

Educación y distribución del ingreso en México

[Revista Latinoamericana de Estudios Educativos (México), vol. X, núm. 2, 1980, pp. 33-68]

*Aurelio H. Montemayor Martínez**

SINOPSIS

Este artículo estudia la relación que existe entre inversiones en capital humano —principalmente en educación— y su efecto sobre el ingreso de las personas. Posteriormente se analiza la relación que existe entre educación, medida por años de asistencia a la escuela, y capacitación en el trabajo, dada por la experiencia y el ingreso de la persona que trabaja. El autor aplica el modelo que se deriva de la teoría de la inversión en capital humano, y encuentra que, haciendo un estudio sectorial, las inversiones en educación, capacitación, etc., explican un 70% de la desigual distribución del ingreso laboral. Se cree que este resultado, aunque no tan bueno como el logrado en otros países, señala la importancia de la educación sobre el ingreso de la persona.

ABSTRACT

This article studies the relationship between investment in human capital —mainly in education— and its effect on individual income. Presently, an analysis is carried out on the relationship between education, as measured by years of schooling, and on-the-job training, in terms of experience and the worker's income. The author applies the model that derives from theory on investment in human capital, and finds that, doing a sector analysis, investments in education, training, and so on, explain 70% of the unequal distribution of labor income. It is believed that this result, although not as good as that obtained in other countries, points out to the importance of education on individual income.

* AURELIO H. MONTEMAYOR MARTINEZ: Licenciado en Economía por la Universidad de Nuevo León, 1969; Master en Economía en la Universidad de Chicago, 1971; Candidato a PhD. en Economía, en la Universidad de Chicago. Fue subdirector de la Facultad de Economía en la Universidad Autónoma de Nuevo León, posteriormente fue director del Centro de Investigaciones Económicas en la misma universidad; actualmente es subgerente de Mercado de Valores del Banco de México.

I. INTRODUCCIÓN¹

La relación que existe entre el ingreso que las personas perciben por su trabajo y su educación, ha sido motivo de interés para los estudiosos de la economía. Algunos de ellos han realizado diversos esfuerzos, tanto teóricos como empíricos, para tratar de demostrar la causalidad que parece existir entre el ingreso y la educación.

Una de las teorías que se han desarrollado con ese fin, conocida como de la inversión en capital humano, trata de explicar la razón de la existencia de diferencias en los ingresos que perciben las personas por su trabajo, como resultado de una mayor o menor inversión en educación, salud, etcétera.

La definición más completa de educación incluye al total de conocimientos que se adquieren, sea en instituciones de enseñanza, como en las demás actividades de la persona. Esto lleva a diferenciar los términos de educación y escolaridad, ya que como la misma palabra lo dice, escolaridad se refiere solamente a los conocimientos adquiridos en las aulas.

En el caso de México, han sido casi nulos los esfuerzos realizados para la elaboración de estudios acerca de la relación entre inversiones en capital humano sea con mayor escolaridad, o salud, o capacitación y su efecto sobre el ingreso que obtienen los individuos en el mercado laboral. Han habido algunos intentos, sobre todo en tesis doctorales o de licenciatura, particularmente para los casos de las áreas metropolitanas de la Ciudad de México y de Monterrey. Aunque en tales investigaciones se ha tratado de calcular la tasa de rentabilidad de inversiones en educación, el modelo que aplican puede extenderse y utilizarse para, a su vez, estimar el grado de desigualdad en el ingreso laboral y la manera en que es explicado por diferencias en inversiones en capital humano, tanto en las aulas como en entrenamiento en el trabajo. Este modelo, derivado de la teoría de la inversión en capital humano, ha sido desarrollado por economistas de las universidades de Columbia, Chicago y Wisconsin, entre otros.

En el presente artículo se pretende aplicar al caso de México el modelo que se deriva de la teoría de la inversión en capital humano. Debido a la información de que se dispuso, solamente se cubren las tres principales zonas urbanas del país, o sea, las áreas metropolitanas de Guadalajara, Monterrey y Ciudad de México.

Con tal fin se utilizó la información muestral que recoge trimestralmente la Dirección General de Estadística. Dichos datos proporcionan información idónea para este análisis y, al parecer, bastante confiable.

¹ Se agradece la amplia colaboración de Donaciano Quintero, quien realizó parte importante de las estimaciones y, a su vez, participó en la redacción de una versión anterior, así como los acertados comentarios de Sócrates Rizzo. La responsabilidad de los errores, obviamente, corresponde al autor.

Para aislar los efectos provenientes del origen geográfico (rural-urbano) de las personas, así como del sexo de las mismas, se han seleccionado de la muestra recogida en el cuarto trimestre de 1973, primeramente a las personas de sexo masculino que declararon su ingreso por trabajo y que habitaban en las tres principales áreas urbanas del país. Se pudo contar con esa información al momento en que se hizo un intento por aplicar dicho modelo al caso mexicano.

Primeramente haremos una revisión del modelo teórico antes mencionado, siguiendo la excelente presentación de Barry Chiswick, para pasar luego a su aplicación al caso de México, donde se analiza la relación entre el ingreso laboral con la educación, la experiencia y el empleo. Posteriormente se ven los perfiles de ingreso de acuerdo con las diversas variables ya mencionadas y se continúa con su estudio por años de experiencia. En la parte final, se analiza la información muestral para el caso femenino y se llega a algunas conclusiones tentativas.

II. MODELO TEÓRICO

La teoría de la inversión en capital humano trata de explicar el ingreso derivado del trabajo como un resultado de inversiones que se realizan en educación, salud, capacitación, información, etc. En la versión más simple de esta teoría, se inclinan como costos el tiempo y otros recursos utilizados en estudios formales, llevados a cabo en las aulas, sin considerar que inversiones posteriores pudieran ser aún más importantes para afectar las capacidades de los individuos y, por lo tanto, sus ingresos.

El modelo simple considera la inversión en escolaridad como similar a una inversión en un bien físico, y capitaliza el ingreso que de ella se deriva según los años de escolaridad de la persona y la tasa de rendimiento que proporciona cada año de escolaridad. Así tenemos que, para una persona que pasa un año en la escuela, su ingreso en el periodo siguiente será igual a:

$$Y_1 = Y_0 + rY_0$$

donde Y_0 corresponde al ingreso que hubiera percibido la persona si no hubiese estado ese año en la escuela, y r es la tasa de rendimiento que resulta de haber invertido un año en la escuela. Para una persona que pasa dos años en la escuela, su ingreso sería:

$$Y_2 = Y_0 + rY_0 + r(Y_0 + rY_0)$$

$$Y_2 = Y_0 (1 + r)^2$$

donde se supone que r será la misma para cada año de escolaridad; en el caso general se tiene que para una persona con n años de escolaridad, su ingreso por concepto de trabajo sería:

$$Y_n = Y_0 (1 + r)^n$$

suponiendo que la tasa de rendimiento se mantiene constante a lo largo del tiempo. Si esto no sucede, el ingreso sería:

$$Y_n = Y_0 \prod_{j=1}^n (1 + r_j)$$

En este último caso se utiliza π como un símbolo matemático para indicar multiplicación.

Hasta ahora se ha supuesto implícitamente que el costo de estudiar un año (j) es igual al ingreso que se deja de percibir por no trabajar (Y_{j-1}); eso asume que la relación $G_j = C_j/Y_{j-1}$, es igual a la unidad.

Al modificarse tal supuesto, se presenta tanto la alternativa de que los costos totales excedan al ingreso potencial, como de que sean inferiores. O sea que G_j , que representa la proporción del ingreso potencial que se invierte en el año (j), puede ser menor, igual o mayor que la unidad. Esto, obviamente, modificaría la ecuación de ingresos, que quedaría así:

$$Y_1 = Y_0 + r_1 (G_1 Y_0) = Y_0 (1 + r_1 G_1)$$

y para una escolaridad de n años:

$$Y_n = Y_0 \prod_{j=1}^n (1 + r_j^*)$$

siendo r_j^* la tasa ajustada de rendimiento para el año (j), de la educación, que es igual a $r_j^* = r_j G_j$.

Faltaría considerar la variable aleatoria, que vendría a explicar el resto de la varianza de la variable independiente, o sea el residual U_j . Además, podrían incluirse posibles diferencias en tasas de rendimiento para un determinado nivel de educación. Al tomar en consideración ambos factores, resulta que la ecuación de ingresos sería igual a:

$$Y_{n,j} = Y_0 \prod_{j=1}^n (1 + r_{ij}^*) U_j^*$$

donde r_{ij}^* es la tasa ajustada de rendimiento para el individuo (i) en su año (j) de escolaridad.

Debido al tipo de información que con menor grado de dificultad se dispone para este tipo de análisis, o sea, en vez de tener el costo valuado en pesos, se cuenta con la información en años, sean de escolaridad o de experiencia, por lo que se efectúa una transformación simple de la ecuación anterior. Expresada en logaritmos naturales queda la siguiente función aditiva:

$$\ln(Y_{n,i}) = \ln Y_0 + \sum_{j=1}^n \ln(1 + r_{ij}^*) + \ln U_j^*$$

Tomando el principio de que para valores pequeños de r_{ij}^* , el $\ln(1 + r_{ij}^*)$ es igual a r_{ij}^* y la sumatoria desde 1 hasta n , viene a ser la escolaridad de la personal o sea, n , que llamaremos "Escol" y que representaremos por S , ya que hasta el momento se ha supuesto que no se producen inversiones posteriores, tenemos la siguiente ecuación.

$$\ln Y_{s,i} = \ln Y_0 + r^* S_j + U_j$$

siendo $U_j = \ln U_j^*$.

