

# Determinación del salario y capital humano en México: 1987-1993<sup>1</sup>

Eduardo Zepeda Miramontes  
*Universidad Autónoma  
Metropolitana-A*  
Ranjeeta Ghiara  
*Universidad Autónoma  
de Coahuila*

## Introducción

Durante los años de 1987 a 1993 la economía mexicana ha experimentado profundas reformas económicas que han liberado el comercio exterior y la actividad económica. Estas medidas, conocidas como el ajuste estructural y caracterizadas como de corte neoliberal, debían haber dado pie a una vigorosa recuperación del crecimiento y a un mejoramiento de las condiciones sociales. Los resultados no han sido los esperados. En particular, y de acuerdo con la teoría tradicional del comercio internacional, se podría argumentar que la distribución del ingreso mejorará al disminuirse las diferencias salariales como efecto de la corrección del sesgo que intensifica indebidamente el uso del capital bajo la estrategia

<sup>1</sup> Se agradecen los comentarios de los participantes en el *Tercer Congreso de Capital Humano*, Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Nuevo León, 1996. Se agradecen también los comentarios y sugerencias de Diana Alarcón y Gustavo Félix. Los errores y limitaciones del trabajo son responsabilidad exclusiva de los autores. Se agradece la valiosa asistencia técnica de María Elena Medina y de Graciela Castillo.

<sup>2</sup> Véase, por ejemplo, Krueger, 1990.

de sustitución de importaciones.<sup>2</sup> Diversos trabajos han reportado que la liberalización o el ajuste estructural se ha visto acompañado de mayor dispersión salarial, como en México y Chile; mientras que para Korea, Singapur y Taiwán, los diferenciales entre trabajadores con educación y sin educación se redujeron; y aun en otros casos se han registrado ambas tendencias, como en Colombia y Costa Rica.<sup>3</sup> En el presente trabajo se presenta evidencia con base en datos de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU), en la que se indica una creciente dispersión salarial y se muestra, mediante ejercicios econométricos sencillos, que el enfoque del capital humano es un marco analítico útil, aunque limitado, para explicar la determinación de los ingresos al trabajo durante el periodo de 1987 a 1993.

El trabajo se inicia con una discusión acerca del nivel y la dispersión de los salarios, a partir de datos de ingresos reales al trabajo, clasificando a los trabajadores por grupo de ocupación.<sup>4</sup> Enseguida se presenta la metodología empírica del capital humano, abundándose en las alternativas de estimación econométrica. Se describen los datos utilizados y se analizan los resultados en cinco pasos. Primero, se discuten los resultados de formulaciones alternativas de la ecuación de capital humano. Segundo, se reflexiona sobre las repercusiones de la utilización de variables de control. Tercero, se comparan los resultados obtenidos con los de otros estudios nacionales e internacionales. Cuarto, se analiza la evolución de las estimaciones durante el periodo de referencia. El trabajo concluye con algunas observaciones finales.

## El comportamiento de los ingresos al trabajo

Durante el periodo aquí considerado, los ingresos salariales (reales) de los trabajadores tuvieron un aumento ligero, producto de una caída en los primeros años y de su recuperación durante los últimos años. Aun cuando podría esperarse que los salarios relativos se comprimieran en tiempos de reducción salarial general y

<sup>3</sup> Véanse, Wood, 1995; y Robbins, 1995 para una revisión de varios países. Para el caso de Chile, véase Robbins, 1994a y 1994b; para el caso de México, véanse Alarcón y McKinley, 1994 y 1997; McKinley y Alarcón, 1994; Cragg y Epelbaum, 1995; y Ghiara y Zepeda, 1996.

<sup>4</sup> Ingresos al trabajo incluye, además de salarios, otras remuneraciones al trabajo.

<sup>5</sup> Los picos en esta gráfica durante los primeros años se explican por las grandes variaciones en los ingresos al trabajo de las personas cuya ocupación declarada es la de patrón.

se expandieran con su alza, lo que se observa en este periodo es una dispersión creciente de estos ingresos (véase Gráfica 1).<sup>5</sup>

La creciente dispersión salarial puede ser captada observando el comportamiento de los salarios por ocupación. Para este efecto, se definen cinco agregados de trabajadores con base en el tipo de funciones que desempeñan en las diversas actividades económicas –los cuales identificamos como ocupaciones: *funcionarios*, *profesionistas*, *técnicos*, *supervisores* y *trabajadores directos*.<sup>6</sup> Ahora bien, haciendo uso de esta clasificación es posible pensar el patrón de comportamiento de la dispersión salarial en términos de una o varias de las siguientes tres tendencias. Primera, dado que las ocupaciones aquí definidas refieren a grupos de salarios más o menos homogéneos, es posible que, suponiendo que los ingresos entre y dentro de las ocupaciones permanezcan constantes, la mayor dispersión salarial observada en el agregado se origine en variaciones en los pesos relativos de estos grupos de trabajadores. Segunda, una mayor dispersión salarial puede estar asociada a una creciente desigualdad de los niveles salariales entre las distintas ocupaciones. Tercera, la disparidad salarial puede aumentar a su vez por un proceso de diferenciación salarial en el interior de las ocupaciones.

En la Gráfica 2 se consigna la composición de la fuerza de trabajo por ocupación entre 1987 y 1993 medida por el número de horas trabajadas en la semana previa a la entrevista, evidenciándose que no han habido cambios significativos en la misma. Es decir, la mayor dispersión en los ingresos no puede ser atribuida a cambios en el peso relativo de las ocupaciones.

En la Gráfica 3 se muestran los ingresos al trabajo para estos grupos y se ilustra palpablemente que al menos parte de la creciente dispersión salarial puede ser atribuida a diferenciales

<sup>6</sup> Éstas se definen de la siguiente manera. *Funcionarios*: funcionarios y directivos de los sectores público, privado y social. *Profesionistas*: profesionistas. *Técnicos*: técnicos y personal especializado; trabajadores del arte, espectáculos y deportes; trabajadores de la educación; jefes de departamento, coordinadores y supervisores en actividades administrativas y de servicios; otros no clasificados o especificados. *Supervisores*: jefes supervisores y otros trabajadores de control en la fabricación artesanal e industrial y en actividades de reparación y mantenimiento. *Trabajadores directos*: comerciantes, empleados de comercio y agentes de ventas; vendedores ambulantes y trabajadores ambulantes en servicios; trabajadores en servicios personales en establecimientos; conductores y ayudantes de conductores en maquinaria móvil y medios de transporte; trabajadores de protección y vigilancia y fuerzas armadas; trabajadores en actividades agrícolas, ganaderas, silvícolas y de caza y pesca; artesanos y trabajadores fabriles en la industria de la transformación y trabajadores en actividades de reparación y mantenimiento; operadores de maquinaria fija de movimiento continuo y equipos en el proceso de fabricación industrial.

crecientes entre los ingresos por ocupación. En la gráfica, resaltan dos patrones diferentes de comportamiento. Por un lado, se tienen ocupaciones para las cuales los ingresos al trabajo promedio aumentan rápidamente; entre éstas destacan los funcionarios y profesionistas. Por otro lado, hay grupos de trabajadores cuyos ingresos permanecen constantes o se reducen; éste es el caso del grupo de trabajadores directos, categoría que incluye a obreros, trabajadores de servicios y personas con poca calificación.

La dispersión de ingresos es también patente en el interior de las ocupaciones. En la Gráfica 4 se muestra la varianza de los ingresos para cada una de las ocupaciones definidas. La magnitud de la variación respecto a la media es mayor para grupos como funcionarios y, en segundo lugar, profesionistas. Sólo los ingresos de los trabajadores directos mantuvieron una estructura con variaciones crecientes relativamente acotadas.<sup>7</sup>

Entonces, la creciente dispersión salarial en el agregado de los trabajadores, vista desde la perspectiva de las ocupaciones, puede ser atribuida a diferencias salariales crecientes entre las ocupaciones y en el interior de las mismas. La creciente dispersión salarial en el interior de las ocupaciones tiende a ser mayor conforme se asciende en la jerarquía ocupacional; es decir, es muy pequeña para los trabajadores directos y alcanza su máxima dimensión entre los funcionarios. Los cambios perceptibles en la estructura del empleo por ocupación, sin embargo, no parecen ser suficientemente grandes como para explicar las variaciones observadas en la dispersión salarial.

¿Qué determina esta estructura de ingresos? ¿Qué papel juega el nivel de educación en esta determinación? Puede adelantarse la hipótesis de que el creciente diferencial salarial entre ocupaciones se funda en diferencias cada vez más amplias en los niveles de escolaridad entre las cinco ocupaciones aquí definidas. De manera semejante, podría postularse que la mayor dispersión salarial en el interior de las ocupaciones se funda en un comportamiento similar en los niveles educativos de los trabajadores en ellas incluidos.

En la Gráfica 5 se muestra el promedio de años de escolaridad para cada una de las ocupaciones aquí definidas, evidenciándose que dos ocupaciones han aumentado claramente su nivel de escolaridad: funcionarios y trabajadores directos. Ahora

<sup>7</sup> El coeficiente de variación (varianza sobre la media) reporta el mismo comportamiento.

bien, recordando el comportamiento de los ingresos por ocupación (Gráfica 3), se perciben resultados contradictorios. Por un lado, los cambios en el ingreso y escolaridad promedio de los profesionistas o de los funcionarios son consistentes entre sí, pues ambos aumentan durante el periodo observado.<sup>8</sup> Pero, por otro lado, el aumento en la escolaridad de los trabajadores directos no está acompañado de aumentos proporcionales en sus salarios.

La hipótesis que explica la creciente disparidad de ingresos en el interior de las ocupaciones por una mayor disparidad en los niveles educativos en el interior de las mismas puede ser analizada a partir de la información de la Gráfica 6, donde se muestra la varianza de los años de escolaridad para cada ocupación entre 1987 y 1993. La gráfica muestra claramente que la dispersión de niveles educativos disminuyó en todos los casos excepto para los trabajadores directos. Comparando esta gráfica con lo mostrado en la Gráfica 3, se infiere un patrón complejo de relación entre los salarios y la escolaridad, lo que amerita un tratamiento más cuidadoso. Por ejemplo, en el caso de los funcionarios, se muestra una creciente dispersión en los ingresos, pero una rápida convergencia en los niveles de escolaridad. Por otro lado, los trabajadores directos tienen una dispersión ligeramente creciente en los niveles de escolaridad y una rápida convergencia en los ingresos al trabajo. En lo que resta de este artículo intentaremos una discusión más formal sobre la determinación de los ingresos al trabajo a partir del enfoque del capital humano y recurriendo a técnicas de regresión.

## Capital humano e ingresos

La discusión de la determinación de los ingresos desde la perspectiva de la teoría del capital humano ha ocupado un lugar preponderante en el estudio empírico de los ingresos y la educación. Partiendo de la idea de que los ingresos de los individuos son mayores conforme aumenta su nivel educativo y de entrenamien-

<sup>8</sup> La ocupación de profesionistas se compone en su gran mayoría por personas que indicaron tener educación profesional. El aumento en la escolaridad registrado denota una disminución de personas con bachillerato, carreras subprofesionales o profesionales medias, ejerciendo funciones de profesionistas. Por otro lado, debe notarse que el aumento en el nivel de escolaridad probablemente esté subestimado, ya que la definición de escolaridad profesional es muy laxa. Efectivamente, los datos de escolaridad que proporciona la Encuesta clasifican como profesional tanto a personas que solamente cursaron algunos estudios universitarios como a aquellas que tienen posgrados.

to, y de que éstos adquieren mayor educación y entrenamiento precisamente para elevar sus ingresos, se ha producido una gran variedad de estudios empíricos. Destaca, por su sencillez, buenos resultados y amplia utilización, una ecuación basada en un estudio de Mincer (1974). Ésta toma una forma semi-logarítmica, haciendo depender los ingresos en la educación y la experiencia de la siguiente forma:

$$\text{Ln } y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \mu \quad (1)$$

Donde  $\beta_0$  es el intercepto;  $\beta_{1,2,3}$  son coeficientes de  $s$ , escolaridad;  $x$ , experiencia;  $x^2$ , experiencia al cuadrado; y  $\mu$  es el error. Esta ecuación fue estimada utilizando los años de escolaridad formal como una aproximación a la inversión en el capital humano. Si bien la utilización de los años de escolaridad ha sido criticada, correctamente, porque supone que el rendimiento a la escolaridad es independiente del nivel educativo, en este trabajo decidimos trabajar con la variable escolaridad como los años de educación porque permite la comparación con otros estudios tanto nacionales como internacionales.<sup>9</sup> Por otra parte, dada la ausencia de información respecto a la experiencia laboral de las personas, es frecuente aproximar ésta con la llamada experiencia potencial, esto es,  $x = \text{edad} - (s + 6)$ , donde  $e$  representa la edad en la cual se supone que las personas empiezan a trabajar inmediatamente después de que terminan su educación formal y que no trabajan durante la misma.

La ecuación (1) supone que el acervo de capital humano adquirido por los trabajadores es homogéneo (igual para todas las personas) y que su efecto sobre la productividad es siempre el mismo. Más allá de su fundamentación en la teoría del capital humano, su formulación representa un intento pragmático que busca modelar la relación funcional del ciclo de vida de los ingresos, la educación y el entrenamiento.<sup>10</sup> Mincer (1994) mismo reconoce que la ecuación (1) como tal no forma parte intrínseca del enfoque del capital humano, y que su forma específica es una cuestión de conveniencia y consistencia. Con ello en mente, en este trabajo se ensayan distintas formulaciones de la ecuación de

<sup>9</sup> De cualquier manera, creemos que las conclusiones básicas derivadas de este estudio no son invalidadas por la rigidez impuesta a la variabilidad en los rendimientos a la educación en sus diferentes niveles.

