

Tasas de retorno a la educación en Colombia entre 1984 y 1994 para los trabajadores asalariados hombres

Mauricio Perfetti¹

I. Introducción

Varios estudios previos han estimado las tasas de retorno a la educación en Colombia usando funciones Mincerianas (Psacharopoulos y Vélez (1992), Psacharopoulos et al. (1992), Tenjo (1993)). Dichos estudios también trataban de explicar mediante funciones extendidas, cuales eran los principales determinantes de los salarios. Sin embargo, es posible decir que ninguno de los estudios anteriores analizó lo que sucedió con los retornos a la educación y los determinantes salariales durante lo que se ha denominado el ajuste estructural.

Alguna evidencia empírica disponible² muestra que la estabilización macroeconómica de la mitad de la década del 80 y la apertura y

modernización de la economía tuvieron efectos en el mercado laboral. Diferentes autores usando información para otros países mostraron como el ajuste estructural afecta la tasa de desempleo, el salario real (Horton, et al (1991), Prealc (1990)), los salarios relativos, la demanda por trabajadores calificados y no calificados (Robbins (1995, 1995a, 1998), Nuñez y Sánchez (1998)) y por lo tanto las tasas de retorno a la educación y la dispersión salarial. Este trabajo intenta llenar el vacío mencionado atrás para el caso colombiano, dado el carácter atípico del ajuste estructural, y la rapidez y profundidad de la liberación comercial.

Este trabajo investiga los determinantes de los salarios en Colombia para trabajadores asalariados hombres a lo largo de la estabilización macroeconómica de la mitad de la década de los

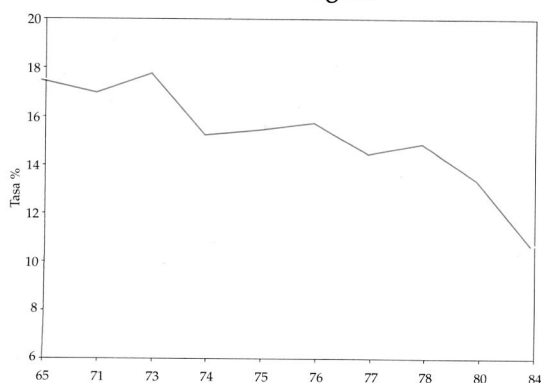
¹ El autor agradece al Dr Barry Reilly de la Universidad de Sussex (Economic Subject Group) por sus comentarios, y permanente soporte; a Marta Luz Henao, Margarita Peña, Jesús Duarte y Luis Carlos Mera del Departamento Nacional de Planeación por proveer la base de datos e información básica; a Phil Warren-Tucker (Computer Centre-University of Sussex) por su ayuda para leer la base de datos; al Dr Juan Luis Londoño y al profesor Albert Berry de la Universidad de Toronto por sus valiosos comentarios; y a Gloria mi esposa por su paciente traducción y ayuda. El autor también quisiera agradecer al Consejo Británico, al Banco de la República y a Colciencias por el soporte económico recibido.

² Prealc (1990), Junguito (1990), Hommes et al (1994), Lora and Henao (1995), Cárdenas y Gutiérrez (1996), Robbins (1995, 1998), entre otros.

80s y la apertura y modernización de la economía, usando funciones de tipo Mincerianas. En particular, esta investigación trata de establecer qué tan importantes son la educación y la experiencia en la determinación de los salarios individuales. Adicionalmente, es necesario establecer qué otras variables determinan los salarios; para este último propósito se utilizan funciones salariales extendidas, de acuerdo con los principales hallazgos de la economía laboral. Ninguna investigación anterior ha utilizado un vector de características tan completo como el que se incluye en las ecuaciones aquí estimadas. Este es quizás una de los aspectos más sobresalientes del presente trabajo.

El análisis de las tasas de retorno a la educación merece especial atención por dos razones fundamentales: en primer lugar, estudios previos en Colombia sugieren una caída secular en las tasas de retorno a la educación (Gráfico 1) para trabajadores asalariados. En vista de dicho

Gráfico 1
TASA DE RETORNO PRIVADO A LA
EDUCACION 1965-1984
(Funciones salariales tipo Mincerianas para
hombres - Bogotá)



Fuente:

patrón decreciente, es necesario determinar si el mismo continuó o no después de el ajuste estructural en Colombia. En segundo lugar, las predicciones en cuanto al mercado laboral de los modelos tradicionales clásicos de comercio exterior (Heckscher-Ohlin-Samuelson y Stolper-Samuelson) sugerirían que la especialización de los países subdesarrollados en bienes intensivos en mano de obra no calificada implicaría que un mayor comercio internacional, después de levantar restricciones, por ejemplo, llevaría a una reducción de los salarios relativos (calificados/no calificados). Consecuentemente, la demanda por trabajadores no calificados se incrementaría relativamente a la demanda por trabajadores calificados, reduciendo de esa manera las tasas de retorno a la educación. De ahí entonces la necesidad de analizar también que sucedió durante el ajuste estructural en Colombia con las tasas de retorno a la educación usando logros educativos.

Este trabajo está organizado de la siguiente manera: la sección I presenta la metodología usada para las respectivas estimaciones. La sección II describe la base de información utilizada en esta investigación. La sección III muestra los principales resultados obtenidos con la ecuación básica Minceriana usando tanto años de escolaridad como logros educativos. El modelo básico es ampliado dentro de esta misma sección con el fin de utilizar un vector completo de características, el cual incluye controles por estado marital, antigüedad, ocupaciones, sector económico y ciudad de residencia. La sección final presenta algunas conclusiones.

II. Metodología

La metodología seguida en esta investigación consiste en determinar si las funciones de tipo

Minceriana³ (Mincer (1974)) se ajustan o no a las condiciones del mercado laboral colombiano. Dichas funciones son generalmente aceptadas como el modelo estándar de el capital humano y establecen una relación entre la educación y la experiencia laboral. La función básica Minceriana también fue estimada usando logros educativos, en vez de años de educación. En este caso, la variable de educación no es la variable continua sino una serie de variables dummy, las cuales denotan si el individuo en cuestión ha completado o no el correspondiente nivel educativo.

Con el fin de obtener las tasas de retorno a la educación para nivel educacional, es necesario hacer algunas transformaciones a los coeficientes usando las siguientes formulas generales:

$$r_{(prim)} = \frac{\delta_1}{S_{prim}};$$

$$r_{(sec)} = \frac{\delta_4 - \delta_1}{S_{highereduc} - S_{sec}};$$

$$r_{(highereduc)} = \frac{\delta_6 - \delta_4}{S_{highereduc} - S_{sec}}$$

donde S_{prim} , S_{sec} , $S_{highereduc}$ corresponden al número total de años de escolaridad para cada nivel sucesivo de educación (educación primaria completa, educación secundaria completa y educación superior completa, respectivamente).

Diferentes metodologías en el cálculo de la respectiva tasa de retorno a la educación han sido aplicadas tradicionalmente. Psacharo-

poulos y Ng (1992) consideran que existe una asimetría entre el cálculo de las tasas de retorno a la educación primaria y las tasas de los otros niveles de educación. Dicha asimetría surgiría, de acuerdo con ellos, del hecho que aquellos en primaria no dejan de devengar mientras atienden la escuela. Por ello lo autores dividen por 3 en vez de 5 al calcular la respectiva tasa de retorno. La presente investigación sin embargo, utiliza una metodología diferente a la propuesta por dichos autores para el cálculo de las tasas de retorno de la educación primaria completa, no sólo por el hecho de tratarse del cálculo de las tasas privadas sino también al considerarse los resultados de Benell (1995) y de Dougherty y Jiménez (1992). Dado lo anterior y el hecho de que dividir por 3 al calcular la tasa de retorno a la educación primaria podría resultar un tanto arbitrario, los cálculos de dicha tasa usan en la presente investigación 5 como denominador.

Esta investigación usa el salario por hora con el fin de evitar la presencia de una potencial endogenidad al incluir horas trabajadas en la ecuación de salarios. Individuos con diferentes niveles de educación pueden trabajar distinto número de horas. Además, los salarios mensuales o anuales están determinados por el número de horas dedicadas al trabajo.

La función extendida utilizada en la presente investigación incluye, además de las variables requeridas en la función Minceriana, un vector de variables dummy para las características personales y adiciona controles para estado marital, antigüedad, tamaño de planta, ocupaciones, sector económico y región de residencia. Los signos

³ La especificación de esta ecuación se encuentra en Tenjo (1993), pp. 87.

para la educación, la experiencia y el término cuadrático para experiencia, son los mismos que para la función básica Minceriana, pero el signo de las variables dummy puede ser positivo o negativo, dependiendo de si el premium es positivo o negativo con respecto al caso de control.

La función extendida usando años de escolaridad tiene la siguiente especificación:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Educ_i + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Exp_i^2 + \sum_{j=4}^k \beta_j Z_{ij} + e_i \quad (1)$$

Y_i es el logaritmo natural del salario por hora, del individuo i ; $Educ_i$ es el número de años de escolaridad alcanzados por el individuo i ; Exp_i mide los años de experiencia potencial laboral alcanzados por el mismo individuo; Exp_i^2 es el término cuadrático de la experiencia potencial para el mismo individuo; Z_i es el vector de variables dummy que representa las características personales reseñadas atrás; finalmente, e_i es el término de error para el que aplican los supuestos tradicionales.

Estas ecuaciones pueden ser estimadas usando técnicas de regresión estándar e información "cross-section" definida para los individuos de la muestra en un momento determinado del tiempo. En particular y para el propósito de este trabajo, las funciones se estimarán usando el método de los mínimos cuadrados ordinarios.

