

Capital humano y desigualdad del ingreso en México, 1984-2000

FERNANDO BARCEINAS
JOSÉ LUIS RAYMOND*

*Para erradicar la pobreza
hay que redistribuir el saber*

Graça Machel
Ex ministra de educación de Mozambique

INTRODUCCIÓN

En los últimos años, México ha experimentado un proceso de escolarización de manera incesante, aunque ciertamente a un ritmo menor del deseado. Este fenómeno es fácilmente apreciable a través del incremento de la media de los años de escolaridad (que pasa de 5.3 años en 1984 a 7.4 años en 2000) y de una mejora en la distribución de la educación entre la población (el índice de Gini de escolaridad desciende de 0.43 en 1984 a 0.38 en 2000 o, visto desde otro ángulo, mientras en 1984 sólo 12.8% de los cabezas de familia tenían un nivel educativo superior al de secundaria, en

Manuscrito recibido en febrero de 2005; aceptado en mayo de 2005.

* Universidad Autónoma Metropolitana, Plantel Azcapotzalco, <fbarceinas@correo.azc.uam.mx> y Universidad Autónoma de Barcelona, <josep.raymond@uab.es>, respectivamente. Agradecemos los comentarios de dos evaluadores anónimos. Evidentemente, los errores que pudieran persistir son responsabilidad exclusiva de los autores.

el 2000 este porcentaje asciende a 24.4%). Por otro lado, un razonamiento simple derivado de la teoría del capital humano nos daría pauta a suponer que este mejoramiento de la situación educativa general debería conducir a un fenómeno similar en la distribución del ingreso. Lamentablemente este no ha sido el caso.

La evolución de la distribución del ingreso de los hogares en México durante el período 1984-2000, medida a través del uso del índice de Gini, muestra claramente dos tipos de conducta. Por un lado, de 1984 a 1994 la distribución del ingreso sufre un importante deterioro (el índice de Gini se incrementa de 0.46 a 0.51), mientras de 1994 a 2000 la situación se mantiene, e incluso mejora levemente (el índice de Gini desciende de 0.51 a 0.50).

El marco teórico adoptado es el de la teoría del capital humano, que permite explicar la relación causal entre capital humano e ingresos. Ciertamente existen otras teorías que, de manera alternativa, tratan de explicar la misma causalidad, en particular cabe mencionar la teoría de la señalización. No obstante, cabe resaltar que, en el caso de México, el contraste empírico de estas dos teorías favorece ampliamente la primera de ellas (Barceinas y Raymond, 2003).

El objetivo de este trabajo consiste en aportar elementos para tratar de desentrañar esta aparente relación paradójica entre la educación y la distribución del ingreso durante el período 1984-2000. Para ello nos servimos de una descomposición de las funciones de ingreso de los hogares, que aísla el efecto de cada uno de las variables incluidas en este tipo de funciones, dedicando particular atención a las variables de capital humano, en concreto a la escolaridad de los cabezas de familia.¹ En general se constata que la

¹ La teoría del capital humano, sobre la que se basa la especificación de las funciones de ingreso, ha probado ser bastante robusta. No obstante, como muchas otras teorías, actualmente experimenta un fuerte debate en torno a temas muy particulares como la endogeneidad de la educación, el sesgo de habilidad y la interpretación de los rendimientos de la educación cuando se utilizan variables instrumentales. Para una excelente discusión de estos temas véanse Card (2001) y Harmon *et al.* (2001). Asimismo, cabe hacer notar que en los últimos años la teoría del capital humano ha tomado elementos de los conceptos de capital social, en particular del papel que juega el *background familiar*, el tipo de escuela y otros elementos sociales que, sin duda, tienen gran influencia en la formación

escolaridad del cabeza de familia tiene un papel cada vez más importante en la determinación del nivel de desigualdad del ingreso. Posteriormente, se lleva a cabo un análisis de carácter dinámico, en cuanto se evalúa cómo los cambios experimentados en determinadas variables (educación, experiencia laboral, género del cabeza de familia, tamaño de la misma, etc.) inciden sobre los cambios en la distribución del ingreso. La conclusión básica es que, no obstante los niveles de educación son importantes en la explicación del nivel de desigualdad del ingreso, la evolución de los rendimientos de capital humano claramente condiciona la evolución de la desigualdad del ingreso: cuando los rendimientos en los niveles elevados de formación se incrementan, la desigualdad del ingreso tiende a empeorar, y viceversa. Dicho de otra manera, se demuestra que la distribución de la educación y de su rendimiento son componentes fundamentales para explicar la desigualdad del ingreso, en particular el deterioro de éste en el período 1984-1994 y, aunque no de manera del todo contundente, para explicar la ligera mejoría durante el período 1994-2000.

La relación educación-distribución del ingreso ha sido objeto de estudio en el caso de México.² Por ejemplo, Legovini *et al.* (2001), con base en la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 1984 y 1994, apuntan a que el cambio en la estructura de rendimientos de la educación de dicho período genera un incremento inequívoco e importante en la desigualdad del ingreso. Más aún, los autores dejan claro el resultado

de capital humano. Para una revisión de la aplicación de estos conceptos véanse Card (1999) y Card (2001), y para los conceptos de capital social como creador de capital humano véanse Coleman (1988) y Portes (1998). Cabe mencionar que la teoría del capital social, en cuanto análisis de las relaciones entre los actores sociales y los grupos y, como corolario, la formación de capital humano, no tiene estrictamente como objetivo el mismo que la teoría del capital humano: la explicación de la formación de los ingresos.

² Cabe mencionar que los estudios sobre distribución del ingreso en México tienen una larga tradición que data de los años cincuenta, y que se abocan al análisis de diversos aspectos, tales como la relación con factores macroeconómicos y de crecimiento, la evolución y el cálculo mismo de los indicadores (Kaliffa, 1976; Altamir, 1983; Hernández Laos y Córdova, 1982, entre otros) hasta los impactos sociales y los problemas de comparación de fuentes de información (Pánuco-Laguette y Székely, 1999; Hernández Laos y Vázquez, 2003; De la Torre, 1995, entre otros).

paradójico de que la mejora en la distribución de la escolaridad también contribuye a la desigualdad. Por otra parte, López-Acevedo (2001) igualmente concluye que la variable que más contribuye a la explicación de la desigualdad del ingreso en México es la educación, en particular a través de las modificaciones de los rendimientos educativos, consecuencia, a su vez, del cambio tecnológico con sesgo de trabajo especializado que la liberalización comercial trajo consigo.

Este tipo de conclusiones no resultan del todo novedosas, habida cuenta que algunos autores (Székely, 1995; Meza, 1999) habían ya explorado la idea de que los individuos con una mejor dotación de capital humano, aunada a un proceso de liberalización comercial como el experimentado por la economía mexicana a finales de los ochenta y principios de los noventa, proceso que se caracteriza por una mayor demanda de mano de obra calificada, conlleva a un incremento de los rendimientos de capital humano y, en última instancia, a una mayor brecha salarial entre los trabajadores, esto es, a un deterioro de la distribución del ingreso. En este sentido, el aporte de este trabajo consiste, por una parte, en la aplicación de un procedimiento de descomposición que aísla de manera rigurosa los efectos de los cambios en los niveles de las variables que inciden sobre el ingreso de los hogares y su distribución, y en la cuantificación del efecto de los cambios en los rendimientos educativos igualmente sobre la distribución del ingreso de los hogares. Por otra parte, este análisis cubre, a diferencia de otros estudios sobre distribución del ingreso en México, un período amplio que va de 1984 a 2000.

El artículo está dividido de la siguiente manera: la primera parte presenta un análisis estadístico de la estructura de ingresos en México y de algunos indicadores de educación. La segunda aplica la descomposición del índice de Gini, basada en un trabajo de Fields (1998), y se analizan los resultados. En la tercera se lleva a cabo un ejercicio de simulación para aislar el efecto del rendimiento del capital humano sobre la distribución del ingreso y, finalmente, se ofrecen algunas conclusiones del trabajo.

ANÁLISIS DE DATOS

La composición del ingreso corriente monetario de los hogares no ha experimentado cambios sustanciales en el período de estudio. Como se puede apreciar en el cuadro 1, los ingresos provenientes de remuneraciones al trabajo han representado, en promedio, aproximadamente 62% del ingreso corriente monetario. Cabe mencionar que la proporción máxima se alcanza en 1994 (65%) y que, posteriormente y en concordancia con los años sucesivos a la crisis económica de diciembre de 1994, dicho componente desciende a 63% en 1996 y a 60% en 1998. Por otro lado, es notable como dentro de este ingreso salarial, los sueldos, salarios y horas extras, esto es, la parte más segura de este tipo de ingreso, va perdiendo peso paulatinamente en detrimento de los otros componentes (comisiones y propinas, aguinaldos, primas vacacionales y reparto de utilidades) que ciertamente tienen un mayor grado de volatilidad y discreción.