En esta versión simple del modelo de la inversión en capital humano, se incluyen solamente los años invertidos en la educación formal, o sea el tiempo transcurrido en las aulas. Al considerarse que el individuo también incrementa sus capacidades e ingresos con inversiones posteriores, se modifica el modelo para tomar la inversión que realiza la persona al adquirir una mayor experiencia en el trabajo, sea con capacitación o simplemente al conocer mejor la tarea que se realiza. Este modelo puede ampliarse aún más, para considerar el efecto de las inversiones que realiza la persona en estar mejor informada, o al cambiar de lugar, o en su salud, todo lo cual puede afectar su ingreso. Esto último no se considera en este artículo.

A continuación se modifica el modelo para considerar la relación entre el ingreso de la persona con sus años de escolaridad, su experiencia en el mercado de trabajo y el grado de empleo (semanas trabajadas)

Antes de introducir en la ecuación las nuevas variables, es necesario redefinir el ingreso, que hasta ahora ha sido bruto, en ingreso neto. Esto se hace sustrayendo el costo de la inversión en que se incurrirá:

$$Y_n = Y_n^j (1 - G_{n+1})$$

Los ingresos netos de un trabajador que invierte $100G_{n+1}$ por ciento de sus ingresos potenciales son:

$$Y_n = Y_0 \prod_{j=1}^n (1 + r_j G_j) (1 - G_{n+1})$$

donde Y_n es el ingreso bruto y G_{n+1} es la porción del ingreso potencial invertido en el año $n + 1$.

Hasta el momento se supone que el individuo está ocupado durante todo el año. Pero esto no ocurre siempre. En tanto que la persona se encuentre desempleada, o permanezca ausente de su trabajo parte del año, sus ingresos serán menores. Por tal razón, se incluye en el modelo una variable que mide el grado de ocupación real en el año, la que generalmente ha sido el número de semanas efectivas trabajadas en el año. El enfoque de la inversión en capital humano racionaliza la introducción de dicha variable de la siguiente manera: en primer lugar, aquellas personas que han invertido en entrenamiento específico para una empresa, tienen mayores salarios y menores tasas de despidos; consecuentemente, trabajan más semanas en el año.

En segundo lugar, esas personas con salarios semanales más altos debido a una mayor inversión en entrenamiento, tienen un costo de oportunidad de su tiempo superior, y trabajarán más durante el año si el efecto sustitución es mayor que el efecto ingreso.

Al tomar el número de semanas trabajadas en el año como un indicador del empleo, tenemos la siguiente ecuación general:

$$Y_n = Y_0 \left[\prod_{j=1}^n \pi_j (1 + r_j G_j) (1 - G_{n+1}) \right] (S.T.)^q$$

donde $S.T.$ = semanas trabajadas

q = elasticidad-ingreso anual con respecto a la función de las semanas trabajadas en el año.

La agregación de esta variable es multiplicativa, ya que teóricamente está relacionada tanto con el ingreso como con la escolaridad y el entrenamiento en el trabajo o inversión posterior en capital humano. Al introducir de tal manera dicha variable, implica una elasticidad positiva respecto al ingreso, lo que es una derivación de la teoría de la oferta de trabajo implícita en el enfoque del capital humano.

El siguiente paso es efectuar las transformaciones matemáticas requeridas para obtener una función que sea apropiada a la información de que se dispone. Con ese fin, la ecuación anterior se expresa en logaritmos naturales, quedando así:

$$\ln Y_n = \ln Y_0 + \sum_{j=1}^n r_j G_j + \ln (1 - G_{n+1}) + q \ln S.T.$$

Para este caso, la inversión en capital humano (n) puede ser dividida en escolaridad s y posescolaridad $n - s$. La inversión posescolar que se ha considerado principalmente como la experiencia adquirida en el trabajo, es difícil de obtener de manera directa, por lo que se optó por aproximarla

mediante la diferencia en edad menos la escolaridad, y restando los seis primeros años en los cuales generalmente no se estudia. Esto nos da el tiempo potencial que la persona tiene disponible para trabajar. Por lo tanto, la variable experiencia se puede expresar así:

$$\text{Experiencia} = \text{Edad} - \text{Escol} - 6$$

Con esa separación se ve que:

$$\sum_{j=1}^n r_j G_j = r \text{ Escol} + \sum_{j=s+1}^n r_j G_j$$

Por último, del segundo miembro de esta igualdad y del factor que indica la inversión posterior a n podemos obtener, mediante los ajustes apropiados, la función en su forma general, que quedará como sigue:

$$\ln Y_i = x + r \text{ Escol}_i + p [\text{Edad} - \text{Escol} - 6]_i + q (\ln S.T.)_i + U_i$$

En donde x es el término de intersección, r es la tasa de rendimiento promedio de la escolaridad, p es la tasa de rendimiento promedio de la inversión posescolar (experiencia), q es la elasticidad-ingreso de las semanas trabajadas y U_i es la variable aleatoria.

III. APLICACIONES DEL MODELO GENERAL

En esta sección se tratará de aplicar el modelo general presentado anteriormente, con información obtenida de la muestra que trimestralmente levanta la Dirección General de Estadística. En este caso, los datos analizados corresponden al último trimestre de 1973. Debido a que el cuestionario que se utilizaba en esa época no incluía exactamente las variables más apropiadas al modelo, trataremos de utilizar la información que se obtuvo. Los problemas más obvios son los siguientes: a) el ingreso laboral obtenido en la muestra es semanal, mientras que el modelo es más apropiado con información anual, y b) en la muestra no se obtienen las semanas trabajadas en el año, pero existe información sobre las horas semanales trabajadas y, dado que lo que se requiere es una variable que mida en cierta manera el desempleo o el subempleo, tal información puede servir como una aproximación.

También se cuenta con información acerca de la edad, escolaridad, sexo, actividad económica de la empresa donde presta sus servicios y región geográfica donde trabaja la persona que obtuvo ingreso.

Con base en las variables anteriores y con los ajustes antes mencionados, la ecuación general puede expresarse de la siguiente manera:

$$\ln Y_i = x + r \text{ Escol}_i + p \text{ Exper}_i + q \ln [H.T.]_i + U_i$$

siendo:

- $\ln Y$ = logaritmo natural del ingreso semanal por concepto del trabajo
 Escol = escolaridad
 Exper = experiencia = edad - escol - 6
 $\ln [H.T.]$ = logaritmo natural de las horas trabajadas en la semana
 U_i = variable aleatoria

De la muestra de 26 100 personas de 12 o más años de edad, se obtuvieron solamente 5 522 personas del sexo masculino que declararon el ingreso percibido y el número de horas trabajadas a la semana. La información obtenida de esa población fue la utilizada para el análisis.

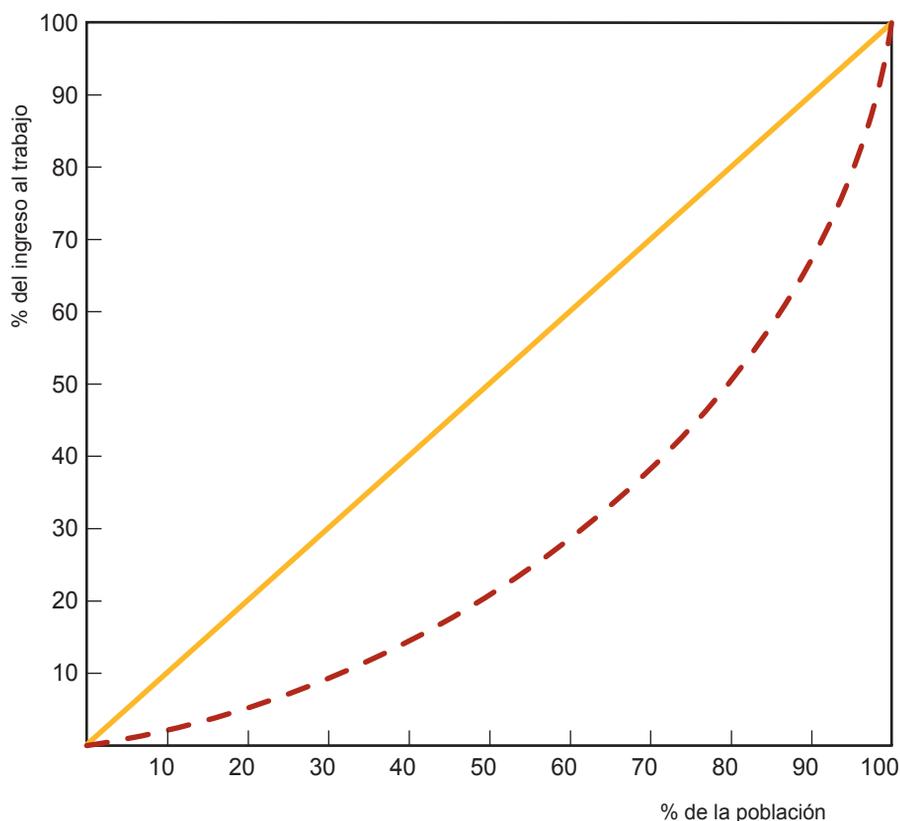
Es conveniente mencionar que a fines de 1973 solamente se recogían datos de las tres áreas metropolitanas más importantes del país, es decir, Ciudad de México, Guadalajara y Monterrey. O sea que la población considerada para este estudio es básicamente urbana y, por lo tanto, no se introduce ningún sesgo por el origen geográfico.