La ecuación extendida también se estimó usando la variable de logros educativos:

$$Y_i = \delta_0 + \sum_{j=1}^6 \delta_j ED_{ij} + \delta_7 Exp_i + \delta_8 Exp_i^2 + \sum_{j=9}^k \delta_j Z_{ij} + e_i \quad (2)$$

ED_{ij} es la variable dummy para logros educativos para el individuo i^{th} : sin educación, primaria incompleta, secundaria incompleta, educación superior incompleta y educación superior completa respectivamente. El grupo de control es la categoría de primaria completa.

Adicionalmente, se estimaron ecuaciones separadas para los trabajadores asalariados en el sector público y privado. Este tratamiento diferenciado es justificado por dos razones: Primero, porque el sector público es en general diferente del sector privado ya que la maximización de ganancias no es un objetivo de éste agente económico. Esta particular característica afecta la forma como los salarios son determinados en este sector, y por lo tanto, se ha asumido comunmente que los beneficios de la educación se reflejan mejor en el sector privado (sector competitivo) que en el sector público (no competitivo). De acuerdo con los patrones establecidos por Psacharopoulos (1985), la tasa de retorno a la educación en el sector privado excede las estimadas para el sector público. Dado lo anterior, el autor concluye que las tasas de retorno a la educación, estimadas usando muestras que incluye trabajadores en ambos sectores, son subestimadas.

Segundo, la reforma al sector público durante el ajuste estructural, determinó un incremento en salarios, el despido de los trabajadores con mayor edad o aquellos con mayor antigüedad, y finalmente, una mayor contratación de trabajadores calificados, especialmente con título universitario. Dadas estas características particulares de la reforma es posible que se hayan afectado los ingresos y por ello las estimaciones de las tasas de retorno de los empleados del sector público.

Es importante tener en cuenta sin embargo, cuando se usan ecuaciones separadas para trabajadores públicos y privados, que ello depende de varios factores⁴; tales como el tamaño del sector público y la movilidad existente entre ambos sectores. Además, la ecuación para alguno de los sectores se vería afectada por la presencia del otro.

III. Base de datos y muestra

La base de datos usada en este ensayo es la "Encuesta Nacional de Hogares", la cual es realizada por el Dane en 10 ciudades colombianas en el mes de junio de 1984, 1988, 1992 y 1994⁵. La razón por la cual se escoge el mes de junio es porque la Encuesta de dicho mes contiene algunas preguntas especiales tales como el tamaño de la planta o el lugar de trabajo; estas contienen variables importantes para la estimación de funciones de ingresos salariales extendidas. Adicionalmente, estas preguntas proveen información acerca de si el trabajador labora en el hogar. La Encuesta cubre el mercado laboral urbano de Colombia y las cinco principales ciudades están incluidas.

La Encuesta incluye respectivamente 42.202, 37.420, 32.918 y 32.984 individuos entre 12 años de edad y más quienes han declarado alguna clase de trabajo sin importar los ingresos durante la semana antes de la encuesta. El presente

análisis está restringido a trabajadores asalariados hombres entre 15 y 60 años de edad respectivamente, con ingresos no iguales a cero, los cuales reportan tener sólo una ocupación. Esta categoría de edad es usada para facilitar la comparación con Psacharopoulos y Vélez (1992). Debe tenerse en cuenta al evaluarse los resultados que esta muestra está restringida para aquellos que tienen un solo empleo.

Las mujeres asalariadas no se incluyen en esta investigación debido a la existencia potencial de un sesgo de selección cuando éstas son incluidas en la muestra (Falaris. (1995)) y con el fin de establecer comparaciones con otros estudios. De otra parte, los salarios de las mujeres asalariadas están potencialmente afectadas por la existencia de la discriminación de género.

La variable de ingresos para trabajadores asalariados es un agregado a todos los pagos recibidos antes de la sustracción del impuesto de renta, incluyendo propinas y comisiones, pero excluyendo viáticos y pagos en especie.

El Cuadro 1 presenta las características medias muestrales para trabajadores asalariados hombres. Después de construir el t-test para diferenciales en medias y proporciones, es posible decir que el promedio de educación para los trabajadores asalariados ha aumentado permanentemente entre 1984 y 1994. La media de años

⁴ En la práctica, es el poder explicativo de las ecuaciones el que determina si una ecuación conjunta o separada es mejor.

⁵ Existen dos razones para escoger tales años. Primero, lo que podría denominarse como ajuste estructural se adelantó en dicho período y la apertura económica ya se había realizado para 1994. En segundo lugar, existen razones estadísticas para ignorar la Encuesta de Hogares de 1990. De acuerdo con Caro (1994), existen varios problemas estadísticos en dicha encuesta que impiden una adecuada compatibilidad. Los principales problemas estadísticos fueron las diferencias en las proyecciones de población usadas para la misma Encuesta, y una definición diferente del tamaño de empresa. La Encuesta de 1986 fue eliminada con el fin de tener dos períodos compatibles: 1984-1988 y 1992-1994.

Cuadro 1
MEDIAS DE LAS CARACTERISTICAS MUESTRALES
Total trabajadores asalariados hombres

Variables	1984	1988	1992	1994	t test* 1988-1984	t test* 1994-1988	t test* 1994-1984
Salario hora	248,970	216,690	222,980	259,030	1,000	1,000	0,986
Horas semanal	49,394	50,052	50,371	50,888	1,000	0,999	1,000
Edad	31,695	31,520	32,002	32,318	0,999	1,000	0,997
Años educación	7,503	7,808	8,386	8,664	1,000	1,000	1,000
No educación	0,023	0,018	0,014	0,013	0,995	0,990	1,000
Primaria incompleta	0,174	0,143	0,105	0,095	1,000	1,000	1,000
Primaria	0,205	0,206	0,185	0,178	0,579	1,000	1,000
Secundaria incompleta	0,330	0,334	0,336	0,322	0,755	0,932	0,913
Secundaria	0,144	0,175	0,212	0,227	1,000	1,000	1,000
Educación superior inc.	0,058	0,057	0,069	0,071	0,636	1,000	0,999
Educación superior	0,066	0,066	0,077	0,093	0,000	1,000	1,000

* Prob-Val. son usados para el t-test.

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares.

de educación ha aumentado de 7,5 en 1984 a 8,7 en 1994. Igual resultado se da en los trabajadores del sector público y privado (Cuadro 2 y 3). Como es de esperarse los trabajadores del sector público tienen mayor nivel de educación que los del sector privado, aunque la diferencia no aumentó estadísticamente entre 1984 y 1994. Por tanto el promedio de educación se incrementó durante el período de estabilización y apertura y modernización de la economía.

La proporción de trabajadores asalariados hombres sin educación cayó durante el período (43,5%). Adicionalmente, la proporción de aquellos con educación primaria decreció mientras que aquellos con educación superior creció entre 1988-1994. (13,6% y 40,09% respectivamente). La proporción de trabajadores con educación secundaria aumentó entre 1984 y 1988 (21,5%) y también entre 1988 y 1994 (29,7%).

Los hechos a destacar son por lo tanto, un incremento en el promedio de años de educación y un incremento relevante en la proporción de trabajadores con educación secundaria y universitaria completa acompañada por una reducción de aquellos con una educación primaria incompleta. Estos resultados permiten plantear la hipótesis que, este incremento en el promedio total de años de educación durante todo el período, muestra características diferentes entre cada uno de los subperíodos. Primero, el crecimiento en la educación media de los trabajadores asalariados entre 1984-1988 estuvo determinada primordialmente por un aumento en la proporción de aquellos con educación secundaria completa. Segundo, el incremento mayor y significativo en la proporción de trabajadores asalariados hombres con educación universitaria entre 1988-1994, fue un factor más determinante en el crecimiento del promedio de años de edu-

Cuadro 2
MEDIAS DE LAS CARACTERISTICAS MUESTRALES
Trabajadores asalariados hombres - sector privado

Variables	1984	1988	1992	1994	t test* 1988-1984	t test* 1994-1988	t test* 1994-1984
Salario hora	227,130	198,070	205,320	234,320	1,000	1,000	0,946
Horas semanal	49,745	50,370	50,670	51,225	0,999	0,999	1,000
Edad	30,782	30,553	31,192	31,615	0,944	1,000	1,000
Años educación	7,095	7,397	7,995	8,273	1,000	1,000	1,000
No educación	0,025	0,020	0,017	0,015	0,991	0,984	0,999
Primaria imcompleta	0,189	0,153	0,115	0,104	1,000	1,000	1,000
Primaria	0,217	0,220	0,199	0,192	0,706	1,000	0,999
Secundaria incompleta	0,345	0,353	0,351	0,339	0,895	0,733	0,825
Secundaria	0,131	0,164	0,204	0,218	1,000	1,000	1,000
Educación superior inc.	0,047	0,046	0,060	0,065	0,598	0,988	1,000
Educación superior	0,045	0,043	0,053	0,066	0,767	1,000	1,000

* Prob-Val. son usados para el t-test.
Fuente: Encuesta Nacional de Hogares.