Igualmente resulta interesante hacer notar que un movimiento contrario al del ingreso salarial se observa en el rubro de renta empresarial: la proporción mínima del período se localiza en 1994 (24%), y a partir de ahí experimenta un leve incremento en 1996 (25%) y en 1998 (27%). Al parecer en tiempos de crisis los hogares sustituyen parte de su pérdida de ingreso salarial por un incremento de sus actividades empresariales. Empero, cabe notar que la renta empresarial de los hogares se ha concentrado cada vez más en los denominados negocios industriales y en la prestación de servicios, asignando un rol progresivamente más marginal a los ingresos empresariales del sector primario. Por ejemplo, mientras en 1984 los negocios agrícolas aportaban casi 8% de la renta empresarial, en 2000 su aportación se reducía a un poco menos de 2 por ciento.

Finalmente, nótese que las transferencias se han incrementado ligeramente a partir de 1996, en particular los regalos y donativos provenientes tanto del interior del país como de otros países.

En el cuadro 2 se muestra la distribución del ingreso corriente monetario por tipo de fuente y deciles de hogar de acuerdo a su ingreso. Del análisis de esta información se desprende que son los hogares con menores ingresos

CUADRO 1
Distribución del ingreso corriente monetario trimestral
de los hogares por fuentes, 1984, 1989, 1992, 1994, 1996, 1988 y 2000 (%)

	1984	1989	1992	1994	1996	1998	2000
Ingreso corriente monetario	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Remuneraciones al trabajo	59.50	59.85	61.46	65.92	62.62	60.09	63.41
Sueldos, salarios y horas extras	55.80	56.20	56.80	60.90	56.59	54.30	55.23
Comisiones y propinas	2.81	2.48	2.37	3.32	3.77	3.62	4.39
Aguinaldos, gratificaciones y premios	0.24	0.35	0.94	0.63	0.76	0.73	1.02
Primas vacacionales	0.32	0.29	0.53	0.72	0.68	0.65	1.31
Reparto de utilidades	0.34	0.53	0.82	0.55	0.82	0.79	1.46
Renta empresarial	28.15	27.85	27.55	23.72	25.13	26.89	23.62
Negocios industriales	1.60	3.57	3.37	2.87	3.45	3.69	4.33
Negocios comerciales	7.37	9.60	7.96	6.96	7.08	7.58	7.50
Prestación de servicios	5.73	8.12	9.93	10.01	9.40	10.06	9.22
Procesamiento de materias primas	0.22	0.21	0.18	0.20	3.96	4.24	1.36
Negocios agrícolas	7.57	4.03	2.83	2.02	1.24	1.33	0.90
Negocios pecuarios y forestales	5.67	2.31	3.28	1.86	1.24	1.33	0.31
Otros negocios							
Renta de la propiedad	3.50	3.57	1.54	1.54	1.91	2.00	1.57
Alquiler de tierras y terrenos	0.18	0.62	0.35	0.28	0.17	0.18	
Alquiler de casas, edificios, locales y otros	1.51	0.96	0.91	1.03	1.27	1.33	1.27*
Intereses de inversiones a plazo fijo	1.74	1.21	1.14	0.11	0.39	0.41	0.30**
Intereses de cuentas de ahorro	0.02	0.56	0.12	0.08	0.04	0.04	
Intereses de préstamos a terceros	0.00	0.02	0.02	0.03	0.03	0.03	
Intereses de acciones, bonos y céntimos	0.05	0.22	0.00	0.01	0.00	0.00	
Alquiler de marcas, patentes y derechos de autor	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	
Cooperativas de producción	0.24	0.34	0.14	0.31	0.09	0.07	
Transferencias	8.23	7.74	7.83	7.62	9.26	10.03	10.75
Jubilaciones y pensiones	2.17	2.50	2.71	2.87	3.05	3.30	5.19***
Indemnizaciones de seguros contra riesgos y terceros	0.01	0.12	0.22	0.00	0.00	0.00	
Indemnizaciones por despido y accidentes de trabajo	0.59	0.79	0.86	0.23	0.26	0.28	
Becas y donativos de instituciones	0.12	0.10	0.13	0.91	0.14	0.15	0.74
Regalos y donativos originados dentro del país	4.18	2.75	2.71	2.61	3.43	3.72	2.75
Regalos y donativos provenientes de otros países	1.15	1.47	1.19	1.00	2.38	2.58	2.07
Otros ingresos	0.38	0.64	1.48	0.89	0.99	0.92	0.65

Fuente: INEGI, Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares, tercero trimestre de 1984, 1989, 1992, 1994, 1996, 1998 y 2000.

los que proporcionalmente reciben menores ingresos salariales, pero proporcionalmente mayores ingresos por renta empresarial (seguramente por prestación de servicios). Un fenómeno inverso, esto es, unos ingresos más volcados hacia los salariales y menos hacia los empresariales se perciben en los hogares pertenecientes a los deciles más altos. Sin embargo, cabe mencionar que el decil X, o sea, el de los hogares con más altos ingresos, muestra una proporción de ingresos salariales menor al de los hogares de los deciles precedentes. Se trata, sin duda, de un fenómeno totalmente lógico: en los deciles VII, VIII y IX se localizan los hogares cuyos componentes gozan de los más altos salarios, pero en el decil X se encontrarían más bien los dueños de las empresas, lo cual se corrobora observando que la renta empresarial entre el decil IX y el X aumenta prácticamente en 10 puntos porcentuales.³ Igualmente, y como era de esperar, son los hogares del decil X los que perciben una mayor proporción de renta de la propiedad, y los hogares de los deciles I y II los que reciben una mayor proporción de transferencias.

En el cuadro 3 se tiene la distribución del ingreso corriente por deciles de hogares y su correspondiente índice de Gini por año. En general, y como es por demás conocido, la distribución del ingreso en México es sumamente desigual, y lo que es peor, en el período de estudio no se nota ninguna tendencia a mejorar dicha situación. Según el índice de Gini, la peor distribución del ingreso se alcanza en 1994, y precisamente dos años después, esto es, el primer año de la muestra después de la crisis, se consigue el segundo menor de los índices de Gini del período. No obstante, nótese que el ingreso acumulado de los dos primeros deciles en ningún caso supera 4% y, en el caso extremo, que el decil X concentra aproximadamente 40% del ingreso total de los hogares.

³ En definitiva, son los hogares pertenecientes a los deciles I, II y X los que gozan proporcionalmente de un mayor ingreso por renta empresarial, pero ciertamente por muy diversas razones. Los dos primeros por la prestación de servicios y el último por los negocios industriales.

CUADRO 2
Distribución del ingreso corriente monetario trimestral por fuentes
según deciles de hogar de acuerdo a su ingreso, 1984, 1989, 1992, 1994, 1996, 1998 y 2000

	Total	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
Ingreso corriente monetario											
1984	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1989	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1992	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1994	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1996	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1998	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
2000	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Remuneraciones al trabajo											
1984	59,50	43,42	49,00	58,31	59,85	58,63	64,17	62,83	60,29	68,12	54,82
1989	59,66	49,66	58,38	66,20	66,53	68,63	68,60	69,21	69,48	68,17	47,30
1992	61,46	43,82	60,02	64,18	67,65	65,92	66,79	68,53	71,92	66,36	53,15
1994	65,92	44,37	58,36	58,07	65,54	67,86	67,96	66,98	65,78	69,28	65,68
1996	62,62	51,66	51,44	60,20	62,89	62,68	66,36	69,07	65,92	67,25	58,99
1998	60,09	45,54	54,28	59,25	61,48	64,06	66,64	65,85	65,23	68,24	52,95
2000	63,41	28,40	49,29	58,29	63,41	69,70	66,94	71,54	66,38	68,18	59,68
Renta empresarial^b											
1984	28,15	40,17	32,90	30,58	29,83	28,72	25,05	28,23	28,47	20,99	30,61
1989	27,85	33,72	28,22	23,02	22,09	21,82	21,85	20,86	20,68	22,92	36,75
1992	27,55	39,14	25,67	23,99	21,94	20,96	23,17	21,82	18,82	19,65	36,80
1994	23,72	31,70	26,22	23,33	21,67	20,55	21,04	22,16	23,55	21,50	25,70
1996	25,13	29,62	30,42	21,53	23,66	21,23	22,51	20,42	21,81	20,16	29,98
1998	26,89	33,87	26,46	23,39	24,17	21,68	19,14	21,97	22,85	21,23	34,01
2000	23,62	32,86	28,08	20,65	24,41	18,28	21,37	16,50	20,17	21,25	27,85
Renta de la propiedad											
1984	3,50	1,78	1,95	0,47	2,01	2,06	0,37	1,31	3,31	3,53	6,01
1989	3,57	0,91	0,87	1,57	0,76	1,44	0,99	1,05	1,62	1,55	7,27
1992	1,54	1,57	0,68	0,86	0,72	1,89	0,99	1,71	1,52	1,67	1,73
1994	1,54	0,81	0,50	0,61	0,95	0,91	1,14	1,14	1,53	1,10	2,20
1996	1,91	0,52	1,32	0,68	0,85	1,19	0,64	0,61	1,24	1,68	3,21
1998	2,00	0,49	0,58	0,86	0,61	1,02	1,05	0,60	0,76	1,23	3,69
2000	1,57	0,90	0,48	1,03	0,40	1,02	0,41	0,61	1,74	1,08	2,47