CUADRO 1
Distribución del ingreso al trabajo y la población
(4° trimestre 1973, hombres, áreas metropolitanas)

<i>Estratos de ingreso</i>	<i>% Acumulado de la población</i>	<i>% Acumulado del ingreso</i>
1	7.1	0.8
2	17.5	4.0
3	37.6	14.1
4	61.0	29.2
5	73.0	39.5
6	84.8	5.3
7	89.8	61.7
9	94.4	72.9
9	97.0	81.6
10	98.9	90.3
11	99.7	96.4
12	100.0	100.0

Primeramente, para tener una idea somera, se analizará la distribución del ingreso de estas personas. En el cuadro 1 se indican los porcentajes acumulados de ingreso y población, y se observa que el 61% de las personas percibían en 1973 sólo el 30% del ingreso total, mientras que el 3% percibía en ese año el 18% del ingreso. En la gráfica 1 se observa la curva de Lorenz, y el coeficiente de Gini que se calculó resultó igual a 0.459. De ahí surgen algunas preguntas: ¿Qué porcentaje de la desigual distribución del ingreso se puede explicar por diferencias individuales de la inversión en capital humano? ¿Cuánto de ese porcentaje se puede explicar por diferencias individuales en escolaridad?

GRÁFICA 1
Curva de Lorenz para México
Ingreso laboral semanal, hombres, áreas metropolitanas
(4° trimestre 1973)



El objeto de este estudio es, básicamente, intentar responder tales interrogantes.

Existen diversos indicadores para medir el grado de desigualdad del ingreso. Dos de ellos, los más conocidos, son los coeficientes de Gini y de Theil. Además, existe otra medida, menos conocida, que es la de la varianza del logaritmo del ingreso. Este último estimador es el que utilizaremos en adelante para medir el grado de desigualdad del ingreso.

Al descomponer la varianza total se tiene:

$$S^2 [\ln Y] = S^2 [x + r \text{ Escol} + p \text{ Exper} + q (\ln H.T.)] + S^2 [U]$$

$$S^2 [\ln Y] = S^2 [\text{Var Indep}] + S^2 [U]$$

$$\beta = \frac{S^2 [\text{Var Indep}]}{S^2 [\ln Y]}$$

Siendo $S^2 [\text{Var Indep}]$ la varianza de las variables independientes y β la porción que la distribución de las variables independiente explica de la distribución de la variable dependiente, en este caso, el ingreso. Si se pretende conocer el grado de explicación que la distribución de cada variable proporciona de la distribución del ingreso es necesario desagregar la varianza de las variables independientes y obtener la de cada una en particular.

Si el único propósito es obtener la explicación del total de las variables independientes, no es necesario seguir los pasos anteriores, pues el coeficiente de determinación (R^2) de la función lo proporciona.

$$R^2 = \frac{S^2 \text{ explicada}}{S^2 \text{ total}} = \frac{S^2 [\text{Var Indep}]}{S^2 [\ln Y]}$$

Una modificación que se hace al modelo consiste en probar si la escolaridad tiene efectos homogéneos sobre el ingreso al ir creciendo, o sea si un año de primaria tiene el mismo efecto cuantitativo sobre el ingreso que un año de secundaria u otro en universidad. Esto se puede detectar al incluir la variable años cursados elevada al cuadrado. Si el parámetro de esta variable es estadísticamente significativo, quiere decir que el efecto de los años cursados no es homogéneo.

Los resultados de la aplicación del modelo se pueden ver en el cuadro 2. Ahí se presentan seis ecuaciones que se estimaron tomando de manera iterativa las diferentes variables para estudiar el cambio que sufrirían los parámetros, particularmente el de la escolaridad, que se considera bastante importante.

La primera observación que se desprende de esas ecuaciones es que todos los parámetros son estadísticamente significativos, aun los correspondientes a la variable años cursados elevada al cuadrado.

CUADRO 2
Regresiones de ingreso laboral con educación, horas trabajadas y experiencia
(Ingresos semanales para 4° trimestre 1973, hombres, áreas metropolitanas)

Observaciones	Número de la ecuación	E C U A C I O N E S	R^2	S^2 (Ln Y)
5522	2.1	Ln Y= 5.265 + 0.0965 Escol (0.0022)	.255	.757
	2.2	Ln Y= 5.461 + 0.0213 Escol + 0.0047 (Escol) ² (0.0068) (0.0004)	.273	.757
	2.3	Ln Y= 3.023 + 0.0999 Escol + 0.5879 Ln (H.T.) (0.0021) (0.0254)	.321	.757
	2.4	Ln Y= 3.215 + 0.0240 Escol + 0.0047 (Escol) ² + 0.5895 Ln (H.T.) (0.0065) (0.0004)	.339	.757
	2.5	Ln Y= 2.606 + 0.1230 Escol + 0.5865 Ln (H.T.) + 0.0168 Exper (0.0022) (0.0242) (0.0007)	.386	.757
	2.6	Ln Y= 2.742 + 0.0800 Escol + 0.0026 (Escol) ² + 0.5708 Ln (H.T.) + 0.0155 Exper (0.0068) (0.0004) (0.0241)) (0.0007)	.391	.757

Nota: En paréntesis aparecen los errores estándar de los coeficientes respectivos.

Se observa, además, que el parámetro de la escolaridad se incrementa al incluir las demás variables; este parámetro viene a ser la tasa de rendimiento promedio de la escolaridad, que aumenta de 9.65% en la primera ecuación, a 12.3% en la quinta. Tal incremento indica que la tasa de rendimiento promedio que se debe tomar en cuenta es la que se obtiene al considerar todas las variables debido al efecto complementario que hay entre ellas; por eso es que se debe tomar la ecuación seis, donde se incluye la variable escolaridad tanto en forma sencilla como elevada al cuadrado. Con los parámetros significativos y su signo positivo, implica que un año más de escolaridad tiene un efecto o tasa de rendimiento mayor, por lo que de la última ecuación se obtiene lo siguiente:

$$\frac{d(\ln Y)}{d(\text{Escol})} = 0.0800 + (2)(0.0026)(\text{Escol})$$

para: Escol = 6	$r = 11.12\%$
Escol = 9	$r = 12.68\%$
Escol = 12	$r = 14.24\%$
Escol = 17	$r = 16.84\%$

Mientras que una escolaridad de seis años tiene una tasa de retorno de 11.12%, una escolaridad de 17 años arroja una de 16.84%.

En contraste con las tasas de rendimiento correspondientes a la escolaridad, los parámetros de la variable experiencia, que representan una "tasa promedio de rendimiento" de la misma, no alcanzan sino un 1.7% en los casos que se incluyen. Este resultado pudiese indicar que esta variable, que es una "proxi", no es lo bastante exacta para el análisis en el caso general; más adelante, en la sección V, se usará esta variable para ver si se pueden analizar casos más particulares. Indudablemente que este resultado deja que desear, ya que en la vida real se observa que la experiencia es un factor de importancia, si no tanto como la escolaridad, al menos mayor que la obtenida en este estudio, para explicar el comportamiento del ingreso del trabajo.

La elasticidad ingreso de las horas trabajadas a la semana arrojó un valor máximo de 0.59 en la cuarta ecuación. Este valor indica que un aumento del 10% en el número de horas trabajadas a la semana ocasionará un aumento de 5.9% en el ingreso. Ésta es una variable que, debido a su poca dispersión, no contribuye de manera importante a la explicación de la variación total. Su dispersión es pequeña dado que se concentra esencialmente alrededor de las 40 horas trabajadas a la semana, posiblemente por razones institucionales.

En general, la variable que explica la mayor parte de las variaciones del ingreso es la escolaridad, y aun cuando las demás variables contribuyen a la explicación, ésta no llega a ser satisfactoria. El grado de explicación llega a un máximo de 0.39 en la sexta ecuación, que es pobre, y se cometería un error si se quisiera inferir de estos resultados lo esperado para toda la población.

En el cuadro 3 se muestran algunas características de tipo estadístico de las variables. Se puede ver que el ingreso medio semanal era de 367 pesos a fines de 1973, y que los años promedios cursados en la escuela eran 6.66 años. A su vez, se puede comprobar lo dicho en cuanto a las horas trabajadas a la semana, tomando en cuenta su relativa poca desviación, la que es menor al 10% de su media. Por otra parte, la desviación estándar del ingreso (en logaritmos) es de 0.870, lo que implica una varianza total del modelo de 0.757.

