

Cuadro 6. Salarios mensuales promedio de los trabajadores del AMM por nivel educativo (Nuevos Pesos, 1993)

Tipo de educación	General	Hombres	Mujeres
Sin estudio	1,302	1,160	1,852
Primaria	1,010	1,067	769
Secundaria	1,059	1,127	788
Comercial con secundaria	1,672	1,998	1,604
Comercial sin secundaria	1,808	3,017	1,272
Técnico con secundaria	1,480	1,590	1,282
Técnico sin secundaria	1,373	1,624	871
Normal	1,931	2,738	1,570
Preparatoria técnica	1,440	1,481	1,323
Preparatoria	1,469	1,524	1,273
Profesional	4,467	5,224	2,669
Posgrado	9,665	11,092	2,529

Fuente: Investigación directa, CIE-UANL.

2.2 Premios salariales y tasas de rendimiento, un primer análisis

Ya se dijo que la Teoría del Capital Humano establece que invertir en incrementar en un año la escolaridad de una persona tiene como rendimiento mínimo la ganancia salarial que por ello resulta --neta del costo incurrido, especialmente del valor alternativo del tiempo que, por estudiar, la persona deja de trabajar. Con el fin de alentar el desarrollo económico del país, el criterio debe ser entonces dar prioridad a las inversiones en el tipo de educación que presente las tasas de rendimiento más altas.

Evidentemente, para realizar tal ejercicio de estimación es importante comparar individuos similares en todas sus características laborales observables, excepto el tipo educación cursada, por supuesto: como mínimo, requeriríamos que tengan un nivel similar de escolaridad en años; sean del mismo sexo; asalariados --no trabajen por su cuenta--; que tengan el mismo parentesco dentro de su familia --jefe, hijo, etc.--; y la misma experiencia laboral. Cuando se discutan las consecuencias de omitir variables que pudieran ser indicativas de la "habilidad no observada" del trabajador, el asunto de qué factores estadísticos controlar en las estimaciones, se volverá crucial.

La manera de estimar la rentabilidad de la educación a partir de datos de encuestas, y suponiendo que el costo más importante de ir a la escuela es el tiempo que no se trabaja, es interpretando como el rendimiento marginal de la inversión en escolaridad al coeficiente β_1 de una regresión semilogarítmica de salarios, como la siguiente:

$$W = \log(w) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 X + u$$

Donde:

w = Salario por hora.

S = Escolaridad en años de estudio completados.

X = Otras características individuales, como la experiencia laboral, el estado civil, etc.

u = Error estadístico no correlacionado con "S" ni "X".

β 's = Parámetros a estimar.

Nótese que la estimación de β_1 nos daría una medición del porcentaje en que el salario de un individuo con un año más de educación es mayor en comparación con otro que difiere únicamente en esta característica, pero es idéntico en todos los demás aspectos (X). De ahí su interpretación como una "tasa de rendimiento". Recuérdese también que se supone que el costo importante de la inversión es el del tiempo no trabajado.

Un método sencillo para obtener una medición de tasas de rendimiento de la inversión en escolaridad adicional diferenciadas según el tipo de educación recibida, que sirve como punto de referencia, es especificando la ecuación de regresión como:

$$\log(w) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 S*TEC + \beta_3 X + u,$$

donde la escolaridad se interactúa con la variable TEC, que en este caso es un indicador --variable "dummy"-- de si el individuo realizó estudios técnicos o generales.

En este caso, la tasa de rendimiento a la educación en escuelas técnicas es:

$$\beta_1 + \beta_2,$$

mientras que la tasa de rentabilidad de la escolaridad adicional en escuelas con *currícula* generales es:

$$\beta_1.$$

En el cuadro siguiente se reportan las estimaciones de estas rentabilidades para distintos grupos demográficos. Las regresiones de donde se obtienen se pueden consultar en la sección A.1 del Apéndice Estadístico. Los coeficientes se deben interpretar como tasas de rendimiento observadas.