Cuadro 3
MEDIAS DE LAS CARACTERISTICAS MUESTRALES
Trabajadores asalariados hombres - sector público

Variables	1984	1988	1992	1994	t test* 1988-1984	t test* 1994-1988	t test* 1994-1984
Salario hora	360,990	325,920	335,290	426,970	0,999	0,999	0,999
Horas semanal	47,591	48,185	48,470	48,600	0,943	0,817	0,993
Edad	36,375	37,189	37,151	37,099	0,995	0,603	0,987
Años educación	9,596	10,22	10,871	11,320	0,982	1,000	0,999
No educación	0,014	0,008	0,003	0,004	0,961	0,87	0,999
Primaria incompleta	0,096	0,079	0,039	0,036	0,973	1,000	1,000
Primaria	0,146	0,128	0,095	0,084	0,952	1,000	1,000
Secundaria incompleta	0,250	0,224	0,243	0,204	0,974	1,000	0,999
Secundaria	0,212	0,238	0,268	0,289	0,976	0,000	0,999
Educación superior inc.	0,112	0,121	0,125	0,110	0,813	0,596	0,576
Educación superior	0,169	0,201	0,227	0,273	0,995	1,000	1,000

* Prob-Val. son usados para el t-test.
Fuente: Encuesta Nacional de Hogares.

cación durante ese período, que el incremento en la proporción de la educación secundaria completa. No obstante lo anterior, la expansión educacional alcanzada en Colombia desde los 70s (Tenjo (1993), Londoño (1995)) pudo haber contribuido de alguna manera a explicar el incremento en la media de años de educación durante el período.

Las proporciones para logros educativos en el caso de los asalariados hombres de el sector privado (ver Cuadro 2) muestra casi el mismo patrón que para el total de trabajadores asalariados hombres. En contraste, el Cuadro 3, que se refiere a trabajadores públicos, muestra un mayor incremento en educación secundaria y universitaria, particularmente durante el programa de apertura y modernización de la economía. Estos resultados implican que la proporción de hombres en el sector privado con educación secundaria completa creció dramáticamente tal como sucedió con la proporción de trabajadores públicos con educación universitaria completa. Las proporciones de logros educativos para el total de hombres asalariados, por tanto, pudo haber sido influenciado por la reforma del sector público durante este período.

El promedio de horas semanales trabajadas aumentó entre 1984 y 1994, particularmente para los hombres en el sector privado. De hecho, ellos estuvieron trabajando en 1994 casi 1,5 horas más que en 1984. Adicionalmente, los hombres en este sector trabajaron un promedio de dos

horas más que sus contrapartes en el sector público.

La media del salario real por hora del total de hombres asalariados decreció casi un 13.0% en 1988, indicando que los salarios cayeron durante el programa de estabilización macroeconómica de dicho período. En contraste, el salario real por hora se incrementó durante la apertura y modernización de la economía. Esta variable aumentó un 2,9% en 1992 y un 16,7% en 1994. Como resultado, el salario real por hora en 1994 fue casi 4.6% mayor que en 1984⁶. Los hombres en el sector público devengan mayores salarios que sus contrapartes en el sector privado, lo cual está de acuerdo con los resultados de Psacharopoulos et al. (1992), aunque estos autores usaron ingresos salariales mensuales.

Los hechos a destacar son por consiguiente: Los hombres en el sector público tienen mayor educación que sus contrapartes en el sector privado, pero ellos trabajan menos horas por semana. Además, los trabajadores públicos reciben mayor salario real por hora y tienen mayor edad. Estos resultados son similares a aquellos obtenidos por Gomez-Castellanos y Psacharopoulos (1990) para Ecuador y Kugler y Psacharopoulos (1987) para Argentina⁷.

IV. Determinantes de los ingresos salariales

Esta sección presenta los principales resultados de la estimación de funciones salariales, utili-

⁶ Estos resultados de la media muestral del salario por hora confirman que los salarios reales disminuyeron durante el programa de estabilización macroeconómica y coinciden con los resultados propuestos por Prealc (1990) y Robbins (1995).

⁷ En ambos casos, los autores usaron salarios mensuales.

zando el Modelo Minceriano de Capital Humano y la extensión de el modelo básico (ecuaciones 1 y 2).

El énfasis de esta investigación radica en el análisis del patrón en los retornos a la educación de años de educación y también los cambios en las tasas de retorno usando logros educativos. Con el fin de hacer comparaciones con previos estudios, la experiencia es definida como experiencia potencial, la cual es igual a la edad menos años de educación menos 5. Esta definición sigue el tratamiento convencional de la experiencia potencial en la literatura para Colombia.

A. El modelo básico: la función minceriana

1. Tasas de retorno a la educación usando años de educación

El Cuadro 4 muestra las estimaciones de los resultados de la ecuación básica Minceriana para trabajadores asalariados hombres. Las estimaciones señalan que la educación y la experiencia potencial son importantes en la determinación de las diferencias en salarios entre trabajadores. Estas variables explican aproximadamente y en promedio 35,0% de la varianza de los ingresos relativos en el caso de la totalidad de la muestra, 29,0% en el caso del sector privado y aproximadamente 41,0% para los empleados públicos. Sin embargo, es importante notar que el coeficiente de determinación ajustado cayó desde 1984, de 39,8% a 33,1% en 1994. Un patrón similar es encontrado para el sector privado y público (ver Cuadro 4).

Esta caída del coeficiente de determinación durante el ajuste estructural, está de acuerdo

con el resultado obtenido por Gindling y Berry (1991) para Costa Rica y Horton (1991) para Bolivia. Estos autores encontraron una caída en los coeficientes de determinación en ambos casos y el tamaño de los coeficientes de las de educación y experiencia asociadas con el sector informal (particularmente en el caso de Bolivia). Horton et. al. (1991) arguyen que las instituciones laborales fueron fuertes en Latinoamérica pero el ajuste estructural las debilitó, lo cual explicaría la caída en las estimaciones de los coeficientes; no obstante, estos autores no consideraron otras posibles explicaciones como movimientos en la demanda y oferta laboral, y en particular, el rol jugado por el comercio exterior en la demanda relativa por trabajadores calificados y no calificados, como fue explicado anteriormente. Sin embargo, la explicación usada por estos autores podría ilustrar por qué las tasas de retorno a la educación y experiencia cayeron, pero con ello no es posible explicar la reducción en dicho coeficiente de determinación. Este coeficiente habría aumentado si ese argumento fuera aceptado. Una explicación adicional sería la de que las instituciones laborales, expresadas en normas y prácticas, solían contribuir a que los trabajadores con mayor antigüedad obtuvieran "premium" salarial positivos y altos, haciendo por lo tanto más fuerte la relación entre experiencia e ingresos salariales. De ser así, las reformas dentro del ajuste estructural, que en general intentaron flexibilizar el mercado laboral, habrían debilitado dicha relación y ello explicaría la caída en el coeficiente de determinación. El problema en este caso es que la experiencia no está definida como la experiencia en el puesto de trabajo sino como experiencia potencial. Tenjo (1993) presentó una estimación para tasas de retorno a la educación para 1976, 1980, 1984 y 1989 usando el modelo Minceriano y el coeficiente de deter-

Cuadro 4
TASAS DE RETORNO A LA EDUCACION - FUNCION MINCENARIA BASICA
Trabajadores asalariados hombres (Años de escolaridad)
(Variable dependiente: ln salario por hora)

Muestra	1984	1988	1992	1994	t test* 1988-1984	t test* 1994-1988	t test* 1994-1984
Total hombres	0,113 ** (0,0013)	0,106 ** (0,0015)	0,107 ** (0,0017)	0,108 ** (0,0017)	3,526 (0,999)	0,132 (0,811)	2,336 (0,900)
R ²	0,398	0,369	0,342	0,331			
No. de observaciones	14.545	12.089	10.497	11.369			
Sector privado	0,108 ** (0,0016)	0,099 ** (0,0019)	0,100 ** (0,0020)	0,00 ** (0,0020)	3,623 (0,998)	0,362 (0,641)	3,123 (0,999)
R ²	0,339	0,298	0,283	0,270			
No. de observaciones	12.171	10.328	9.071	9.911			
Sector público	0,016 ** (0,0028)	0,108 ** (0,0032)	0,112 ** (0,0039)	0,117 ** (0,0048)	0,470 (0,681)	1,560 (0,940)	1,979 (0,976)
R ²	0,443	0,438	0,386	0,393			
No. de observaciones	2.374	1.761	1.426	1.458			

* Estadísticamente significativo a un 10%.

** Estadísticamente significativo a un 5%.

Error estándar en paréntesis.

^a La ecuación minceriana tiene la siguiente explicación:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 Educ_i + \alpha_2 Exp_i + \alpha_3 Exp_i^2 + e_i$$

Y_i es el logaritmo natural de el salario por hora de el individuo i ; $Educ_i$ son los años de escolaridad alcanzado por el individuo i ; Exp_i mide los años de experiencia potencial alcanzados por el mismo individuo después de culminar los estudios; Exp_i^2 es el término cuadrático de la experiencia potencial alcanzada por el mismo individuo; finalmente e_i es el término de error.

^b Se usan errores estándares tipo White (1980).

^c t test en valor absoluto y su respectivo valor prob. en paréntesis.

^d Valor prob. en paréntesis para la F (Chow Test). El test-F es condicional en el supuesto que los errores son homocedásticos. Sin embargo, dadas restricciones de software, no fue posible implementar un test más adecuado (Wald Test).

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares.

minación también cayó no solo entre 1984-1989 sino también durante todo el período⁸. Por tanto, no podría ser posible argüir que el coeficiente de determinación disminuyó solamente durante el

ajuste estructural dado que la tendencia decreciente se había presentado desde antes. Los resultados encontrados en esta investigación muestran que la apertura y las reformas estruc-

⁸ Tenjo (1993) sin embargo no reportó dicho resultado.

turales exacerbaron esta tendencia encontrada por Tenjo (1993). La reducción en el mencionado coeficiente de determinación implica que los ingresos empiezan a ser más variables y, por tanto, variables como la educación y la experiencia potencial explican en menor proporción que antes el cambio en los ingresos. Por ello, es posible decir que el ajuste estructural llevó a una mayor variabilidad de los ingresos. Sin embargo, no es claro qué variables adicionales determinan también los ingresos salariales después del ajuste estructural. Para ello se requiere una mayor investigación.

