Helmuth Yesid Arias Gómez** Álvaro Hernando Chaves Castro***

INTRODUCCIÓN

El efecto de la educación sobre el desarrollo económico tradicionalmente ha sido medido a través del método de la tasa interna de retorno de la educación. No obstante, este método requiere de la utilización del supuesto de que los salarios se igualan a las productividades marginales y que las diferentes categorías de trabajo, clasificadas por años de escolaridad, se constituyen en sustitutos en la producción. Adicionalmente, el método supone perfecta movilidad de la mano de obra y que existe competencia perfecta en los mercados de trabajo.

El cálculo de la tasa interna de retorno de la educación para los individuos perceptores de ingresos, se constituye en una manera de medir los determinantes del salario y sus efectos en la decisión de educarse y de acumular capital humano. De esta forma, si se considera una perspectiva de mediano y largo plazo sobre el crecimiento económico, es crucial la contribución que puede ejercer la variable educación. De ahí la necesidad de promover el mejoramiento de la formación del capital humano, para potenciar la capacidad productiva y la prosperidad del país.

Los modelos desarrollados en tal dirección, intentan definir los determinantes de los salarios y terminan por estimar la incidencia sobre los salarios de variables ligadas a la educación y la acumulación de aprendizaje, como lo son los años de escolaridad y la experiencia potencial. En el trabajo pionero de Mincer (1974), se establece la metodología del cálculo de la tasa

^{*} Este documento hace parte de la investigación sobre competitividad del recurso humano, llevado a cabo en el Observatorio de Competitividad del DANE. Se agradece la invaluable colaboración en la dirección de este trabajo a Manuel Ramírez Gómez. Igualmente, merece un especial agradecimiento la orientación del profesor Jaime Tenjo en el análisis e implementación del modelo econométrico.

^{**} Economista de la Dirección General de Crédito Público del Ministerio de Hacienda, sigade1@minhacienda.gov.co.

^{***} Economista del Observatorio de Competitividad del Departamento Administrativo Nacional de Estadística – DANE y profesor asistente de la Facultad de Economía de la Universidad Externado de Colombia, achavescastro@yahoo.com.

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

de retorno de la educación, mediante la estimación de funciones de ingreso laboral. Mincer encuentra evidencia empírica de la existencia de una relación de causalidad positiva, que va de educación a incrementos o mejoras en los ingresos laborales, lo cual es consistente con la tradicional teoría del capital humano.

Los hallazgos de estudios sobre el tema en el ámbito nacional, indican que las tasas de retorno de la educación han seguido una trayectoria decreciente. Por ejemplo, los trabajos iniciales Schultz (1969) y Selowsky (1969) encuentran tasas sociales de rendimiento decrecientes con el nivel de escolaridad en primaria, secundaria y universitaria. Así mismo, se reconoce que las inversiones realizadas en capital humano y realizadas en capital físico aplican el criterio de rendimientos decrecientes de la inversión.

Kugler (1975), encuentra que la tasa de rendimiento de la educación primaria se encuentra por debajo de la secundaria, pero no encuentra diferencias significativas entre secundaria y universitaria. En un trabajo más reciente desarrollado por Tenjo (1993), sobre la rentabilidad privada de la educación durante el período 1976 - 1989, se compara la evolución de los retornos a la educación de los asalariados y no asalariados del mercado laboral urbano. Uno de los hallazgos relevantes del estudio tiene que ver con la evidencia de la tendencia decreciente de las tasas de rendimiento durante el período, es decir, como resultado de los aumentos educativos la tasa de retorno interna de la educación disminuyó. No obstante, esta disminución no fue similar en todos los niveles educativos, pues en el caso de los asalariados hombres esta tasa se mantuvo estable. Otra conclusión interesante del estudio es que para los asalariados hombres, las tasas de retorno de primaria y secundaria no son estadísticamente diferentes, aunque el premio por la educación secundaria es altamente significativo. De otro lado, Perfetti (1996) estudia las diferencias salariales entre hombres y mujeres no asalariados durante el período 1984-1994. A partir de la técnica de descomposición de Oaxaca, encuentra que cerca de un 16% en 1984 y un 11% en 1994 de diferencia salarial se explica por diferencias en las magnitudes de capital humano acumulado por hombres y mujeres. El porcentaje restante se explica por la discriminación salarial¹. Núñez y Sánchez (1998) realizan un análisis sobre los determinantes y evolución de la educación y los salarios relativos en Colombia durante el período 1976 – 1995. A través de la estimación

¹ Frecuentemente, el concepto de 'discriminación salarial' en este tipo de análisis es una situación en la cual dos individuos con idéntica formación, igual experiencia laboral e igual productividad obtienen salarios diferentes.

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

econométrica de ecuaciones salariales, obtienen los valores de la tasa interna de retorno de la educación y de los premios educativos para diferentes años de escolaridad. Específicamente, encuentran evidencia empírica de un deterioro de la tasa de retorno de la educación desde comienzos de la década de los ochenta, al tiempo que se presenta un importante aumento del premio por educación superior, con un deterioro del premio a la educación secundaria terminada. Adicionalmente, los resultados econométricos concuerdan con la evidencia de los salarios relativos, que muestran un detrimento de los menos educados frente a los más educados, es decir con niveles universitarios de educación.