<sup>10</sup> Véase Willis, 1986, pp. 541-548. Para un discusión de la estimación empírica del capital humano, véase Griliches, 1977.

capital humano, combinando los términos de escolaridad y experiencia, en un intento por esclarecer la relación entre educación e ingresos. La ecuación de referencia para el análisis es la siguiente:

(2)

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 s^2 + \beta_4 x^2 + \beta_5 sx + \beta_6 h + \beta_7 C + \mu$$

Donde  $\beta_0$  es el intercepto;  $\beta_{1, 2, 3, 4, 5, 6, 7}$  son coeficientes de  $s$ , escolaridad;  $x$ , experiencia;  $s^2$ , escolaridad al cuadrado;  $x^2$ , experiencia al cuadrado;  $sx$ , escolaridad por experiencia;  $h$ , número de horas trabajadas a la semana; y  $C$  es un vector de variables de control;  $\mu$  es el error.

Primeramente ensayamos diversas variantes de la ecuación (2) sin ninguna variable de control. La primera ecuación considera una función que sólo incluye la variable de escolaridad  $x$ ; esta versión supone que no hay inversión en capital humano con posterioridad al término de la escolaridad formal. Después, se analiza una ecuación que incluye términos lineales en años de escolaridad y experiencia y que añade un término cuadrático en experiencia para capturar los rendimientos decrecientes al capital humano (educación y entrenamiento). Debido a que ésta es la formulación que Mincer adoptó en sus primeros trabajos, nos referiremos a ella como la ecuación Mincer. La tercera ecuación es idéntica a la tipo Mincer, pero utiliza la escolaridad para el término cuadrático en lugar de la experiencia. Esta forma atenúa el supuesto de que todos los trabajadores tienen la misma tasa de retorno en la inversión en capital humano, abriendo la posibilidad de que ésta sea marginalmente decreciente. Ésta es la ecuación que se utiliza en los trabajos de Alarcón y McKinley (1994) y McKinley y Alarcón (1994), A-M en adelante. La cuarta ecuación usa formas lineales y cuadráticas tanto en la experiencia como en la escolaridad, incluyendo así la idea de que tanto el rendimiento al entrenamiento como la tasa de rendimiento a la educación sean ambas marginalmente decrecientes. La quinta ecuación retoma los desarrollos de Murphy y Welch (1991) (M-W de aquí en adelante), incluyendo la escolaridad a la primera y segunda potencia y la experiencia hasta la cuarta potencia; sin embargo, se distingue de M-W porque incluye, para efectos de comparación con las otras ecuaciones, un término cuadrático para la escolaridad. La sexta ecuación es la utilizada por M-W; es decir, incluye la escola-

ridad hasta la segunda potencia y la experiencia hasta la cuarta potencia. Esta formulación ha probado ser más adecuada para analizar la relación entre ingresos y escolaridad que prevalece en los años más recientes en los Estados Unidos.<sup>11</sup> La última añade a la cuarta ecuación un término de interacción entre la experiencia y la escolaridad mediante una variable igual al resultado de multiplicar los valores de éstas. Esto permite, además de la posibilidad de tener tasas de retorno marginalmente decrecientes, que los rendimientos a la educación varíen con el nivel de experiencia.

En un segundo momento, añadimos a estas ecuaciones una serie de factores de control de corte demográfico y económico, *C* en la ecuación (2). El análisis considera, de esta manera, sexo, región, sector de actividad, ocupación, tamaño del establecimiento donde se labora y horas trabajadas. La variable sexo es común en este tipo de estudios y se introduce para captar el sesgo en las remuneraciones en favor de trabajadores de sexo masculino. De manera similar, se utiliza el número de horas trabajadas para normalizar los ingresos mensuales.

Entre los factores de control además incluimos variables de corte geográfico que recogen la preocupación frecuentemente expresada de que las remuneraciones no son similares entre los diversos centros económicos del país. En particular, tratamos de captar las diferencias en los ingresos que se derivan de la localización en las ciudades de la frontera norte y en los grandes centros económicos. Para dar cuenta de esta segmentación geográfica introducimos dos variables que identifican a las ciudades fronterizas (Ciudad Juárez, Nuevo Laredo y Tijuana) y a los grandes centros económicos del país, a saber, Distrito Federal, Guadalajara y Monterrey.

La ocupación es un factor de gran importancia en la determinación de los ingresos; su inclusión es sumamente pertinente, sobre todo a la luz de lo señalado arriba acerca de los crecientes diferenciales entre las distintas ocupaciones. Para captar estos factores se introdujeron cuatro variables en el análisis que separan a los trabajadores en funcionarios; profesionistas; técnicos, trabajadores del arte y jefes administrativos; y supervisores de trabajadores directos.

Finalmente, se introdujeron variables que distinguen el sector o el tipo de empresa en que laboran. Así, se incluyó una varia-

<sup>11</sup> Véanse Mincer, 1994; y Murphy y Welch, 1991.

ble para separar a los trabajadores de la manufactura respecto a los demás, de acuerdo con la expectativa de que los trabajadores en este sector tendrían un ingreso superior debido a una mayor productividad o debido a repercusiones de políticas gubernamentales que continuamente han beneficiado a esta actividad.<sup>12</sup> Los ingresos al trabajo dependen también del tamaño del establecimiento. Una forma de racionalizar lo anterior recurre a la mayor productividad observada en las empresas de mayor tamaño, fundada a su vez en el mejor acceso a la tecnología, los recursos humanos y el poder de mercado, entre otros factores. Para captar la medida en que esto se ha traducido en diferencias salariales, se introdujeron dos variables que distinguen a los trabajadores por el tamaño de la empresa en que laboran. De acuerdo con INEGI, se denominó como empresa grande a aquellas que tienen más de 250 empleados, y empresas medianas a las que tienen entre 101 y 250 empleados. La expectativa fue que los trabajadores tendrían premios salariales mayores conforme aumenta el tamaño de la empresa.

Una vez identificada la ecuación con resultados más adecuados a nuestros propósitos, se analiza el comportamiento de sus coeficientes estimados durante el periodo de análisis.

## Datos utilizados

Los datos utilizados provienen de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano para los cuatro trimestres de los años de 1987 a 1993. Ésta es una encuesta a hogares que se efectúa trimestralmente en las ciudades más importantes de México, con representatividad nacional urbana y para las ciudades incluidas en la muestra. El tamaño muestral va desde poco más de 100 000 casos en 1987, hasta ligeramente por encima de los 200 000 en 1993. En este trabajo se utilizaron los datos expandidos. Aunque la información de estos años consigna datos de un número creciente de ciudades, para efectos de comparación se utilizaron sólo 16 ciudades de las cuales se tiene información de todos los trimestres. De éstas se seleccionaron exclusivamente a los trabajadores que laboraron al menos una hora la semana anterior a la aplicación del cuestionario, excluyéndose así, a los desempleados. Los datos

<sup>12</sup> Aun cuando ha sido abandonada la estrategia de sustitución de la importación, con su sesgo en favor de la manufactura, persiste en las políticas gubernamentales, activas o pasivas, una preferencia por la manufactura en la distribución de los apoyos.

de la muestra fueron expandidos y los ingresos reportados se deflactaron con el índice de precios al consumidor de la ciudad correspondiente. La ENEU reporta la información de escolaridad por niveles; por ejemplo, 3 a 4 años de primaria, primaria completa, preparatoria y profesionales, mismos que se transformaron en años de escolaridad, como se indica en el Anexo 1.

## Resultados

Las ecuaciones se corrieron sobre datos de corte transversal para cada uno de los trimestres comprendidos entre 1987 y 1993 y se reportan selectivamente. Los resultados son satisfactorios, pues en la mayoría de los casos los coeficientes estimados corresponden con los signos y magnitudes esperadas. Los distintos modelos fueron sometidos a la prueba White (White, 1980) para identificar la presencia de heterocedastadidad, encontrándose que no se puede descartar su existencia.<sup>13</sup> No obstante lo anterior, y debido a que el interés primordial de este trabajo es la discusión de los coeficientes y no tanto la prueba de hipótesis, se decidió presentar los resultados de las regresiones sin corregir por heterocedastadidad. En cualquier caso, dada la gran magnitud de los estadísticos “ $t$ ”, la fortaleza de los resultados no se ve afectada en la práctica. Para corroborar lo anterior se corrieron regresiones para modelos seleccionados corrigiendo por “White” heterocedastadidad. En la ecuación Mincer, por ejemplo, el ejercicio redujo estadísticos de “ $t$ ” del orden de 6 a coeficientes de alrededor de 3; i.e. estadísticamente significativos al 1 por ciento de confiabilidad.<sup>14</sup>

<sup>13</sup> En todos los modelos se efectuaron pruebas para detectar heterocedastadidad utilizando el método de White (1980). El procedimiento White (1980) tiene la ventaja de que no supone ninguna forma específica de heterocedastadidad. La prueba requiere la estimación de una ecuación secundaria donde el cuadrado de los residuales actúa como variable dependiente contra todas las variables independientes incluidas en la regresión original, el cuadrado de éstas y su producto cruzado. El significado de la ecuación es analizado con una prueba Chi-Cuadrado. En la mayoría de los modelos no se pudo rechazar la hipótesis nula de homostadidad, por lo que se concluye que existe heterocedastadidad. No obstante lo anterior, la presencia de heterocedastadidad no afecta los coeficientes, por lo que los coeficientes estimados no sufren de sesgo por esta causa. La heterocedastadidad afecta el coeficiente- $t$  que se usa para probar hipótesis.

<sup>14</sup> Los autores tienen disponibles los estadísticos “ $t$ ” con y sin corrección por heterocedastadidad para aquellos lectores interesados que deseen consultarlos.

## Ecuaciones alternativas de capital humano

En el Cuadro 1 se presentan los resultados de este ejercicio para el segundo trimestre de 1992. Todas las ecuaciones son aceptables. En la mayoría de los casos los signos y magnitudes de los coeficientes corresponden con los esperados; los coeficientes de correlación (ajustados) son equiparables a los obtenidos en este tipo de estudios; i.e. fluctuando entre 24 y 33 por ciento.

Para facilitar la exposición, considérese primero las ecuaciones 1 a 3. La ecuación simple entre escolaridad e ingresos muestra el coeficiente de correlación más reducido y un coeficiente para escolaridad relativamente bajo (0.07). Los estimadores de la segunda ecuación sugieren que la determinación de los ingresos sigue un patrón de rendimientos decrecientes conforme aumenta la experiencia.<sup>15</sup> Ahora bien, agregando escolaridad al cuadrado a la ecuación (1), mejora el ajuste de la ecuación (su  $R^2$  aumenta), aunque no alcanza el nivel de la ecuación 2. Un problema serio en esta ecuación es que el coeficiente de escolaridad adquiere un valor muy reducido (igual a 0.04), lo cual puede denotar multicolinealidad. En el mismo tenor, encontramos que, contraviniendo lo esperado, el coeficiente de  $s^2$  tiene signo positivo, indicando una tasa de rendimiento a la escolaridad marginalmente creciente. La ecuación 4, que incluye experiencia y escolaridad, ambas al cuadrado, muestra resultados no del todo satisfactorios y semejantes a los de la ecuación anterior. La inclusión de ambos términos al cuadrado sugiere problemas de multicolinealidad, pues el coeficiente de escolaridad es aún más pequeño.

Las ecuaciones 5 y 6 introducen una especificación más detallada que las ecuaciones 3 y 2, respectivamente, para capturar la forma de la curva de ingresos con la variable experiencia al cubo y a la cuarta potencia. Esta modificación no altera el coeficiente de la variable escolaridad, pero sí reduce el de la experiencia al cuadrado. Ello sugiere cierta robustez en la estimación del coeficiente de escolaridad. La ecuación 3 muestra en cambio una disminución clara en el coeficiente de escolaridad y un aumento fuerte en el coeficiente de experiencia. Ello puede ser signo de cierta fragilidad.

<sup>15</sup> Esta ecuación muestra resultados aceptables, ya que su  $R^2$  es elevado, el coeficiente de escolaridad es igual a 0.09 y el coeficiente de  $x^2$  tiene el signo esperado (-), aun cuando su valor es reducido.

Finalmente, la ecuación 7 añade un término multiplicativo de la experiencia y la escolaridad a la ecuación 4 (términos cuadráticos en escolaridad y experiencia) para dar cuenta de rendimientos crecientes a la escolaridad conforme aumenta la experiencia. El coeficiente estimado para esta variable tiene el signo esperado.<sup>16</sup> Sin embargo, esta ecuación muestra signos contrarios a los esperados en las variables de escolaridad y escolaridad al cuadrado, lo que nos lleva a suponer que los problemas de multicolinealidad se agravaron.<sup>17</sup>

Resumiendo, la experimentación con diversas ecuaciones tipo del capital humano arroja resultados favorables para este enfoque. Pero también indica que variando su especificación se obtienen diferentes resultados. Sólo un análisis más detallado de comparación entre las diferentes formulaciones permitirá capturar la estructura de determinación salarial.

