



LA RENTABILIDAD DE LA ESCOLARIDAD EN LOS HOGARES ASALARIADOS DE MÉXICO DURANTE 1984-2000

Luis Huesca Reynoso*

Fecha de recepción: 1 de abril de 2004. Fecha de aceptación: 27 de agosto de 2004.

Resumen

El documento presenta una estimación del rendimiento educativo en México —en el contexto de la teoría tradicional de capital humano— y un análisis de su evolución durante el periodo 1984-2000. Se utiliza el ingreso familiar asalariado, obtenido a partir de los microdatos de las Encuestas Nacionales de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) y ajustado por la escala de equivalencia de la OCDE. Se procede a desagregar los rendimientos y las brechas salariales por niveles educativos estimando, al mismo tiempo, las tasas internas privadas de rendimiento. La educación preparatoria y superior muestra los mayores incrementos absolutos debido a una creciente demanda de trabajo calificado en un contexto de cambio técnico sesgado. El aumento relativo en la demanda de más profesionistas desde los años ochenta ha otorgado un incremento de la distancia salarial entre los colectivos de profesional/preparatoria y de profesional/primaria.

Palabras clave: Capital humano, cambio técnico, escala de equivalencia.

Abstract

The paper presents an estimate of educational yields in Mexico —in the context of the traditional theory of human capital—and an analysis of its evolution during the period 1984-2000. The income of wage-earning families is utilized, based on micro-data obtained from the National Income and Expenditure Household Surveys (ENIGH—in its Spanish abbreviation) and adjusted by the OECD's equivalence scale. We proceed to break down the returns and wage-gaps by educational levels, estimating, at the same time, the private internal rates of return. High-school and higher education register the greatest absolute increases due to a growing demand for trained labor in a context of skewed technical change. The relative increase in demand for the more professional labor since the 1980s has resulted in an increase in the pay-gap between the professional/high school and professional/primary school groups.

Key words: human capital, technical change, equivalence scale.

* Investigador asociado del Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo, A.C. Agradezco al Programa SUPERA de la Asociación Nacional de Universidades e Instituciones de Educación Superior —ANUIES— el soporte económico durante la elaboración de esta investigación. Correo electrónico: lhuesca@cascabel.ciad.mx

Résumé

Le document présente une estimation du rendement éducatif au Mexique -dans le contexte de la théorie traditionnelle du capital humain- et une analyse de son évolution pendant la période 1984-2000. On utilise le revenu familial salarié, obtenu à partir des micro données des “Enquêtes Nationales des Revenus et des Dépenses des Foyers” (ENIGH) et ajusté par l'échelle d'équivalence de l'OCDE. On procède à désagréger les rendements et les brèches salariales par niveaux éducatifs en estimant, en même temps, les taux internes privés de rendement. L'éducation du second cycle du premier degré et l'éducation supérieure montrent les grands accroissements absolus comme le résultat d'une demande croissante de travail qualifié dans un contexte de changement technique en biais. L'augmentation relative de la demande de plus de professionnels depuis les années quatre vingt a permis un accroissement de la distance salariale entre les collectifs de professionnels/lycée et de professionnels/primaire.

Mots clés: capital humain, changement technique, échelle d'équivalence.

Resumo

Uma avaliação do rendimento da Educação no México — no contexto da teoria tradicional de capital humano— e uma análise da evolução educacional durante o período 1984-2000. A partir da renda familiar assalariada —obtida através dos dados processados pelas Pesquisas Nacionais de Renda e Gastos dos Lares (ENIGH) e ajustada pela escala de equivalência da OCDE— são classificados os rendimentos e as defasagens salariais por níveis educativos, e estimadas as taxas internas privadas de rendimento. A educação do Segundo grau e Superior mostra os maiores incrementos absolutos, devido a uma crescente demanda de trabalho qualificado em um contexto de relacionamento técnico distorcido. O aumento relativo da demanda por mais profissionais, a partir dos anos oitenta, ocasionou um incremento da distância salarial entre os grupos profissionais com ensino médio e com ensino fundamental.

Palavras-chaves: capital humano, mudança técnica, escala de equivalência.

Introducción

El análisis de la rentabilidad educativa y del impacto económico que provoca sobre cualquier país —al adquirir mayor nivel educativo su población económicamente activa (PEA)— es crucial, en la medida que determina su grado de desarrollo y, por consiguiente, una adaptación más fácil al cambio técnico de los procesos productivos. Una economía que se encuentre en proceso de crecimiento muestra que la tasa de rendimiento de la inversión en capital humano tiende a ser positiva, mientras que en épocas de crisis, a reducirse (Psacharopoulos *et al.*, 1996). En este esquema conceptual, la relevancia de aumentar el nivel educativo y, por tanto, de capital humano —entendidos como el gradual incremento en el acervo de conocimientos y habilidades que los habitantes de un país detentan— determinará el éxito de una economía al asignar más eficientemente los recursos en la producción de bienes y servicios. Al optimizar el uso de los recursos en procesos productivos se observa que una unidad adicional de trabajo produce un rendimiento mayor y, por consiguiente, una productividad marginal de la mano de obra en crecimiento, lo cual permite una participación creciente del ingreso laboral dentro del ingreso nacional (Becker, 1975).¹

En el caso mexicano han ocurrido cambios trascendentales en el ámbito económico, como la apertura comercial y la desregulación económica iniciadas en la década de los ochenta, por lo cual es más que factible que la educación presente un papel distinto y, a su vez, que sus rendimientos se modifiquen dependiendo del nivel educativo en un contexto de cambio estructural. La necesidad de atención gubernamental en este ámbito es prioritaria debido a la presencia de un sector rural marginado, y con problemas de dispersión geográfica de la población que presenta los niveles educativos más bajos del país.

Si bien el documento no pretende realizar un análisis exhaustivo que muestre la causalidad entre políticas de ajuste-crisis y la escolaridad o su rentabilidad, el objetivo central es, por un lado, proporcionar una panorámica del cambio educativo de la población activa asalariada de México y, por el otro, cuantificar el nivel de rentabilidad privada de la inversión educativa durante el periodo 1984-2000. La investigación se estructura de la siguiente forma: la primera parte muestra la introducción; la segunda, realiza un repaso de la literatura y se define el marco teórico a utilizar; la tercera, muestra un análisis gráfico y de

¹ Lo anterior no debe entenderse como un aumento generalizado en los salarios de los trabajadores, puesto que existe una serie de factores internos, externos e institucionales, tales como la rigidez salarial, la falta de competitividad y la estructura del mercado (por citar algunos), que definen el patrón de acumulación y de distribución en un país, que redundan en menor igualdad de oportunidades en el mercado de trabajo y que conllevan a una distribución personal más inequitativa del ingreso.

información que permite observar la recomposición de la mano de obra ocupada por nivel educativo en México durante el periodo; la cuarta, se enfoca en la explicación metodológica y de ajuste de la base de datos; la quinta, presenta los resultados generales del rendimiento educativo y los referentes a las tasas de rentabilidad privada de la inversión en educación por sus distintos niveles y, finalmente, la sexta, expone las conclusiones.

Repaso de la literatura y marco teórico

Las aplicaciones empíricas en el ámbito de la teoría del capital humano y el cálculo de sus rendimientos han sido diversas. Al respecto, la más utilizada es la especificación de Jacob Mincer (1974) (llamada minceriana) para datos individuales de sección cruzada, que genera una ecuación de salarios basada principalmente en la experiencia del individuo y su nivel de escolaridad. En términos globales, se logra obtener una tasa promedio de rendimiento marginal por cada año educativo adicional logrado por el individuo. Esta especificación ampliamente difundida, junto con el método elaborado por Psacharopoulos (1981), permitió diferenciar entre distintas tasas de rendimiento educativo (sociales, públicas y privadas) en función de su concepto.

Ambas metodologías presentan el problema de no permitir calcular las diferencias producidas por cada nivel educativo logrado, así, era necesario pasar de una especificación continua a otra discreta capaz de capturar tales efectos. De esta manera, Psacharopoulos (1994) introduce el *método extendido* como una especificación minceriana por niveles educativos, permitiendo no solamente captar las diferencias salariales producidas al pasar de un nivel a otro, sino también estimar perfiles de ingresos de los individuos. Los ingresos calculados desde esta especificación suelen presentar una forma de *U* invertida, al estar representando la evolución de los salarios reales de un sistema económico estacionario o sin crecimiento en productividad (Barceinas *et al.*, 2001:130). La idea de esta aproximación empírica a ingresos de ciclo vital de los individuos no hace otra cosa que reflejar el hecho de los beneficios que representa la acumulación de capital en la juventud son mayores que en la vejez, debido principalmente a que los individuos de la tercera edad tendrán menos incentivos para invertir en su formación.

El argumento anterior refuerza la idea central de la teoría expuesta por Becker (1962) acerca del capital humano, en la cual éste presenta obsolescencia en cierta etapa de la vida activa del individuo, por lo que su productividad media tiende a caer, y su nivel salarial también. En la conocida aportación del autor, se observa un mercado de educación con una demanda determinada por valoración marginal de la educación, y una oferta de financiamiento de su inversión. Respecto al equilibrio, se establece una tasa de rendimiento. Factores inherentes a la familia pueden afectar la curva de oferta y de demanda y, consecutivamente, el equilibrio final, así como influir directamente en la habilidad del individuo y en la posición de la demanda. Las diferencias salariales familiares, entonces, determinan la posición de la curva de oferta.

En este contexto, el trabajo de Oliver *et al.* (1998) retoma el método extendido de Psacharopoulos y muestra una estimación de tasas internas de rendimiento (TIR) por niveles educativos de asalariados españoles. Su especificación se realiza en dos sentidos: una, sin incorporar la tasa de desempleo del trabajador, y otra, incorporándola. Encuentran que la TIR oscila entre 12 y 14% (12.5, 14.1 y 12.2% para primaria, secundaria y nivel superior) mientras aumenta al incluir la tasa de desempleo, y se ubica alrededor de 20% (20.2, 17.9 y 19.3%, respectivamente). Al analizar las TIR privadas con probabilidad de ocupación, el promedio aumenta a 26%, como consecuencia de la reducción del costo de oportunidad privada, derivado de la pérdida de ingresos asociada al siguiente nivel de estudios. En otras palabras, la TIR se incrementa porque el ingreso que el individuo deja de percibir por estar estudiando se verá incrementado en mayor proporción al insertarse después en la dinámica laboral.