La finalidad del análisis del retorno a la inversión en educación que se realiza en el presente trabajo se abordará desde una perspectiva de competitividad, atendiendo a la importante incidencia de los avances en formación y en experiencia y asimilación de disciplina de operación, sobre los resultados productivos del factor trabajo.

El documento está organizado de la siguiente manera. Además de esta introducción, comprende una segunda sección que describe someramente algunos hechos estilizados en torno al comportamiento de los ingresos y niveles de educación por departamentos. Luego se describe la relación que existe entre la teoría del capital humano y la tasa de retorno de la educación, haciendo énfasis en la descripción de las ecuaciones que æ recomienda estimar. A continuación se describen las fuentes de información utilizadas en el análisis. Finalmente, se presentan los resultados de las estimaciones del modelo y las principales conclusiones.

ALGUNOS HECHOS ESTILIZADOS EN TORNO A INGRESOS Y NIVELES DE EDUCACIÓN

Antes de entrar a analizar la evolución de los salarios medios del país a través de la estimación de ecuaciones de ingresos, por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios, es importante revisar algunos hechos estilizados sobre la relación entre las variables de ingresos y educación.

Dado que no se dispone de los ingresos monetarios por departamentos, como una *proxy* de ellos se ha utilizado el PIB per cápita. Aunque la correlación no implica causalidad, sí nos puede dar una idea respecto al grado de asociación estadístico que existe entre el PIB per cápita y los años de escolaridad. En el cuadro 1 se puede observar la correlación positiva existente entre PIB per cápita y años de escolaridad. Se destaca el incremento del coeficiente de correlación para las dos variables entre 1997 y

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

1998, es decir entre un año y otro los mayores niveles de educación se manifestaron en mayores niveles de ingreso, en contraste con los años 1996 y 1997 donde se redujo el coeficiente de correlación. La interpretación de lo anterior se debe hacer con mucho cuidado, pues este coeficiente no nos dice nada a cerca de la causalidad existente entre las dos variables, es decir que las mejoras en el PIB per cápita son el resultado de los mayores niveles educativos. Para determinar lo anterior, se debe realizar la estimación de ecuaciones salariales, las cuales nos mostrarán los retornos o rendimientos a la inversión en educación.

Cuadro 1

CORRELACIÓN	1996	1997	1998
PIB-Edu. primaria	64,7	58,7	61,9
PIB-Edu. secundaria	77,5	72,1	75
PIB-Edu. superior	77,1	69,6	71,4

A través de un gráfico de dispersión se puede observar el comportamiento del PIB per cápita y los años de escolaridad (niveles de educación) por departamentos para diferentes años.

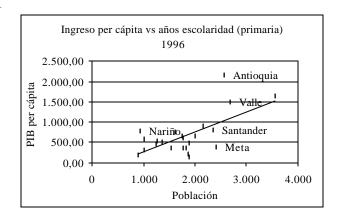
En la gráfica 1 se observa que las regiones de mayor desarrollo relativo tales como Antioquia, Valle y Bogotá se encuentran por encima del promedio representado por la línea de ajuste entre las dos variables, y las regiones de Santander y Meta están por debajo del promedio. Hay que destacar que por razones de espacio no se mencionan regiones como el Chocó y la Guajira que tradicionalmente se caracterizan por bajos niveles de desarrollo y que también se encuentran por debajo del promedio. En la gráfica 2 se revela el mismo comportamiento de las dos variables para el año 1997, con la excepción de que la recta que ajusta a las dos variables presenta una menor pendiente; lo que refleja la disminución del coeficiente de correlación entre 1996 y 1997. A diferencia del año 1996, cuando se relaciona el PIB per cápita con los años de escolaridad (grado superior o universitario), la región que presenta una marcada diferencia frente a las demás es Bogotá, al estar por encima del promedio. Lo anterior es consistente con la infraestructura educativa que presenta esta región y por la diversidad relativa de actividades que pueden absorber mano de obra calificada.

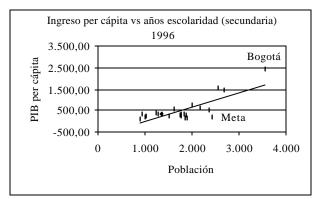
Para el año 1998, se observa en el gráfico 3 una brecha más amplia entre las regiones, específicamente, Bogotá es la región que se encuentra

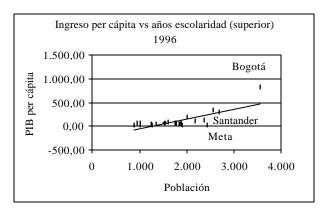
Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

muy por encima del promedio y del resto de regiones. No obstante, la relación entre PIB per cápita y nivel educativo superior es menos fuerte, lo cual se manifiesta en que la recta de ajuste entre las dos variables es menos pronunciada en comparación con el resto de niveles educativos.