### Controlando por factores demográficos y económicos

La inclusión de variables demográficas y económicas prueba ser un ejercicio útil. En el Cuadro 2 se consignan los mismos coeficientes que en el Cuadro 1 (escolaridad, experiencia y horas), pero estimando sus valores con ecuaciones que incorporan todas las variables de control señaladas. El cuadro muestra que la inclusión de variables de control modifica los coeficientes estimados en dos variables, a saber, la escolaridad y la escolaridad al cuadrado. El resto de las variables estimadas en las diversas formulaciones muestran coeficientes semejantes independientemente de la introducción de variables de control. Más aún, los coeficientes de escolaridad no se modifican significativamente en todos los casos. El coeficiente estimado para la variable de escolaridad se mantiene inalterado en aquellas ecuaciones que incorporan también un término de escolaridad al cuadrado.<sup>18</sup> Esto sugiere presencia de multicolinealidad entre escolaridad al cuadrado y

<sup>16</sup> Las variables de experiencia y experiencia al cuadrado tienen también los signos esperados.

<sup>17</sup> Las ecuaciones reportadas controlan el número de horas con una variable independiente. No obstante lo reducido de su coeficiente, la introducción de esta variable es importante porque reduce el coeficiente de experiencia y eleva el de escolaridad. Estos resultados no se muestran.

<sup>18</sup> En el Cuadro 2 puede observarse que el valor del coeficiente de la variable escolaridad se reduce en las versiones de escolaridad simple(1), Mincer (2) y M-W (6) —nótese que los coeficientes de correlación ajustados son también prácticamente idénticos. Los

alguna o varias de las variables de control. Los resultados de la ecuación (7) (cuadrática en escolaridad y experiencia, y experiencia multiplicada por escolaridad), apuntan en el mismo sentido. La inclusión de variables de control en esta ecuación corrige el signo de la variable escolaridad y aumenta ligeramente el de experiencia, es decir, mejora substancialmente la regresión.

Con el fin de determinar qué variables de control están modificando la estimación del coeficiente de escolaridad, se ensayaron regresiones agrupando las variables de control e introduciéndolas alternativamente. Se formaron, pues, tres grupos: sexo; ocupación (funcionarios, técnicos, supervisores y profesionistas); y, finalmente, región (ciudades industriales y de frontera) y tamaño de la empresa (mediana y grande). Los resultados de este ejercicio se muestran en el Cuadro 3 utilizando dos ecuaciones. Los números en el Cuadro 3a corresponden a los coeficientes de regresión de una ecuación Mincer sobre datos del segundo semestre de 1992. En las primeras seis columnas se consignan los coeficientes de regresión y en las últimas dos columnas se indica si fueron incluidas (= sí, - = no) las variables de control correspondientes a cada grupo (sus coeficientes no se reportan). Para efectos de comparación, el primer renglón del cuadro repite la información del Cuadro 1, mostrando el valor de los coeficientes sin variables de control obtenidos en una regresión sobre datos del mismo segundo trimestre de 1992. El segundo renglón reporta el resultado de introducir todas las variables de control. Resalta que la introducción de las variables de control reduce significativamente el coeficiente de la variable escolaridad. Los siguientes renglones exploran el efecto de introducir alternativamente algunos de los tres grupos de variables de control indicados.<sup>19</sup> El mensaje principal del cuadro es que la introducción de variables tales como sexo, manufactura, tamaño o región no cambia substancialmente la estimación de los rendimientos a la escolaridad. Sin embargo, incorporando las variables de ocupación se observa una clara disminución en el valor de los coeficientes estimados para la variable escolaridad. Es decir, la reducción significativa reportada en el segundo renglón se debe casi en su totalidad a las variables de ocupación. Es posible, entonces, que exista multico-

---

coeficientes de escolaridad permanecen prácticamente iguales, después de la introducción de variables de control, en las ecuaciones A-M (3), y la de Mincer y M-W con escolaridad cuadrática (4 y 5).

<sup>19</sup> Tanto los coeficientes consignados para las variables de escolaridad y experiencia como para las de control, son todos estadísticamente significativos al 99 por ciento.

linealidad entre ocupación y escolaridad, algo poco sorprendente si se recuerda (Gráfica 5) que las ocupaciones observan niveles distintivos de la escolaridad. La presencia de multicolinealidad tiene el efecto de sesgar los coeficientes estimados. Sin embargo, dada la importancia de la educación para explicar la determinación salarial, su exclusión conlleva problemas de especificación. Por esta razón no se puede descartar la introducción de variables de ocupación.

En el Cuadro 3b se repite el ejercicio del Cuadro 3a, pero sobre la base de la ecuación (3); es decir, con término lineal en escolaridad y experiencia, y el término cuadrático en experiencia. Lo interesante de este ejercicio es que la introducción de las variables referentes a ocupación, no disminuyen el coeficiente de escolaridad como lo hacen en la ecuación (2). En cambio, el coeficiente de escolaridad al cuadrado se reduce a casi un tercio de su valor previo (recuérdese que para la ecuación el coeficiente de experiencia al cuadrado permanece casi constante). Pareciera, entonces, que la introducción de las variables de ocupación, que acusa niveles de ingreso y escolaridad altos y crecientes, da cuenta de parte del esquema de dispersión salarial en favor de la alta escolaridad y resta importancia al término cuadrático. Los problemas de multicolinealidad parecieran ser mayores en esta ecuación que en la versión discutida en el párrafo anterior. Sin embargo, la misma observación aplica para rechazar su exclusión automática.

En el Cuadro 4 se explora con mayor detalle la influencia de la ocupación en la determinación salarial dentro del contexto del capital humano. En este cuadro se muestran los coeficientes de regresión de una ecuación Mincer (2) para cada uno de los grandes grupos de ocupación aquí definidos. Los resultados de las regresiones son satisfactorios, pues todos los coeficientes tienen los signos esperados y son significativos al 99 por ciento. Los coeficientes de correlación son aceptables para trabajadores directos y supervisores, relativamente bajos para los técnicos y claramente reducidos para profesionistas y funcionarios. Este resultado es interesante, pues sugiere que en general la capacidad explicativa de la ecuación, juzgada a partir del coeficiente de correlación, varía inversamente con el nivel de escolaridad del grupo de ocupación y directamente con el coeficiente de variación

(varianza sobre la media) de los ingresos para cada ocupación.<sup>20</sup> La excepción a esta tendencia la constituye la determinación de los ingresos de los trabajadores directos. Para éstos la ecuación de capital humano explica una buena parte de las variaciones en los ingresos, aun cuando su escolaridad es baja y el coeficiente de variación de sus ingresos no es muy alto.

Por otra parte, el análisis de los coeficientes estimados indica que entre estos grupos de ocupación los rendimientos a la experiencia son prácticamente idénticos, pero difieren en cuanto a la tasa de rendimiento de la escolaridad. Las tasas de rendimiento son mayores para los supervisores y menores para los trabajadores directos. Los técnicos registran una tasa relativamente alta, pero no mucho mayor a la de los funcionarios. Los altos salarios de los funcionarios son capturados por la constante. La constante en la regresión para profesionistas captura mucho de su nivel de ingresos de una manera consistente con la estructura salarial. De acuerdo con estos resultados, un funcionario con escolaridad universitaria tiene un ingreso medio claramente superior al de un profesionista una vez que se compensa por diferencias en la experiencia y en otros determinantes demográficos y económicos.

### **El papel de los factores de control**

En el Cuadro 5 se presentan los coeficientes de regresión de las variables de control para regresiones idénticas a las presentadas en el Cuadro 2. Destaca en este cuadro que los coeficientes referentes a la manufactura y el tamaño de la empresa tienen valores sorpresivamente pequeños, lo que sugiere que estos factores no tienen un gran peso cuantitativo para explicar la magnitud del ingreso cuando se consideran otras características. Conviene hacer notar que, una vez que se han tomado en cuenta diversos determinantes de los ingresos, los trabajadores en empresas de tamaño mediano obtienen un premio mayor que el que obtienen aquellos que laboran en empresas con más de 250 empleados. Es decir, una vez que se ha dado cuenta de características persona-

<sup>20</sup> Para el caso de los profesionistas la regresión se corrió sin incluir la variable escolaridad, pues éstos tienen todos un nivel de escolaridad universitario.

les, regionales y de ocupación, la mediana empresa paga las mejores remuneraciones.<sup>21</sup>

Otros factores determinantes del ingreso tienen una mayor influencia cuantitativa; es el caso de la ocupación y el sexo. Los altos directivos de empresas obtienen con mucho el mayor coeficiente de todas las variables de control, seguidas por sexo. El diferencial en ingresos atribuible al sexo es equivalente a tres o hasta a cinco años de escolaridad (según la estimación que se utilice), pero el de funcionario equivale a entre 18 y 25 años de escolaridad.

Las variables regionales merecen mención aparte. Destaca el elevado premio salarial que reciben los trabajadores radicados en las ciudades de la frontera. Ello contrasta con la escasa diferenciación salarial entre los trabajadores del resto del país y aquellos residentes en los tres grandes centros industriales.<sup>22</sup>

## Comparación internacional

Tomando como referencia la ecuación Mincer (2), los resultados de la regresión muestran que los rendimientos a la educación son ligeramente menores a los reportados en estudios internacionales, pero explican una proporción semejante de la variación en los ingresos. Por ejemplo, Psacharopoulos (1985) reporta tasas de rendimiento a la educación de 11 y 15 por ciento para hombres y mujeres, respectivamente, en una muestra de 16 países en desarrollo hacia finales de los años setenta.<sup>23</sup> Los rendimientos a la educación tienden a reducirse en el tiempo. Psacharopoulos (1985) estima una reducción de 2 a 3 puntos porcentuales para Brasil y Colombia en el lapso de 10 años. En general, los rendimientos tienden a ser mayores en los países desarrollados que en naciones en desarrollo.<sup>24</sup>

Para los países en desarrollo, Psacharopoulos encuentra que los rendimientos a la educación tienden a ser mayores para zonas

<sup>21</sup> Estos resultados son consistentes con otros estudios. Véanse Tan y Bartra, 1997; y Alarcón y Zepeda, 1997.

<sup>22</sup> Este resultado debe ser tomado con mucha precaución, ya que el grueso de los trabajadores urbanos del país radican en estos tres centros industriales.

<sup>23</sup> En general, estas tasas son superiores a las registradas en los países desarrollados, las cuales se encuentran ligeramente por encima de las tasas de rendimiento en los mercados de capital (Mincer, 1994).

<sup>24</sup> Véase, Psacharopoulos, 1981, 1985 y 1988; y también Becker, 1994. No obstante, Mincer (1974) estima tasas de rendimiento a la educación de hasta 22 por ciento usando datos del Censo de 1960 de los Estados Unidos.

rurales que para zonas urbanas, y para las mujeres que para los hombres.<sup>25</sup> La misma estructura de rendimientos es encontrada por A-M para el caso de México.

Nuestras estimaciones arrojan algunos resultados inesperados. En el Cuadro 6 se reportan nuestras propias estimaciones para hombres y mujeres en 1987, 1989 y 1992 en áreas urbanas. El cuadro muestra que, sorprendentemente, la tasa de rendimiento a la escolaridad para los hombres aumenta en el tiempo, y la de las mujeres disminuye. De esta manera, los rendimientos a la educación son mayores para los hombres que para las mujeres en el año de 1992. Aunque estas estimaciones se refieren exclusivamente a áreas urbanas, es claro que ellas se orientan en un sentido contrario a la evidencia internacional.<sup>26</sup>

### Comparación con otros estudios realizados para México

En un estudio reciente para la economía mexicana (A-M), se calcularon tasas de rendimiento a la educación para los años de 1984, 1989 y 1992 con base en datos de las encuestas de ingreso y gasto de esos años. Los coeficientes correspondientes al año de 1984 que arrojó dicho estudio son semejantes a los reportados en estudios internacionales. Sin embargo, para 1989 dichos estimadores se habían reducido substancialmente. Esta tendencia a la baja en los rendimientos se agudiza hacia 1992, año en que los coeficientes estimados de la variable escolaridad se reducen a menos de 1 por ciento. Tal y como lo apuntan los autores, ello equivale a una reducción de la capacidad explicativa del enfoque de capital humano.

Aun cuando aquí se utiliza una base de datos diferente, se puede considerar que ensayando diversas modalidades de la ecuación de capital humano se amplía la capacidad de este enfoque para explicar la determinación salarial. En el Cuadro 7 se reportan los coeficientes de regresión para 1987, 1989 y 1992 de una ecuación minceriana y una tipo A-M. En las tres últimas columnas de la parte (a) del mismo se puede notar que usando la ecuación tipo A-M, el coeficiente de escolaridad cae en el año de 1989 y se

<sup>25</sup> Nótese que Mincer y Willis advierten que, dada la estructura y el funcionamiento del mercado de trabajo femenino, la teoría del capital humano pierde sentido para el caso de las mujeres. Sin embargo, siguiendo la práctica empírica, en este trabajo se calculan tasas de rendimiento para hombres y mujeres.

<sup>26</sup> Véase Ghiara y Zepeda, 1996.

mantiene en un valor reducido en 1992. Esto es, aun cuando se está usando una base de datos diferente, la tendencia general es consistente con la encontrada por A-M. Sin embargo, contrario a A-M, entre 1987 y 1989 el poder explicativo de esta ecuación aumenta, a juzgar por la R cuadrada. Lo anterior indica que hay cambios de consideración en los patrones de determinación del ingreso entre 1989 y 1992 que no son capturados por la ecuación estimada. Estos problemas de estimación no están presentes, sin embargo, en regresiones sobre una ecuación Mincer. Como puede observarse en las primeras tres columnas del Cuadro 3a, el valor del coeficiente de la variable escolaridad no sólo no cae, sino que incluso aumenta continuamente entre 1987 y 1992; por su parte, el coeficiente de correlación, que es un indicador de la capacidad explicativa de la ecuación, permanece constante.