CUADRO 3
**Estimadores estadísticos del ingreso,
escolaridad, experiencia y horas trabajadas**

<i>Variables</i>	<i>Valor</i>
<i>Medias</i>	
In Y	5.907
Escolaridad	6.656
In (H.T.)	3.774
Experiencia	20.036
Edad	32.703
<i>Desviaciones estándar</i>	
In Y	0.870
Escolaridad	4.554
In (H.T.)	0.381
Experiencia	14.599
Edad	13.324
<i>Coefficiente de correlación simple</i>	
R (In Y, Escol)	0.505
R (In Y, In H.T.)	0.221
R (In Y, Exper)	0.020
R (In Y, Edad)	0.194
R (Escol, In H.T.)	-0.071
R (Escol, Exper)	-0.430
R (Escol, Edad)	-0.130
R (In H.T., Exper)	0.060
R (In H.T., Edad)	0.045

En la matriz de los coeficientes de correlación, se puede observar que el mayor coeficiente es el que existe en la relación entre el ingreso y la escolaridad, de ahí que sea esta última la variable que más influye en la explicación. Los coeficientes que arrojan signos negativos, o sea, relaciones inversas, son: la escolaridad con las horas trabajadas, lo que nos dice que al incrementarse la escolaridad las horas de trabajo a la semana van

decreciendo. Aun cuando este coeficiente sea pequeño, la relación inversa puede considerarse lógica tomando en cuenta que al ir aumentando la escolaridad también aumenta el ingreso, pudiéndose preferir dedicar más tiempo al ocio, que al obtener ingresos altos. El coeficiente de correlación entre escolaridad y experiencia muestra signo negativo dada la definición de experiencia. El otro coeficiente de correlación que arroja signo negativo es el de la relación entre escolaridad y edad, lo que indica una tendencia secular de escolarización de la población. Esto se puede ver con claridad en el cuadro 4, donde los grupos de menor edad tienen una media de escolaridad mayor que los de mayor edad. Esto ocurre tanto en el total de la muestra como en cada una de las áreas metropolitanas.

CUADRO 4
Promedio de escolaridad por grupos de edad
para las áreas metropolitanas*
(años)

<i>Grupos de edad</i>	<i>Total</i>	<i>D.F.</i>	<i>Guadalajara</i>	<i>Monterrey</i>
12-14	4.091	4.227	3.400	6.000
15-19	6.631	6.796	5.747	7.126
20-24	7.852	7.960	7.133	8.364
25-29	7.644	7.976	6.537	7.552
30-34	7.011	7.356	6.014	6.740
35-39	6.421	6.622	6.477	5.280
40-44	5.830	6.000	5.893	4.750
45-49	5.899	6.815	4.419	4.315
50-54	5.300	6.111	3.493	4.432
55-59	5.164	5.856	4.761	3.261
60-65	5.106	5.709	3.514	5.286
65 - +	4.353	5.205	3.121	3.043
Total	6.6497	6.9992	5.7195	6.3471

*Población de 12 años y más.

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares, IV-1973.

Tomando en cuenta los coeficientes de correlación de las relaciones entre ingreso y escolaridad, y de esta última con la edad, y suponiendo que se mantengan a través del tiempo, es de esperar que las personas que van adquiriendo una mayor escolaridad alcancen mejores niveles de vida en años venideros.

Dados los resultados obtenidos en las regresiones, poco satisfactorios si se los compara con los que se han obtenido en otros países, se optó por aplicar este mismo modelo a grupos más específicos y homogéneos, por lo que se tomaron agrupaciones por las tres áreas metropolitanas y tam-

bién se hicieron estratificaciones tomando en cuenta la actividad económica de la empresa en que labora la persona. De la primera agrupación se obtuvieron tres grupos, uno de cada entidad: Distrito Federal, Guadalajara y Monterrey. En el segundo caso se hicieron cuatro grupos, uno por cada rama de actividad: industrial, comercial, servicios y agropecuarios.

En ambos casos, por desgracia, los resultados en general mejoraron poco. De cualquier manera se analizará cada caso.

Los resultados de los grupos por área metropolitana se pueden ver en el cuadro 5 donde se observa que todos los parámetros son estadísticamente significativos. En el grupo del Distrito Federal, que es el que cubre el 66% del total de la población de la muestra, se obtiene la tasa promedio de retorno más alta de escolaridad, que es de 12.48%, y la mayor tasa promedio de retorno de experiencia, que sólo alcanza el valor de 1.8%.

De los tres, el grupo de Guadalajara es el que tiene la mayor elasticidad-ingreso de las horas trabajadas, levemente superior a la obtenida en el caso general. Por su parte, el grupo de Monterrey arroja una mayor explicación, ya que su R^2 llega a subir a .407, cuya diferencia con el caso general es pequeña; por lo tanto, la explicación del modelo no es muy significativa.

En el caso de agrupación por rama de actividad económica de la empresa se obtuvieron mejores resultados y, además, diferencias intersectoriales de importancia económica (cuadro 6). La tasa de rendimiento de la escolaridad mostró sus mayores valores en la rama de actividad comercial y en la de servicios, encontrándose en el sector agropecuario su valor más bajo con sólo el 9.6%, pero, a la vez, la mayor elasticidad-ingreso de las horas trabajadas en la semana con un valor igual a la unidad, lo que indica que un aumento en las horas trabajadas trae consigo un aumento en la misma proporción del ingreso, mostrándose para el sector agropecuario que la variable que indica el tiempo dedicado al trabajo es relativamente más importante que la escolaridad.

La tasa promedio de rendimiento de la experiencia alcanza su mayor valor, como era de esperarse, en el sector industrial, ya que llega a ser de 2.27%, muy superior a la observada en los demás casos. La explicación que dan del modelo las variables independientes es muy diversa, pues mientras en las ramas comercial y agropecuaria la R^2 no llega a .300, en las otras dos ramas, industrial y de servicios, el valor del coeficiente de determinación alcanza valores superiores a .400 (.421 y .433, respectivamente), siendo estos últimos casos los de mayores observaciones, teniendo cada uno más del 40% del total.

En general, los resultados obtenidos con estas agrupaciones no nos han dejado satisfechos, por lo que se optó por buscar grupos más específicos y homogéneos para analizarlos y esperar obtener resultados más satisfactorios para tratar de responder a las interrogantes planteadas al comienzo de este artículo.

CUADRO 5
Regresiones de ingreso laboral con educación, experiencia y horas trabajadas por área metropolitana
(Ingresos semanales para 4° trimestre 1973, hombres)

<i>Número de observaciones</i>	<i>Área Metropolitana</i>	<i>Número de ecuaciones</i>	<i>E C U A C I Ó N</i>	<i>R²</i>
3646	Distrito Federal	5.1	Ln Y= 2.609 + 0.1248 Escol + 0.5662 Ln (H.T.) (0.0028) (0.0292) + 0.0179 Exper (0.0009)	.3917
1139	Guadalajara, Jalisco	5.2	Ln Y= 2.512 + 0.1125 Escol + 0.5983 Ln (H.T.) (0.0050) (0.0588) + 0.0140 Exper (0.0015)	.3415
737	Monterrey, Nuevo León	5.3	Ln Y= 2.585 + 0.1196 Escol + 0.5908 Ln (H.T.) (0.0057) (0.0641) + 0.0157 Exper (0.0018)	.4070

Nota: En paréntesis aparecen los errores estándar de los coeficientes respectivos.

CUADRO 6
Regresiones de ingreso laboral con educación, experiencia y horas trabajadas por actividad económica
(Ingresos semanales para 4° trimestre 1973, hombres, áreas metropolitanas)

<i>Número de observación</i>	<i>Actividad</i>	<i>Número de ecuación</i>	<i>E C U A C I Ó N</i>	<i>R²</i>
2309	Industria	6.1	Ln Y= 2.431 + 0.1227 Escol + 0.6144 Ln (H.T.) (0.0033) (0.0424) + 0.0227 Exper (0.0010)	.4105
825	Comercio	6.2	Ln Y= 2.551 + 0.1340 Escol + 0.5479 Ln (H.T.) (0.0079) (0.0731) + 0.0109 Exper (0.0020)	.2914
2302	Servicios	6.3	Ln Y= 2.611 + 0.1252 Escol + 0.0551 Ln (H.T.) (0.0032) (0.0321) + 0.0178 Exper (0.0011)	.4333
86	Agropecuario	6.4	Ln Y= 0.995 + 0.0963 Escol + 0.9965 Ln (H.T.) (0.0314) (0.2071) + 0.0044 Exper (0.0053)	.2831

Nota: En paréntesis aparecen los errores estándar de los coeficientes respectivos.

IV. PERFILES DE INGRESOS

En el apartado anterior analizamos la relación estadística que existe entre las variables independientes y el ingreso, y se han obtenido ciertas conclusiones. A continuación haremos un breve análisis de estas mismas relaciones, pero con un método gráfico.

Para el desarrollo de este análisis se obtuvieron una serie de perfiles de ingreso. Inicialmente se verá el relacionado con la variable que mostró un mayor grado de explicación del ingreso, o sea, la escolaridad. En la gráfica 2, se muestran cinco curvas que relacionan estas dos variables. Dichas curvas se obtuvieron mediante el ajuste de los ingresos medios para cada año de escolaridad, dejando en libertad el tipo de ajuste, y se obtuvo en todos los casos que el que mostró el menor error fue el ajuste de tipo cuadrático.

La curva 1 es el perfil donde se incluye el total de los hombres que percibieron ingresos en la muestra. La ecuación correspondiente fue la que a continuación aparece:

$$Y = 306.5 + 13.64 \text{ Escol} + 4.76 (\text{Escol})^2$$

Las demás curvas se ajustaron para observar el efecto de la experiencia y la edad sobre el ingreso, adelantándonos un poco a la necesidad que se presentará en el siguiente apartado al tratar de encontrar la variable óptima para formar grupos homogéneos más específicos.

De esta manera, se puede observar que al aumentar la experiencia de 3-5 años a 13-15 años, la curva ingreso-escolaridad se desplaza desde abajo de la curva media hasta situarse sobre ella, manteniendo una diferencia constante a través de toda la escolaridad. Mientras que al cambiar la edad de 20-21 años a 37-38 años, la diferencia es más palpable, al desplazarse desde abajo de la curva media a la parte superior de ella y, al tomar la curva una pendiente más pronunciada a una mayor edad, la diferencia entre las dos se agranda conforme aumenta la escolaridad.