2.3. "Habilidad" unidimensional

En este enfoque, normalmente se utilizan medidas como calificaciones escolares o de exámenes diversos, el coeficiente β_1 de la estimación de la rentabilidad de la educación técnica... En este enfoque, normalmente se utilizan medidas como calificaciones escolares o de exámenes diversos, el coeficiente β_1 de la estimación de la rentabilidad de la educación técnica... En este enfoque, normalmente se utilizan medidas como calificaciones escolares o de exámenes diversos, el coeficiente β_1 de la estimación de la rentabilidad de la educación técnica...

Cuadro 7. Tasa de rendimiento por invertir en escolaridad adicional por tipo de educación, estimaciones iniciales trabajadores del AMM, asalariados, con escolaridad mayor que primaria y menor que profesional (%)

Grupo	Tipo de educación	
	General	Técnica
Jefes de familia (hombres)	18.3	17.4*
Hijos (hombres)	14.3	13.2*
Mujeres que no sean las hijas de la familia	20.2	18.0
Hijas	16.7	16.7*

El coeficiente de la variable S*TEC, β_2 , no es significativo al 10%.
Fuente: A partir de las regresiones del apéndice A.1

Estas primeras estimaciones muestran que, aparentemente, la educación técnica "paga" menos, aunque las diferencias calculadas en tasas de rendimiento no son estadísticamente significativas --con la excepción probable del caso de la mujeres que no son hijas de la familia entrevistada.

Antes de concluir este apartado, es necesario destacar que las tasas de rendimiento que se reportan en el Cuadro 7 no se pueden tomar como representativas de las inversiones en escolaridad adicional para todos los trabajadores, pues se incluyen sólo aquellos con entre 7 y 13 años de educación --inclusive. En todo caso, lo importante es la comparación de trabajadores con diferentes tipos de educación, pero dentro de este rango de escolaridad en años. Sin embargo, aún esto podría no ser válido: si la probabilidad de que un trabajador tenga este nivel de estudios está relacionada con la probabilidad de que posea una formación técnica, el efecto estimado de este tipo de educación estaría sesgado, incluso comparando sólo individuos en este rango de escolaridad. Esta posibilidad se examina en el siguiente apartado.

2.3 Sesgos econométricos en la estimación de la rentabilidad de la educación técnica

En nuestro medio se tiende a menospreciar la educación técnica como alternativa para el joven. Establecer claramente las razones de ello no es el objetivo de este trabajo; sin embargo, este rasgo cultural podría tener implicaciones importantes para la estimación del efecto "puro" de la educación técnica sobre la productividad laboral.

Por ejemplo, un sesgo en la estimación de una tasa de rendimiento a la inversión en escolaridad puede ocurrir si las personas menos hábiles para aprender son las que acaban realizando estudios técnicos: esto es, si en las escuelas con esta orientación encontramos a los que pueden sacar menos provecho de la educación adicional.

Dada la importancia de interpretar correctamente el fenómeno bajo análisis, no es redundante recordar aquí que el experimento ideal que se debería realizar para obtener la rentabilidad de la educación técnica consiste en seleccionar un cierto número de individuos; aleatoriamente asignar algunos a realizar estudios vocacionales --técnicos-- y a otros a estudiar un curriculum general; obtener el porcentaje en que se incrementa el salario de los trabajadores en ambos grupos, y entonces compararlos: la diferencia sería una medida del efecto "puro" de la educación técnica para elevar la productividad del trabajador.

En la realidad, la gente *selecciona* no aleatoriamente el tipo de educación que más le conviene. Por supuesto, dadas las limitaciones que le implican su entorno familiar y su medio social. De todas formas, la asignación de trabajadores a las distintas labores, que requieren diferentes *curricula* escolares, no es aleatoria. Esto quiere decir que, los premios salariales reportados en el Cuadro 7 incluyen un efecto "individuo" y otro "escuela". El segundo es el que nos interesa y hay que desentrañarlo.