Gráfica 1



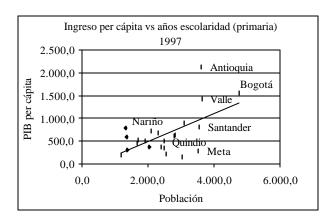


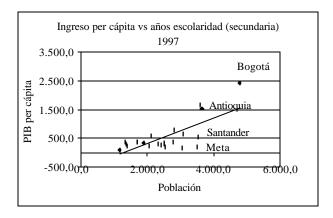


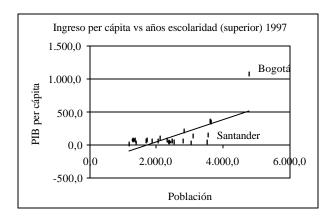
Universidad Externado de Colombia - 5 - Facultad de Economía

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

Gráfica 2



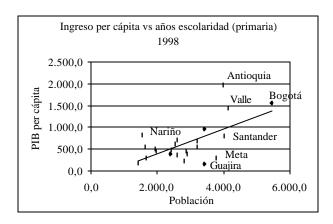


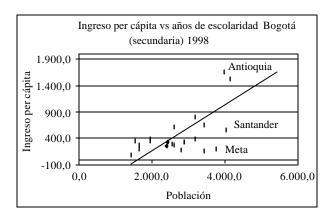


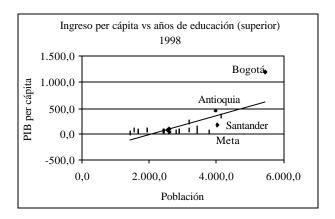
Universidad Externado de Colombia - 6 - Facultad de Economía

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

Gráfica 3







Universidad Externado de Colombia - 7 - Facultad de Economía

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

La anterior descripción sobre el comportamiento del ingreso per cápita y los años de educación, revelan dos hechos fundamentales producidos durante la última década en la economía colombiana. El primero de ellos es que, efectivamente, se han producido cambios en la estructura educativa, en la medida en que se han incrementado la tasas de cobertura de educación secundaria y superior, al tiempo que la tasa para el nivel primario ha sufrido un leve deterioro, sobre todo a partir de 1996. El segundo hecho tiene que ver con el aumento en el diferencial de ingresos per cápita por regiones, sobre todo a partir de 1998. Esta brecha regional de ingresos se percibe cuando se compara con los años de educación superior. Específicamente, las regiones con mayores niveles de desarrollo relativo como Bogotá, Antioquia y Valle presentan los ingresos per cápita más altos cuanto más años de escolaridad en educación superior acumulan las personas. Es decir que los ingresos más altos se ubican en el rango de personas con niveles de educación superior. Dentro de las tres regiones con el mayor nivel de ingresos per cápita, Bogotá es la que ha tomado más ventaja que las otras a partir de 1988, al ubicarse en los niveles de ingresos per cápita más altos con respecto a las demás regiones.

LA TEORIA DEL CAPITAL HUMANO Y LA TASA DE RETORNO

Dentro de los estudios recientes en torno a los determinantes del crecimiento económico y de la productividad de la economía se ha reconocido que las inversiones en capital humano contribuyen con un aporte sustancial, complementando los aportes provenientes de la inversión en capital fijo.

El rendimiento de las inversiones en capital humano se puede visualizar desde el punto de vista individual, en el cual existe un sacrificio de rentas presentes con el objeto de incrementar los ingresos futuros, aportando a la actividad un trabajo más calificado y con mayor productividad.

La teoría del capital humano a nivel empírico, hoy en día, es bastante amplia. En el presente trabajo, partimos de la versión de estudios que abogan por el supuesto que existe una relación directa entre los niveles de educación de los individuos y sus niveles de productividad. En este sentido, individuos con niveles altos de preparación y por ende con mayor productividad devengarán ingresos más altos.

De otro lado, las decisiones de invertir en educación están determinadas por análisis de tipo costo-beneficio. Los beneficios de la educación están representados por el valor presente del incremento del ingreso asociado al acceso a niveles más elevados de educación. A su vez,

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

los costos de la decisión están dados por el ingreso sacrificado durante los años de asistencia, sumados al de las matrículas y los gastos asociados.

El papel que puede jugar el gobierno, desde un punto de vista social, es preponderante. De esta manera, una asignación eficiente de recursos en el sector educativo puede desencadenar efectos globales que se manifiestan en mejoras en la productividad global de la economía y en la formación de procesos integrales de progreso social.

Los estudios empíricos que intentan abordar la problemática del capital humano, parten de la base de que la productividad y la remuneración al trabajo dependen en esencia de las inversiones en conocimiento e información. No obstante, no se deben descartar enfoques como el de la economía de la salud, que también generan una gran incidencia en los procesos de acumulación de capital humano.

Con esta idea en mente, a continuación se especifica el modelo econométrico, que nos permitirá cuantificar la tasa interna de retorno de la educación y la incidencia que tiene sobre las mejoras salariales, la acumulación de capital humano a través de mayores niveles educativos.

EL MODELO ECONOMÉTRICO

El modelo inicial se denomina modelo simple o función minceriana, consistente en una función de ingreso, en la cual se relaciona el logaritmo del salario por hora en función de los años de escolaridad, la experiencia potencial, y el término cuadrático de la experiencia potencial del siguiente modo:

$$Log(W_{i}) = \beta_{0} + \beta_{1} * Edu_{i} + \beta_{2} * Exp_{i} + \beta_{3} * Exp_{i}^{2} + \varepsilon$$
 (1)

De tal manera que se interpreta como la tasa de retorno de la educación, el coeficiente que acompaña a los años de educación β_1 .

Un rasgo característico de los mercados laborales especialmente en los países en desarrollo, consiste en un marcado sesgo de discriminación en la remuneraciones de las mujeres, especialmente cuando se observan rangos de población con escasa educación.

