)	Alumnos	Gas. por alum. (pesos)
Primaria	4,970	14,574,200	341	6,568	14,650,500	448
Secundaria	3,193	4,493,200	711	4,470	4,809,300	929
Preparatoria	5,008	1,936,400	2,586	7,472	2,222,300	3,362
Universidad	5,681	1,217,100	4,668	8,431	1,329,700	6,341

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

<sup>20</sup> No obstante, cabe mencionar que la ratio del gasto público universitario versus primaria muestra una tendencia descendente: mientras esta ratio era de 7,1 en 1989-90, en 1999-2000 se espera que sea de sólo 4,3. En otras palabras, con el transcurrir del tiempo y comparativamente, el coste de la universidad se está reduciendo, lo que podría estar reflejando un deterioro de la calidad de la enseñanza.

En lo referente a los ingresos, la base de datos utilizada en este análisis proviene de la Encuesta Nacional de Ingreso-Gasto de los Hogares (ENIGH) correspondiente a 1994 y 1996. La muestra proviene de una población que consta de aproximadamente 90 millones de habitantes repartidos en aproximadamente 20.000 hogares, lo que proporciona un tamaño promedio del hogar de 4,5 miembros. Existen un poco más de 60.000 registros individuales en cada encuesta con información correspondiente a ingreso, sexo, edad y escolaridad, entre otra.

La conformación de la muestra se realizó tomando como criterio base la variable ingreso. En las ENIGH los ingresos totales se dividen en corrientes y percepciones de capital. A su vez, los ingresos corrientes están constituidos por los siguientes componentes: a) remuneraciones al trabajo, b) renta empresarial, c) renta de la propiedad, d) cooperativas de producción, e) transferencias, f) otros ingresos corrientes, y g) ingresos corrientes no monetarios. El Cuadro 6 muestra la estructura porcentual de los ingresos totales para las muestras en cuestión. Como se desprende del Cuadro 6, es claro que la mayor parte de los ingresos provienen de las remuneraciones del trabajo (alrededor de 45%) y de la renta empresarial (alrededor de 17%). No obstante, debe llamarse la atención sobre la gran proporción que representa el ingreso corriente no monetario (alrededor de 24%), cuyo rubro principal es la “estimación del alquiler de la vivienda”.

*Cuadro 6. Estructura porcentual del ingreso trimestral neto.*

	1994	1996
Ingreso total	100.0	100.0
Ingreso corriente	95.5	94.2
Remuneraciones al trabajo	47.1	44.5
Renta empresarial	17.0	17.7
Renta de la propiedad	1.1	1.4
Cooperativas de producción	0.2	0.1
Transferencias	5.4	6.5
Otros ingresos corrientes	0.6	0.7
Ingreso corriente no monetario	24.1	23.3
Percepciones de capital	4.5	5.8

*Fuente: ENIGH 94 y 96. Tercer trimestre.*

La muestra 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>21</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.

Una vez determinada la muestra de individuos a partir del ingreso, se procedió a conjuntar el resto de variables. En lo referente a la escolaridad, la ENIGH contiene la siguiente estructura. En primer lugar se distingue entre el tipo de escuela a la que asiste o asistió el individuo, esto es, si es pública o privada. Posteriormente, se tiene propiamente el nivel de escolaridad en doble vertiente: la referida a "educación formal" y la correspondiente a "educación técnica o comercial".

Actualmente el nivel obligatorio mínimo es Secundaria. Desafortunadamente, las Encuestas 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 (S). No obstante, la desagregación de los niveles escolares es bastante detallada. Para la ENIGH 94 los niveles y su asignación de años de escolaridad (S) 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>22</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

---

<sup>21</sup> En general, la ENIGH proporciona dos tipos de ingresos: el del mes anterior y el trimestral normalizado. Debido a que el primero varía más debido a factores probablemente coyunturales, se utiliza el segundo.

<sup>22</sup> Cabe mencionar que en el nivel de Preparatoria también está incluida la Vocacional y la Normal.

Secundaria Incompleta se divide en Primer Año de Secundaria (7 años) y Segundo Año de Secundaria (8 años).

Es necesario notar dos cuestiones con relación a la información sobre escolaridad. Primero, que la "educación técnica y comercial" únicamente la recibía en 1996 el 18% de la muestra, por lo que el intento de considerarla explícitamente fue descartado y, segundo, que para el mismo año el 95% de la "educación formal" en la muestra es pública, razón considerada de peso para no hacer distinción en el análisis en ese sentido. En definitiva, la información relevante se reduce al nivel de "educación formal" sin distinción entre pública o privada.

El Cuadro 7 presenta los valores medios de las principales variables de las muestras de asalariados por tramos de edad y totales. En primer lugar nótese que la muestra es abrumadoramente masculina: 72,6% de hombres *versus* 27,4% de mujeres en 1994, y 71,3% de hombres *versus* 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 *versus* 7,3 de los hombres en 1994 y 8,5 años de las mujeres *versus* 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.<sup>23</sup> Esta singular relación de las características diferenciales por sexo (mayor nivel educativo y menor ingreso de las mujeres) puede deberse, entre otras cosas, a la típica discriminación laboral, así como al hecho de que las mujeres dedican menos horas al trabajo remunerado. A reserva de realizar posteriormente un análisis más detallado de este aspecto, baste señalar por ahora que efectivamente los hombres trabajan remuneradamente casi un 10% más que las mujeres: mientras los hombres

---

<sup>23</sup> Para tener una mejor idea del nivel salarial considérese que el tipo de cambio medio fue de 4,85 y 7,62 pesos por dólar en 1994 y 1996, respectivamente. Ello equivale a un ingreso salarial mensual medio de 240 dólares para hombres y 200 dólares para mujeres en 1994 y 200 dólares para hombres y 166 dólares para mujeres en 1996. Debe tomarse en consideración que en diciembre de 1994, México experimentó un fuerte shock (conocido como "efecto tequila") que, entre otras cosas, trajo consigo una fuerte devaluación del peso que, en cierta medida, explica la caída de los salarios en los años de referencia.

dedican en promedio alrededor de 50 horas a la semana a laborar, las mujeres dedican alrededor de 46.

*Cuadro 7. Valores promedios de salario trimestral y escolaridad por edad.*

Año: 1994						
Edad	Hombres			Mujeres		
	Salario trim.	Escolaridad	Observaciones	Salario trim.	Escolaridad	Observaciones
14-19	1,434	6.5	1,092	1,237	7.1	512
20-24	2,395	7.8	1,533	2,380	9.1	722
25-29	3,444	8.2	1,248	3,274	9.9	476
30-34	4,361	8.1	1,114	3,481	8.9	405
35-39	4,529	7.8	893	3,801	8.1	327
40-49	4,883	6.6	1,177	3,954	7.4	376
50-59	4,459	5.3	622	3,584	6.2	130
60-65	3,022	3.5	195	2,959	5.2	23
Total	3,499	7.3	7,874	2,889	8.4	2,971

Año: 1996						
Edad	Hombres			Mujeres		
	Salario trim.	Escolaridad	Observaciones	Salario trim.	Escolaridad	Observaciones
14-19	1,796	6.7	1,124	1,672	7.3	548
20-24	3,159	8.0	1,583	2,826	8.9	728
25-29	4,748	8.7	1,515	4,440	9.9	628
30-34	5,475	8.5	1,268	4,694	9.4	468
35-39	6,307	8.2	1,055	4,601	8.5	444
40-49	6,117	7.0	1,310	5,015	7.6	470
50-59	5,354	5.4	598	4,399	6.6	169
60-65	3,928	3.7	198	4,191	4.1	24
Total	4,601	7.6	8,651	3,795	8.5	3,479

Fuente: ENIGH 94 y 96

Como era de esperar, los hombres constituyen siempre la mayoría en cualquiera de los niveles de edad. Sin embargo, las mujeres participan proporcionalmente menos en el mercado laboral conforme se incrementa la edad. De hecho en el tramo de edad de 50 a 60 años las mujeres representan alrededor del 20%, y en el último tramo de 60 a 65 años apenas el 10%. Por otra parte, el promedio máximo de años de estudios se alcanza en el intervalo de 25 a 30 años en todos los casos, valor a partir del cual comienza a descender, primero paulatinamente y, en los últimos tramos de edad, de manera abrupta. En otras palabras, resulta evidente que las viejas generaciones tienen niveles educativos muy por debajo de las nuevas

generaciones, lo que no es más que un reflejo de la socialización que la educación ha experimentado en los últimos años. Por otra parte, los ingresos trimestrales medios van incrementándose conforme avanza la edad hasta alcanzar el máximo en el intervalo de 40 a 49 años, excepto en el caso de los hombres en 1996 que alcanzan su nivel máximo en el tramo de 35 a 39 años. Posteriormente, la media comienza a descender, pero de una manera mucho más suave que los años de escolaridad. Esto puede implicar que el factor educación no es el determinante único de los ingresos, y que la experiencia puede jugar un papel igualmente importante.

En el Cuadro 8 se presentan las fundamentales estadísticas que relacionan el nivel de estudios formales con los ingresos, tanto trimestrales como por hora.<sup>24</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 columna se muestran los incrementos porcentuales en el salario por hora al pasar de un nivel educativo a otro en el caso de los hombres y las mujeres, respectivamente. Como se observa, 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 del 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 niveles 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 el 60% de los hombres tienen un nivel de estudios de primaria o menor, en el caso de las mujeres ese porcentaje desciende a 40%.

---

<sup>24</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.

Cuadro 8. Valores promedios de salario trimestral por hora y edad por nivel educativo.

Año: 1994	hombres					mujeres				
	salario trimestral	salario hora	cambio %	edad	obs.	salario trimestral	salario hora	cambio %	edad	obs.
Sin estudios	1,971	3.1		37	2,251	1,378	2.3		35	514
Primaria	2,554	4.0	32	30	2,366	1,814	3.1	37	28	704
Secundaria	3,083	5.0	24	27	1,926	2,737	4.9	57	27	1,090
Preparatoria	5,950	9.9	99	32	834	4,226	8.1	65	29	437
Licenciatura	12,412	20.6	108	37	497	7,824	14.9	85	33	226
Total	3,499	5.6		32	7,874	2,889	5.3		29	2,971

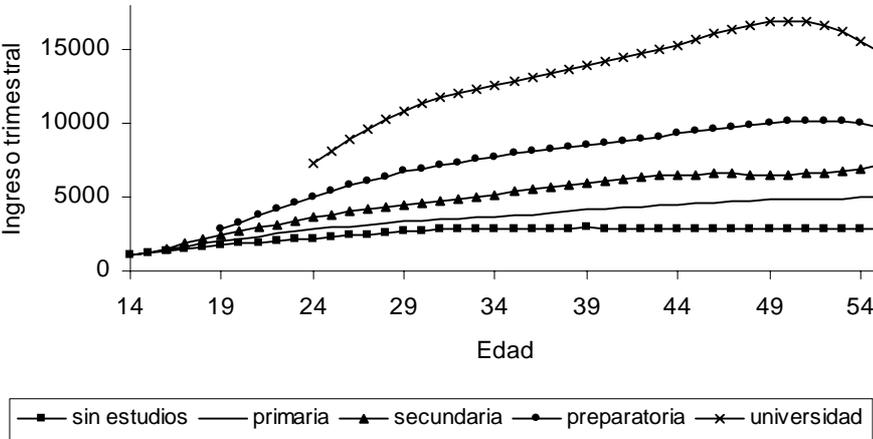
  

Año: 1996	hombres					mujeres				
	salario trimestral	salario hora	cambio %	edad	obs.	salario trimestral	salario hora	cambio %	edad	obs.
Sin estudios	2,649	4.1		37	2,149	1,923	3.2		35	603
Primaria	3,401	5.3	29	31	2,593	2,418	4.1	28	29	832
Secundaria	4,342	6.8	27	28	2,343	3,456	6.1	50	27	1,227
Preparatoria	6,977	11.5	69	31	1,003	5,687	10.6	73	29	515
Licenciatura	14,419	23.6	106	37	563	9,479	18.1	71	35	302
Total	4,601	7.3		32	8,651	3,795	6.8		30	3,479

Fuente: ENIGH 94 y 96

El Gráfico 1 muestra los perfiles edad-ingreso reales en los cuales se basará una de la técnicas propuestas para estimar los rendimientos de la educación (el denominado “método elaborado”). De alguna manera, el Gráfico resume algunos postulados sobre los que se basa la teoría del capital humano, pues se muestran las diferencias salariales por niveles educativos y, por otra parte, el hecho de que los salarios son crecientes durante un cierto periodo de edad, asociado con la adquisición de experiencia, que alcanzan un máximo y que posteriormente declinan en mayor o menor medida. Con el objetivo de conformar muestras más numerosas por edad y nivel educativo se agrupan tanto hombres como mujeres correspondientes al año de 1996. No obstante, debido al bajo número de individuos a partir de los 55 años, se muestra el perfil únicamente hasta esa edad. Finalmente, cabe mencionar que para evitar los cambios bruscos de valores, las series se han suavizado a través de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott.

Gráfico 1. Perfil edad-ingreso por nivel educativo.



## ANEXO ESTADÍSTICO

*Cuadro A1. Gasto nacional ejercido en educación. 1988-2000.  
(Millones de pesos de 2000).*

Año	Público	Privado	Nacional
1988	108,511	10,660	119,170
1989	121,119	11,098	132,218
1990	143,102	12,576	155,677
1991	163,806	9,059	172,865
1992	185,232	12,662	197,894
1993	211,813	13,063	224,876
1994	229,690	12,682	242,372
1995	195,180	9,672	204,852
1996	209,234	44,771	254,005
1997	223,494	47,677	271,172
1998	238,531	54,764	293,295
1999	244,323	55,903	300,226
2000 <sup>e/</sup>	258,692	59,152	317,844

<sup>e/</sup> Cifras estimadas

Fuente: Secretaría de Educación Pública



## **CAPÍTULO II. RENDIMIENTOS PRIVADOS Y SOCIALES DE LA EDUCACIÓN**

### **INTRODUCCIÓN**

Desde un punto de vista de diseño de política económica, uno de los factores claves 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 anterior tarea 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 coste público educativo, desde un punto de vista “social”. En este contexto, el objetivo de este Capítulo consiste en proporcionar estimaciones de los rendimientos de la educación para México, con base en la información de la Encuesta Nacional de Ingresos-Gastos de los Hogares de 1994 y 1996 (ENIGH 94 y 96).

Antes de la presentación de las estimaciones se lleva a cabo una revisión de los estudios previos que abordan este tema en México (sección 1). En 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>25</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: utilizando la relación beneficio-costos de un período a otro, lo que da origen al denominado "cálculo directo" presentado en la sección 2.1, a través de la estimación econométrica de funciones de ingreso, a lo que está abocada la sección 2.2, 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 2.3. La sección 2.2 se subdivide, a su vez, en el tratamiento de una tasa de rentabilidad única (sección 2.2.1) y, por otra parte, en la consideración de tasas de rentabilidad variables de acuerdo al nivel escolar (sección 2.2.2). Los resultados de ambas alternativas se presentan en la sección 2.2.3. Adicionalmente, se comparan las capacidades explicativas de estas dos alternativas.

La sección 3 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 4 reconsidera el "método elaborado" que, entre otras virtudes, tiene la de permitir de forma directa los costos públicos de educación, lo que en definitiva permitirá el cálculo de rentabilidades sociales de educación. Finalmente, en la sección 5 se presentan las conclusiones del trabajo.

## 1 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>26</sup> con base en información de 1963 de 4.000

---

<sup>25</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.

<sup>26</sup> Carnoy, M. (1967), "Earnings and schooling in Mexico", *Economic Development and Cultural Change*, July. Citado en Psacharopoulos (1981).

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 abocan al 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 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>27</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.

---

<sup>27</sup> Cabe mencionar que, debido a restricciones muestrales, este tipo de análisis se reduce a una muestra de hijos que viven con sus padres.

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 tests estadísticos abocados a discriminar entre ellos.

## **2 RENDIMIENTOS PRIVADOS DE LA EDUCACIÓN**

### **2.1 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 costes, 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  $Y$ , después de  $s$  años de escolaridad tendríamos que

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

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

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

Cabe mencionar 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 1 se muestran las estimaciones de las tasas de rentabilidad de acuerdo a la metodología anteriormente descrita 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>28</sup> El Gráfico 1 muestra los cálculos de las tasas de rendimiento marginales y absolutas para hombres y mujeres en 1996.

---

<sup>28</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 estudio" tienen entre los asalariados, se ha preferido mantener a los "sin estudios" como el nivel de referencia en el cálculo de la tasa absoluta.

Cuadro 1. Rendimientos de la educación. Método directo.\*

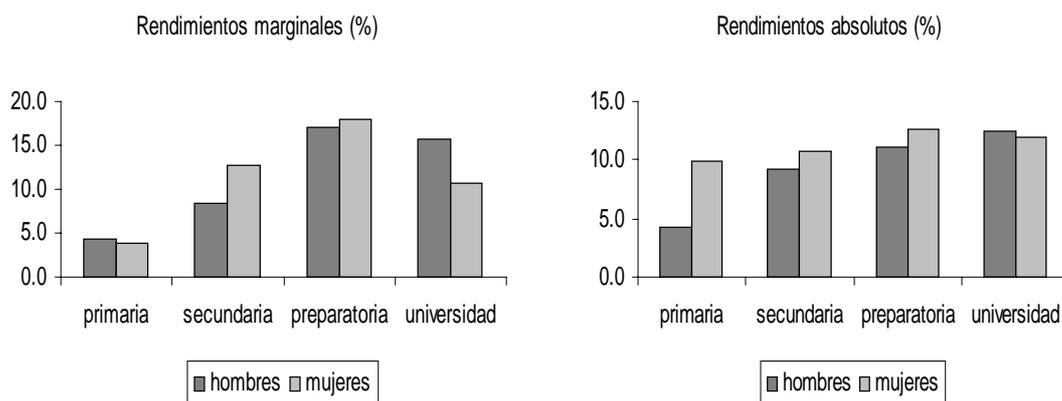
Año:1994						
nivel educativo	hombres			mujeres		
	salario trimestral (pesos)	rendimiento (%)		salario trimestral (pesos)	rendimiento (%)	
		marginal	absoluto		marginal	absoluto
sin estudios (0)	1,971			1,378		
primaria (6)	2,554	4.4	4.4	1,814	4.7	4.7
secundaria (3)	3,083	6.5	5.1	2,737	14.7	7.9
preparatoria (3)	5,950	24.5	9.6	4,226	15.6	9.8
universidad (5)	12,412	15.8	11.4	7,824	13.1	10.8

Año:1996						
nivel educativo	hombres			mujeres		
	salario trimestral (pesos)	rendimiento (%)		salario trimestral (pesos)	rendimiento (%)	
		marginal	absoluto		marginal	absoluto
sin estudios (0)	2,649			1,923		
primaria (6)	3,401	4.3	4.3	2,418	3.9	9.8
secundaria (3)	4,342	8.5	9.2	3,456	12.6	10.8
preparatoria (3)	6,977	17.1	11.1	5,687	18.1	12.5
universidad (5)	14,419	15.6	12.4	9,479	10.8	12.0

\*Entre paréntesis los años de educación requeridos de cada nivel.  
Fuente: ENIGH 94 y 96

Gráfico 1. Rendimientos de la educación marginales y absolutos. Método directo.



Fuente: ENIGH 96

A partir de los resultados se puede inferir que el nivel de estudios más rentable es, en todos los casos, los estudios de preparatoria. 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>29</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 cuadriplican (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 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.

## **2.2 Función de ingresos**

### **2.2.1 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

---

<sup>29</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 coste 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.

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  $e^\varepsilon$ , puede escribirse en forma logarítmica como

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

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>30</sup>

Es importante insistir que este planteamiento considera como costes únicamente los ingresos dejados de percibir, pero ignora la matrícula y otros costes 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.

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

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

---

<sup>30</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.

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>31</sup>

## 2.2.2 Especificación con variables *dummies*

Un grave problema que presentan las estimaciones propuestas en el apartado 2.2.1 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

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

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,

---

<sup>31</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.

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

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

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, pues, 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 siguiente modelo:

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

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  $\phi = 1$ .

### 2.2.3 Resultados

Los resultados se resumen en los Cuadros 2, 3 y 4. La primera columna de éstos indica el tipo de modelo estimado, es decir:

$$\text{Modelo 1: } \ln Y_i = \alpha + f(s_i) + \gamma_1 \text{ expe} + \gamma_2 \text{ expe}^2 + \varepsilon$$

$$\text{Modelo 2: } \ln Y_i = \alpha + f(s_i) + \gamma_1 \text{ expe} + \gamma_2 \text{ expe}^2 + \delta (h^* \rho) + \varepsilon$$

$$\text{Modelo 3: } \ln Y_i = \alpha + f(s_i) + \gamma_1 \text{ expe} + \gamma_2 \text{ expe}^2 + \phi \ln (h) + \varepsilon$$

$$\text{Modelo 4: } \ln (Y_i/nh) = \alpha + f(s_i) + \gamma_1 \text{ expe} + \gamma_2 \text{ expe}^2 + \varepsilon$$

donde  $f(s_i) = \beta_1 s_i$  para la especificación minceriana original (Cuadro 2) y  $f(s_i) =$

$\sum_{k=1}^m \beta_k D_k$  para la especificación con variables *dummies* (Cuadro 3). El Cuadro 4

proporciona las tasas de rentabilidad derivadas del Cuadro 3 de acuerdo a la ecuación (7). Además, se proporcionan algunos estadísticos de bondad de ajuste:  $R^2$ , criterio de Schwarz y el error estándar de la regresión (SEE). Cabe mencionar que la estimación se realizó por Mínimos Cuadrados Ordinarios, pero los errores estándar y las covarianzas están calculadas de acuerdo 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.

Cuadro 2. Estimación de la función de ingresos minceriana original.

Año: 1994									
Hombres									
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		
	Coefficiente	Estadístico t							
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 Schwarz	2.1079		2.1039		2.0954		2.1272		
Observaciones	7762		7762		7762		7762		
Mujeres									
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		
	Coefficiente	Estadístico t							
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 Schwarz	2.2217		2.2244		2.2239		2.2814		
Observaciones	2956		2956		2956		2956		
Año: 1996									
Hombres									
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		
	Coefficiente	Estadístico t							
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 Schwarz	2.1813		2.1712		2.1609		2.1820		
Observaciones	8510		8510		8510		8510		
Mujeres									
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		
	Coefficiente	Estadístico t							
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 Schwarz	2.2993		2.3016		2.3013		2.3566		
Observaciones	3466		3466		3466		3466		

Fuente: ENIGH 94 y 96

Cuadro 3. Estimación de la función de ingresos con variables dummies.

Año: 1994									
Hombres									
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		
	Coefficiente	Estadístico t							
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					
log(horas)					0.3717	8.9			
R <sup>2</sup> ajustada	0.40		0.41		0.41		0.41		
Error estándar	0.6981		0.6917		0.6939		0.7060		
Criterio de Schwarz	2.1264		2.1088		2.1153		2.1486		
Observaciones	7762		7762		7762		7762		
Mujeres									
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		
	Coefficiente	Estadístico t							
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					
log(horas)					0.0943	1.3			
R <sup>2</sup> ajustada	0.40		0.40		0.40		0.43		
Error estándar	0.7331		0.7323		0.7330		0.7548		
Criterio de Schwarz	2.2335		2.2335		2.2355		2.2917		
Observaciones	2956		2956		2956		2956		

Cuadro 3. (continuación)

Año: 1996									
Hombres									
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		
	Coefficiente	Estadístico t							
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					
log(horas)					0.4905	12.6			
R <sup>2</sup> ajustada	0.38		0.40		0.40		0.39		
Error estándar	0.7218		0.7132		0.7144		0.7224		
Criterio de Schwarz	2.1926		2.1695		2.1729		2.1942		
Observaciones	8510		8510		8510		8510		
Mujeres									
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		
	Coefficiente	Estadístico t							
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	1.7521	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					
log(horas)					0.0429	0.6			
R <sup>2</sup> ajustada	0.36		0.36		0.36		0.39		
Error estándar	0.7669		0.7658		0.7670		0.7901		
Criterio de Schwarz	2.3215		2.3206		2.3238		2.3812		
Observaciones	3466		3466		3466		3466		

Fuente: ENIGH 94 y 96

Cuadro 4. Rendimientos por niveles educativos. Especificación con variables dummies (%)

Año: 1994								
Hombres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
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
Mujeres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
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

Año: 1996								
Hombres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
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
Mujeres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
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

Con relación a las estimaciones mincerianas estándar del Cuadro 2, 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 uno 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, corroborado, además, por el criterio de Schwarz. 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 nuevamente de acuerdo al criterio de Schwarz, 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% *versus* 13,8% en 1994, y 13,8% *versus* 13,7% en 1996), lo que nos lleva a la conclusión que el parsimonioso modelo mincer estándar (modelo 1) resulta una excelente vía para estimar los rendimientos de la educación.

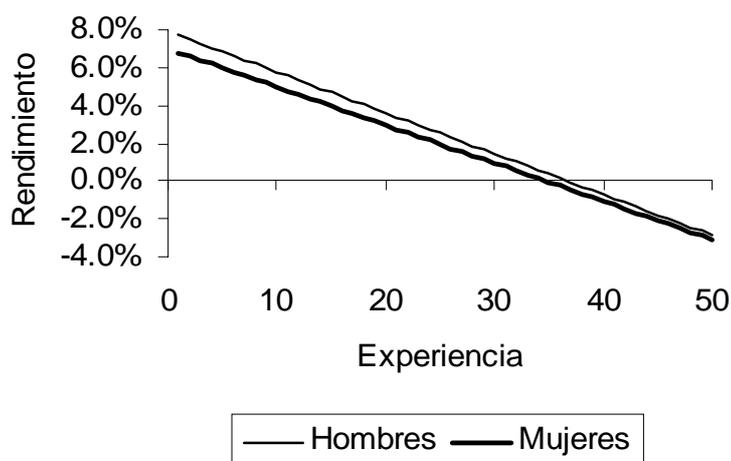
Ciñéndonos a los resultados del modelo 1, se tiene que los rendimientos de la educación de los hombres son del orden de 13,7%-13,8%, mientras los de las mujeres son del orden de 14,4%-15,2%, o sea, ligeramente superiores.

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. El Gráfico 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, el Gráfico 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>32</sup>

---

<sup>32</sup> En el Gráfico A1 del Anexo Estadístico se muestran los rendimientos de la experiencia para el año 1994. El comportamiento es prácticamente el mismo que en 1996.

Gráfico 2. Rendimientos de la experiencia. 1996.



Fuente: ENIGH 96

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 Schwarz), 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 a 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.

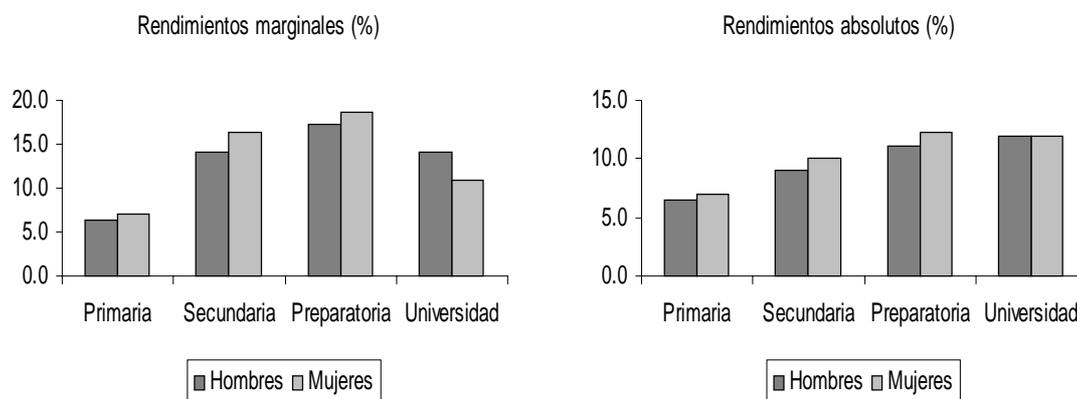
Uno de los objetivos de este ejercicio ha sido contrastar el modelo estándar de Mincer, tanto con escolaridad continua como con variables *dummies*, con alternativas en la especificación que consideren, de una forma u otra, las horas trabajadas. Ciertamente, los modelos que incorporan alguna medida de 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 el Gráfico 3 se muestran las tasas 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>33</sup> En este sentido, los valores máximos y mínimos 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.

---

<sup>33</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.