El Cuadro 4 presenta las estimación de la tasa privada de retorno a la educación usando la ecuación básica Minceriana⁹. El t-test muestra que la tasa estimada de retorno fue mayor en 1988 con respecto a 1984, tanto para la totalidad de trabajadores asalariados hombres como para los del sector privado. Dicha tasa permaneció constante en el caso de los asalariados hombres del sector público. Estos resultados son estadísticamente significativos y comparables con aquellos obtenidos por Tenjo (1993) para 1984 y por Psacharopoulos y Vélez (1992) para 1988.

Dichas estimaciones confirman la tendencia decreciente en los retornos a la educación que se venía presentando en dicho período, tal

y como fue reportado por Psacharopoulos y Vélez (1992), Psacharopoulos et. al. (1992), Tenjo (1993) y más recientemente por Londoño (1995) (ver Gráfico 1).

Psacharopoulos and Hinchliffe (1973) intentaron originalmente encontrar si existía o no una relación estadística entre el nivel de desarrollo económico o educativo y las tasas de retorno a la educación¹⁰. Los autores concluyeron que la variable desarrollo económico tenía el signo esperado pero no era significativa. Los autores asumieron que a mayor nivel de desarrollo económico, menores tasas de retorno a la educación, de acuerdo con el signo del respectivo coeficiente. Posteriormente, Psacharopoulos (1973, 1985) mostró la existencia de un patrón decreciente en las tasas de retorno a la educación, por nivel de ingreso per-cápita. Para este propósito, dicho autor usó una "cross section" para una muestra de 61 países. Jam (1991) trató de examinar la hipótesis de tasa decreciente de las tasas de retorno a la educación planteada por Psacharopoulos usando un modelo lineal en el que dicha tasa (para logros educativos) es determinada por el (log) del ingreso per-cápita. Es posible examinar la significancia estadística de una relación similar para Colombia, pero ello requiere estimar las tasas de retorno a la educación para algunos años en los que no existe

⁹ El Chow test se usó con el fin de verificar la igualdad de la estructura de ingresos para asalariados del sector público y privado. Con este propósito se corrió una ecuación para la totalidad de los asalariados hombres, y luego separadamente. Los valores del F test son altos en el caso de las ecuaciones Mincerianas, lo cual sugiere por lo tanto rechazar la hipótesis nula de una estructura similar salarial entre trabajadores asalariados hombres del sector privado y del público. Estos son bajos y no significativos en el caso de la ecuación extendida usando años de educación, al igual que en el caso de la ecuación extendida usando logros educativos. Lo anterior debe tenerse en cuenta al evaluar los resultados, pues se reportan en todo caso las tasas de retorno estimadas para ambos sectores.

¹⁰ Los autores encontraron los siguientes resultados usando una función que fue estimada con el propósito de examinar la significancia estadística de dicha relación: *RRE estimado = 31,689 - 6,314* Nivel educacional - 0,002* Ingreso per-cápita*; $R^2 = 0,19$ y los valores t de los coeficientes son 1,986 y 0,002 respectivamente.

información disponible. Esta última estimación se realizó usando dos métodos básicos¹¹. Los resultados usando OLS y funciones lineales¹² confirman la conclusión de Psacharopoulos¹³ y por lo tanto el nivel de desarrollo económico explicaría la mencionada tendencia en los retornos a la educación en Colombia. Los resultados de dicha estimación implicarían que las tasas de retorno a la educación deberían haber continuado cayendo, en especial desde 1992 cuando se alcanzaron tasas elevadas de crecimiento. Sin embargo, los resultados de esta investigación que se presentan a continuación, muestran que las tasas permanecieron constantes después de 1988 y en algunos casos aumentaron. Ram (1996) usando información para varios países, funciones salariales y el método de OLS mostró que el dinamismo económico aumenta los retornos a la educación en países sub-desarrollados, compensando la tendencia decreciente propuesta por Psacharopoulos. Los resultados anteriores significarían que otros factores podrían ser importantes para explicar dicha tendencia.

Otros autores también han formulado diferentes explicaciones para ese patrón. De acuerdo con Mohan (1989) la tendencia decreciente de la tasa de retorno a la educación podría ser explicada como sigue: inicialmente las tasas de retorno a la educación secundaria y a la educación universitaria son altas, pues éstas reflejan la alta remuneración por unas calificaciones escasas. En la medida que la educación se expande, la participación relativa de dichos grupos educacionales cambia, y por lo tanto los retornos a la educación de ambos grupos comienza a caer. Tenjo (1993) por ejemplo sugiere que dicha tendencia decreciente podría ser explicada por la expansión educacional alcanzada en Colombia en los 70s y los 80s. Adicionalmente, la oferta laboral así como la demanda laboral, tienen efectos en las tasas de retorno a la educación tal y como ha sido sugerido por Katz y Murphy (1992) y por Londoño (1995) para Colombia. De acuerdo con este último autor, aunque las variaciones de las tasas de retorno a la educación están determinadas en Colombia por cambios

¹¹ Dos métodos diferentes fueron usados: El primero usó una interpolación simple para dichos años en los cuales la tasa de retorno a la educación no había sido estimada (1972, 1979, 1981, 1982, 1983, 1985, 1986, 1987); el segundo método consistió en correr una regresión cuya variable dependiente fue la tasa de retorno a la educación y la variable independiente fue una variable ordinal representando los respectivos años.

¹² La especificación usada fue la siguiente: la variable dependiente es la tasa de retorno a la educación y las variables independientes son la constante y el nivel de el ingreso per-cápita, de acuerdo con la especificación original usada por Psacharopoulos. La muestra tiene 19 observaciones que, por supuesto, no es lo suficientemente grande. Los principales resultados son los siguientes: cuando se usó el método de la interpolación simple: $RRE_{estimado} = 32,254 - 0,019 * Ingreso_{per-cápita}$; $R^2 = 0,704$; los valores de los t de los coeficientes son 11.30 and -6.62 respectivamente. Cuando las tasas de retorno son estimadas usando una regresión con la variable ordinal para los años: $REE_{estimado} = 31,00 - 0,017 * Ingreso_{per-cápita}$; $R^2 = 0,750$; los valores de los t de los coeficientes son 13,16 y 1,99. El coeficiente de determinación es alto y los coeficientes estimados son también significativos en ambos casos, el coeficiente del nivel de ingreso per-cápita presenta signo negativo, el cual es el esperado de acuerdo con lo establecido por Psacharopoulos (1979, 1985).

¹³ Jain (1991) por ejemplo, usando cross section para una muestra de 44 países, concluyó que no hay soporte estadístico para el patrón decreciente de tasas de retorno a la educación tal como lo planteó Psacharopoulos (1979, 1985). Jain también dedujo que la conclusión anterior indica que otros factores diferentes al ingreso influyen las tasas de retorno a la educación.

en la oferta y la demanda laboral, el patrón decreciente de los últimos años está principalmente determinado por el crecimiento de la oferta laboral de trabajadores con educación, la cual ha sido generada por la expansión educacional de los 70s y comienzos de los 80s. Finalmente, es necesario, tener en cuenta que las funciones salariales Mincerianas son funciones de forma reducida y no estructural. La estimación de ecuaciones de forma reducida no provee explicaciones estructurales de los determinantes de la tasa retorno privada a la educación.

La tasa estimada de retorno a la educación para el total de trabajadores asalariados hombres no fue estadísticamente diferente cuando se compara 1988 con 1994 (ver Cuadro 4). El mismo resultado se obtiene para los asalariados del sector privado. Lo anterior significa que la tasa de retorno privada a la educación para todos los hombres asalariados y para aquellos en el sector privado fue estadísticamente diferente (disminuye) durante la estabilización macroeconómica de la mitad de los 80s, pero no durante el programa de apertura y modernización de la economía, período durante el cual permaneció constante. En contraste, la tasa estimada de retorno a la educación para los asalariados en el sector público fue estadísticamente diferente en 1994 con respecto a la estimada en 1988 (ver Cuadro 4).

Este último resultado implica que la tasa estimada de retorno privada a la educación au-

mentó para los trabajadores asalariados del sector público durante el período de apertura y modernización de la economía. Esto hizo que estos trabajadores presentaran mayores tasas que las obtenidas por los trabajadores del sector privado durante 1992. Dichas tasas también fueron superiores en 1988 debido a la caída en la tasa de retorno estimada de los asalariados del sector privado. Lo contrario fue observado al comienzo del período. Este último resultado coincide con los obtenidos por Psacharopoulos et. al. (1992) para 1984¹⁴. Los coeficientes son estadísticamente significativos en ambos. No hay evidencia estadística de que los asalariados del sector público obtuvieron mayores tasas de retorno que los del sector privado, en 1994¹⁵.

El resultado más importante es que la tasa privada de retorno a la educación dejó de caer durante el período de apertura y modernización de la economía. Una posible explicación para dicho cambio sería que la demanda laboral relativa de trabajadores calificados/no calificados aumentó durante el período. Dos factores podrían explicar dichos cambios en la demanda laboral: primero, la reforma del sector público que aumentó sueldos y salarios de los profesionales y técnicos adscritos a éste sector (Corporación Hacer Colombia (1996)), al mismo tiempo que redujo la participación de trabajadores en ocupaciones manuales y empleados de oficina y aumentó la demanda laboral por trabajadores profesionales (Hommes et. al. (1994)). En segundo lugar, evidencia indirecta sugiere que el

¹⁴ Este resultado es similar a aquellos obtenidos por Gómez -Castellanos y Psacharopoulos (1990) para Ecuador, y Kugler y Psacharopoulos (1989) para Argentina.