Cooperativas de producción		Transferencias	
1984	0.24	0.00	0.23
1989	0.34	0.02	0.49
1992	0.14	0.03	0.03
1994	0.31	0.01	0.14
1996	0.09	0.00	0.09
1998	0.07	0.20	0.17
2000			
1984	8.23	14.32	15.89
1989	7.74	15.65	11.87
1992	7.83	15.10	13.33
1994	7.62	22.83	14.69
1996	9.26	17.97	16.63
1998	10.03	19.82	18.30
2000	10.75	37.61	22.10

Notas: a/ Los hogares a nivel nacional se ordenaron en los deciles de acuerdo a su ingreso corriente total trimestral.
b/ En el monto del ingreso corriente por renta empresarial se incluyeron el ingreso monetario y no monetario de los negocios agrícolas, pecuarios, forestales,

acuacultura, pesca y recolección de flora y fauna.

CUADRO 3

*Distribución del ingreso corriente monetario
trimestral por deciles de hogares*

Deciles de los hogares	1984		1989		1992	
	Porcentaje de ingreso de los hogares	Porcentaje acumulado de los hogares	Porcentaje de ingreso de los hogares	Porcentaje acumulado de los hogares	Porcentaje de ingreso de los hogares	Porcentaje acumulado de los hogares
Total	100.00		100.00		100.00	
I	1.19	1.19	1.14	1.14	1.00	1.00
II	2.66	3.85	2.48	3.62	2.27	3.27
III	3.86	7.71	3.52	7.14	3.36	6.63
IV	5.01	12.72	4.56	11.70	4.38	11.01
V	6.26	18.98	5.76	17.46	5.45	16.46
VI	7.66	26.64	7.21	24.67	6.77	23.23
VII	9.68	36.32	9.02	33.69	8.62	31.85
VIII	12.42	48.74	11.42	45.11	11.22	43.07
IX	17.00	65.74	15.92	61.03	16.09	59.16
X	34.26	100.00	38.97	100.00	40.84	100.00
Gini	0.4562		0.4889		0.5086	

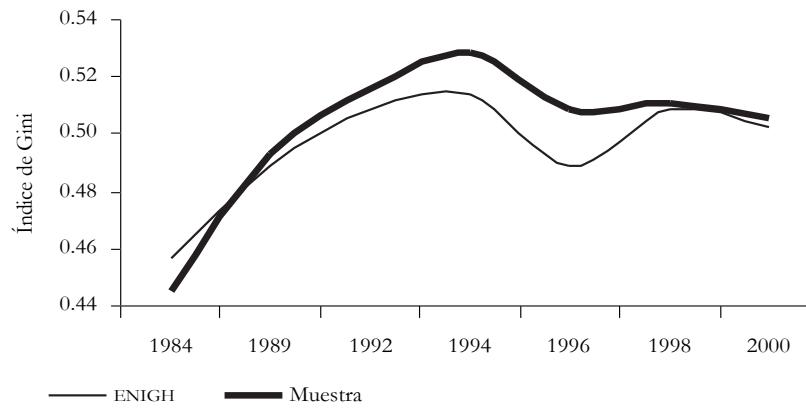
El análisis llevado a cabo en este artículo está basado en una muestra de hogares cuyas cabezas de familia tienen un ingreso positivo, sea este salarial o por cuenta propia.⁴ El tamaño de la muestra por años fue: 3 694 (1984), 8 962 (1989), 8 208 (1992), 9 897 (1994), 10 811 (1996), 8 255 (1998) y 7 512 (2000), lo que en conjunto da un total de 57 339 hogares. Todas las variables de ingreso se presentan a precios de 2000. A partir de esta muestra de hogares, se calculó su correspondiente índice de Gini. En la gráfica 1 se muestra la evolución comparativa entre el índice de Gini proporcionado por el Instituto Nacional de Estadística, Informática y Geografía (INEGI) y el calculado con la muestra seleccionada. Como se desprende de dicha gráfica, la evolución de ambos índices es muy similar: un crecimiento constante hasta alcanzar su valor máximo en 1994, un ligero decrecimiento en 1996, y una relativa estabilidad en el último período.

⁴ Esto significa que no se han considerado los hogares que, no obstante reportan un ingreso, su cabeza de familia no aporta nada al mismo. La razón es que, en estos casos, la relación escolaridad del cabeza de familia-ingreso del hogar queda muy desvirtuada.

1994		1996		1998		2000	
Porcentaje de ingreso de los hogares	Porcentaje acumulado	Porcentaje de ingreso	Porcentaje acumulado	Porcentaje de ingreso	Porcentaje acumulado	Porcentaje de ingreso	Porcentaje acumulado
100.00		100.00		100.00		100.00	
1.01	1.01	1.24	1.24	0.92	0.92	1.11	1.11
2.27	3.28	2.56	3.80	2.22	3.14	2.40	3.51
3.27	6.55	3.56	7.36	3.24	6.38	3.33	6.84
4.26	10.81	4.60	11.96	4.33	10.71	4.32	11.16
5.35	16.16	5.67	17.63	5.47	16.18	5.47	16.63
6.67	22.83	6.99	24.62	6.86	23.04	6.92	23.55
8.43	31.26	8.78	33.40	8.76	31.80	8.65	32.20
11.20	42.46	11.38	44.78	11.59	43.39	11.29	43.49
16.30	58.76	16.15	60.93	16.42	59.81	16.47	59.96
41.24	100.00	39.07	100.00	40.19	100.00	40.04	100.00
0.5137		0.4885		0.5092		0.503	

Fuente: INEGI, *ibid.*

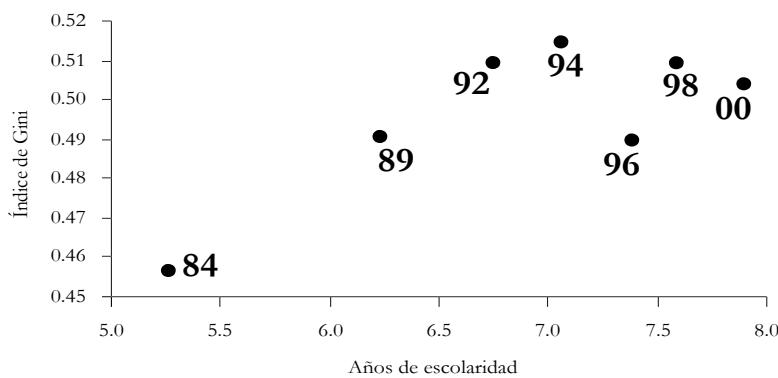
GRÁFICA 1
Índices de Gini. Muestral y oficial



Fuente: INEGI, *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares*, tercer trimestre de 1984, 1989, 1992, 1994, 1996, 1998 y 2000.

Como se manifiesta en un principio, el objetivo de este trabajo consiste en analizar la relación entre la escolaridad y la distribución del ingreso. En este sentido, resulta pertinente, en principio, explorar la relación simple entre los indicadores de estos dos conceptos. En la gráfica 2 se expone la relación entre el índice de Gini oficial y los años de escolaridad igualmente oficiales, esto es, los obtenidos de la Secretaría de Educación Pública (SEP) para toda la población. A partir de esta primera aproximación resulta clara la existencia de dos períodos de interrelación: el de 1984-1994, caracterizado por un incremento tanto de la escolaridad promedio, como de la concentración del ingreso, y el de 1994-2000, en el cual la relación no es de ninguna manera evidente.

GRÁFICA 2

Valores medios de escolaridad versus índice de Gini

Fuente: INEGI, *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares, op. cit.*, y Secretaría de Educación Pública.

Por otro lado, una manera alternativa de constatar la evolución educativa en México es a través de la composición de la población por niveles educativos. El cuadro 4 proporciona los porcentajes de cabezas de familia de la muestra seleccionada por niveles educativos para tres años específicos. En dicho cuadro queda patente que la proporción de individuos sin estudios se ha reducido sustancialmente: de 16% en 1984 a 10% en 2000. Por otro lado,

la proporción de individuos con secundaria ha pasado de 9 a 18% en el mismo período, y la de individuos con estudios universitarios igualmente se ha duplicado al incrementarse de 5 a 10%. Además, debe notarse que la mejora en estos indicadores se consigue básicamente en los últimos años.