La cuestión de la que se habla aquí ha sido tratada en la literatura de diversas maneras: si existen variables individuales que el econométrico no observa y que en cierto sentido afectan la capacidad del trabajador para beneficiarse de la escolaridad adicional --Griliches (1977)--, entonces no incluir indicadores de esta "habilidad no observada" sesgaría la estimación del coeficiente β_1 del modelo de regresión discutido; otros autores encuadran el problema dentro del fenómeno del "self-selection" --Willis y Rosen (1979).

En la primera metodología, se considera que la "habilidad" individual se puede representar por un factor unidimensional y hay que buscar "proxies" de ella para eliminar un sesgo por variables omitidas en la regresión. En el segundo enfoque, la "habilidad" puede ser multidimensional, dando lugar al fenómeno de la asignación del trabajo a las distintas clasificaciones de acuerdo a la ventaja comparativa. En este caso, se debe usar la metodología econométrica para tratar el problema del "self-selection".

En este apartado se examina ambas posibilidades. Al "limpiar" el efecto de estos sesgos en la estimación del premio salarial por invertir en educación técnica, como quiera se concluye que estudiar redunda en la misma tasa de rendimiento, sin importar el tipo de *curriculum*.

2.3.a "Habilidad" unidimensional omitida

En este enfoque, normalmente se utilizan medidas como calificaciones escolares o de exámenes diversos, el coeficiente intelectual del individuo, u otras similares --Griliches (1977). Incluso, algunos autores norteamericanos utilizan muy ingeniosamente bancos de datos con gemelos para tratar de aislar lo que es "individuo" de lo que es "escuela".

El problema en México es que no se cuenta con encuestas que, además de recopilar toda la información laboral y de estudios de la persona, también incluyan tales medidas "proxy" de la habilidad individual no observada por el econométrico.

Basados en Becker (1991), Lam y Schoeni (1993) sugieren incluir en la regresión básica variables relacionadas, a través del "mercado de matrimonios", con la habilidad del individuo, como la escolaridad de la esposa o esposo, o de los padres.

Esto se hace con las estimaciones para el AMM y los resultados relevantes se resumen en el siguiente cuadro. Las estimaciones completas se presentan en el apéndice A.2, al final. Se obtienen incluyendo la escolaridad de la esposa o esposo --según sea el caso-- en la regresión de salarios básica; en el caso de los hijos, la escolaridad de padre y madre.

Los coeficientes reportados se deben interpretar como tasas de rendimiento observadas entre individuos con distintos tipos de educación recibida, pero con un nivel similar de escolaridad en años, del mismo sexo, que también son asalariados --no trabajan por su cuenta--, que tienen el mismo parentesco dentro de su familia --jefe, hijo, etc.--, la misma experiencia laboral, y de igual manera con los factores adicionales para tratar de controlar el sesgo que no se habían incluido en los resultados del Cuadro 7; a saber, estado civil y ocupación, que sus esposas o esposos --o sus madres y padres, si son hijos en la familia encuestada-- poseen la misma escolaridad, y que forman parte de una familia con igual número de miembros.

Cuadro 8. Tasa de rendimiento "corregidas" por invertir en escolaridad adicional por tipo de educación trabajadores del AMM, asalariados, con escolaridad mayor que primaria y menor que profesional (%)

Grupo	Tipo de educación	
	General	Técnica
Jefes de familia (hombres)	14.7	12.4*
Hijos (hombres)	11.7	15.2*
Mujeres que no sean las hijas de la familia	21.4	0.4*
Hijas	13.5	19.1*

* El coeficiente de la variable S*TEC, β_2 , no es significativo al 10%.
Fuente: A partir de las regresiones del apéndice A.2.

Comparando con los resultados de referencia --Cuadro 7--, resulta evidente que la inclusión de estas medidas que buscan capturar el efecto de la "habilidad" no observada tienen un efecto importante en la estimación de β_1 : si se mantuviera la hipótesis de que la habilidad laboral "no observada" es unidimensional, la conclusión sería que entre los hombres y mujeres mayores, los individuos que realizan estudios técnicos son menos hábiles; mientras que entre los jóvenes, ocurre lo opuesto, esto es, quienes realizan estudios técnicos tienden a ser más hábiles.