La evaluación del enfoque del capital humano en estos tres puntos en el tiempo indica que su capacidad explicativa se fortalece. Además de que los coeficientes de correlación se elevan, parte de la creciente dispersión salarial puede ser explicada por tasas de rendimiento a la educación en ascenso.<sup>27</sup>

Es probable, entonces, que la dificultad se encuentre en el hecho de que el modelaje de tasas crecientes de rendimiento a la escolaridad mediante un término cuadrático en la escolaridad, supone un cambio lineal en las tasas de rendimiento. Ecuaciones que aproximan el capital humano en educación mediante variables dicotómicas para los distintos niveles educativos, permiten una forma más flexible de modelar los rendimientos crecientes a la escolaridad y pueden en dado caso explicar mejor la creciente dispersión en los ingresos.<sup>28</sup> Por otro lado, hay que recordar que parte de la estructura creciente en los rendimientos a la escolaridad probablemente es capturada por las variables dicotómicas de ocupación. Como es de esperarse, la inclusión de estas variables afecta más a una ecuación que no contiene términos que puedan dar cuenta de la peculiar estructura de rendimientos a la escolaridad que a una formulación que de una u otra manera sí los incorpora. En un trabajo reciente A-M (1997) sugieren que la ocupación adquiere mayor importancia que la escolaridad en la determinación del ingreso.

<sup>27</sup> Recuérdese que los signos positivos en las variables de escolaridad al cuadrado y la multiplicativa de escolaridad y experiencia encontradas en el Cuadro 1 también sugieren rendimientos crecientes a la escolaridad.

<sup>28</sup> Cabe señalar que estos resultados son consistentes con ejercicios que muestran premios al ingreso significativos y crecientes para los hombres respecto a las mujeres. Véase Ghiara y Zepeda, 1996.

Con el propósito de hacer una comparación más cercana con el modelo utilizado por A-M, en la parte (b) del Cuadro 7 se presentan los resultados del mismo ejercicio que en la parte (a), excepto que se utilizan tres variables dicotómicas para educación y capacitación técnica sustituyendo su transformación en años de escolaridad. Éstas se definen como TEC1 igual a “cursos de capacitación”, después de primaria; TEC2, “carreras subprofesionales”, capacitación después de secundaria; y TEC3, “carreras de profesional medio”, capacitación después de preparatoria.<sup>29</sup> Los resultados son similares, excepto que la reducción de la variable escolaridad es más acentuada que en el caso anterior. Parte de esta reducción se puede explicar por el hecho de que el coeficiente de la variable TEC1 aumenta (no mostrado en el cuadro); es decir, hay un aumento relativo de los rendimientos a este tipo de educación técnica que compensa en parte la reducción en el rendimiento a la escolaridad formal general.

Este ejercicio es consistente en general con el de A-M, sugiriendo que parte de las dificultades enfrentadas por la ecuación con escolaridad cuadrática pueden deberse a las limitaciones que esta ecuación impone sobre el patrón de cambio marginal en la tasa de rendimiento a la educación y a los problemas de multicolinealidad con ocupación.<sup>30</sup>

## Evolución de la determinación de ingresos

Con el propósito de evaluar el desenvolvimiento de los determinantes del salario, se corrió una ecuación tipo Mincer adicionada con las variables económicas y demográficas ya enunciadas sobre los datos transversales para los 28 trimestres comprendidos entre 1987 y 1993. Los coeficientes estimados en cada una de estas regresiones se muestran como puntos en las Gráficas 7, 9, 10; en la Gráfica 8 se reporta el coeficiente de correlación obtenido en cada regresión. Las estimaciones indican que los rendimientos a la educación fluctúan en el tiempo entre 6 y 7 por ciento dentro de un movimiento tendencial ligeramente ascendente. Éste es un resultado interesante que sugiere una dirección contraria a la evi-

<sup>29</sup> La definición de variables de capacitación técnica no es exactamente igual a la de A-M, pero es más apropiada desde nuestro punto de vista y da los mismos resultados. Esto último se comprobó ensayando varias combinaciones de variables de educación técnica.

<sup>30</sup> Resta por aclarar la causa por la cual en este ejercicio el coeficiente de correlación no haya disminuido, sino al contrario, aumentado.

dencia internacional, que se caracteriza por una tendencia decreciente en los rendimientos a la escolaridad. Aunque ello ocurre durante un periodo breve de tiempo, no deja de ser significativo el aumento tan notable.

Cabe señalar que dicho aumento no ocurre de manera continua ni al mismo ritmo; destaca, por ejemplo, un crecimiento relativamente vigoroso entre 1987 y la mitad de 1990 (1.87-2.90), seguido por fluctuaciones que apuntan ligeramente hacia la baja (Gráfica 7a). Ello sugiere un movimiento contra-cíclico en las tasas de retorno a la educación. Es decir, en épocas de recesión los salarios de los trabajadores con más educación se separan en relación con los ingresos de los de menor nivel de escolaridad. Lo contrario sucede en épocas de auge, cuando la demanda de trabajo aumenta. Tomando en cuenta la baja en los salarios reales promedio registrada en los primeros años del periodo, lo anterior puede expresarse en términos de una relativa inflexibilidad a la baja en los ingresos de los trabajadores con niveles altos de escolaridad que contrasta con la flexibilidad a la baja de los ingresos de los trabajadores poco calificados. En la Gráfica 7b se consignan los coeficientes de regresión para la variable escolaridad estimada con la ecuación 3, con el término cuadrático en escolaridad. El contraste con la parte "a" de la misma gráfica es evidente. Como ya se señaló, esta tendencia descendente se explica por el mayor poder explicativo que adquiere la variable escolaridad cuadrada en un contexto de creciente disparidad en el ingreso al trabajo.

Debe resaltarse que la capacidad explicativa de la ecuación, a juzgar por los coeficientes de correlación (ajustados), ostenta una tendencia a la mejoría durante el periodo considerado (Gráfica 8). Esto es, en un periodo de tiempo en el que la dispersión en los ingresos se encuentra en aumento, el enfoque del capital humano explica una parte creciente de esa variación.

La evolución de los coeficientes de las variables de control es muy variada. En la Gráfica 9 se reportan las estimaciones para experiencia y horas trabajadas. Ambos coeficientes permanecen más o menos estables durante el periodo analizado. Puede notarse, no obstante, una ligera tendencia creciente en los rendimientos a la experiencia a partir de 1990 y decreciente en el coeficiente de horas trabajadas. Esto es interesante, pues podría ser una indicación de un creciente esfuerzo para lograr un ingreso mayor por jornada, y de presiones a la baja relativamente más intensas para los trabajadores con poca experiencia.

En la Gráfica 10 (a, b, c, d) se muestran los coeficientes estimados, usando una ecuación tipo Mincer, para las variables de control entre el primer trimestre de 1987 y el cuarto de 1993. En la gráfica 10a se muestran los coeficientes de la variable dicotómica de ocupación. En ella resulta evidente no sólo que existe una jerarquía clara de premios a las ocupaciones, sino también que las diferencias entre ellos tienden a ensancharse favoreciendo a los funcionarios, en primer término, y a los profesionistas en segundo lugar. El periodo de ascenso más pronunciado en sus diferenciales de ingreso se registró entre finales de 1987 y mediados de 1989. En la Gráfica 10b se puede observar que el diferencial de ingreso que favorece a los trabajadores de sexo masculino respecto al femenino observa una ligera tendencia descendente. Éste es un resultado interesante que contrasta con el observado anteriormente, en el sentido de que los rendimientos a la educación para las mujeres tendían a reducirse durante el periodo de estudio. Pareciera entonces que aun cuando el diferencial de ingresos entre hombres y mujeres tiende a reducirse, la inversión en educación tendió a convertirse en una acción cada vez más redituable para los hombres que para las mujeres.

Comparando los coeficientes de las variables de tamaño de la empresa y, en menor medida, manufactura al inicio y final del periodo analizado, se constata una reducción en los mismos. Sin embargo, en el caso de la variable tamaño de la empresa, ello se combina con un claro comportamiento en forma de “u”. De 1988 a 1990, la magnitud de estos coeficientes disminuyó marcadamente, de tal manera que durante dos años su valor fue negativo para las empresas de tamaño grande y durante un trimestre para las empresas de tamaño mediano.<sup>31</sup> La gráfica añade información sobre la magnitud del premio al tamaño de la empresa. Hasta 1989 los trabajadores de las empresas de tamaño grande tenían un premio superior al de las empresas de tamaño mediano, pero a partir de este año la relación se invierte, tendiendo a favorecer crecientemente a las de tamaño mediano, sobre todo a partir de 1992. Nuevamente, debe notarse la coincidencia con el ciclo económico.

El comportamiento del coeficiente de manufactura presenta un comportamiento asintótico tendiente a cero. Aunque hubo

<sup>31</sup> A-M (1994) encuentran que entre 1988 y 1992 disminuyó radicalmente el premio a los trabajadores sindicalizados. Debido a que la presencia sindical es presumiblemente mayor en empresas de gran tamaño, este resultado es consistente con los cambios en el entorno institucional.

un breve repunte de su coeficiente durante 1992, éste toma valores negativos durante algunos trimestres de 1993. A diferencia de muchas otras variables, pareciera que este coeficiente observa una clara tendencia descendente con relativa independencia del ciclo económico. Ésta pudiera estar asociada a la liberalización comercial que eliminó los beneficios que la protección brindaba a la manufactura. También puede estar asociada a la recuperación de los salarios de los trabajadores del sector público y al auge de las actividades de servicios altamente rentables y con trabajadores bien pagados.

Finalmente, la Gráfica 10c muestra el coeficiente de regresión de las variables regionales. La gráfica confirma que en general existe un premio a los ingresos de los trabajadores en ciudades fronterizas, pero también muestra que el mismo se está reduciendo. Destaca además el hecho de que es una tendencia continua y, entonces, aparentemente ajena a las variaciones coyunturales macroeconómicas. En cambio, el premio a los trabajadores de las ciudades más industrializadas sigue un patrón “u” de comportamiento. Entre mediados de 1988 y finales de 1991 se estancó en alrededor de cero, tomando incluso valores negativos, pero resurgió hacia 1992 y 1993. Como una de las razones que pueden explicar este comportamiento puede citarse el hecho de que el fenómeno ya señalado de auge de servicios privados de alto valor agregado y de recuperación de los ingresos en algunos estratos ocupacionales del sector público, tuvo su manifestación más intensa en el Distrito Federal y, en menor medida, en Monterrey.

## Observaciones finales

La creciente dispersión en los ingresos es un fenómeno que ha caracterizado a la reforma estructural iniciada en los ochenta en varios países en vías de desarrollo. Este trabajo confirma la evidencia presentada en otros estudios en el sentido de que México no escapa a esa tendencia. En el caso que nos ocupa, la dispersión se muestra claramente en los crecientes diferenciales entre y en el interior de las ocupaciones, a pesar de que los niveles de escolaridad se homogeneizan en ellas.

La perspectiva del capital humano representa un enfoque útil para explicar la determinación de los ingresos en el periodo más intenso de la reforma estructural en el país. La exploración

econométrica observa un creciente poder explicativo que, sin embargo, no es sencillo modelar. Algunas versiones de la perspectiva del capital humano muestran una tendencia creciente en los rendimientos a la educación, mientras que otras indican lo contrario. Si bien las segundas aumentan su poder explicativo en los términos que dan cuenta del patrón cada vez más acentuado de tasas de rendimiento a la escolaridad marginalmente crecientes, resta por profundizar en el estudio de los determinantes al ingreso con formulaciones más flexibles.

Los resultados obtenidos indican que, bajo ciertas formas funcionales, la tasa de rendimiento de la escolaridad en México es semejante a la encontrada en otros países en vías de desarrollo, coincidiendo también en su estructura por sexo. Sin embargo, mientras que las tasas de rendimiento a la escolaridad de los hombres crecen en el tiempo, las de las mujeres disminuyen. De suerte que su estructura se había invertido hacia fines del periodo comprendido en este estudio.

Este trabajo mostró también que la incorporación de variables de control referentes a sexo, tamaño de la empresa, sector, región y ocupación, si bien generalmente no aumentan el poder explicativo de las ecuaciones, resultan estadísticamente relevantes para explicar los ingresos al trabajo. Destacan entre éstas, las variables referentes a la ocupación. Este grupo no sólo obtiene coeficientes considerables por su magnitud, sino que también aumenta notablemente el poder explicativo del ejercicio económico. Parte de su aportación reside seguramente en que la estructura de ingresos por ocupación reproduce, de alguna manera, la creciente polarización de los ingresos al trabajo. De esta forma, su inclusión en ecuaciones con experiencia cuadrática reduce el coeficiente de escolaridad, mientras que en ecuaciones con escolaridad al cuadrado el coeficiente que se reduce no es el de la escolaridad lineal, sino su versión al cuadrado.