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

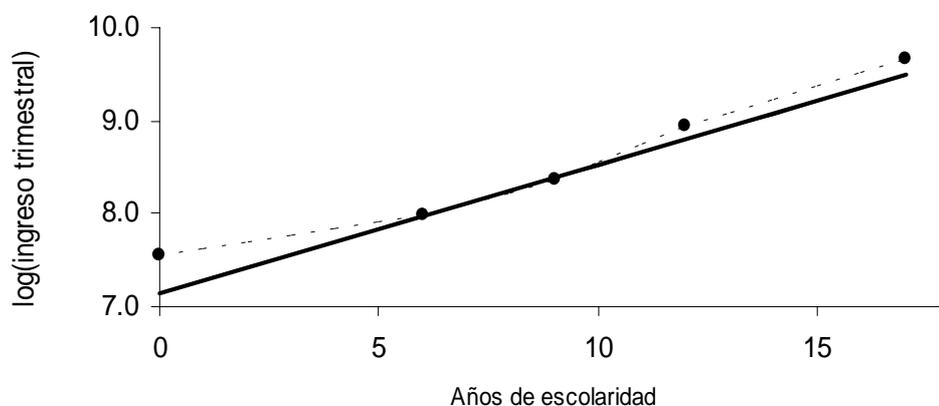


Fuente: ENIGH 96

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 el Gráfico 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>34</sup>

<sup>34</sup> En el Gráfico A2 del Anexo Estadístico se muestran las mismas funciones para mujeres en 1996 y para hombres y mujeres en 1994.

Gráfico 4. Función de ingresos con escolaridad continua versus niveles educativos.  
Hombres. 1996.



Fuente: ENIGH 96

El rendimiento único asociado a la especificación con escolaridad continua es 0,1367 (véase Cuadro 2) y corresponde a la pendiente de la línea continua en el Gráfico 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 4). Desde el punto de vista estadístico, es posible concebir al modelo con escolaridad continua como un 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 del test 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 al Gráfico 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.

### 2.3 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 costes 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 Gráfico 5). Si se supone que ambos se retiran a los 65 años,<sup>35</sup> y que el de nivel superior obtiene un mayor ingreso, consecuencia de su mayor escolaridad, éste obtendrá unos beneficios (área “beneficios” en el Gráfico 5) durante 42 años (eso es, la diferencia salarial,  $Y_{sup} - Y_{sec}$ , para cada uno de los

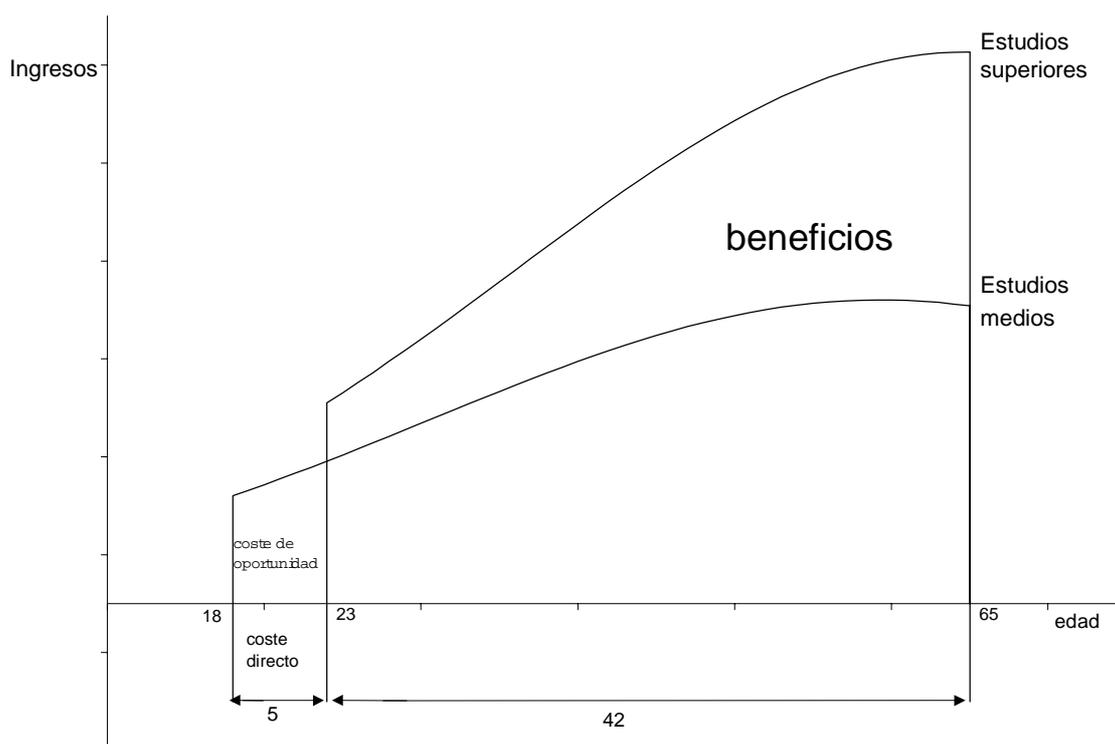
---

<sup>35</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.

42 años). No obstante, para llevar a cabo la educación superior, los individuos deben incurrir en dos tipos de costes: en primer lugar, los ingresos dejados de percibir durante 5 años ( $Y_{sec}$ ) o coste de oportunidad (área “costes de oportunidad” en el Gráfico 5) y, en segundo lugar, los costes directos de estudiar ( $C_{sup}$  y área “costes directos” en el Gráfico 5). Entonces, la tasa de rentabilidad  $r$  es aquella que iguala el flujo de beneficios y costes (de oportunidad y directos) descontados a un punto en el tiempo, esto es, la  $r$  que se obtiene de resolver la siguiente ecuación

$$\sum_{t=1}^{42} (Y_{sup} - Y_{med})_t (1+r)^{-t} = \sum_{t=1}^5 (Y_{med} + C_{sup})_t (1+r)^t \quad (13)$$

Gráfico 5. Perfiles edad-ingreso.



Una característica altamente ventajosa de esta metodología es que, además de permitir la consideración de los “costes directos” y con ello afinar el cálculo del rendimiento privado, permite asimismo introducir el coste público de educación que da origen a un tipo de rendimiento social. En el primer caso los costes directos ( $C_{sup}$ ) incluirían únicamente el coste 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 coste público de la financiación de dicho ciclo educativo.

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 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

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

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 el objetivo 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>36</sup> La estimación de las funciones de ingreso correspondientes son:<sup>37</sup>

---

<sup>36</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>37</sup> Entre paréntesis se presentan los estadísticos t de student.

$$\ln Y = 7,1927 + 0,1055 \exp e - 0,0019 \exp e^2 \quad \text{para secundaria}$$

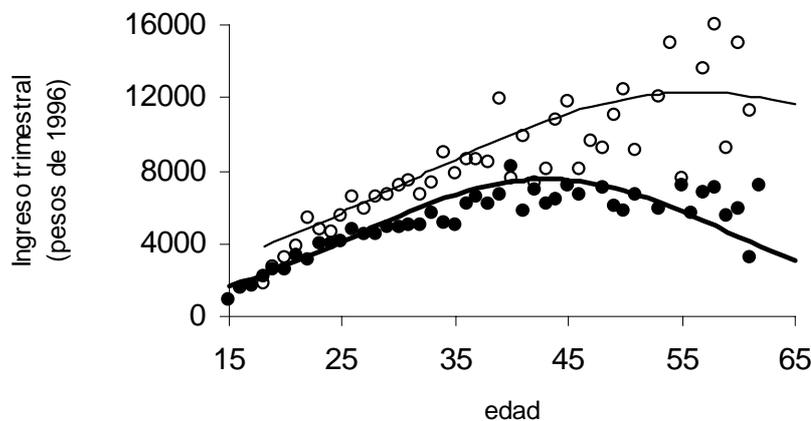
(157,4)    (17,7)            (-11,7)

$$\ln Y = 8,0178 + 0,0604 \exp e - 0,0008 \exp e^2 \quad \text{para preparatoria}$$

(118,1)    (6,4)            (-2,9)

En el Gráfico 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>38</sup> La tasa de rendimiento estimada en este caso corresponde a 23% en caso de no considerar los costes privados y a 17,4% cuando aquellos se introducen.

Gráfico 6. Ingreso real versus ingreso estimado. Niveles secundaria y preparatoria.  
Hombres. 1996.



Fuente: ENIGH 96

Al igual que en la sección 2.2.3, 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

<sup>38</sup> Cabe mencionar que como se trata de una función logarítmica, los valores predichos fueron corregidos por el factor  $\frac{1}{2} \hat{\sigma}^2$ .

modelos mencionados en las secciones anteriores. Los resultados se presentan en el Cuadro 5.

Cuadro 5. Rendimiento privados por niveles educativos. Método elaborado (%).

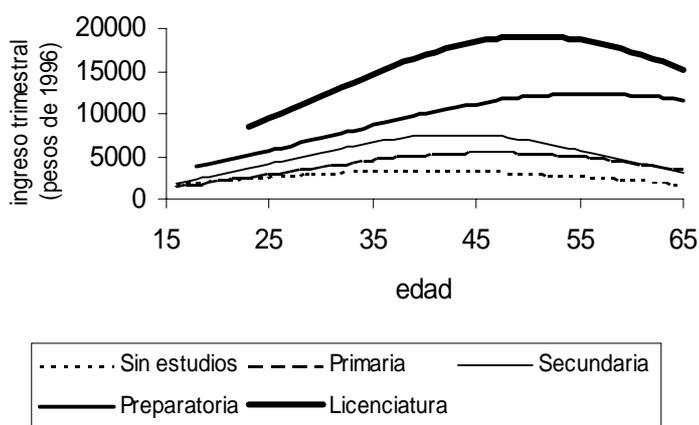
Año: 1994								
Hombres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
Primaria	7.6	7.6	7.5	7.5	7.5	7.5	6.9	6.9
Secundaria	11.8	8.0	12.1	8.3	11.9	8.1	12.6	8.6
Preparatoria	17.9	10.8	17.7	11.0	17.9	10.8	18.8	11.5
Universidad	16.2	12.1	15.8	12.2	15.6	12.0	15.8	12.6
Mujeres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
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
Año: 1996								
Hombres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
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
Mujeres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
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

Comparando estos rendimientos con los obtenidos a través de una función de ingresos con variables *dummies* (Cuadro 4) 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 coste 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 el Gráfico 7 se puede apreciar los distintos perfiles vitales de ingresos predichos a partir del modelo 1 para hombres en 1996.

Gráfico 7. Perfiles vitales de ingresos. Modelo 1. Hombres. 1996.



Fuente: ENIGH 96

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.

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 coste de oportunidad, o los ingresos dejados de percibir, de un niño entre los 6 y 12 años de edad? Suponer que durante ese periodo se trabaja, o sea, que el coste de oportunidad consta de 6 años implicaría probablemente sobreestimar el verdadero coste 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>39</sup>

Como se afirma anteriormente, la consideración en el método elaborado del coste 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.

---

<sup>39</sup> Para constatar la sensibilidad al supuesto del número de años de ingresos dejados de percibir, como una estimación del coste de oportunidad en los estudios primarios, considérese el caso de los hombres en el modelo 1 en 1996 (cabe mencionar que se mantiene el coste 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%.

### 3 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,  $n = \sum_g n_g$ ,  $s^2$  es la varianza de los residuos al cuadrado,  $\epsilon^2/n$ , 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 6 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>40</sup>

---

<sup>40</sup> El estadístico chi-cuadrado de prueba a un nivel de confianza de 95% y 4 grados de libertad es 9,49.

Cuadro 6. Test de homoscedasticidad.  $\lambda$

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Año: 1994				
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 re-estimar dicho modelo tomando en consideración la heteroscedasticidad por grupos. En estos casos, el estimador de Mínimos Cuadrados Generalizados es

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

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  $\epsilon_g = Y_g - X_g \mathbf{b}$ .
- Calcular  $\hat{\beta}$  de acuerdo a (24).

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 3, lo que implica que las tasas de rentabilidad del método con variables *dummies* no experimentan cambios significativos.<sup>41</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 mencionar 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 precedió a efectuar una prueba de igualdad de coeficientes de Chow.

La idea de la prueba de Chow es la siguiente:<sup>42</sup> si consideramos la ecuación (14) del método elaborado como un sistema

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

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

<sup>41</sup> En los Cuadro 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>42</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.

$$\beta_{1,sinest} = \beta_{1,prim} = \beta_{1,sec} = \beta_{1,prep} = \beta_{1,lic} \quad (18)$$

$$\beta_{2,sinest} = \beta_{2,prim} = \beta_{2,sec} = \beta_{2,prep} = \beta_{2,lic}$$

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

$$F_{k,n-p} \sim \frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 - \left( \sum_{i=1}^{n_{sinest}} \varepsilon_{sinest,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prim}} \varepsilon_{prim,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{sec}} \varepsilon_{sec,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prep}} \varepsilon_{prep,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{lic}} \varepsilon_{lic,i}^2 \right)}{k} \quad (19)$$

$$\frac{\left( \sum_{i=1}^{n_{sinest}} \varepsilon_{sinest,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prim}} \varepsilon_{prim,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{sec}} \varepsilon_{sec,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prep}} \varepsilon_{prep,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{lic}} \varepsilon_{lic,i}^2 \right)}{(n-p)}$$

donde  $\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2$  es la suma de residuos al cuadrado del modelo restringido, esto

es, el de variables *dummies* y

$$\left( \sum_{i=1}^{n_{sinest}} \varepsilon_{sinest,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prim}} \varepsilon_{prim,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{sec}} \varepsilon_{sec,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{prep}} \varepsilon_{prep,i}^2 + \sum_{i=1}^{n_{lic}} \varepsilon_{lic,i}^2 \right)$$

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,  $n_{sinest}$  el asociado al nivel sin estudios,  $n_{prim}$  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 7 proporciona la información necesaria para probar la hipótesis en cada uno de los modelos. La tercera y cuarta columna ofrecen la suma de residuos al cuadrado de los modelos restringidos (SRCR) y no restringidos (SRCNR) respectivamente, la quinta columna es el número de restricciones (8 en el primer y cuarto modelo y 12 en el segundo y tercer modelo 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 del 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 hacer notar 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 del 5%, pero no del 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 7. Test de hipótesis: función de ingresos con variables dummies versus método elaborado.*

Año: 1994								
Modelo		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								
Modelo		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

#### 4 RENDIMIENTOS SOCIALES DE LA EDUCACIÓN

Los rendimientos estimados en la sección 3 son todos privados, esto es, aproximan la rentabilidad individual por llevar a cabo un cierto nivel de estudios. Desde este punto de vista, los únicos costes que se consideran son los de oportunidad, esto es, los ingresos dejados de percibir durante el periodo de educación y, adicionalmente, los costes directos de estudio. No obstante, como se introduce en la sección 2.3, existe otro tipo de coste importante, que se refieren concretamente a los ejercidos por el sector público para financiar la educación, y cuya consideración en el análisis coste-beneficio, en el que está basado el método elaborado, proporciona una aproximación a la denominada tasa 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 coste 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 tasa 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>43</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”

---

<sup>43</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.

el tratamiento social del tema se vería totalmente distorsionado. El Cuadro 8 muestra las estimaciones de este tipo de tasas sociales de rendimiento.

Cuadro 8. Rendimientos sociales de la educación por niveles educativos (%).

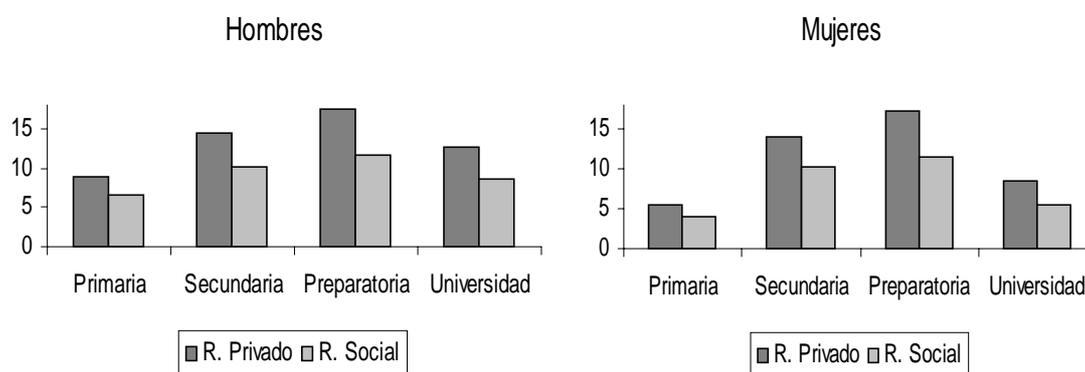
Año: 1994								
Hombres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
Primaria	6.1	6.1	6.0	6.0	6.0	6.0	5.6	5.6
Secundaria	9.1	6.5	9.3	6.7	9.2	6.6	9.7	7.0
Preparatoria	13.3	8.7	13.2	8.9	13.3	8.8	13.9	9.2
Universidad	11.2	9.4	10.9	9.5	10.8	9.4	10.9	9.7
Mujeres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
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
Año: 1996								
Hombres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
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
Mujeres								
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto	Marginal	Absoluto
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 coste y se mantiene el beneficio, las tasas sociales son siempre menores a las privadas.<sup>44</sup> Para una mejor apreciación de sus diferencias, en el Gráfico 7 se muestran ambos tipos de rendimientos con base en el modelo 1 para 1996.

<sup>44</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.

Gráfico 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 coste 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 descienden 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.

## 5 CONCLUSIONES

En este capítulo 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 y 3, debido a la no significancia de la variable que las caracteriza (las “horas” ponderadas en el primer caso y el log(horas) en el segundo caso). Por otro lado, y de acuerdo al criterio de Schwarz, se tiene que el modelo 1 tiene un mejor ajuste que el 4. Por ende, desde esta perspectiva el rendimiento de la educación por año de estudio de las mujeres puede situarse en torno al 15,2% en 1994 y 14,4% en 1996.

En el caso de los hombres, y nuevamente recurriendo al criterio de Schwarz, 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 hacerse notar 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, esto es, 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, esto es, 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 un test estadístico 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 redundando 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 2.3, la cuestión radica en el supuesto realizado sobre el número de años de coste de oportunidad; mientras Psacharopoulos sugiere 2 ó 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>45</sup> Resulta complicado aventurar una explicación a estos resultados, pero es posible que detrás de ello esté presente un fenómeno de discriminación laboral, tomando

---

<sup>45</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.

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 coste 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.

## ANEXO ESTADÍSTICO

Gráfico A1. Rendimientos de la experiencia. 1994.

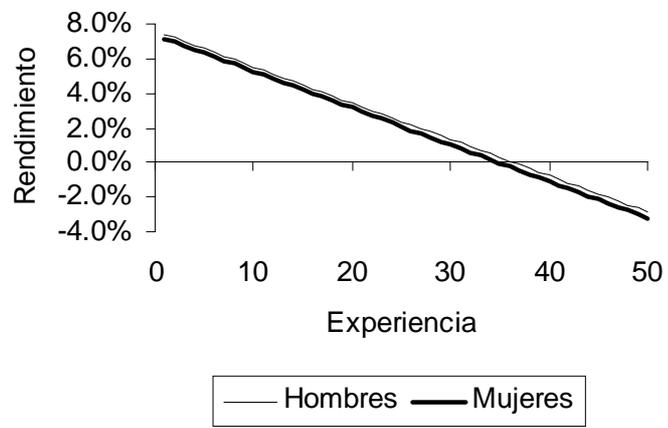
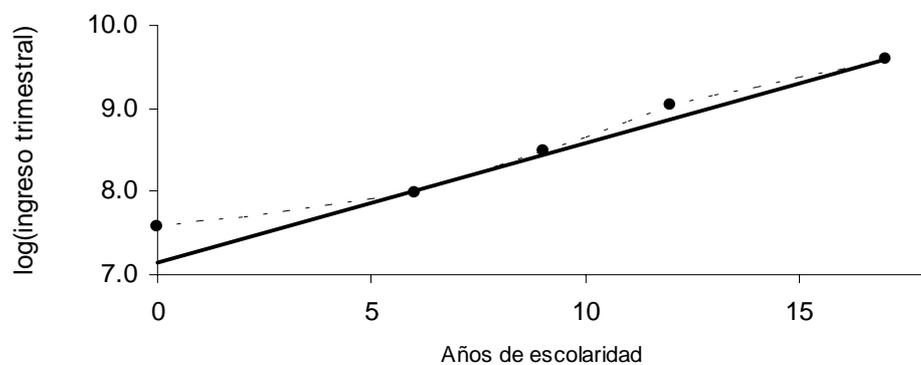
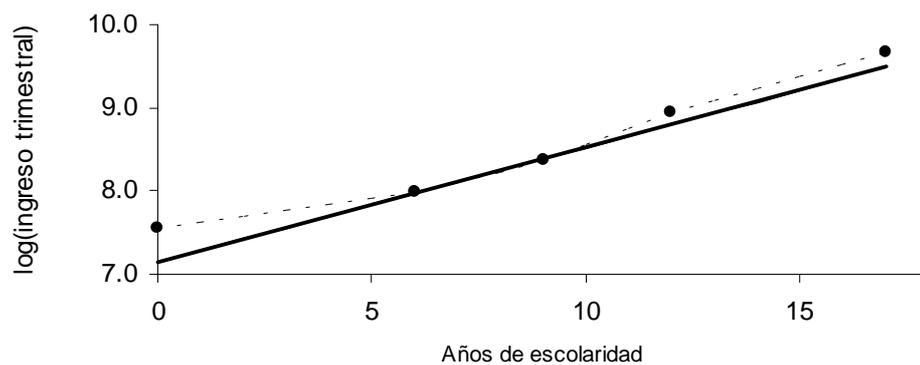


Gráfico A2. Función de ingresos con escolaridad continua versus niveles educativos.

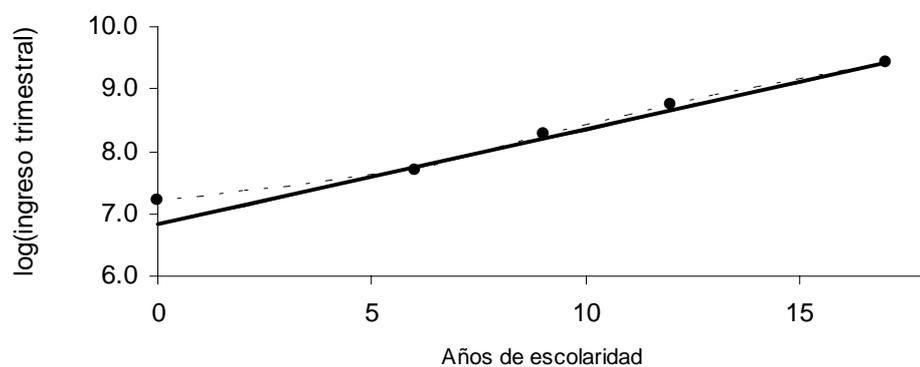
a) Mujeres. 1996.



b) Hombres 1994.



c) Mujeres 1994.



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

Año: 1994										
Hombres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	0.0783	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	
Mujeres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	
Año: 1996										
Hombres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	
Mujeres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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										
Hombres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	
Mujeres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	5.8897	27.1	6.3280	37.4	7.0072	49.1	7.2822	40.4	7.6394	22.6
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	
Año: 1996										
Hombres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	
Mujeres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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		0.09	
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										
Hombres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	
Mujeres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	
Año: 1996										
Hombres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	
Mujeres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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										
Hombres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	
Mujeres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	
Año: 1996										
Hombres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	
Mujeres										
	Sin estudios		Primaria		Secundaria		Preparatoria		Universidad	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
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	1º iteración	2ª iteración	3ª iteración	Original	1º iteración	2ª iteración	3ª iteración
<b>Modelo 1.</b>								
Constante	6.3232	6.3098	6.3229	6.3101	5.9467	5.9522	5.9468	5.9521
Primaria=1	0.4186	0.4214	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
<b>Modelo 2</b>								
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	0.0006	0.0005	0.0006	0.0005
<b>Modelo 3</b>								
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
<b>Modelo 4</b>								
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 homoscedasticidad. 1996.

	Hombres				Mujeres			
	Original	1º iteración	2ª iteración	3ª iteración	Original	1º iteración	2ª iteración	3ª iteración
<b>Modelo 1</b>								
Constante	6.5283	6.5462	6.5289	6.5456	6.3540	6.3552	6.3541	6.3552
Primaria=1	0.3879	0.3848	0.3879	0.3849	0.4196	0.4200	0.4196	0.4200
Secundaria=1	0.8133	0.8073	0.8132	0.8075	0.9112	0.9117	0.9112	0.9116
Preparatoria=1	1.3309	1.3247	1.3307	1.3249	1.4721	1.4724	1.4721	1.4724
Licenciatura=1	2.0407	2.0356	2.0406	2.0358	2.0210	2.0214	2.0210	2.0214
Experiencia	0.0805	0.0792	0.0805	0.0793	0.0709	0.0707	0.0709	0.0707
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0012	-0.0012	-0.0012	-0.0012	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011
<b>Modelo 2</b>								
Constante	6.3922	6.4163	6.3934	6.4150	6.2753	6.2957	6.2752	6.2958
Primaria=1	0.1995	0.2065	0.1999	0.2062	0.3417	0.3573	0.3420	0.3571
Secundaria=1	0.4785	0.4904	0.4791	0.4899	0.7801	0.8062	0.7806	0.8058
Preparatoria=1	0.8382	0.8580	0.8391	0.8571	1.2784	1.3174	1.2792	1.3168
Licenciatura=1	1.3278	1.3603	1.3293	1.3588	1.7521	1.8069	1.7531	1.8062
Experiencia	0.0791	0.0779	0.0790	0.0780	0.0721	0.0715	0.0721	0.0715
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011
Nh*p	0.0013	0.0013	0.0013	0.0013	0.0006	0.0005	0.0006	0.0005
<b>Modelo 3</b>								
Constante	3.3772	3.4207	3.3776	3.4201	6.0755	6.2477	6.0771	6.2460
Primaria=1	0.3880	0.3850	0.3879	0.3851	0.4210	0.4206	0.4210	0.4206
Secundaria=1	0.8118	0.8060	0.8117	0.8062	0.9145	0.9129	0.9145	0.9129
Preparatoria=1	1.3503	1.3440	1.3501	1.3442	1.4780	1.4746	1.4780	1.4746
Licenciatura=1	2.0596	2.0545	2.0594	2.0546	2.0284	2.0242	2.0284	2.0243
Experiencia	0.0789	0.0776	0.0788	0.0776	0.0711	0.0707	0.0711	0.0707
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0012	-0.0011	-0.0012	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011	-0.0011
log(nh)	0.4905	0.4865	0.4905	0.4865	0.0429	0.0166	0.0427	0.0169
<b>Modelo 4</b>								
Constante	0.1037	0.1190	0.1041	0.1186	-0.1317	-0.1262	-0.1315	-0.1265
Primaria=1	0.3880	0.3854	0.3880	0.3855	0.4519	0.4518	0.4519	0.4518
Secundaria=1	0.8103	0.8052	0.8102	0.8053	0.9880	0.9873	0.9879	0.9873
Preparatoria=1	1.3704	1.3651	1.3703	1.3652	1.6093	1.6083	1.6093	1.6083
Licenciatura=1	2.0792	2.0748	2.0791	2.0749	2.1923	2.1916	2.1923	2.1916
Experiencia	0.0771	0.0760	0.0771	0.0760	0.0752	0.0745	0.0751	0.0746
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

## CAPÍTULO III. ENDOGENEIDAD Y RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN

### INTRODUCCIÓN

En el contexto de la ampliamente utilizada ecuación “minceriana”, uno de los mayores desafíos de los economistas que analizan la relación entre escolaridad e ingresos consiste en determinar si las estimaciones Mínimo Cuadráticas Ordinarias (MCO) de los rendimientos educativos son adecuadas. Existen tres argumentos bien conocidos que ofrecen una explicación de porqué las estimaciones MCO de los rendimientos de la educación tienden a ser inconsistentes: el sesgo de endogeneidad, el sesgo de habilidad y el error de medición de la variable “escolaridad”. No obstante, puede darse el caso que los dos primeros problemas estén íntimamente relacionados, esto es, que constituyan simplemente distintas maneras de ver la misma dificultad. Supóngase, por ejemplo, que el término de perturbación en la ecuación de ingresos refleja, entre otros factores, la habilidad innata de los individuos, lo que traería consigo la aparición del denominado sesgo de “habilidad”. Si se cumple, además, que los individuos más hábiles son aquellos que obtienen los mayores niveles de escolaridad, la perturbación aleatoria y el regresor (esto es, los años de escolaridad) estarán correlacionados y, en consecuencia, la estimación será inconsistente.

Con el objetivo de evitar estos sesgos se han utilizado una serie de estrategias. Entre éstas la más socorrida ha sido el uso del método de estimación de Variables Instrumentales (VI) que, como es conocido, actúa en dos etapas. En la primera se estima una ecuación cuya variable dependiente es la variable endógena de la ecuación de ingresos<sup>46</sup> y posteriormente, en la segunda etapa, se utilizan los valores predichos de la variable endógena como regresor en la ecuación de ingresos. Nótese que la clave de este procedimiento pasa por

---

<sup>46</sup> Cabe mencionar que típicamente sólo la variable “años de educación” es considerada endógena, pero nótese que cuando se utiliza experiencia potencial (edad – escolaridad – 6) como regresor en la ecuación de ingresos, esta variable es por definición endógena. Véase el Anexo 2 para una discusión sobre este tema.

encontrar los instrumentos adecuados, esto es, variables que afecten directamente a la escolaridad, y sólo a través de ésta a los ingresos.