Sin embargo, dado que estas diferencias en coeficientes estimados no son significativas, una vez que se aisló el efecto "puro" de la escuela de esta medición, se concluye que el rendimiento de la escolaridad en el nivel de secundaria y preparatoria no depende del tipo de curriculum.

2.3.b "Habilidad" multidimensional: la cuestión del "self-selection"

Puede ser que un individuo sea "bueno" para algún tipo de trabajo, pero que eso no necesariamente lo vuelva también más capaz en otro. Esto quiere decir que la "habilidad no observada" no tiene que suponerse una variable unidimensional.

La técnica econométrica para considerar esta posibilidad --Willis y Rosen (1979), Heckman (1979)-- permite establecer si efectivamente la habilidad del trabajador debe ser tratada como un factor multidimensional, además de eliminar el sesgo por la selección individual en las estimaciones de la tasa de rendimiento de la inversión en escolaridad adicional.

Esto se hace de la siguiente manera: primero se obtienen estimaciones de la tasa de rendimiento a la escolaridad --el β_1 de la regresión de salarios-- por separado, para los que realizaron estudios técnicos y para los demás, pero sin corregir por "self-selection". Hay que enfatizar que se corre una regresión para cada grupo.

Después se corrigieron las estimaciones mediante el procedimiento de dos etapas de Heckman (1979), primero para los trabajadores con estudios técnicos:

- Se estimó con un modelo "Probit" la probabilidad de que una persona sea asalariada, tenga una escolaridad mayor que 6 años y menor que 14 y haya realizado estudios técnicos, y donde las variables explicativas de esta probabilidad son: la experiencia laboral, la escolaridad de la madre de la familia, el ingreso laboral familiar, las rentas de la familia, el número de miembros, y el estado civil del trabajador:

$$\text{Prob}(\text{tec}) = \delta'X; \quad X = \text{variables independientes.}$$

Con las estimaciones se calculó la variable "ltec" para cada individuo,

$$l_{\text{tec}} = -f(\delta h'X)/F(\delta h'X),$$

donde $\delta h'$ son los valores estimados de δ , y $f(\delta h'X)$ y $F(\delta h'X)$ son la densidad Normal y su probabilidad acumulada, respectivamente, evaluadas en $\delta h'X$.

- Después, se corrió el modelo:

$$\log(w) = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 t + \beta_3 tsq + \beta_4 l_{\text{tec}} + u,$$

donde, w = salario por hora, s = escolaridad en años, t = experiencia, tsq = experiencia al cuadrado.

Este procedimiento también se realizó para los que realizaron estudios generales. Para ellos, la variable de corrección por "self-selection" es $l_{\text{gen}} = f(\delta h'X)/[1-F(\delta h'X)]$. Los productos computacionales completos se presentan en la sección A.3 del apéndice. En el cuadro siguiente se reportan tanto las estimaciones de rentabilidad de la educación -- β_1 -- por tipo de curriculum sin corregir, como las corregidas por "self-selection". La diferencia entre ambas es una medición de la importancia de este tipo

de sesgo. Debido al reducido tamaño de muestra, no se consideró prudente realizar las estimaciones para las mujeres —el método tiene una justificación de grandes muestras solamente.

Cuadro 9. Tasa de rendimiento por invertir en escolaridad adicional por tipo de educación con y sin corrección por "self-selection" (%)

Grupo	Educación general		Educación técnica	
	Sin corrección	Con corrección	Sin corrección	Con corrección
Jefes de familia (hombres)	19.05	12.57	11.54	12.77
Hijos (hombres)	11.54	13.70	11.86	13.65

Fuente: A partir de los resultados del apéndice A.3.

