

## LA TASA DE RETORNO DE LA EDUCACION EN PRESENCIA DE EXTERNALIDADES PECUNIARIAS ENDÓGENAS

CARLOS E. CASTELLAR P.  
JOSÉ IGNACIO URIBE G.<sup>1</sup>

### RESUMEN

Cuando se mide la tasa de retorno de la educación para los segmentos, considerados por el DANE en la ENH, a los cuales un individuo pertenece, la rentabilidad social resulta mucho mayor que la individual. Usando una modelización que reconoce simultáneamente al individuo dentro de un colectivo y los determinantes del nivel agregado, se encuentra que la diferencia obedece a la presencia de externalidades. La prima diferencial en los ingresos que genera la pertenencia a un segmento, depende a su vez de la concentración de capital humano en el mismo. Este resultado contradice anteriores investigaciones que concluyeron que la tasa social de retorno de la educación era inferior a la respectiva tasa privada. Una implicación inmediata es la urgente revisión de las políticas económicas que pretenden trasladar recursos asignados a la Universidad Pública a la Escuela Primaria.

### ABSTRACT

#### The Rate of Return of Education in the Presence of Endogenous Pecuniary Externalities

The measurement of rates of return to education for groups of individuals from the National Household Survey of Colombia (ENH) yields higher estimates of social returns than individual returns. By modelling simultaneously the individual within his/her group and the determinants at the aggregate level, it is found that the gap between these returns is explained by externalities. The income premium explained by being part of a group depends on the concentration of human capital in the same group. This finding is in contradiction to previous research that has found the social rate of return to less than the private rate. An immediate implication of our results is a change in economic policies aimed at translating resources from professional education in public institutions to primary education.

---

<sup>1</sup> Profesores del Departamento de Economía de la Universidad del Valle. Los autores agradecen los comentarios que los colegas de la Facultad de Ciencias Sociales y Económicas hicieron a una versión preliminar de este documento y asumen cualquier error por acción u omisión. El apoyo financiero de COLCIENCIAS para un Proyecto sobre “Duración del Desempleo en el Área Metropolitana de Cali 1988-1998”. Contrato No. 117-2000. Ha hecho posible la elaboración de este artículo.

## 1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este artículo es proponer una forma alternativa de medir la rentabilidad social de la educación. El argumento central que se pone a consideración del lector es que la presencia de las externalidades en la educación obliga a la consideración simultánea de dos dimensiones analíticas, una la del individuo y otra, la de los colectivos. Cuando se intenta medir la rentabilidad de la educación, teniendo en cuenta lo anterior se encuentra que la tasa de retorno en el nivel agregado es mucho más alta que a nivel individual. En este artículo se sugiere una adecuación de la metodología de Datos de Panel, para dar contenido empírico a esta nueva forma de abordar el problema.

El análisis económico lleva en sí la opción de agregación, en una gama tan variada que son infinitas las posibilidades de ir desde lo “micro”, pensado como el individuo, hasta lo “macro”, visto como el país. Cuando dos niveles de agregación se incorporan teóricamente al análisis, es posible mantener una línea de argumentación en la cual coexistan estos dos niveles, configurando las dos dimensiones analíticas: la del individuo dentro del colectivo (intragrupo) y la de los colectivos (intergrupo). El valor agregado que reporta esta concepción teórica es la coexistencia permanente de los dos niveles de agregación y la posibilidad de moverse en el interior de cada uno de ellos, teniendo en cuenta el efecto que el otro genera. Por lo tanto, la formulación de políticas públicas en sectores que generan externalidades debe tener en cuenta los dos niveles y hacerlo con uno solo induciría errores en la asignación de recursos.