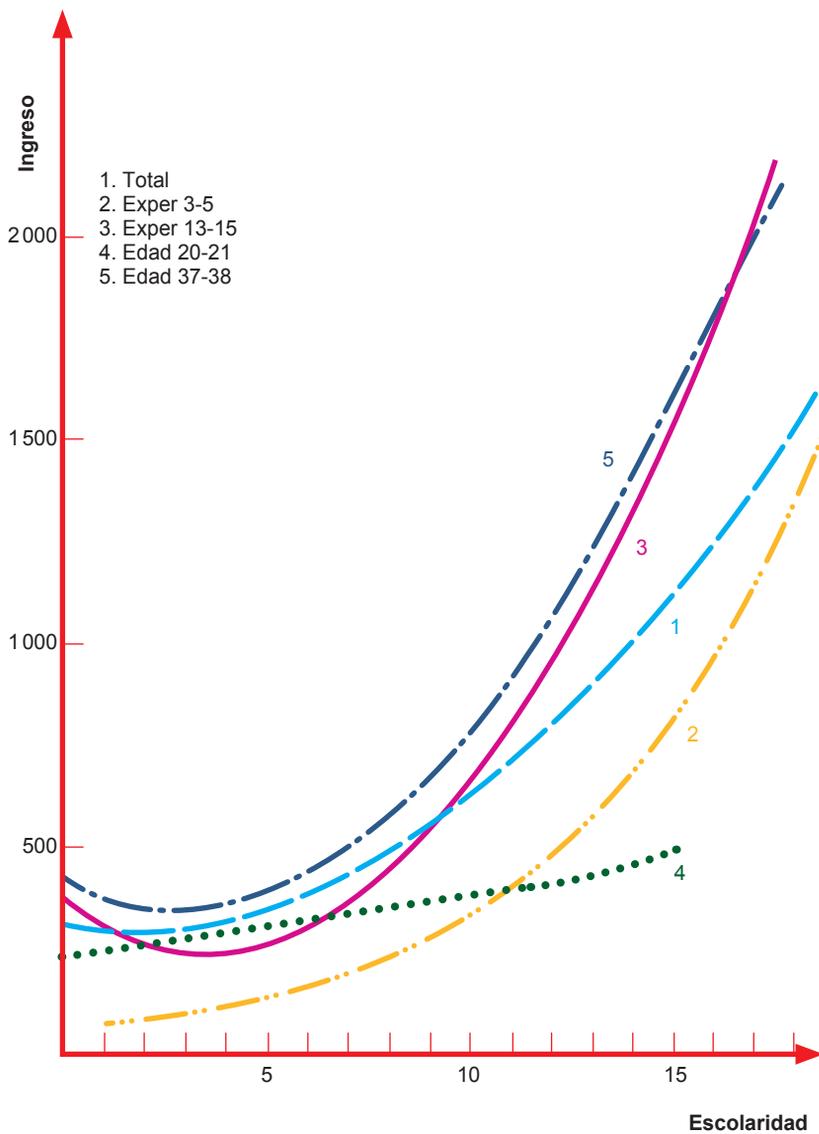
Como era de esperarse, estos ajustes arrojaron altos coeficientes de correlación, todos superiores a .900, dando una mayor explicación que la obtenida en el apartado anterior, pero ello puede deberse a que estos ajustes son de ingresos medios, mientras que en el caso anterior teníamos todas las observaciones.

Los ingresos medios observados y calculados para cada año de escolaridad aparecen en el cuadro 7.

La relación del ingreso semanal con las horas que se trabajan en el mismo periodo se ilustra en la gráfica 3, en una curva cóncava al origen, y con una pendiente de:

$$\frac{dy}{d H.T.} = 22 - 0.4 (H.T.)$$

GRÁFICA 2
Perfiles ingreso-escolaridad
(Hombres)



diferente a lo esperado por su poca dispersión, pues su curvatura es pronunciada. La ecuación que se obtiene, con el ajuste cuadrático como el mejor, es:

$$Y = 3.79 + 22.07 (H.T.) - 0.20 (H.T.)^2$$

con un error de 130.

CUADRO 7
Ingresos medios semanales observados
y estimados por año de escolaridad
(4° trimestre 1973, hombres, áreas metropolitanas)

<i>Año de escolaridad</i>	<i>Ingreso medio observado</i>	<i>Ingreso medio estimado</i>
0	293	306
1	317	298
2	307	298
3	346	308
4	357	328
5	331	357
6	414	396
7	389	444
8	506	502
9	532	570
10	553	646
11	686	733
12	859	829
13	833	934
14	1 104	1 049
15	1 338	1 173
16	1 552	1 307
17	1 493	1 451
18	1 326	1 604

Lo que podría justificar que no se obtuviera lo esperado es su coeficiente de correlación con un valor de sólo 0.595, lo que concuerda con la poca explicación que esta variable ofrece en el modelo aplicado anteriormente.

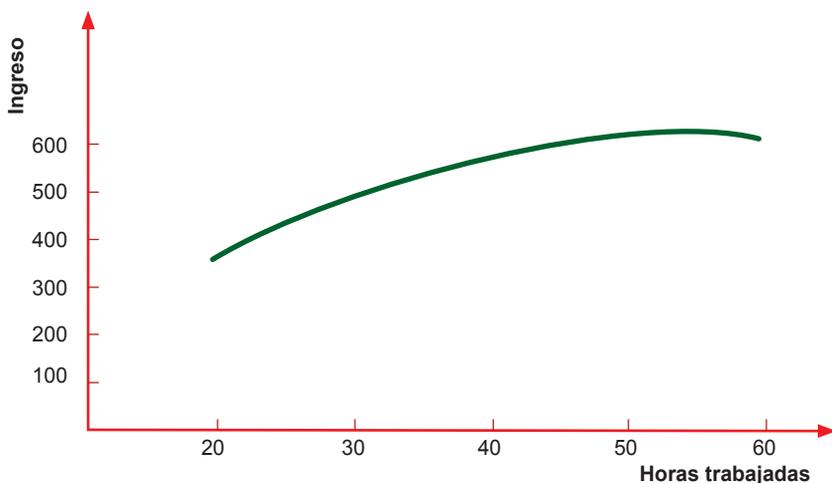
La experiencia muestra una mejor correlación con el ingreso; el perfil aparece en la gráfica 4 y se obtuvo de la siguiente ecuación:

$$Y = 391.5 + 17.4 \text{ Exper} - 0.33 (\text{Exper})^2$$

con un error de 97.

La curva, también cóncava, crece y decrece rápidamente después de los 40 años de experiencia, alcanzando el máximo ingreso promedio, estimado de 622 pesos semanales, a los 27 años de experiencia. El coeficiente de correlación de este ajuste fue de .680, algo superior al de las horas trabajadas.

GRÁFICA 3
Perfil ingreso - Horas trabajadas

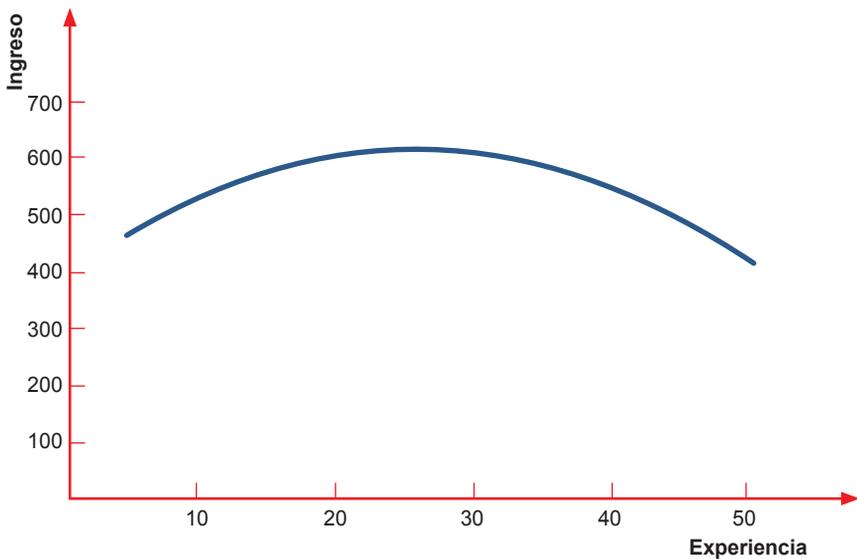


Se han dejado para el final los perfiles ingreso-edad porque, al agruparlos por escolaridad, adquieren una gran importancia. Para obtener los ingresos esperados al aumentar la escolaridad, se optó por agrupar esta variable por niveles educativos, pues así se verían más claramente las diferencias en los ingresos esperados. Los niveles educativos que se tomaron fueron los existentes por grado de escolaridad. El primer nivel incluye a las personas con algún grado de educación primaria, desde uno hasta seis años; el segundo nivel incluye los años de secundaria y los dos de estudios preuniversitarios y universitarios. Como los años de escolaridad se sumaron indiscriminadamente, se formó otro grupo que agrega de los siete a los 12 años de escolaridad, debido a que puede haber una mezcla con los estudios técnicos y comerciales que imparten algunas instituciones.