Resulta claro que en el caso de los jefes de familia, antes de corregir por "self-selection", aparentemente entre los que estudiaron en escuelas con programas generales la rentabilidad de la inversión en escolaridad es mayor. Sin embargo, una vez que se "limpia" el efecto del "self-selection" —que es bastante significativo, como se infiere de la comparación de las tasas estimadas con y sin corrección—, se observa que la diferencia se vuelve no relevante —estadísticamente—: *ambos tipos de educación pagan igual*². Las estimaciones del rendimiento sin corregir en este cuadro se obtuvieron mediante regresiones separadas, mientras que las reportadas en el Cuadro 7 se estimaron con el uso de variables "dummy" en una regresión que incluye trabajadores con estos dos tipos de educación —consultar los apéndices respectivos.

Entre los hijos que trabajan, el sesgo por "self-selection" es menos importante. Pero, igualmente, no se detectan diferencias significativas en el rendimiento a la inversión en escolaridad adicional por tipo de programa.

Esto es, los datos no apoyan la idea de que la educación técnica es particularmente bondadosa, al menos en el AMM. Lo que sí parece observarse, sin embargo, es que entre las generaciones más jóvenes ya no es tan cierto que los que realizan estudios técnicos son predominantemente los menos hábiles para tener un buen desarrollo en la escuela.

² Estas estimaciones suponen que el costo más importante de la inversión en este tipo de capital humano es el valor del tiempo no trabajado. Si existen diferencias importantes en el costo por alumno según el tipo de educación impartida, entonces la rentabilidad "social" de hecho será menor donde los costos sean más altos.

Esta metodología también permite determinar en qué grupo de trabajadores es mayor la varianza del factor individual de habilidad no observada. Esto es importante porque, de acuerdo a Roy (1951), en las ocupaciones donde existe una mayor variabilidad de las posibles recompensas laborales se atraerán a aquellos con más capacidad, debido a que el campo para obtener beneficios por ser relativamente más hábil tiene mayor amplitud.

Es posible demostrar —Willis y Rosen (1979)— que los coeficientes estimados para la variable de corrección en la regresiones anteriores, β_4 , nos permiten determinar dónde es mayor la variabilidad de la habilidad no observada por el econométrista y, por lo tanto, el rango de las posibles recompensas salariales.

En el caso de la estimación aquí hecha, los coeficientes correspondientes al factor de corrección en cada caso son:

- 2.47 para los "técnicos" jefes de familia,
- 2.61 para los "técnicos" hijos de familia,
- y
- 1.43 para los "generalistas" jefes de familia,
- 0.38 para los "generalistas" hijos de familia.

Para los hijos, ningún factor de corrección fue significativo al 5%, sin embargo.

Estos resultados implican que, para los hijos —jóvenes—, aunque no tomar en cuenta el efecto de la habilidad individual no observada causa un sesgo importante en la estimación del rendimiento de la educación, una medida unidimensional de la "habilidad laboral no observada" es correcta; mientras que entre los jefes —trabajadores mayores—, esto no es adecuado, y es necesario considerar al menos dos dimensiones de la habilidad individual.

Todavía más: Willis y Rosen (1979) explican cómo, de los signos de los coeficientes estimados, en el caso de los jefes de familia podemos concluir que:

$$\beta(\text{tec})/\beta(\text{gen}) > \beta(\text{tec,gen}) > \beta(\text{gen})/\beta(\text{tec}),$$

donde, $\beta(\text{tec})$ es la varianza de la productividad no observada de los trabajadores realizando ocupaciones que requieren de estudios "técnicos", $\beta(\text{gen})$ es el valor correspondiente ocupándose como "generalistas", y $\beta(\text{tec,gen})$ es la covarianza.

Esto quiere decir que la variabilidad relativa de las productividades potenciales es mayor para las que requieren estudios técnicos y que la correlación entre las dos habilidades consideradas es negativa: los "buenos" para una cosa son "malos" para la otra. La implicación es que, si los "generalistas" hubieran sido asignados a estudiar "técnicos", a pesar de ser "buenos" en ocupaciones de "generalistas" serían de los peores en el tipo de trabajos para los que se necesitan estudios "técnicos", lo que significa que el promover la educación técnica entre los que no llegarán a la universidad podría provocar que cayera la productividad del trabajador típico que tiene una escolaridad con curriculum vocacional.