Empero, no debe perderse de vista que una condición necesaria para que VI proporcione estimadores consistentes del rendimiento promedio de la educación es que los instrumentos no estén correlacionados con la habilidad. No obstante, si existe heterogeneidad en los rendimientos de la educación, se necesita una condición más fuerte para lograr la consistencia de los estimadores por VI: que los instrumentos sean independientes, por un lado, de los dos componentes de habilidad, esto es, el que afecta la intersección y la pendiente de la relación escolaridad-ingreso en una función de ingreso (véase Card, 2000), como de los residuos de la función de escolaridad, por otro lado. El problema es que el método de VI estándar únicamente elimina la influencia de la heterogeneidad proveniente de la intersección. No obstante, como el mismo Card (1999) demuestra, existe una alternativa basada en Garen (1984) que tiene la virtud de purgar los dos tipos de sesgo de endogeneidad, y que será aplicada en este trabajo de manera sistemática.<sup>47</sup>

En consecuencia, el proceso de estimación por VI de los rendimientos de la educación comporta la solución de dos aspectos cruciales. Primero, el tipo de instrumentos a utilizar y, en segundo lugar, la interpretación de los rendimientos resultantes.

Con relación al primer asunto cabe recordar que en los últimos años la elección de los instrumentos se ha concentrado en las fuentes de variación de las estructuras institucionales en el lado de la oferta del sistema educativo (edad mínima obligatoria de escolaridad, costes de matrícula, proximidad geográfica al centro escolar, etc.). De esta manera, esto es, atendiendo el lado de la oferta se estaría teóricamente en condiciones de identificar información para estimar los parámetros del lado de la demanda. No obstante, como Card (2000) demuestra, los cambios en las estructuras institucionales de los sistemas educativos afecta la relación entre habilidad individual y resultados educativos,

---

<sup>47</sup> En el Anexo 3.se presenta, de forma sucinta, esta metodología basada en Garen (1984).

lo que conduce a la violación del supuesto de independencia, supuesto necesario para que los estimadores de VI convencionales produzcan estimadores consistentes del promedio del rendimiento marginal de la educación.

Por lo que respecta a los resultados, hasta hace unos años el panorama era poco menos que confuso, pues el grado de variación de los rendimientos por VI era cuantioso y variable en función de los instrumentos utilizados. No obstante, en los trabajos pioneros de Imbens y Angrist (1994) y Angrist e Imbens (1995) se ofrece una explicación bien fundamentada: la posibilidad de que las estimaciones por VI estén captando rendimientos específicos asociados a determinados núcleos de población, en particular los afectados por los instrumentos utilizados, y que se designan como “grupo con tratamiento”. Esta nueva manera de encarar el problema constituye la base del denominado “efecto tratamiento” que, además de permitir la existencia de rendimientos heterogéneos en la población, abre la posibilidad de explicar los cambios de rendimientos asociados a distintos instrumentos. En este sentido, la idea de efecto “tratamiento” concilia el tipo de instrumentos utilizado con la interpretación del rendimiento estimado.

En este contexto, el objetivo de este trabajo consiste en presentar diversos procedimientos que intentan controlar el problema de endogeneidad de la educación, enfatizando el impacto que esto acarrea sobre la estimación de los rendimientos y, en la medida de lo posible, interpretando los rendimientos por VI como un efecto “tratamiento”. Adicionalmente, se pretende dar una idea de los determinantes de la escolaridad en México.

El capítulo está organizado de la siguiente manera. En la sección 1 se hace un breve repaso sobre el tratamiento al problema de la endogeneidad de la educación. La parte fundamental del capítulo se localiza en la sección 2, que presenta las estimaciones de rendimientos de la educación para el caso mexicano usando diversas metodologías. En la sección 2.1 se presentan las estimaciones estándar con *splines* sobre la edad como variables instrumentales. En la sección 2.2 se utilizan como instrumentos el Producto

Interno Bruto y el Presupuesto en Educación *per cápita* y en términos constantes en momentos del ciclo vital que se supone condicionan la elección escolar y, por ende, el nivel de escolaridad de los individuos. En la sección 2.3 se muestran las estimaciones que controlan por el *background* familiar. Finalmente, en la sección 2.4 se utiliza la propuesta de Variables Instrumentales de Orden de Rango (VIOR) de Rummery, Vella y Verbeek (1999), que tiene la virtud de evitar las restricciones de exclusión del enfoque tradicional. Cabe mencionar que en general en el proceso de estimación se introducen adicionalmente dos variaciones: el hecho de que la heterogeneidad no observable interactúa con una variable endógena continua (Garen, 1984) y la estimación de variables instrumentales con muestra dividida (VIMD) (Angrist y Krueger, 1995) que evita por construcción la correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones de ingreso y de escolaridad. En la sección 3 se exponen las conclusiones del trabajo.

La fuente de información básica son las Encuestas Nacionales de Ingreso-Gasto de los Hogares 1994 y 1996 (ENIGH 94 y ENIGH 96). La muestra se redujo a hombres asalariados, en aras de mantener en lo posible un esquema comparativo de los diversos métodos que, en ocasiones y por cuestiones relacionadas con el propio método, reducen el tamaño muestral, lo que imposibilita el uso de una muestra de mujeres.

## **1 EL TRATAMIENTO DE LA ENDOGENEIDAD DE LA EDUCACIÓN**

Como se menciona anteriormente, una de las estrategias más socorridas para enfrentar el problema de la correlación entre los términos de perturbación de las ecuaciones de ingreso y la escolaridad, consiste en identificar un conjunto de variables (instrumentos) que afecten la escolaridad, pero no los ingresos. En términos generales, los instrumentos pueden clasificarse en dos tipos: los que recogen información de antecedentes familiares y los que utilizan experimentos naturales específicos.

En el primer caso, los instrumentos más frecuentes hacen referencia a determinadas características de los padres, como su nivel educativo o tipo de trabajo (Blackburn y Neumark, 1991, 1995; Uusitalo, 1999; Brunello y Miniaci, 1999, entre otros) o la composición de los hermanos con relación al género (Butcher y Case, 1994).

Por otra parte, la idea subyacente en la utilización de las variaciones naturales de los datos es que de esta forma se estaría frente a una especie de “experimento aleatorio” llevado a cabo en un laboratorio. Esto es, la configuración de un grupo de individuos que reciben un “tratamiento” independientemente de sus características. El trabajo pionero al respecto es el de Angrist y Krueger (1991) que utilizan el trimestre de nacimiento como instrumento, sobre la base de que los individuos que nacen a principios de año tienen una escolaridad promedio menor, pues alcanzan la edad mínima obligatoria para abandonar la escuela antes que los individuos que nacen hacia finales del año. Otros trabajos que merece la pena resaltar por su originalidad son Card (1993) que utiliza un indicador de la cercanía de la escuela como instrumento, y Harmon y Walker (1995) donde se consideran las leyes de escolaridad obligatoria como un determinante exógeno del nivel educativo alcanzado.<sup>48</sup>

Como se mencionó en la introducción de este capítulo, Imbens y Angrist (1994) y Angrist e Imbens (1995) sientan las bases del denominado “efecto tratamiento” que más que una solución al problema de la endogeneidad, debe entenderse como una manera alternativa de interpretar los rendimientos de la educación cuando se utilizan VI. El punto de partida es el reconocimiento de la existencia de heterogeneidad de los rendimientos de la educación en la población, y la posibilidad de asociar estos diversos rendimientos con los distintos tipos de instrumentos utilizados. En particular, si el instrumento utilizado es un “experimento aleatorio” o “tratamiento” binario, la estimación por

---

<sup>48</sup> Una revisión exhaustiva de los distintos instrumentos utilizados en este tipo de literatura se encuentra en Card (1995,1999).

VI refleja el rendimiento específico de los individuos que afectados por dicho “tratamiento”.<sup>49</sup>

Existen algunos trabajos empíricos que han utilizado esta metodología. Por ejemplo, Angrist, Imbens y Rubin (1996) estiman el efecto de los veteranos de Vietnam sobre la mortalidad utilizando los números de lotería de reclutamiento militar como instrumento. En concreto, con relación a los rendimientos de la educación, Angrist e Imbens (1995) usan como instrumento el trimestre de nacimiento, Ichino y Winter-Ebmer (1999) utilizan como instrumentos si el padre estuvo en la II Guerra Mundial y si el padre tiene un nivel de educación superior, y Ginther (2000), dentro de un marco teórico más global, utiliza como instrumentos la estructura familiar, la proximidad a la escuela y la calidad de la misma.

Una alternativa en el uso de variables instrumentales está basada en la restricción de la matriz de covarianzas de los residuos de las ecuaciones de salarios y de escolaridad y, particularmente, en el uso de observaciones repetidas en el tiempo para un mismo individuo (datos de panel). Dentro de este marco teórico se han llevado a cabo estimaciones con efectos específicos individuales que reflejan, en cierta medida, la “habilidad” individual. Estos efectos pueden suponerse fijos (Angrist y Newey, 1991) o bien aleatorios (Kalwij, 2000).

Finalmente, otra alternativa para enfrentar el problema de endogeneidad son los modelos para hermanos o gemelos, que explotan el hecho de que algunas de las diferencias no observadas que sesgan una comparación de sección cruzada entre ingresos y educación, se reducen o eliminan dentro de una familia.<sup>50</sup>

---

<sup>49</sup> En el Anexo 1 se expone con más detalle la teoría relativa al “efecto tratamiento”.

<sup>50</sup> Nótese que la estrategia de estos estudios, esto es, la aplicación de MCO entre la diferencia del log de ingresos y la diferencia de la escolaridad entre gemelos es exactamente equivalente a una estimación por VI entre log de ingresos y escolaridad, siendo los instrumentos para la escolaridad las diferencias de escolaridad entre los gemelos. Para una revisión de estos estudios véase Card (1999), y para una posición crítica de la validez de este enfoque véase Bound y Solon (1999).

## 2 ESTIMACIONES

### 2.1 *Splines*

Diversos factores han contribuido a incrementar el nivel promedio de la educación de las nuevas generaciones: incremento de la oferta educativa pública, su creciente expansión entre las generaciones más jóvenes y el incremento del nivel obligatorio de educación.<sup>51</sup> Por ello, y debido a que los cambios en el sistema educativo mexicano han tenido un impacto mayor en las generaciones más jóvenes que en las de edad más avanzada se ha considerado que la variable 'edad' (E) o alguna variante de la misma puede funcionar como una variable instrumental adecuada, tomando en consideración que la habilidad innata de los individuos es independiente de las generaciones. La forma funcional adoptada de la ecuación de escolaridad incluye la edad, la edad<sup>2</sup> y algunos términos de *splines*, esto es

$$S_i = \varphi_0 + \varphi_1 E + \varphi_2 E^2 + \delta_1 [D_1 (E-E_1)] + \delta_2 [D_2 (E-E_2)] + \dots + \delta_m [D_m (E-E_m)] + v_i$$

Donde

$$\begin{aligned} D_j &= 0 & \text{si } E \leq E_j \\ D_j &= 1 & \text{si } E > E_j \end{aligned} \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, m.$$

Entonces, lo que este enfoque requiere es una selección correcta de  $E_j$ . Con el objetivo de seleccionar estos valores se llevó a cabo un proceso por etapas de la siguiente forma. En la primera etapa se usaron todos los posibles valores de  $E_1$ , seleccionándose aquel que producía el mejor ajuste. En la segunda etapa, con  $E_1$  fijo, se llevó a efecto un proceso idéntico con todos los valores posibles de  $E_2$  ( $E_2 > E_1$ ), y así sucesivamente.

---

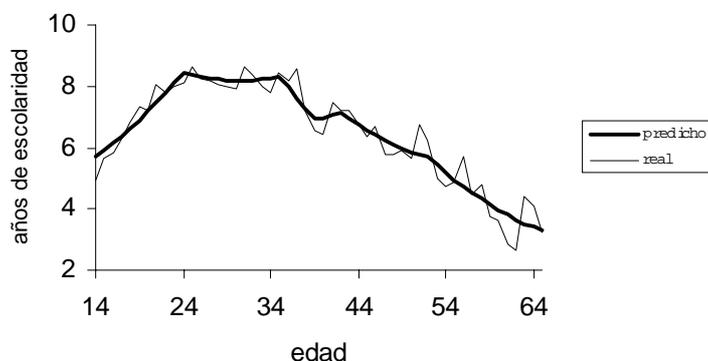
<sup>51</sup> No obstante, debe reconocerse que la última modificación a la ley con relación al nivel de estudios obligatorio, esto es, aquella que incluye la secundaria, fue llevada a cabo en 1993, por lo que aún no es posible captar su impacto en el nivel de escolaridad general de la población.

Este procedimiento genera instrumentos que son adecuados puesto que la oferta creciente de escolaridad está relacionada con incrementos de los años de escolaridad. Esto es, los instrumentos están relacionados con el regresor 'años de escolaridad' de la ecuación de ingresos, pero al mismo tiempo es razonable esperar que la habilidad innata de los individuos no se haya modificado en los últimos 50 años. Esto implica que los instrumentos elegidos son independientes del término de perturbación.

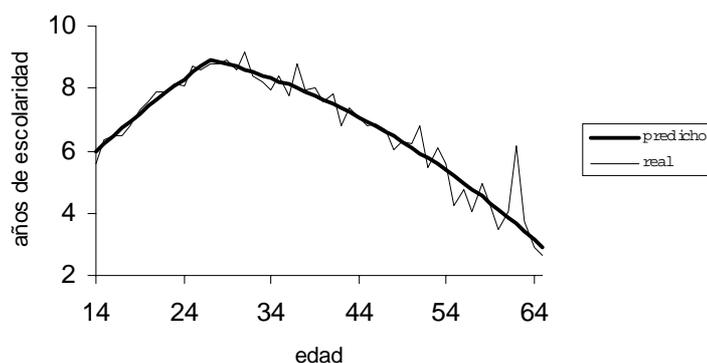
Los *splines* seleccionadas fueron E24, E35, E39, E42 y E52 en el caso de la ENIGH 94, y únicamente E27 para la ENIGH 96. Ambas funciones de escolaridad se muestran en el Cuadro A1 del Anexo Estadístico. Por otro lado, en el Gráfico 1 se muestran los valores medios por edad de la escolaridad real y de la escolaridad predicha a partir de la función con *splines*. El objetivo es simplemente poner en evidencia que el ajuste es aceptable, sin perder de vista, evidentemente, que el ajuste auténtico debe realizarse a nivel individual y no con valores medios.

Gráfico 1. Valores reales y estimados con "splines" de escolaridad. Hombres.

a) 1994



b) 1996



Los resultados de las estimaciones por MCO y VI se presentan en el Cuadro 1. Las estimaciones por VI fueron realizadas en tres formas diferentes. La primera es la estándar, la segunda está basada en la propuesta de Garen (1984) y, finalmente, la tercera alternativa se basa en una propuesta de Angrist y Krueger (1995) denominada Variables Instrumentales con Muestra Dividida (VIMD) que consiste en dividir aleatoriamente la muestra total en dos partes y utilizar una mitad aleatoria de la muestra total para estimar los parámetros de la ecuación de escolaridad, esto es, para llevar a cabo la primera etapa del proceso de estimación. Posteriormente, estos parámetros son utilizados tanto para construir los valores predichos, como para estimar los parámetros de la ecuación de ingresos a partir de la segunda mitad de la muestra. Cabe mencionar que este enfoque es una respuesta a la crítica de Bound *et al.* (1995) en el sentido de que si los instrumentos están débilmente

correlacionados con la variable endógena explicativa (como, en general, es el caso), entonces incluso una débil correlación entre los instrumentos y el término de perturbación de la ecuación de ingresos puede provocar inconsistencias importantes en las estimaciones por VI. En este sentido, el objetivo del método de VIMD es resolver el problema de inferencia espúrea asociado al método original de VI a través del rompimiento del vínculo entre las perturbaciones de las ecuaciones de ingreso y de escolaridad.

Cuadro 1. Estimación por Variables Instrumentales con "splines" como instrumentos. Hombres.

Año 1994	MCO		VI		VI (Garen)		VI (Muestra dividida)	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
	Constante	5.8778	183.6	4.9564	34.6	5.2329	50.3	5.4156
Escolaridad	<b>0.1376</b>	64.8	<b>0.2775</b>	13.2	<b>0.2295</b>	16.3	<b>0.2059</b>	8.8
Experiencia	0.0761	33.5	0.0545	11.9	0.0613	22.9	0.0658	11.6
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-23.2	-0.0005	-4.1	-0.0007	-10.5	-0.0007	-5.5
R <sup>2</sup> ajustada	0.41		-0.01		0.42		0.17	
Nº de obs.	7762		7762		7762		3969	
Hausman			46.3	7.8*				
Sargan			6.7	9.5*				
Bound			80.2					
Año 1996								
Año 1996	MCO		VI		VI (Garen)		VI (Muestra dividida)	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
	Constante	6.0837	187.9	4.7821	27.1	5.0612	47.4	4.9128
Escolaridad	<b>0.1367</b>	67.1	<b>0.3259</b>	12.8	<b>0.2801</b>	20.3	<b>0.3024</b>	11.1
Experiencia	0.0791	35.1	0.0492	8.6	0.0570	22.3	0.0585	9.2
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-24.9	-0.0003	-1.8	-0.0005	-8.0	-0.0005	-3.1
R <sup>2</sup> ajustada	0.39		-0.31		0.40		0.20	
Nº de obs.	8510		8510		8510		4270	
Hausman			58.6	7.8*				
Sargan			ND					
Bound			220.6					

\*Chi-cuadrada a un nivel de confianza de 95%.

Fuente: ENIGH 94 y 96.

Antes de comentar los resultados de las estimaciones conviene analizar la calidad y validez de los instrumentos utilizados, procedimiento efectuado a través de los test de Bound, de Sargan y de Hausman reportados en el Cuadro 1. El primero fue propuesto en el artículo previamente mencionado de Bound, *et al.* (1995) en donde se recomienda, con base en los potenciales problemas de inconsistencia derivados de la correlación débil entre los instrumentos y la

variable endógena explicativa, reportar en las estimaciones por VI el estadístico F de la significatividad conjunta los instrumentos excluidos en la regresión de la primera etapa. Los valores resultantes de los estadísticos F sugieren que los instrumentos utilizados son los correctos.

Para probar si los instrumentos utilizados son los adecuados o, en otros términos, para verificar si los instrumentos tienen una influencia directa en los ingresos, se llevó a cabo un test de Sargan. El test es válido únicamente en casos de sobreidentificación de la ecuación, razón por la cual para 1996 no es aplicable. Para 1994 el test no rechaza, a un nivel de confianza de 95%, la hipótesis nula de adecuación de los instrumentos.

Finalmente, para determinar el efecto de la potencial endogeneidad de la escolaridad se aplicó un test de endogeneidad de Hausman. En ambos casos se rechaza la hipótesis nula, por lo cual puede afirmarse que la endogeneidad de la escolaridad tiene un efecto significativo sobre los rendimientos de la educación y, por lo tanto, el uso de VI es justificado.

Con relación a los resultados de los rendimientos, resulta evidente que los 3 métodos que se aplican para tomar en consideración la endogeneidad de la educación apuntan, en términos generales, al mismo resultado, esto es, hacia un incremento notable en los rendimientos de la educación.

## **2.2 Producto Interno Bruto y Gasto de la Educación**

Teóricamente, el entorno macroeconómico puede condicionar, hasta cierto punto, las decisiones de inversión en educación. Esto es, si las condiciones macroeconómicas son desfavorables, un individuo (o en todo caso sus padres) puede tomar la decisión de limitar su estancia en el centro escolar puesto que probablemente se vea forzado, de alguna manera, a ingresar de forma más o menos inmediata a la fuerza laboral para protegerse de la

situación económica adversa.<sup>52</sup> Por otra parte, es conocido que en tiempos de crisis económica, el Gobierno tiende a recortar el gasto social, incluido el asignado a la educación. Estos ajustes pueden, asimismo, afectar la decisión individual de estudiar en cuanto actúan sobre la oferta educativa a través, por ejemplo, de un menor número de becas o menores montos de inversión en infraestructura.

Visto desde otra perspectiva, la teoría del capital humano predice dos respuestas opuestas en la inversión educativa dentro de un entorno económico a la baja. La primera es que el coste de oportunidad (los salarios dejados de percibir por los estudiantes) cae, lo que reduciría el precio de la escolaridad e incrementaría la matrícula (efecto precio positivo). Pero al mismo tiempo, una proporción cada vez mayor de estudiantes se enfrentaría a fuertes restricciones de liquidez, consecuencia de un ingreso familiar en descenso (efecto ingreso negativo). Sólo en caso de que el efecto ingreso fuese dominante, la inversión en capital humano se reduciría.<sup>53</sup>

A pesar de que la relación causal entorno macroeconómico-escolaridad resulta fácil de comprender, la dificultad empírica estriba en seleccionar las variables macroeconómicas que tengan la capacidad de reflejar dicha relación. En este trabajo se han elegido el Producto Interno Bruto Real *per cápita* y el Gasto Real en Educación *per cápita* como determinantes históricos de los niveles de educación individual.<sup>54</sup> Sin embargo, permanece latente el problema de esclarecer en qué momento del ciclo vital del individuo éstas variables asumen un papel determinante. En consecuencia, la estrategia de selección consistió en probar 3 momentos específicos, tanto en forma aislada como en conjunto: el

---

<sup>52</sup> No obstante, debe reconocerse que el efecto puede ser inverso: una situación macroeconómica mala puede redundar en una oferta de trabajo poco atractiva (por ejemplo, con un alto nivel de paro), que induzca a los individuos a preferir una permanencia mayor en la escuela a la espera de mejores tiempos. Empero, en países en vías de desarrollo, como México, suponemos que este no es el efecto dominante, si no más bien el declarado anteriormente, esto es, el que una situación económica macro desfavorable induce a los individuos a trabajar en detrimento de estudiar.

<sup>53</sup> De acuerdo a Binder (1999), en México, durante la época de los 80, el efecto ingreso excede levemente el efecto precio.

<sup>54</sup> Estas series fueron deflactadas de acuerdo al deflactor implícito del PIB con base 1980. Posteriormente, y a efectos de limitar los efectos específicos de determinados años, las series fueron suavizadas a través de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott.

año de nacimiento, cuando se tiene 6 años y cuando se tiene 12 años. Estos últimos dos momentos corresponden con el inicio de los estudios obligatorios de primaria y con el fin de los mismos.<sup>55</sup>

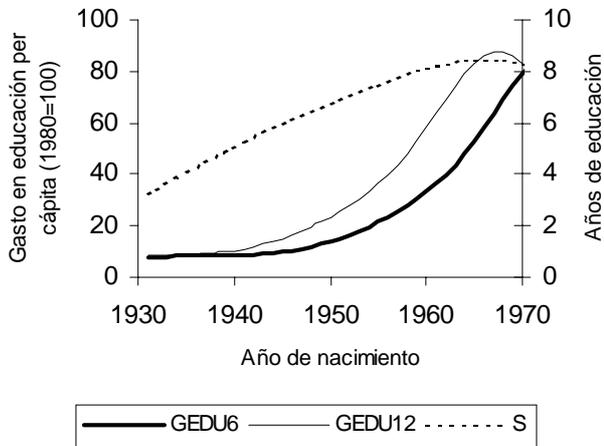
En el Gráfico 2 se muestran, en la parte a), la series suavizadas de los años de escolaridad promedio por año de nacimiento de ambas encuestas (ENIGH 94 y 96) *versus* el Índice del Gasto Real en Educación *per cápita* a los 6 años (GEDU6) y a los 12 años (GEDU12) y, en la parte b), la misma serie de escolaridad *versus* el Índice del Producto Interno Bruto Real *per cápita* a los 6 años (PIB6) y a los 12 años (PIB12). Cabe mencionar que la muestra, en este caso, se limitó a mayores de 25 años, debido a que el conjunto de asalariados entre 18 y 24 años puede considerarse especial, en cuanto a pesar de ser los más jóvenes de la muestra exhiben, obviamente, niveles de escolaridad menores a los grupos 25 a 30 años, por ejemplo. La razón de lo anterior no es, de ninguna manera, que el nivel de escolaridad esté disminuyendo con las últimas generaciones, sino que este conglomerado de 18 a 24 años está constituido por individuos que decidieron, casi en su totalidad, abandonar la escuela para ingresar al mercado laboral en un momento en que tenían aún, teóricamente, posibilidades de continuar estudiando.

---

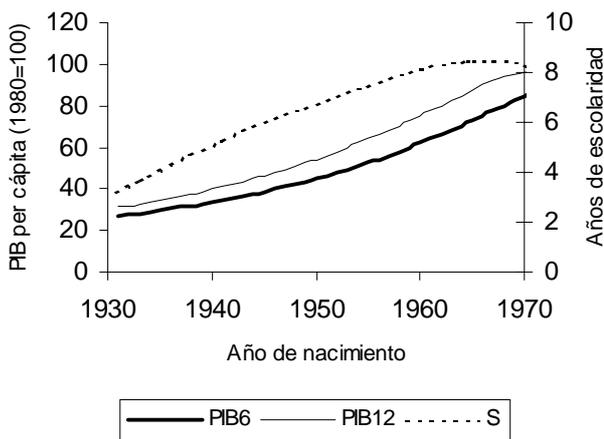
<sup>55</sup> Teóricamente, los individuos deberían tomar la decisión de continuar o no sus estudios una vez terminados los estudios oficialmente obligatorios. No obstante, en México, y a pesar de la ley, una proporción no despreciable de la población no tiene esos mínimos estudios obligatorios (aproximadamente un tercio de la población). Por esta razón, se utilizan las condiciones macro al inicio de los estudios primarios.

Gráfico 2. Años de escolaridad versus Gasto en Educación y PIB per cápita.  
Hombres asalariados mayores de 25 años.

a) Escolaridad versus Gasto en Educación *per cápita* a los 6 y 12 años



b) Escolaridad versus PIB *per cápita* a los 6 y 12 años.



Fuente: ENIGH 94 y 96 y Estadísticas Históricas de México, INEGI, Tomo I.

Después de probar con las diversas alternativas propuestas los instrumentos utilizados fueron, en el caso de la ENIGH 94, el PIB real *per cápita* a los 6 años y el Gasto en Educación *per cápita* a los 6 y 12 años y, para la ENIGH 96, el PIB real *per cápita* a los 12 años y el Gasto en Educación *per cápita* a los 6 y

12 años. En el Cuadro 2 se muestran las estimaciones por MCO, VI y con la corrección de Garen (1984).<sup>56</sup>

*Cuadro 2 Estimación por Variables Instrumentales con variables macroeconómicas como instrumentos. Hombres mayores de 25 años.*

Año 1994	MCO		VI		VI (Garen)	
	Coeficientes	Estadístico t	Coeficientes	Estadístico t	Coeficientes	Estadístico t
Constante	6.2266	100.5	5.5701	11.0	5.8430	15.4
Escolaridad	<b>0.1336</b>	52.6	<b>0.2042</b>	3.5	<b>0.1680</b>	4.1
Experiencia	0.0518	13.1	0.0556	11.0	0.0537	13.0
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0007	-9.9	-0.0006	-4.2	-0.0006	-7.4
R <sup>2</sup> ajustada	0.41		0.29		0.42	
Nº de obs.	5104		5104		5104	
Hausman			2.9	7.8*		
Sargan			0.2	6.0*		
Bound			68.0			

Año 1996	MCO		VI		VI (Garen)	
	Coeficientes	Estadístico t	Coeficientes	Estadístico t	Coeficientes	Estadístico t
Constante	6.6188	123.4	5.6362	5.6	5.6401	11.7
Escolaridad	<b>0.1267</b>	53.4	<b>0.2257</b>	2.1	<b>0.2254</b>	4.5
Experiencia	0.0450	13.9	0.0521	11.7	0.0486	12.8
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0006	-10.5	-0.0005	-2.1		
R <sup>2</sup> ajustada	0.36		0.13		0.37	
Nº de obs.	5833		5833		5833	
Hausman			5.7	7.8*		
Sargan			0.0	6.0*		
Bound			95.3			

\*Chi-cuadrada a un nivel de confianza de 95%.

Fuente: ENIGH 94 y 96.

Con relación a los test se tiene que, de acuerdo al test de Sargan, los instrumentos son los adecuados. No obstante, la conclusión del test de Hausman es no rechazar, a un nivel de confianza de 95%, la hipótesis nula.<sup>57</sup> Por lo que respecta a los rendimientos de la educación estimados se tiene, en primer lugar, que la delimitación de la muestra (a individuos mayores a 25 años) no modifica la estimación MCO de los rendimientos. Por otra parte, en el

<sup>56</sup> La estimación por VIMD no se llevó a cabo debido a los resultados poco robustos obtenidos, consecuencia probable del bajo número de observaciones.