El análisis del comportamiento de las variables de control en el tiempo sugiere que algunas de ellas parecieran tener movimientos cíclicos, mientras que otras observan cambios que indican tendencias. Entre las que se comportan cíclicamente, en forma de "u", están: el tamaño de la empresa, el sector, y la región de grandes centros industriales. Entre las que observan movimientos tendenciales crecientes se incluyen las de ocupación; y como decrecientes, están el sexo, y la región de ciudades fronterizas.

**Cuadro 1**  
**Estimaciones de ecuaciones de capital humano**  
**(Coeficientes de regresión)**  
**2º trimestre de 1992**

ECUACIÓN	CONSTANTE	ESC	ESC <sup>2</sup>	EXP	EXP <sup>2</sup>	EXP <sup>3</sup>	EXP <sup>4</sup>	ESC*EXP	HORAS	R <sup>2</sup> Ajustada
1	5.56	0.072							0.0148	0.241
2	4.96	0.091		0.042	-0.00059				0.0145	0.318
3	5.34	0.041	0.0027	0.011					0.0155	0.290
4	5.21	0.023	0.0037	0.042	-0.00064				0.0148	0.330
5	5.11	0.022	0.0037	0.073	-0.00267	0.000045	-0.00000032		0.0146	0.332
6	4.87	0.091		0.070	-0.00252	0.000044	-0.00000031		0.0144	0.321
7	5.40	-0.003	0.0044	0.033	-0.00055			0.000066	0.0147	0.331

Ecuación estimada:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 s + \beta_3 x^2 + \beta_4 x^3 + \beta_5 x^4 + \beta_6 sx + \beta_7 h + \mu$$

y = Ingreso real

s = Escolaridad (ESC)

x = Experiencia potencial [edad - (escolaridad + 6)]; EXP]

sx = Escolaridad multiplicada por experiencia (ESC\*EXP)

h = Horas trabajadas en la semana anterior a la entrevista (HORAS)

$\mu$  = Término de error

Los coeficientes son generalmente estadísticamente significativos. Véanse notas 13 y 14.

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

**Cuadro 2**  
**Estimaciones de ecuaciones de capital humano**  
**controlando por otros factores**  
**(Coeficientes de regresión)**  
**2º trimestre de 1992**

ECUACIÓN	CONSTANTE	ESC	ESC <sup>2</sup>	EXP	EXP <sup>2</sup>	EXP <sup>3</sup>	EXP <sup>4</sup>	ESC*EXP	HORAS	R <sup>2</sup> Ajustada
1	5.56	0.041							0.0133	0.357
2	5.07	0.059		0.036	-0.00055				0.0130	0.407
3	5.31	0.042	0.0009	0.009					0.0139	0.378
4	5.19	0.026	0.0019	0.037	-0.00058				0.0132	0.410
5	5.11	0.024	0.0020	0.061	-0.00216	0.000034	-0.00000024		0.0131	0.412
6	5.00	0.059		0.059	-0.00205	0.000033	-0.00000023		0.0129	0.409
7	5.25	0.017	0.0022	0.034	-0.00055			0.00022	0.0132	0.410

Ecuación estimada:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 s^2 + \beta_4 x^2 + \beta_5 x^3 + \beta_6 s x^4 + \beta_7 s x + \beta_8 h + \beta_9 C + \mu$$

y = Ingreso real

s = Escolaridad (ESC)

x = Experiencia potencial [edad - (escolaridad + 6); EXP]

sx = Escolaridad multiplicada por experiencia (ESC\*EXP)

h = Horas trabajadas en la semana anterior a la entrevista (HORAS)

C = Vector de variables demográficas y económicas

$\mu$  = Término de error

Nota: Los coeficientes de regresión del vector C de variables de control se enlistan en el cuadro 4.

Los coeficientes son generalmente estadísticamente significativos. Véanse notas 13 y 14.

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

**Cuadro 3a**  
**Estimaciones de ecuaciones de capital humano**  
**(Coeficientes de regresión)**  
**2º trimestre de 1992**

CONSTANTE	ESC	EXP	EXP <sup>2</sup>	HORAS	SEXO	OCUP	RTM	R <sup>2</sup> Ajustada
4.96	0.091	0.042	-0.00059	0.0145	—	—	—	0.318
5.12	0.059	0.036	-0.00055	0.0131	✓	✓	—	0.395
4.89	0.089	0.041	-0.00058	0.0129	✓	—	✓	0.346
5.07	0.059	0.036	-0.00055	0.0130	✓	✓	✓	0.407
4.93	0.090	0.041	-0.00059	0.0130	✓	—	—	0.331
5.16	0.062	0.037	-0.00055	0.0147	—	✓	—	0.379
4.92	0.091	0.042	-0.00058	0.0144	—	—	✓	0.333
5.12	0.063	0.037	-0.00055	0.0146	—	✓	✓	0.391

Ecuación estimada:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 h + \beta_5 C + \mu$$

Donde C = un vector de variables demográficas que se separa para estimación y presentación en tres grupos: SEXO, OCUP, RTM

y = Ingreso real

s = Escolaridad (ESC)

x = Experiencia potencial [edad - (escolaridad + 6); EXP]

h = Horas trabajadas en la semana anterior a la entrevista (HORAS)

SEXO = Sexo

OCUP = Profesionistas, técnicos, funcionarios, supervisores

RTM = Region, tamaño, manufactura

$\mu$  = Término de error

Los coeficientes son generalmente estadísticamente significativos. Véanse notas 13 y 14.

Fuente: Elaboración propia con base en ENEU.

**Cuadro 3b**  
**Estimaciones de ecuaciones de capital humano**  
**(Coeficientes de regresión)**  
**2º trimestre de 1992**

CONSTANTE	ESC	ESC <sup>2</sup>	EXP	HORAS	SEXO	OCUP	RTM	R <sup>2</sup> Ajustada
5.34	0.041	0.0027	0.011	0.0156	—	—	—	0.290
5.35	0.044	0.0008	0.008	0.0140	✓	✓	—	0.365
5.26	0.036	0.0028	0.011	0.0140	✓	—	✓	0.319
5.31	0.042	0.0009	0.009	0.0139	✓	✓	✓	0.378
5.30	0.041	0.0027	0.011	0.0141	✓	—	—	0.302
5.40	0.046	0.0009	0.009	0.0155	—	✓	—	0.349
5.30	0.036	0.0029	0.012	0.0155	—	—	✓	0.307
5.36	0.044	0.0010	0.009	0.0154	—	✓	✓	0.362

Ecuación estimada:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 s^2 + \beta_3 x + \beta_4 h + \beta_5 C + \mu$$

Donde C = un vector de variables demográficas que se separa para estimación y presentación en tres grupos: SEXO, OCUP, RTM

y = Ingreso real

s = Escolaridad (ESC)

x = Experiencia potencial [edad - (escolaridad + 6)]; EXP]

h = Horas trabajadas en la semana anterior a la entrevista (HORAS)

SEXO = Sexo

OCUP = Profesionistas, técnicos, funcionarios, supervisores

RTM = Region, tamaño, manufactura

$\mu$  = Término de error

Los coeficientes son generalmente estadísticamente significativos. Véanse notas 13 y 14.

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

**Cuadro 4**  
**Estimaciones de ecuaciones de capital humano**  
**(Coeficientes de regresión)**  
**2º trimestre de 1992**

ECUACIÓN	SEXO	Grupo de variables de ocupación						Grupo de variables RTM			
		OPROF	OPEC	OFUN	OSUP	REGIONF	REGIONI	TAMAÑOG	TAMAÑOM	MANUF	
1	0.234	0.756	0.278	1.202	0.424	0.279	0.0051	0.062	0.063	-0.008	
2	0.211	0.659	0.261	1.046	0.374	0.293	0.0002	0.025	0.059	0.019	
3	0.211	0.639	0.257	1.066	0.373	0.291	0.0053	0.051	0.070	0.021	
4	0.209	0.589	0.256	1.009	0.357	0.297	0.0022	0.026	0.060	0.026	
5	0.209	0.578	0.255	1.005	0.357	0.297	0.0023	0.024	0.058	0.026	
6	0.211	0.652	0.261	1.044	0.374	0.292	0.0002	0.023	0.058	0.018	
7	0.209	0.584	0.256	1.002	0.358	0.297	0.0026	0.027	0.061	0.026	

Ecuación estimada:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 s^2 + \beta_4 x^2 + \beta_5 x^3 + \beta_6 x^4 + \beta_7 s^3 + \beta_8 x^4 + \beta_9 h + \beta_{10} C + \mu$$

Donde:  $y$  = Ingreso real,  $s$  = escolaridad,  $x$  = experiencia,  $h$  = horas,  $C$  = vector de variables de control,  $\mu$  = término de error

Grupo de variables de ocupación:

OPROF = Profesionistas

OPEC = Técnicos

OFUN = Funcionarios

OSUP = Supervisores

Grupo de variables RTM:

REGIONF = Región ciudades fronterizas

REGIONI = Región grandes ciudades industriales

TAMAÑOG = Empresa grande (Más de 250 personas)

TAMAÑOM = Empresa mediana (De 101 a 250 personas)

MANUF = Manufactura

Los coeficientes son generalmente estadísticamente significativos. Véanse notas 13 y 14.

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

**Cuadro 5**  
**Estimaciones de ecuaciones de capital humano**  
**(Coeficientes de regresión)**  
**2º trimestre de 1992**

OCUPACIÓN	CONSTANTE	ESC	EXP	EXP <sup>2</sup>	HORAS	R <sup>2</sup> Ajustada
Profesionistas	6.77	*	0.038	-0.00058	0.0095	0.148
Técnicos	5.35	0.069	0.037	-0.00058	0.0098	0.222
Funcionarios	6.03	0.067	0.040	-0.00052	0.0084	0.153
Supervisores	5.50	0.076	0.039	-0.00045	0.0070	0.353
Trabajadores directos	5.04	0.053	0.036	-0.00055	0.0141	0.298

Ecuación estimada:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 h + \beta_5 C + \mu$$

y = Ingreso real

s = Escolaridad (ESC)

x = Experiencia potencial [edad - (escolaridad + 6)]; EXP]

h = Horas trabajadas en la semana anterior a la entrevista (HORAS)

C = Vector de variables de control, véase nota del cuadro 4

$\mu$  = Término de error

\* Esta variable se excluye porque todos los trabajadores con ocupación de profesionista tienen escolaridad de nivel profesional.

Los coeficientes son generalmente estadísticamente significativos. Véanse notas 13 y 14.

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

**Cuadro 6**  
**Rendimientos a la educación por sexo**  
**(Coeficientes de regresión)**

PERIODO	HOMBRES			MUJERES		
	CONSTANTE	ESC	R <sup>2</sup> Ajustada	CONSTANTE	ESC	R <sup>2</sup> Ajustada
1987.2	5.21	0.052	0.357	4.50	0.063	0.453
1989.2	5.31	0.059	0.390	4.83	0.058	0.419
1992.2	5.41	0.059	0.385	4.89	0.054	0.432

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 h + \beta_5 C + \mu$$

y = Ingreso real

s = Escolaridad (ESC)

x = Experiencia potencial [edad - (escolaridad + 6)]; EXP]

h = Horas trabajadas en la semana anterior a la entrevista

C = Vector de variables de control, véase nota del cuadro 4

$\mu$  = Término de error

Los coeficientes son generalmente estadísticamente significativos. Véanse notas 13 y 14.

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

**Cuadro 7**  
**Estimaciones alternativas de rendimientos a la escolaridad**  
**1987, 1989 y 1992**  
**(Coeficientes de regresión)**

Ecuación estimada:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 h + \mu^*$$

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 s^2 + \beta_3 x + \beta_4 h + \mu^*$$

Parte (a)

PERIODO	ESC	EXP <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Ajustada	ESC	ESC <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Ajustada
1987.2	0.084	-0.00060	0.316	0.073	0.0005	0.276
1989.2	0.087	-0.00052	0.321	0.046	0.0022	0.295
1992.2	0.091	-0.00058	0.318	0.041	0.0027	0.290

Ecuación estimada:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 h + \beta_5 T + \mu^{**}$$

\*\*

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 s^2 + \beta_3 x + \beta_4 h + \beta_5 T + \mu^{**}$$

\*\*

Parte (b)

PERIODO	ESC	EXP <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Ajustada	ESC	ESC <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Ajustada
1987.2	0.083	-0.00059	0.319	0.059	0.0012	0.282
1989.2	0.087	-0.00051	0.322	0.036	0.0027	0.299
1992.2	0.092	-0.00058	0.320	0.028	0.0034	0.296

\*Donde: y = Ingreso real, s = escolaridad (ESC), x = experiencia (EXP), h = horas,  $\mu$  = término de error

\*\*Donde: y = Ingreso real, s = escolaridad (ESC), x = experiencia (EXP), h = horas, T = vector de variables de educación técnica,  $\mu$  = término de error

\*\* El vector de educación técnica incluye tres variables: TEC1, TEC2, TEC3, ver texto para su definición.