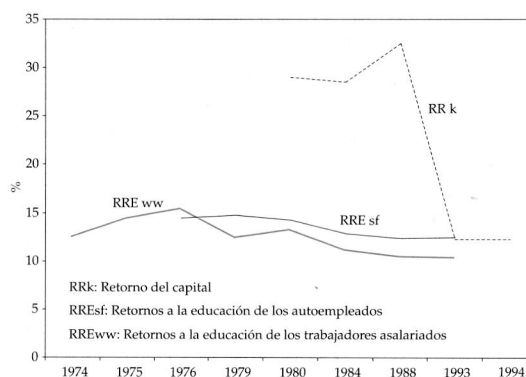
¹⁵ Los diferenciales en las tasas de retorno a la educación entre trabajadores públicos y privados se presenta más detalladamente en Perfetti (1998).

sector manufacturero (Cárdenas y Gutiérrez (1996)) y la demanda laboral en general se torno mas intensiva, durante la apertura y modernización de la economía, en tecnologías que requieren trabajo calificado (Robbins (1998), Nuñez y Sánchez (1998))¹⁶.

Estimaciones de la tasa de retorno a la educación usando OLS podrían estar sesgadas hacia arriba debido a las variables omitidas en la ecuación salarial, por la falta de control por habilidad (Blackburn y Neumark. (1995)). Dos razones principales impiden adelantar dicha corrección. En primer lugar la encuesta nacional de hogares no provee información de las variables de habilidad. Segundo, aún si tales correcciones fueran posibles, éstas no serían necesarias dado que éste trabajo enfatiza en los cambios en las tasas de retorno a la educación durante un período fijo de tiempo mas que en estimaciones puntuales. Sin embargo, es necesario tener en cuenta lo que algunos estudios previos en Colombia concluyeron acerca del rol jugado por habilidad en la determinación de los ingresos salariales. Psacharopoulos y Vélez (1992) concluyeron que la educación es un determinante importante de dichos ingresos, aún después de controlar por habilidad. Tenjo (1993) encontró que las estimaciones de las tasas de retorno a la educación estimadas sin control por habilidad y conocimiento son positivamente sesgadas.

Finalmente, valdría la pena mencionar que de acuerdo con el Gráfico 2, existiría una ten-

Gráfico 2
TASAS DE RETORNO DE LA EDUCACION
VS. TASAS DE RETORNO DEL CAPITAL



Fuente: RRk: Hommes et. al. (1994) y Cuadros 4 y 5.

dencia hacia la equalización de los retornos a la educación y al capital, después de la apertura y la modernización de la economía.

2. Tasas de retorno a la educación usando logros educativos

Las estimaciones usando variables "dummy" para logros educativos fueron introducidas con el fin de estudiar cambios en los beneficios de cada nivel de educación y no en el promedio para todo el rango de niveles educacionales.

El Cuadro 5 presenta los resultados de las funciones salariales básicas para los hombres asalariados usando logros educativos. Los signos de los coeficientes se comportan de acuerdo con la teoría del capital humano. Las estimaciones

¹⁶ Es importante tener en cuenta en este último caso, que no está claramente establecido cuáles fueron las causas que pudieron determinar dicho cambio en la demanda laboral. Cárdenas y Gutiérrez por ejemplo sugieren, entre otros, el aumento de las cotizaciones laborales por la Ley 100 de 1993 que habría encarecido el trabajo, mientras que la apertura disminuyó el costo del capital, al abaratar las importaciones.

Cuadro 5
TASAS DE RETORNO A LA EDUCACION - FUNCION BASICA
Trabajadores asalariados hombres (Logros educacionales)
(Variable dependiente: ln salario por hora)

Muestra	1984	1988	1992	1994	t test* 1988-1984	t test* 1994-1988	t test* 1994-1984
Total hombres							
primaria	0,050 ** (0,007)	0,048 ** (0,008)	0,052 ** (0,009)	0,053 ** (0,009)	0,188 (0,575)	0,415 (0,662)	0,438 (0,604)
Secundaria	0,098 ** (0,002)	0,089 ** (0,003)	0,080 ** (0,003)	0,074 ** (0,003)	2,496 (0,993)	3,535 (0,999)	6,656 (1,000)
Educación superior	0,179 ** (0,005)	0,186 ** (0,005)	0,195 ** (0,005)	0,198 ** (0,005)	0,989 (0,858)	1,697 (0,959)	2,687 (0,998)
R ²	0,406	0,387	0,367	0,354			
No. de observaciones	14.545	12.089	10.497	11.369			
Sector privado							
Primaria	0,048 ** (0,007)	0,046 ** (0,008)	0,048 ** (0,009)	0,052 ** (0,009)	0,188 (0,571)	0,498 (0,689)	0,351 (0,633)
Secundaria	0,093 ** (0,003)	0,083 ** (0,003)	0,074 ** (0,003)	0,068 ** (0,003)	2,357 (0,993)	3,535 (0,999)	5,892 (1,000)
Educación superior	0,190 ** (0,006)	0,195 ** (0,007)	0,201 ** (0,006)	0,202 ** (0,006)	0,542 (0,707)	0,759 (0,771)	1,414 (0,917)
R ²	0,394	0,317	0,309	0,298			
No. de observaciones	12.171	10.328	9.071	9.911			
Sector público							
Primaria	0,035 ** (0,014)	0,014 (0,026)	0,077 ** (0,26)	0,021 (0,037)	0,711 (0,761)	0,155 (0,561)	0,354 (0,638)
Secundaria	0,092 ** (0,005)	0,086 ** (0,006)	0,080 ** (0,009)	0,071 ** (0,012)	0,768 (0,769)	1,118 (0,873)	1,461 (0,949)
Educación superior	0,148 ** (0,006)	0,155 ** (0,007)	0,164 ** (0,008)	0,166 ** (0,008)	0,759 (0,773)	1,035 (0,848)	1,800 (0,961)
R ²	0,454	0,467	0,418	0,407			
No. de observaciones	2.374	1.761	1.426	1.458			

* Estadísticamente significativo a un 10%.

** Estadísticamente significativo a un 5%.

Error estándar en paréntesis.

^a La ecuación minceriana usando variables dummy para logros educativos tiene la siguiente especificación:

$$Y_i = \delta_0 + \sum_{j=1}^6 \delta_j ED_{ij} + \delta_7 Exp_i + \delta_8 Exp_i^2 + e_i$$

ED_{ij} es la variables dummy para los logros educativos: no educación, primaria incompleta, secundaria incompleta, secundaria completa, educación superior incompleta y educación superior completa respectivamente.

^b Se usan errores estándares tipo White (1980).

^c t test en valor absoluto y su respectivo valor prob. en paréntesis.

^d Valor prob. en paréntesis para la F (Chow Test). El test-F es condicional en el supuesto que los errores son homocedásticos. Sin embargo, dadas restricciones de software, no fue posible implementar un test más adecuado (Wald Test).

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares.

muestran que los logros educativos y la experiencia son también determinantes importantes de los diferenciales salariales. Estas variables explican aproximadamente entre 35% y 45% de la varianza de los ingresos relativos en el caso de la totalidad de los hombres asalariados. El coeficiente de determinación ajustado para los asalariados en el sector privado está entre 30% y 35% mientras que éste coeficiente está entre 41% y 45% para los asalariados en el sector público. Tal como cuando se usa la variable continua para educación, dicho coeficiente también disminuyó a lo largo del período.

La tasa privada de retorno a la educación primaria completa permaneció estable a lo largo del período tanto para la totalidad de asalariados como para aquellos en el sector privado. En contraste, la tasa de retorno a la educación secundaria completa cayó durante el período de la estabilización macroeconómica y también durante el período de apertura y modernización de la economía, y aún cuando 1984 es comparado con 1994 (ver Cuadro 5). La tasa estimada de retorno a la educación superior completa fue estadísticamente diferente en el caso de todos los asalariados durante la estabilización macroeconómica, la apertura y modernización de la economía y aún entre 1984 y 1994. Este no es el caso sin embargo para ambas submuestras: dicha tasa de retorno fue estadísticamente diferente para los trabajadores en el sector privado y también para los servidores públicos solamente cuando en 1984 se compara con 1994.

Estos resultados son similares a los obtenidos por López (1996), quien también encontró que

las tasas de retorno a la educación secundaria disminuyeron y las de educación superior aumentaron entre 1984 y 1992. Este autor usó un modelo Spline y la Encuesta Nacional de Hogares para cuatro áreas metropolitanas.

Los resultados anteriores sugieren por lo tanto que las tasas de retorno a la educación superior completa aumentaron durante el período mientras, que los de secundaria completa cayeron. Los retornos mayores a la educación superior podrían haberse originado en una mayor demanda laboral de trabajadores calificados, particularmente por aquellos con educación técnica y universitaria, tal y como está explicado anteriormente.

B. Extensión del modelo básico

El modelo básico es reestimado adicionando variables "dummy" de pertenencia al sector privado, tamaño de planta, estado marital, antigüedad, ocupación, sector de la producción y ciudad de residencia. El grupo de control son los asalariados solteros, que tienen una antigüedad mayor a tres años, que laboran en el sector público, en empresas entre dos y cinco empleados, que son trabajadores manuales no calificados, en el sector de la construcción y que viven en Cali. Esta ecuación fue estimada para la totalidad de asalariados hombres y para las submuestras de trabajadores públicos y privados¹⁷.

1. Usando años de escolaridad

El Cuadro 6 presenta las estimaciones de las tasas privadas de retorno a la educación usando

¹⁷ El control de tamaño de empresa fue excluido para ambas submuestras debido a que la Encuesta de Hogares solo registra empresas de más de diez trabajadores en el caso del sector público.