<sup>57</sup> Es necesario hacer notar que el hecho de que la hipótesis nula no resulte rechazada no prueba *per se* la exogeneidad de la educación sino únicamente que los dos estimadores no difieren entre sí de forma significativa. Ello puede ser debido a la exogeneidad del regresor, al tamaño muestral disponible o al hecho de que en la estimación por MCO dos sesgos de distinto signo se compensen.

caso de la estimación por VI, y al igual que en el caso de los *splines*, los rendimientos se incrementan notablemente aunque pierden mucha precisión (nótese el gran decremento en el valor de los estadísticos t en VI en comparación con MCO).

### **2.3 Background familiar**

Como se menciona en la introducción del trabajo, existe una amplia tradición en la literatura de VI y rendimientos de la educación que utiliza como instrumentos el denominado “*background* familiar”, esto es, las características educativas, ocupacionales y, en general, socio-económicas, de los distintos miembros del hogar.<sup>58</sup> Teóricamente es bastante evidente que el *background* familiar juega un papel fundamental en la determinación del nivel educativo de los individuos (Haveman y Wolfe, 1995; Peraita y Sanchez, 1998). El problema, no obstante, radica en la poca o nula disponibilidad de datos que den cuenta de dicho *background* familiar. En el caso de México, y por tratarse de Encuestas a Hogares, es posible recabar indirectamente información relativa al nivel educativo de los padres, así como su ocupación, pero no sin ciertos inconvenientes: la muestra se vería reducida a asalariados que viven con sus padres, lo que no deja de crear dudas sobre la aleatoriedad de la muestra.<sup>59</sup>

A pesar de los temores que este enfoque inspira, en este trabajo se llevó adelante sustentado por tres hechos: primero, que los rendimientos de la educación de esta submuestra de hijos que viven con sus padres no muestra sustanciales diferencias con el rendimiento de la muestra total

---

<sup>58</sup> El uso del *background* familiar como instrumento no está, sin embargo, exento de críticas. En primer lugar, se dice que unas condiciones familiares favorables, además de afectar positivamente la escolaridad de los hijos, puede tener cierta incidencia directa en el ingreso de los hijos, lo que invalidaría al instrumento como tal (piénsese en unos padres con un nivel alto de escolaridad y, en consecuencia de ingresos, y cuyas relaciones sociales facilitan las condiciones laborales de sus hijos). Por otro lado, Card (1999) sostiene que el *background* familiar no es un instrumento legítimo a menos que los componentes no observables de habilidad sean absorbidos por el control del *background* familiar.

<sup>59</sup> El hecho de que un individuo asalariado viva con sus padres, sobre todo si no es joven, ciertamente podría ser indicativo de la falta de “habilidad” para independizarse. No obstante, ser cabeza de familia tampoco garantiza que dicha “habilidad” se posea, pues puede darse simplemente el caso de que el padre (o madre) hubiese fallecido o abandonado el hogar, lo que explicaría su aparente “independencia”.

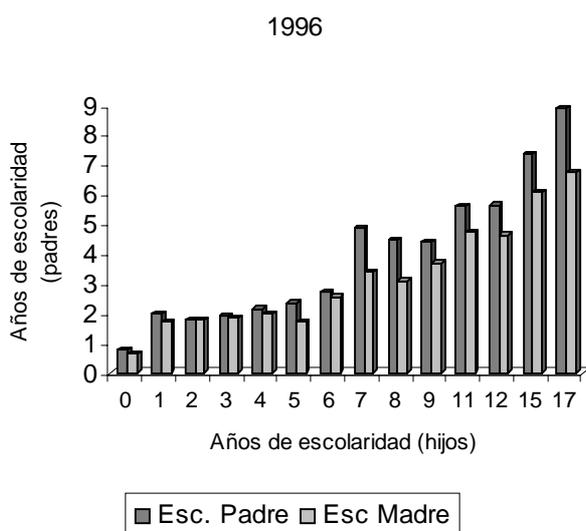
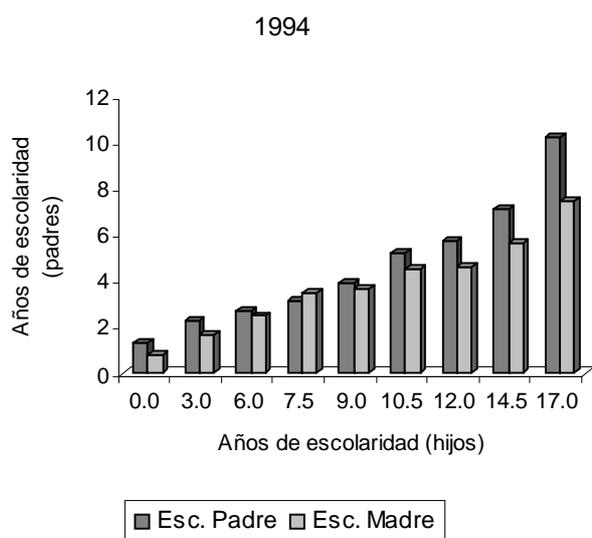
(aproximadamente es un 19% menor), segundo, que la proporción de esta submuestra respecto a la muestra total es importante (entre 19%-22%) y, tercero, que la capacidad explicativa del *background* familiar en el nivel de estudios, en particular del nivel educativo de los padres, supera por mucho a los otros instrumentos utilizados (véanse los Cuadros A3 y A4 del Anexo Estadístico).<sup>60</sup>

Antes de pasar a la presentación y análisis de las estimaciones resulta conveniente mostrar la estrecha relación que existe entre escolaridad de los padres y de los hijos. En el Gráfico 3 se muestran los años promedio de escolaridad de los padres por nivel de escolaridad de los hijos. Resulta evidente que entre mayor sea el nivel de escolaridad de los hijos, el nivel de escolaridad de sus correspondientes padres es también más elevado. Adicionalmente, nótese que, en general, las madres experimentan un nivel escolar menor al de los padres.

---

<sup>60</sup> Que existe una fuerte transferencia de capital humano entre generaciones es algo que pocos ponen en duda. La cuestión, no obstante, es determinar la vía: ingreso de los padres, genes, *background* social, cultura, etc. Según Plug y Vijverberg (2000), y con base en una comparación entre hijos naturales y adoptivos, entre un 65-80% de la habilidad de los padres es transmitida genéticamente.

Gráfico 3. Promedio de años de escolaridad de los padres por años de escolaridad de los hijos



Fuente: ENIGH 94 y 96.

Con el objetivo de capturar el efecto que sobre un grupo en particular de la muestra tiene la escolaridad y ocupación de los padres, se ha adoptado la idea básica del efecto “tratamiento” (véase Anexo 1). En este sentido, y para facilitar la interpretación del mismo, se ha optado, por un lado, por definir instrumentos dicotómicos y, por otro lado, y en aras de limitar el número de variables endógenas de la ecuación de ingresos, por la sustitución de la experiencia por

la edad. Dada la importancia de este último procedimiento, merece la pena detenerse brevemente sobre el tema.

En su forma original, la ecuación minceriana original tienen como variables explicativas, además de la escolaridad, a la experiencia y su cuadrado. Cuando se utiliza experiencia potencial (como en este trabajo), la endogeneidad de la escolaridad se trasmite a la experiencia y su cuadrado, lo que implicaría, un mínimo de 3 instrumentos para que la ecuación estuviese identificada. Una alternativa para solventar este inconveniente consiste en sustituir la variable endógena “experiencia” por una exógena, como lo es la edad. Sin embargo, la sustitución trae consigo un problema adicional: la verdadera interpretación del coeficiente asociado a la escolaridad, tomando en consideración que el coeficiente en cuestión difiere si las otras variables explicativas están referidas a la experiencia o a la edad.<sup>61</sup> Una manera de evitar estos equívocos consiste en calcular la Tasa Interna de Rendimiento (TIR) de acuerdo al denominado método “elaborado” propuesto por Psacharopoulos (1973). Como se ha comprobado empíricamente, en una ecuación de ingresos que utiliza experiencia y su cuadrado, la TIR y el coeficiente asociado a la escolaridad son prácticamente los mismos, no así en el caso del uso de la edad. Empero, y como queda comprobado en los resultados presentados a continuación, la TIR para una ecuación de ingresos con edad es muy parecida a la TIR de una ecuación de ingresos con experiencia y, por ende, al coeficiente de escolaridad en esta última.

El Cuadro 3 presenta los resultados de la estimación de los efectos “tratamiento” de tener un padre o madre con educación superior o igual a primaria. Debajo de las estimaciones de los coeficientes se muestra la TIR correspondientes y, entre paréntesis, la TIR derivada de una ecuación con experiencia en lugar de edad. En primer lugar, y como punto de referencia, se presenta la estimación por MCO para el total de la muestra y, a continuación, la estimación por MCO para la submuestra de hijos que viven con sus padres y

---

<sup>61</sup> Para una discusión más detallada del tema véase el Anexo 2.

las dos estimaciones con efecto tratamiento, siendo la primera la estándar y la segunda la obtenida de acuerdo al método de Garen.

El resultado básico a resaltar es el notable incremento en el rendimiento de la educación de los hijos cuyo padre o madre gozan de un nivel de estudios al menos de primaria. En 1994 el “tratamiento” de tener un padre con un mínimo de primaria incrementa el rendimiento de los hijos es aproximadamente 50%, mientras el “tratamiento” de la madre lo hace en un 40%. Para 1996 los incrementos en el rendimiento son, en promedio, de 70% para el padre con un nivel mínimo de primaria y 50% en el caso de la madre. Analizados de forma separada, se nota que la influencia de la educación del padre es siempre mayor que la de la madre.

En el Cuadro A5 del Anexo Estadístico se muestra el mismo tipo de estimaciones, pero ahora con el instrumento dicotómico de si el padre o madre desempeñan una ocupación de “cuello blanco”. Los resultados varían muy poco en relación con los del Cuadro 3, salvo que se acentúa el incremento del efecto tratamiento cuando la madre tiene una ocupación de “cuello blanco”. No obstante, cabe mencionar que la muestra en este caso se reduce sustancialmente, dado que muchas madres al desempeñarse en labores domésticas no reportan tipo de ocupación alguno.

Finalmente, cabe preguntarse si el hecho de ser afectado por el tratamiento (por ejemplo, el tener un padre con 6 ó más años de educación) tiene una influencia diferencial entre niveles educativos. Por ejemplo, si tener un padre con 6 ó más años de educación tiene un impacto mayor en la transición de 8 a 9 años de educación de los hijos, o en la transición de 11 a 12 años. Una manera de tener una idea de estos impactos diferenciados es a través de la denominada “función de respuesta”, que se estima a partir de la Función de Distribución Acumulada (FD) de la escolaridad para los dos valores que adopta el instrumento (Angrist e Imbens, 1995; Kling, 1999). La diferencia en las FD normalizada a sumar 1 equivaldría a la fracción de la población que recibe al menos un año más de educación debido al tratamiento. Esto es, la normalización a la unidad de la diferencia

$$\sum_{j=1}^J P(S < j / Z = 0) - \sum_{j=1}^J P(S < j / Z = 1)$$

donde  $j$  es el número de años de escolaridad y  $Z$  el instrumento dicotómico. En el Gráfico A1 se presenta la estimación de la función de respuesta para el tratamiento de nivel escolar de los padres. El Gráfico muestra que los grupos que contribuyen más son los comprendidos entre los 6 y 9 años de escolaridad. Por ejemplo, en 1996 el 15% de los individuos fueron inducidos a obtener 6 años o más de escolaridad debido al hecho de tener un padre (y madre, pues el efecto es similar) con un mínimo escolar de primaria. Mientras, únicamente 5% de los individuos fue inducido a estudiar 12 años o más por el mismo tratamiento (la escolaridad de los padres). Esto significa que el tratamiento de tener unos padres con nivel primaria mínimo afecta paulatinamente menos la decisión de estudiar a medida que aumenta el grado escolar. En otras palabras, que un individuo termine, por ejemplo, el 9º año de educación depende menos del nivel escolar de los padres y más de otros factores como pueden ser las ayudas y becas o la situación económica del hogar, entre otros.

**Cuadro 3 Estimación por Variables Instrumentales con escolaridad de los padres como instrumentos. Hombres que viven con sus padres.**

Año: 1994								
Instrumento: escolaridad del padre mayor o igual a primaria								
	MCO. Muestra total		MCO. Hijos		VI. Hijos		Garen. Hijos	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	4.7531	66.7	3.6800	12.9	4.0485	13.6	4.1468	13.7
Escolaridad	0.1038	54.1	0.0746	13.2	0.1302	9.3	0.1276	9.5
Edad	0.1161	27.6	0.2228	9.5	0.1610	5.9	0.1532	5.5
Edad <sup>2</sup>	-0.0013	-21.8	-0.0036	-8.0	-0.0025	-4.8	-0.0024	-4.6
TIR	<b>17.6%</b>	(14.7%)	<b>13.9%</b>	(15.0%)	<b>20.6%</b>	(20.6%)	<b>19.7%</b>	(19.6%)
R <sup>2</sup> ajustada	0.41		0.22		0.18		0.24	
Nº de obs.	7762		1741		1741		1741	
Hausman					16.2	3.84*		
Bound					306.1			
Instrumento: escolaridad de la madre mayor o igual a primaria								
	MCO. Muestra total		MCO. Hijos		VI. Hijos		Garen. Hijos	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	4.7531	76.3	3.9474	15.4	4.1971	15.9	4.2238	16.1
Escolaridad	0.1038	55.8	0.0800	16.4	0.1284	10.9	0.1281	11.0
Edad	0.1161	30.9	0.1983	9.4	0.1521	6.4	0.1499	6.3
Edad <sup>2</sup>	-0.0013	-24.6	-0.0031	-7.7	-0.0023	-5.3	-0.0024	-5.5
TIR	<b>17.6%</b>	(14.7%)	<b>14.3%</b>	(14.6%)	<b>19.9%</b>	(19.3%)	<b>19.4%</b>	(19.0%)
R <sup>2</sup> ajustada	0.41		0.25		0.21		0.26	
Nº de obs.	7762		2157		2157		2157	
Hausman					18.3	3.84*		
Bound					397.4			
Año: 1996								
Instrumento: escolaridad del padre mayor o igual a primaria								
	MCO. Muestra total		MCO. Hijos		VI. Hijos		Garen. Hijos	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	4.7888	66.2	3.8115	11.3	4.2597	11.1	4.2910	13.9
Escolaridad	0.1006	54.3	0.0827	13.5	0.1825	10.7	0.1849	11.2
Edad	0.1284	30.4	0.2176	7.6	0.1248	3.5	0.1208	4.1
Edad <sup>2</sup>	-0.0014	-24.8	-0.0034	-5.8	-0.0018	-2.5	-0.0018	-3.1
TIR	<b>17.9%</b>	(14.6%)	<b>15.6%</b>	(15.9%)	<b>26.8%</b>	(25.7%)	<b>26.5%</b>	(25.2%)
R <sup>2</sup> ajustada	0.39		0.24		0.12		0.26	
Nº de obs.	8510		1740		1740		1740	
Hausman					35.2	3.84*		
Bound					271.5			
Instrumento: escolaridad de la madre mayor o igual a primaria								
	MCO. Muestra total		MCO. Hijos		VI. Hijos		Garen. Hijos	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	4.7888	66.2	4.2763	13.0	4.5062	14.0	4.5902	19.8
Escolaridad	0.1006	54.3	0.0818	16.3	0.1454	10.0	0.1466	10.1
Edad	0.1284	30.4	0.1785	6.2	0.1239	4.1	0.1156	5.2
Edad <sup>2</sup>	-0.0014	-24.8	-0.0026	-4.4	-0.0016	-2.7	-0.0015	-3.6
TIR	<b>17.9%</b>	(14.6%)	<b>15.1%</b>	(15.4%)	<b>22.3%</b>	(21.7%)	<b>22.0%</b>	(21.0%)
R <sup>2</sup> ajustada	0.39		0.24		0.19		0.25	
Nº de obs.	8510		2349		2349		2349	
Hausman					20.1	3.84*		
Bound					323.9			

\*Chi-cuadrada a un nivel de confianza de 95%.

Fuente: ENIGH 94 y 96.

## 2.4 Instrumentos de rango

Las diversas metodologías utilizadas para controlar la endogeneidad de la escolaridad en la ecuación de ingresos están asociadas a supuestos estadísticos y económicos que, en general, producen implicaciones conflictivas en ese mismo sentido. En este contexto, Vella y Verbeek (1997) y Rummery, Vella y Verbeek (1999) proponen un estimador de Variables Instrumentales de Orden de Rango (VIOR) que goza de la virtud de evitar el uso de restricciones de exclusión.

Partiendo del hecho de que la heterogeneidad no observable de los individuos es la responsable de la endogeneidad de la escolaridad, se trata entonces de identificar y, posteriormente, explotar la similitud de las observaciones a partir de un determinado criterio. Para ello es necesario, en primer lugar, ordenar la muestra en varias submuestras. Posteriormente, los individuos se ordenan al interior de cada submuestra en función de alguna medida de la heterogeneidad no observable (orden de rango), suponiendo que las observaciones de una submuestra son similares a las observaciones de otro subconjunto con el mismo orden de rango. El efecto de la educación en los salarios se identifica entonces comparando los individuos de una submuestra con los correspondientes de otra submuestra ubicada en la misma área de la distribución de la heterogeneidad no observable.<sup>62</sup>

La idea formal del procedimiento de VIOR es la siguiente. Considérese el tradicional modelo de una ecuación de ingresos con escolaridad endógena expresado de la forma:

$$\ln(Y_i) = x'_i \beta + \delta S_i + z'_i \theta + u_i$$

$$S_i = x'_i \gamma + v_i$$

---

<sup>62</sup> En el fondo, el método de VIOR opera en la misma forma que el enfoque basado en gemelos: trata de aislar el efecto de la escolaridad sobre los ingresos, depurando la heterogeneidad no observable causante de la endogeneidad de la educación. En el caso de los gemelos, tomando diferencias entre ellos de forma tal que la unidad de observación es dicha diferencia y, en el caso de VIOR, controlando la posición de los individuos en la distribución de la habilidad no observable que, en último de los casos, es lo que está reflejando el orden de rango individual.

Donde  $Y_i$  y  $S$  denotan los salarios y los años de escolaridad del individuo  $i$ ,  $x$  e  $z$  son vectores de características individuales, y  $\beta$ ,  $\delta$ ,  $\gamma$  y  $\theta$  son los parámetros a estimar y  $u_i$  y  $v_i$  son los términos de perturbación con media cero, pero que se supone guardan una correlación distinta de cero, lo que significa precisamente endogeneidad de los salarios y, por lo tanto, inconsistencia de la estimación por MCO.

Tomando en consideración que la endogeneidad de la escolaridad depende de la apropiación de una determinada heterogeneidad no observable, el método de VIOR supone: 1) que la característica principal de la dotación individual de la heterogeneidad no observable no es el nivel sino más bien la posición, en términos de orden de rango, en la distribución de la heterogeneidad no observable, y 2) que los datos pueden dividirse en múltiples submuestras de forma tal que los individuos localizados en la misma área de la distribución de la heterogeneidad no observable, pero en distintas submuestras, gocen de distintos niveles educativos. Entonces, comparando individuos con el mismo orden de rango, pero con diferentes niveles educativos, el estimador VIOR identifica el efecto de la educación sobre los salarios.

Los datos fueron divididos en  $S$  submuestras mutuamente excluyentes, correspondientes a cada una de las regiones ( $r_i$  = Distrito Federal, Centro, Pacífico, Sur, Norte y Golfo), donde cada región tiene  $N_s$  observaciones. Se supone, además que la función de distribución condicional de  $v_i$ , dado  $r_i$ , es  $F(\cdot/r_i)$ . Por otra parte, sea  $c_i$  el orden de rango de la observación  $i$ , esto es,  $c_i = F(v_i/r_i)$ . Se supone que :

$$E\{u_i / x_i, S_i, r_i\} = E\{u_i / v_i, r_i\} = E\{e_i / c_i\} = f(c_i)$$

Donde  $f(c_i)$  denota alguna función desconocida que estable una correspondencia del orden de rango sobre los salarios. El supuesto crucial es que  $E\{u_i / v_i, r_i\}$  depende de los residuos  $v_i$  y de la región  $r_i$  únicamente a través del rango de orden  $c_i$ , dentro de cada submuestra. Esto se conoce como la restricción de orden y se interpreta como que la contribución a cada salario

individual provocado por la heterogeneidad no observable depende únicamente de la ubicación de los individuos, medida a través del orden de rango en la distribución del error de la forma reducida de cada submuestra de datos.

Dentro de este orden de ideas se procedió a estimar las ecuaciones de la forma reducida de escolaridad, de la cual se obtuvieron los residuos ( $\hat{v}_i$ ). Posteriormente, se ordenaron los datos en función de dichos residuos dentro de cada submuestra o región ( $r_i$ ) y se le otorgó a cada individuo un número secuencial  $1, 2, \dots, N_s$ . Posteriormente se normalizó cada valor. Este procedimiento proporcionó una estimación no paramétrica de  $c_i$ , que es función de  $v_i$ , condicionado en  $r_i$ , esto es,  $\hat{c}_i = F(\hat{v}_i / r_i)$ . La aproximación a la forma funcional,  $f(\cdot)$ , se realizó de manera lineal, habida cuenta que un polinomio de orden superior proporcionaba términos no significativos. Los resultados de la estimación de la función de ingresos se muestran en el Cuadro 4, mientras la estimación de la función de escolaridad se localiza en el Cuadro A6 del Anexo Estadístico.<sup>63</sup>

---

<sup>63</sup> Con el objetivo de que, desde un punto de vista teórico, el modelo esté identificado, la función de escolaridad incluye “splines”, edad y edad<sup>2</sup>, además de las variables propiamente exógenas de la función de ingresos.

Cuadro 4. Funciones de ingreso. MCO versus VIOR. Hombres.

Año: 1994						
	MCO		Rango		Rango-VI	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	6.2713	185.8	6.2773	187.2	5.9142	95.0
Escolaridad	<b>0.1036</b>	47.2	<b>0.1544</b>	21.6	<b>0.1508</b>	21.2
Experiencia	0.0476	19.8	0.0413	16.5	0.0442	14.5
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0007	-15.9	-0.0005	-10.8	-0.0006	-9.6
Centro	-0.1233	-5.3	-0.0425	-1.7	-0.0451	-1.7
Pacífico	-0.0491	-2.0	0.0165	0.6	0.0143	0.5
Norte	-0.3577	-9.3	-0.0943	-4.2	-0.0956	-4.2
Sur	-0.1454	-6.8	-0.2805	-7.1	-0.2835	-6.7
Golfo	-0.2879	-13.6	-0.2108	-9.0	-0.2133	-8.9
Cabeza de familia =1	0.3421	18.2	0.3646	19.1	0.3599	17.7
Empleo fijo=1	0.3705	24.5	0.2013	7.3	0.2260	8.5
Rango			-0.7073	-7.6		
R <sup>2</sup> ajustada	0.48		0.49		0.45	
Error estándar	0.65		0.65		0.67	
Estadístico F	727.7		673.0		531.0	
Nº de Obs.	7762		7762		7762	

Año: 1996						
	MCO		Rango		Rango-VI	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	6.3245	158.0	6.3213	159.0	5.9332	91.5
Escolaridad	<b>0.0974</b>	42.2	<b>0.1614</b>	21.7	<b>0.1484</b>	21.6
Experiencia	0.0500	19.4	0.0439	17.0	0.0497	15.5
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0007	-16.4	-0.0005	-11.4	-0.0007	-11.0
Centro	0.0191	0.7	0.1121	3.8	0.0975	3.2
Pacífico	0.0606	2.2	0.1105	3.9	0.1049	3.6
Norte	0.0872	3.4	0.1444	5.6	0.1345	5.0
Sur	-0.3178	-7.6	-0.2180	-5.0	-0.2345	-5.3
Golfo	-0.0666	-2.7	-0.0414	-1.7	-0.0422	-1.6
Cabeza de familia =1	0.3701	18.3	0.3745	18.6	0.3641	17.2
Empleo fijo=1	0.4800	28.6	0.2379	7.6	0.3040	10.9
Rango			-0.8486	-9.1		
R <sup>2</sup> ajustada	0.48		0.49		0.44	
Error estándar	0.67		0.67		0.70	
Estadístico F	714.8		664.1		569.1	
Nº de Obs.	7719		7719		7719	

Fuente: ENIGH 94 y 96.

Los rendimientos MCO bajo esta nueva especificación se colocan alrededor del 10%, esto es, 3 puntos porcentuales por debajo de la estimación MCO estándar. El resultado no resulta en absoluto sorprendente dado que, como se sabe, la introducción de variables adicionales trae como consecuencia una reducción de la tasa de rentabilidad.

Nótese que la variable “rango” puede interpretarse, de cierta manera, como una “proxy” de la habilidad no observada de los individuos, pues los que

experimentan un valor bajo son aquellos que, de acuerdo a la función de escolaridad, deberían haber estudiado más de lo que realmente hicieron, y viceversa. En este orden de ideas, el rendimiento de la educación debería disminuir cuando se introduce la variable de rango, pero lo que acontece es exactamente lo contrario: la rentabilidad se incrementa entre 50% y 65%. Las justificaciones a este resultado pueden ser varias y complementarias. En primer lugar, Griliches (1977), dentro de un esquema de optimización de la escolaridad, alerta sobre la posibilidad de que, dado que los individuos más hábiles enfrentan costes de oportunidad de estudiar mayores, entonces abandonen la escuela más pronto que los menos hábiles, aunado al hecho de que los empleadores pueden no estar dispuestos a pagar más allá de lo reflejado en el nivel de estudios alcanzado.<sup>64</sup> En segundo lugar, nótese que la variable “rango” se asemeja más bien a un test “académico”, esto es, a una cierta capacidad para estudiar, y esto no necesariamente refleja una “habilidad” para obtener mayor ingreso, dado un cierto nivel de estudios.<sup>65</sup> Finalmente, si observamos el valor de la variable rango a través de las generaciones, se nota un ligero descenso.<sup>66</sup> Descartado que los más jóvenes sean más hábiles que los más viejos, lo que la variable rango puede estar recogiendo es el hecho de que a través de los años existe una mayor accesibilidad a la educación, esto es, que con el transcurrir del tiempo, un creciente número de individuos menos hábiles (en el sentido reflejado por el rango) tienen la oportunidad de estudiar más.

Volviendo al tema de la estimación, y tomando en consideración que la experiencia potencial es también endógena, se presenta una estimación por VI estándar, siendo los instrumentos la edad y su cuadrado, las regiones y, en particular como un instrumento de la educación, empleamos  $S_i - E\{S_i/c_i\}$ .<sup>67</sup> Los

---

<sup>64</sup> “In optimizing models there is no good a priori reason to expect the ‘ability bias’ (or the direct coefficient of a measure of ability in the earnings function) to be positive. Thus, it shouldn’t be too surprising if it turns out to be small or negative” (Griliches, 1977, p. 18).

<sup>65</sup> Por ejemplo, Blackburn y Newmark (1995) aproximan la “habilidad” a través de un test académico y uno no académico y, en general, el coeficiente asociado al test académico en la función de ingresos tiene un coeficiente negativo.

<sup>66</sup> Por ejemplo, en 1994 pasa de 0,51 en los menores de 35 años a 0,48 en los mayores de 35 años.

<sup>67</sup> Esta propuesta de instrumento para la educación es sugerida igualmente por Rummery *et al.* (1999). Los valores predichos se obtienen de una regresión MCO de S en función de una constante y la variable de rango.

resultados, como se nota en el Cuadro 4, varían muy poco respecto a la estimación por VIOR. Finalmente, aprovechando el gran impacto del *background* familiar en la escolaridad, se llevó a cabo el anterior procedimiento, teniendo como muestra los hijos que viven con sus padres. Los resultados se muestran en el Cuadro A7 (Función de escolaridad) y A8 (Función de ingresos) del Anexo Estadístico. Al igual que en el caso general, los rendimientos se incrementan, pero en menor medida (aproximadamente 30%).

### 3 CONCLUSIONES

Tradicionalmente, la estimación de los rendimientos de la educación por MCO a partir de una ecuación minceriana de ingresos ha estado sujeta a severas críticas, consecuencia de la falta de consideración tanto del sesgo de habilidad como del de endogeneidad.

Una manera de resolver el problema de endogeneidad de la educación consiste en estimar la función de ingresos por VI. En este trabajo se han llevado a cabo diversas estimaciones con instrumentos alternativos: *splines* en la edad, condiciones macroeconómicas al momento de tomar la decisión de estudiar y *background* familiar. Todas ellas apuntan a un mismo resultado: un incremento sustancial en los rendimientos cuando se controla el problema de la endogeneidad de la educación vía VI.

Una explicación de índole técnico de porqué las estimaciones por VI son mayores a las obtenidas por MCO radica en que cuando VI se basa en comparar grupos con base en cuasi-experimentos, la estimación por VI se asemeja a una estimación usando datos agrupados. En este caso la agrupación puede acentuar cualquier sesgo inherente en el modelo micro, reduciendo la varianza en la variable independiente (escolaridad) más que la reducción de la covarianza de la variable independiente con el sesgo.