CUADRO 4
Porcentajes de cabezas de familia por niveles educativos

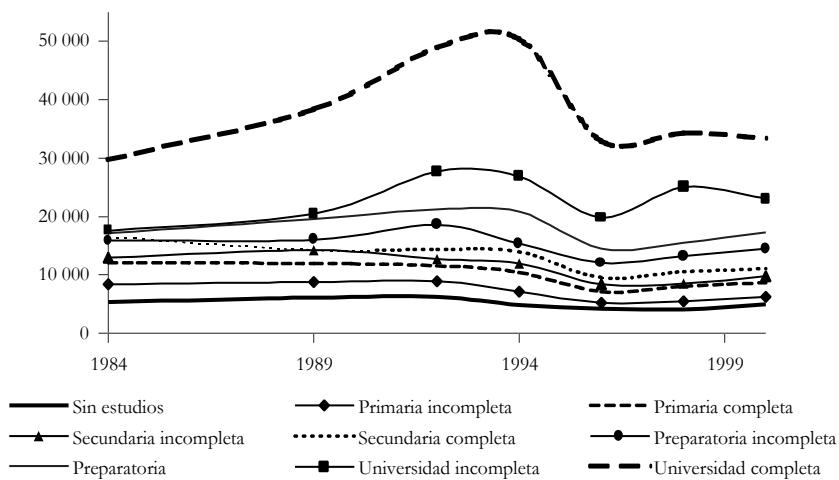
	1984	1994	2000
sin estudios	15.8	14.6	9.6
prim inc	37.1	29.3	23.3
primaria	20.8	21.1	20.7
sec inc	4.8	4.4	4.3
sec	8.9	12.8	17.8
prep inc	1.8	2.4	3.0
prep	3.5	4.9	7.1
univ inc	2.4	3.9	4.7
univ	4.9	6.6	9.6

Fuente: INEGI, *ibid.*

En la gráfica 3 se muestra la evolución de los ingresos trimestrales reales de los cabezas de familia por niveles educativos. Varios aspectos se desprenden del análisis de la información contenida en la gráfica. En primer lugar, nótese que los estudios universitarios establecen por mucho la gran diferencia en el nivel de ingreso (para exemplificar este aspecto nótese que, en promedio, el ingreso medio de un universitario con estudios completos es casi ocho veces mayor que el de un individuo sin estudios, y casi cuatro veces el de un individuo con primaria terminada, individuos estos últimos que constituyen el grupo mayoritario en la muestra analizada). En segundo lugar, es evidente que la crisis de 1994 golpeó, en forma generalizada y de manera severa, los ingresos reales de los individuos. No obstante, al menos en el período estudiado, el año de 1996 (primer año que recoge en la muestra los estragos de la crisis) no marca un nivel mínimo general: a diferencia del resto

de individuos, los universitarios alcanzan su nivel de ingreso real mínimo en 1984. Por otro lado, mientras los individuos con primaria completa, secundaria incompleta y secundaria completa, o sea, un sector importante de la muestra con niveles de educación bajos, obtienen un ingreso real máximo en el período 1984-1989, el resto de individuos (grupo mayoritariamente compuesto por perceptores de ingreso con niveles de estudio medio y superior) alcanzan su nivel máximo de ingreso en 1992 e incluso, en el caso de los universitarios con estudios completados, en 1994. En otras palabras, y de manera casi general, para los grupos con menores niveles educativos los años noventa han sido muy negativos. En el otro extremo, los grupos poblacionales más educados han podido sortear de una manera menos traumática la crisis de 1994, como se demuestra en el caso de los universitarios en el hecho de que su situación menos favorable en términos de ingreso la experimentaron en 1984.

GRÁFICA 3
*Evolución de los ingresos trimestrales reales
 por niveles educativos*
 (pesos de 2000)



Fuente: *Ibid.*

DESCOMPOSICIÓN Y ANÁLISIS DE RESULTADOS

De acuerdo a la metodología de Fields (1998), las variaciones en el ingreso pueden descomponerse a partir de las funciones de ingreso estándar (véase el anexo metodológico).⁵ En el cuadro 5 se presentan las estimaciones de las funciones de ingreso de los hogares cuyas cabezas de familia tienen un ingreso positivo.⁶ Las variables explicativas son: años de escolaridad del cabeza de familia (escolaridad del C. de F.), experiencia del cabeza de familia (experiencia del C. de F.) y su cuadrado (experiencia del C. de F.²), una variable *dummy* que toma el valor 1 si el cabeza de familia es hombre y 0 en otro caso (C. de F. Hombre =1), años de escolaridad promedio del resto de la familia económicamente activa (escolaridad promedio R. de F.) y, finalmente, el número de personas económicamente activas en el hogar (tamaño del hogar).

⁵ La forma funcional de la función de ingreso (también conocidas como mincerianas) en donde la variable dependiente es el logaritmo del ingreso y las explicativas la educación, la experiencia y su cuadrado está ampliamente afincada en la literatura correspondiente. Una justificación teórica y rigurosa de esa forma funcional tiene su origen en Mincer (1974), pero también pueden encontrarse desarrollos alternativos que la justifican en Berndt (1991) y Harmon *et al.* (2001). Ahora bien, el hecho de que, en nuestro caso, la variable dependiente no sea el ingreso individual sino el del hogar justifica la especificación elegida. Empero, cabe reconocer la existencia de un debate menor en torno a la inclusión de variables adicionales en la función de ingresos. Al respecto es menester señalar, en primer lugar, que la mayoría de las variables adicionales sugeridas (sector económico, puesto de trabajo, etc.) son vehículos a través de los cuales los más educados acceden a mejores ingresos y, por tanto, lo único que provocan es una disminución del rendimiento estimado de la educación. En segundo lugar, cabe recordar que un modelo de regresión estimado por MCO puede interpretarse como inferencia condicionada de la variable dependiente con respecto a las explicativas. El propósito no es incluir todas las variables posibles sino únicamente aquel subconjunto sobre el que se considera relevante efectuar la condicionalización. En nuestro caso, para que los resultados obtenidos tengan sentido, esta condicionalización debe efectuarse contemplando únicamente los niveles educativos, pero no aquellas variables que directamente son un subproducto de la educación alcanzada.

⁶ Aparentemente puede existir la impresión de que al considerar únicamente las observaciones con ingreso mayor que cero se truncó la distribución por la izquierda con sus consecuentes implicaciones econométricas. No obstante, se está considerando que los ingresos cero o negativos son subproducto de errores de observación. Si este es el caso, la eliminación de las observaciones es la solución correcta. Sólo cabría pensar en sesgo de selección si se eliminan observaciones verdaderas. En este caso cabría estimar un tobit o seguir el planteamiento de Heckman.

CUADRO 5
Funciones de ingreso de hogares*
 Variable dependiente: log(ingreso total del hogar)

	1984	1989	1992	1994	1996	1998	2000
Constante	7.1336 (82.8)	7.3578 (136.7)	7.1937 (109.8)	6.9846 (124.5)	6.9465 (139.7)	6.8616 (110.8)	7.1009 (118.2)
Escolaridad del C. de F.	0.1088 (29.8)	0.1065 (46.5)	0.1215 (46.8)	0.1324 (56.3)	0.1216 (56.4)	0.1272 (50.3)	0.1142 (44.7)
Experiencia del C. de F.	0.0492 (12.0)	0.0364 (14.3)	0.0399 (12.9)	0.0429 (15.9)	0.0307 (12.6)	0.0335 (11.1)	0.0281 (9.2)
Experiencia del C. de F. ²	-0.0007 (-10.8)	-0.0005 (-11.9)	-0.0005 (-10.3)	-0.0006 (-13.5)	-0.0004 (-9.8)	-0.0004 (-8.5)	-0.0004 (-7.5)
C. de F. Hombre = 1	0.3834 (7.7)	0.2406 (8.0)	0.3028 (8.2)	0.2749 (8.5)	0.2921 (10.3)	0.2957 (9.3)	0.3480 (11.4)
Escolaridad promedio R. de F.	0.0411 (11.8)	0.0269 (13.3)	0.0378 (15.5)	0.0409 (20.0)	0.0372 (19.3)	0.0329 (15.1)	0.0315 (14.5)
Tamaño del hogar	0.2399 (13.9)	0.2738 (27.0)	0.2175 (17.6)	0.2622 (24.2)	0.2022 (20.2)	0.2450 (22.4)	0.2424 (18.7)
R ²	0.39	0.39	0.39	0.44	0.41	0.41	0.42
S. de R. al cuadrado	0.7272	0.7519	0.7881	0.8133	0.7627	0.8084	0.7868
Criterio de Schwarz	2.2144	2.2740	2.3684	2.4304	2.3014	2.4192	2.3656
Nº de observaciones	3 694	8 962	8 208	9 897	10 811	8 255	7 512

* Debajo de los parámetros se muestra la t-student calculada de acuerdo al método consistente de White.