Cuadro 6
TASAS DE RETORNO A LA EDUCACION - ECUACION EXTENDIDA
Trabajadores asalariados hombres (Años de escolaridad)
(Variable dependiente: ln salario por hora)

Muestra	1984	1988	1992	1994	t test* 1988-1984	t test* 1994-1988	t test* 1994-1984
Total hombres	0,074 ** (0,002)	0,068 ** (0,002)	0,067 ** (0,002)	0,069 ** (0,0021)	2,121 (0,986)	0,353 (0,638)	1,768 (0,955)
R ²	0,473	0,456	0,442	0,405			
No. de observaciones	14.545	12.089	10.497	11.369			
Sector privado	0,077 ** (0,002)	0,070 ** (0,002)	0,071 ** (0,002)	0,071 ** (0,002)	2,475 (0,993)	0,353 (0,626)	2,121 (0,986)
R ²	0,407	0,384	0,374	0,342			
No. de observaciones	12.171	10.328	9.071	9.911			
Sector público	0,073 ** (0,003)	0,072 ** (0,004)	0,077 ** (0,005)	0,074 ** (0,007)	0,200 (0,601)	0,248 (0,578)	0,131 (0,510)
R ²	0,521	0,529	0,482	0,444			
No. de observaciones	2.374	1.761	1.426	1.458			

* Estadísticamente significativo a un 10%.

** Estadísticamente significativo a un 5%.

Error estándar en paréntesis.

^a La ecuación extendida tiene la siguiente especificación:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Educ_i + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Exp_i^2 + \sum_{j=4}^k \beta_j Z_{ij} + e_i$$

Z_i es un vector de variables dummy para características personales e incluye controles por estado marital, antigüedad, sector de empleo, tamaño de planta, ocupación, sector económico y región de residencia.

^b Se usan errores estándares tipo White (1980).

^c t test en valor absoluto y su respectivo valor prob. en paréntesis.

^d Valor prob. en paréntesis para la F (Chow Test). El test-F es condicional en el supuesto que los errores son homocedásticos. Sin embargo, dadas restricciones de software, no fue posible implementar un test más adecuado (Wald Test).

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares.

la ecuación (1) para trabajadores asalariados. Las variables presentan el comportamiento esperado, lo que quiere decir que las variables de educación, experiencia y el vector de característica son determinantes de las diferencias en salarios. Estas variables explican entre 40% y 47% de la varianza de los ingresos relativos para el total de asalariados en el período 1984-1994. En el caso de los asalariados en el sector público

y privado, estos coeficientes son respectivamente entre 44% y 52%, y 35% y 42% para el mismo período. Tal como en el caso de las funciones Mincerianas, el coeficiente de determinación ajustado también cayó durante el mismo lapso de tiempo.

Las tasas estimadas de retorno a la educación y la experiencia cayeron de manera apreciable

después de la inclusión de las variables de control con respecto a la ecuación básica Minceriana. Las tasas de retorno se situaron entre 6,0% y 7,0%. Este último resultado sugiere que el efecto crucial proviene probablemente del control por ocupaciones, el cual está altamente correlacionado con educación. Las tasas de retorno a la experiencia potencial también cayeron, las cuales son estadísticamente significativas, indicando que los ingresos salariales aumentan con la edad a pesar del papel que otras variables juegan en la determinación de éstos. Los resultados anteriores coinciden de alguna manera con los presentados por Tenjo (1993), cuyas tasa de retorno a la educación estimadas en el caso de los hombres cayeron de un 11%, usando la ecuación Minceriana, a cerca de 8% (1984-1989) después que este autor introdujo controles por educaciones (tres categorías).

La ecuación extendida usando años de escolaridad confirma los resultados usando la ecuación básica Minceriana. Esto significa que, en efecto, la tendencia decreciente de la tasa privada de retorno a la educación, que venía ocurriendo desde los años 80s, se detuvo durante el período de apertura y modernización de la economía (ver Cuadro 6).

Los resultados anteriores no cambian de manera importante cuando se tiene en cuenta los asalariados del sector privado. De una parte, la tasa estimada de retorno a la educación disminuye en cerca de 3,5 puntos porcentuales con respecto a la ecuación Minceriana. De otra parte, la tasa estimada de retorno a la educación no fue estadísticamente diferente durante el período de apertura y modernización de la economía; este resultado es similar al obtenido para la totalidad de trabajadores asalariados.

La tasa estimada de retorno a la educación también disminuyó en relación a la función Minceriana como en el caso de los trabajadores del sector público, de tal manera que los asalariados hombres del sector público y privado exhibían la misma tasa de retorno a la educación a lo largo del período, después de controlar por el grupo de variables mencionados anteriormente.

En conclusión, la ecuación extendida usando años de escolaridad, confirma los resultados obtenidos utilizando la ecuación básica Minceriana, en relación a lo sucedido a las tasas de retorno a la educación durante el período 1984-1994. Adicionalmente, las tasas de retorno a la educación estimadas sin controlar por otras variables podrían llevar a una sobreestimación bruta de los retornos verdaderos, por esta razón las estimaciones de las tasas de retorno usando funciones extendidas son más bajas.

2. Usando logros educativos

El Cuadro 7 presenta los resultados de las tasas de retorno a la educación, usando la ecuación extendida y las variable dummy para educación (Ecuación 2). Las variables presentan el comportamiento esperado, lo cual implica que los logros educativos, la experiencia y el vector de características son determinantes de los diferenciales en salarios. Estas variables explican entre 41% y 47% de la varianza de los ingresos relativos para todos los trabajadores asalariados durante el período. Estos porcentajes varían entre 35%-42%, y 45%-52% para asalariados en el sector privado y público respectivamente. El coeficiente de determinación ajustado también disminuye a lo largo del período, tal como en el caso de la función Minceriana.

Cuadro 7
TASAS DE RETORNO A LA EDUCACION - ECUACION EXTENDIDA
Trabajadores asalariados hombres (Logros educativos)
(Variable dependiente: ln salario por hora)

Muestra	1984	1988	1992	1994	t test* 1988-1984	t test* 1994-1988	t test* 1994-1984
Total hombres							
Primaria	0,036 ** (0,007)	0,026 (0,007)	0,034 ** (0,008)	0,040 ** (0,009)	1,010 (0,845)	1,228 (0,885)	0,351 (0,640)
Secundaria	0,067 ** (0,003)	0,063 ** (0,003)	0,065 ** (0,003)	0,053 ** (0,003)	0,943 (0,857)	2,357 (0,994)	3,299 (0,999)
Educación superior	0,116 ** (0,005)	0,116 ** (0,006)	0,125 ** (0,006)	0,131 ** (0,004)	0,000 (0,000)	2,080 (0,978)	2,343 (0,988)
R2	0,473	0,459	0,448	0,409			
No. de observaciones	14.545	12.089	10.497	11.369			
Sector privado							
Primaria	0,037 ** (0,008)	0,029 ** (0,009)	0,036 ** (0,009)	0,045 ** (0,009)1	0,664 (0,746)	1,257 (0,895)	0,664 (0,746)
Secundaria	0,072 ** (0,003)	0,066 ** (0,003)	0,062 ** (0,003)	0,057 ** (0,003)	1,414 (0,921)	1,121 (0,983)	3,535 (0,999)
Educación superior	0,123 ** (0,007)	0,123 ** (0,008)	0,130 ** (0,008)	0,138 ** (0,008)1	0,000 (0,000)	1,326 (0,907)	1,411 (0,921)
R2	0,406	0,387	0,379	0,347			
No. de observaciones	12.171	10.328	9.071	9.911			
Sector público							
Primaria	0,036 ** (0,014)	0,001 (0,024)	0,052 ** (0,026)	0,018 (0,042)	1,260 (0,896)	0,351 (0,637)	0,407 (0,658)
Secundaria	0,063 ** (0,006)	0,060 ** (0,006)	0,063 ** (0,009)	0,049 ** (0,012)	0,325 (0,627)	0,819 (0,784)	1,043 (0,851)
Educación superior	0,106 ** (0,007)	0,110 ** (0,008)	0,119 ** (0,009)	0,113 ** (0,010)	0,376 (0,641)	0,234 ,592)	0,573 (0,717)
R2	0,522	0,545	0,496	0,449			
No. de observaciones	2.374	1.761	1.426	1.458			

* Estadísticamente significativo a un 10%.

** Estadísticamente significativo a un 5%.

Error estándar en paréntesis.

^a La ecuación extendida usando variables dummy para logros educativos tiene la siguiente especificación:

$$Y_i = \delta_0 + \sum_{j=1}^6 \delta_j ED_{ij} + \delta_7 Exp_i + \delta_8 Exp_i^2 + \sum_{j=9}^k \delta_j Z_{ij} + e_i \quad (4)$$

ED_{ij} es la variable dummy para logros educativos: no educación, primaria incompleta, secundaria incompleta, secundaria completa, educación superior incompleta y educación superior completa respectivamente. Z_i es el vector de características.

^b Se usan errores estándares tipo White (1980).

^c t test en valor absoluto y su respectivo valor prob. en paréntesis.

^d Valor prob. en paréntesis para la F (Chow Test). El test-F es condicional en el supuesto que los errores son homocedásticos. Sin embargo, dadas restricciones de software, no fue posible implementar un test más adecuado (Wald Test).

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares.

Los retornos a la educación son menores con respecto a la función Minceriana después de incluir el vector de características; esto es particularmente cierto en el caso de la secundaria completa y educación superior completa (ver cuadro 4). En efecto la tasa de retorno a la educación secundaria completa es 2,5 puntos porcentuales menor que la tasa obtenida usando la función básica; y cerca de 6-8 puntos porcentuales menor en el caso de la educación superior completa. Estos resultados validan la conclusión obtenida usando la ecuación Minceriana, la cual muestra que la tasa de retorno a la educación superior completa es mayor que la de educación secundaria completa, la cual a su vez es mayor que la educación primaria completa.