Por otro lado, Oliver *et al.* (1999) parte de la premisa que subyace al evaluar rendimientos no solamente por nivel educativo, sino por tipo de carrera profesional para el sexo masculino en el contexto de adaptación al cambio técnico en España entre 1990 y 1991. Se observa la existencia de una gran heterogeneidad de rendimientos entre los distintos títulos universitarios y que es más alta para aquellos con perfil tecnológico (con una tasa social de 17.5% y privada de 28.3% en términos absolutos) y de nivel técnico-medio (22.2 y 39.3%, respectivamente). Los autores determinan que las ciencias de la salud, ingenierías, economía y derecho muestran los ingresos de ciclo vital más elevados, en contraste con los estimados para otras áreas sociales como la sociología y la psicología, junto con individuos que sólo presentaron el nivel primario o sin estudio alguno. No solamente se observa la existencia de profesiones con mayor demanda en relación con otras, sino más bien la adaptación del mercado de trabajo español hacia el cambio tecnológico por el cual pasa su economía desde finales de los años ochenta.

En el caso mexicano, el trabajo de Zamudio (2001) presenta una aplicación de regresión cuantil en conjunto con el *método extendido* descrito previamente, para estimar la distribución del ingreso condicionada a la escolaridad durante 1984 y 1996. Su resultado también refleja un cambio técnico sesgado hacia la mano de obra más calificada en el periodo de análisis e indica que la rentabilidad educativa es aún mayor en los percentiles inferiores y superiores, eso dotaría a los trabajadores de mayor oportunidad en conseguir empleos mejor remunerados. Por escolaridad, detecta que los rendimientos medios marginales de estudios de primaria, si bien son positivos (10% promedio) se ubican por debajo de los demás niveles educativos en todo el periodo, y son mayores para los niveles de preparatoria y superior (con 17% y 15.4% promedio, respectivamente).

Es interesante observar los efectos educativos en el entorno regional, el trabajo de Duro (1997) ofrece un enfoque para el caso español. Así, considera como variable dependiente una medida de productividad agregada: el ingreso *per capita* por trabajador,



logrando que el coeficiente mida la rentabilidad reflejada como efecto de la educación sobre el nivel de productividad (Duro, 1997:19). De esta manera, concluye que la rentabilidad media durante el periodo 1964-1991 fue cercana a 6%, y pese a que la metodología aplicada (y datos) difieren respecto de otros estudios sobre capital humano para España, encuentra consistencia con las tendencias mostradas en éstos. Finalmente, prueba de forma significativa la hipótesis de rendimientos decrecientes en la educación y observa que, dadas las expansiones educativas (*ceteris paribus*), los mayores rendimientos se producen en regiones que presentan un menor nivel educativo. Este fenómeno permite advertir que el rendimiento de escolaridad es mayor en la medida en que se parta de niveles educativos más bajos en la sociedad.²

En cuanto a la relación entre rendimiento educativo y niveles de ingreso, Psacharopoulos (1994) y Ram (1996) detectan un mismo patrón en el contexto internacional, en el cual las tasas de rendimiento educativo son mayores para los países de desarrollo bajo y medio, en comparación con las de los desarrollados.

Por su parte, Oliver y Ramos (2001) muestran una aplicación reciente e innovadora, al combinar los efectos de la escolaridad y la concentración de los salarios, mediante un *pool* de datos de 1985 a 1996. Al respecto, estimaron una ecuación de tipo minceriana de ingresos familiares para España y, en su especificación, relacionaron características seleccionadas a la cabeza de la familia, justificando su modelo por la razón esencial de lograr detectar el efecto que tiene el tamaño familiar en la desigualdad salarial y en el capital humano. Sus estimaciones son estadísticamente significativas y emplean sobre los salarios familiares la escala de equivalencia de la OCDE descrita en la parte metodológica de este trabajo. Sus resultados indican una tasa de rendimiento educativo medio de 6.7%, congruente con la evidencia empírica de otros estudios durante el periodo analizado en el mismo país.³

Dicha evidencia muestra que todo proceso educativo que permita acelerar la escolaridad de la población trabajadora conllevará en sí un aumento de rentabilidad, la cual es mayor para los individuos con menor dotación de capital humano y para los que logren superar, en términos absolutos, un mayor nivel educativo respecto de su nivel inicial. La literatura ofrece resultados importantes, al establecer cómo en países y regiones con menor nivel de desarrollo se obtienen tasas de rentabilidad muy elevadas. No ha sido excepción el caso mexicano, en el cual pareciera que una demanda por trabajo más calificado, en un contex-

² El término *rendimiento educativo* se concibe en dos ámbitos: absoluto y marginal. El primero se refiere al comparativo entre el nivel educativo más bajo con respecto de los demás; mientras que el segundo es tan sólo la diferencia del paso de un nivel educativo al siguiente. Por lo tanto, los rendimientos educativos en un país, región o entidad con un menor nivel de escolaridad media responderán más rápidamente a la inversión educativa, y el mercado les retribuirá mejor que en aquellas zonas más desarrolladas y de mayor nivel educativo medio, en donde las tasas de rentabilidad ya han llegado a su límite máximo.

³ Véanse los estudios de Barceinas *et al.* (2000) y Oliver *et al.* (1998).

Cuadro 1
Años promedio de escolaridad en México y sus entidades,
1985-2000 (población de 15 años y más)

<i>Entidades</i>	<i>1985</i>	<i>1990</i>	<i>1994</i>	<i>2000</i>
Nacional	5.6	5.9	6.3	7.6
Aguascalientes	5.8	6.2	6.4	8.6
Baja California	7.1	7.6	7.8	8.3
Baja California Sur	6.6	6.9	7.1	8.2
Campeche	5.6	5.9	6.1	7.3
Coahuila	6.7	7.1	7.3	8.7
Colima	5.9	6.3	6.5	8.1
Chiapas	3.6	3.9	4.1	5.6
Chihuahua	6.2	6.6	6.9	7.9
D.F.	8.3	8.7	9.0	9.8
Durango	5.7	6.1	6.4	7.4
Guanajuato	4.7	5.1	5.4	6.5
Guerrero	4.6	5.0	5.0	6.2
Hidalgo	4.9	5.3	5.6	6.4
Jalisco	6.1	6.6	6.8	7.5
México	6.5	6.8	6.9	8.1
Michoacán	4.8	5.3	5.6	7.0
Morelos	6.3	6.7	6.9	8.2
Nayarit	5.4	5.8	6.1	7.6
Nuevo León	7.4	7.8	8.1	9.8
Oaxaca	4.0	4.5	4.7	6.0
Puebla	5.1	5.5	5.8	7.0
Queretaro	4.8	5.2	5.5	8.2
Quintana Roo	5.3	5.5	5.6	8.2
San Luis Potosí	5.1	5.5	5.8	6.8
Sinaloa	6.0	6.3	6.6	7.7
Sonora	6.6	6.9	7.2	8.5
Tabasco	5.0	5.4	5.6	7.2
Tamaulipas	6.4	6.8	7.1	8.3
Tlaxcala	5.8	6.2	6.5	7.8
Veracruz	5.1	5.5	5.7	7.3
Yucatán	5.6	6.0	6.2	6.8
Zacatecas	4.5	4.9	5.1	6.4



Fuente: Anuario estadístico de los Estados Unidos Mexicanos, INEGI, 1995; y XII Censo General de Población y Vivienda, 2000, Tabulados básicos, Información preliminar, INEGI.

to de cambio técnico sesgado⁴ durante los últimos años, ha permitido incrementar la rentabilidad al pasar de niveles educativos más bajos hacia los más altos.

Evolución de la escolaridad en México, 1984-2000

Hasta 1992, la educación obligatoria en el país era la primaria (6 años logrados) y a partir de esta fecha aumenta a secundaria (9 años). Así, el Cuadro 1 permite observar que en

⁴ El aumento en el ritmo del cambio técnico sesgado en el mercado de trabajo, aunado a la presión competitiva de la globalización, son factores que explican el rápido crecimiento de la demanda

2000 tan sólo dos entidades habían logrado el objetivo (Nuevo León y el Distrito Federal) y en ocho de ellas no se lograban los siete años educativos en promedio. Este fenómeno explica cómo las zonas que aparecen con mayor nivel de escolaridad promedio ya no aumentan tanto su nivel, mientras las entidades que inician el periodo con niveles relativamente más bajos como Aguascalientes, Coahuila, Colima, Querétaro, Quintana Roo, Sonora, entre otros, han visto aumentar sostenidamente y en mayor proporción el promedio de escolaridad.

Por otro lado, se encuentran entidades con bajo nivel de desarrollo económico que denotan más bien un estancamiento en el logro educativo. Tal es el caso de Chiapas, Guerrero, Oaxaca y Zacatecas, estados que también se caracterizan por sus elevados niveles de marginación. Este fenómeno permite advertir que la convergencia educativa en México es dispar y requiere una mejor planeación.

Comparando fuentes estadísticas alternas, el promedio nacional censal de 7.6 años de escolaridad coincide con aquél obtenido para los asalariados mediante la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 2000, y empleada en este trabajo, lo cual muestra la robustez y consistencia de datos.

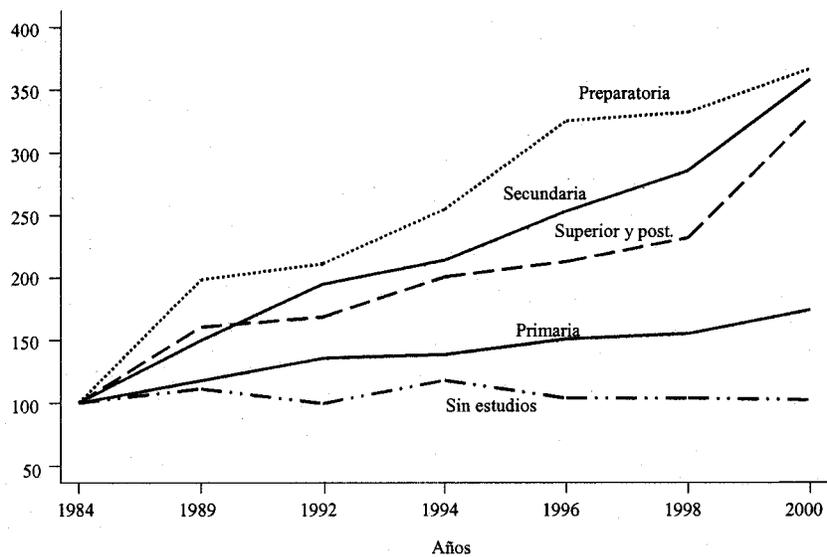
Evolución de la escolaridad en la ocupación asalariada

Los cambios producidos en la ocupación de los asalariados en México por nivel educativo muestran un comportamiento muy peculiar, con una tendencia hacia un mayor empleo de mano de obra más calificada a partir de 1992, año preliminar a la firma del Tratado de Libre Comercio (TLC) con los Estados Unidos y Canadá. Tendencia que es observable también en el contexto internacional. El fenómeno se muestra con certeza en la estadística de los ocupados en España, cuya población con estudios superiores presenta un peso por encima de la de estudios secundarios en 2000, mientras aquella con nivel de primaria y sin estudios muestra una fuerte reducción, al pasar de 10 a tan sólo 4.3 millones durante 1977 a 2000 (Oliver *et al.*, 2001).