Fuente: *Ibid.*

Como se desprende del cuadro 5, todos los parámetros estimados son significativos para todos los años y tienen los signos esperados. El rendimiento de la educación del cabeza de familia se ubica alrededor del rango de 11-13%, siendo los rendimientos correspondientes a los años noventa los mayores. Por otra parte, el rendimiento de la educación del resto de la familia es significativamente menor pues se localiza alrededor de 3-4%, esto es, que por cada año promedio de escolaridad del resto de la familia económicamente activa, el ingreso del hogar se incrementa precisamente en 3-4%. Nótese igualmente que estos rendimientos del resto de la familia se incrementan continuamente de 1989 hasta 1994, año donde alcanzan su máximo, y a partir de ese año empiezan a decrecer. Adicionalmente, cabe mencionar que la R^2 se ubica en torno a 0.40, salvo en 1994 donde alcanza el valor de 0.44.

En el cuadro 6 se muestran los cálculos de la descomposición de Fields.⁷ En primer lugar cabe hacer notar que el índice de Gini al que se hace referencia corresponde al calculado a partir de la muestra seleccionada, esto es, al del ingreso total de los hogares cuyas cabezas de familia tienen ingreso positivo.⁸ Este índice de Gini sigue una trayectoria creciente hasta alcanzar su valor máximo en 1994. Posteriormente, la desigualdad del ingreso tiende más a o menos a estabilizarse. En la segunda parte del cuadro 6 se encuentran los valores de la descomposición de Fields, y en la tercera parte el porcentaje que cada uno de los valores de la descomposición representa en el índice de Gini correspondiente.⁹ La variable que más aporta a la explicación de la desigualdad es la escolaridad del cabeza de familia (28% en promedio), seguida de la escolaridad promedio del resto de la familia (7%), del número de miembros económicamente activos en el hogar (6%) y, finalmente, el hecho de que el cabeza de familia sea hombre (1%). Por tanto, es evidente que, del conjunto de variables consideradas en las funciones de ingreso

⁷ En el cuadro A1 del anexo estadístico se presenta con un mayor grado de detalle la descomposición de Fields.

⁸ En términos generales, este índice de Gini sigue un comportamiento muy similar al calculado por el propio INEGI y que es, por ejemplo, el que se ilustra en la gráfica 1.

⁹ Nótese, en particular, que la suma de los valores de la descomposición de Fields corresponde precisamente con el valor del índice para cada año.

estándar, la educación es por mucho la que más capacidad explicativa tiene con relación a la desigualdad del ingreso de los hogares.

CUADRO 6
Descomposición del ingreso

	1984	1989	1992	1994	1996	1998	2000
Gini	0.4457	0.4935	0.5164	0.5280	0.5085	0.5108	0.5059
Contribución de cada factor a la explicación de la desigualdad							
sc	0.1021	0.1234	0.1410	0.1624	0.1522	0.1499	0.1428
dgeneroc	0.0073	0.0027	0.0032	0.0039	0.0043	0.0045	0.0082
spr	0.0333	0.0271	0.0360	0.0391	0.0366	0.0312	0.0332
tamhogar	0.0321	0.0442	0.0296	0.0324	0.0246	0.0299	0.0303
otros	0.2709	0.2961	0.3066	0.2903	0.2908	0.2953	0.2915
Porcentaje de cada factor a la explicación de la desigualdad							
sc	22.9	25.0	27.3	30.8	29.9	29.3	28.2
dgeneroc	1.6	0.6	0.6	0.7	0.8	0.9	1.6
spr	7.5	5.5	7.0	7.4	7.2	6.1	6.6
tamhogar	7.2	9.0	5.7	6.1	4.8	5.9	6.0
otros	60.8	60.0	59.4	55.0	57.2	57.8	57.6
total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Porcentaje sobre el cambio en la desigualdad de un año a otro [$\Pi(\cdot)$]							
sc	44.4(−)	77.2(−)	183.6(−)	52.2(+)	−97.8(+)	145.4(+)	
dgeneroc	−9.6(+)	2.0(−)	6.3(−)	−1.8(−)	9.9(−)	−75.5(−)	
spr	−13.0(+)	39.1(−)	26.4(−)	12.6(+)	−228.2(+)	−40.5(−)	
tamhogar	25.4(−)	−63.9(+)	23.5(−)	39.7(+)	225.5(−)	−8.0(−)	
otros	52.7(−)	45.6(−)	−139.9(+)	−2.7(−)	190.6(−)	78.6(+)	
total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	

Fuente: *Ibid.*

Por otro lado, cabe mencionar que esta metodología sirve para contabilizar el nivel de desigualdad del ingreso, en este caso en un año en particular. Sin embargo, una manera alternativa de analizar el problema radicaría en indagar cómo se explican las diferencias en la desigualdad del ingreso entre un año y otro. Específicamente, preguntarse cuánto de las diferencias en la desigualdad

del ingreso entre un año y otro es atribuible a cada determinante del ingreso o qué es relativamente más importante para dar cuenta de éstas diferencias: diferencias en la educación del cabeza de familia, en la experiencia del cabeza de familia, en la educación promedio del resto de la familia, etcétera.

Nótese que el aporte dinámico de una variable al incremento o decremento de la desigualdad del ingreso depende conjuntamente tanto de la dirección de la variación de la variable en cuestión, como de la variación del índice de Gini. Por ejemplo, en el período 1984-1989 la desigualdad del ingreso se incrementó de acuerdo al índice de Gini (pasó de 0.45 a 0.49) y, por otro lado, la capacidad explicativa de la escolaridad del cabeza de familia (SC) también lo hizo. Por tanto, se puede concluir que entre 1984 y 1989 los cambios en la escolaridad del jefe de familia fueron a favor de un incremento de la desigualdad del ingreso. De hecho, el deterioro de la distribución del ingreso entre 1984 y 1989 se debe en 44% a la educación del cabeza de familia. El mismo fenómeno se presenta en los siguientes dos períodos, a saber, 1989-1992 y 1992-1994: para el primero la educación del cabeza de familia explica 77.2% y para el segundo 183.6%. No obstante, este efecto perverso de la educación sobre la distribución de ingreso se revierte a partir de 1994.

Entre 1994 y 1996 la desigualdad del ingreso experimenta una ligera mejora, reflejada en la disminución del índice de Gini que pasa de 0.53 a 0.51. Pero el aporte de SC disminuye, de lo que puede deducirse que, durante este período, esta variable actuó a favor de la disminución en la desigualdad en la distribución del ingreso (explica 52.2%). Para el siguiente período la desigualdad en la distribución del ingreso se incrementa, pero no así la capacidad explicativa de SC, esto es, dicha variable actúa en sentido equivocado a la tendencia en la distribución del ingreso, por tanto, para dicho período la educación del cabeza de familia favorece la igualdad en el ingreso. Igualmente, para el período 1996-1998, la SC actúa a favor de la igualdad del ingreso, pues mientras la desigualdad del ingreso aumenta (el índice de Gini pasa de 0.509 a 0.511), la SC disminuye su aportación a la explicación de la desigualdad. Finalmente, en el último período que va de 1998 a 2000 acontece un fenómeno similar a lo sucedido en el período 1994-1996.

En la tercera parte del cuadro 6 se ha colocado un (+) cuando la variable favorece la disminución de la desigualdad en la distribución del ingreso y un (-) cuando favorece el incremento en la desigualdad. Nótese, además, que el total de las aportaciones suma 100% y que no importa que algunas superen el 100% en valor absoluto.¹⁰

Reconsiderando la idea de que hasta 1994 la educación del cabeza de familia favorece la desigualdad del ingreso, cabría preguntarse de qué manera o a través de qué mecanismos se lleva a cabo dicha influencia. En general, la influencia de una variable determinada sobre la distribución del ingreso puede deberse a: 1) que la distribución de la variable en cuestión haya cambiado y 2) que los parámetros asociados a la variable en la función de ingresos hayan cambiado. En el caso de la educación del cabeza de familia esto significa, en el primer caso, que la distribución de la educación haya cambiado y, en el segundo caso, que el rendimiento de la educación se haya modificado.

En el cuadro 7 se muestran los índices de Gini de la escolaridad del cabeza de familia. Como puede apreciarse, salvo un dato atípico de 1994, la tendencia es a una mejor distribución de la escolaridad. De hecho el índice de Gini pasa de 0.43 en 1984 a 0.38 en 2000.¹¹ En consecuencia, la distribución de la educación debería, en teoría, haber favorecido la disminución de la concentración del ingreso de los hogares durante el período 1984-1994, acontecimiento que, como se menciona anteriormente, no tuvo lugar. Luego entonces ¿qué fue lo que realmente sucedió?