Sin embargo, a pesar de que se mantiene una discriminación de ingresos en contra de las mujeres, ésta se ha atenuado gracias a los avances alcanzados en materia educativa. Esto ha significado un incremento en el capital humano femenino. Igualmente han incidido los cambios en la

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

estructura de los mercados laborales, y el importante incremento de la participación de la mujer en el mismo. Estos fenómenos han incrementado la movilidad social de la mujer hacia ocupaciones con mejor remuneración.

Adicionalmente al modelo minceriano o simple, se considera también en este trabajo el modelo Spline. Este modelo se caracteriza porque, a diferencia del anterior, incorpora como variable adicional en la ecuación un vector de variables cualitativas que recogen las diferencias en los niveles educativos de la muestra objeto de estudio. Es decir, este modelo permite determinar las posibles diferencias en los retornos de la educación en los niveles primaria, secundaria y superior. De esta forma, la ecuación de ingresos que capturaría este análisis es la siguiente:

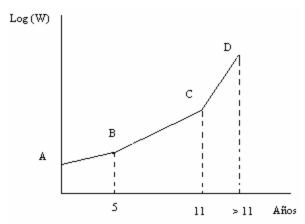
$$Log(W_{i}) = \beta_{i} + \beta_{i} * Edu_{i} + \beta_{i} * Exp_{i} + \beta_{i} * Exp_{i}^{2} + \beta_{4} * D_{s} (Edu_{i} - 11) + \beta_{5} * D_{u} * (Edu_{i} - > 11) + \varepsilon$$
(2)

Donde D_s es una variable *dummy* o cualitativa que toma el valor de 1 si el individuo tiene secundaria completa o ha completado 11 años de educación; y toma el valor de cero en los demás casos. Igualmente, la variable D_U toma el valor de 1 si el individuo posee más de 11 años de educación, y en el resto de casos cero.

Vale la pena resaltar, que en este trabajo se utiliza la misma ecuación del trabajo de Tenjo (1993). Según su ecuación, la tasa de retorno por un año adicional de educación primaria es β_1 , la de un año adicional de secundaria es la suma de los coeficientes $\beta_1 + \beta_4$ y la de un año adicional de universidad está representada por la suma de los parámetros $\beta_1 + \beta_5$. El coeficiente β_4 representa un 'premio' a la educación secundaria, mientras β_5 es el premio a la educación universitaria. En este sentido, si el producto de los dos parámetros resultan positivos en la estimación, implica que la tasa de retorno de la educación secundaria (universitaria) es mayor que la de primaria. En la gráfica 4, se puede apreciar el anterior análisis que se deriva de la ecuación Spline.

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

Gráfica 4 Ecuación Spline



La ecuación Spline está representada por la línea ABCD, la cual describe los diferentes niveles educativos: segmento AB primaria (entre 0 y 5 años de educación), segmento BC secundaria (11 años de educación) y el segmento CD universitaria (más de 11 años de educación). La característica principal de este modelo es la diferencia en las pendientes de los segmentos, que se incrementan con los niveles de educación. La implicación de lo anterior es que los premios por mayores niveles de educación se reflejan en mayores salarios para los individuos.

FUENTES DE INFORMACIÓN Y AÑOS SELECCIONADOS

La estimación de la tasa interna de retorno de la educación y los premios por educación se realizará utilizando períodos bien diferenciados, mediante un análisis de corte transversal para estimar los resultados en ese momento.

Los cortes transversales se ubican en los siguientes períodos: se considera el año 1990 como el inicial y como año final 1995, ya que recoge los efectos de las reformas del mercado laboral y las implicaciones estructurales de las mismas.

El año 1999, que resultó ser un año muy crítico para la economía y muy caracterizado por el deterioro de las condiciones de empleo, presentó dificultades de acceso a la educación y disminución de bienestar de los colombianos. Finalmente el año 2000, que a diferencia del anterior fue un año de recuperación económica, no implicó reducciones considerables en el desempleo.

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

La fuente de información para las variables analizadas corresponde a la suministrada por la Encuesta Nacional de Hogares para los meses de septiembre en el área urbana. Por eso los resultados describen el comportamiento de los ingresos salariales del sector urbano. Específicamente, se utilizaron las etapas 73 de septiembre de 1991, 105 de septiembre de 1999 y la etapa 109 de septiembre del 2000. Cabe destacar que la encuesta cubre en total las trece principales ciudades y áreas metropolitanas del país. Finalmente, los datos u observaciones utilizados para cada una de las variables del modelo, son los siguientes: en el año 1991 15.519 observaciones para los hombres y 10.304 para las mujeres. En el año 1999, 13.869 para hombres y 13.128 para las mujeres. En el año 2000, 8.106 para los hombres y 6.640 para las mujeres.

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

Para los efectos del presente estudio se estimó la ecuación (2) a través del Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, MCO, separando las ecuaciones correspondientes a mujeres y hombres. Lo anterior, debido a que en la práctica existen diferenciales salariales por causa del género.

Los salarios incluyen los ingresos por propinas y comisiones pero excluye los viáticos y los pagos en especie. Este criterio es el que establece la Encuesta Nacional de Hogares. Específicamente, la variable dependiente o de interés es el logaritmo de los salarios por hora definida como:

$$Ln\left(\frac{W_i}{H_i}\right)$$

en donde H representa el número de horas trabajadas por el individuo y W es el ingreso percibido.