La Gráfica 1 resume el citado patrón para México. Se observan los cambios a la baja en asalariados menos cualificados durante el periodo, a diferencia de aquéllos con estudios superiores, de preparatoria y secundarios. Las variaciones son crecientes para niveles educativos más altos; sin embargo, entre 1996 y 1998 esas variaciones son menos pronunciadas, debido seguramente a la baja en el ritmo de la actividad económica producida por los ajustes económicos implantados en la crisis financiera de 1995.⁵ Precisamente este año

relativa por trabajadores cada vez más calificados durante los ochenta (Bound and Johnson, 1992; Wood, 1994; Borjas y Ramey, 1995).

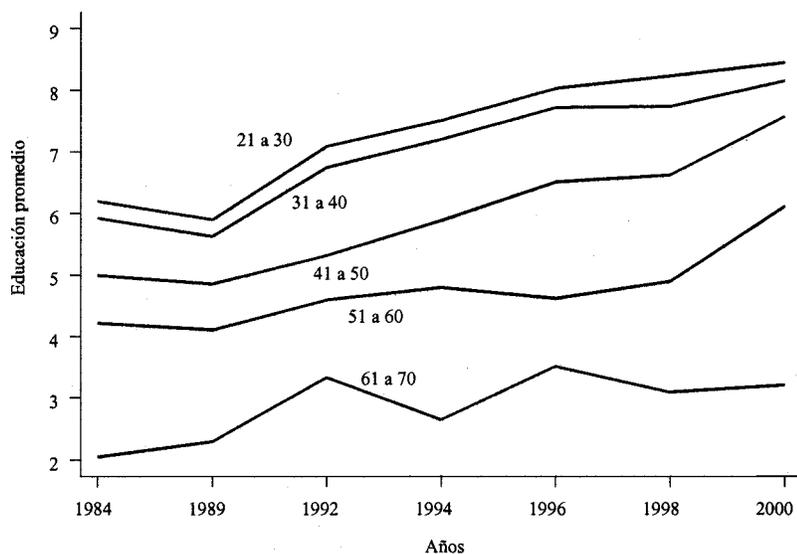
⁵ Tan sólo en 1995, el PIB cayó 6.9% y la inflación acumulada cada fin de año alcanzó 52% (Informe Anual del Banco de México, 1995).



Gráfica 1. Ocupación asalariada^a según nivel de estudios, 1984-2000.

^a Incluye a todos los jefes de familia con remuneraciones por su trabajo.

Fuente: elaboración propia con base en los Tabulados Temáticos de las ENIGH, años respectivos.



Gráfica 2. Años promedio de estudio por tramos de edad del jefe de familia asalariado en México, 1984-2000.

Fuente: elaboración propia con las base de datos desagregadas de las ENIGH, años respectivos.

Cuadro 2
Ocupación según nivel de estudios¹ del jefe de familia asalariado en México, 1984-2000
Valores absolutos, relativos sobre el total y cambio absoluto

	1984	1989	1992	1994	1996	1998	2000
<i>V. absolutos</i>							
Sin estudios	3 259 485	4 960 075	3 259 412	3 380 730	2 977 278	3 222 817	3 028 113
Primaria	1 987 778	1 611 886	2 662 011	2 694 084	2 757 184	2 998 469	3 323 770
Secundaria	935 257	853 244	1 940 395	1 970 802	2 448 753	2 742 245	3 173 419
Preparatoria	588 704	1 195 367	1 056 281	1 225 320	1 511 213	1 525 624	1 592 724
Licenciatura	560 071	695 889	831 706	1 027 060	1 058 932	1 053 521	1 595 085
Total	7 331 295	9 316 461	9 749 805	10 297 996	10 753 360	11 542 676	12 713 111
<i>Estructura %</i>							
Sin estudios	44.5	53.2	33.4	32.8	27.7	27.9	23.8
Primaria	27.1	17.3	27.3	26.2	25.6	26.0	26.1
Secundaria	12.8	9.2	19.9	19.1	22.8	23.8	25.0
Preparatoria	8.0	12.8	10.8	11.9	14.1	13.2	12.5
Licenciatura	7.6	7.5	8.5	10.0	9.8	9.1	12.5
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<i>Cambio</i>							
absoluto	89-84	92-89	94-92	96-94	98-96	2000-98	2000-84
Sin estudios	1 700 590	-1 700 663	121 318	-403 452	245 539	-194 704	-231 372
Primaria	-375 892	1 050 125	32 073	63 100	241 285	325 301	1 335 992
Secundaria	-82 013	1 087 151	30 407	477 951	293 492	431 174	2 238 162
Preparatoria	606 663	-139 086	169 039	285 893	14 411	67 100	1 004 020
Licenciatura	135 817	135 817	195 354	31 872	-5 411	540 621	1 034 071
Total	1 985 166	433 344	548 191	455 364	789 316	1 169 492	5 380 873

^a Se refiere al ciclo educativo completo respectivo.

Fuente: elaboración propia con la base de datos y los factores de expansión de la ENIGH, años respectivos.

marcó cifras negativas en la generación de empleos, y redujo su nivel absoluto aproximadamente a 900 mil (Camberos y Huesca, 1997:49).

El Cuadro 2 permite analizar las cifras absolutas de la recomposición en el mercado laboral mexicano,⁶ el cual pasó de utilizar 3.3 millones de trabajadores sin estudio alguno a 3.0 millones entre 1984 y 2000, en tanto los mayores incrementos se produjeron en empleados con nivel de secundaria y preparatoria al pasar de poco más de 0.9 a 3.2 millones en el primer caso, y de 0.6 a 1.6 millones, en el segundo. Los asalariados con nivel de licenciatura también mostraron cambios relevantes con niveles aproximadamente iguales que los de preparatoria. Estos dos últimos representaron 25% del total de la fuerza laboral ocupada en 2000.

⁶ Se refiere a todos los jefes de familia con remuneraciones por su trabajo.

Probablemente la coexistencia de procesos productivos con una estructura salarial polarizada⁷ (uno con técnicas tradicionales e intensivo en trabajo y otro moderno e intensivo en capital) incida sobre una demanda de trabajo muy heterogénea, a pesar de que los ocupados con cualificación más baja han reducido su participación de forma significativa durante el periodo (de 44.5 a 23.8%).

En esta línea, otro indicador importante de nivel de capital humano en México es el comportamiento del nivel educativo por tramos de edad en los últimos años. La Gráfica 2 muestra cómo el colectivo más joven (de 21-30 años de edad) detenta el nivel de cualificación más alto, y a medida que aumenta la edad del individuo su promedio escolar se reduce. Si bien los jefes de familia asalariados entre 41 y 50 años, a partir de 1989 muestran una mejoría significativa en su escolaridad —al pasar aproximadamente de 5 a 7.5 años educativos—, los restantes colectivos de edad avanzada muestran un ritmo de crecimiento más lento e, inclusive, de caídas drásticas para el colectivo de 61 a 70 años.

Una razón por la cual los grupos de edad avanzada pudieron haber mejorado su promedio escolar es debido al traspaso de cohortes con nivel educativo más alto de un rango hacia otro. En suma, en 2000 el promedio educativo más alto pertenece a los más jóvenes (8.7 años educativos), en contraste con el colectivo de edad mayor, con tan sólo 3.4 años de escolaridad.

Cambios en el mercado laboral

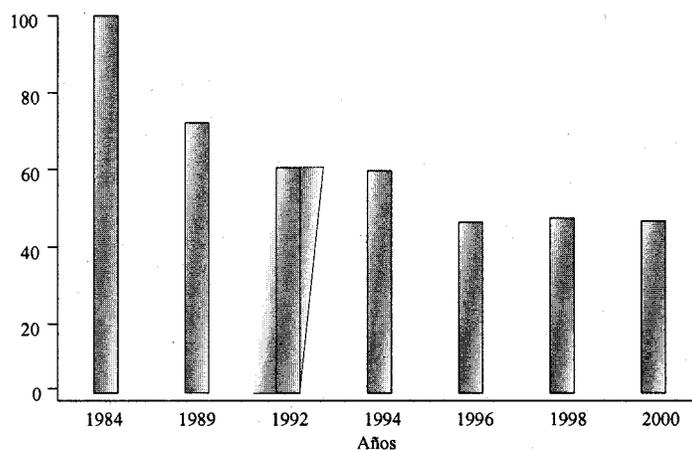
El mercado laboral mexicano sufrió el embate de crisis recurrentes durante todo el periodo. La década de los ochenta significó caídas continuas en el poder adquisitivo de los salarios de trabajadores y una pérdida de gestión del poder sindical. A partir de 1988, las políticas de ajuste para recuperar el crecimiento económico incidieron de forma negativa en la población trabajadora, debido al estricto control del gasto público y del nivel de precios, esto último sustentado en una paridad cambiaria fija del peso con respecto al dólar estadounidense.

La falta de diseño de una política industrial estratégica y el mayor endeudamiento por parte de las empresas generaron una actividad económica cada vez más frágil. En 1995, no solamente se profundizó la caída de los salarios, sino también la respectiva caída de la productividad y del empleo, mostrando un mercado de trabajo cada vez más débil y precario.⁸ La tasa promedio de desempleo abierto en las zonas urbanas pasó de 3.6 en 1994 a 6.4% en 1995, y alcanzó 7.4% en el tercer trimestre del año. Por otra parte, el

⁷ Véanse Gradín (2000) y Huesca (2003) para una mejor comprensión del concepto de la polarización y su aplicación en el entorno empírico.

⁸ El número de trabajadores afiliados al Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) disminuyó durante el año en 5.4%, en comparación con el mismo periodo de 1994, y como era de esperarse, el desempleo fue más severo para los trabajadores eventuales (Banco de México, 1995).





Gráfica 3. Evolución del salario mínimo real de México, 1984 = 100.

Fuente: elaboración propia con base en información de la comisión Nacional de los Salarios Mínimos e Indicadores económicos del Banco de México.

empleo asalariado decreció 7.9 puntos, mientras los salarios cayeron 7.3%.⁹ La Gráfica 3 muestra las drásticas caídas del salario mínimo real durante el periodo analizado.

Los incrementos en los salarios nominales, realizados mediante negociaciones contractuales en 1995, fueron moderados pero insuficientes, permanecieron por debajo de la inflación esperada y de su nivel en el año anterior. En cuanto al número de emplazamientos a huelga hubo un aumento de 2.5%, comparado con el de 1994; no obstante, las huelgas efectivas durante las negociaciones de los contratos colectivos decrecieron 17.2%. Éstas razones expresan el débil poder sindical en el uso de este derecho en busca de mejorar el poder adquisitivo del trabajador, fenómeno que se presenta durante todo el periodo analizado, al observar las caídas drásticas en salarios reales.