No obstante, razonar en estos términos provoca ciertos problemas de interpretación de los rendimientos. En otras palabras, ¿son los rendimientos estimados por VI unos rendimientos promedios de la muestra? Una respuesta proveniente de la teoría del efecto “tratamiento” es que el estimador por VI no representa un rendimiento promedio de la educación sino el de un grupo particular muy alejado del promedio muestral, pero fuertemente correlacionado con los instrumentos usados. Concretamente, que el rendimiento estimado por VI representa una media ponderada de los rendimientos de los individuos con diferentes beneficios y costes marginales de la escolaridad. Los instrumentos actúan de forma diferencial sobre grupos que comparten los mismos beneficios y costes marginales, y el rendimiento estimado es un promedio de éstos efectos. Sin embargo, en general y por la manera en que se diseñan los instrumentos, VI afecta básicamente a los individuos con *backgrounds* más desfavorable, y como éstos tienen tasas de descuentos más altas, sus rendimientos, y por ende los asociados a VI, son mayores. Empero, no puede soslayarse que cuando se trata de varios instrumentos y cada uno de ellos toma más de dos valores, el aislamiento del rendimientos de cada grupo puede resultar una tarea complicada.

Independientemente de la posibilidad de aislar los efectos, un hecho resulta evidente: en México no existe una tasa única de rendimientos de la educación que pueda ser aplicada a cada uno de los grupos poblacionales. La heterogeneidad de los rendimientos de la educación es incuestionable, y ello queda demostrado por la gran diferencia entre las estimaciones por MCO y VI.

En términos de política económica la conclusión anterior no es desdeñable: la eficiencia de una política educativa tendente a mejorar el nivel o distribución del ingreso debe tomar en consideración los grupos que afectará, pues los resultados pueden ser diametralmente distintos dependiendo del “tratamiento” y el grupo afectado.

Por ejemplo, en lo que respecta a los resultados del efecto “tratamiento” de tener un padre o madre con un cierto nivel educativo, se desprendería un panorama de doble circularidad: el lado virtuoso es que unos padres con

escolaridad mayor a la obligatoria tenderían a tener hijos cuya escolaridad es mayor a la promedio y su rendimiento es superior al general. Invertiendo los argumentos tendríamos el círculo vicioso. En otras palabras: no todos los niños en México nacen con las mismas posibilidades de educación. En consecuencia, resulta evidente que una política de abatimiento de las desigualdades económicas debería encaminarse a 1) abatir los bajos niveles educativos para poder compensar, a mediano plazo, las condiciones de los hijos de esa generación y 2) crear mecanismos de compensación a corto plazo para los hijos de padres con nivel de educación bajo.

Finalmente, la alternativa de controlar la endogeneidad utilizando la metodología de VIOR apunta, aunque de forma menos pronunciada, al mismo resultado, esto es, a un incremento de los rendimientos de la educación, una vez controlada la endogeneidad de la educación.

## ANEXO 1. EFECTO TRATAMIENTO

Como se demuestra en Card (1995; 1999), la estimación por VI admite la interpretación de que el efecto de las VI se perciba como una “intervención” que afecta a un grupo específico, por lo que VI proporcionaría estimaciones sesgadas de la rentabilidad *promedio* de la población. Esta nueva manera de encarar el problema del efecto causal de la educación sobre los ingresos generaría dos nuevos y determinantes postulados en este campo, a saber: 1) que la rentabilidad de la educación es heterogénea en la población y 2) que diferentes instrumentos deberían producir distintos rendimientos promedios para diferentes subgrupos de la población.

La formalización de esta nueva idea de un “efecto tratamiento” se realiza en los trabajos de Imbens y Angrist (1994) y Angrist y Imbens (1995). Como se menciona en el contexto del problema de endogeneidad de la educación en una función de ingreso, una solución plausible consistiría en llevar a cabo un experimento en el cual la escolaridad se asignara aleatoriamente. Aunque ciertamente no es posible efectuar tal tipo de experimentos. Sin embargo, algunos “experimentos naturales” pueden generar variables instrumentales que sirvan para el mismo fin.

El enfoque aplicado en el artículo se refiere al denominado “efecto tratamiento promedio local”, cuya idea de identificación y estimación es la siguiente. Sea  $Y_0(i)$  la respuesta sin tratamiento del individuo  $i$  (por ejemplo, el ingreso del individuo  $i$  cuando no es afectado por el “tratamiento”) y  $Y_1(i)$  la respuesta con tratamiento. Sea  $D(i)$  una variable binaria indicadora del tratamiento. Entonces, es posible observar  $D(i)$  y  $Y(i) = Y(i) \cdot D(i) = D(i) \cdot Y_1(i) + (1-D(i)) \cdot Y_0(i)$  para una muestra aleatoria de individuos.<sup>68</sup> El “efecto tratamiento individual” o “efecto causal” se define entonces como  $Y_1(i) - Y_0(i)$ .

---

<sup>68</sup> Nótese que el resultado  $Y_i$  depende en todos los casos de las características individuales  $X$ , por lo que todo está condicionado a  $X$ . Con el objetivo de simplificar la notación no se explicita dicho condicionamiento.

Por otra parte, es posible definir un efecto tratamiento promedio poblacional (ETPP) como la diferencia  $E(Y_1) - E(Y_0)$ . Este efecto tratamiento es interpretable como el promedio de las diferencias entre los que reciben y lo que no reciben el tratamiento de todos los individuos de la población. Utilizando las leyes de la probabilidad total es factible reescribir  $E(Y_1)$  y  $E(Y_0)$  de la siguiente forma:

$$E(Y_1) = E(Y_1/D=1) \cdot P(D=1) + E(Y_1/D=0) \cdot P(D=0)$$

$$E(Y_0) = E(Y_0/D=1) \cdot P(D=1) + E(Y_0/D=0) \cdot P(D=0)$$

No obstante, por medio de los datos es posible identificar únicamente  $E(Y_1/D=1)$ ,  $P(D=1)$ ,  $E(Y_0/D=0)$  y  $P(D=0)$ , pero no así  $E(Y_1/D=0)$  y  $E(Y_0/D=1)$ , salvo que se efectúen supuestos específicos acerca del proceso de selección.

Dada la dificultad de identificar un ETPP, otros efectos tratamiento han aparecido en la literatura al respecto, en particular, Imbens y Angrist (1994) y Angrist e Imbens (1995) proporcionan otra alternativa: el “efecto tratamiento promedio local” (ETPL).<sup>69</sup> La identificación de este tratamiento está basado en el supuesto de que la probabilidad de recibir un tratamiento esté afectada por un cambio monótono en una restricción de exclusión. Por otra parte, en Angrist, Imbens y Rubin (1996) se establece el marco teórico para una interpretación del ETPL utilizando Variables Instrumentales: si  $Z_i$  es un instrumento dicotómico que determina, a su vez, el resultado del tratamiento, esto es,  $D_i(Z)$ , y dados ciertos supuestos<sup>70</sup>, el ETPL puede interpretarse como un estimador de VI:

$$\frac{E(Y/Z=1) - E(Y/Z=0)}{E(D/Z=1) - E(D/Z=0)}$$

<sup>69</sup> Existen otros tipos de efectos tratamiento, además del promedio poblacional y local: el efecto del tratamiento en los afectados y el de Variables Instrumentales local. Para un análisis de las relaciones entre ellos véase Heckman y Vytlacil (2000).

<sup>70</sup> A saber, 1) que los resultados de cada persona  $i$  no están relacionados con el status de tratamiento de otros individuos, 2) que  $Z$  afecta  $Y$  sólo a través de  $D$ , 3) que el efecto promedio causal de  $Z$  en  $D$  es no cero y 4) que  $D_i(1) \geq D_i(0)$  para todo  $i$ .

Nótese que si el resultado “Y” representa el ingreso y  $D_i = S_i$  de forma que

$$E(S_i / Z_i=1) \neq E(S_i / Z_i=0)$$

el modelo descrito puede enmarcarse dentro del esquema de una clásica ecuación minceriana. Adicionalmente, si  $\beta_i$  denota el rendimiento marginal de la educación, el efecto de un “tratamiento” sobre los ingresos para el individuo  $i$  es

$$\Delta \log Y_i = \beta_i \Delta S_i$$

Y el límite de la probabilidad de un estimador por VI con un instrumentos  $Z_i$  dicotómico será:

$$\begin{aligned} \text{plim } \beta_{VI} &= \text{cov}(\log Y_i, Z_i) / \text{cov}(S_i, Z_i) \\ &= \frac{E(\log Y_i / Z_i = 1) - E(\log Y_i / Z_i = 0)}{E(S_i / Z_i = 1) - E(S_i / Z_i = 0)} \end{aligned}$$

Si se supone que

$$\begin{aligned} E(S_i / Z_i=1) &= E(S_i / Z_i=0) + E(\Delta S_i), \quad y \\ E(\log Y_i / Z_i=1) &= E(\log Y_i / Z_i=0) + E(\beta_i \Delta S_i) \end{aligned}$$

Entonces

$$\text{plim } \beta_{VI} = \frac{E(\beta_i \Delta S_i)}{E(\Delta S_i)}$$

que debe ser interpretado como un promedio ponderado de los rendimientos marginales de la educación de la población, donde la ponderación para una persona particular es el tamaño relativo del incremento en la escolaridad de esta persona como consecuencia del “tratamiento”.

Cabe señalar que, teóricamente, los individuos en relación con el tratamiento y la variación exógena o instrumento pueden clasificarse en 4 grupos: 1) aquellos que incrementaron su nivel educativo como consecuencia del “tratamiento” (cumplidor), 2) aquellos que no incrementaron su nivel educativo a pesar del “tratamiento” (nunca tomadores), 3) aquellos que incrementaron su nivel educativo independientemente del “tratamiento” (siempre tomadores) y 4) aquellos que disminuyeron su nivel educativo por causa del “tratamiento” (contrarios).

Debido a las restricciones de exclusión los grupos 2) y 3) tienen un efecto causal cero de  $Z$  sobre  $Y$ . Además, debido al supuesto de monotonía no existen “contrarios”. Por lo tanto, el efecto causal promedio de  $Z$  en  $Y$  es proporcional al efecto causal promedio de  $S$  en  $Y$  para los “cumplidores”.

## ANEXO 2. EDAD *VERSUS* EXPERIENCIA EN LA ECUACIÓN DE INGRESOS Y EL CÁLCULO DE LA TIR

La ecuación minceriana de ingresos tradicional considera, además de la escolaridad, a la experiencia y a la experiencia al cuadrado como variables explicativas. Como en la mayoría de las ocasiones no existe información sobre la experiencia “real”, ha sido práctica común utilizar en su lugar la denominada experiencia “potencial”, esto es, la edad menos la escolaridad menos 6. No obstante, este planteamiento genera un problema adicional: si la escolaridad se considera endógena, las otras dos variables de la ecuación de ingreso (la experiencia potencial y su cuadrado) lo serán igualmente. Una manera habitual de resolver este inconveniente ha consistido en sustituir a la experiencia potencial por la variable “edad”. Sin embargo, esta alternativa provoca, a su vez, un problema de interpretación en el concepto de “tasa de rendimiento”.

En efecto, en el contexto de una ecuación minceriana de ingresos:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \beta_2 \cdot \text{Experiencia}_i + \beta_3 \text{Experiencia}_i^2 + u_i$$

en donde “Y” es el logaritmo de los salarios y “S” la escolaridad, la rentabilidad de la educación se demuestra que viene directamente dada por el coeficiente “ $\beta_1$ ” (Véase Becker 1964).

Si en lugar de la variable experiencia se utiliza la edad “E”, entonces el coeficiente asociado a la escolaridad deja de constituir una medida directa de la rentabilidad de la educación. Así, efectuando la aproximación:

$$\text{Experiencia} = E - S - 6$$

Y retornando a la ecuación minceriana de ingresos, se obtiene:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \beta_2 \cdot (E_i - S_i - 6) + \beta_3 \cdot (E_i - S_i - 6)^2 + u_i$$

Al emplear una ecuación en la que la variable explicativa es la edad en lugar de la experiencia, esto es, una ecuación del tipo:

$$Y_i = \beta_0^* + \beta_1^* \cdot S_i + \beta_2^* \cdot E_i + \beta_3^* \cdot E_i^2 + u_i^*$$

en este caso, la derivada de “Y” con respecto a “S” viene dada por:

$$\partial Y_i / \partial S_i = \beta_1^* = \beta_1 - \beta_2 - 2 \cdot \beta_3 \cdot (E_i - S_i - 6)$$

En consecuencia, esta derivada no ofrece directamente la rentabilidad de la educación. Para obtenerla, al coeficiente “ $\beta_1^*$ ” estimado es preciso añadirle el sumando: “ $\beta_2 + 2 \cdot \beta_3 \cdot (E - S - 6)$ ”.

En el Cuadro A2.1 se presenta, a manera de ejemplo, los cálculos efectuados utilizando edad o experiencia para hombres con base en la ENIGH 96. En la primera fila se muestra el valor estimado de  $\beta_1$ , que usualmente se considera el rendimiento de la educación (13,7%), y que es prácticamente el mismo que el obtenido de acuerdo a la formulación previa, con experiencia promedio, y que se presenta en la segunda fila (14,0%). En la tercera fila se muestra la rentabilidad proveniente de una especificación con edad y su cuadrado (10,1%) que, salvo pequeñas diferencias, es igual a la rentabilidad obtenida mediante el cálculo de la derivada de una función con experiencia y su cuadrado respecto a la escolaridad, y que se presenta en la cuarta fila (9,7%). En otras palabras, que se verifica la igualdad:

$$\beta_1^* = \beta_1 - \beta_2 - 2 \cdot \beta_3 \cdot (E - S - 6) .$$

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. Por esta razón, en las dos últimas filas del Cuadro A2.1 se muestran los cálculos de la TIR a partir de una especificación con edad y otra con experiencia.

*Cuadro A2.1 Tasas de rendimiento utilizando experiencia versus edad. Hombres. 1996.*

COEFICIENTES	
EXPERIENCIA	
$\beta_1$	13.7%
$\beta_1 + \beta_2 + 2 \cdot \beta_3 \cdot (E-S-6)$	14.0%
EDAD	
$\beta_1^*$	10.1%
$\beta_1 - \beta_2 - 2 \cdot \beta_3 \cdot (E-S-6)$	9.7%
TIR	
experiencia, experiencia <sup>2</sup>	14.6%
edad, edad <sup>2</sup>	17.8%

*Fuente: ENIGH 96.*

A este punto es importante resaltar varios hechos. Primero, que el coeficiente estimado que afecta a la escolaridad, cuando se emplea la edad, es del orden de un 26% menor que cuando se usa la experiencia. Segundo, que el coeficiente  $\beta_1$  se asemeja a la TIR cuando se calcula con base en una ecuación con experiencia. Finalmente, que la TIR obtenida a partir de una ecuación con edad dista mucho de  $\beta_1^*$  pero, aún con cierta diferencia, se asemeja más a la TIR que se basa en una ecuación con experiencia.

### ANEXO 3. METODO DE GAREN

La idea básica de este método es hacer algunos supuestos acerca de la naturaleza de las covarianzas entre los componentes no observados de la habilidad y las variables observables (escolaridad e instrumentos), e incluir términos adicionales en el modelo de ingresos que capture estas relaciones.

El método procede de la siguiente manera: a partir de un conjunto de elecciones educativas  $\{S = 0,1,2\dots n\}$  y a suponiendo que éstas determinan de manera distinta los ingresos ( $Y$ ), el sistema de ecuaciones de ingresos se puede expresar como:

$$\begin{aligned} Y &= a_0 + b_0 X_1 + e_0 && \text{si} && S = 0 \\ Y &= a_1 + b_1 X_1 + e_1 && \text{si} && S = 1 \\ & \cdot && && \\ & \cdot && && \\ & \cdot && && \\ Y &= a_n + b_n X_1 + e_n && \text{si} && S = n \end{aligned}$$

donde  $X_1$  es un conjunto de variables que afecta el ingreso y  $e_j$  representa la heterogeneidad no observable. Cuando  $n$  es muy grande, una aproximación plausible del anterior sistema es:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 S + \beta_3 X_1^2 + \beta_4 S^2 + \beta_5 S \cdot X_1 + e + \phi \cdot S$$

donde  $e + \phi \cdot S$  es una aproximación a las  $e_j$ 's, que de esta manera permite que la heterogeneidad no observable tenga diferentes efectos en "Y", dependiendo de la elección de  $S$ . Por este último motivo, esto es, por ser la escolaridad una variable de elección, se desprende que ésta es endógena. En consecuencia, Garen deriva una ecuación para  $S$  a partir de un modelo de maximización del ingreso neto esperado (ingreso total menos el costo de adquirir el nivel educativo correspondiente) basada en la elección de  $S$ . La expresión es:

$$S = \pi_0 + \pi_1 X_1 + \pi_2 X_2 + \eta$$

donde  $X_2$  es un vector de variables que afecta el coste de adquirir el nivel educativo  $S$  y  $\eta = -\phi/2\beta_4$ . Estas dos ecuaciones forman un sistema que, sin embargo, y dada la estructura triangular, produce un valor esperado de los residuos diferente de cero y, por tanto, una estimación MCO inconsistente. La solución consiste en obtener estimadores consistentes de  $\eta$  a partir de los residuos de la ecuación de escolaridad, esto es,  $\eta = S - (\pi_0 + \pi_1 X_1 + \pi_2 X_2)$  y, posteriormente, sustituir  $\pi$  en la ecuación de salarios. De esta manera, la estimación consistiría en aplicar MCO a la siguiente ecuación:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 S + \beta_3 X_1^2 + \beta_4 S^2 + \beta_5 S \cdot X_1 + \gamma_1 \eta + \gamma_2 \eta \cdot S + \theta$$

Cabe mencionar que, como demuestra Card (1999), la aplicación de este método purga los dos tipos de sesgo de endogeneidad de la relación observada entre log (ingresos) y escolaridad (el atribuible a la correlación entre escolaridad y el término de intersección de la función de ingresos, y el atribuible a la correlación entre escolaridad y la pendiente de la misma función). Mientras VI estándar únicamente elimina la influencia de la heterogeneidad proveniente del término de intersección.

## ANEXO ESTADÍSTICO

Cuadro A1. Funciones de escolaridad con "splines". Hombres.

	1994		1996	
	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Constante	4.0020	2.0	1.8608	5.1
Edad	0.0315	0.2	0.3258	14.5
Edad <sup>2</sup>	0.0064	1.2	-0.0024	-4.4
E24	-0.4188	-3.6		
E27			-0.2630	-7.7
E35	-0.4404	-3.2		
E39	0.3858	2.4		
E42	-0.3050	-2.0		
E52	-0.1844	-1.3		
R <sup>2</sup> ajustada	0.067		0.072	
Error estándar	4.23		4.12	
Estadístico F	80.2		220.6	
Nº de obs.	7762		8510	

Fuente: ENIGH 94 y 96.

Cuadro A2. Funciones de escolaridad con PIB y Gasto en Educación. Hombres mayores de 25 años.

	1994		1996	
	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Constante	-128.0238	-2.0	-14.9751	-0.5
Edad	2.6592	1.9	0.5004	0.8
Edad <sup>2</sup>	-0.0168	-1.8	-0.0046	-1.1
Gto en educ. (6 años)	-0.1801	-2.8	-0.0052	-0.1
Gto en educ. (12 años)	-0.0599	-2.4	-0.0218	-0.6
PIB (6 años)	1.2040	2.5		
PIB (12 años)			0.1666	0.9
R <sup>2</sup> ajustada	0.06		0.07	
Error estándar	4.71		4.55	
Estadístico F	68.0		95.3	
Nº de obs.	5104		5833	

Fuente: ENIGH 94 y 96

*Cuadro A3. Funciones de escolaridad con background familiar (escolaridad de los padres).  
Hijos que viven con sus padres.*

	Año: 1994				Año: 1996			
	Coeficiente	Est. t						
Constante	-5.4975	-5.0	-4.7528	-4.1	-3.7119	-3.1	-3.3438	-4.1
Edad	0.9485	9.8	0.8630	8.4	0.7950	7.4	0.7778	11.2
Edad <sup>2</sup>	-0.0170	-8.3	-0.0146	-6.6	-0.0134	-5.7	-0.0131	-9.1
Esc. padre >=6	2.8206	17.2			2.4838	16.9		
Esc. madre >=6			3.0706	20.0			2.5502	18.4
R <sup>2</sup> ajustada	0.22		0.22		0.21		0.19	
Error estándar	3.09		3.20		2.99		3.12	
Estadístico F	163.7		209.1		156.2		185.0	
Nº de obs.	1741		2157		1740		2349	

Fuente: ENIGH 94 y 96

*Cuadro A4. Funciones de escolaridad con background familiar (ocupación de los padres).  
Hijos que viven con sus padres.*

	Año: 1994				Año: 1996			
	Coeficiente	Est. t						
Constante	-5.1737	-4.3	-6.1287	-2.3	-2.8194	-1.7	-1.0129	-0.6
Edad	0.9777	9.2	1.0465	4.3	0.7729	4.8	0.6783	4.9
Edad <sup>2</sup>	-0.0183	-8.1	-0.0192	-3.6	-0.0133	-3.7	-0.0127	-4.5
Padre "cuello blanco"	2.8586	11.4			1.9007	8.6		
Madre "cuello blanco"			1.9392	5.9			1.7687	6.1
R <sup>2</sup> ajustada	0.17		0.14		0.12		0.10	
Error estándar	3.13		3.26		3.11		3.08	
Estadístico F	103.1		34.2		68.7		28.6	
Nº de obs.	1489		628		1513		728	

Fuente: ENIGH 94 y 96

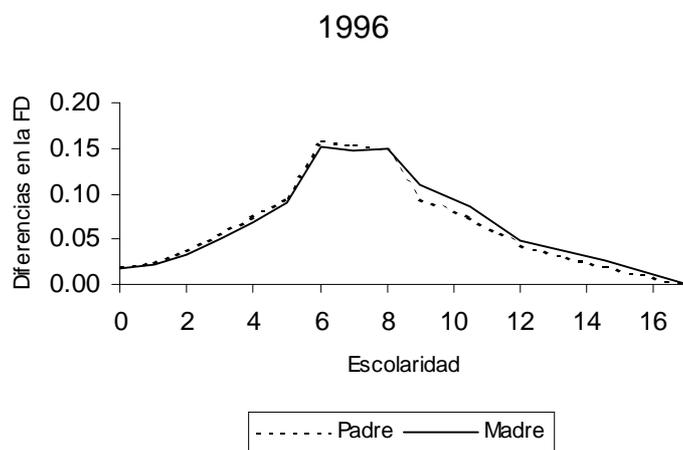
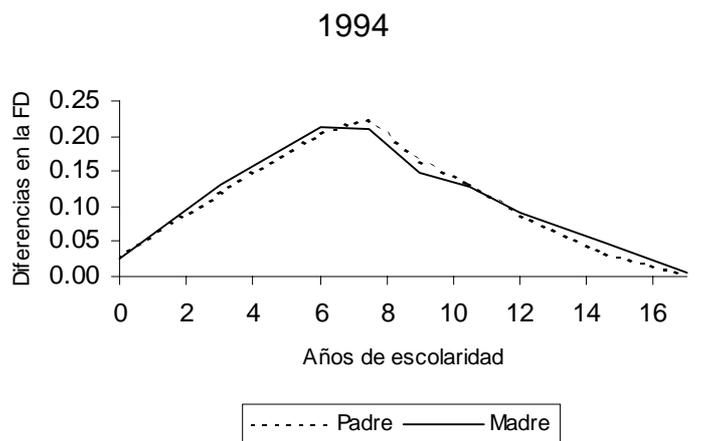
Cuadro A5. Estimación por Variables Instrumentales con ocupación de los padres como instrumentos. Hombres que viven con sus padres.

Año: 1994								
Instrumento: ocupación del padre de "cuello blanco"								
	MCO. Muestra total		MCO. Hijos		VI. Hijos		Garen. Hijos	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	4.7531	66.7	3.6709	12.1	4.0998	12.1	4.1531	12.0
Escolaridad	0.1038	54.1	0.0723	11.5	0.1375	6.9	0.1330	6.7
Edad	0.1161	27.6	0.2248	9.0	0.1524	4.5	0.1492	4.2
Edad <sup>2</sup>	-0.0013	-21.8	-0.0037	-7.7	-0.0024	-3.7	-0.0024	-3.4
TIR	<b>17.6%</b>	(14.7%)	<b>13.3%</b>	(14.7%)	<b>21.2%</b>	(20.7%)	<b>20.2%</b>	(20.0%)
R <sup>2</sup> ajustada	0.41		0.21		0.15		0.22	
Nº de obs.	7762		1489		1489		1489	
Hausman					11.7	3.84*		
Bound					160.5			
Instrumento: ocupación de la madre de "cuello blanco"								
	MCO. Muestra total		MCO. Hijos		VI. Hijos		Garen. Hijos	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	4.7531	76.3	3.5285	6.9	4.3056	6.8	4.2974	7.2
Escolaridad	0.1038	55.8	0.0773	7.8	0.1820	4.5	0.1733	4.3
Edad	0.1161	30.9	0.2379	5.6	0.1142	1.7	0.1191	1.8
Edad <sup>2</sup>	-0.0013	-24.6	-0.0041	-5.1	-0.0019	-1.5	-0.0021	-1.7
TIR	<b>17.6%</b>	(14.7%)	<b>13.5%</b>	(14.3%)	<b>25.0%</b>	(24.7%)	<b>23.4%</b>	(23.4%)
R <sup>2</sup> ajustada	0.41		0.20		0.05		0.22	
Nº de obs.	7762		628		628		628	
Hausman					6.0	3.84*		
Bound					39.0			
Año: 1996								
Instrumento: ocupación del padre de "cuello blanco"								
	MCO. Muestra total		MCO. Hijos		VI. Hijos		Garen. Hijos	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	4.7888	66.2	3.6583	9.3	4.1194	8.5	4.0682	10.6
Escolaridad	0.1006	54.3	0.0796	11.7	0.2049	6.5	0.2030	6.7
Edad	0.1284	30.4	0.2372	6.8	0.1286	2.6	0.1345	3.2
Edad <sup>2</sup>	-0.0014	-24.8	-0.0040	-5.4	-0.0021	-2.1	-0.0023	-2.8
TIR	<b>17.9%</b>	(14.6%)	<b>14.6%</b>	(15.2%)	<b>29.0%</b>	(27.4%)	<b>28.4%</b>	(26.9%)
R <sup>2</sup> ajustada	0.39		0.21		0.03		0.83	
Nº de obs.	8510		1513		1513		1513	
Hausman					16.6	3.84*		
Bound					78.1			
Instrumento: ocupación de la madre de "cuello blanco"								
	MCO. Muestra total		MCO. Hijos		VI. Hijos		Garen. Hijos	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	4.7888	66.2	3.830	7.1	4.034	8.5	4.111	9.5
Escolaridad	0.1006	54.3	0.084	8.1	0.216	4.7	0.210	4.7
Edad	0.1284	30.4	0.212	4.6	0.112	2.2	0.108	2.2
Edad <sup>2</sup>	-0.0014	-24.8	-0.003	-3.7	-0.002	-1.6	-0.001	-1.6
TIR	<b>17.9%</b>	(14.6%)	<b>15.2%</b>	(16.2%)	<b>31.2%</b>	(30.3%)	<b>30.1%</b>	(26.1%)
R <sup>2</sup> ajustada	0.39		0.92		0.00		0.18	
Nº de obs.	8510		728		728		728	
Hausman					7.5	3.84*		
Bound					43.6			

\*Chi-cuadrada a un nivel de confianza de 95%.

Fuente: ENIGH 94 y 96.

Gráfico A1. Funciones de respuesta. Escolaridad de los padres como "tratamiento".



Cuadro A6. Funciones de escolaridad. VIOR. Muestra total.  
Hombres.

	1994		1996	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
Constante	6.1056	3.2	4.3248	12.2
Edad	-0.0371	-0.2	0.1874	7.9
Edad <sup>2</sup>	0.0060	1.2	-0.0016	-2.9
E27			-0.1845	-5.8
E24	-0.3373	-3.1		
E35	-0.3998	-2.9		
E39	0.6050	1.8		
E42	-0.2261	-1.4		
E52	-0.1593	-1.2		
Centro	-1.7092	-11.6	-1.5884	-10.1
Pacífico	-1.3984	-8.7	-0.8815	-5.3
Sur	-1.6566	-6.5	-1.6484	-8.3
Norte	-1.1165	-8.3	-0.9747	-6.7
Golfo	-1.6446	-12.3	-2.0541	-8.8
C. de fam=1	-0.5998	-4.9	-0.2164	-1.9
Emp. Fijo=1	3.1577	31.7	3.5745	36.9
R <sup>2</sup> ajustada		0.22		0.24
Error estándar		3.9		3.76
Estadístico F		155.4		246.4
Nº de Obs.		7762		7719

Fuente: ENIGH 94 y 96.

Cuadro A7. Funciones de escolaridad. VIOR. Hijos hombres que  
viven con su madre.