La tasa de retorno a la educación secundaria completa disminuyó estadísticamente durante la apertura y modernización de la economía, y también cuando se compara 1984-1994, en el caso de la totalidad de asalariados hombres. La tasa de retorno estimada a la educación superior completa aumentó durante estos mismos años, aunque es necesario notar que este resultado es estadísticamente débil en este caso (ver Cuadro 7). Este resultado se confirma de alguna manera mediante un análisis de los coeficientes de las variables de educación superior y secundaria, el cual muestra que en efecto los primeros se mantuvieron bastante estables durante el período, mientras que los de la educación secundaria disminuyen permanentemente entre 1984 y 1994. Los resultados obtenidos usando la función extendida con logros educativos son en parte

una evidencia más de lo que fue encontrado usando las funciones Mincerianas, ya que si no hubiera habido cambios en la demanda relativa de trabajo calificado/no calificado, no se habría presentado una disminución en la tasa estimada de retorno a la educación secundaria completa simultáneamente con una tasa estimada de retorno a la educación usando años de educación que permaneció constante desde 1988.

Finalmente, vale la pena mencionar que los cambios en las tasas de retorno a la educación entre 1984 y 1994 tuvieron un efecto importante en las modificaciones en la dispersión salarial que ocurrieron durante el mismo período, siguiendo la metodología propuesta por Barret et. al. (1997) para Irlanda. Los cambios en dichas tasas explican en la mayoría de los casos un elevado porcentaje de las modificaciones en la dispersión salarial de los deciles 90-10, 90-50 y 50-10 (Perfetti (1998)).

3. Variables del vector de características¹⁸

Variables tales como estado marital, empresas con 6-10 trabajadores y con 11 o más trabajadores, algunas ocupaciones, sectores económicos y ciudades de residencia son estadísticamente significativas a lo largo del período.

Las variables "dummy" que controlan por estado marital fueron introducidas en el análisis debido a la existencia de evidencia empírica que muestra que los hombres casados reciben un mayor "premium" comparado con hombres en

¹⁸ Los resultados empíricos de las funciones de ingreso de donde se obtuvieron los resultados de este aparte, no se anexan en la presente publicación debido a la disposición limitada de espacio para su publicación. Estos pueden ser solicitados directamente al autor.

otro estado marital¹⁹. En general estar casado implica un "premium" salarial para los asalariados hombres en Colombia respecto al grupo de control (solteros) y este es mayor que el "premium" obtenido por los divorciados. Este resultado es similar cuando ambas sub-muestras son consideradas.

Podría argumentarse que el control por tamaño de empresa hace las veces de variable proxy por varios y diferentes factores empíricos que afectan los ingresos salariales. Estos factores son: pertenencia al sector informal; presencia de salarios de eficiencia; a mayor tamaño de empresa, mayor relación capital/trabajo y finalmente a mayor tamaño de planta, mayor es la posibilidad de influencia de los sindicatos en los salarios.

Tenjo (1993) estimó una función salarial para hombres y otra para mujeres incluyendo una variable dummy para sindicalización. El resultado obtenido por este autor mostró que la variable dummy de sindicalización es estadísticamente significativa y trabajadores sindicalizados presentan un premium de cerca de 19.2% con respecto a los trabajadores no sindicalizados²⁰. De otra parte, estudios acerca del sector informal señalarían que trabajadores en empresas grandes están en mejores condiciones que los trabajadores en empresas pequeñas; en otras

palabras, a menor tamaño de empresa, mayor es la probabilidad de menores salarios o ingresos debido a las actividades informales desarrolladas por éstas, las cuales no están reguladas.

De acuerdo con las funciones estimadas, trabajadores ocupados en empresas con 6-10 trabajadores, tienen en Colombia un "premium" significativo y positivo con respecto al grupo de control; este "premium" es particularmente alto en el caso de asalariados en empresas con más de 10 trabajadores. Este resultado señala que a mayor el tamaño de planta, mayor el premium obtenido por los trabajadores con respecto a los ocupados en empresas entre 2 y 5 trabajadores.

Un resultado que vale la pena mencionar, es que el premium para aquellos trabajadores en empresas con más de 10 trabajadores disminuyó estadísticamente entre 1984 y 1994. Si esta variable es interpretada como una proxy de sindicalización, este resultado indicaría que la reducción en la tasa de sindicalización entre 1984 y 1993 que ocurrió en Colombia (Fedesarrollo-Instituto Ser (1995)), habría afectado este "premium".

La inclusión de controles por ocupación, sector económico y ciudad de residencia permiten determinar el efecto de estas categorías en los salarios. Si las ocupaciones se organizaran ordi-

¹⁹ Hamermesh and Rees (1993, Chapter I) mostraron que hombres casados tienen mayor tasas salariales por hora que hombres solteros idénticos, con base en los cálculos originalmente realizados por Koreman and Neumark (1991). Estos últimos autores encontraron que la tasa salarial por hora de hombres solteros es 10.0% menor que la de los hombres casados, usando información de la "National Longitudinal Survey of Young Men of United States (1976, 1978 y 1980)" y mínimos cuadrados generalizados.

²⁰ La muestra usada por Tenjo es obtenida de la mencionada muestra comisionada por el Instituto Ser, la cual incluyó una pregunta acerca de sindicalización. La Encuesta Nacional de Hogares no incluye ninguna pregunta acerca de sindicalización. De ahí la necesidad de una usar una variable proxy.

nalmente de acuerdo con el tamaño (y significancia por su puesto) del premium, la ocupación de gerentes y directores sería la primera en orden, mientras que la última sería la categoría de vendedores de servicios. El diferencial en el "premium" entre ambas ocupaciones no aumentó a lo largo del período. Ambas categorías no cambian si se consideran el sector privado y el sector público.

Es posible decir en general, que el "premium" debido a ocupaciones fue mayor para gerentes y directores que para otra clase de profesionales, el cual a su vez fue mayor que para empleados de oficina. Al mismo tiempo, éste último fue mayor que el "premium" para los trabajadores manuales calificados y vendedores de servicios. Estos resultados coinciden con la teoría del capital humano y estudios empíricos que señalan que los trabajadores profesionales devengan mayores salarios que los empleados de oficina, y ambos tienen mayor remuneración que los trabajadores no calificados.

Trabajadores en minas y canteras presentan el mayor "premium", mientras que aquellos en el sector agrícola presentan el más bajo durante el período de análisis. Este último resultado podría estar afectado por el bajo número de observaciones en este último caso. De acuerdo con los resultados de las ecuaciones extendidas, los trabajadores asalariados ocupados en el sector de minas y canteras tuvieron el "premium" más alto con respecto a los trabajadores del sector de la construcción (grupo de control). Empresas en el sector de minas y canteras incluyen los trabajadores en compañías petroleras y mineras. Dicho resultado querría decir que los cargos en dichas compañías son relativamente bien pagados. Este último resultado podría ser producto

de la elevada relación capital/trabajo prevalente en dichas industrias, el cual a su vez podría llevar a mayores niveles de productividad y por lo tanto de salarios. Dicho resultado podría ser también interpretado como el "premium" que los empleadores en este sector están forzados a pagar con el fin de pagar el "discomfort" asociado con ese tipo de trabajos, el cual podría surgir de las extremas temperaturas, falta de servicios básicos, etc., en los lugares donde la mayoría de estas compañías realizan sus operaciones principales.

Los resultados para los trabajadores en el sector privado y en el sector público muestran que el sector de minas y canteras también fue uno de los sectores con mayor "premium", aunque éste no es estadísticamente significativo en 1994. La mayor diferencia entre ambos sectores ocurre al comparar el sector económico cuyos trabajadores obtienen el menor premium. En el primer caso son agricultura y comercio, mientras que en el segundo caso aparecen diferentes industrias pero en ocasiones con una reducida significancia estadística.

Los coeficientes de las variables "dummy" para ciudad de residencia señalan la existencia de diferencias regionales en los salarios. La ciudad en la que los trabajadores obtienen el mayor "premium" son Medellín y Bogotá, mientras que los trabajadores en Pasto siempre obtuvieron el menor "premium". Estos resultados no cambian sustancialmente si se consideran el sector privado y el sector público. No fue posible establecer un "ranking" en el caso de los trabajadores en el sector público debido al bajo nivel de significancia de los respectivos coeficientes. Estos resultados implican que los trabajadores asalariados en las ciudades más grandes tienen

"premiums" positivos y notables, mientras que los trabajadores en las ciudades medianas y pequeñas tienen menores salarios por hora.

V. Conclusiones

Es posible concluir que el patrón en las tasas de retorno a la educación cambió en Colombia entre 1984 y 1994, particularmente durante la apertura y la modernización de la economía. Este cambio en el patrón podría ser resumido por los siguientes hechos más destacados: en primer lugar, la tasa de retorno a la educación dejó de seguir disminuyendo después de la apertura y la modernización de la economía. La evidencia indirecta reseñada en el presente trabajo sugiere que la demanda por trabajadores más educados aumentó durante dicho período, lo cual significa que la demanda laboral en Colombia se habría desplazado hacia la derecha, contrarestando así la anterior tendencia decreciente. Dicho posible desplazamiento en la demanda laboral podría ser explicado en parte por la reforma del sector público, la cual redujo la participación de los empleados de oficina y los trabajadores en actividades manuales, dentro del mismo, mientras que aumentó la demanda por profesionales así como los salarios de éstos y los técnicos. Adicional y especialmente, la industria manufacturera y en general la actividad productiva se movió durante la apertura y modernización de la economía hacia tecnologías que requieren mayor trabajo calificado, aunque no son claras las causas que determinaron dicho movimiento.