A pesar de la caída en producción manufacturera (6.4%), la productividad promedio por trabajador dentro de este sector logró cifras positivas (1.6%), resultado que se debe al esfuerzo continuo de dicha rama por mantener una dinámica de modernización en sus procesos productivos con la utilización de mano de obra cada vez más cualificada.

En 1998 se registró una tasa de crecimiento económico por encima de 4%; sin embargo, los salarios reales continuaron con niveles cercanos a los de 1996, esto es, 55% por debajo de los de 1984. En este contexto, las crisis recurrentes y el bajo ritmo de crecimiento económico en México han producido caídas significativas en los salarios reales de trabajadores. La combinación de un incremento moderado en la productividad promedio por trabajador y la drástica caída en las remuneraciones reales durante el periodo de análisis son motivo de preocupación.

⁹ Según el Banco de México, los asalariados dentro del sector manufacturero sufrieron una contracción más severa en términos reales por el orden de 19.2%.

Cambio estructural de la cualificación

La demanda por mano de obra más cualificada es patente durante 1984 y 2000, lo cual ha estado unido seguramente al incremento de los retornos educativos, sobre todo en aquellos con nivel de preparatoria y de licenciatura. Estos resultados van acorde con los obtenidos por Barceinas y Raymond (2003) para México, Barceinas *et al.* (2001) para el caso español y los de Bound y Johnson (1992) para Estados Unidos, los cuales muestran la relevancia directa de una mayor demanda de trabajadores con alta cualificación e incrementos significativos en sus retornos educativos respectivos. De esta forma, el Cuadro 3 muestra el cambio estructural que se ha presentado en la ocupación según su nivel educativo e indica que se produce una expulsión de aquéllos con baja escolaridad, compensada por un aumento de asalariados con 13 y 18 años educativos.



Cuadro 3
Nivel educativo del jefe de familia^a y salario medio mensual equivalente* del hogar, 1984 y 2000 (USD 2000=100)

Nivel educativo	1984			2000			Cambio %		
	Salario medio	Jefes	%	Salario medio	Jefes	%	2000-84		
Sin y hasta 6 años educativos	185	4 900	522	66.8	178	5 764	683	45.3	-32.2
Entre 7 y 12 años educativos	356	1 645	878	22.5	269	3 357	616	26.4	17.6
Entre 13 y 18 años educativos	583	784	895	10.7	671	3 590	812	28.2	163.8
Total	375	7 331	295	100.0	373	12 713	111	100.0	

* Con base en la escala de equivalencia de la OCDE. Se utilizó el tipo de cambio promedio con el dólar al 3er. trimestre de 2000 (\$9.362 / 1 USD).

^a El total de asalariados se obtiene mediante los factores de expansión respectivos de la propia encuesta.

Fuente: estimaciones propias con las bases de datos de las ENIGH, años respectivos.

Así, el cambio ocupacional para el colectivo más educado excede sorprendentemente 150%, mientras en el otro extremo la caída es por el orden de 32%. La recomposición laboral es patente, al reducir su participación los menos escolarizados en más de 20 puntos, mientras los más educados la aumentan en 17.5 puntos porcentuales. De igual forma, el salario medio del hogar muestra reducciones entre los menos cualificados y hasta con 12 años de escolaridad, en tanto aquéllos con 13 y 18, lo vieron aumentar de 583 a 671 dólares (USD).

El Cuadro 4 aproxima de forma más clara los rendimientos monetarios del capital humano en términos del diferencial y el salario medio obtenido por el jefe asalariado en cada nivel logrado de estudios. De este modo, el salario medio para un trabajador con estudios de primaria no superó los 280 dólares en el periodo (apenas 173 dólares en el año 1996 como efecto seguramente de la crisis económica de 1995), mientras que el respecti-

vo para un asalariado con estudios superiores superó los 1 600 dólares en 1989, y— a pesar de su drástica caída en 1996 a 744 dólares— el diferencial entre ambos niveles académicos fue de 4.3 veces. Esta razón fue de 3.1 y de 1.9 con respecto de los estudios de secundaria y preparatoria.

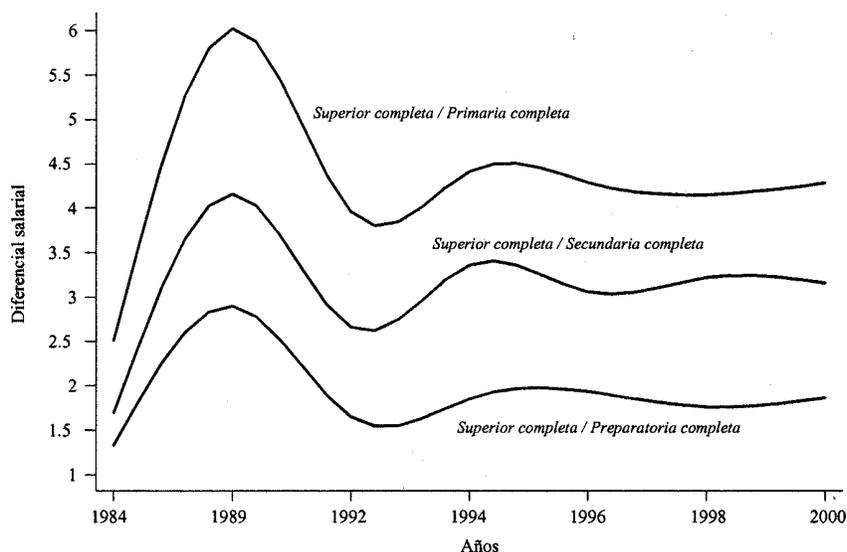
Cuadro 4
Salario medio mensual equivalente* del hogar y diferenciales por nivel educativo del jefe de familia, 1984-2000. (USD 2000=100)

Años	Superior	Preparatoria	Secundaria	Primaria	Sup./Prep.	Sup./Sec	Sup./Prim
1984	609	460	362	244	1.32	1.68	2.50
1989	1 679	579	404	279	2.90	4.16	6.02
1992	878	531	331	222	1.65	2.66	3.96
1994	1 153	624	343	261	1.85	3.36	4.41
1996	744	386	243	173	1.93	3.06	4.29
1998	806	459	251	194	1.76	3.22	4.15
2000	919	494	290	215	1.86	3.16	4.28

* Con base en la escala de equivalencia de la OCDE.

Fuente: estimaciones propias con las bases de datos de las ENIGH, años respectivos.

La evolución de los diferenciales se plasma en la Gráfica 4. Se observan las razones entre promedios salariales de trabajadores con estudios superiores completos frente a los de preparatoria, secundaria y primaria completa, esto es, 17 años contra 12, 9 y 6 años de educación. Así, el mayor diferencial se produce en 1989, con alrededor de 500%, cuando la relación salarial es de estudios superiores completos contra primaria completa.



Gráfica 4. Diferenciales salariales por nivel educativo en México, 1984-2000.

Los diferenciales se encuentran suavizados, conectando los punto medianos de cada valor entre cada año.

Fuente: elaboración propia con base en el Cuadro 4.

En general, los asalariados con estudios universitarios se ven retribuidos con aproximadamente 90% más que los que ostentan el grado de preparatoria durante todo el periodo, mientras que con respecto de los de secundaria logran hasta 200%. En tanto, con los de nivel educativo primario, el diferencial se amplía hasta en 320%. En la década de los noventa, el ratio diferencial con respecto de niveles secundario y primario permanece ciertamente estable, es decir, con el mismo promedio de todo el periodo, mientras que con respecto al nivel de preparatoria se observa una reducción de 8%, y se ubica en 82%.

De esta manera, queda claro que los trabajadores más cualificados se encuentran en mejor posición que los menos cualificados para enfrentar periodos recurrentes de crisis. Precisamente durante 1987-1992 y 1994-1996 se presentaron mayores diferenciales en salarios de ambos grupos, periodos en los cuales se implantaron ajustes económicos más severos por parte del gobierno federal para combatir las crisis y evitar la espiral inflacionaria.¹⁰

Capital humano y cálculo de rentabilidad: El modelo

En este apartado se presentan las bases de datos, su ajuste y la especificación del modelo. La utilización del salario familiar ajustado por la escala de equivalencia permite contrastar hipótesis alternativas distintas a las clásicas con individuos —ampliamente difundidas en el ámbito empírico de la teoría del capital humano— tales como la de impacto del tamaño familiar sobre los ingresos (Oliver y Ramos, 2001:249). Por otro lado, la referencia exclusiva de nivel educativo hacia el jefe de familia asalariado no muestra problema alguno,¹¹ debido al ajuste equivalente del ingreso salarial del hogar. Este proceso de selección conlleva una exclusión de hogares de la muestra, pero esta reducción no es significativa en términos estadísticos. Las estimaciones son corregidas por el método Heckman (1979) para evitar el sesgo de selectividad muestral en ecuaciones salariales. La causa que subyace al sesgo es el problema de la endogeneidad de educación en el modelo.¹²

En el cálculo de rentabilidad y estimación de perfil de ingresos del tipo ciclo vital, Barceinas *et al.* (2000) presenta una serie de críticas debido a la utilización de información de corte transversal y sus resultados, ya que este proceso presupone la situación de un individuo con determinada edad en el momento t_0 será la misma que la que presentan hoy

¹⁰ Véase Pánuco-Laguette y Székely (1997) para más detalles acerca de la política económica implantada y sus resultados.

¹¹ De forma alternativa se implantaron regresiones con los salarios del jefe de familia, y los resultados en los coeficientes no variaron significativamente; sin embargo, la significación estadística resultó muy por debajo de aquella obtenida con las funciones salariales familiares, lo cual permite eliminar la posibilidad de un análisis *espúreo*.

¹² No es adecuado concebir la variable educativa como *exógena* si se toman en consideración los factores que afectan el equilibrio en el modelo desarrollado por Becker. Por ello, se debe tomar en cuenta una ecuación salarial que pertenezca a un modelo estructural en el que la educación sea endógena y un vector de variables de la dotación de recursos y habilidades de la familia.



los individuos mayores en el futuro $t1$, lo cual implica una hipótesis un tanto extrema. Para evitar este problema, y con objeto de evitar cambios drásticos atribuidos a elementos de orden muestral, se forma un *pool* con datos que estiman conjuntamente las siete ecuaciones e incluyen todos los años el modelo general. Se permite que el coeficiente que afecta al nivel educativo varíe libremente y, siguiendo el trabajo de Oliver y Ramos (2001), se introducen siete variables ficticias temporales a través de *dummies* anuales que capturan, al mismo tiempo, cambios estructurales por los cuales ha atravesado la economía mexicana en las últimas dos décadas (como al ciclo y el cambio técnico).