MÉTODO DE ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE SALARIOS

En datos microeconómicos es muy frecuente que la variable dependiente presente 'sesgo de selección muestral'. El problema del sesgo en nuestro caso consiste en que el salario que percibe un individuo sólo se observa en la muestra, si el individuo está empleado. Este 'sesgo de selección muestral' o denominado también 'truncamiento selectivo' puede generar efectos perjudiciales sobre las propiedades de los estimadores tradicionales como el

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

de MCO. Por lo anterior, se han propuesto diversos métodos de estimación alternativos y, al mismo tiempo, se han estimado un gran número de modelos empíricos.

Con el fin de corregir este problema en la estimación de las ecuaciones, se utilizó el procedimiento de Heckman (1979) que consiste en estimar modelos en presencia de truncamiento selectivo a través del método de máxima verosimilitud. Cabe destacar que para efectos de la estimación a través de este método se utilizó el paquete econométrico STATA versión 7.0, el cual desarrolla internamente este proceso. Tal procedimiento permitirá obtener estimaciones eficientes de los parámetros de la ecuación de ingresos. Formalmente, el modelo que sugiere el método es el siguiente:

$$y_{i} = \beta * X_{i} + \varepsilon_{i} \tag{3}$$

$$Z_i^* = \gamma * W_i + u_i \tag{4}$$

La ecuación (3) es el modelo de regresión que describe a la variable dependiente

$$y_i = Ln \left(\frac{W_i}{H_i} \right)$$

en función de un vector X de variables explicativas tales como la educación, la experiencia 2 , experiencia al cuadrado, premios por educación secundaria y premios por educación universitaria; y un término de perturbación estocástico ε_i que se supone se distribuye de forma normal. La ecuación (4) describe el mecanismo de selección que está compuesta por un vector W que contiene a las variables que determinan si la variable dependiente se encuentra seleccionada-observada o no observada. Estas variables pueden ser la edad, el estado civil, el sexo, etc. Es decir, que se puede construir una variable dummy en la cual $Z_i = 1$ si $Z_i > 0$ y cero en caso contrario. El término u_i en la ecuación (4) es una perturbación o término de error.

² En la mayoría de trabajos empíricos sobre este tema, la experiencia potencial se calcula suponiendo que teóricamente los años dedicados a participar en el mercado laboral y que dotan de experiencia al individuo, corresponden a aquellos una vez finalizado el ciclo de formación educativa. De tal modo que a la edad de cada individuo se le restaron tanto los cinco años anteriores al ingreso a la primaria como los años de educación declarados.

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

Finalmente el procedimiento de Heckman supone que los errores o términos de perturbación de las anteriores ecuaciones, presentan las siguientes propiedades:

$$\varepsilon_i \approx N(0, \sigma)$$

$$u_i \approx N(0,1)$$

Corr
$$(\varepsilon_i, u_i) = \rho$$

De esta forma, el método de Heckman para corregir el problema de sesgo de selección muestral consiste en primer lugar en estimar la ecuación $(4)^3$ por el método de máxima verosimilitud con el fin de obtener estimadores de γ . Para cada observación de la muestra seleccionada el método calcula la variable que describe la probabilidad de que el individuo perciba un salario. Finalmente, estima la ecuación (3) por máxima verosimilitud introduciendo como variable explicativa adicional a γ . Por defecto, el procedimiento de Heckman supone que la pérdida de datos para la variable dependiente implica que la variable es 'no observada' o 'no seleccionada'. A continuación, se presentan los resultados de las estimaciones de la ecuación Spline.

³ Heckman utiliza una ecuación Probit que se caracteriza porque la variable dependiente presenta censura.

Universidad Externado de Colombia - 14 - Facultad de Economía

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

Cuadro 2

	ECHACIONI	ES DE INGE	PESO MODI	EI O SDI INE	7	
AÑOS	1991		RESO - MODELO SPLINE 1999		2000	
ECUACION SPLINE	HOMBRES					
Constante	4,58	3,916	6,455	5,811	6,156	5,666
	135,22	99,33	121,73	126,37	59,05	4,85
Educación	0,0673	0,138	0,0755	0,108	0,076	0,107
	17,69	29,24	12,82	20,10	9,88	3,70
Exp.	0,0362	0,0465	0,0476	0,0466	0,0325	0,0393
	21,83	19,18	20,77	21,95	10,03	4,16
Exp2	-0,00056	-0,00045	-0,000411	-0,000384	-0,0003	-0,000404
	-17,83	-9,63	-9,63	-8,88	-5,50	-2,91
Edusec	0,00482	0,00720	0,0187	0,0200	0,0048	0,0101
	2,50	3,00	6,03	6,92	1,26	0,59
Eduniv	0,0371	0,0095	0,0554	0,0430	0,0395	0,0379
	16,26	3,31	14,52	12,47	8,44	1,88
Wald chi2(5)	4627,62	4745,02	4264,83	6330,27	1711,04	690,80
Prob>chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
N. Obs.	15519	10304	13869	13128	8106	6640
SELECT						
Constante	1,046	1,624	0,337	0,748	0,317	-0,885
	33,07	37,58	10,11	20,45	7,00	-12,81
Edad	-0,0268	-0,0387	-0,0177	-0,0243	-0,0200	-0,0107
	-31,96	-31,49	-20,64	-25,00	-16,91	-5,65
DISTRIB.						
ρ	0,735	-0,222	-0,841	-0,783	-0,0130	0,00269
σ	0,641	0,605	0,902	0,780	0,566	0,563
λ	0,471	-0,134	-0,760	-0,611	-0,0074	0,00151

Los valores de los coeficientes son los estadísticos t asintóticos.