Estos perfiles se pueden observar en la gráfica 5, apreciando claramente, gracias al ajuste, el diferencial de ingresos. Las características de estas curvas son las siguientes:

Escolaridad años	AJUSTE		Coefficiente de correlación	Error
0 - 6	$Y = -188.6 + 28.7$	Edad - .318 (Edad) ²	.840	62
7 - 9	$Y = -373.2 + 42.6$	Edad - .378 (Edad) ²	.714	226
7 - 12	$Y = -395.1 + 44.1$	Edad - .323 (Edad) ²	.794	239
10 - 12	$Y = -688.3 + 68.2$	Edad - .608 (Edad) ²	.534	478
13 y +	$Y = -2\ 038.5 + 161.7$	Edad - 1.65 (Edad) ²	.744	416

GRÁFICA 4
Perfil ingreso - Experiencia

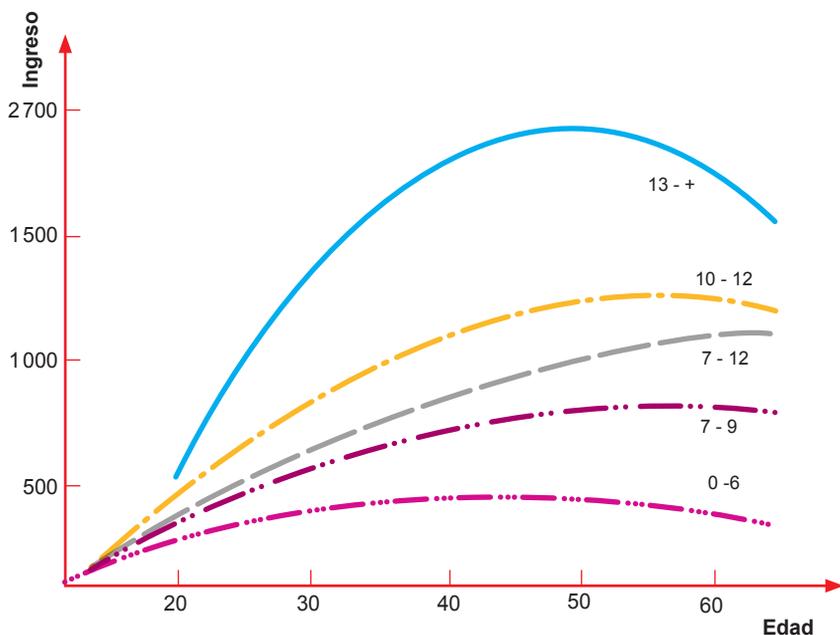


El máximo ingreso calculado lo obtienen, obviamente, los de escolaridad mayor a los 12 años, y es de 1 932 pesos semanales a la edad de 49, siendo para los demás niveles los siguientes:

Escolaridad años	Ingreso semanal calculado máximo	Edad
0 - 6	459	45
7 - 9	827	56
7 - 12	1 110	68
10 - 12	1 224	56
13 y +	1 923	49

En general, se ve que los ajustes son pobres, pero fueron los mejores que se pudieron obtener y, además, sí se pueden utilizar como base para predecir las diferencias en los ingresos esperados al invertir en escolaridad, especialmente al iniciar otro nivel educativo.

GRÁFICA 5
Perfiles ingreso - Edad por grupos de escolaridad
(Hombres)



V. LA EXPERIENCIA Y EL INGRESO

En este apartado se efectuará el análisis para grupos más específicos. Por ejemplo, en la gráfica 2 se ven los efectos importantes que los diversos grupos de experiencia y de edad tienen sobre el ingreso, por lo que a continuación se analizarán estas dos variables para ver cuál de ellas es más conveniente para hacer las agrupaciones.

Como la escolaridad es la variable que más explica en el modelo, se tomará la agrupación que contenga la mayor correlación ingreso-escolaridad. En el cuadro 8, se observa que la agrupación por experiencia arroja los mayores coeficientes de correlación, motivo por el cual se tomará para hacer las agrupaciones referidas.

Mientras que el mayor coeficiente de determinación ingreso-escolaridad de los grupos de edad es de .425 en el grupo de 35-39 años, en el grupo de cuatro a seis años de experiencia la R^2 es .542 (el mayor valor alcanzado), y alrededor de este grupo se encuentran los que le siguen en importancia. En general, los primeros cuatro grupos de experiencia (de uno a 12 años) son los que cuentan con la mayor correlación; de ahí partiremos para analizar cada año y buscar aquel que se tomará como base para la agrupación, pues las estratificaciones del cuadro 8 se hicieron al azar. Se encontró que el grupo de cuatro años de experiencia muestra la mayor correlación ingreso-escolaridad, siendo el indicado para iniciarlas.

CUADRO 8

Coefficiente de determinación del ingreso laboral con la escolaridad por grupos de experiencia y de edad (Ingreso semanal, 4° trimestre 1973, hombres, áreas metropolitanas)

Grupos de experiencia	R^2	Grupos de edad	R^2
1 - 3	.551		
4 - 6	.542	15 - 19	.045
7 - 9	.480	20 - 24	.157
10 - 12	.514	25 - 29	.340
13 - 15	.461	30 - 34	.384
16 - 18	.415	35 - 39	.425
19 - 21	.434	40 - 44	.400
22 - 24	.410	45 - 49	.314
25 - 27	.377	50 - 54	.318
28 - 30	.257	55 - 59	.364
31 - 33	.309	60 - 64	.497
34 - 36	.125		
37 - 39	.378		

En el cuadro 9 se indican los resultados de la aplicación del modelo con los diversos grupos, los cuales son de 4, 3 a 5, 1 a 6, 2 a 6 y 4 a 6 años de experiencia.

Los resultados como era de esperarse, fueron superiores en todos los aspectos. La sola variable de escolaridad explica más del 50% en el grupo de uno a seis años de experiencia, hasta el 68.2% en el grupo de cuatro años de experiencia, fluctuando la tasa promedio de rendimiento de la escolaridad entre 15 y 22.6%

Al considerar en las funciones también las horas trabajadas a la semana, la explicación se vio incrementada en todos los casos llegando hasta el 70%. Al agregar esta última variable, la tasa promedio de rendimiento de

la escolaridad aumenta levemente, fluctuando su valor entre 16% y 23%. La elasticidad ingreso de las horas trabajadas a la semana se mantiene inferior a la unidad, con gran diferencia entre los diversos grupos, alcanzando un valor máximo de 0.67 en el grupo de uno a seis años de experiencia.

La explicación que estas dos variables dan del ingreso es, en todos los casos, superior al 57%. El grupo que abarca un mayor número de años y, en consecuencia, un mayor número de observaciones, con el 20% del total, mostró una tasa promedio de rendimiento de a escolaridad de 17.7%, la que resulta significativamente distinta a la obtenida en el caso general, y de donde se puede inferir que en aquel caso no se tiene una visión exacta de este parámetro.

En este grupo, además, se obtuvo la más alta elasticidad-ingreso antes mencionada, también mayor que la del caso general en un 10%. La explicación del ingreso en este caso particular es de 58.6%, que se puede considerar suficiente para inferir, de los resultados muestrales, estimaciones de los parámetros poblacionales.

En el grupo de uno a seis años de experiencia se puede ver que aun cuando la escolaridad media aumentó en un porcentaje apreciable y su desviación estándar disminuyó, el ingreso medio creció a tasa menor y su desviación estándar aumentó y, a pesar de ello, mostró una alta correlación, .704; esto último, causa principal de la mayor explicación del modelo. Los cálculos estadísticos de las variables en todos los casos se pueden apreciar en el cuadro 10, donde se ve que la correlación escolaridad-horas trabajadas se mantiene con signo negativo, implicando una relación inversa entre estas dos variables.

Faltaría observar, en este análisis por grupos de experiencia, si la escolaridad tiene un comportamiento homogéneo a medida que aumenta. Al averiguarlo, se encontró que no es así, pues el parámetro del término escolaridad al cuadrado se mostró significativo en todos los casos, excepto uno. Pero al contrario que en el caso general en que la tasa promedio de rendimiento de la escolaridad aumentaba con los años estudiados, aquí la relación es inversa y la tasa de rendimiento disminuye al aumentarse la escolaridad, como puede verse en los resultados del cuadro 9. De esta manera, del grupo de uno a seis años de experiencia se obtienen las siguientes tasas de rendimiento:

$$\frac{d(\ln Y)}{d(\text{Escol})} = 0.2271 - (2) (0.0025) \text{ Escol}$$

para:	Escol = 6	$r = 19.71\%$
	Escol = 9	$r = 18.21\%$
	Escol = 12	$r = 16.71\%$
	Escol = 17	$r = 14.21\%$

CUADRO 9
Regresiones de ingreso laboral con educación y horas trabajadas por años de experiencia
(Ingresos semanales, 4° trimestre 1973, hombres, áreas metropolitanas)

<i>Años experiencia</i>	<i>Observaciones</i>	<i>Número de la ecuación</i>	<i>ECUACIONES</i>	<i>R²</i>	<i>S² (Ln Y)</i>
4	192	9.1	Ln Y= 3.5220 + 0.2262 Escol (0.0112)	.682	1.175
		9.2	Ln Y= 2.2607 + 0.2289 Escol + 0.3324 Ln (H.T.) (0.0110) (0.1185)	.695	1.175
		9.3	Ln Y= 1.6737 + 0.3622 Escol + 0.0067 (Escol) ² (0.0424) (0.0021) + 0.3438 Ln (H.T.) (0.1157)	.711	1.175
3 - 5	574	9.4	Ln Y= 3.9056 + 0.1829 Escol (0.0067)	.566	.901
		9.5	Ln Y= 2.0503 + 0.1886 Escol + 0.4282 Ln (H.T.) (0.0084) (0.0588)	.613	.901
		9.6	Ln Y= 1.6082 + 0.2925 Escol - 0.0053 (Escol) ² (0.0280) (0.0014) + 0.4923 Ln (H.T.) (0.0582)	.622	.901
1 - 6	1 040	9.7	Ln Y= 3.9660 + 0.1734 Escol (0.0054)	.495	.943
		9.8	Ln Y= 1.4724 + 0.1771 Escol + 0.6695 Ln (H.T.) (0.0049) (0.0444)	.586	.943