Bases de datos y ajustes

La fuente de información para el estudio del periodo analizado fueron las Encuestas Nacionales de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) del Instituto de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), las cuales presentan una metodología homogénea que permite realizar un análisis detallado de los hogares de individuos, mediante las bases (desagregadas) de datos. Las ENIGH de 1984, 1989, 1992, 1994, 1996, 1998 y 2000 son representativas en el nivel nacional y perfectamente comparables entre sí;¹³ la variable objetivo es el ingreso salarial familiar disponible trimestral deflactado por el índice de precios al consumidor por estratos de ingreso¹⁴ convertido a dólares estadounidenses y referido al tercer trimestre de 2000. Para ajustar los salarios familiares utilizamos la escala de equivalencia de la OCDE, que no sólo considera la relevancia de equivalencia de ingreso entre adultos o entre el total de miembros del hogar (*per capita*), sino también a los niños, asignando un peso de 1 al primer adulto y ponderando cada adulto adicional y niños miembros del hogar por un valor de 0.7 y 0.5 de forma respectiva.¹⁵

$$W = \frac{w_{ft}}{(1 + 0.7(A) + 0.5(C))} \quad (1)$$

donde:

w_{ft} es el salario familiar total (suma de los salarios reportados por cada miembro),

A es el número de adultos en el hogar, y

C es el número de niños con edad menor de 14 años. La selección de la edad en los infantes permite comparabilidad internacional con otros estudios. Como se mencionó previamente, las características socioeconómicas del hogar son referidas al jefe de familia y se indi-

¹³ Véase Aguilar (2000:13-19 y 59-61) para una descripción completa sobre las bases de datos de las ENIGH.

¹⁴ El deflactor se expresa en estratos de salarios mínimos y se ajusta su variación al cambio de base 2000=100; se utiliza el tipo de cambio promedio bancario a la venta durante el trimestre en cuestión.

¹⁵ La escala de la OCDE (o conocida también como escala de Oxford) impacta el ingreso del hogar en un término intermedio, esto es, por encima del ingreso sin ajuste, pero por debajo de la escala *per capita*, lo que evita una probable sub o sobreestimación de los cálculos.

can en el Cuadro 5: nivel educativo logrado (considerando 5 categorías desde, sin estudio alguno hasta estudios superiores y de posgrado, sindicalización, horas trabajadas por semana, edad; género, tamaño del hogar, y zona urbano-rural, como aquellas localidades con población igual o superior a 15 mil habitantes en el primer caso, e inferiores a 15 mil en el segundo.¹⁶

La función de salarios que se debe calcular por variables instrumentales en dos etapas (VI2E), y corrigiendo el sesgo de selectividad,¹⁷ es la siguiente:

$$\text{Log}W_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Edu}_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + \beta_\lambda \lambda_i + \epsilon_i \quad (2)$$

donde:

el logaritmo de los salarios depende de una constante b_0 , del nivel de estudios (Edu); x_i como la experiencia laboral del individuo, medida como $x=t-E-6$, t la edad del individuo y 6 los años en los que inicia su formación educativa, y λ_i como la razón de Mills, que mide el impacto del sesgo de selectividad muestral; en una segunda etapa se introducen los instrumentos con un vector Z_i que incluye el resto de características y del término de perturbación aleatoria ϵ_i que postula las condiciones estadísticas habituales.

Cuadro 5
Especificación de variables del modelo (*pool de datos*)

Variable	Descripción	Media	D.estand.
Log	Logaritmo de los ingresos salariales	8.551	0.876
Edad	Edad del individuo	39.059	11.982
Edu	Nivel educativo en años	5.773	5.317
Expe	Experiencia (edad-Edu-6)	27.287	14.245
expe2	Cuadrado de la experiencia	947.494	944.819
Sest	Dummy (1,0) si el individuo no tiene estudios	0.378	0.485
Prim	Dummy (1,0) si el individuo tiene estudios primarios	0.253	0.434
Sec	Dummy (1,0) si el individuo tiene estudios secundarios	0.182	0.386
Prep	Dummy (1,0) si el individuo tiene estudios de bachillerato	0.116	0.320
Sup	Dummy (1,0) si el individuo tiene estudios superiores	0.072	0.259
Dhoras	Dummy (1,0) si el individuo trabaja tiempo completo (40 hrs/sem)	0.827	0.378
Dsind	Dummy (1,0) si el individuo está sindicalizado	0.206	0.404
Dsex	Dummy (1,0) si el individuo es hombre	0.093	0.291
Dsize	Dummy (1,0) si el tamaño de miembros del hogar es menor al promedio (< 5 miembros)	0.719	0.449
Dzona	Dummy (1,0) si el individuo vive en zona urbana	0.546	0.498

¹⁶ Son las zonas de alta o baja densidad según el marco metodológico en las ENIGH, INEGI, (1992:287).

¹⁷ Heckman (1979:157) demuestra que el estimador mínimo cuadrático de la varianza poblacional se encuentra subestimado, ya que, si bien los coeficientes son insesgados, éstos son ineficientes por el problema de la heteroscedasticidad, debido al empleo de submuestras en las valuaciones.



Para estimar las rentabilidades por nivel académico logrado se introducen variables categóricas. El perfil de edad-ingresos es captado mediante el término lineal y cuadrático de la experiencia. El cuadrado de la experiencia aproxima en la función de salarios la educación no formal que obtiene el trabajador en su puesto de trabajo (Oliver, *et al.*, 1998:6). Así, la ecuación por calcular presenta la forma siguiente:

$$\text{Log}W_{it} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \alpha_i \text{Edu} + \alpha_j x_i + \alpha_k x_i^2 + \alpha_l Z_i + \epsilon_i \quad (3)$$

en la cual se omite la variable sin estudios ($i-1$) para poder obtener las diferencias con respecto a esta categoría y que la ecuación no esté mal especificada. Para estimar el perfil edad-ingresos, se aplica el exponente retomando los coeficientes estimados en (3) y se sustituyen en la siguiente ecuación:

$$\hat{W}_{it} = \exp \left[\alpha_0 + \alpha_j (\text{edad} - \text{Edu}_i) + \alpha_k (\text{edad} - \text{Edu}_i - 6)^2 + \frac{1}{2} \sigma_{\epsilon_i}^2 \right] \quad (4)$$

En el cálculo de la rentabilidad educativa absoluta y marginal a la forma tradicional, se reemplazan los coeficientes estimados en cada año por separado con la siguiente fórmula:

$$r = \left(\frac{\beta_k - \beta_{k-1}}{E_k - E_{k-1}} \right) \quad (5)$$

donde:

β_k es el coeficiente estimado para la categoría educación completa del correspondiente al nivel k , y E_k representa los años de estudio requeridos para completar el nivel k . La fórmula (5) no es la TIR, sino que sirve como base para comparar una especificación discreta de la tasa de rendimiento dentro de cada grupo educativo, por lo que se deberá interpretar como la tasa de rendimiento por cada año adicional de estudio del nivel correspondiente. Las TIRSON calculadas de la forma usual, como el descuento de los flujos negativos y positivos entre los costos (expresados como los ingresos salariales no percibidos por permanecer estudiando) y los ingresos esperados en el tiempo. Se presupone que los individuos entran al mercado de trabajo a partir de los 16 años de edad para aquéllos con hasta nivel de secundaria, 19 para los de preparatoria y 24 para los universitarios.

Resultados

Esta sección muestra los resultados del modelo. Si bien el modelo planteado en la fórmula (2) presenta una especificación más *ad hoc* al entorno de la economía laboral, en cierta forma es comparable con los resultados obtenidos por Oliver y Ramos (2001), quienes obtienen una tasa media de rentabilidad educativa por el orden de 6.7% para España, la

cual se encuentra por debajo de la obtenida en este trabajo. Este resultado comparativo general lleva a pensar que España se encuentra pasando por un proceso de sobreeducación (Oliver *et al.*, 2001) alineado a un cambio técnico que ha demandado cada vez más población con estudios superiores, a diferencia de México, donde el cambio técnico pareciera obedecer a un patrón productivo con requerimientos de mano de obra medianamente cualificada (con estudios secundarios, técnicos y de bachillerato). El Cuadro 6 muestra los coeficientes estimados y los estadísticos *t* corregidos por el método de White¹⁸ (1980), el cual permite de forma robusta demostrar que se ha paliado con el problema de la heteroscedasticidad del modelo general de regresión. Por su parte, el Cuadro 7 permite conocer, en un primer momento, las diferencias en los salarios percibidos por nivel educativo y las características seleccionadas.



Cuadro 6
Ecuación de salarios familiar* en México, 1984-2000 (*pool de datos*)

<i>Log (Salario neto)</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>t (White)</i>
Educación en años.....	0.1066	27.8
Experiencia.....	0.0242	6.7
Experiencia2.....	-0.0003	-3.8
Horas de trabajo/sem (tiempo completo = 1).....	0.1932	20.0
Sindicato (Afiliado = 1).....	0.1831	21.9
Sexo (Hombre = 1).....	0.0814	7.2
Tamaño del hogar (< 5 = 1).....	0.2624	33.0
Zona (Urbana = 1).....	0.3314	44.7
d89.....	-0.0341	-2.1
d92.....	-0.2303	-14.3
d94.....	-0.1613	-10.0
d96.....	-0.4814	-31.4
d98.....	-0.4543	-27.6
d00.....	-0.3343	-20.4
Constante.....	7.1129	74.6
λ	-0.1066(0.0032)	22.3
R^2	-	0.44
Log likelihood.....	-	-38745.31
Observaciones.....	-	38,958

* Las características son referidas al jefe de familia. Error estándar entre paréntesis.

Fuente: estimaciones propias con las bases de datos de las ENIGH, años respectivos.

Es fácil observar que los asalariados con nivel superior de estudios obtienen hasta 175% más en términos absolutos (con respecto a los asalariados sin estudios); un jefe asalariado con preparatoria y nivel de secundaria también logra una diferencia signifi-

¹⁸ Consistente en estimar otra regresión de los residuales al cuadrado sobre todos los regresores, productos cruzados y el cuadrado de los regresores. El estadístico *t* es una medida del multiplicador de Lagrange, que se distribuye como una Chi-cuadrada desde la hipótesis nula de existencia de homoscedasticidad.

va, con 117 y 70% de forma respectiva. El resultado de la ecuación salarial muestra un término estadísticamente significativo con un error estándar por debajo de 5%, significa que se ha corregido el sesgo de selección muestral debido al empleo de submuestras de la encuesta en diversas categorías educativas en distintos años y por niveles.