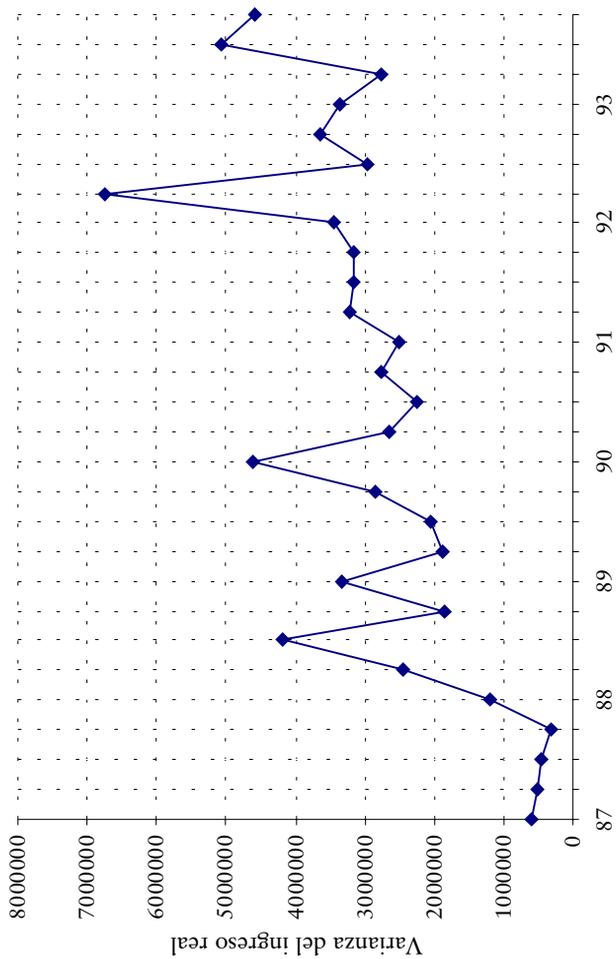
Los coeficientes son generalmente estadísticamente significativos. Véanse notas 13 y 14.

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

**Anexo 1**  
**Transformación de niveles educativos en años de escolaridad**

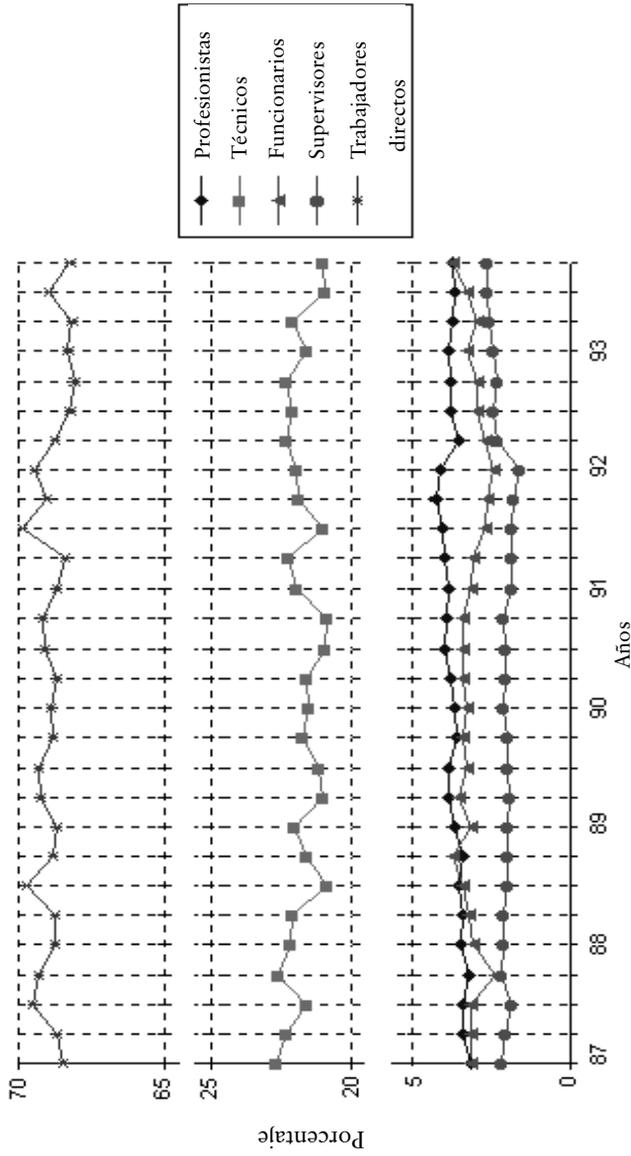
Niveles educativos	Equivalencia en años de escolaridad
1 a 3 años de primaria	2
4 a 5 años de primaria	4.5
Primaria completa	6
Capacitación (TEC1)	6
1 a 2 años de secundaria	7
Secundaria completa	9
Carreras subprofesionales (TEC2)	10
Preparatoria o vocacional	12
Carreras de profesionales medio (TEC3)	14
Carreras de profesionales	16

Gráfica 1  
Dispersión en los ingresos



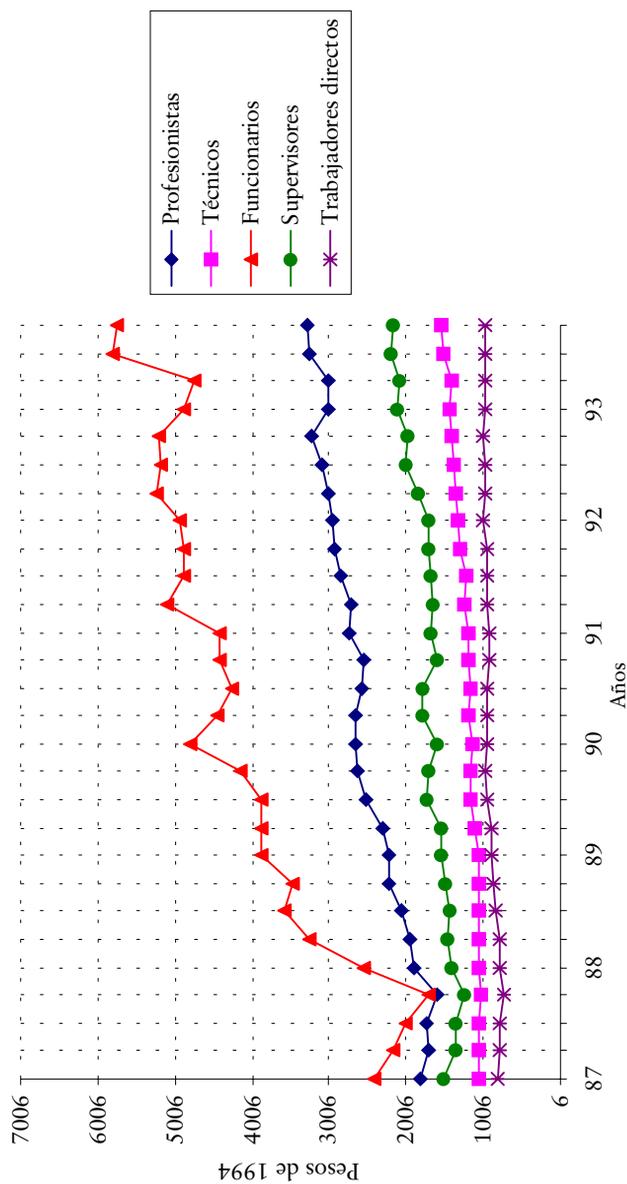
FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

Gráfica 2  
Composición de la fuerza de trabajo por ocupación



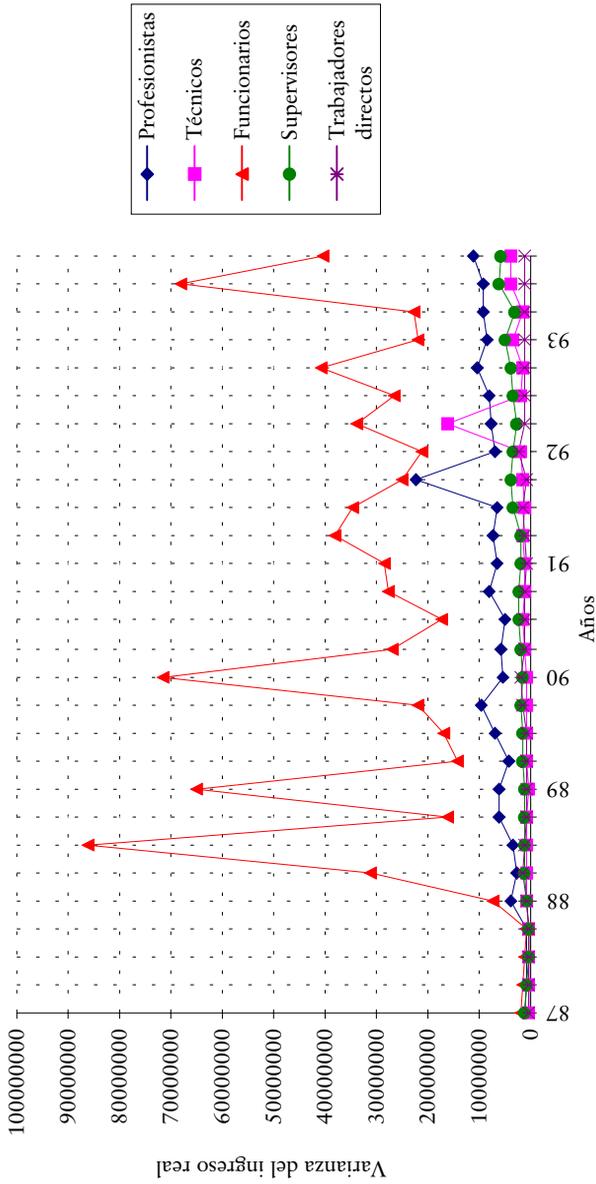
FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

Gráfica 3  
Ingreso real por ocupación



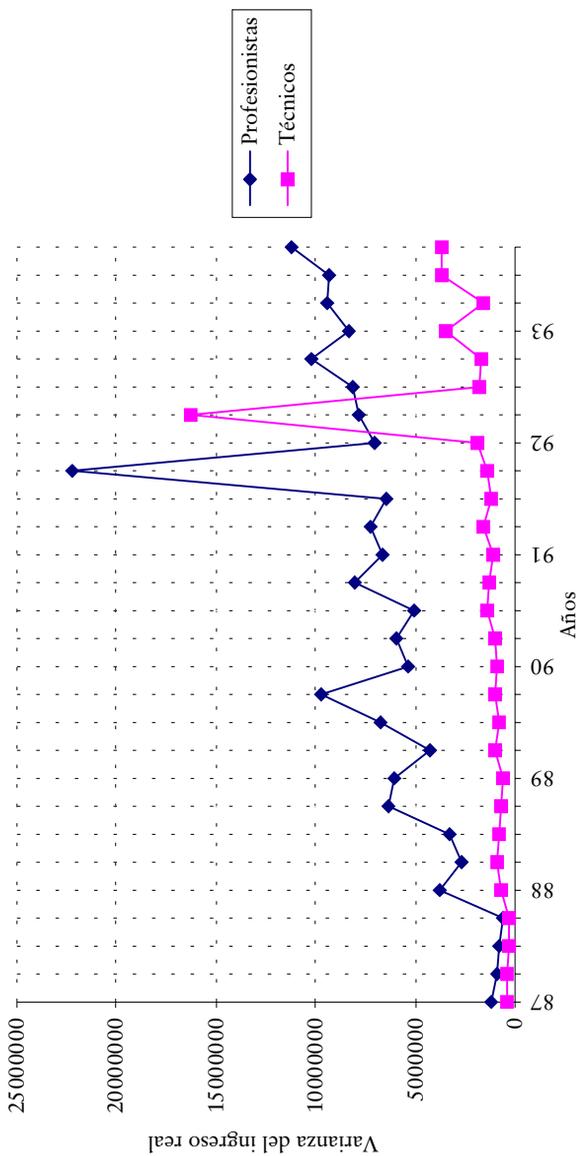
FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

Gráfica 4a  
 Dispersión del ingreso real por ocupación



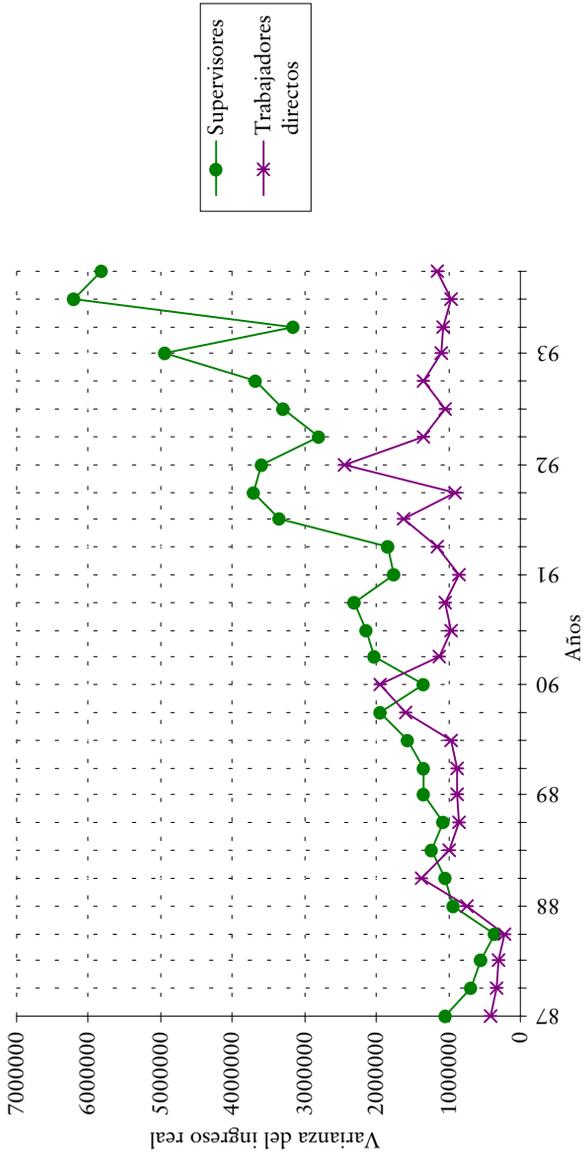
FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