	1994		1996	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
Constante	-1.8619	-1.7	-0.8688	-1.1
Edad	0.6463	6.8	0.5586	8.7
Edad <sup>2</sup>	-0.0110	-5.5	-0.0098	-7.5
Centro	-1.4352	-6.9	-0.9105	-4.3
Pacífico	-1.4623	-6.2	-0.4155	-1.8
Sur	-1.4485	-3.8	-1.3287	-4.9
Norte	-1.3909	-7.2	-0.7889	-3.9
Golfo	-1.2401	-5.9	0.1415	0.7
Emp. Fijo=1	1.6118	9.7	2.0779	12.9
Escolaridad madre	0.4904	21.2	0.3817	15.8
R <sup>2</sup> ajustada	0.34		0.30	
Error estándar	2.96		2.91	
Estadístico F	121.9		101.2	
Nº de Obs.	2157		2152	

Fuente: ENIGH 94 y 96.

Cuadro A8. Funciones de ingreso. VIOR. Hijos hombres que viven con su madre.

Año: 1994						
	MCO		Rango		Rango-VI	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	6.1231	77.0	6.1584	77.0	5.8590	56.1
Escolaridad	<b>0.1051</b>	19.1	<b>0.1349</b>	15.4	<b>0.1327</b>	15.4
Experiencia	0.0879	11.5	0.0769	9.4	0.0984	6.6
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0021	-7.5	-0.0018	-6.3	-0.0026	-4.6
Centro	-0.2154	-4.1	-0.1463	-2.7	-0.1563	-2.8
Pacífico	-0.1645	-3.0	-0.1079	-2.0	-0.1157	-2.1
Norte	-0.4490	-5.3	-0.1953	-4.1	-0.1996	-4.2
Sur	-0.2438	-5.3	-0.3589	-4.2	-0.3685	-4.2
Golfo	-0.4199	-9.5	-0.3544	-7.7	-0.3627	-7.8
Empleo fijo=1	0.4242	13.2	0.3426	9.3	0.3495	9.5
Rango			-0.4551	-4.2		
R <sup>2</sup> ajustada	0.31		0.32		0.30	
Error estándar	0.73		0.73		0.74	
Estadístico F	110.0		101.3		101.7	
Nº de Obs.	2157		2157		2157	
Año: 1996						
	MCO		Rango		Rango-VI	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
Constante	5.9805	61.4	6.0212	62.6	5.7772	47.6
Escolaridad	<b>0.1063</b>	17.6	<b>0.1411</b>	12.5	<b>0.1394</b>	12.6
Experiencia	0.0908	9.2	0.0790	7.8	0.0808	5.7
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0019	-4.7	-0.0016	-3.8	-0.0016	-2.8
Centro	0.0776	1.3	0.1273	2.0	0.1269	2.0
Pacífico	0.1484	2.3	0.1606	2.5	0.1629	2.4
Norte	0.0858	1.4	0.1134	1.9	0.1125	1.9
Sur	-0.4925	-5.0	-0.4179	-4.2	-0.4209	-4.2
Golfo	-0.0917	-1.6	-0.0851	-1.5	-0.0838	-1.4
Empleo fijo=1	0.5796	15.2	0.4662	9.8	0.4790	10.5
Rango			-0.4812	-3.7		
R <sup>2</sup> ajustada	0.32		0.32		0.30	
Error estándar	0.78		0.78		0.79	
Estadístico F	111.6		102.1		104.7	
Nº de Obs.	2152		2152		2152	

Fuente: ENIGH 94 y 96.



## CAPÍTULO IV. HIPÓTESIS DE SEÑALIZACIÓN *VERSUS* CAPITAL HUMANO

### INTRODUCCIÓN

Una de las relaciones económicas empíricas menos rebatibles da cuenta del hecho de que los individuos con mayor nivel educativo y experiencia tienden a obtener mayores salarios. No obstante, lo que aún está en el centro del debate es la lógica teórica detrás de tal evidencia.<sup>71</sup> La explicación más común proviene de la teoría del capital humano, que argumenta que tanto el tiempo de permanencia en la escuela como en el trabajo incrementan directamente la productividad de los trabajadores y, en consecuencia, su correspondiente salario (Becker, 1964; Mincer, 1974).

Por otra parte, la hipótesis de señalización (Arrow, 1973; Spence, 1973; Stiglitz, 1975) establece que la educación tiene el objetivo *básico* de servir de herramienta informativa para los empleadores, como sustituto de otro tipo de información de las características del trabajador. Por ejemplo, si se admite que los trabajadores con muy distintos niveles educativos no constituyen muestras aleatorias, esto es, que los más educados experimentan menores propensiones al absentismo o abandono del trabajo, que son menos tendentes a ser adictos a ciertos vicios laborales y, en general, que son más capaces, mientras, por el contrario, los menos educados adolecen de las características menos favorables, entonces puede admitirse la probabilidad de que los empleadores tomen en consideración el nivel educativo en el momento de contratar trabajadores, como una forma de intentar reducir sus costes laborales y aumentar la productividad.

Por otro lado, mucho se ha debatido sobre el problema de la “habilidad” y su influencia en la determinación de los salarios. Si, independientemente del problema de observabilidad que aquel conlleva, se admitiese que los individuos

---

<sup>71</sup> Como se afirma en uno de los trabajos pioneros al respecto: “...la cuestión no es *si* la educación explica los ingresos, sino *por qué* lo hace”. Layard y Psacharopoulos (1974, p. 995).

más hábiles son en general los más educados, podría argumentarse que detrás de este fenómeno estaría el deseo expreso de los individuos más hábiles por invertir más en educación, como una manera de “señalizar” sus mayores habilidades a sus potenciales empleadores. Por su parte, los empleadores demandarían un nivel mínimo de estudios como una forma de “proyectar” (screen) a sus trabajadores y seleccionar a los más hábiles ante la ausencia de un mejor indicador del proporcionado por el nivel educativo.

Si bien los argumentos teóricos que sustentan cada una de las teorías son claros, las pruebas empíricas para comprobar la veracidad de una o de otra se enfrentan a serios obstáculos. En términos generales, las dos teorías son observacionalmente equivalentes, esto es, en una simple ecuación de ingresos no existe la posibilidad de que los datos muestren evidencia a favor de una de ellas. Además, puesto que la variable “habilidad” es esencialmente no “observable”, no existe posibilidad de distinguir la contribución directa a los salarios, de la contribución indirecta inducida por la utilización de la educación como señal de “habilidad”. Por esta razón, los interesados sobre el tema han tenido que recurrir a un conjunto de pruebas *ad-hoc*: 1) comparar las tasas de rentabilidad de una submuestra de población que teóricamente no debería “señalizar” con la obtenida de otra submuestra que debería hacerlo<sup>72</sup> (Psacharopoulos, 1979; Riley, 1979; Ziderman, 1992; Lambropoulos, 1992; Grubb, 1993; Arabsheibani y Rees, 1998; Brown y Sessions, 1999), 2) analizar los perfiles salariales de ciclo vital de individuos con diferentes niveles educativos, sectores y antigüedad (Layard y Psacharopoulos, 1974; Tucker III, 1986; Cohn *et al.*, 1987), 3) introducir la posición percentil en la distribución de los años de educación (Kroch y Sjoblom, 1994), y 4) analizar las divergencias entre la utilización de años teóricos *versus* años reales de estudio en una ecuación de ingresos (Oosterbeck, 1992; Groot y Oosterbeck, 1994).

El hecho de que la educación sirva para señalar o para aumentar la productividad tiene serias repercusiones en materia de política educativa y, en este sentido, la verificación adquiere suma importancia. Para entender las

---

<sup>72</sup> Idea original de Psacharopoulos (1979) y que, por lo tanto, forma parte de los denominados P-tests.

consecuencias políticas de una u otra hipótesis es necesario razonar en términos de rendimientos privados o individuales *versus* sociales. En este orden de ideas, que un individuo perciba, a partir de un análisis del mercado laboral, que una mayor escolarización le generará un mayor ingreso, independientemente de que éste sea consecuencia de su mayor productividad o simplemente de una señal que envía a sus potenciales empleadores, no crea ningún problema: su tasa de rentabilidad privada se mantiene inalterada. No obstante, el fenómeno visto desde un ángulo social adquiere un matiz mucho más serio. Si la relación educación-ingreso estuviese regida por las leyes de la “señalización”, la educación no tendría un valor social, salvo como un esquema que ayudara a asignar al individuo correcto en el trabajo correcto. Pero aún en este caso, podría tratarse de un esquema demasiado costoso para la sociedad. Por otra parte, el hecho de que la población haya experimentado un fuerte incremento en el tiempo en su stock de capital humano vía educación (fenómeno muy característico de México) tendría consecuencias diametralmente opuestas dependiendo de que teoría la explique. Desde el punto de vista de la teoría de capital humano, la economía se vería profundamente beneficiada puesto que la formación de capital humano es un medio importante para el crecimiento económico. Por el contrario, si la educación es simplemente una señal, el crecimiento del stock de educación en la economía no se traduciría en un incremento de la productividad de la fuerza de trabajo. Podría incluso pensarse, en este caso, que las inversiones educativas sirven más bien para diseñar un proceso de “buscador de rentas” (rent-seeking) sin beneficio para la economía.

El objetivo de este capítulo es reunir un amplio espectro de procedimientos para probar la hipótesis de señalización, a partir de la información proporcionada por las Encuestas Nacionales de Ingreso-Gasto de 1994 y 1996 (ENIGH 94 y 96). La muestra consiste en el conjunto de individuos entre 14 y 65 años que percibe, o bien un ingreso por cuenta propia o bien uno por cuenta ajena (esto es, se dejan fuera aquellos individuos que declaran recibir los dos tipos de ingreso) y de tiempo completo (más de 30 horas de trabajo a la semana). Los ingresos son trimestrales netos.

No existen trabajos que aborden directamente el tema en el caso mexicano. No obstante, en Smith y Metzger (1998) se toca parcialmente este asunto, en cuanto afirman que no existe señalización en el sector de vendedores “ambulantes” autoempleados. La conclusión se basa, según comprueban, en que la educación incrementa significativamente los ingresos de este grupo, cuando podría esperarse que tuviese un papel más bien irrelevante.

El resto de este capítulo está dividido de la siguiente manera. En la sección 1 se comparan las tasas de rentabilidad entre grupos que teóricamente deberían señalar con aquellos que no lo deberían hacer, en particular los autoempleados *versus* los asalariados y, por otra parte, el sector público *versus* el sector privado. En la sección 2 se analizan los perfiles de ingreso de ciclo vital de individuos diferenciados a través del cálculo de las ratios de ingresos al inicio-mitad de la vida laboral y de la estimación de funciones de ingreso por niveles educativos. En la sección 3 se analiza la posible existencia de efectos *sheepskin* y, finalmente, en la sección 4 se sintetizan los resultados y se ofrecen algunas conclusiones.

## **1 TASAS DE RENDIMIENTO ENTRE GRUPOS SEÑALIZADOS Y NO SEÑALIZADOS**

Como se menciona anteriormente, la idea subyacente en esta sección radica en investigar si efectivamente existen ciertos grupos que son más propensos a señalar, y cómo captar esta diferenciación de comportamiento. El desarrollo empírico al respecto ha seguido básicamente dos vías. En primer lugar, Wolpin (1977) razonando en términos de que los autoempleados teóricamente no tienen la necesidad de señalar su habilidad inherente, entonces su rendimiento de la educación debe representar un rendimiento puro de su capital humano. Por el contrario, el rendimiento de los asalariados, bajo este esquema, se entiende como un producto tanto de su inversión en capital humano, como de su proceso de señalización. Entonces, la diferencia entre la tasa de rentabilidad de los asalariados y de los autoempleados podría

interpretarse como una medida de la educación como señal, siempre y cuando la segunda sea menor a la primera.

En segundo lugar, Psacharopoulos (1979) introdujo la idea de que la señalización (de existir) es más plausible de ser encontrada en sectores no-competitivos de la economía, donde los salarios pueden estar determinados por reglas burocráticas ligadas a la educación, y donde la productividad puede resultar difícil de determinar. Si esto es cierto, los rendimientos de la escolaridad deberían ser mayores en los sectores no competitivos que en los competitivos.

Dentro de este esquema ha sido práctica común considerar al sector privado como el típico sector competitivo, y al sector público como el no competitivo. Si la teoría de la señalización fuese cierta, los sectores no competitivos deberían exhibir una mayor tasa de rentabilidad de la educación que los competitivos, debido a que en los primeros la productividad es menos importante y, por ende, más probable que se genere un proceso de señalización.

En el Cuadro 1 se presentan las estructuras porcentuales por niveles educativos entre asalariados y autoempleados. En la última fila se muestran los años de escolaridad promedio y los ingresos laborables, a partir de lo cual resulta evidente que los autoempleados, tanto hombres como mujeres, tienen un nivel de educación considerablemente menor que los asalariados. Una manera distinta de apreciar el mismo fenómeno consiste en notar el alto porcentaje de autoempleados que se concentran en el nivel más bajo de escolaridad: alrededor del 50% en todos los casos. Sin embargo, nótese que, en el caso de los hombres, los ingresos laborales de los autoempleados son mayores que los correspondientes a asalariados. En consecuencia, aparentemente los resultados parecen estar de acuerdo con el hecho de que los autoempleados al no necesitar que el mercado laboral los seleccione, entonces no invierten en educación. No obstante, es factible la existencia de una explicación alternativa: un individuo con bajo nivel de escolaridad puede tener una mayor probabilidad de no encontrar empleo como asalariado y, en

consecuencia, recurrir al autoempleo como alternativa laboral, lo que podría explicar parcialmente el bajo nivel escolar de los autoempleados.

*Cuadro 1 Estructura porcentual de asalariados vs autoempleados por niveles educativos..*

	1994				1996			
	Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres	
	Asal.	Autoe.	Asal.	Autoe.	Asal.	Autoe.	Asal.	Autoe.
Sin estudios	31.7	53.3	17.9	49.9	27.5	46.8	17.4	45.6
Primaria	29.5	24.5	23.7	26.1	29.3	26.1	24.1	29.8
Secundaria	22.8	11.6	36.1	15.7	25.6	15.4	35.1	16.7
Bachillerato	9.9	6.5	14.6	5.0	11.0	7.4	14.6	4.6
Superior	6.1	4.1	7.7	3.4	6.5	4.3	8.8	3.3
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Años de esc.	7.3	5.4	8.4	4.9	7.6	5.9	8.5	5.1
Ingreso trimestral (pesos corrientes)	3499	3682	2889	2082	4601	4981	3795	2734

Fuente: ENIGH-94/96

Antes de proceder a la estimación de las ecuaciones de ingreso, cabe mencionar que este enfoque admite la posibilidad de que la asignación de los individuos en determinado sector (asalariado/autoempleado o público/privado) no sea aleatoria, lo que daría margen a la generación de un “sesgo de selección”.<sup>73</sup> Para solventar dicho inconveniente se ha aplicado el método en dos etapas de Heckman.

En el Cuadro 2 se muestran las estimaciones de los modelos probit, tanto para hombres como para mujeres. Además de la inclusión de las variables de escolaridad, edad y su cuadrado, se consideraron algunas *dummies* de estado civil, de pertenencia al sector agrícola y educación técnica.<sup>74</sup> Nótese que la escolaridad siempre tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de ser asalariado, sobre todo en el caso de las mujeres. Por otro lado, la edad afecta en todos los casos negativamente, esto es, a mayor edad menor la probabilidad de ser asalariado.<sup>75</sup>

<sup>73</sup> Véase Heckman (1979) o Vella (1998).

<sup>74</sup> Cabe mencionar que se muestran únicamente las especificaciones donde las variables son todas significativas. Por otra parte, la ENIGH-94 no dispone de información sobre el estado civil de los individuos.

<sup>75</sup> Al respecto no puede dejarse de lado un inconveniente de este tipo de test: que suponen implícitamente que la pertenencia de cada grupo *ex-post* refleja intenciones *ex-ante*. Desafortunadamente, la información disponible no permite verificar de ninguna manera este

Cuadro 2. Modelos probit. Asalariados versus autoempleados.  
(Asalariado=1, autoempleado=0).

Año: 1994				
Variable	Hombres		Mujeres	
	Coefficiente	Estadístico z	Coefficiente	Estadístico z
Constante	3.0714	23.8	2.6697	12.2
Escolaridad	0.0103	2.9	0.0699	10.2
Edad	-0.0932	-13.8	-0.0975	-8.0
Edad <sup>2</sup>	0.0008	8.8	0.0007	4.6
Sector agrícola=1	-0.6058	-17.7	-0.3490	-3.5
Educ. técnica=1			0.2459	3.5
Log verosimilitud	-4993		-1509	
Criterio de Akaike	0.9578		0.8085	
Criterio de Schwarz	0.9613		0.8185	
R <sup>2</sup> de McFadden	0.1414		0.2110	
Obs con Dep=0	2561		777	
Obs con Dep=1	7874		2971	

Año: 1996				
Variable	Hombres		Mujeres	
	Coefficiente	Estadístico z	Coefficiente	Estadístico z
Constante	2.8851	21.4	1.4487	16.2
Escolaridad	0.0151	4.4	0.0835	13.6
Edad	-0.0816	-11.2	-0.0318	-15.4
Edad <sup>2</sup>	0.0006	6.6		
Casado=1	-0.1135	-3.4	-0.5044	-10.5
Sector agrícola=1	-0.4718	-13.9		
Educ. técnica=1			0.2125	3.4
Log verosimilitud	-5393		-1881	
Criterio de Akaike	0.9521		0.8454	
Criterio de Schwarz	0.9559		0.8526	
R <sup>2</sup> de McFadden	0.1321		0.2002	
Obs con Dep=0	2691		982	
Obs con Dep=1	8651		3479	

Fuente: ENIGH-94/96

Por otro lado, la ecuación estimada ha sido la clásica ecuación minceriana de salarios en la que éstos se hacen depender del nivel de escolaridad obtenido como el número de años de educación, la experiencia y la experiencia al cuadrado. Al respecto, se ha prescindido de la inclusión en la ecuación de salarios de aquellas otras variables que pueden captar el mecanismo a través del cual los más educados consiguen mayores salarios y que, tal como Mincer señala (1974), pueden sesgar a la baja la estimación del coeficiente asociado a la escolaridad.

supuesto, esto es, no se conoce, por ejemplo, si el asalariado de la muestra fue o tiene intenciones de ser autoempleado, y viceversa.

En el Cuadro 3 se presentan las ecuaciones de ingreso de asalariados y autoempleados.<sup>76</sup> Lo primero en llamar la atención es la significatividad en todos los casos de la inversa de la ratio de Mills, indicativo por tanto de la existencia de un sesgo de selección. En cuanto a los rendimientos de la educación resulta evidente que no existen grandes diferencias, salvo en el año 1994 donde los hombres autoempleados tienen una rentabilidad mayor a la de los autoempleados y las mujeres autoempleadas, por el contrario, la tienen menor que las correspondientes asalariadas. Estos resultados sugerirían en general un rechazo de la hipótesis de señalización, salvo en el caso de las mujeres en 1994.<sup>77</sup> También debe hacerse notar la notablemente menor capacidad explicativa de los modelos asociados a autoempleados: mientras las ecuaciones para asalariados tienen una  $R^2$  en torno a 0,40, las de los autoempleados la tienen, en promedio, a la mitad.

---

<sup>76</sup> El estadístico t está estimado, en todos los casos a lo largo de este capítulo, con el método robusto de White.

<sup>77</sup> Cabe mencionar que los rendimientos de la educación cuando no se controla por el sesgo de selección son: en 1994, hombres asalariados 13,7%, hombres autoempleados 16,0%, mujeres asalariadas 15,2%, mujeres autoempleadas 18,4%; en 1996, hombres asalariados 13,6%, hombres autoempleados 14,4%, mujeres asalariadas 14,4% y mujeres autoempleadas 14,9%. Por lo tanto, sin controlar por el sesgo de selección, la hipótesis de señalización se rechazaría de manera más contundente. Nótese, por otra parte, que, salvo el caso de las mujeres autoempleadas en 1994, las estimaciones controlando o no el sesgo de selección no experimentan grandes cambios.

Cuadro 3. Ecuaciones de ingreso. Asalariados versus autoempleados.

Variable	Hombres				Mujeres			
	Asalariados		Autoempleados		Asalariadas		Autoempleadas	
	Coefficiente	Estadístico t						
Año: 1994								
Constante	5.9205	190.8	1.4513	5.4	5.8309	89.9	-1.7939	-1.6
Escolaridad	<b>0.1435</b>	67.9	<b>0.1582</b>	25.8	<b>0.1322</b>	28.9	<b>0.0913</b>	4.3
Experiencia	0.1064	41.0	0.1625	18.9	0.0943	18.4	0.2437	7.6
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-25.9	-0.0018	-14.5	-0.0008	-7.8	-0.0023	-7.0
λ	-1.7314	-22.8	2.0420	17.7	-1.6692	-6.5	3.0938	6.0
R <sup>2</sup> ajustada	0.45		0.32		0.41		0.22	
Error estándar	0.6667		1.1170		0.7237		1.2257	
Criterio de Schwarz	2.0322		3.0725		2.2029		3.2813	
Nº de observaciones	7874		2561		2971		777	
Año: 1996								
Constante	7.7286	78.2	-1.6721	-2.8	6.3115	37.7	4.1120	5.0
Escolaridad	<b>0.1422</b>	68.5	<b>0.1409</b>	24.3	<b>0.1387</b>	35.6	<b>0.1378</b>	10.3
Experiencia	0.1021	38.8	0.1196	15.4	0.0719	18.9	0.0820	7.4
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0010	-23.6	-0.0011	-10.2	-0.0009	-10.2	-0.0010	-5.6
λ	-5.7847	-16.9	5.0764	13.4	-1.1306	-2.4	0.8466	1.5
R <sup>2</sup> ajustada	0.41		0.27		0.37		0.15	
Error estándar	0.7047		1.0384		0.7600		1.1470	
Criterio de Schwarz	2.1425		2.9260		2.2993		3.1422	
Nº de observaciones	8651		2691		3479		982	

Fuente: ENIGH-94/96

Continuando con el enfoque previamente expuesto que consiste en comparar grupos que deben teóricamente señalar con relación a aquellos que no lo deben hacer, se presentan a continuación las estimaciones de las tasas de rendimiento de los sectores públicos y privados, en el entendido de que los primeros, si la teoría de la señalización fuese cierta, mostrarían rendimientos mayores que los correspondientes al sector privado. Previendo igualmente posibles problemas de “sesgo de selección”, la estimación se lleva a cabo con el método en dos etapas de Heckman. Sin embargo, cabría suponer que el proceso de elección para ciertos individuos es doble: primero el individuo “elige” entre ser autoempleado o ser asalariado y, si la elección fuese ésta última, posteriormente tendría que volver a “elegir” entre trabajar en el sector público o privado. Bajo ciertas condiciones, en particular que las perturbaciones de los modelos probit de ser asalariado/autoempleado y de trabajar en el sector

público/privado son independientes, es posible controlar este doble problema de sesgo de selección con la consideración de dos ratios de Mills.<sup>78</sup>

En el Cuadro 4 se presentan las estimaciones del modelo probit sector público/privado, que en esta ocasión incluyen las variables dummies de si el trabajador tiene contrato fijo, educación técnica, si está sindicalizado y si está casado, además de las tradicionales de edad y escolaridad. En todos los casos, sobre todo en el de las mujeres, es evidente la influencia positiva de la escolaridad en la probabilidad de trabajar en el sector público. Por otra parte, se nota una influencia mayor en el caso de las mujeres de la posesión de algún tipo de educación técnica. Un hecho contrario se muestra en lo referente al tipo de contrato, pues no obstante la influencia es positiva, resulta más determinante en el caso de los hombres. Finalmente, el hecho de pertenecer a un sindicato afecta positivamente la probabilidad de trabajar en el sector público, siendo este efecto más marcado en el caso de las mujeres.

---

<sup>78</sup> Véase Vella (1999).

*Cuadro 4. Modelos Probit. Sector público versus sector privado.  
(público=1, privado=0).*

Año: 1994				
Variable	Hombres		Mujeres	
	Coefficiente	Estadístico z	Coefficiente	Estadístico z
Constante	-3.0240	-17.0	-5.1981	-15.4
Escolaridad	0.0724	15.2	0.0969	11.3
Edad	0.0366	3.6	0.1440	7.4
Edad <sup>2</sup>	-0.0002	-1.7	-0.0016	-5.7
Contrato fijo =1	0.4387	9.7	0.2359	3.0
Educ. técnica=1	0.0848	1.4	0.6014	8.8
Sindicalizado=1	0.8844	19.2	1.4066	19.5
Log verosimilitud	-2525.2		-961.2	
Criterio de Akaike	0.6465		0.6531	
Criterio de Schwarz	0.6527		0.6673	
R <sup>2</sup> de McFadden	0.2183		0.4024	
Obs con Dep=0	6705		2275	
Obs con Dep=1	1129		690	

Año: 1996				
Variable	Hombres		Mujeres	
	Coefficiente	Estadístico z	Coefficiente	Estadístico z
Constante	-2.9769	-17.5	-3.4117	-10.2
Escolaridad	0.0810	16.9	0.1232	14.2
Edad	0.0289	3.0	0.0214	1.0
Edad <sup>2</sup>	-0.0001	-0.7	0.0000	0.2
Contrato fijo =1	0.6078	13.5	0.3054	4.1
Educ. técnica=1	0.0624	1.2	0.5673	9.3
Sindicalizado=1	0.6296	13.4	1.2394	17.5
Casado=1			0.2420	3.8
Log verosimilitud	-2974		-1144	
Criterio de Akaike	0.6930		0.6638	
Criterio de Schwarz	0.6987		0.6780	
R <sup>2</sup> de McFadden	0.2312		0.3954	
Obs con Dep=0	7176		2655	
Obs con Dep=1	1429		815	

Fuente: ENIGH-94/96

El Cuadro 5 muestra las estimaciones de las funciones de ingreso entre sector público y privado controlando el doble sesgo de selección antes mencionado. En general, la hipótesis de señalización no debería ser aceptada, dado que en la mayoría de los casos la rentabilidad en el sector privado es mayor que en el público. La única excepción la constituyen las mujeres en 1996 donde acontece lo contrario. Vale la pena mencionar que la consideración del doble sesgo de selección, como era de esperar, altera los rendimientos estimados. Sin ningún tipo de control de sesgo de selección los rendimientos eran en 1994 para hombres de 11,7% y 13,9% en el sector público y privado respectivamente, y en 1996 de 11,9% y 13,3%. Para las mujeres en 1994 eran de 10,4% y 15,5% en el sector público y privado respectivamente y en 1996 de 12,9% y 13,2%. Por lo tanto, aún sin considerar el sesgo de selección y en términos generales,

la hipótesis de señalización no encontraría sustento empírico. Por otra parte, nótese que el control del sesgo de selección genera, en mayor o menor medida, un incremento de los rendimientos de la educación.

*Cuadro 5. Ecuaciones de ingreso. Sector público versus sector privado.*

Año: 1994								
Variable	Hombres				Mujeres			
	Público		Privado		Público		Privado	
	Coefficiente	Estadístico t						
Constante	6.8392	49.7	5.9797	161.9	6.8511	42.6	5.9326	72.1
Escolaridad	<b>0.1158</b>	10.1	<b>0.1261</b>	37.4	<b>0.0867</b>	11.1	<b>0.1157</b>	16.8
Experiencia	0.0783	3.7	0.1011	33.9	0.0507	5.6	0.0839	11.4
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0008	-5.5	-0.0011	-22.7	-0.0008	-4.3	-0.0006	-5.3
$\lambda$ (sector público)	-0.2052	-4.5	0.5107	9.3	-0.1857	-3.3	0.3701	5.6
$\lambda$ (asalariado)	-1.6851	-1.5	-1.6421	-20.6	-0.0562	-0.2	-1.6871	-5.1
R <sup>2</sup> ajustada	0.46		0.42		0.34		0.35	
Error estándar	0.5670		0.6760		0.5342		0.7591	
Criterio de Schwarz	1.7350		2.0618		1.6320		2.2892	
Nº de observaciones	1129		6745		691		2280	

Año: 1996								
Variable	Hombres				Mujeres			
	Público		Privado		Público		Privado	
	Coefficiente	Estadístico t						
Constante	6.7194	14.3	7.8483	77.0	7.9553	19.4	5.3705	26.6
Escolaridad	<b>0.0826</b>	11.9	<b>0.1002</b>	22.5	<b>0.0926</b>	11.5	<b>0.0831</b>	12.1
Experiencia	0.0265	2.7	0.0924	29.7	0.0463	5.9	0.0550	12.0
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0006	-5.5	-0.0010	-21.4	-0.0006	-3.1	-0.0007	-6.9
$\lambda$ (sector público)	-0.3015	-6.1	0.8368	11.7	-1.3357	-6.2	1.7828	13.0
$\lambda$ (asalariado)	3.1855	1.9	-5.4672	-15.2	-1.2097	-1.3	-1.3720	-2.6
R <sup>2</sup> ajustada	0.45		0.37		0.42		0.28	
Error estándar	0.5920		0.7058		0.6184		0.7720	
Criterio de Schwarz	1.8158		2.1477		1.9184		2.3358	
Nº de observaciones	1430		7221		816		2663	

Fuente: ENIGH-94/96

Antes de finalizar con esta sección conviene mencionar que los enfoques anteriormente expuestos no han estado ajenos a severas críticas. En primer lugar, debe recordarse que estas aproximaciones al problema suponen implícitamente que la educación se adquiere únicamente con una visión futura de oportunidades de empleo, pero puede darse el caso que dicha adquisición no obedezca a motivos de inversión y, además, que las expectativas de empleo pueden no realizarse. En otras palabras, puede darse el caso, por ejemplo, de que algunos autoempleados habrían comenzado su vida laboral como asalariados, lo que desfiguraría por completo la lógica de la decisión individual de inversión en capital humano con expectativas de su participación en el

mercado laboral. O bien, como dicen Kroch y Sjoblom (1994): “Estos intentos no han sido concluyentes por, al menos, dos razones: la clasificación de individuos entre grupos se basa en la intuición del investigador en lugar de estar fundamentada en criterios a priori objetivos; y los datos específicos empleados para derivar estos contrastes no cuentan con una base amplia y son idiosincrásicos.”