¹⁰ Supóngase, por ejemplo, una situación donde el índice de Gini se incrementa en x% y la función de ingreso tiene únicamente dos variables explicativas Z_1 y Z_2 . Si Z_1 no experimenta cambios en sus aportes, el cambio en el índice de Gini se explica 100% por el cambio en Z_2 . Ahora bien, cabe la posibilidad de que ambas aporten en partes iguales 50% al cambio total en el índice Gini o cualquier otra combinación positiva. No obstante, cabe también la posibilidad de que Z_1 se asocie con un cambio de, por ejemplo, 150%, lo que implicaría que Z_2 debería aportar -50%. Esto implica si que Z_2 no hubiese variado, el cambio en el Gini, producto de la variación en Z_1 hubiese sido mayor a x%. De hecho hubiese sido 1.5x%. Por tanto, en este caso se dice que Z_2 actuó a favor de disminuir la desigualdad del ingreso.

¹¹ No obstante, vale la pena mencionar que el mejoramiento en la distribución de la educación se acentúa a partir de 1996. De hecho, entre 1984 y 1992, esto es, en un período de ocho años, el índice de Gini de educación desciende prácticamente en la misma magnitud que en el período de cuatro años comprendido entre 1996 y 2000.

CUADRO 7
Índices de Gini

	1984	1989	1992	1994	1996	1998	2000
Ingreso							
Sin estudios	0.4162	0.4727	0.4861	0.4588	0.4625	0.4638	0.4828
Primaria	0.3578	0.4195	0.4230	0.3988	0.4046	0.4228	0.4042
Secundaria	0.3874	0.3822	0.4141	0.4002	0.3890	0.3945	0.3832
Preparatoria	0.3025	0.4032	0.4298	0.3837	0.4266	0.4461	0.4615
Universidad	0.3497	0.5022	0.4596	0.4767	0.4576	0.4220	0.4320
Escolaridad	0.4308	0.4148	0.4098	0.4201	0.3939	0.3813	0.3762

Fuente: *Ibid.*

La explicación parece radicar en el hecho de que los rendimientos de la educación por niveles educativos han experimentado considerables modificaciones a lo largo del período analizado. En el cuadro 8 se presentan los rendimientos de la educación para los cabezas de familia, tanto en términos absolutos, esto es, con relación al nivel sin estudios, como en términos marginales, o sea, el rendimiento respecto al nivel de estudios inmediato anterior.

CUADRO 8
Rendimientos de la educación por niveles educativos

	1984	1989	1992	1994	1996	1998	2000
Absolutos							
prim/sinest	9.4	9.1	8.3	10.0	7.7	8.4	7.9
sec/sinest	9.9	9.5	9.4	10.9	9.3	10.2	9.0
prep/sinest	9.4	10.0	11.1	12.7	11.0	11.9	10.4
lic/sinest	9.7	10.0	11.7	12.8	11.5	12.1	10.8
Marginales							
prim/sinest	9.4	9.1	8.3	10.0	7.7	8.4	7.9
sec/prim	10.9	10.2	11.5	12.8	12.6	13.9	11.2
prep/sec	7.9	11.8	16.2	18.2	16.2	16.9	14.5
lic/prep	10.5	9.9	13.1	12.8	12.5	12.6	11.7

Fuente: *Ibid.*

Una revisión de la evolución de los rendimientos educativos nos muestra claramente que, en términos absolutos, éstos crecen continuamente desde 1984 hasta 1994, y a partir de este año descienden ligeramente, aunque repuntan levemente en 1998. Pero, lo que parece más importante, nótese que no todos los rendimientos evolucionan de la misma manera: los rendimientos de los niveles superiores de estudio (preparatoria y universidad) crecen de manera más acelerada que los correspondientes a los rendimientos de los niveles inferiores (secundaria y primaria). Nótese, en particular, que los rendimientos educativos en 1984 eran bastante similares. Posteriormente, los rendimientos de los niveles superiores se incrementan prácticamente un punto porcentual en cada nuevo período (10% en 1989, 11% en 1992 y 12% en 1994), mientras los rendimientos de niveles educativos inferiores se van rezagando, al grado de que en el 2000 los rendimientos de primaria y secundaria son menores que sus correspondientes de 1984. Lo contrario sucede con los rendimientos de preparatoria y universidad. En otras palabras, conforme avanza el tiempo, parece haber una tendencia del mercado laboral a premiar cada vez más los niveles superiores de estudio con relación a los niveles inferiores. Este premio diferencial es tan notorio que para el período 1984-1994 el aporte de la variable educación a la distribución del ingreso tiene efectos perversos, aunado a que la distribución de la educación no muestra precisamente su mejor desempeño en este período.

**UN EJERCICIO DE SIMULACIÓN
PARA AISLAR LOS EFECTOS DE LA EDUCACIÓN**

El objeto de esta sección es profundizar algo más en los efectos del capital humano sobre la distribución del ingreso. Para ello nos valemos de un simple ejercicio de simulación que seguidamente se detalla. En efecto, supongamos que en el año cero la función de ingresos es la siguiente:

$$\log(y_0) = \hat{\beta}_{0,0} + \hat{\beta}_{1,0} * sc_0 + \hat{\beta}_{2,0} * xc_0 + \hat{\beta}_{3,0} * xc_0^2 + \hat{\beta}_{4,0} * g_0 + \hat{\beta}_{5,0} * sr_0 + \hat{\beta}_{6,0} * h_0 + \hat{\varepsilon}_0$$

donde: y , ingreso del hogar; sc , escolaridad del cabeza de familia; xc , experiencia del cabeza de familia; g , dummy de género; sr , escolaridad del resto de la familia; h , tamaño del hogar, y $\hat{\epsilon}_0$ los residuos de la ecuación, todos los datos referidos al período cero. A partir de la estimación de la ecuación, es factible obtener los ingresos estimados que se corresponderán con los observados:

$$y_0 = \exp(\hat{\beta}_{0,0} + \hat{\beta}_{1,0} * sc_0 + \hat{\beta}_{2,0} * xc_0 + \hat{\beta}_{3,0} * xc_0^2 + \hat{\beta}_{4,0} * g_0 + \hat{\beta}_{5,0} * sr_0 + \hat{\beta}_{6,0} * h_0 + \hat{\epsilon}_0)$$

y calcular el índice de Gini para este conjunto de ingresos (G_0). Para el año uno podríamos hacer lo mismo, de manera tal que se obtuviese

$$y_1 = \exp(\hat{\beta}_{0,1} + \hat{\beta}_{1,1} * sc_1 + \hat{\beta}_{2,1} * xc_1 + \hat{\beta}_{3,1} * xc_1^2 + \hat{\beta}_{4,1} * g_1 + \hat{\beta}_{5,1} * sr_1 + \hat{\beta}_{6,1} * h_1 + \hat{\epsilon}_1)$$

con su correspondiente índice de Gini, G_1 . Ahora bien, el cambio experimentado en la concentración del ingreso entre el período cero y el período uno vendría dado por el cambio entre G_0 y G_1 . En términos generales, este cambio en el índice de Gini puede deberse a que los rendimientos del capital humano experimentaron asimismo cambios, esto es, que $\hat{\beta}_{1,0}$, $\hat{\beta}_{2,0}$ y $\hat{\beta}_{3,0}$ son distintos a $\hat{\beta}_{1,1}$, $\hat{\beta}_{2,1}$ y $\hat{\beta}_{3,1}$, o bien a que cambiaron los demás parámetros ($\hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_4$, $\hat{\beta}_5$, $\hat{\beta}_6$, $\hat{\epsilon}_0$ y $\hat{\epsilon}_1$) o a que cambió la distribución de la escolaridad entre las dos muestras. Planteado de esta forma, es sencillo aislar estos últimos cambios, o sea, los correspondientes a los cambios en el resto de parámetros y el cambio en la distribución de la educación (cambio al que haremos referencia como resto de variables), del cambio en los rendimientos de capital humano, a través de la imposición de los parámetros $\hat{\beta}_{1,0}$, $\hat{\beta}_{2,0}$ y $\hat{\beta}_{3,0}$ en la ecuación del período uno. Esto es, simulando el modelo restringido

$$y_1^* = \exp(\hat{\beta}_{0,1} + \hat{\beta}_{1,0} * sc_1 + \hat{\beta}_{2,0} * xc_1 + \hat{\beta}_{3,0} * xc_1^2 + \hat{\beta}_{4,1} * g_1 + \hat{\beta}_{5,1} * sr_1 + \hat{\beta}_{6,1} * h_1 + \hat{\epsilon}_1)$$

y calculando, posteriormente, el índice de Gini correspondiente a los ingresos predichos y restringidos, y_1^* , lo que daría origen a un índice de Gini que denominaremos G_1^* . De esta forma, dado que se verifica:

$$G_1 - G_0 = (G_1 - G_1^*) + (G_1^* - G_0)$$

el cambio observado en el índice de Gini se descompone entre la parte explicada por la modificación en los rendimientos del capital humano, recogida por $(G_1 - G_1^*)$, y el efecto del resto de variables captado por $(G_1^* - G_0)$.