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN SPLINE

En el cuadro 2 se presenta la estimación de los coeficientes que acompañan a las variables explicativas de la ecuación Spline, tanto para hombres como mujeres asalariados, para los años 1991, 1999 y 2000. La estimación de esta ecuación contiene la corrección del sesgo de selección muestral a través del método de Heckman. Es importante mencionar que, para la corrección del sesgo con base en este método, se controlaron las ecuaciones de ingresos por medio de las variables edad y sexo, es decir se utilizaron como variables explicativas en la ecuación de selección. Adicionalmente, el problema de sesgo a nivel econométrico en nuestro caso, hace que los coeficientes

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

estimados que acompañan a las variables experiencia y experiencia al cuadrado, en la ecuación de mujeres, presenten signos invertidos⁴.

RESULTADOS AÑO 1991

Para el año 1991, los parámetros estimados de la ecuación presentan los signos esperados y de acuerdo con los estadísticos t asintóticos son estadísticamente significativos y diferentes de cero. Se destaca, que los retornos a la educación en este período son marginalmente mayores en las mujeres que en los hombres, ya que un año adicional de escolaridad en las mujeres representó una mejora salarial en promedio de cerca del 0.13% permaneciendo lo demás constante, mientras que para los hombres representó una mejora salarial del 0.067%. El interés de esta ecuación radica en la interpretación de los parámetros estimados que acompañan a las variables que describen los premios a la educación. En primer lugar, tanto para los asalariados hombres como para las mujeres, los signos de los parámetros son positivos como lo sugiere el modelo Spline. En el caso de los asalariados hombres, el premio a la educación universitaria resultó ser altamente significativo y mayor que el de secundaria. En el caso de las mujeres, los parámetros estimados que capturan los premios tanto de la educación secundaria como de la universitaria son muy bajos y poco significativos, excepto en el año 1999. Estos resultados, son similares a los encontrados por Tenjo (1993) aunque los períodos de análisis son distintos. Por consiguiente, no podemos afirmar con base en estos resultados que la diferencia entre niveles educativos de hombres y mujeres producen retornos diferentes. No obstante, en ambos casos, los resultados indican que los avances en el plano educativo son estadísticamente significativos y diferentes de cero al explicar el comportamiento de los salarios por hora.

Es importante resaltar, como se muestra en el cuadro 2, la estimación de los coeficientes en la ecuación de selección producida por el método de Heckman. Tanto la constante como el coeficiente que acompaña a la variable edad, resultan ser estadísticamente significativos y diferentes de cero. El signo negativo del coeficiente que acompaña a la variable de control edad, recoge el efecto marginal adverso que tiene la edad sobre el ingreso de los

⁴ Esta es una situación que no es consistente desde el punto de vista económico, pues los signos invertidos de los parámetros en la ecuación de mujeres (negativo para la experiencia y positivo para la experiencia al cuadrado), no muestran la tradicional 'u invertida', como lo sugiere la concavidad del perfil de ingresos (Núnez y Sánchez, 1998).

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

individuos como determinante de la presencia de sesgo de selección muestral. Esto parecería estar explicado por las dificultades que tienen las personas de mayor edad para acceder al mercado laboral y abastecerse de un nivel de ingresos. Este resultado es similar tanto en los asalariados hombres como en las mujeres. Así mismo, en el cuadro 2, se reportan los valores de p que capturan la correlación positiva de los residuos en las ecuaciones (3) y $(4)^5$, el cual está restringido a los valores $-1 \le \rho \le 1$, el error estándar asintótico estimado (σ) y del λ que se introduce en la ecuación con el fin de obtener estimadores consistentes, y para no cometer un error de especificación por haber omitido una variable relevante. Con el fin de obtener en las estimaciones perturbaciones homocedásticas de las ecuaciones (3) y (4), se utilizó un procedimiento de estimación robusta, lo que permite obtener estimadores de la varianza robustos con base en un conjunto de variables explicativas y la matriz de covarianzas. Esto produce estimadores para los datos en cada una de las variables (independientemente para cada observación) clasificados en grupos.

RESULTADOS AÑO 1999

Con la implementación de las reformas a la economía en la primera mitad de la década, y la exposición más abierta a la competencia externa, la economía colombiana experimentó cambios estructurales en los mercados de trabajo y en los patrones de contratación y de remuneración.

Se podría pensar que el direccionamiento de la contratación laboral privilegiaría una mano de obra más calificada y con mayor remuneración.

De otro lado, dado el dinámico ritmo de crecimiento de la economía en dicho lapso, y el buen comportamiento del sector de la construcción, redundó en mejoras también en las remuneraciones de la mano de obra de escasa calificación.

Para este año, el coeficiente que captura los retornos a la educación, tanto para hombres como para las mujeres, resultó estadísticamente significativo y diferente de cero. Al igual que en el año 1991, los retornos a la educación de las mujeres fueron más altos que el de los hombres.

En cuanto a los premios a la educación, se tiene que en el caso de la secundaria aumentaron tanto en hombres como en mujeres, es decir el hecho de adquirir mayores conocimientos como requisito previo a la formación de

⁵ Esta correlación de los residuos es positiva en el caso de la ecuación de hombres y negativa en el caso de las mujeres.