2 - 6	932	9.9	$\text{Ln } Y = 1.2554 + 0.2271 \text{ Escol} - 0.0025 (\text{Escol})^2$ (0.0026) (0.0011) $+ 0.0717 \text{ Ln (H.T.)}$ (0.0444)	.588	.943
		9.10	$\text{Ln } Y = 4.0243 + 0.1719 \text{ Escol}$ (0.0055)	.509	.908
		9.11	$\text{Ln } Y = 1.7956 + 0.1752 \text{ Escol} + 0.5960 \text{ Ln (H.T.)}$ (0.0052) (0.0490)	.576	.908
4 - 6	587	9.12	$\text{Ln } Y = 1.5097 + 0.2427 \text{ Escol} - 0.0034 (\text{Escol})^2$ (0.0232) (0.0011) $+ 0.05983 \text{ Ln (H.T.)}$ (0.0488)	.581	.908
		9.13	$\text{Ln } Y = 4.1774 + 0.1713 \text{ Escol}$ (0.0065)	.542	.867
		9.14	$\text{Ln } Y = 2.5051 + 0.1766 \text{ Escol} + 0.4358 \text{ Ln (H.T.)}$ (0.0063) (0.0675)	.573	.867
5	190	9.15	$\text{Ln } Y = 2.2302 + 0.2513 \text{ Escol} - 0.0039 (\text{Escol})^2$ (0.0264) (0.0013) $+ 0.4311 \text{ Ln (H.T.)}$ (0.0671)	.579	.867
		9.16	$\text{Ln } Y = 4.3435 + 0.1493 \text{ Escol}$ (0.0102)	.532	.684
		9.17	$\text{Ln } Y = 2.6193 + 0.1596 \text{ Escol} + 0.4372 \text{ Ln (H.T.)}$ (0.0101) (0.1072)	.570	.684
		9.18	$\text{Ln } Y = 2.4813 + 0.1959 \text{ Escol} - 0.0019 (\text{Escol})^2$ (0.0454) (0.0023) $+ 0.4362 \text{ Ln (H.T.)}$ (0.1073)	.573	.684

Nota: En paréntesis aparecen los errores estándar de los coeficientes respectivos.

Mientras que para una escolaridad de seis años se obtiene una tasa de retorno de 19.71%, para 17 años de escolaridad la tasa disminuye a 14.21%, manteniéndose alrededor de la tasa obtenida en el caso lineal del mismo grupo (17.7%).

CUADRO 10
Estimadores estadísticos del ingreso, escolaridad
y horas trabajadas por grupos de experiencia

Variables	Años de experiencia					
	4	3 - 5	1 - 6	2 - 6	4 - 6	5
	Medias					
Ln Y	5.500	5.520	5.554	5.562	5.645	5.633
Escol	8.745	8.829	9.159	8.945	8.507	8.632
Ln (H.T.)	3.725	3.697	3.675	3.690	3.733	3.742
	Desviaciones estándar					
Ln Y	1.084	0.949	0.971	0.953	0.931	0.827
Escol	3.956	3.906	3.938	3.954	4.001	4.036
Ln (H.T.)	0.369	0.423	0.437	0.415	0.376	0.382
	Coeficientes de correlación simple					
R (Ln Y, Escol)	.826	.752	.704	.714	.736	.729
R (Ln Y, Ln H.T.)	.042	.133	.266	.222	0.78	.009
R (Escol, Ln H.T.)	-.086	-.108	-.049	-.052	-.129	-.248

Al comparar los resultados en estos grupos con los obtenidos en el caso general, se deduce claramente que se habría cometido un grave error si sólo se hubieran tomado en cuenta los resultados del caso general, especialmente de los parámetros de escolaridad y horas trabajadas, pues con el primero se tiene una diferencia del 40%, y en el segundo algo más del 10%.

Al considerar las diversas funciones indicadas en el cuadro 9, que resultaron suficientemente significativas, se pueden inferir, de los parámetros muestrales, los parámetros poblacionales, así como sus intervalos de confianza. Pero no hay que olvidar que dichas funciones, y por lo tanto los parámetros de las mismas, son resultado de ajustes de grupos de personas con determinada característica específica; en este caso, el número de años de experiencia.

Dadas las características estadísticas de la muestra, en especial la que es autoponderada y aleatoria, y el ajuste hecho de las funciones, que es por mínimos cuadrados, los estimadores de los parámetros poblacionales vienen a ser de máxima verosimilitud, por lo cual presentan las siguien-

tes características: son eficientes, insesgados, suficientes, consistentes y completos. Además, las varianzas de los estimadores son mínimas.

Por lo anterior, se puede decir que toda persona que pueda definirse dentro de alguno de estos grupos tiene una tasa promedio de rendimiento de la escolaridad entre el 16% y 23%, y una elasticidad ingreso de las horas trabajadas entre .33 y .67, dependiendo en qué grupo específico se encuentre.

Mediante estimaciones de intervalos de confianza se puede afirmar que las personas entre uno a seis años de experiencia tienen una tasa promedio de rendimiento de la escolaridad de 17.7%, con un intervalo de confianza que se puede obtener, para una significancia del 95%, con la siguiente fórmula:

Intervalo de Confianza de B

$$\hat{b} \pm (1.96)S_b$$

Para el caso que interesa, el intervalo de confianza de la tasa promedio de rendimiento de la escolaridad para la población en general es:

$$\begin{aligned} \hat{r} &\pm (1.96)S_r \\ .1771 &\pm (1.96) (.0049) \\ .1771 &\pm 0.0096 \\ \text{Límite Inferior} &= .1675 = 16.75\% \\ \text{Límite Superior} &= .1867 = 18.67\% \end{aligned}$$

La elasticidad ingreso de las horas trabajadas a la semana para el total de la población mencionada tiene su media en .6695, con el siguiente intervalo de confianza:

$$\begin{aligned} \text{Límite Inferior} &= .5824 \\ \text{Límite Superior} &= .7565 \end{aligned}$$

Cabe aclarar, por último, que en éste como en todos los casos los coeficientes de determinación son bastante significativos, pues siempre sostienen valores de F observada superiores a 100. De lo anterior puede desprenderse que la distribución inequitativa del ingreso, al menos de las personas entre uno y seis años de experiencia, se explica en un 58.6% por la distribución que existe en su inversión en escolaridad y, en pequeña medida, por la distribución de las horas dedicadas semanalmente al trabajo.

VI. OTRAS APLICACIONES

El análisis que se ha venido haciendo se aplica únicamente a las personas de sexo masculino y que habitan en áreas urbanas, dado que la muestra del último trimestre de 1973 se levantó exclusivamente en las tres áreas metropolitanas más importantes del país.

De las personas que en la muestra declararon ingreso percibido y horas trabajadas a la semana, 5 522 fueron del sexo masculino, mientras que del sexo femenino aparecieron 2 892 personas. Al contar con esa información se pensó en aprovecharla y realizar un análisis superficial de una aplicación del modelo general al total de personas (hombres y mujeres), y específicamente al grupo de mujeres.

Los resultados de la aplicación del modelo al grupo de personas del sexo femenino se pueden ver en el cuadro 11, donde se observa que existen diferencias importantes con los obtenidos en el grupo de los hombres. Tales diferencias pueden enumerarse de la siguiente manera:

- i) La primera diferencia se encuentra en la tasa de rendimiento de la escolaridad, pues en este grupo el valor mínimo que toma es de 14% cuando sólo se incluye esa variable en la ecuación, y alcanza un valor máximo de 15.82% cuando se incluyen las otras dos variables.
- ii) Al contrario de lo sucedido a la tasa promedio de rendimiento de la escolaridad, la de la experiencia llega a ser sólo el 50% de la obtenida en el grupo de los hombres. Los dos valores que obtienen son 0.87% y 0.84% en la quinta y sexta función respectivamente. Las mujeres muestran que para ellas tiene una importancia relativamente mayor la escolaridad que la experiencia.
- iii) Mientras que en el caso de los hombres la escolaridad tenía diferentes tasas de retorno dependiendo del número de años estudiados, en las mujeres el efecto de la escolaridad sobre el ingreso es homogéneo en todos sus niveles, ya que el parámetro de la escolaridad al cuadrado no resulta estadísticamente significativo en la sexta ecuación, que es en donde se incluyen las tres variables.
- iv) Otra diferencia, tal vez la de mayor importancia, es que la explicación del ingreso dada por las variables independientes es superior en este grupo. Ya que la sola variable escolaridad explica el 38%, las horas trabajadas a la semana toman un papel muy importante en la explicación, pues al agregarla en el modelo la R^2 sube a 51%, y al incluir la variable experiencia la explicación llega a ser de 52.33%. Se debe tomar en cuenta la experiencia adquirida en el grupo anterior, y no querer inferir para la población los resultados obtenidos aquí, sino hasta analizar grupos más específicos, pues se podría cometer algún error.