En el caso de los asalariados con primaria, apenas obtienen 38.5% más que aquellos sin estudios, lo cual es congruente con la caída en la rentabilidad que sufre este grupo durante el periodo analizado, como se observará adelante.

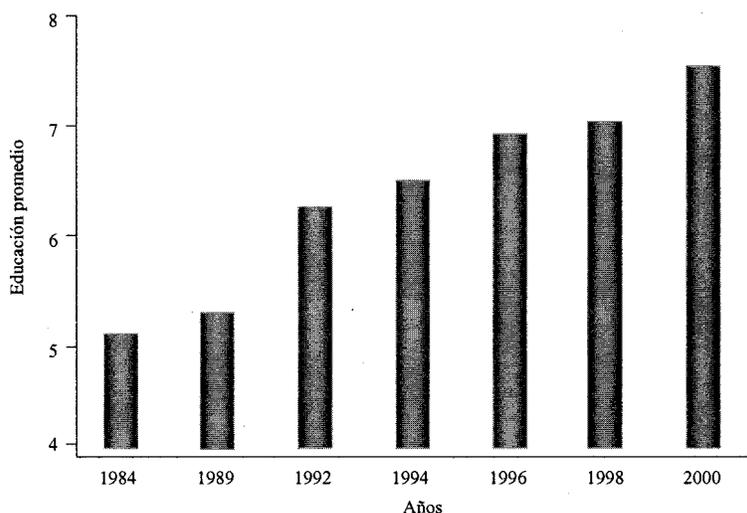
Cuadro 7
Ecuación de salarios familiar* por niveles educativos logrados en México,
1984-2000 (pool de datos)

<i>Log (salario neto)</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>t (White)</i>
Primaria.....	0.3859	41.5
Secundaria.....	0.7025	60.1
Preparatoria.....	1.1712	85.3
Superior.....	1.7485	104.7
Experiencia.....	0.0222	21.6
Experiencia ²	-0.0003	-13.3
Horas de trabajo/sem (tiempo completo = 1).....	0.2238	22.2
Sindicato (Afiliado = 1).....	0.1812	22.8
Sexo (Hombre = 1).....	0.0841	7.4
Tamaño del hogar (< 5 = 1).....	0.2630	34.3
Zona (Urbana = 1).....	0.3310	46.3
d89.....	-0.0630	-3.5
d92.....	-0.2244	-13.9
d94.....	-0.1631	-9.9
d96.....	-0.4711	-30.7
d98.....	-0.4412	-26.8
d00.....	-0.3332	-19.9
Constante.....	7.3151	290.8
R ²	----	0.45
Log likelihood.....	----	-38333.91
Observaciones.....	----	38,958

* Las características son referidas al jefe de familia.

Fuente: estimaciones propias con las bases de datos de las ENIGH, años respectivos.

Por otro lado, un trabajador masculino asalariado con jornada laboral de tiempo completo, sindicalizado y que reside en zona urbana, se encuentra en mejor condición que uno con las características opuestas, al obtener diferencias salariales de entre 8.8 y 33.4%. Además, el efecto de tamaño del hogar, con un número menor de miembros al promedio nacional, incide positivamente en los salarios de la familia (26.6%), lo cual reflejaría una relación directa entre mayor nivel educativo de los jefes asalariados y un menor número de hijos; en otras palabras, una menor tasa de dependencia familiar que permite acceder a la formación educativa de los hijos. Este fenómeno se corresponde con el entorno rural del campo agrícola mexicano, donde el tamaño familiar es superior al promedio, y los



Gráfica 5. Años promedio de estudio del jefe de familia asalariado en México, 1984-2000.

Fuente: elaboración propia con las bases de datos desagregadas de las ENIGH, años respectivos.

hijos son considerados como bienes de producción e inversión; ello implica un mayor costo de oportunidad para el jefe de familia de que los hijos asistan a formarse a la escuela.

La Gráfica 5 se elaboró con datos individuales de las ENIGH y muestra el número de años promedio de estudios del jefe de hogar. Es fácil apreciar el aumento de escolaridad durante el periodo analizado, que pasa de poco más de 5 años a 7.6 y refleja un incremento de oferta educativa junto con una creciente incorporación de los trabajadores hacia un mayor acceso educativo.

El Cuadro 8 resume los niveles de rentabilidad estimada en cada año, cuyos resultados se aprecian de mejor forma en la Gráfica 6. Se observa cómo la rentabilidad educativa ha seguido al ciclo económico, aumentando en los periodos de auge y estabilizándose, e incluso cayendo en los de crisis. Si se relacionan las gráficas 5 y 6, se observa que el aumento del *stock* educativo medio en la clase asalariada no ha correspondido con el valor real de su precio, que se debe a la presencia de un cambio técnico productivo que ha demandado mayores niveles de cualificación y regulaciones sobre el tope mínimo salarial, como se mencionó previamente. En este sentido, el salario mínimo no refleja otra cosa más que un desfase en el precio de equilibrio del capital humano y, por consiguiente, de su rentabilidad.

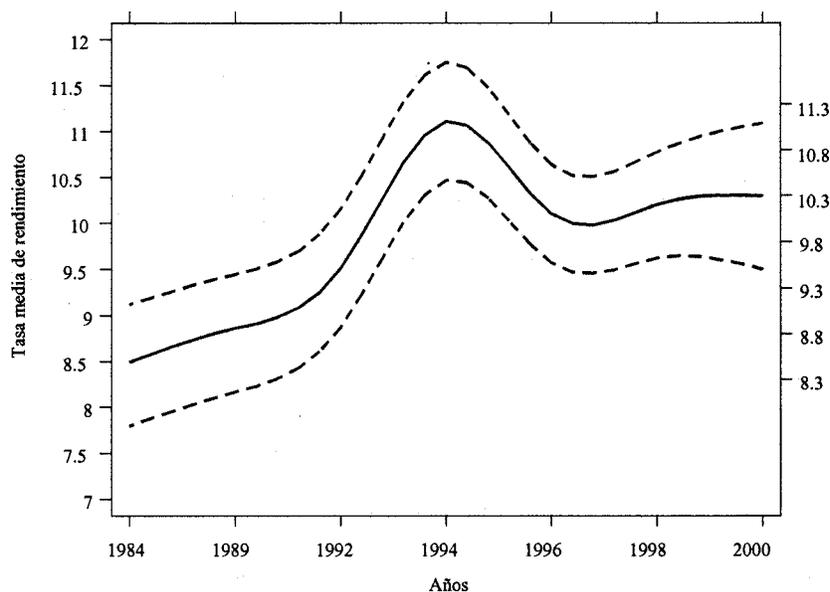
Las tasas privadas de rendimiento y las internas de retorno por nivel educativo se presentan en los cuadros 9 y 10 de forma respectiva. A simple vista, es clara la existencia de un patrón inverso entre los rendimientos medios globales y aquéllos calculados para primaria, resultado de una menor demanda de trabajo y de remuneraciones medias más bajas de este colectivo por parte del mercado laboral. En contraste, los rendimientos se

Cuadro 8
Tasas de rendimiento de la educación en México,
1984-2000. Salarios netos trimestrales.

Años	Constante	Edu	Expe	Expe ²	n	R ²
1984	7.15 (72.1)	0.08 (27.6)	0.02 (5.7)	-0.0003 (-3.9)	2 492	0.41
1989	7.29 (130.8)	0.09 (35.3)	0.02 (8.3)	-0.0003 (-6.0)	6 090	0.39
1992	7.03 (125.7)	0.10 (41.9)	0.01 (6.4)	-0.0002 (-2.4)	5 568	0.44
1994	6.92 (131.8)	0.11 (49.4)	0.02 (10.4)	-0.0003 (-5.4)	6 677	0.47
1996	6.73 (138.5)	0.10 (49.5)	0.02 (8.5)	-0.0003 (-4.0)	7 222	0.45
1998	6.80 (114.8)	0.10 (40.7)	0.02 (7.5)	-0.0003 (-3.2)	5 593	0.44
2000	7.01 (121.2)	0.10 (39.6)	0.02 (7.4)	-0.0003 (-3.4)	5 316	0.43

Estadístico-t robusto por método de White entre paréntesis.

Fuente: estimaciones propias con las bases de datos de las ENIGH.



Gráfica 6. Evolución de la tasa de rendimiento media de la educación en México, 1984-2000 (bandas de intervalos de confianza a 95%).

Fuente: elaboración propia con base en el Cuadro 8 y modelos individuales de regresión.

incrementan al pasar a los niveles de preparatoria y superior, y son aún mayores para el nivel de preparatoria cuando los rendimientos son marginales, con casi 20% en 1994.

Cuadro 9
Rendimientos privados absolutos y marginales^a por nivel educativo
del jefe de familia, 1984-2000

Años	Rendimiento medio	Primaria	Secundaria	Preparatoria	Superior
		<i>Absolutos</i>			
<i>Adicionales de estudio</i>		(4)	(7)	(10)	(15)
1984	8.5	10.7	10.4	10.6	9.5
1989	8.9	9.4	9.8	10.2	10.9
1992	9.5	8.6	9.7	11.3	11.1
1994	11.1	9.7	10.3	13.1	12.5
1996	10.1	7.8	9.5	11.4	11.6
1998	10.2	9.2	9.2	11.7	11.6
2000	10.3	8.1	8.6	10.4	10.7
		<i>Marginales</i>			
<i>Adicionales de estudio</i>		(4)	(3)	(3)	(5)
1984	8.5	10.7	10.0	11.1	7.4
1989	8.9	9.4	10.4	11.2	12.2
1992	9.5	8.6	11.3	15.0	10.5
1994	11.1	9.7	11.0	19.8	11.1
1996	10.1	7.8	11.7	15.8	12.2
1998	10.2	9.2	9.3	17.4	11.4
2000	10.3	8.1	9.3	14.4	11.3

^a Los absolutos se obtienen con respecto de la categoría sin estudios, mientras que los marginales, con respecto del nivel educativo anterior.

El nivel primario se completa con 4 años adicionales de estudio; el secundario, con 3; de preparatoria, con 3, y el superior, con 5. El costo de oportunidad es estimado como los ingresos dejados de percibir desde los 16 años de edad.

Fuente: estimaciones propias con las bases de datos de las ENIGH.

En general, los rendimientos caen durante 1996 para todos los niveles educativos, tanto en términos absolutos como marginales, debido al proceso de ajuste y a la caída en los niveles de actividad económica. Sin embargo, dichos rendimientos no se reducen por debajo de la rentabilidad inicial para los más escolarizados, con excepción de los estudios secundarios en términos absolutos (con respecto de los sin estudios) mostró una tasa de 10.4 en 1984 y una de 9.5 en 1996, más pronunciado en el caso de estudios primarios, al pasar de 10.7 a 7.5%.