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

capital humano, se reflejó en mejoras salariales, después de casi nueve años. En el caso de los premios a la educación universitaria, también se presentaron incrementos, tanto para hombres como para mujeres, pero en mayor medida para los hombres; y son mucho más altos que en el caso de la secundaria. Al igual que en el año 1991, el coeficiente de la variable de control edad resultó ser significativo y con signo negativo, lo que presenta evidencia del efecto adverso de la variable edad sobre el ingreso de los individuos, aunque su magnitud se redujo con relación a 1991. Teniendo en cuenta que el presente modelo no captura esta situación, esta caída en la magnitud del coeficiente edad puede sugerir que se han presentado cambios a lo largo de la década de los 90, los cuales han estado relacionados con los procesos de apertura económica y de globalización de la economía (Núñez y Sánchez, 1998). Adicionalmente, el efecto de la reforma laboral acometida durante esta década, pudo haber tenido efectos en la reducción de la magnitud de este coeficiente, al intentar darle más flexibilidad al mercado laboral.

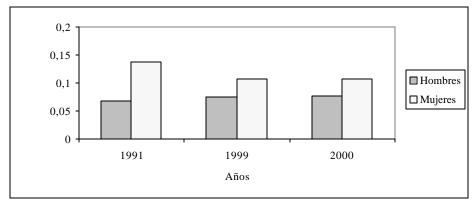
RESULTADOS AÑO 2000

Según los resultados econométricos, un año después, los premios a la educación tanto en el nivel secundario como en el universitario cayeron, aunque los premios en secundaria se deterioraron sustancialmente con relación a los de la educación universitaria, tanto en hombres como en mujeres. Así mismo, los coeficientes que capturan este fenómeno no resultaron ser estadísticamente significativos, excepto en el premio por educación universitaria de los asalariados hombres. Las transformaciones de tipo estructural que presentó la economía a lo largo de h pasada década trajeron consigo cambios en las estructuras del mercado laboral, que hacen pensar en el detrimento de estos premios por educación.

Con el fin de observar la evolución tanto de la tasa interna de retorno, como de los premios a la educación, en las gráficas 5 y 6 se muestran los coeficientes estimados que capturan los retornos y los premios por niveles educativos, tanto para hombres como para mujeres.

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

Gráfica 5 Tasa interna de retorno de la educación



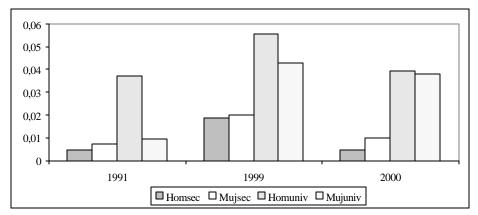
Fuente: Cálculos Observatorio de Competitividad con base en la estimación de la ecuación Spline.

En la gráfica 5 se puede percibir la evolución de los retornos a la educación, los cuales han sido significativamente mayores en las mujeres que en los hombres. Se destaca también que los retornos femeninos se han deteriorado paulatinamente durante el período analizado, mientras que los masculinos han mejorado levemente.

En la gráfica 6 se observa que los premios a la educación tanto en secundaria como en la universitaria mejoraron en la década de los noventa. No obstante, durante esta década, los premios femeninos en secundaria han sido levemente mayores que los de los hombres. Se destaca también en la gráfica que la adquisición de conocimientos manifestados en mayores niveles educativos representaron en promedio mejoras salariales durante los noventa tanto en hombres como en mujeres, con la notable diferencia de que el premio masculino por tener niveles educativos universitarios es mucho más alto. Se destaca también, el deterioro de los premios secundarios y universitarios para el año 2000. Es interesante notar como en la gráfica 6, para el año 2000, los premios femeninos por educación universitaria son relativamente iguales que los de los hombres, dado que han venido mejorando gradualmente desde la década pasada. Lo anterior, puede dar indicios de los cambios experimentados en el mercado laboral.

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

Gráfica 6 Premios por nivel educativo – hombres y mujeres



Fuente: Cálculos Observatorio de Competitividad con base en la estimación de la ecuación Spline.

De las anteriores estimaciones, en general, se puede percibir un deterioro de los retornos a la educación de las mujeres a lo largo de la década de los 90, y una mejora marginal de los retornos masculinos. En cuanto los premios por educación, se observa que estos han sido mayores en el nivel universitario para los hombres durante el período analizado. Además, como sucede con los retornos educativos tanto masculinos como femeninos, los premios también se deterioraron en el año 2000, en todos los niveles, aunque los más afectados han sido los del nivel secundaria. Lo anterior evidencia las transformaciones en la estructura educativa, lo cual sin lugar a dudas ha estado influenciado por los cambios en los patrones laborales, cuando al parecer se observa una tendencia del mercado laboral por demandar mano de obra más calificada.

CONCLUSIONES GENERALES

Los resultados de las estimaciones econométricas ofrecen evidencia del estado de los avances en los años de educación, lo cual da una idea de la tendencia que en promedio se observó para toda la población.

El modelo presentado reconoce la importancia de las habilidades productivas derivadas de la elevación de los niveles de educación de los individuos. Lo anterior, se manifiesta en los valores estimados de los coeficientes que capturan los premios a la educación, los cuales resultaron

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

estadísticamente significativos y diferentes de cero; y con los signos esperados. Deduce también que la acumulación de capital humano tiene un efecto importante sobre la productividad y a partir de allí sobre los niveles de ingreso y bienestar de los individuos.