CUADRO 11
Regresiones del ingreso laboral con educación, experiencia y horas trabajadas
(Ingreso semanal, 4° trimestre 1973, mujeres, áreas metropolitanas)

Observaciones	Número de la ecuación	Ecuaciones	R ²	S ² (Ln Y)
2892	11.1	Ln Y= 4.451 + 0.1406 Escol (0.034)	.379	.939
	11.2	Ln Y= 4.452 + 0.1401 Escol + 0.00004 (Escol) ² (0.0101) (0.0007)	.379	.939
	11.3	Ln Y= 2.117 + 0.1438 Escol + 0.6437 Ln (H.T.) (0.0030) (0.0232)	.510	.939
	11.4	Ln Y= 2.144 + 0.1167 Escol + 0.0020 (Escol) ² + 0.6520 (0.0090) (0.0006) (0.0233) Ln (H.T.)	.511	.939
	11.5	Ln Y= 1.765 + 0.1582 Escol + 0.6742 Ln (H.T.) + 0.0087 (0.0033) (0.0231) (0.0010) Exper	.523	.939
	11.6	Ln Y= 1.784 + 0.1486 Escol + 0.00067 (Escol) ² + 0.6761 (0.0098) (0.00063) (0.0232) Ln (H.T.) + 0.0084 Exper (0.0010)	.523	.939

Nota: En paréntesis aparecen los errores estándar de los coeficientes respectivos.

- v. Por último, otra diferencia notable se puede ver en la matriz de coeficientes de correlación simples entre las variables (cuadro 12), observando especialmente que los coeficientes de ingreso-experiencia e ingreso-edad muestran signos negativos, es decir, relaciones inversas.

CUADRO 12
Estimadores estadísticos del ingreso, escolaridad, experiencia y horas trabajadas

<i>Variables</i>	<i>Hombres y mujeres</i>	<i>Mujeres</i>
<i>Medias</i>		
Ln Y	5.708	5.328
Escol	6.514	6.240
Ln (H.T.)	3.713	3.596
Exper	19.194	17.588
Edad	31.722	29.849
<i>Desviaciones estándar</i>		
Ln Y	0.946	0.969
Escol	4.452	4.237
Ln (H.T.)	0.452	0.545
Exper	14.726	14.838
Edad	13.433	13.447
<i>Coefficiente de correlación simple</i>		
R (Ln Y, Escol)	.531	.615
R (Ln Y, Ln H.T.)	.310	.338
R (Ln Y, Exper)	-.048	-.234
R (Ln Y, Edad)	.122	-.066
R (Escol, Ln H.T.)	-.047	-.038
R (Escol, Exper)	-.438	-.469
R (Escol, Edad)	-.150	-.207
R (Ln H.T., Exper)	.001	-.111
R (Ln H.T., Edad)	.012	-.134

Faltaría por ver la elasticidad ingreso de las horas trabajadas, que, aunque no se mantuvo exactamente igual, se conservó inferior a la unidad. Es necesario aclarar que todos los parámetros, a excepción del de la escolaridad al cuadrado, se mantuvieron estadísticamente significativos.

Los resultados de la aplicación del modelo general al total de las personas (hombres y mujeres) como un solo grupo, se puede ver en el cuadro 13. Como es de esperarse, al haber observado los dos grupos por separado, los resultados son valores intermedios entre esos grupos, tendiendo más hacia los del grupo de los hombres por ser el que abarca el 66% del total de las personas de la muestra.

CUADRO 13
Regresiones del ingreso laboral con educación, experiencia y horas trabajadas
(Ingreso semanal, 4° trimestre 1973, áreas metropolitanas)

<i>Observaciones</i>	<i>Número de la ecuación</i>	<i>E C U A C I O N E S</i>	<i>R²</i>	<i>S² (Ln Y)</i>
8415	12.1	Ln Y= 4.973 + 0.1128 Escol (0.0020)	.282	.895
	12.2	Ln Y= 5.084 + 0.0679 Escol + 0.0029 (Escol) ² (0.0059) (0.0009)	.287	.895
	12.3	Ln Y= 2.347 + 0.1161 Escol + 0.7017 Ln (H.T.) (0.0018) (0.0178)	.394	.895.
	12.4	Ln Y= 2.451 + 0.0637 Escol + 0.0034 (Escol) ² + 0.7083 (0.0054) (0.0003) (0.0177) Ln (H.T.)	.402	.895
	12.5	Ln Y= 1.879 + 0.1381 Escol + 0.7110 Ln (H.T.) + 0.0151 (0.0019) (0.0171) (0.0006) Exper	.439	.895
	12.6	Ln Y= 1.937 + 0.1172 Escol + 0.0013 (Escol) ² + 0.7132 (0.0057) (0.0003) (0.0171) Ln (H.T.) + 0.0145 Exper (0.0006)	.440	.895

Nota: En paréntesis aparecen los errores estándar de los coeficientes respectivos.

El valor de los parámetros que se obtuvieron en la sexta ecuación, que es en la que se incluyeron las tres variables y la escolaridad al cuadrado con sus parámetros significativos, fue el siguiente: la tasa promedio de rendimiento de la escolaridad es creciente teniendo:

$$\frac{d(\ln Y)}{d(\text{Escol})} = 0.1172 + (2)(0.0013)(\text{Escol})$$

para: Escol = 6 $r = 13.28\%$
 Escol = 9 $r = 14.06\%$
 Escol = 12 $r = 14.84\%$
 Escol = 17 $r = 16.14\%$

con una media inferior a la del grupo de los hombres y una menor dispersión.

La elasticidad ingreso de las horas trabajadas muestra valores superiores a los de los grupos de hombres y de mujeres, pero aún inferiores a la unidad; en la sexta ecuación alcanza su máximo con 0.713.

El parámetro de la variable experiencia, que se ha considerado como la tasa promedio de rendimiento de la experiencia, arroja valores más bien cercanos hacia los del grupo de los hombres, pues fueron 1.51% y 1.45% los obtenidos en las ecuaciones en que se incluyó la variable, o sea la quinta y la sexta ecuación.

La explicación que las variables independientes dan del ingreso en este grupo es mayor que la del grupo de los hombres, pero menor que la explicación del grupo de mujeres, alcanzando un valor máximo del coeficiente de determinación de .440, lo que implica una explicación del 44%.

Muy distintos valores —medias y desviaciones estándar— arrojan las diversas variables en los tres grupos. El ingreso semanal medio de los hombres es de 367 pesos, y el de las mujeres sólo de 206 pesos, obteniéndose una media total de 302 pesos; pero la desviación estándar de esta variable es mayor para las mujeres que para los hombres (.969 y .870 respectivamente). Tanto la media como la desviación estándar de la escolaridad para los grupos hombres, mujeres y total, no difieren mucho, siendo las medias: 6.66, 6.24 y 6.51 años, y la desviación estándar 4.55, 4.24 y 4.45, respectivamente.

Por último, la variable horas trabajadas a la semana arroja tanto medias como desviaciones estándar muy diferentes. Mientras que los hombres tienen una media entre 43 y 44 horas trabajadas a la semana con una desviación estándar (del log. natural) de 0.381, las mujeres trabajan una media de 36 a 37 horas a la semana con una desviación estándar de .54, mucho mayor que la de los hombres, causa por la cual esta variable adquiere importancia explicativa en ese grupo.

VII. CONCLUSIONES

La inversión en capital humano explica en el caso general aproximadamente el 40% de la desigual distribución del ingreso por trabajo. A la educación le correspondió contribuir con un porcentaje importante de esa explicación; menor influencia tuvieron las horas trabajadas y la experiencia.

En casos más específicos, la influencia de la inversión en capital humano llegó a explicar cerca del 70%, pero esto es aplicable para grupos más definidos y, por lo tanto; más homogéneos.

En comparación con los EEUU, en el caso de México explica una menor parte, quizá debido a la mayor influencia de elementos institucionales o de relaciones familiares; la influencia de algunos sindicatos que han logrado crear una élite de técnicos u obreros pudiera también contribuir a explicar la relativa menor influencia de la inversión en capital humano sobre los ingresos por trabajo.

Las tasas de rentabilidad privada de la educación, en los diferentes niveles, parecen coincidir con las obtenidas en estudios específicos, tales como los realizados en diversas instituciones de enseñanza superior del país.

Las tasas de rentabilidad de la inversión en capacitación, tal como se le aproxima por la experiencia, son muy bajas en comparación con la que uno pudiera esperar. Quizá sea porque la información utilizada deja que desear.

De cualquier manera, es de esperar que estos resultados, aunque basados en información de hace seis años, puedan servir de parámetros para la planeación de políticas presupuestales, especialmente en inversiones en educación y capacitación.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Becker, Gary

1974 *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York, NBER.

Carnoy, M.

1964 "The Cost and Return to Schooling in Mexico: A Case Study". Ph. D. dissertation, University of Chicago.

Chiswick, Barry R.

1974 *Income Inequality*. New York, Columbia University Press.

Lee Hanse, W.

1970 *Education, Income and Human Capital*. New York, NBER.

Mincer, Jacob

1974 *Schooling, Experience and Earnings*. New York, NBER.

Moreno Reyes, Luis A.

1972 "La rentabilidad de la inversión en la educación para distintos años y niveles escolares en Monterrey". Monterrey, FEUANL.

Schultz, T.W.

1961 "Investment in Human Capital", *American Economic Review*, March.

Stinson, Ivonne

1979 "Los determinantes del ingreso laboral". Monterrey, FEUANL.