## **2 VERSIÓN “FUERTE” DE LA SEÑALIZACIÓN**

Un segundo procedimiento para comprobar la hipótesis de señalización está basado en la comparación de la evolución de los perfiles de ingreso de distintos grupos. La idea general se basa en el siguiente razonamiento. Supongamos que la educación pudiese actuar como “filtro” en el momento de contratar un trabajador y determinar su salario inicial, de manera tal que no correspondiese con su productividad.<sup>79</sup> Entonces, lo esencial es establecer qué acontece una vez que el empleador adquiere un mejor conocimiento de la “verdadera” productividad del trabajador. Si las diferencias salariales entre los más educados respecto a los menos se perpetúan con el tiempo, entonces se verificaría un proceso de señalización (también conocida como señalización “fuerte”). Por el contrario, si dichas diferencias disminuyen, en particular debido a que los ingresos de los más educados disminuyen relativamente respecto a los menos educados, sería indicativo que los salarios se ajustan a la productividad y, por tanto, que la teoría del capital humano se verifica.

La idea original para probar estas hipótesis de señalización fue propuesta por Psacharopoulos (1979), y consiste en analizar la trayectoria de los ingresos de ciclo vital de individuos con distintos niveles educativos. Si la hipótesis de señalización fuese correcta, debería encontrarse una convergencia en los distintos perfiles provocada por el ajuste que los empleadores realizan sobre

---

<sup>79</sup> De alguna manera se está suponiendo que puede darse lo que Psacharopoulos definió como versión “débil” de la señalización, cuya presencia debería ser temporal, y, en última instancia, no cuestionaría el postulado básico de la teoría del capital humano y, en este sentido, no resulta fundamental verificar.

los salarios de los más educados con relación a su productividad relativa. Por el contrario, si el perfil es divergente la señalización debería ser rechazada.

Las pruebas asociadas a este esquema son básicamente de tres tipos: aquellas basadas en las estimaciones de funciones de ingreso por niveles educativos con antigüedad en el puesto de trabajo como variable explicativa, o bien con funciones segmentadas de acuerdo a diferentes antigüedades, y las basadas en el cálculo de las ratios de ingreso a la mitad-inicio de la carrera. En el primer caso la hipótesis de señalización predeciría una disminución tanto de la significatividad como del valor del coeficiente asociado a la antigüedad conforme se incrementa el nivel educativo, y en el segundo caso el tamaño y la precisión de la variable educación disminuiría cuando se incrementase la antigüedad.<sup>80</sup> Desafortunadamente, las fuentes de información utilizadas en el caso mexicano no proporcionan ninguna medida de antigüedad en el puesto de trabajo, por lo que esta metodología no es aplicable.

No obstante, se llevara a cabo la prueba que consiste en calcular las ratios de ingreso de la mitad-inicio de la carrera por niveles educativos y comparar dichas ratios por sectores económicos. Bajo la hipótesis de señalización debería ocurrir que a) las ratios decrecen conforme aumenta el número de años de educación, y b) que las ratios son mayores en los sectores no competitivos, donde un proceso de señalización podría aún darse, a pesar de que los trabajadores hayan acumulado algún tipo de experiencia laboral.<sup>81</sup> Por el contrario, la hipótesis de capital humano postularía que a) las ratios no decrecen monótonamente con los años de escolaridad completados, y b) que las ratios no difieren entre sectores, sobre todo entre sectores competitivos y no competitivos.

En el Cuadro 6 se muestran las ratios de ingreso de la mitad-inicio de la carrera para los años 1994 y 1996, tanto para hombres como para mujeres. Además,

---

<sup>80</sup> Véase Tucker (1986) y Barceinas *et al.* (2001) para una aplicación de esta técnica para el caso de Estados Unidos y España respectivamente.

<sup>81</sup> Para una presentación formal véase Cohn *et al.* (1987).

en el caso de los hombres, se calculan igualmente para el sector privado (competitivo) como para el público (no competitivo).<sup>82</sup>

*Cuadro 6. Ratios de ingreso de la mitad-inicio de la carrera\*.*

	Hombres			Mujeres
	Sector			Total
	Total	Público	Privado	
<b>Año:1994</b>				
Sin estudios	1.3	1.5	1.3	1.2
Primaria	1.8	1.4	1.8	1.7
Secundaria	2.2	1.4	2.4	2.0
Preparatoria	2.6	2.0	2.8	1.8
Licenciatura	1.5	1.5	1.7	1.8
<b>Total</b>	<b>1.9</b>	<b>1.7</b>	<b>1.9</b>	<b>1.7</b>
<b>Año:1996</b>				
<b>Hombres</b>				
<b>Mujeres</b>				
<b>Sector</b>				
	<b>Total</b>	<b>Público</b>	<b>Privado</b>	<b>Total</b>
Sin estudios	1.4	1.7	1.4	1.3
Primaria	1.9	1.6	1.8	1.8
Secundaria	1.9	1.5	1.9	2.1
Preparatoria	1.7	1.7	1.6	1.4
Licenciatura	1.5	1.5	1.6	1.4
<b>Total</b>	<b>1.7</b>	<b>1.7</b>	<b>1.5</b>	<b>1.6</b>

*Fuente: ENIGH-94/96*

\*El "inicio" corresponde a individuos menores o iguales a 30 años, mientras la "mitad" a mayores o iguales a 40 años y menores o iguales a 50 años.

Con la excepción de lo que acontece en el sector público, cabe hacer notar que las ratios son siempre crecientes en los 3 primeros niveles, alcanzando su valor máximo en el nivel "secundaria" y, en algunos casos, en "preparatoria". Por otra parte, la ratio es decreciente o constante al pasar del nivel "preparatoria" a "licenciatura". Este último fenómeno deja abierta la posibilidad de que un ligero proceso de "señalización" tenga lugar entre las dos últimos niveles escolares. En lo que respecta a la hipótesis b) se tiene que las ratios en el sector privado son siempre mayores que las correspondientes al sector público, salvo en el

<sup>82</sup> En el caso de las mujeres, la división por sectores no se llevó a cabo debido al reducido número de observaciones que se producían en ciertos grupos.

caso de los “sin estudios” y la “preparatoria” en 1996. Resumiendo, es factible afirmar que el comportamiento de las ratios de ingreso a la mitad-inicio de la carrera están más acorde con la teoría del capital humano que con la de señalización.

Antes de concluir esta sección se explora un poco más la convergencia de los perfiles de ingreso correspondiente a los últimos niveles escolares, que se suponen son los más proclives a exhibir un fenómeno de señalización, si este fuese el caso. El proceso llevado a cabo consistió en estimar una función de ingreso por nivel educativo, esto es, el logaritmo del salario en función de una constante, experiencia y su cuadrado y calcular los valores predichos en función de los años de experiencia. Debido al insuficiente número de observaciones de mujeres a nivel licenciatura, se decidió, en esta ocasión, estimar ecuaciones que conjuntaran tanto a hombres como a mujeres. Los resultados se presentan en el Gráfico 1.

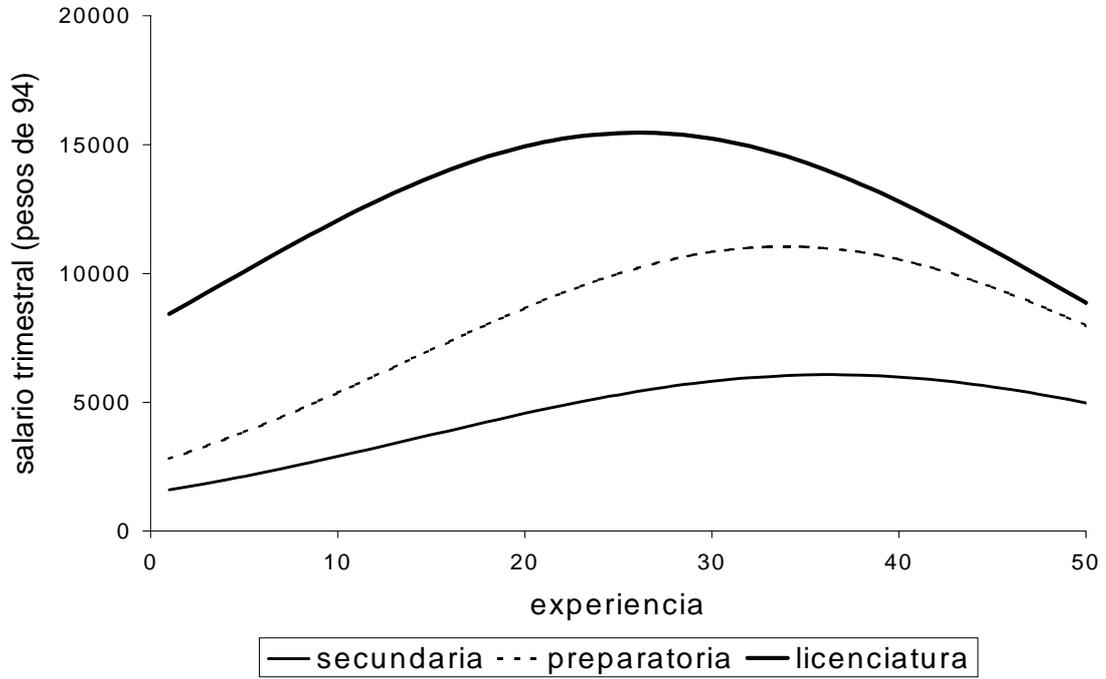
Cabe hacer notar, en primer lugar, que los perfiles de ingreso secundaria-preparatoria presentan una trayectoria más bien divergente. No obstante, la trayectoria preparatoria-licenciatura, tanto en 1994 como en 1996, muestra una convergencia, que podría interpretarse como una muestra de la existencia de señalización, esto es, que los trabajadores con licenciatura conforme se incrementa su experiencia, ingresan proporcionalmente menos que los de preparatoria, o sea, que la productividad de aquellos no era tan alta como parecía en un principio y son, por tanto, “ajustados” a la baja. Sin embargo, debe tenerse en consideración que este proceso de convergencia del perfil de licenciatura es más acentuado en los últimos años de experiencia y que aproximadamente el 90% de los trabajadores tiene menos de 40 años de experiencia. Por ende, el Gráfico 1 puede estar exagerando una convergencia que, si bien existe, puede no ser tan importante dada la poca cuantía de individuos y lo tardío de su aparición.

La convergencia observada puede también estar respondiendo a otras razones. En primer lugar, es posible la existencia de un cierto proceso de obsolescencia en el capital humano con mayor incidencia en cuanto mayor sea

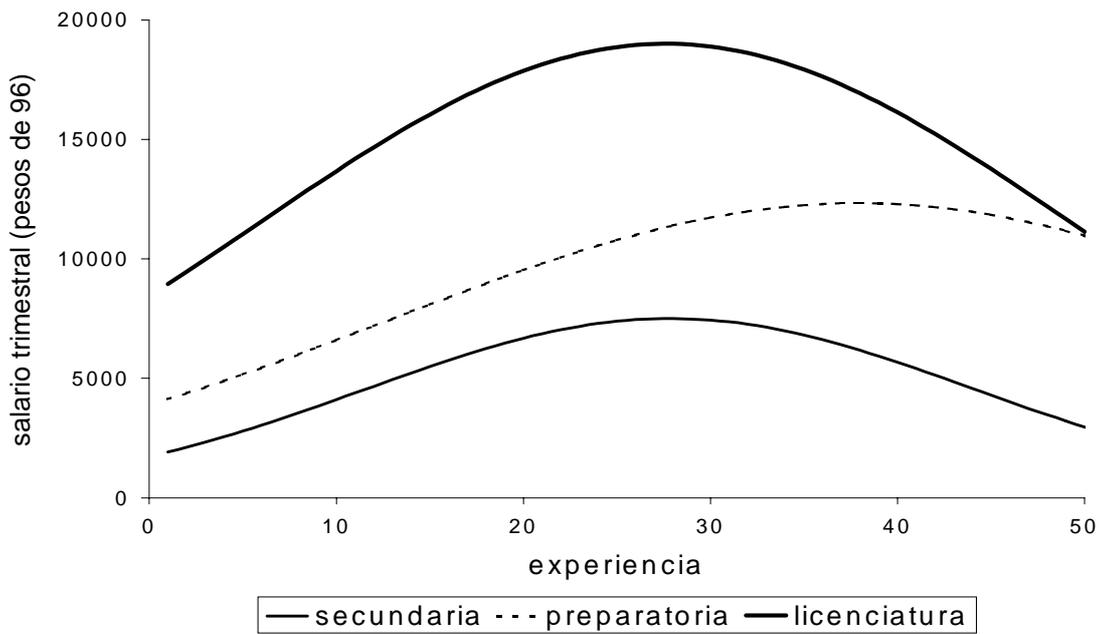
el nivel educativo. Por ejemplo, en el ambiente laboral actual de alta tecnología, puede darse el caso que el stock de conocimientos de un ingeniero de 50 años sea significativamente menor que uno de 30 años, mientras ese diferencial en el stock de capital humano puede no ser tan considerable en individuos con niveles educativos menores. En segundo lugar, cabe la posibilidad de que algunos individuos de nivel educativo superior (probablemente los más hábiles) hayan comenzado su vida laboral como asalariados, pero la finalicen como autoempleados, esto es, profesionales que después de un período de ser asalariados, y una vez adquirida la experiencia y el capital necesario, creen su propia empresa. Este fenómeno, de ser cierto, disminuiría el ingreso medio de los asalariados a partir de determinada edad.

Gráfico 1. Perfiles de ingreso vital para secundaria, preparatoria y licenciatura.

a) Año: 1994



b) Año: 1996



### 3 EFECTOS *SHEEPSKIN*

En su conocido trabajo, Layard y Psacharopoulos (1974) examinan tres predicciones que consideran están en el espíritu de las hipótesis de señalización. Una de estas predicciones se refiere a que algunos aspectos de la trayectoria educativa de los individuos son más útiles a los empleadores que otros, en particular, que la obtención de un título o diploma otorga más evidencia de habilidad que el simple recuento de número de años de educación. Esta versión de señalización constituye la base de los denominados efectos *sheepskin*: atendiendo a esta hipótesis, los salarios deben crecer más rápido por año extra de educación cuando esta educación adicional se materializa en la obtención de un certificado.<sup>83</sup>

La prueba empírica utilizada por Layard y Psacharopoulos para contrastar esta predicción de la teoría de la señalización consistió en comparar las tasas de rentabilidad entre aquellos que abandonan un curso con respecto a aquellos que lo completan y obtienen, en consecuencia, la “credencial” del título. Dado que las tasas entre unos y otros resultaron muy similares, Layard y Psacharopoulos concluyeron que esta versión de señalización debería igualmente ser rechazada.

Este razonamiento ha generado una doble vertiente de críticas. Por un lado, de orden teórico en el sentido de que la evidencia de la existencia de efectos *sheepskin* no tiene porqué ser interpretado necesariamente como una comprobación de la hipótesis de señalización: “Los partidarios de la teoría de la señalización nunca han argumentado que las empresas centran exclusivamente su atención en los diplomas conseguidos sino más bien en un vector de información acerca de los logros educativos alcanzados. No existe por tanto razón a priori por la cual la tasa de rentabilidad deba ser menor para los años de escolaridad que no se traducen en la obtención de un diploma (...) Ignora también la dificultad de distinguir entre los abandonos que se producen como consecuencia del propio proceso educativo de aquellos otros motivados

---

<sup>83</sup> Layard y Psacharopoulos (1974), p. 989.

por la aparición de mejores alternativas. Este último grupo tenderá a incrementar la tasa de rendimiento de los abandonos.”<sup>84</sup>

Siguiendo esta línea argumental, también es factible suponer que aquellos que abandonan son individuos que aprenden ineficientemente, y que dejan la escuela cuando perciben lo poco que su productividad se incrementa por medio de la educación. Por el contrario, los que se gradúan son individuos que aprenden eficientemente y completan la graduación porque perciben que la educación les incrementa sustancialmente su productividad. En este caso, una comparación estadística entre los ingresos de los graduados y de los que abandonan pueden mostrar diferencias por el efecto de la obtención del grado pero que, a su vez, no es más que un reflejo del hecho de que los graduados son más productivos. Por lo tanto, bajo esta interpretación el efecto de la educación en los salarios puede estar reflejando efectos en la productividad más que un proceso de señalización.

La segunda vertiente de críticas al planteamiento de Layard y Psacharopoulos apunta a las limitaciones de la información originalmente usada para refutar la versión *sheepskin* de señalización, en particular la ausencia de información de los ingresos de los que abandonan por año completado de estudios. La disponibilidad de información más amplia de la educación de los individuos, particularmente tanto del máximo nivel educativo alcanzado, como de los años efectivos de permanencia en la escuela, ha dado pauta a nuevas formulaciones de los efectos *sheepskin* (Hungerford y Solon, 1987; Jaeger y Page, 1996 y Park, 1999).

En particular, el planteamiento de Park (1999) resulta muy atractivo, pero desafortunadamente requiere información tanto del grado escolar como de los años reales de estudio necesarios para obtenerlo, que en el caso mexicano no se encuentra disponible.<sup>85</sup> Antes de proceder a la exposición de la metodología a utilizar, conviene analizar someramente el tipo de información disponible. En la ENIGH 96 existen 14 niveles educativos, a saber: sin estudios, primer año de

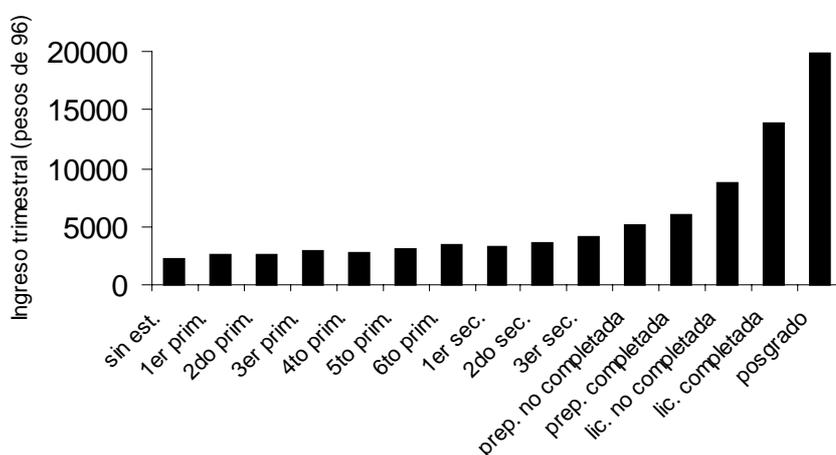
---

<sup>84</sup> Riley (1979), p. 230.

<sup>85</sup> Para una aplicación de esta metodología para el caso español véase Barceinas *et al.* (2001).

primaria, segundo año de primaria, tercer año de primaria, cuarto año de primaria, quinto año de primaria, sexto año de primaria, primer año de secundaria, segundo año de secundaria, tercer año de secundaria, preparatoria no completada, preparatoria completa, licenciatura no completada y licenciatura completada.<sup>86</sup> Por otro lado, en la ENIGH 94 los niveles que van del primer al quinto año de primaria se agrupan en “primaria no completada”, mientras el primer y segundo año de secundaria se agrupa en “secundaria no completada”. En el Gráfico 2 se muestran, para el año 1996 y hombres, los niveles de ingreso trimestral por niveles educativos.

Gráfico 2. Ingreso trimestral por niveles educativos. Hombres. 1996.



Fuente: ENIGH 96

En última instancia, la versión *sheepskin* de señalización se basa en la verificación de “saltos” significativos en los niveles de ingreso en los años de escolaridad que corresponden a la obtención de un diploma o título. Como se nota en el Gráfico 2, no resulta de ninguna manera evidente que esto ocurra en el caso que nos ocupa. No obstante, basándose en la propuesta de Hungerford y Solon (1987) y Jaeger y Page (1996) se llevaron a efecto dos tipos de pruebas más formales.

La primera consiste en una generalización de la especificación clásica minceriana, tratando la relación entre el logaritmo de los salarios y el nivel de

<sup>86</sup> En realidad los niveles escolares son 10, pues existe uno correspondiente a “posgrado” pero, debido al bajo número de observaciones, no se ha considerado.

escolaridad como una función discontinua de *splines* con discontinuidades en  $S= 6, 9$  y  $12$ , que corresponden a la obtención del grado de primaria, secundaria y preparatoria, respectivamente. En particular, este procedimiento implica regresionar el logaritmo de los salarios con respecto a una variable dummy que vale 1 si  $S \geq 6$  (D6), una interacción de esta variable con  $S-6$ , una variable dummy que vale 1 si  $S \geq 9$  (D9), una interacción de esta variable con  $S-9$ , una variable dummy que vale 1 si  $S \geq 12$  (D12), una interacción de esta variable con  $S-12$  y, finalmente, una variable dummy que vale 1 si  $S=17$ . Los resultados de esta especificación para hombres se muestran en el Cuadro 7.<sup>87</sup>

Cuadro 7. Ecuaciones de ingresos con efectos "sheepskin". Hombres.  
Variable dependiente:  $\log(\text{salario trimestral})$ .

	1994		1996	
	Coefficiente	estadístico t	Coefficiente	estadístico t
Constante	6.1180	143.6	6.3462	158.5
Escolaridad (S)	0.0749	6.3	0.0648	6.7
Experiencia	0.0763	33.4	0.0802	35.5
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-24.4	-0.0011	-26.4
Dummy para $S \geq 6$ (D6)	0.0996	2.0	0.1359	3.3
D6*(S-6)	0.0992	3.9	0.0464	2.0
Dummy para $S \geq 9$ (D9)	-0.1206	-1.9	0.0949	1.6
D9*(S-9)	-0.0049	-0.1	0.0494	1.5
Dummy para $S \geq 12$ (D12)	-0.0986	-1.1	-0.0460	-0.6
D12*(S-12)	0.0180	0.5	-0.0172	-0.6
Dummy para $S=17$	-0.0279	-0.3	0.0888	1.1
R <sup>2</sup>	0.41		0.40	
Error estándar	0.6872		0.7137	
Nº de observaciones	7836		8651	

Fuente: ENIGH-94/96

La virtud de esta especificación es doble: por un lado, permitiría verificar la hipótesis nula de no existencia de efectos *sheepskin* a través de la hipótesis conjunta de que los coeficientes asociados a D6, D9 y D12 son cero y, por otra parte, concretamente por medio de las dummies de interacciones, permitiría que los rendimientos variaran de acuerdo a los años de escolaridad. Por ejemplo para el año 1996, el rendimiento para el quinto año de escolaridad sería 6,5%, para el sexto año 20,1% (la suma de 6,5% y 13,6%), para el

<sup>87</sup> Los resultados para mujeres no se reportan debido a la similitud de los correspondientes a hombres.

séptimo año 11,1% (la suma de 6,5% y 4,6%), para el noveno año 20,6% (la suma de 6,5%, 4,6% y 9,5%), para el décimo año 16,1% (la suma de 6,5%, 4,6% y 4,9%), para el duodécimo 11,5% (la suma de 6,5%, 4,6%, 4,9% y -4,6%), para el décimo tercero 14,3% (la suma de 6,5%, 4,6%, 4,9% y -1,7%) y, finalmente, para el décimo séptimo año 23,2% (la suma de 6,5%, 4,6%, 4,9%, -1,7% y 8,9%).

Aunque en apariencia los resultados anteriores muestran “saltos” en los rendimientos en los años en que se obtiene un grado (en particular, en el año 6, 9 y 17), el problema es que, en general, las variables dummies y las interacciones son no significativas. Por otra parte, el estadístico F para probar que no existen efectos *sheepskin*, esto es, que D6, D9 y D12 tienen coeficientes cero, son 3,12 y 8,22 para 1994 y 1996 respectivamente, lo que implicaría rechazar la hipótesis nula a un nivel de 5%, pero no a uno de 1% para 1994. No obstante, cabe mencionar que esto se debe básicamente a la significatividad de D6. Si la hipótesis se redujera a la significatividad conjunta de los coeficientes asociados a D9 y D12, la prueba F no rechazaría la hipótesis nula de no significatividad a cualquier nivel de significancia.

La segunda especificación utilizada para constatar la hipótesis de efectos *sheepskin* es una manera más directa: consiste en estimar una función de ingreso cuyas variables explicativas son un conjunto de variables dummies para cada uno de los años de escolaridad disponibles, esto es, considera al logaritmo de los salarios como una función de “saltos” de los años de educación, con un “salto” separada para cada año. Cabe notar que esta especificación no impone ninguna restricción sobre la forma de los perfiles escolaridad-ingreso. Los resultados de las estimaciones se muestran en el Cuadro A1 del Anexo Estadístico. No obstante, lo importante a destacar son los rendimientos de la educación por año disponible de escolaridad, que son reportados en el Cuadro 8.

Cuadro 8. Tasas de rendimiento por años de escolaridad.  
Hombres.

años de escolaridad	1994		1996	
	marginal	absoluta	marginal	absoluta
2			2.9	1.4
3			14.1	5.6
4			2.0	4.7
5			16.0	7.0
<b>6</b>	<b>10.8</b>	<b>9.1</b>	<b>14.6</b>	<b>8.2</b>
7	26.1	11.6	1.8	7.3
8	13.1	10.1	23.0	9.3
<b>9</b>	<b>9.4</b>	<b>10.6</b>	<b>17.7</b>	<b>10.2</b>
10	25.4	12.0	24.1	11.6
11	12.7	10.9	12.1	9.7
<b>12</b>	<b>10.3</b>	<b>11.3</b>	<b>13.0</b>	<b>11.3</b>
13	46.8	14.1	35.7	13.2
14	23.4	13.0	17.8	12.2
15	15.6	12.2	11.9	11.4
16	11.7	11.4	8.9	10.7
<b>17</b>	<b>17.6</b>	<b>13.3</b>	<b>17.9</b>	<b>12.7</b>

Fuente: ENIGH-94/96

Los rendimientos mostrados son de dos tipos: los marginales, esto es, los asociados a niveles educativos subsecuentes, y los absolutos que están referidos siempre al nivel “sin estudios”. Un inconveniente en la asignación de los años de estudios surge de los niveles secundaria, preparatoria y licenciatura “no completados” en cuanto no se sabe con exactitud el año específico en que el individuo abandona los estudios. Por esta razón se decidió calcular los rendimientos para las distintas opciones, reportándolos en letra cursiva para distinguirlos de los rendimientos asociados a años de escolaridad sin ambigüedad. Por ejemplo, para “secundaria no completada” en 1994 se calculan los rendimientos para el séptimo y el octavo año.

El patrón de comportamiento de estos rendimientos acordes con la presencia de efectos *sheepskin* consistiría en ascensos de los rendimientos asociados a años con diploma (6, 9, 12 y 17) y descensos en los intermedios. Como se desprende del Cuadro 8, este no es, en general, el caso. Únicamente si supusiésemos, en el caso de los individuos con licenciatura no terminada, que éstos permanecen 4 años en la Universidad, o sea, que tienen 16 años totales de estudios, sería factible establecer cierto efecto *sheepskin* en cuanto se da

un claro incremento del rendimiento entre el año 16 y el 17. No obstante, este no deja de ser un caso extremo.

#### **4 CONCLUSIONES**

Si la educación fuese básicamente una señal, la tasa social de rentabilidad de la educación podría ser muy inferior a la privada y todo el sistema educativo debería considerarse como un método ineficiente que absorbe una cantidad desproporcionada de recursos y los desperdicia. En este sentido, es importante dedicar esfuerzos para discriminar entre la hipótesis de capital humano y de la señalización.

En el caso mexicano, los resultados obtenidos son contrarios a la hipótesis de señalización. En primer lugar, ésta sugeriría que los rendimientos de la educación de los autoempleados y del sector privado deberían ser significativamente menores a los correspondientes de los asalariados y del sector público, respectivamente. Empero, la evidencia empírica mostrada en la sección 1 no avala, de ninguna manera, la hipótesis de señalización: en general, los autoempleados tienen rendimientos muy similares a los asalariados y, por otra parte, en el sector privado los rendimientos son mayores que en el público.