Barceinas y Raymond (2003) estimaron rendimientos medios de la escolaridad entre 1994 y 1996 para México y, si bien los rendimientos marginales son superiores a los calculados en este trabajo, entre ambos años los rendimientos absolutos muestran una tendencia similar.¹⁹ Esta discrepancia se debe seguramente al tratamiento de la base de

¹⁹ En 1999, los rendimientos absolutos fueron de 9.1, 10.6, 11.3 y 13.3 para primaria, secundaria, preparatoria y licenciatura respectivamente, en 1994, mientras que en 1996 fueron de 8.2, 10.2, 11.3 y 12.7 de forma respectiva (Barceinas y Raymond, 2003:191).



Cuadro 10
Tasas internas de rendimiento absoluto y marginal^a por
nivel educativo del jefe de familia, 1984-2000

<i>Años</i>	<i>Primaria</i>	<i>Secundaria</i>	<i>Preparatoria</i>	<i>Superior</i>
<i>Absolutas</i>				
1984	14.5	24.0	17.8	13.1
1989	12.7	22.9	17.3	15.3
1992	11.6	22.9	19.5	15.6
1994	13.0	23.4	22.6	17.6
1996	10.4	21.7	19.4	16.4
1998	12.4	21.1	20.1	16.3
2000	10.8	19.6	17.5	14.9
<i>Marginales</i>				
1984	14.5	10.5	11.7	7.2
1989	12.7	10.9	11.8	12.9
1992	11.6	11.9	16.2	11.0
1994	13.0	11.6	21.9	11.6
1996	10.4	12.4	17.1	12.8
1998	12.4	9.6	19.0	11.9
2000	10.8	9.6	15.5	11.8

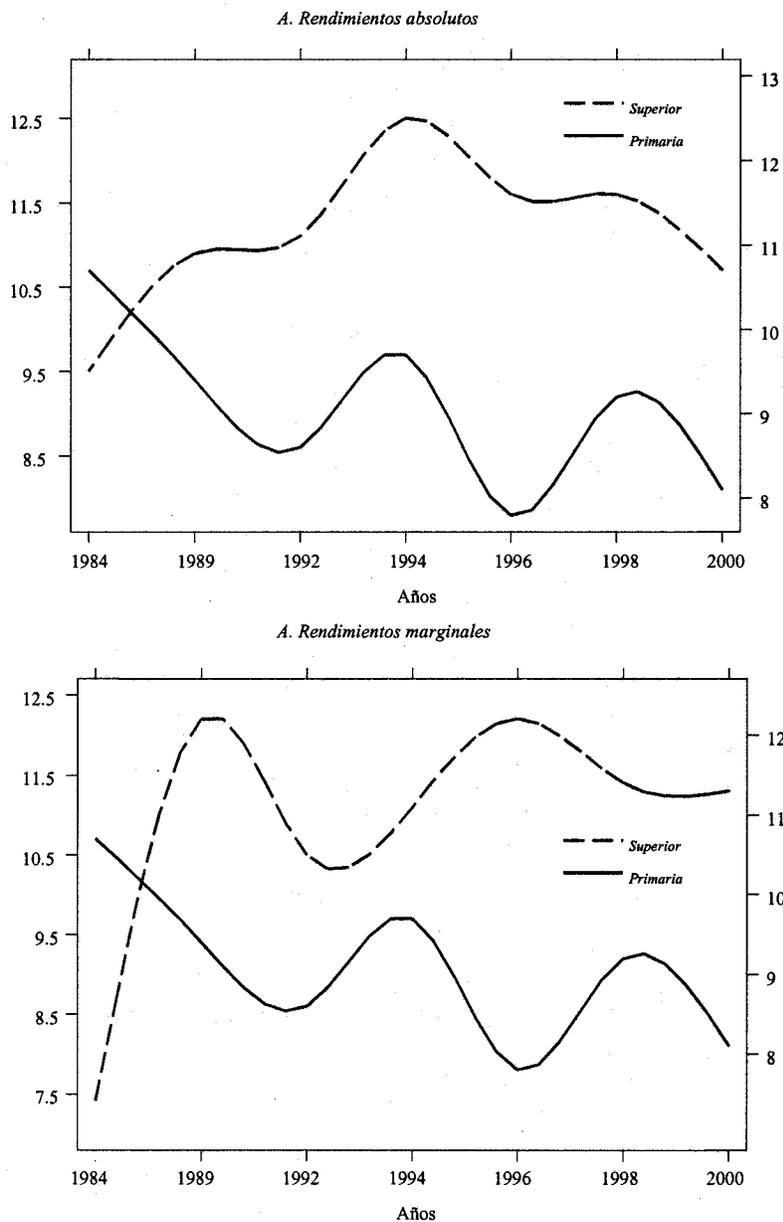
^a Las absolutas se obtienen con respecto a la categoría sin estudios, mientras que las marginales, con respecto al nivel educativo anterior.

Fuente: estimaciones propias con las bases de datos de las ENIGH, años respectivos.

datos que, en nuestro caso, refleja una mayor obsolescencia de la mano de obra para los jefes del hogar dentro del colectivo de mayor edad.

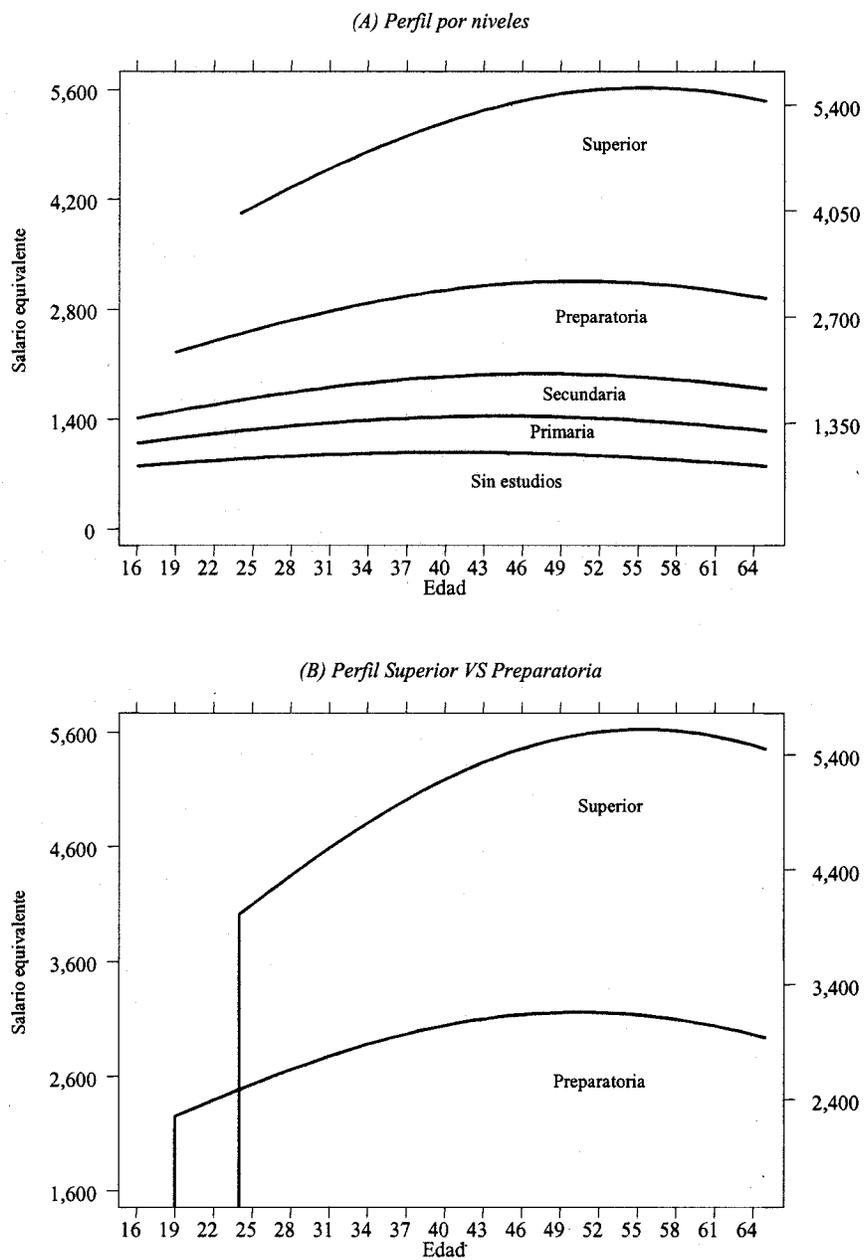
En la Gráfica 7 se observa que los rendimientos marginales son mayores para el nivel superior de estudios aun en época de crisis, lo cual no sucede con los rendimientos marginales ni con los absolutos de la educación primaria, que muestran un patrón cíclico con tendencia a la baja, caen hasta 8% en 1996 y se recuperan en 1998 para volver a reducir su nivel en 2000. En términos marginales, es sorprendente el aumento que se presenta en la rentabilidad del nivel educativo superior entre 1984 y 1989, fenómeno que puede ser explicado por el bajo nivel estimado en este colectivo al inicio del periodo (7.2%). Dicho nivel se justifica seguramente porque la demanda de trabajo no era tan exigente en términos de cualificación. En cambio, a partir de 1989 el mercado laboral registró una mayor demanda hacia aquellos colectivos más educados. El nivel de rentabilidad logró su máximo en 1996 por el orden de 12% y redujo su tasa al 11% promedio al final del periodo.

De esta manera, se puede afirmar que los asalariados con niveles educativos mayores se encuentran no solamente en mejor posición para conservar su empleo, sino más protegidos para enfrentar crisis económicas recurrentes como las sufridas en México de forma continua desde principios de los años ochenta.



Gráfica 7. Evolución de la tasa de rendimiento absoluto y marginal entre nivel primario y superior en México, 1984-2000.

Fuente: elaboración propia con base en cuadros 7 y 9.



Gráfica 8. Perfil de ingresos salariales equivalentes anuales por edad y nivel educativo y comparativo Superior vs Preparatoria en México, 1984-2000 (*pool* de datos, USD 2000 = 100).

Fuente: elaboración propia con base en la ecuación de salarios del Cuadro 7.

Similar a los rendimientos educativos, las tasas internas de retorno son positivas para todos los niveles de escolaridad, pero curiosamente, en términos marginales, los beneficios descontados a valor presente son mayores para niveles de preparatoria y secundaria. Esto significa que pasar de un grado académico al siguiente, después de secundaria, es más rentable para los individuos. Incluso en 1996 mostraron tasas internas por orden de 17.1 y 12.8% de forma respectiva, las cuales están por encima de las obtenidas para niveles educativos inferiores.