En el cuadro 9 se presentan los cálculos antes descritos. En la primera columna se muestran los G , o sea, el índice de Gini original, en la segunda el índice de Gini restringido a los rendimientos de capital humano del período precedente, esto es, los G^* , y en las siguientes columnas se presentan los efectos, tanto totales como del capital humano y del resto de las variables. Tomando en consideración que los cambios importantes se producen, por un lado, entre 1984 y 1994 y, por otro lado, entre 1994 y 2000, en el cuadro en cuestión se muestran únicamente los cambios correspondientes a dichos períodos.

CUADRO 9
*Origen del cambio en la distribución del ingreso,
según el índice de Gini
(porcentajes)*

	Gini		Efecto		
	Original (G)	Restringido (G^*)	Total	Rendimiento de capital humano	Resto de variables
1984	44.6				
1994	52.8	49.6	8.2	3.2	5.0
2000	50.6	53.2	-2.2	-2.6	0.4

Entre 1984 y 1994 la distribución del ingreso sufrió un notable deterioro, reflejado en el incremento de 8.2 puntos porcentuales en el índice de Gini. Si los rendimientos de capital humano hubiesen permanecido inalterados durante tal período, la distribución del ingreso igualmente habría empeorado, pero en menor medida (el índice de Gini simulado, G^* , sería de 49.6). Esto significa que la principal causa del incremento en el índice de Gini fue el efecto de las otras variables (cinco puntos) y, en menor medida, pero

no obstante de manera importante, el rendimiento de capital humano (3.2 puntos). Cabe mencionar que el aporte del rendimiento de capital humano a la desigualdad coincide con un período de incremento constante de los rendimientos de la educación en general, y en particular del rendimiento de los grupos más educados.

Para el período 1994-2000 la situación con respecto a la distribución del ingreso cambia sustancialmente, tomando en consideración que ésta experimenta una leve mejoría (el índice de Gini pasa de 52.8 a 50.6). De acuerdo al ejercicio de simulación, este descenso de 2.2 puntos porcentuales se debe totalmente a un efecto benéfico del rendimiento de capital humano. Más aún, si éstos no hubiesen sufrido cambios, la distribución hubiese empeorado de manera significativa (el índice de Gini simulado es de 53.2). En este caso, el efecto favorecedor del rendimiento del capital humano a una mejor distribución del ingreso coincide, por una parte, con una reducción del rendimiento único de la educación de los cabezas de familia, que pasa de 13.2 a 11.4% y, por otra parte, con una menor dispersión de los rendimientos por niveles educativos.

CONSIDERACIONES FINALES

En el contexto de una descomposición estática de los componentes de la desigualdad del ingreso de los hogares, el de mayor impacto resulta, sin duda, el factor educativo: en el 2000, 28% del nivel de la desigualdad del ingreso es explicada por la escolaridad del cabeza de familia y 7% por la escolaridad del resto de los miembros del hogar. Los otros factores (género y experiencia potencial del cabeza de familia y tamaño del hogar) tienen efectos más bien marginales.

La primera aproximación en el plano dinámico de la relación escolaridad-distribución del ingreso, esto es, en el análisis que establece la relación entre los cambios de los determinantes de la distribución del ingreso y ésta, queda de manifiesto que son los cambios en la escolaridad del cabeza de familia los que mayor influencia tienen en la explicación de los cambios en las variaciones en la distribución del ingreso. Empero, la influencia no se

da siempre en el mismo sentido: mientras que hasta 1994 los cambios en la escolaridad del cabeza de familia fomentan la desigualdad del ingreso, a partir de dicho año y hasta el 2000, el efecto es benéfico para la igualdad del ingreso.

Finalmente, y teniendo como telón de fondo que son los cambios en la escolaridad del cabeza de familia los que mayormente determinan los movimientos de la distribución del ingreso, se da un paso adelante en cuanto que, a través de un proceso de simulación, se aísla el efecto de los cambios en el rendimiento del capital humano sobre la evolución de la distribución del ingreso, de otro tipo de cambios (básicamente en el resto de variables determinantes del ingreso y de la distribución de la educación).

La conclusión principal es que es factible distinguir dos períodos de impactos de la evolución del capital humano sobre la distribución del ingreso en México: en primer lugar, el comprendido entre 1984 y 1994, caracterizado por un grave deterioro en la distribución del ingreso y por un impacto negativo del capital humano, en particular debido al incremento de los rendimientos de la educación y, un segundo período que va de 1994 a 2000, con una leve mejora en la distribución del ingreso y un impacto en general positivo de la evolución del capital humano sobre dicha distribución. El aumento en la desigualdad atribuible al capital humano en el período 1984-1994 es consecuencia de que los rendimientos de la educación aumentaron para los niveles de estudio elevados y se redujeron para los niveles de estudios más bajos.

Ahora bien, ante este panorama, dos preguntas inmediatamente se plantean. En primer lugar, qué explica el mencionado patrón de incremento para los niveles elevados y el decremento para los reducidos en los rendimientos educativos entre 1984 y 1994, y en segundo lugar, cuáles son las implicaciones de política económica que de ello se desprenden.

Con relación a la primera cuestión, como ya se ha señalado, el proceso de liberalización de la economía mexicana que operó en la década de los ochenta, pudo haber contribuido a aumentar la prima salarial al aumentar la demanda de trabajo más cualificado, a la vez que se redujo la protección de las industrias menos intensivas en capital humano. Sin embargo, lo que

del análisis se desprende es que este fenómeno puede estar agotándose, lo que, hasta cierto punto, no deja de ser una buena noticia en términos de distribución del ingreso.

Por lo que respecta a la segunda pregunta, una lección que debería ser tomada en consideración es que la mejor política para aminorar los efectos de procesos que tiendan a concentrar el ingreso, continúa siendo mejorar la distribución de la educación. Si, como parece ser el caso en el período 1984-1994, aquella no experimenta una evolución claramente positiva, el comportamiento de los rendimientos de la educación puede causar serios estragos en la distribución del ingreso. En este sentido, si bien es cierto que las políticas de liberalización han podido contribuir al aumento de la desigualdad, de aquí no ineludiblemente se sigue que eficiencia y equidad deban mostrarse necesariamente como dos objetivos contradictorios.

En efecto, en términos de política educativa, el aumento en los rendimientos de la educación en los niveles más elevados sólo implicará a largo plazo una mayor desigualdad en la distribución del ingreso si los estratos de renta menos favorecidos se enfrentan a dificultades difícilmente salvables para acceder a los estratos educativos superiores. En este contexto, se trata de allanar el camino para que los distintos grupos poblacionales puedan beneficiarse de la educación superior, sin que las restricciones financieras representen un obstáculo infranqueable. En tal contexto, la política de gasto público debe facilitar el acceso de toda la población a la educación básica, condición necesaria para la erradicación de la pobreza y la marginación, a la vez que pasillo obligado para el acceso a la educación superior.

BIBLIOGRAFÍA

Altimir, O. , “La distribución del ingreso en México (1950-1977)”, en *Distribución del ingreso en México: ensayos*, Banco de México, cuaderno 2, tomo 1, 1983.

Barceinas, F. y J.L. Raymond, “Hipótesis de señalización versus capital humano”, *El Trimestre Económico*, vol. LXX(1), núm. 277, 2003, pp. 167-194.

Berndt, E.R., *The Practice of Econometrics. Classic and Contemporary*, Addison Wesley, 1991.

Card, D., “The Causal Effect of Education on Earnings”, en O. Ashenfelter, y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, North Holland, 1999.

_____, "Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems", *Econometrica*, vol. 69, 5, 2001, pp. 1127-1160.

Harmon, C., I. Walker y N. Wetergaard-Nielsen, "Introduction", en C. Harmon, I. Walker y N. Wetergaard-Nielsen (eds.), *Education and Earning in Europe*, Edward Elgar, 2001.

Coleman, J.S., "Social Capital in the Creation of Human Capital", *The American Journal of Sociology*, vol. 94, 1998, pp. 95-120.

Cortes, W., "What is Behind Increasing Wage Inequality in Mexico?", *World Development*, vol. 29, 11, 2001, pp. 1905-1922.

Cragg, M.I. y M. Epelbaum, "Why has Wage Dispersion Grown in Mexico? Is it the Incidence of Reforms or the Growing Demand for Skills?", *Journal of Development Economics*, vol. 51, 1996, pp. 99-116.

De la Torre, R., "Alternativas económicas ante la desigualdad y la pobreza en México", en J.L. Calva, *Distribución del ingreso y políticas sociales*, tomo II, México, 1995, pp. 17-32.