En segundo lugar, la tasa estimada de retorno a la educación secundaria completa disminuyó, mientras que la tasa estimada de retorno a la educación superior completa aumentó; aunque es necesario tener en cuenta que la evidencia

estadística en este último caso es poco satisfactoria. Este resultado es confirmado de alguna manera por el análisis de los coeficientes de las ecuaciones extendidas usando logros educativos que muestran una clara tendencia hacia la disminución y es estadísticamente significativa del coeficiente para secundaria, aunque no en el caso de el coeficiente de educación superior completa. Los factores mencionados atrás podrían igualmente explicar estos resultados.

En tercer lugar, es necesario ajustar las tasas de retorno a la educación pues las variables omitidas en el caso de la ecuación básica Minceriana, podrían sesgar las tasas de retorno a la educación. La inclusión de tales variables reducen de manera apreciable las tasas estimadas de retorno a la educación y altera algunas de las conclusiones.

Finalmente, las funciones salariales muestran que en general los trabajadores asalariados casados tienen un premium positivo con respecto a los solteros y a mayor tamaño de empresa, mayor es el premium obtenido por los asalariados. Si dicha variable es interpretada como una proxy de sindicalización, esta indicaría que la reducción en la tasa de sindicalización entre 1984 y 1993 que ocurrió en Colombia podría explicar la reducción en dicho premium durante el período. Sin embargo, es necesario tener en cuenta que el tamaño de planta también puede ser interpretado como pertenencia al sector informal, presencia de salarios de eficiencia o mayor tamaño de empresa, mayor ratio capital/trabajo. Los premium que resultan de ocupaciones, sectores económicos y ciudades de residencia son en algunos casos estadísticamente significativos, particularmente en el caso de ocupaciones e industria. Los resultados en el caso del control por ocupaciones coinciden con la teoría del

capital humano y estudios empíricos en el sentido que asalariados profesionales obtienen mayores premium que trabajadores de oficina, y ambos obtienen premium mayores que trabajadores no calificados. Minas y canteras es la industria cuyos trabajadores obtienen el mayor premium, mientras que aquellos en agricultura

y comercio obtienen el menor. Existe evidencia estadística de la existencia de diferencias regionales en salarios en Colombia. No sorprende eso si, que los trabajadores asalariados en las ciudades más grandes tienen premium positivo y elevado con respecto al que obtienen ciudades de menor tamaño.

Bibliografía

- Benell, P. (1995), "Using and Abusing Rates of Return: A Critique of the World's Bank's 1995 Education Sector Review". *Working Paper No. 22*. Institute of Developing Studies. University of Sussex. Brighton (Inglaterra).
- Blackburn, M. L. y D. Neumark (1995), "¿Are OLS Estimates of the Return to Schooling Biased Downward?" *Review of Economics and Statistics* 77(2), pp. 217-230.
- Cárdenas, M. y C. Gutiérrez (1996), "Efficiency and Equity Effects of Structural Reform: The Case of Colombia". Paper for the Conference in honor of Albert Fishlow. July 11-12. Santafé de Bogotá.
- Caro, B. L. (1993), *Evolución del Sector Informal en Colombia, 1984-1992*. Informe del Departamento Nacional de Planeación.
- Corporación de Estudios y Asesorías para el Desarrollo-Hacer Colombia y Misión Social DNP (1997), "Empleo y Salarios del Sector Público Colombiano 1985-1995". Mimeo.
- Dougherty, C. R. S. and E. Jiménez (1991), "The Specification of Earning Functions: Tests and Implications". en *Economics of Education Review*. Vol. 10, No. 2, pp. 85-98.
- Falaris, E. M. (1995), "The Role of Selectivity Bias in Estimates of the Rate of Return to Schooling: The Case of Married Women in Venezuela". En *Economic Development and Cultural Change* 43 (2), pp. 333-350.
- Fedesarrollo e Instituto Ser (1995), "Sindicalización y Huelgas". En *Coyuntura Social* No. 13, pp.19-26.
- Gindling, T. H. and A. Berry (1995), "Costa Rica". en "Labour Markets in an Era of Adjustment" Vol. 1. Issues Papers. Edited by Horton, S. et. al. Economic Development Institute. The World Bank. Washington, D.C.
- Gómez - Castellanos, L. and G. Psacharopoulos (1990), "Earnings and Education in Ecuador: Evidence from the 1987 Household Survey". En *Economics of Education Review*, Vol. 9, No. 3.
- Hamermesh, D. and A. Rees (1993), *The Economics of Work and Pay*. 5th edition. Harper Collins.
- Hombres, R. et. al. (1994), *Una Apertura hacia el Futuro. Balance Económico 1990-1994*. Ministerio de Hacienda y Crédito Público y DNP. Santafé de Bogotá.
- Horton, S. et. al. (1991), "Labour Market in an era of Adjustment. Evidence from 12 Developing Countries". En *International Labour Review*, Vol. 130, No. 5-6, pp. 531-558.
- Jain, B. (1991), "Returns to Education: Further Analysis of Cross Country Data". En *Economics of Education Review*. Vol. 10, No. 3, pp. 253-258.
- Junguito, R. (1990), "El Programa de Ajuste de Colombia. Su Impacto Económico y Social". en "Colombia la Deuda Social en los 80". Informe de los consultores de la Misión Prealc-OIT Programa Mundial de Empleo. Colombia.
- Katz, L. and K. M. Murphy (1992), "Changes in the Wage Structure 1963-1987: Supply and Demand Factors". *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 107, pp.35-78.
- Korenman, S. and D. Neumark (1991), "¿Does Marriage Really make Men more Productive?". in: "The Journal of Human Resources". Vol. 26, No. 2, pp. 282-307.
- Kugler, B. y G. Psacharopoulos (1989), "Earnings and Education in Argentina: An Analysis of the 1985 Buenos Aires Household Survey". En *Economics of Education Review*. Vol.8, No. 4, pp. 353-365.
- Londoño, J. L. (1995), "Distribución del Ingreso y Desarrollo Económico: Colombia en el siglo XX". Tercer Mundo Editores. Santafé de Bogotá.
- López, H. (1996), "Ensayos sobre Economía Laboral Colombiana". Fonade-Carlos Valencia Editores. Santafé de Bogotá.
- Lora, E. y M. L. Henao (1995), "The Evolution and Reform of Labour Markets in Colombia". Paper presentado a la Conferencia "Mercados Laborales: Crecimiento y Pobreza en América Latina". Fedesarrollo, Santafé de Bogotá, julio.
- Mohan, R. (1989), "Understanding the Developing Metropolis. Lessons from the City Study of Bogota and Cali, Colombia". The World Bank, New York, Oxford University Press.
- Mincer, J. (1974), "Schooling, Experience and Earnings". National Bureau of Economic Research.
- Nuñez, J. A. y F. J. Sánchez (1998), "Educación y Salarios Relativos en Colombia 1976-1995. Determinantes, Evolución e Implicaciones para la Distribución del Ingreso". *Archivos de Macroeconomía*, Departamento Nacional de Planeación, Documento 74, enero 1998.
- Perfetti, M (1998), "Wage differentials between the public and private sector, for male wage workers the period of structural adjustment (1984-1994)." Presentado en LACEA, Santafé de Bogotá, octubre de 1997.
- (1998a), "Earning Distribution and Rates of Return to Education in Colombia between 1984 and 1994". Borrador, University of Sussex.

- Prealc (1990), "Colombia, la Deuda Social en los 80". Informe de los consultores de la misión Prealc-OIT Programa Mundial de Empleo, Colombia.
- Psacharopoulos, G. (1973), "Returns to Education: An International Comparison". Elsevier-Jossey Bass, San Francisco.
- , (1985), "Returns to Education: A Further International Update and Implications" en *The Journal of Human Resources*. Vol.20, No. 4, pp. 583-604.
- Psacharopoulos, G. et. al. (1992), "Earnings and Education among Self-Employed Males in Colombia" *Bulletin of Latin American Research*. Vol. 11, No. 1, pp. 69-90.
- Psacharopoulos, G. and K. Hinchliffe (1973), "Returns to Education: An International Comparison". en *Studies on Education*. Vol. 2, Amsterdam.
- Psacharopoulos, G. and Y. Chu. Ng. (1992), "Earnings and Education in Latin America. Assessing Priorities for Schooling Investment". Working Papers. Technical Department Latin America and the Caribbean Region. The World Bank, Washington, D.C.
- Psacharopoulos, G. y C. Vélez (1992), "Schooling, Ability and Earnings in Colombia, 1988". *Economic Development and Cultural Change*. Vol. 40, No. 3, pp. 629-643.
- Ram, R. (1996), "Levels of Development and Rates of Return to Schooling". *Economic Development and Cultural Change*. 44(4), pp. 839-857.
- Robbins, D. J. (1995), "Human Capital, Growth, Trade and Wage Dispersion-Greater Bogota, Colombia: 1976-1989". Mimeo, Harvard University.
- (1995a), "Trade, Trade Liberalisation and Inequality in Latin America and East Asia. Synthesis of seven Countries Studies". Mimeo, Harvard University, December.
- (1998), "Liberación Comercial y Salarios en Colombia 1976-1994". *Archivos de Macroeconomía*. Departamento Nacional de Planeación, Documento 73, enero 1998.
- Tenjo, J. (1993), "Evolución de los Retornos a la Inversión en Educación 1976-1989". *Planeación y Desarrollo*. Vol. XXIV Edición Especial "Educación, Mercado de Trabajo y Desarrollo en Colombia". Departamento Nacional de Planeación, Santafé de Bogotá, diciembre.
- (1993a), "Educación, Habilidad, Conocimientos e Ingresos". *Planeación y Desarrollo*. Vol. XXIV Edición Especial "Educación, Mercado de Trabajo y Desarrollo en Colombia". Departamento Nacional de Planeación, Santafé de Bogotá, diciembre.