La estimación econométrica de la tasa interna de retorno de la educación, que se recoge en el coeficiente que acompaña a la variable educación, revela que éstas han sido marginalmente mayores en las mujeres asalariadas en todos los años analizados. No obstante, se han ido deteriorando en forma gradual. Específicamente, para el año 1991, un año adicional de escolaridad en las mujeres representó una mejora salarial en promedio de cerca del 0,13% permaneciendo lo demás constante, mientras que para los hombres representó una mejora salarial del 0,067%.

En cuanto a los premios a la educación, las estimaciones econométricas evidencian que existen mejoras salariales para hombres y mujeres, cuanto más altos son los niveles educativos. No obstante, los premios a la educación universitaria de los hombres son marginalmente mayores a los de las mujeres en cada uno de los períodos estudiados. Según las estimaciones, para el año 1991, un aumento adicional de un año de educación universitaria generó en promedio una mejora en los salarios de alrededor de 0,03% en el caso de los hombres; mientras que para las mujeres la mejora salarial era del 0,0095%. Cabe destacar, que para el año 1999, el educación universitaria de las mujeres por considerablemente, al pasar de 0,01% a 0,04% después de una década. Contrariamente a lo sucedido con los premios por educación universitaria, los premios por nivel educativo secundario han sido marginalmente mayores en las mujeres que en los hombres a lo largo del período de análisis.

Como tendencia general, existe evidencia empírica de que las mejoras salariales han estado afectadas positiva y significativamente por la variable educación, y que estas mejoras de los salarios en el mercado laboral urbano de hombres y mujeres han estado complementadas por la experiencia de los individuos, adquirida durante el tiempo.

Para el año 2000, las estimaciones econométricas muestran evidencia de un deterioro en la tasa interna de retorno de la educación tanto para los hombres como para las mujeres, así como para los premios educativos en los niveles de secundaria y universitaria, siendo los más afectados los del nivel secundaria.

De acuerdo a la evidencia empírica reportada en este trabajo, se podría afirmar que cuando los accesos a la educación se difunden y los niveles educativos se elevan, la oferta en los mercados laborales se va

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

cualificando y la tasa de retorno podría tender a decrecer. Desde este punto de vista, se debe considerar que la adquisición de conocimientos a través de la educación es un proceso dinámico, pues inversiones tempranas en educación habilitan posteriores inversiones en formación de capital humano.

Finalmente, la estimación de ecuaciones de ingresos permiten apreciar los sesgos en estimaciones de rendimiento derivados de la calidad de la educación. Las implicaciones de política que se pueden derivar del presente trabajo recaen sobre la necesidad de focalizar y aumentar la eficiencia del gasto público en educación. De esta forma, la educación podría contribuir a eliminar las desigualdades en la distribución del ingreso. Además, puede indicar el papel fundamental que tiene la educación en eliminar o disminuir la pobreza absoluta.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Cuevas, Homero. 1996. "El Capital Humano en el Sistema de Precios", *Cuadernos de Economía* 15, 24, Bogotá.
- Greene, William H. 1998. Análisis Econométrico, Prentice Hall, tercera edición.
- Heckman, J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error", Econometrica 47.
- Kugler, Bernardo y Reyes, Álvaro. 1977. Educación y mercado de trabajo urbano en Colombia: una comparación entre sectores modernos y no modernos, CCRP.
- Londoño, Juan Luis. 1992. "Capital Humano y Distribución del Ingreso: La Experiencia Colombiana", *Planeación y Desarrollo* 23, 2, septiembre, Bogotá, DNP.
- Mincer, Jacob. 1974. "Schooling, Experience and Earnings", Studies in Human Behavior and Social Institutions 2.
- Núñez, Jairo y Sánchez Torres, Fabio. 1998. "Educación y salarios relativos en Colombia, 1976-1995. Determinantes, evolución e implicaciones para la distribución del ingreso", Archivos de macroeconomía 74, Bogotá, DNP.
- Perfetti, Mauricio. 1996. "Diferencias salariales entre hombres y mujeres no asalariadas durante el período 1984 1994", *Revista Planeación y Desarrollo* 27, 4, Departamento Nacional de Planeación.
- Psacharopoulos, George y Vélez, Eduardo. 1990. "Una nota sobre las tendencias de la tasa de retorno de la educación en Bogotá. 1965-1988", *Coyuntura Social* 3, noviembre.
- Schultz, Theodor P. 1969. *Returns to Education in Bogotá*, Rand Corporation, RM5645 RC/AID.
- Selowsky, Marcelo. 1969. "El efecto del desempleo y el crecimiento sobre la rentabilidad de la inversión educacional: una aplicación a Colombia", *Planeación y Desarrollo* 1, 2, Bogotá, Departamento Nacional de Planeación.
- Tenjo, Jaime. 1993. "Evolución de los retornos a la inversión en educación 1976-1989". Revista Planeación y Desarrollo 24, edición especial, diciembre, Bogotá, DNP.

Helmuth Yesid Arias Gómez y Álvaro Hernando Chaves Castro

ÍNDICE DE "DOCUMENTOS DE TRABAJO"

Número	Autor	Título	Año
1	Juan Santiago Correa	Urbanismo y transporte: el tranvía de Medellín (1919- 1950)	2002
2	Álvaro Hernando Chaves Castro y Helmuth Yessid Arias Gómez	Cálculo de la tasa interna de retorno de la educación en Colombia	2002