En el caso de la educación siempre se ha mencionado la existencia de externalidades que hacen que la cuantificación de los beneficios sociales de la misma estén subestimados y por ende su rentabilidad social. No obstante puede pensarse que las externalidades también pueden operar en la mecánica misma del mercado de trabajo. Siguiendo los desarrollos recientes de la microeconomía laboral, puede aseverarse que entre los argumentos de la función de salario de reserva del individuo, aparece un argumento de carácter colectivo, propio del entorno social o económico al cual pertenece la persona. Consecuente con el papel de la educación se postula que dicho argumento depende del promedio de educación del mencionado entorno. Si es así, este argumento se hace externo al individuo pues él no lo decide, pero en el nivel de agrupación se hace interno, configurando las dos niveles de agregación antes mencionados. Entonces la externalidad generada por la educación, es exógena para el individuo pero endógena para el colectivo al cual pertenece.

Las implicaciones económicas y sociales de ciertas decisiones de política, como el traslado de recursos entre niveles de Educación Pública hace necesaria, entre otros cosas, una cuantificación específica de las tasas de retorno privado y social de la educación en Colombia. Igualmente debe discutirse la metodología con la cual se hace usualmente este tipo de ejercicio. En la mayoría de casos se tiene como punto de partida la estimación de las llamadas funciones generatrices de ingreso. En el estudio de las funciones de ingreso se han utilizado predominantemente dos tipos de datos. En primer lugar, datos de corte transversal provenientes de encuestas de hogares. En el uso de este tipo de información se ha señalado

la presencia de variables no observables, como habilidades y destrezas innatas, cuya no observabilidad dificulta las estimaciones. En segundo término, en tiempos recientes, se ha difundido el uso de Datos de Panel, consistentes con la aplicación sucesiva de la encuesta a un conjunto de individuos. De esta forma se puede aislar el efecto de las variables no observables. La esencia metodológica de esta opción, consiste en la incorporación de dos dimensiones al análisis, en este caso el tiempo y el espacio. (HSIAO, 1986; BALTAGI, 1995).

En la siguiente sección se esbozan los elementos del marco teórico que conceptualizan la investigación. Acto seguido se modelan las tasas de retorno, tanto en la perspectiva tradicional que resume el estado del arte como en la sugerida por el nuevo enfoque aquí propuesto. La cuarta sección contiene la adaptación de la metodología de Datos de Panel a la modelización planteada. La siguiente se ocupa de la presentación e interpretación de la evidencia empírica obtenida para el área metropolitana de Cali/Yumbo, en Diciembre de 1992. Una última sección contiene las principales conclusiones, las cuales permiten afirmar que la hipótesis central de un mayor retorno social de la educación frente al privado (casi el doble) no se ve rechazada por los datos y de ahí la urgencia de solicitar al Estado la reformulación de la política educativa, en especial con el nivel de educación superior. La bibliografía consultada completa el cuerpo del artículo.

## **2. TASAS DE RETORNO, EXTERNALIDADES Y PAPEL DEL ESTADO.**

En esta sección se sintetizan los principales elementos teóricos y de contextualización que sustentan la propuesta analítica. El objeto de estudio enmarca en el papel del Estado en presencia de externalidades. Por la íntima conexión entre teoría y método que el tratamiento propuesto contiene, también se dan unas pautas metodológicas.

Uno de los pilares sobre los cuales descansa la nueva política gubernamental de financiación de la Educación Pública Superior en Colombia, es la presunción de que la tasa de retorno social de la educación universitaria es menor que la de la primaria y de ahí que sea más eficiente trasladar fondos públicos de la superior hacia la básica. El sustento empírico de esta presunción (CLAVIJO, 1998) se encuentra en los trabajos de PSACHAROPOULUS (1985, 1993) quien establece unos patrones genéricos para los países, de acuerdo a su grado de desarrollo económico. Este último autor encuentra que por regla general las tasas de rentabilidad social de la educación son inferiores a las privadas. Es posible que este resultado provenga de la forma como se calcula la rentabilidad social, pues a los costos privados (ingresos no percibidos durante el estudio más los costos directos de la educación) se le adicionan los costos sociales (gasto público por estudiante) pero a los beneficios privados (ingresos durante la vida activa) no se le agregan los beneficios sociales, ni las externalidades positivas que genera, pues se argumenta su difícil cuantificación (JOHNES, 1993). Al respecto el mismo Psacharopoulos señala:

## CIDSE

*“Debido al subsidio público a la educación en todas partes del mundo, típicamente las tasas privadas se encuentran unos cuantos puntos más altas que las tasas sociales de retorno. Por definición, el costo en la estimación de una tasa de retorno privada se refiere solamente a lo que un individuo desembolsa de su bolsillo, mientras que el costo en la estimación de una tasa de retorno social está relacionada al costo total de los recursos de alguien que acude a la escuela”.* Psacharopoulos (1991, pag 11).