El hecho de que el nivel de las TIR absolutas sea más elevado en el grupo educativo de secundaria, no refleja otra cosa más que el cambio productivo ejercido durante el periodo hacia una mayor demanda de este grupo y la fuerte caída en el colectivo sin estudio alguno, lo cual refleja altos beneficios para aquellos trabajadores que lograron mejorar su nivel en nueve años educativos.

En la Gráfica 8 se anualizaron las cantidades de perfiles salariales y se puede observar la típica forma de *U* invertida que presentan los distintos colectivos educativos. Las escalas de equivalencia permiten inferir los niveles salariales por la composición del hogar. Así, por ejemplo, para una familia de cinco integrantes (esposa y tres hijos menores de 14 años) y jefe con nivel superior de estudios, con una edad de 55 años (cuyo colectivo logra su máximo nivel salarial), su perfil indica un monto de 13 167 USD en términos de escala familiar (aproximadamente 42 134 USD en términos monetarios) por año. En contraste, un jefe de familia con las mismas características, pero con nivel inferior de estudios (preparatoria) y que logra su máximo nivel de ingresos salariales a los 50 años, solamente llega a obtener 7 392 USD equivalentes (aproximadamente 23 654 USD), esto es, 44% menos que la categoría de estudios universitarios.

Las edades en las cuales se logra el máximo nivel salarial para los restantes niveles educativos reflejan que los de menor cualificación lo alcanzan antes, entre los 40-41 años; por su parte, los del colectivo con estudios secundarios lo logran a los 44-45. Este fenómeno se debe a que el costo de oportunidad para continuar con los estudios para ambos colectivos fue mayor, por lo que su entrada *prematura* al mercado de trabajo conlleva a que el punto de inflexión se produzca antes y con un nivel muy inferior de ingresos con respecto de los más cualificados.

Conclusiones

La acumulación de capital humano es vital para que todo país logre adaptarse al cambio tecnológico y, por consiguiente, mejore la calidad de vida de su mano de obra potencial, al retomar la senda del crecimiento. El trabajo demuestra que la inversión educativa en México es necesaria y rentable, pues reduce las brechas salariales a medida que el trabajador adquiere más conocimiento, con lo que se apoya a las familias más pobres y de mayores capacidades, para enfrentar su situación tan vulnerable.

El cambio educativo de la población activa asalariada de México ha estado vinculado estrechamente a un fenómeno del mercado laboral denominado *cambio técnico sesgado*. Éste se encuentra relacionado con nuevas formas aplicadas en los procesos de producción, caracterizados como de *alta tecnología*; por tanto, el premio salarial educativo asociado al cambio tecnológico es el resultado de un incremento en la demanda por la experiencia, habilidad y otras características observables de los trabajadores con mayor nivel de estudios.

El cambio educativo de la población trabajadora muestra una cualidad importante: los trabajadores sin estudio alguno y hasta nivel de primaria redujeron su participación en el mercado de trabajo, en tanto que los más cualificados la han aumentado. Desde 1984, la rentabilidad educativa media creció hasta lograr su nivel máximo en 1994 (11.1%), para luego caer en 1996, como resultado de la recesión económica, repuntó en 1998 y se estabilizó en el nivel de 10% en 2000. Los rendimientos educativos muestran un comportamiento cíclico y con tendencia a la baja en los niveles de cualificación de menor nivel, y el caso contrario para los niveles educativos por encima de secundaria. Durante los periodos de crisis, los rendimientos educativos se reducen, pero no caen por debajo de la rentabilidad inicial para los más escolarizados, mientras que la caída es continua para los trabajadores con menor escolaridad. Este fenómeno se explica porque los trabajadores más pobres y vulnerables se ubican principalmente en dicho colectivo educativo, al mismo tiempo que no logran insertarse en la dinámica de los sectores de alta tecnología y generadores de empleo con mayor remuneración.

Con respecto de los asalariados sin estudio alguno, las estimaciones del trabajo muestran que el colectivo con primaria obtiene apenas 38.5% más de salario; aquél con nivel de secundaria logra una diferencia positiva de 70%; y los de preparatoria y nivel superior obtienen un salario mayor hasta 117 y 175% de forma respectiva, lo cual refleja la caída en la rentabilidad que sufre el colectivo menos cualificado durante el periodo analizado. El vector de variables refleja que un trabajador masculino asalariado con jornada laboral de tiempo completo, sindicalizado y que reside en zona urbana, se encuentra en mejor condición que uno con las características opuestas, al obtener diferencias salariales de entre 8.8 y 33.4%, aunado al efecto del tamaño del hogar que —con un número menor de integrantes al promedio nacional— incide positivamente en los salarios de la familia (26.6%), lo cual manifiesta que una menor tasa de dependencia familiar permite acceder a la formación educativa de los hijos, fenómeno contrapuesto con el entorno rural, donde el tamaño familiar es superior al promedio y los hijos son considerados como mano de obra en las actividades primarias tradicionales.

En resumen, toda estrategia económica que pugne por mejorar las condiciones laborales en México requiere impulsar de manera firme el crecimiento económico, a la par de incrementos de los salarios mediante una mayor productividad. En un contexto de mayor flexibilidad en relaciones laborales, la evidencia empírica de la economía mexicana mues-

tra que el crecimiento del producto y del empleo dependen directamente de una demanda agregada, y por tanto, aumentar el nivel educativo juega un papel central con una doble visión: lograr un mayor rendimiento económico de los trabajadores y un incremento del bienestar social.



Bibliografía

- Aguilar, Genaro, *Desigualdad y Pobreza en México ¿Son inevitables?*, México, UNAM-IEC-IPN-CIECAS, Porrúa, 2000, pp.72-77.
- Banco de México, *Informe Anual*, México, 1995, www.banxico.org.mx
- Barceñas, F. y J.L. Raymond, "Hipótesis de Señalización Versus Capital Humano. El caso de México", en *El Trimestre Económico*, vol. LXX(1), núm. 277, México, FCE, enero-marzo de 2003, pp. 109-194.
- , J. Oliver, J.L. Raymond y J.L. Roig, "Los Rendimientos de la Educación y la Inserción laboral en España", *Papeles de Economía Española*, núm. 86, 2000, pp.128-148.
- , J. Oliver, J.L. Raymond y J.L. Roig, "Private rates of return to human capital in Spain: new evidence", mimeo, Departamento de Economía Aplicada-Universitat Autònoma de Barcelona, Barcelona, mayo de 2001, pp. 1-56.
- Becker, G., *Human Capital, Human Behavior and Social Institutions*, NBER, núm. 5, 2a. edition, 1975, Nueva York.
- , "Investment in human capital: A theoretical analysis", en *Journal of Political Economy*, núm. 70, 1962.
- Borjas, G. y V. Ramey, "Foreign Competition, Market, Power and Wage Inequality", en *Quarterly Journal of Economics*, núm. 110, noviembre de 1995, pp. 1075-1110.
- Bound, J y Johnson, G., "Changes in the structure of wages in the 1980s: An evaluation of alternative explanations", en *American Economic Review*, vol. 82, núm. 3, 1992, pp. 371-392.
- Camberos, M. y Luis Huesca, "Las Tendencias en el Bienestar en la Frontera Norte de México en los Noventa (Una Aplicación de un Modelo de simulación para estimar los cambios en el bienestar)", en *Revista de Estadística*, INEGI-Asociación Mexicana de Estadística, vol. IX, núm. 11, julio de 1997, Aguascalientes, pp. 27-52.
- Duro, J. A., "Los rendimientos de la educación desde un enfoque agregado: una evaluación con datos regionales", en *Estudios Regionales*, núm. 49, 1997, pp. 15-33.
- Gradín, Carlos, "Polarization by Sub-populations in Spain: 1973-91", en *Review of Income and Wealth*, Series 46, núm. 4, diciembre de 2000, pp. 457-474.
- Heckman, James, "Sample selection bias as a specification error", en *Econometrica*, vol. 47, núm. 1, 1979, 153-61.
- Huesca, Luis, "Análisis de la polarización del ingreso de los hogares en México durante 1984-2000", en *Investigación Económica*, vol. LXII, núm. 246, octubre-diciembre de 2003, pp. 89-123.
- INEGI, *Bases de Datos, Encuestas Nacionales de Ingresos y Gastos de los Hogares, 84-89, 1992-1998 y 2000*, México, 1994, 2000 y 2002.
- , *Anuario estadístico de los Estados Unidos Mexicanos*, México, 1995.
- Mincer, Jacob, *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, 1974.
- Oliver, J., J.L. Raymond y Héctor Sala, "Necesidad de formación en el mercado de trabajo español: Composición del empleo y estructura productiva", Documento de Trabajo, núm. 01.17, Departamento de Economía Aplicada, UAB, Barcelona, 2001, pp. 1-30.
- , y Xavier Ramos, "Capital Humano y desigualdad en España 1985-1996", en *Papeles de Economía Española*, núm. 88, 2001, pp. 240-256.
- , Xavier Ramos y J. Raymond, "Not All Degrees Yield the Same Return: Private and Social Returns to Higher Education for Males in Spain", Documento de Trabajo, núm. 99.04, Departamento de Economía Aplicada, UAB, 1999, pp. 1-15.
- , J.L. Raymond, J.L. Roig y A. Roca, "Función de Ingresos y Rendimiento de la Educación en España 1990", en *Papeles de Economía Española*, núm.77, 1998, pp. 1-34.
- Pánuco H. -Laguette y Székely, M., "La distribución del ingreso y la pobreza en México", en Bulmer-Thomas Víctor (compilador), *El Nuevo modelo Económico en América Latina*, FCE, México, 1997, pp. 225-266.
- Psacharopoulos, G., E. Vélez, A. Panagides, y H. Yang, "Returns to Education During Economic

- Boom and Recession: Mexico 1984, 1989 and 1992”, en *Education Economics*, vol. 4, núm. 3, 1996, pp. 219-230.
- Psacharopoulos, G., “Returns to Education: An updated international comparison”, en *Comparative Education*, vol. 17, 1994, pp. 321-341.
- , “Returns to Investment in Education: A Global Update”, en *World Development*, vol. 22, núm. 9, 1981, pp. 1325-1343.
- Ram, R., “Level of development and Rates of Return to Schooling: Some Estimates from Multi-country Data”, en *Economic Development and Cultural Change*, vol. 44, núm. 4, 1996, pp. 839-857.
- White, H., “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity”, en *Econometrica*, vol. 48, 1980, pp. 817-838.
- Wood, A., North-South Trade, *Employment and Inequality*, Oxford, Clarendon Press, 1994.
- Zamudio, Carrillo, A., “La escolaridad y la distribución condicional del ingreso. Una aplicación de regresión cuantil”, en *El Trimestre Económico*, vol. LXVIII, núm. 269, enero-marzo de 2001, pp. 39-70.