En segundo lugar, en la sección 2 se ha analizado el grado de convergencia de los perfiles de ingreso, entendiendo que un proceso de convergencia implicaría un ajuste de los salarios de los más educados y, por ende, la existencia de un fenómeno de señalización. Sin embargo, tampoco en este caso la evidencia empírica está del lado de la teoría de la señalización, salvo tal vez en el último tramo educativo. Esto es, aunque sin evidencia contundente, se puede afirmar que existe un ligero proceso de señalización de los licenciados con título, respecto a los anteriores niveles educativos.

Con respecto a los efectos *sheepskin* cabe mencionar que, a pesar de las limitaciones de la información (consistentes básicamente en la ausencia de

información relativa a los años reales de estudio y, en algunos casos, del año preciso de abandono), no es posible afirmar que este tipo de efectos se produzcan en el caso mexicano. Esto es, lo que incrementa los ingresos son los años de estudio, independientemente de que este proceso se acompañe de la obtención de un título.

A partir de la investigación realizada se desprende, por tanto, que las tasas de rentabilidad privada pueden ser consideradas como indicativas de las tasas de rentabilidad social. En otras palabras, la inversión en capital humano a través de la educación puede ser considerada una actividad claramente rentable, tanto desde el punto de vista individual como social.

## ANEXO ESTADÍSTICO

Cuadro A1. Funciones de ingreso con variables dummies por niveles educativos.  
Variable dependiente: log (salario trimestral).

Año:1994	Hombres		Mujeres	
	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Constante	6.1180	143.6	5.7688	72.8
Experiencia	0.0763	33.4	0.0762	17.7
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0011	-24.4	-0.0011	-11.1
S =3	0.2246	6.3	0.2125	2.7
6	0.5487	15.3	0.6355	8.7
7.5	0.8097	17.9	0.7943	7.7
9	0.9502	24.9	1.2212	17.0
10.5	1.2039	22.7	1.3788	12.4
12	1.3590	29.2	1.6290	20.9
14.5	1.8269	37.3	1.9807	21.8
17	2.2669	46.8	2.3818	28.4
R <sup>2</sup> ajustada	0.41		0.40	
Error Estándar	0.6872		0.7290	
Criterio de Schwarz	2.0987		2.2318	
Nº de observaciones	7836		2957	
Año:1996				
	Hombres		Mujeres	
	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Constante	6.3761	149.3	6.1282	69.6
Experiencia	0.0806	35.4	0.0720	18.4
Experiencia <sup>2</sup>	-0.0012	-26.4	-0.0011	-12.1
S = 1	-0.0014	0.0	-0.0589	-0.4
2	0.0276	0.5	0.1741	1.6
3	0.1683	3.7	0.2932	2.9
4	0.1881	3.6	0.1084	0.8
5	0.3484	6.0	0.5134	4.7
6	0.4945	13.1	0.5803	7.0
7	0.5124	7.9	0.6993	4.6
8	0.7424	13.7	0.8645	7.9
9	0.9194	23.2	1.1007	13.2
10.5	1.1605	23.3	1.2441	11.6
12	1.3560	30.2	1.5417	17.1
14.5	1.7127	32.7	1.9550	20.4
17	2.1595	46.4	2.1898	24.2
R <sup>2</sup> ajustada	0.38		0.36	
Error Estándar	0.7139		0.7590	
Criterio de Schwarz	2.1788		2.3195	
Nº de observaciones	8594		3458	

Fuente: ENIGH-94/96



## **CONCLUSIONES GENERALES. ¿Qué hemos aprendido acerca de los rendimientos de la educación en México?**

A lo largo de esta tesis se han presentado resultados referentes a la estimación de los rendimientos de la educación en México, dentro del marco conceptual de la teoría del capital humano. En la introducción general se realiza una consideración de los principales postulados teóricos, y un breve análisis de la información sobre la que se basa el estudio. En el Capítulo II se muestran las estimaciones estándar de las funciones de ingresos mincerianas, desde un punto de vista privado y social. Además, se estiman rendimientos por niveles educativos y se compara econométricamente el método de la función de ingresos tradicional con la Tasa Interna de Rendimiento. En el Capítulo III se aborda el problema de la endogeneidad de la educación, que trae consigo como grave consecuencia la inconsistencia de las estimaciones Mínimo Cuadráticas Ordinarias, y que constituye un tema central en la discusión actual de la relación causal entre escolaridad e ingresos. En este sentido, se ensayan diversas alternativas con miras a sortear el problema de endogeneidad, alternativas que en gran medida están basadas en la aplicación de métodos de estimación por Variables Instrumentales. Finalmente, en el Capítulo IV se pone a prueba la validez de la teoría de capital humano ante su principal antagonista, esto es, la teoría de la señalización.

Antes de comentar los resultados encontrados conviene realizar una reflexión global sobre la información utilizada. En términos generales ésta puede considerarse aceptable (10.718 observaciones en 1994 y 11.976 en 1996). No obstante, aproximadamente sólo un 27% son mujeres, de las cuales sólo un 8-9% tienen el nivel educativo universitario. Por lo tanto, desde el punto de vista muestral, las estimaciones de las funciones de las mujeres no tienen el mismo grado de fiabilidad que la de los hombres. Aunado a esto, no debe perderse de vista el mencionado problema de aproximar un ciclo de vida a través de un *cross-section*, problema que se recrudece en el caso de las mujeres.

Con relación a los resultados puede afirmarse que la teoría del capital humano conforma un marco teórico adecuado para analizar la relación entre escolaridad e ingresos, habida cuenta que se comprueba que la educación no tiene como objetivo fundamental emitir una “señal” a los potenciales empleadores, sino más bien incrementar la productividad (Capítulo IV). Esto permite, en general, validar el sistema educativo y, en particular, el cálculo de las tasas de rentabilidad sociales de la educación. Por ende, y basándose en los resultados del Capítulo II, no existe duda en afirmar que la educación, tal y como está diseñada, acarrea enormes beneficios a la sociedad.

La gran serie de estimaciones de los rendimientos de la educación asociados a la función minceriana estándar estimada por MCO en el ámbito internacional apuntan, *grosso modo*, a dos particularidades. Primero, que los rendimientos tienen un rango de entre 5% y 15% y, en segundo lugar, que el rendimiento de las mujeres es mayor que el de los hombres. En este sentido, los cálculos llevados a cabo para México siguen estas pautas, aunque cabe mencionar que el valor de la rentabilidad se sitúa en la frontera superior del rango internacional (14% para hombres y 15% para mujeres). Sin embargo, no debe dejarse de lado que el resultado es congruente con el hecho de que los rendimientos de la educación en los países en vías de desarrollo, como México, están, en general por encima de la media internacional.

Con relación a los rendimientos por niveles educativos se observa que, en general, los mayores se obtienen al nivel de preparatoria (con la excepción de las mujeres en 1994, en donde el rendimiento mayor se localiza en la secundaria). No obstante, lo que llama la atención es el bajo rendimiento de los estudios primarios, hecho que se contrapone a la creencia de que los estudios primarios en países en vías de desarrollo son los más rentables. El *quid* del asunto está en los años que se suponen forman parte del coste de oportunidad. Los cálculos efectuados suponen 6 años de coste de oportunidad, lo que explica los rendimientos tan reducidos que se obtienen. Ciertamente, si en el extremo se supone sólo un año de coste de oportunidad, los rendimientos se incrementan sustancialmente, y sólo en este caso superarían a los de preparatoria.

La elección exacta del número de años de coste de oportunidad estará basada, en definitiva, en un criterio subjetivo del investigador y, en ese sentido, la discusión no está zanjada. Empero, queda latente que los rendimientos de la primaria no son tan altos como se pensaba, y que ello puede tener su explicación en el hecho de que dichos estudios constituyen cada vez más un vehículo de inserción laboral y, obviamente, de tránsito a otros niveles, y no una inversión en sí misma.

Aunado a lo anterior, no debe dejarse de lado que México ha experimentado en los últimos años fuertes cambios en su estructura económica, en particular, en su estructura de oferta de puestos de trabajo, que ciertamente exige cada vez un nivel mínimo de preparación superior. En este sentido, puede pensarse que cada día los individuos sin estudios y con primaria (que por otro lado son los de mayor edad) constituyen dentro del mercado laboral un conglomerado que poco se distingue entre sí, esto es, un conjunto de mano de obra de muy baja cualificación, lo que podría explicar porqué a mediados de los 90 y en un país como México, la tasa de rendimiento de los estudios primarios no es tan elevada como se esperaba.

No obstante, en términos de política educativa, los resultados del Capítulo II muestran que es altamente rentable invertir en capital humano, sobre todo a nivel medio y medio superior. Este resultado, ya importante en sí mismo, debe ser tomado con precaución de cara a su utilización en una estrategia de política distributiva. Está establecido que los sectores más pobres de la población son los que enfrentan mayores problemas de acceso a la educación y, en consecuencia, son los más ricos los que estarían beneficiándose de las grandes rentabilidades de la educación. Las consecuencias pueden ser desastrosas en cuanto la educación podría estar generando, o al menos no ayudando a paliar, el grave problema de desigualdad social en México.

Contemplado desde otra perspectiva: ¿debe considerarse el nivel de las tasas de rentabilidad social, asociado a un determinado nivel educativo, como un indicador adecuado del direccionamiento de la inversión educativa? ¿en qué

sentido? ¿una tasa baja indicaría que debería preferirse la inversión en otras formas de educación? Si la respuesta fuese afirmativa, la inversión educativa en México debería abocarse a los estudios superiores dejando de lado el nivel básico. Empero, la interpretación podría ser distinta, más aún, significar exactamente lo contrario, es decir, que una tasa baja es un indicador de la necesidad de una mayor inversión en aras precisamente de incrementar la tasa. Además, si el nivel educativo poseedor de una rentabilidad baja es un nivel básico, la inversión debe sin duda llevarse a cabo, pues de otra forma se formaría un “cuello de botella”. Más aún, si los potenciales beneficiarios conforman un porcentaje significativo de la población (recuérdese que más del 30% de la población con más de 15 años en México carece de estudios primarios) menos debería importar el rendimiento y más el peso social del grupo beneficiado.

Por tanto, una cuestión es dejar establecido que un cierto nivel educativo tiene una determinada rentabilidad, y que es mayor o menor a la de otro nivel educativo, y otra cuestión es indagar a qué sectores de la población beneficia. Más aún, tomando en consideración que los rendimientos obtenidos en el Capítulo II son promedios poblacionales, cabe preguntarse si todos los grupos sociales tienen aproximadamente el mismo rendimiento educativo, y la respuesta, tomando en consideración los resultados del Capítulo III, parece ser negativa.

Como se menciona anteriormente, el objetivo inicial del Capítulo III es purgar las estimaciones de los rendimientos de la educación del problema de endogeneidad. En este sentido, la primera conclusión es que la endogeneidad de la educación efectivamente es un problema a tomar en consideración. Sin embargo, la aplicación de la metodología correspondiente habitual, esto es, la estimación por Variables Instrumentales, se ha comprobado que sirve igualmente para verificar otra posibilidad: el hecho de que los rendimientos sean heterogéneos en la población. Los resultados del mencionado Capítulo III apuntan a esta realidad de manera contundente: las estimaciones por Variables Instrumentales son en promedio 50% mayores a las correspondientes por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Por otro lado, dado el diseño de los

instrumentos y la teoría subyacente al análisis, se demuestra que los grupos con restricciones financieras experimentan un rendimiento de la educación superior a la media. Esta conclusión es sumamente importante en términos de política educativa, pues desvía el objetivo de la inversión educativa de un punto de vista puramente comparativo entre niveles, a uno donde se contemplan el rendimiento de determinados grupos poblacionales, sin dejar de lado por supuesto el análisis de niveles educativos.

Obviamente, existen aún muchas cosas que hacer en el análisis de los rendimientos de la educación en México. Por ejemplo, no hay que dejar de lado que el hecho de que un mayor número de personas mejoren su formación no garantiza buenos empleos, a menos que la economía esté ampliando el volumen de los mismos. No obstante, debe también reconocerse que es la propia población más educada la que “crea” nuevos empleos. En definitiva, un análisis de la oferta de mano de obra sería complementario a este trabajo, más aún si se considera que la propia calidad de la oferta de trabajo puede estar condicionada positivamente por los mayores niveles de escolaridad de la población.

Por otro lado, hasta este momento no resulta crucial la división entre educación pública y privada, dado que la primera es ampliamente mayoritaria. Sin embargo, en los últimos años, y sobre todo al nivel de educación superior, las cosas se han modificado drásticamente: en general, durante los 90, la matrícula en escuelas privadas crece 36%, mientras la de escuelas públicas sólo un 13%. Esta tendencia, sin duda, modificará, a su vez, la estructura de costes tanto públicos como privados y, en consecuencia, los rendimientos de la educación. Por tanto, trabajos futuros en esta línea deberían considerar este fenómeno.

Una cuestión más importante se refiere al hecho de que la calidad de la educación es un factor básico en el análisis de los rendimientos de la educación. En primer lugar, porque los rendimientos de la educación estándar son de poca relevancia para las decisiones de inversión educativa gubernamental si la calidad de la educación es pobre. En segundo lugar,

porque mucho del análisis está basado en el supuesto de una calidad homogénea de la educación a varios niveles: por tipo de escuela (pública *versus* privada), por regiones y temporal. Sin embargo, existen muchos indicios de que este supuesto es de difícil cumplimiento. Primero, porque está extendida la idea de que el fenómeno de “privatización” de la educación está positivamente relacionada con mayor calidad, sospecha que debería comprobarse y, en todo caso, tomarse en consideración. Segundo, porque es un hecho que las diferencias entre regiones en parámetros educativos no son despreciables (por ejemplo, el hecho de que el gasto educativo por alumno en el D.F es 3 veces el de Guanajuato), lo que a su vez condiciona reacciones importantes. Por ejemplo, Binder (1999) demuestra que las elasticidades con respecto al proceso de educación de los estados más ricos son menos acentuadas respecto a las condiciones económicas. Finalmente, porque el supuesto de que la adquisición de un año de escolaridad, en términos de calidad, es indistinta se haya adquirido hace 20 años o actualmente, no es necesariamente cierta.

Además de la calidad de la educación, existen otros factores no menos importantes que no se han considerado, y que sin duda afectan el cálculo del rendimiento educativo. Por ejemplo, como se ha demostrado (Oliver *et al.*, 1998), el nivel de paro, a través de la influencia sobre los ingresos esperados, modifica la TIR de la inversión educativa. Por otro lado, también sería deseable indagar con profundidad el efecto que el financiamiento público tiene sobre los rendimientos de la educación y sobre la educación en sí, así como un análisis más detallado del papel de la familia en la toma de decisiones escolares de sus miembros.

## BIBLIOGRAFÍA

Andrés, J. y J. García (1991a), "El nivel de estudios como factor explicativo del desempleo, de los ingresos y de la movilidad laboral", *Economía Industrial*, Marzo-abril, pp. 13-22.

Andrés, J. y J. García (1991b), "Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores", *Investigaciones Económicas (Segunda época)*, Vol. XV, Nº 1, pp. 143-167.

Angrist, J. D. y G. Imbens (1995), "Two-Stage Least Squares Estimation of Average Causal Effects in Models with Variable Treatment Effect", *Journal of the American Statistical Association*, 90, pp. 431-442.

Angrist, J. D., G. Imbens y D. B. Rubin (1996), "Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 91, Nº 434, pp. 444-455.

Angrist, J. D. y A. B. Krueger (1991), "Does compulsory school attendance effect schooling and earnings?", *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 979-1014.

Angrist, J. D. y A. B. Krueger (1995), "Split-Sample Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, Nº 2, pp. 225-235.

Angrist, J. D. y W. K. Newey (1991), "Over-Identification Tests in Earnings Functions with Fixed Effects", *Journal of Business and Economic Statistics*, 9, pp. 317-323

Arabsheibani, G. y H. Rees (1997), "On the weak versus the strong version of the screening hypothesis", *Economics of Education Review*, 17(2), pp. 189-192.

Arrow, K. J. (1973), "Higher education as a filter", *Journal of Public Economics*, 2, pp. 193-216.

Ashenfelter, O. y A. B. Krueger, (1994), "Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins", *The American Economic Review*, Vol. 84, N° 5, pp. 1157-1173.

Ashenfelter, O. y C. Rouse (1998), "Income, schooling and ability: Evidence from a new sample of identical twins", *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp. 253-284.

Barceinas, F. (1999), "Función de ingresos y rendimiento de la educación en México", *Estudios Económicos*, Vol. 14, N° 15, pp. 87-128.

Barceinas, F., J. Oliver, J.L. Raymond y J.L. Roig (2000), "Los rendimientos de la educación en España", *Papeles de Economía Española*, N° 86, pp. 128-148.

Barceinas, F., J. Oliver, J. L. Raymond y J. L. Roig (2001), "Hipótesis de señalización frente a capital humano. Evidencia para el caso español", *Revista de Economía Aplicada* (en prensa).

Becker, G. (1964), *Human Capital*, New York: National Bureau of Economic Research.

Ben-Porath, Y. (1967), "The production of human capital and the life cycle of earnings", *Journal of Political Economy*, 75, pp. 352-365.

Berndt, E. (1991), *The practice of Econometrics. Classic and Contemporary*, Addison Wesley.

Binder, M. (1999), "Schooling indicators during Mexico's 'Lost decade'", *Economics of Education Review*, 18, pp. 183-199.

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).

Blackburn, M. y D. Neumark (1991), "Omitted-ability bias and the increase in the return to schooling", NBER, Working Paper 3693, Cambridge, M.A.

Blackburn, M. y D. Neumark (1995), "Are OLS estimates of the return to schooling biased downward? Another look", *Review of Economics and Statistics*, 77, pp. 217-229.

Bound, J., D. A. Jaeger y R. M. Baker (1995), "Problems With Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variables is Weak", *Journal of the American Statistiscal Association*, Vol. 90, N° 430, pp. 443-450.

Bound, J. y G. Johnson (1992), "Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations", *American Economic Review*, Vol. 82, N° 3, pp. 371-392.

Bound, J. y G. Solon (1999), "Double trouble: on the value of twins-based estimation of the return to schooling", *Economics of Education Review*, 18, pp. 169-182.

Bracho, T. y A. Zamudio (1994), "Los rendimientos económicos de la escolaridad en México, 1989", *Economía Mexicana. Nueva Epoca*, Vol. III, N° 2, pp. 345-377.

Bracho, T. y A. Zamudio (1995), "Tasas de retorno de la educación general especializada del nivel medio superior. Ajuste por desempleo", Documento de Trabajo N° 45, División de Economía, CIDE.

Brown, S. y J. G. Sessions (1999), "Education and employment status: a test of the strong screening hypothesis in Italy", *Economics of Education Review*, 18, pp. 586-591.

Brunello, G. y R. Miniaci (1999), "The economic return to schooling for Italian men. An evaluation based on instrumental variables", *Labour Economics*, 6, pp. 509-519.

Butcher, K.F. y A. Case (1994), "The effect of sibling sex composition on women's education and earnings", *Quarterly Journal of Economics*, 109, pp. 531-563.

Card, D. (1993), "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling", Working Paper 4483, NBER.

Card, D. (1995), "Earnings, Schooling, and Ability Revisited", *Research in Labor Economics*, Vol. 14, pp. 23-48.

Card, D. (1999), "The Causal Effect of Education on Earnings", en O. Ashenfelter y D. Card (editores), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Amsterdam, North-Holland.

Card, D. (2000), "Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems", Working Paper 7769, National Bureau of Economic Research.

Cohn, E., B. Kiker y M. Mendes de Oliveira (1987), "Further evidence on the screening hypothesis", *Economics Letters*, 25, pp. 289-294.

Denison, E. (1962), *Sources of economic growth in the U.S.*, New York: Committee for Economic Development.

Dougherty, C. y E. Jimenez (1991), "The specification of earnings functions: tests and implications", *The Economics of Education Review*, Vol. 10, pp. 85-98.

Fogel, W. (1988), "Ingresos ocupacionales: influencias de mercado e institucionales", en *El mercado de trabajo y la estructura salarial*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Freeman, R. (1986), "Demand for education", *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, North-Holland.

Garen, J. (1984), "The return to schooling: A selectivity bias approach with a continuous choice variable", *Econometrica*, 52, pp. 1199-1218.

Ginther, D.K. (2000), "Alternative estimates of the effect of schooling on earnings", *The Review Of Economics and Statistics*, 82(1), pp. 103-116.

Griliches, Z. (1977), "Estimating the return to schooling: some econometric problems", *Econometrica*, 45, pp. 1-22.

Greene, W. (2000), *Econometric Analysis*, Cuarta edición, Prentice Hall.

Groot, W. y H. Oosterbeek (1994), "Earnings effects of different component of schooling human capital versus screening", *The review of economics and statistics*, Vol. LXXXVI, N° 2, pp. 317-321.

Grubb, W. N. (1993), "Further Tests of Screening on Education and Observed Ability", *Economics of Education Review*, Vol. 12, N° 2, pp. 125-136.

Hammermesh, D. S., Briggs Jr. y A. G. King (1984), *Economía del trabajo y los salarios*, Alianza Editorial, Madrid.

Harmon, C. y I. Walker (1995), "Estimates of the economic return to schooling for the United Kingdom", *The American Economic Review*, Vol. 85, Nº 5, pp. 1278-1286.

Haveman, R. y B. Wolfe (1995), "The determinants of children's attainments: a review of methods and findings", *Journal of Economic Review*, 33, pp. 1829-78.

Heckman, J. (1979), "Sample selection bias as specification error", *Econometrica*, 47, pp. 153-162.

Heckman, J. J. y E. Vytlacil (2000), "The relationship between treatment parameters within a latent variable framework", *Economics Letters*, 66, pp. 33-39.

Horowitz, A. W. (1999), "Ranking Rates of Return to Education: Legitimacy and an Explicit Diagnostic", *Journal of Policy Modeling*, 21 (7), pp. 781-797.

Hungerford, T. y G. Solon (1987), "Sheepskin effects in the return to education", *The Review of Economics and Statistics*, 69, pp. 175-177.

Ichino, A. y R. Winter-Ebmer (1999), "Lower and Upper Bounds of Return to Schooling: An Exercise in IV Estimation with Different Instruments", *European Economic Review*, 43/4-6, pp. 889-902.

Imbens, G. y J. D. Angrist (1994), "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects", *Econometrica*, 62, pp. 467-475.

Imbens, G. y D. Rubin (1997), "Estimating Outcome Distribution for Compliers in Instrumental Variable Models", *Review of Economic Studies*, 64, pp. 555-574.

Jaeger, D. A. y M. E. Page (1996), "Degrees matter: New evidence on sheepskin effects in the returns to education", *The Review of Economics and Statistics*, 78, pp. 733-740.

Kalwij, A. (2000), "Estimating the Economic Return to Schooling on the Basis of Panel Data", *Applied Economics*, 32, pp. 61-71.

Kling, J. (1999), "Interpreting Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling", Working Paper 415, Industrial Relations Section, Princeton University.

Kroch, E.A. y K. Sjoblom (1994), "Schooling as Human Capital or a Signal", *The Journal of Human Resources*, XXIX,1, pp. 156-180.

Krueger, A.B. y L.H. Summers (1988), "Efficiency Wages and the Inter-industry Wage Structure", *Econometrica*, Vol. 56, N° 2, pp. 259-294.

Lambropoulos, H. S. (1992), "Further evidence on the weak and the strong versions of the screening hypothesis in Greece", *Economics of Education Review*, 11(1), pp. 61-65.

Layard, R. y G. Psacharopoulos (1974), "The screening hypothesis and the return to education", *Journal of Political Economy*, 82(5), pp. 985-998.

Light, A. (1998), "Estimating Return to Schooling: When Does the Career Begin", *Economics of Education Review*, Vol. 17, N° 1, pp. 31-45.

Loprest, P. J. (1992), "Gender Differences in Wage Growth and Job Mobility", *American Economic Review*, Vol. 82, N° 2, pp. 526-532.

Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.

Nolan, P. y W. Brown (1988), "Competencia y determinación salarial en el centro de trabajo", en *El mercado de trabajo y la estructura salarial*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

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*, Nº 77, pp. 115-129.

Oliver, J., J.L. Raymond, J.L. Roig y A. Roca (1998), "Educación, niveles de ingreso y ahorro en la economía española", Documento de trabajo Nº 141, FUNCAS.

Oosterbeeck, H. (1992), "Study duration and earnings. A test in relation to the human capital versus screening debate", *Economics Letters*, 40, pp. 223-228.

Oosterbeek, H. y H. van Ophen (2000) "Schooling choices: Preferences, discount rates, and rates of return", *Empirical Economics*, 25, pp. 15-34.

Park, J. H. (1999), "Estimation of sheepskin effects using the old and the new measures of educational attainment in the Current Population Survey", *Economics Letters*, 62, pp. 237-240.

Peraita, C. y M. Sanchez (1998), "The effect of family background on children's level of schooling attainment in Spain", *Applied Economics*, 30, pp. 1327-34.

Perlman, R. (1988), "Variaciones cíclicas de la diferencia salarial según las cualificaciones", en *El mercado de trabajo y la estructura salarial*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Plug, E. y W. Vijverberg (2000), "Schooling, Family Background, and Adoption: Is it Nature or is it Nurture?", Mimeo.

Psacharopoulos, G. (1979), "On the weak versus the strong version of the screening hypothesis", *Economics Letters*, 4, pp. 181-185.

Psacharopoulos, G. (1973), "Return to Education: an International Comparison," Joessey-Bass, Elsevier.

Psacharopoulos, G. (1981), "Return to Education: an updated international comparison", *Comparative Education*, Vol. 17, N° 3, pp. 321-341.

Psacharopoulos, G. (1985), "Return to Education: A Further International Update and Implications", *Journal of Human Resources*, 20, pp. 583-604.

Psacharopoulos, G. (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, N° 3, pp. 219-230.

Reder, M. W. (1988), "Las diferencias interindustriales", en *El mercado de trabajo y la estructura salarial*", Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Riley, J. G. (1979), "Testing the Educational Screening Hypothesis", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, pp. 227-251.

Rima, I.H. (1984), "Involuntary unemployment and the respecified labor supply curve", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. VI, N° 4, pp. 540-550.

Rosen, S. (1975), "Human capital: Relations between education and earnings", en *Frontiers of Quantitative Economics*, Vol. B, North Holland.

Rosen, S. (1986), "The theory of equalizing differences", en *Handbook of Labor Economics*, Vol. I, North-Holland.

Rummery, S. F. Vella y M. Verbeek (1999), "Estimating the return to education for Australian youth via rank-order instrumental variables", *Labour Economics*, 6, pp. 491-507.

San Segundo, M. J. (1997), "Educación e ingresos en el mercado de trabajo español", *Cuadernos Económicos del ICE*, N° 63.

Schultz, T.W. (1961), "Investment in human capital", *American Economic Review*, 51, pp. 1-17.

Schultz, T.W. (1963), *The economics value of education*, New York: Columbia University Press.

Silvestre, J.J. (1988), "Diferencias salariales industriales: estudio comparativo de dos países", en *El mercado de trabajo y la estructura salarial*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Singh, R y M. Santiago (1997), "Farm Earnings, Educational Attainment, and Role of Public Policy: Some Evidence from Mexico", *World Development*, Vol. 25, N° 12, pp. 2143-2154.

Smith, P. A. y M. R. Metzger, (1998), "The Return to Education: Street Vendors in Mexico", *World Development*, Vol. 26, N° 2, pp. 289-296.

Spence, M. (1973), "Job market signalling", *Journal of Labour Economics*, 87, pp. 355-374.

Stiglitz, J.E. (1975), "The theory of "screening", education, and the distribution of income", *American Economic Review*, 65, pp. 283-300.

Taubman, P. (1975), "The determinants of earnings: genetics, family, and other environments; a study of white male twins", *American Economic Review*, Vol. 66, N° 5, pp. 858-870.

Tucker III, I.B. (1986), "Evidence on the weak and the strong version of the screening hypothesis in the United States", *Economics Letters*, 21, pp. 391-394.

Uusitalo, R. (1999), "Return to education in Finland", *Labour Economics*, 6, pp. 569-580.

Vella, F. (1998), "Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey", *The Journal of Human Resources*, XXXIII,1, pp. 127-169.

Weiss, A. (1995), "Human Capital vs. Signalling Explanations of Wages", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, Nº 4, pp. 133-154.

Willis, R. J. y S. Rosen (1979), "Education and self-selection", *Journal of Political Economy*, 79, pp. S7-S36.

Willis, R. J. (1986), "Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earnings functions", en *Handbook of Labor Economics*, Vol. I.

Wolpin (1977), "Education and Screening", *The American Economic Review*, 67, pp. 949-958.

Zamudio A. y T. Bracho (1994), "Rendimientos económicos de la escolaridad III: El problema de sesgo de elección III", Documento de Trabajo Nº 32, División de Estudios Políticos y de Economía del CIDE.

Ziderman, A. (1992), "Evidence on Screening: P Tests for Israel", *Economics of Education Review*, Vol. 11, Nº 1, pp. 67-69.