Una consecuencia lógica y difícil de sustentar del anterior resultado sería o la presencia de externalidades negativas en la educación o que la suma de los costos sociales supera los beneficios y externalidades positivas de la misma.

Es oportuno recordar la acepción clásica de externalidad (MARSHALL, 1920; OHLIN, 1933) formalizada por (BAUMOL Y OATES, 1975), según la cual ésta se presenta cuando en los argumentos de una función individual se incluyen variables no sujetas a la decisión del individuo y por las cuales no paga (recibe) por los beneficios (costos) que le ocasionen. Para citar un solo pero bien conocido ejemplo, se ha dicho que las externalidades son exógenas para las empresas pero internas para las industrias. Es claro que desde el punto de vista individual si por pertenecer a un determinado colectivo se percibe una prima diferencial en el ingreso, se estaría en presencia de una externalidad pecuniaria. Por externalidad pecuniaria se entiende el efecto de las acciones privadas de los individuos que imponen costes o beneficios monetarios a terceros.

Ahora bien, desde el punto de vista del colectivo si la externalidad en cuestión depende del nivel de educación del agregado se estaría en presencia de una externalidad endógena. Es decir que al pasar del nivel privado al social, hay un proceso de endogenización de la externalidad, la cual pasa de ser exógena al individuo que pertenece a un colectivo, para convertirse en endógena dentro de dicho colectivo. Aunque decir que la externalidad es endógena al colectivo, parezca redundante, el enunciado busca enfatizar la coexistencia de lo exógeno y lo endógeno, dependiendo del nivel de agregación en el cual se sitúe el investigador. Este punto no es banal cuando se quiere diseñar un marco analítico que de cuenta *simultáneamente* de las dos dimensiones.

Como se demostrará más adelante, en presencia de externalidades endogenizables la tasa interna de retorno de la educación para un individuo es inferior a la respectiva tasa del colectivo. En este orden de ideas la pregunta relevante para los formuladores de la política económica es si se debe cobrar al individuo por la externalidad que recibe, o mejor, inducir la acción de las externalidades en el nivel colectivo. En otras palabras, cuál es el nivel de agregación en el cuál debe moverse la política de educación pública, es decir, cobro en el nivel individual o mejora de las condiciones de aparición de externalidades que actúen en los colectivos. Sabido es que en presencia de externalidades hay fallos de mercado que obligan a la intervención del Estado.

Aún cuando se trabaje en una dimensión espacial, en el problema del retorno de la inversión en educación, y en general en los problemas asociados al mercado de trabajo, coexisten las dos dimensiones: intragrupos e intergrupos. El individuo pertenece a un

grupo, bien sea por razones de funcionamiento del mercado (mercados locales, ramas de actividad) o por la localización espacial de los individuos que puede afectar la forma en la cual se toma la información (los segmentos de la Encuesta Nacional de Hogares).

La coexistencia de las anteriores de los dos niveles de análisis permite articularlas tanto al marco teórico como al diseño metodológico. Se trata de incorporar en la función de decisión del individuo  $j$  ubicado en el grupo  $i$ , un elemento  $\alpha_i$  no decidido por él, común al agregado al cual pertenece, es decir una externalidad en sentido estricto. Un desarrollo detallado de la conceptualización teórica en el contexto de la producción agropecuaria, la renta de la tierra y los ingresos por venta de fuerza de trabajo se encuentra en CASTELLAR, (1998).