Gráfica 4b  
 Dispersión del ingreso real por ocupación



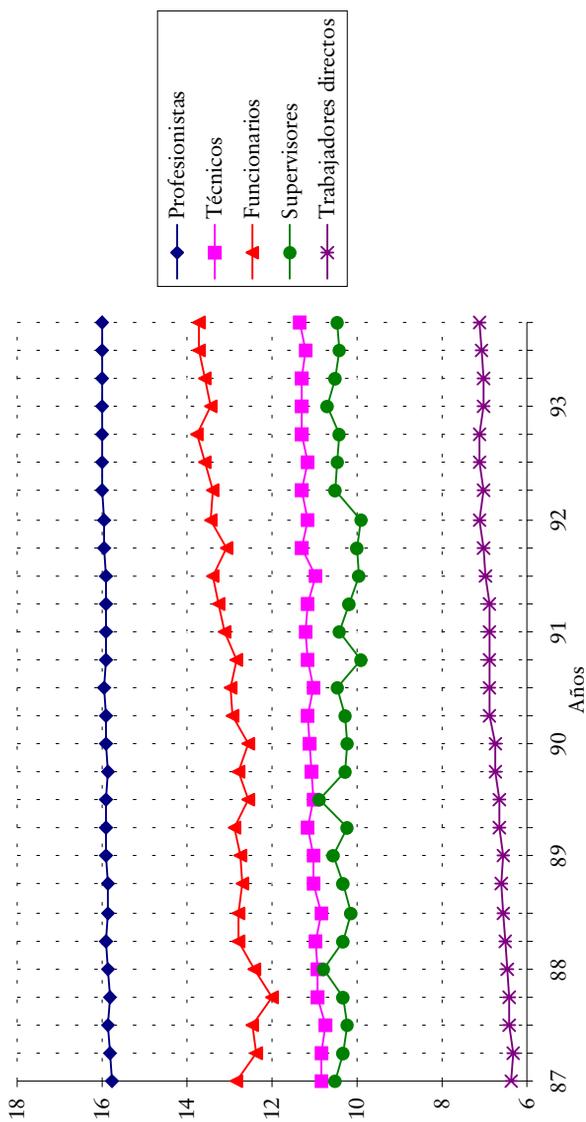
FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

Gráfica 4c  
 Dispersión del ingreso real por ocupación



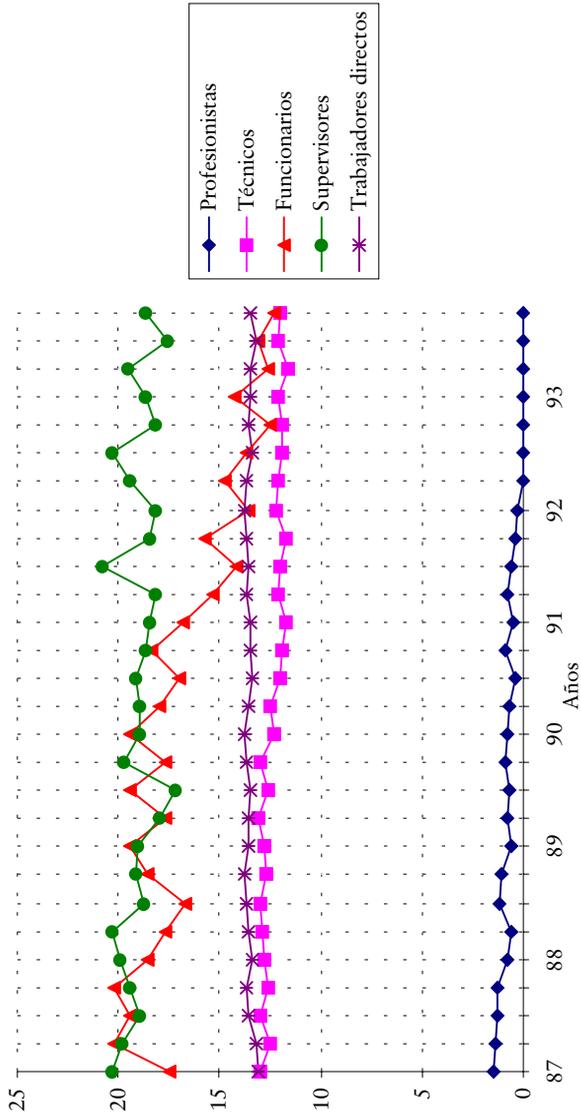
FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

Gráfica 5  
Escolaridad por ocupación



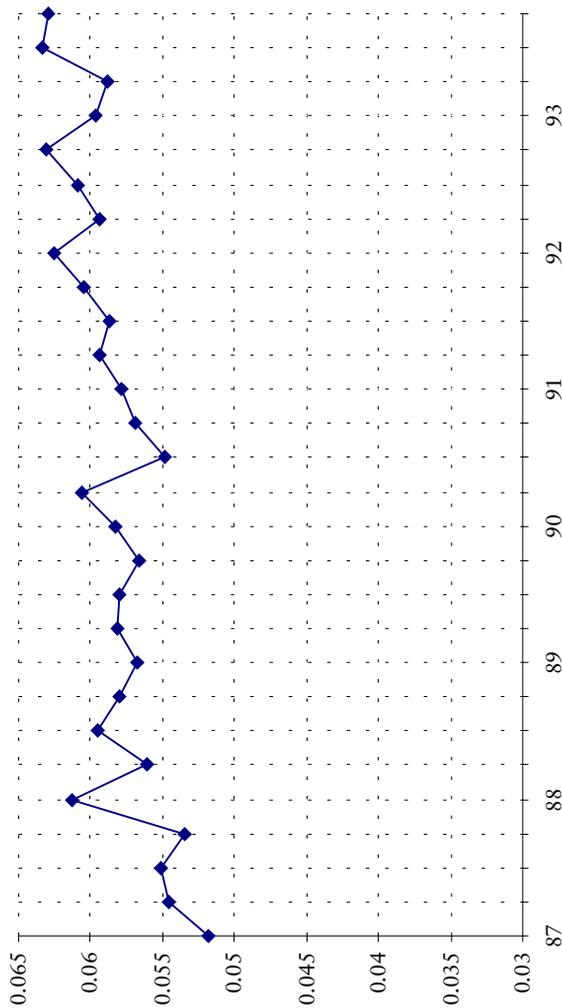
FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

Gráfica 6  
Dispersión de la escolaridad por ocupación



FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

Gráfica 7a  
Tasa de rendimiento a la escolaridad

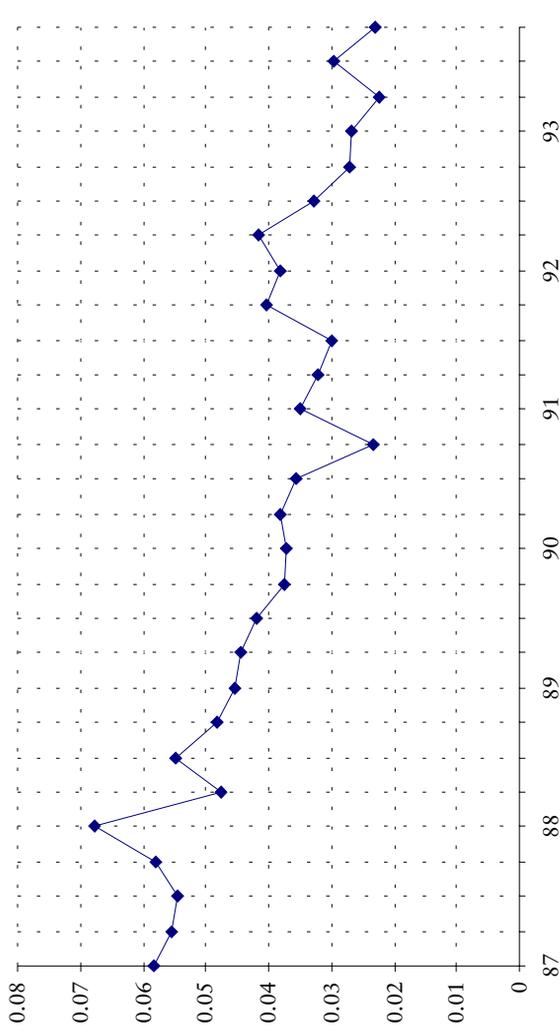


Ecuación estimada:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 h + \beta_5 C + \mu$$

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

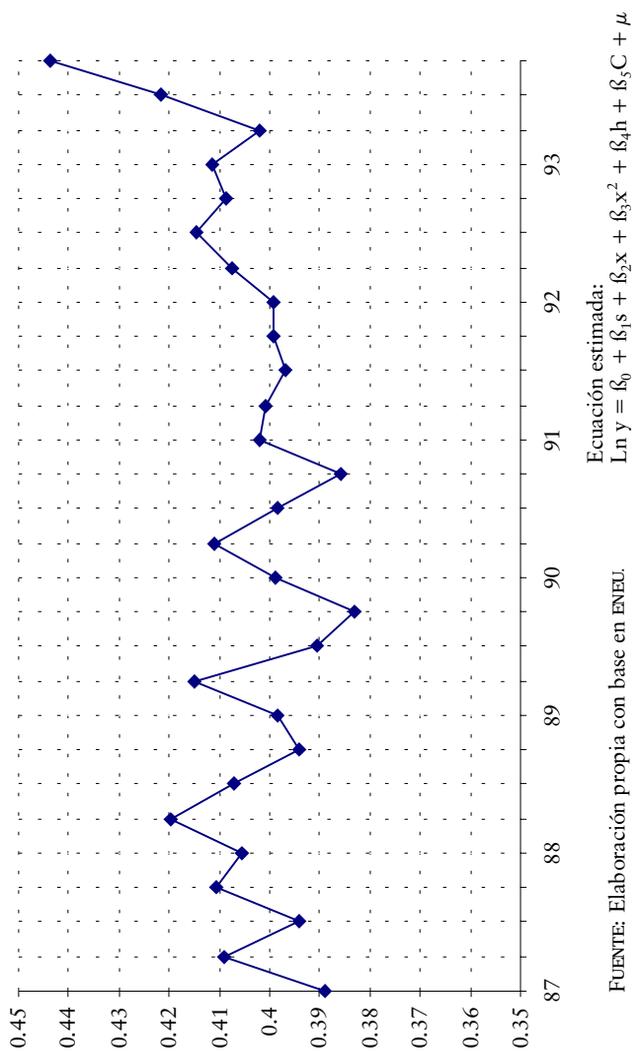
Gráfica 7b  
Tasa de rendimiento a la escolaridad



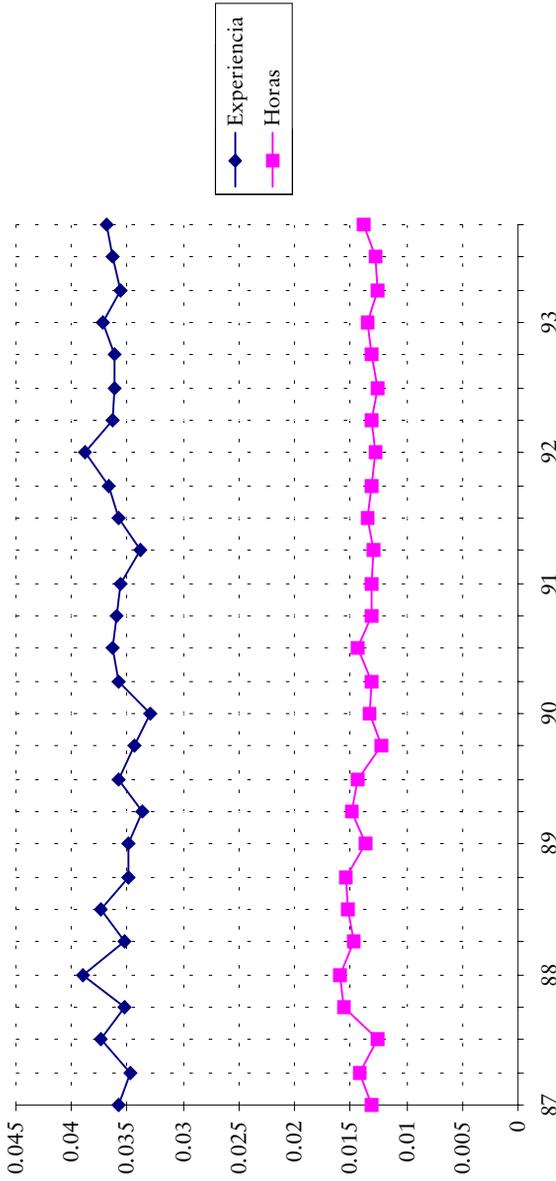
Ecuación estimada:  
 $\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 s^2 + \beta_3 x + \beta_4 h + \beta_5 C + \mu$

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

Gráfica 8  
 Coeficiente de correlación ajustado  
 R-cuadrada de la ecuación estimada 1987-1993



Gráfica 9  
 Coeficientes de regresión de las variables control experiencia y horas trabajadas