Deaton, A., *The Analysis of Household Surveys. A Microeconometric Approach to Development Policy*, John Hopkins, 1997.

Fields, G., "Accounting for Income Inequality and its Change", *Working Paper*, Cornell University, 1998.

Hernández Laos, E. y J. Córdova, "La distribución del ingreso en México", *Cuadernos del CIES*, México, 1982.

Hernández Laos, E. y J. Vázquez, *Globalización, desigualdad y pobreza. Lecciones de la experiencia mexicana*, México, UAM/P y V, 2003.

Kaliffa, S., *La distribución del ingreso en México: una reconsideración del problema distributivo*, México, CIDE, 1976.

Legovini, A., C. Bouillon y N. Lustig, *Can Education Explain Changes in Income Inequality in Mexico?*, Washington, D.C., Inter-American Development Bank, 2001.

López-Acevedo, G., "Evolution of Earnings and Rates of Returns to Education in Mexico", *Policy Research Working Paper* 2691, The World Bank, 2001.

Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*, New York, Columbia University Press, 1974.

Meza, G.L., "Cambios en la estructura salarial de México en el período 1988-1993 y el aumento en el rendimiento de la educación superior", *El Trimestre Económico*, vol. LXVI, núm. 262, 1999, pp. 189-226.

Oliver, J., X. Ramos y J.L. Raymond, "Capital humano y desigualdad en España 1985-1996", *Papeles de Economía Española*, núm. 88, 2001, pp. 240-254.

Pagán, J.A. y J.A. Tijerina-Guajardo, "Increasing Wage Dispersion and the Changes in Relative Employment and Wages in Mexico's Urban Informal Sector: 1987-1993", *Applied Economics*, 32, 2000, pp. 335-347.

Pánuco-Laguette, H. y M. Székely, "La distribución del ingreso y la pobreza en México", en V. Bulmer-Thomas (comp.), *El nuevo modelo económico en América Latina su efecto en la distribución del ingreso*, México, FCE, 1999, pp. 225-266.

Portes, A., "Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology", *Annual Review of Sociology*, 24, 1998, pp. 1-24.

Székely, M., "Aspectos de la desigualdad en México", *El Trimestre Económico*, vol. LXII, núm. 246, 1995, pp. 201-243.

ANEXO METODOLÓGICO

La descomposición propuesta por Fields (1998) se basa en la función de ingresos que puede ser escrita de la siguiente manera:

$$\log Y_{it} = \sum_j a_{jt} z_{jlt} = a' Z \quad [1]$$

donde

$$a = [\alpha, \beta_1, \dots, \beta_p, 1]$$

y

$$Z = [1, x_1, \dots, x_p, \epsilon]$$

Resultado 1

Dada la función de generación de ingresos [1], sea $s_j(\log Y)$ la parte de la log-varianza del ingreso que es atribuible al j -ésimo factor explicativo y sea $R^2(\log Y)$ la fracción de la log-varianza que es explicada por todos los Z 's considerados conjuntamente. Entonces, la log-varianza del ingreso puede ser descompuesta como

$$s_j = \frac{\text{cov}[a_j Z_j, \log Y]}{\sigma^2(\log Y)} = \frac{a_j * \sigma(Z_j) * \text{cor}[Z_j, \log Y]}{\sigma(\log Y)} \quad [2]$$

donde

$$\sum_j s_j (\log Y) = 100\%$$

y

$$\sum_{j=1}^{J+1} \frac{\text{cov}[a_j Z_j, \log Y]}{\sigma^2(\log Y)} = R^2(\log Y)$$

La fracción que es explicada por el j -ésimo factor explicativo, $p_j(\log Y)$, es entonces

$$p_j(\log Y) = \frac{s_j(\log Y)}{R^2(\log Y)}$$

Resultado 2

Dada la función de generación de ingresos [1], sea un índice de desigualdad $I(\log Y)$ definido sobre el vector de log-ingresos $\log Y = (\log Y_1, \log Y_2, \dots, \log Y_N)$. Bajo las seis condiciones de Shorrocks, la descomposición de la desigualdad del ingreso está dada por

$$s_j(\log Y) = \frac{\text{cov}[a_j Z_j, \log Y]}{\sigma^2(\log Y)} = \frac{a_j * \sigma(Z_j) * \text{cor}[Z_j, \log Y]}{\sigma(\log Y)} \quad [3]$$

donde

$$\sum_j s_j (\log Y) = 100\%$$

$$\sum_{j=1}^{J+1} \frac{\text{cov}[a_j Z_j, \log Y]}{\sigma^2(\log Y)} = R^2(\log Y)$$

y

$$p_j(\log Y) = \frac{s_j(\log Y)}{R^2(\log Y)}$$

se da para cualquier índice de desigualdad $I(\log Y_1, \log Y_2, \dots, \log Y_N)$ el cual es continuo y simétrico y para todo $I(\mu, \dots, \mu) = 0$.

Resultado 3

La contribución del j -ésimo factor al cambio en una medida de desigualdad particular entre el país/grupo/tiempo uno y el país/grupo/tiempo dos, está dada por

$$\Pi_j(I(\cdot)) = \frac{s_{j,2} * I(\cdot)_2 - s_{j,1} * I(\cdot)_1}{[I(\cdot)_2 - I(\cdot)_1]} \quad [4]$$

CUADRO A1
Descomposición de Fields

	1984	1989	1992	1994	1996	1998	2000
<i>S_j</i> original							
sc	0.2291	0.2499	0.2731	0.3075	0.2993	0.2934	0.2822
expc	-0.1126	-0.0806	-0.0795	-0.1142	-0.0810	-0.0741	-0.0776
expc2	0.1099	0.0682	0.0672	0.1036	0.0667	0.0647	0.0700
dgeneroc	0.0164	0.0055	0.0061	0.0074	0.0084	0.0088	0.0162
spr	0.0747	0.0548	0.0697	0.0740	0.0720	0.0611	0.0656
tamhogar	0.0720	0.0896	0.0574	0.0613	0.0484	0.0586	0.0599
R ²	0.3894	0.3875	0.3940	0.4398	0.4138	0.4125	0.4163
<i>S_j</i> (incluyendo el residual)							
sc	0.2291	0.2499	0.2731	0.3075	0.2993	0.2934	0.2822
expc	-0.0027	-0.0125	-0.0123	-0.0105	-0.0143	-0.0094	-0.0076
dgeneroc	0.0164	0.0055	0.0061	0.0074	0.0084	0.0088	0.0162
spr	0.0747	0.0548	0.0697	0.0740	0.0720	0.0611	0.0656
tamhogar	0.0720	0.0896	0.0574	0.0613	0.0484	0.0586	0.0599
residual	0.6106	0.6125	0.6060	0.5602	0.5862	0.5875	0.5837
Total	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>P_j</i>							
sc	0.5883	0.6451	0.6930	0.6993	0.7234	0.7113	0.6777
expc	-0.0071	-0.0322	-0.0312	-0.0239	-0.0347	-0.0229	-0.0182
dgeneroc	0.0421	0.0142	0.0156	0.0168	0.0202	0.0213	0.0389
spr	0.1918	0.1415	0.1770	0.1684	0.1741	0.1482	0.1577
tamhogar	0.1849	0.2314	0.1456	0.1394	0.1170	0.1421	0.1440
Total	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Gini	0.4457	0.4935	0.5164	0.5280	0.5085	0.5108	0.5059
Contribución de cada factor a la explicación de la desigualdad							
sc	0.1021	0.1234	0.1410	0.1624	0.1522	0.1499	0.1428
expc	-0.0012	-0.0062	-0.0063	-0.0055	-0.0073	-0.0048	-0.0038
dgeneroc	0.0073	0.0027	0.0032	0.0039	0.0043	0.0045	0.0082
spr	0.0333	0.0271	0.0360	0.0391	0.0366	0.0312	0.0332
tamhogar	0.0321	0.0442	0.0296	0.0324	0.0246	0.0299	0.0303
otros	0.2721	0.3023	0.3129	0.2958	0.2981	0.3001	0.2953
Total	0.4457	0.4935	0.5164	0.5280	0.5085	0.5108	0.5059
$\Pi(\cdot)$							
sc	0.4442	0.7722	1.8359	0.5219	-0.9776	1.4540	
expc	-0.1031	-0.0084	0.0685	0.0893	1.0486	-0.1996	
dgeneroc	-0.0959	0.0199	0.0633	-0.0179	0.0989	-0.7553	
spr	-0.1299	0.3915	0.2644	0.1265	-2.2822	-0.4053	
tamhogar	0.2541	-0.6393	0.2349	0.3965	2.2546	-0.0796	
otros	0.6305	0.4641	-1.4671	-0.1163	0.8578	0.9857	
Total	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	

Fuente: *Ibid.*