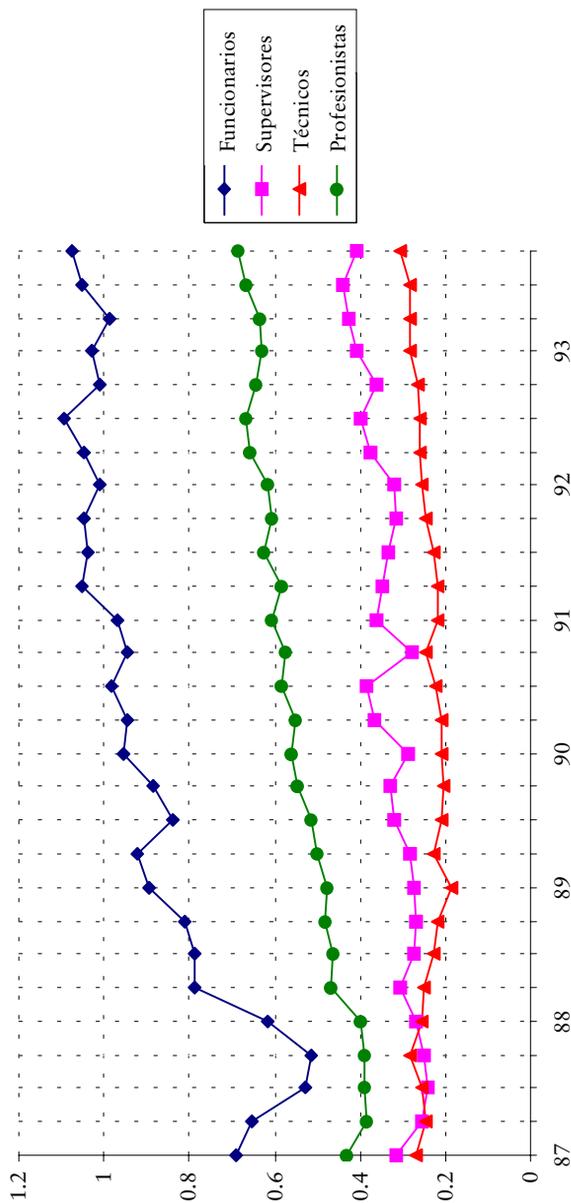


Ecuación estimada:  

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 h + \beta_5 C + \mu$$

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

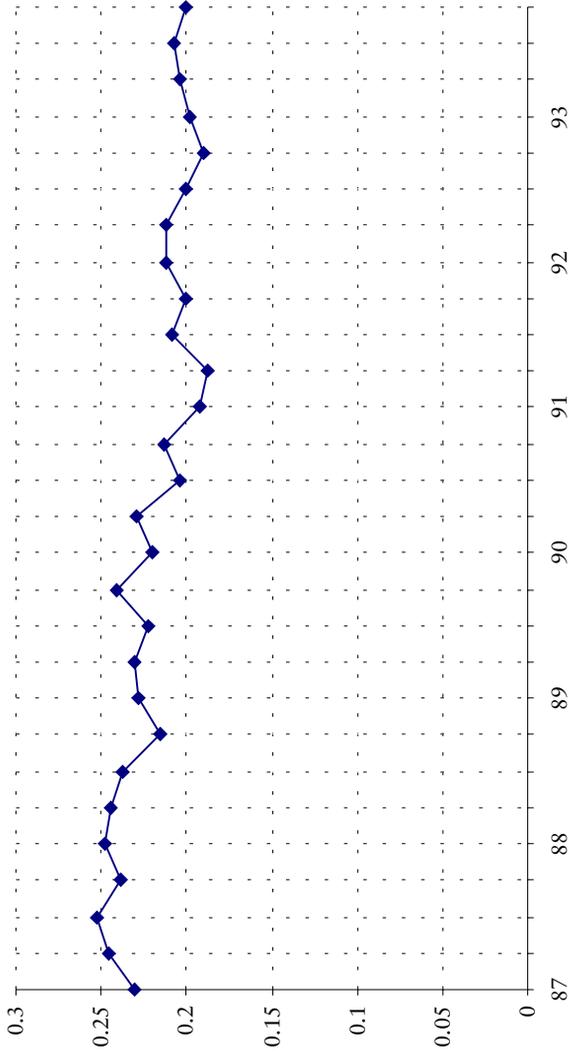
Gráfica 10a  
Rendimientos a la educación según tamaño y sector  
(Coeficientes de regresión)



Ecuaación estimada:  
 $\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 h + \beta_5 C + \mu$

FUENTE: Elaboración propia con base en ENIEU.

Gráfica 10b  
Coeficiente de regresión de la variable sexo

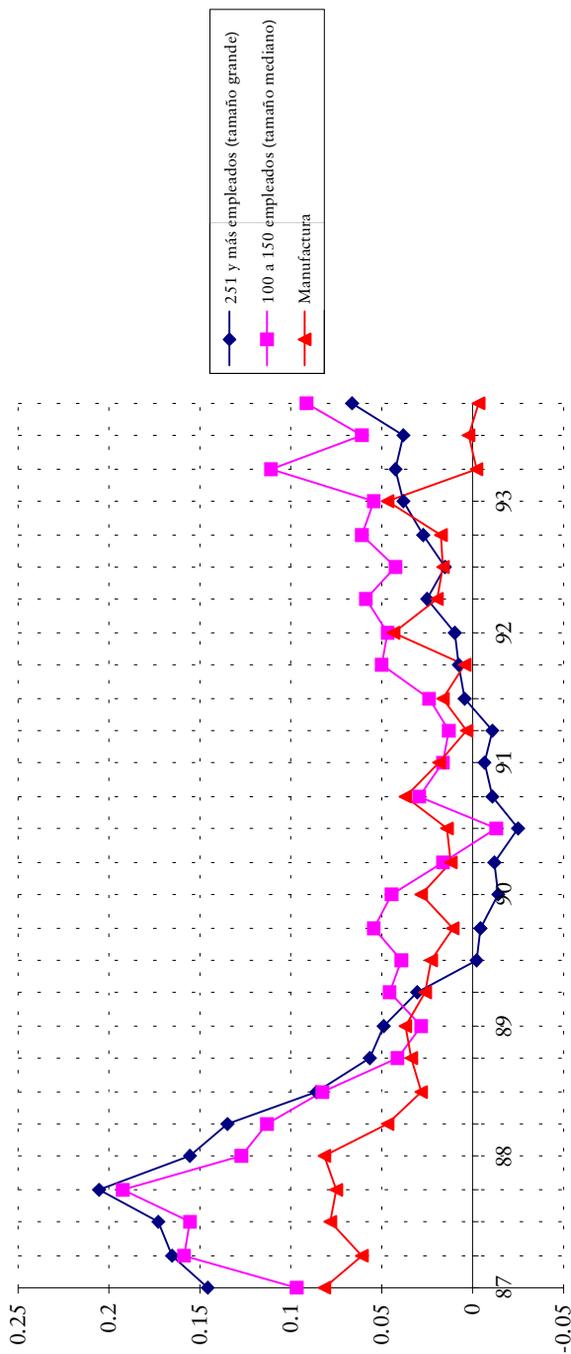


Ecuación estimada:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 h + \beta_5 C + \mu$$

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

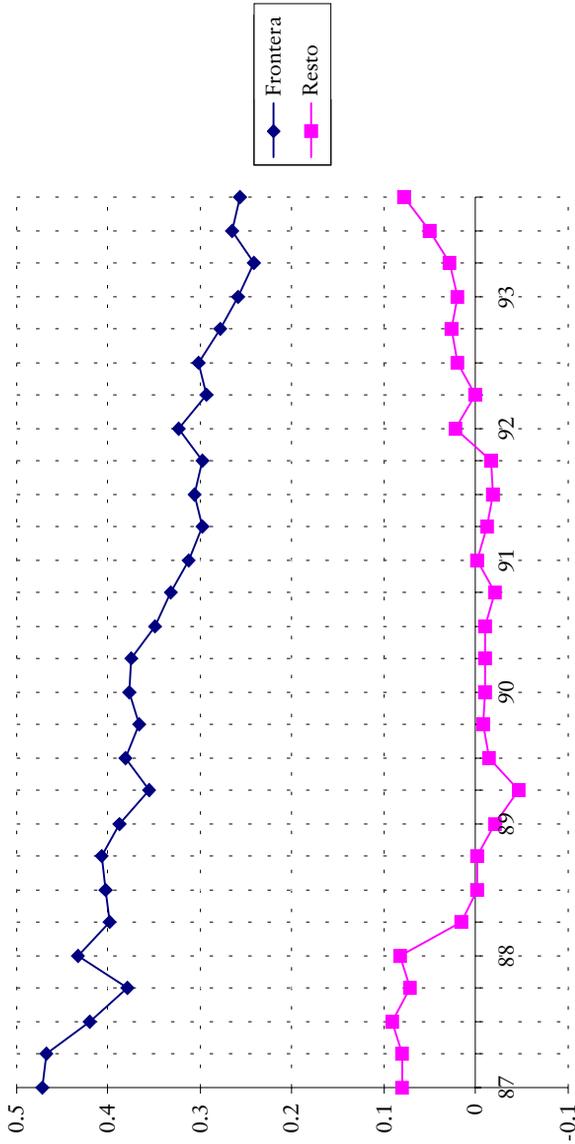
Gráfica 10c  
 Rendimientos a la educación según oficio  
 (Coeficientes de regresión)



Ecuación estimada:  
 $\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 h + \beta_5 C + \mu$

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

Gráfica 10d  
 Rendimientos a la educación por región  
 (Coeficientes de regresión)



Ecuaçión estimada:  

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \beta_4 h + \beta_5 C + \mu$$

FUENTE: Elaboración propia con base en ENEU.

## Bibliografía

- Alarcón González, Diana y Terry McKinley (1994), “Widening Wage Dispersion Under Structural Adjustment in Mexico”, ponencia presentada en *The Impact of Structural Adjustment on Labour Markets and Income Distribution in Latin America*, San José, Costa Rica, septiembre.
- (1997), “The Sources of Rising Income Inequality and Polarization in Mexico from 1989 to 1994”, Toronto, Centre for International Studies, University of Toronto (mimeo).
- Alarcón González, Diana y Eduardo Zepeda (1997), “Jobs, Technology and Skill Requirements in a Globalized Economy. A Case Study of Mexico” (mimeo).
- Becker, Gary (1994), *Human Capital*, 4ª edición, Chicago, Chicago University Press.
- Cragg, Michael Iann y Mario Epelbaum (1995), “El premio a la habilidad en los países menos desarrollados: la evidencia de México”, en José Alfredo Tijerina G. y Jorge Meléndez Barrón (coords.), *Segundo Encuentro Internacional. Capital Humano, Crecimiento, Pobreza: Problemática Mexicana*, Monterrey, Universidad Autónoma de Nuevo León.
- Ghiara, Ranjeeta y Eduardo Zepeda (1996), “Returns to Education and Economic Liberalization”, *Documentos de Investigación 4*, Saltillo, Instituto de Economía Regional, Universidad Autónoma de Coahuila, noviembre.
- Griliches, Zvi (1977), “Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems”, *Econométrica*, núm. 45, pp. 1-22.
- Krueger, Anne O. (1990), “The Relationship between Trade, Employment and Development”, en G. Ranis y T. Schultz (coords.), *The State of Development Economics: Progress*

*and Perspectives*, Cambridge, MA, Basil Blackwell, pp. 357-385.

Mckinley, Terry y Diana Alarcón González (1994), "Widening Wage Dispersion Under Structural Adjustment in Mexico", ponencia presentada en *The Impact of Structural Adjustment on Labour Markets and Income Distribution in Latin America*, San José, Costa Rica, septiembre.

Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, Nueva York, Columbia University Press.

——— (1994), "Human Capital: A Review", en Clark Kerr y Paul D. Staudohar (coords.), *Labor Economics and Industrial Relations. Markets and Institutions*, Cambridge, Massachusetts y Londres, Inglaterra, Harvard University Press.

Murphy, K. y F. Welch (1991), "The Role of International Trade in Wage Differentials", en Marvin Kosters (coord.), *Workers and their Wages: Changing Patterns in the United States*, Washington DC, EAI Press.

Psacharopoulos, George (1981), "Returns to Education: An Updated International Comparison", *Comparative Education*, núm. 17, pp. 321-341.

——— (1985), "Returns to Education: A Further International Update and Implications", *The Journal of Human Resource*, vol. XX, núm. 4, pp. 583-597.

——— (1988), "Education and Development. A Review", *The International Bank for Reconstruction and Development*, Nueva York, The World Bank.

Robbins, Donald (1994a), "Worsening Relative Wage Dispersion in Chile During Trade Liberalization: Is Supply at Fault", Estados Unidos, Harvard University, enero (mimeo).

——— (1994b), "Relative Wage Structure in Chile, 1957-1992: Changes in the Structures of Demand for Schooling", Harvard University, marzo (mimeo).

- (1995), “Trade, Trade Liberalization and Inequality in Latin America and East Asia”, Harvard University, diciembre (mimeo).
- Tan, Hong y Geeta Bartra (1997), “Technology and Firm Size-Wage Differentials in Colombia, Mexico, and Taiwan (China)”, *The World Bank Economic Review*, vol. 11, núm. 1. enero.
- White, H. (1980), “A Hetercedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity”, *Econométrica*, núm. 48, pp. 817-838.
- Willis, Robert (1986), “Wage Determinants: a Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions”, en Orley Ashenfelter y Richard Layard (coords.), *Handbook of Labor Economics*, University of Chicago-Economic Research Center, NORC.
- Wood, Adrian (1995), “Does Trade Reduce Wage Inequality in Developing Countries?”, Institute of Development Studies, Gran Bretaña, University of Sussex, julio (mimeo).