Formalmente, si  $Y_{ij}$  es la variable a explicar para el individuo  $j$  perteneciente al agregado  $i$ ,  $X_{ij}$  es el vector de variables a explicar y  $\beta$  el vector de parámetros,  $Y_{ij} = \alpha_i + \beta'X_{ij}$  modelaría la dimensión intragrupo. Si se define un vector de variables de dimensión intergrupos como  $Z_i$ , entonces  $\alpha_i = \gamma_0 + \gamma_1'Z_i$  correspondería a la dimensión intergrupos. Ahora bien si dentro del vector  $Z$  están los promedios del vector  $X$  entonces la externalidad se endogeniza en el sentido econométrico.

La justificación teórica del elemento  $\alpha_i$  puede provenir, en el caso de que la agregación sea la ocupación del individuo, de una externalidad que se origine en la función de producción de la ocupación, la cual depende positivamente del nivel educativo y que se traslade al mercado de trabajo. Si la agrupación es el segmento, se estaría en presencia de externalidades de origen territorial, las cuales se explicarían por la concentración física de capital humano (RAUCH, 1993).

Siguiendo a (LUCAS, 1988) en la parte final de su trabajo seminal podría afirmarse que las interacciones grupales que están en la esencia del papel de la educación como economía externa positiva, proveen los fundamentos microeconómicos del desarrollo<sup>2</sup>. En cualquiera de las dos posibilidades teóricas, las externalidades son endógenas tanto en el sentido conceptual que se ha venido sugiriendo, como en el sentido econométrico propuesto por HAUSMAN (1978), pues estarían correlacionadas con los regresores del modelo. También puede entenderse esta endogeneidad como el hecho de que la probabilidad de que un individuo sea observado en un segmento u ocupación determinada, no es independiente de su nivel educativo.

Cuando se postula que la prima diferencial por pertenecer a un agregado depende del nivel de educación del colectivo o cuando se calcula la rentabilidad de la educación en el nivel de la agrupación, se está cambiando de nivel de agregación y por ende de dimensión de análisis. Si bien se parte del más bajo nivel de desagregación, lo micro económico, al contemplar la acción de efectos por pertenecer a un segmento o a una ocupación, se está incorporando un nivel de generalidad más alto. Puesto que se trata en principio de variables

---

<sup>2</sup> Para Colombia un trabajo prometedor e interesante es el de GONZALEZ, GUZMAN Y PACHON, (1998).

## CIDSE

no observables en el nivel individual y dada la coexistencia de dos dimensiones, la teoría y los métodos que subyacen en los Datos de Panel, están al orden del día.

Aunque la gran mayoría de las aplicaciones de esta novedosa metodología se han hecho en contexto de tiempo y espacio, su diseño interno no la limita a dicho ámbito. De hecho puede afirmarse que siempre que en un problema económico coexistan dos dimensiones, no necesariamente tiempo y espacio, la metodología de Datos de Panel es susceptible de aportar herramientas útiles para la comprensión de los fenómenos a estudiar. Si bien es cierto que la comunidad científica ha reconocido la posibilidad de usar los Datos de Panel para investigaciones basadas en información de corte transversal (MOULTON, 1986,1987), el énfasis se ha hecho en los aspectos técnicos de la estimación y no en la crucial contrapartida teórica que la apreciación de las dos dimensiones conlleva.

### 3. LA MODELIZACION DE LAS TASAS DE RETORNO

En el análisis de la tasa de retorno de la educación, la estimación de ecuaciones mincerianas es una referencia obligada. En esencia se trata de ejecutar una regresión del logaritmo del ingreso de un individuo (LY), en función de sus años de educación (ED), de la experiencia (EX), del cuadrado de la misma, de las horas trabajadas (LH si se toma el logaritmo) y de la convencional perturbación aleatoria (U).

Formalmente, para el individuo j se tiene que:

$$LY_j = \beta_1 + \beta_2 ED_j + \beta_3 EX_j + \beta_4 EX_j^2 + \beta_5 LH_j + U_j \quad (1)$$

$$U_j \sim N(0, \sigma_u^2)$$

En este modelo no se tienen en cuenta la operación de externalidades y equivale al Modelo Total de la literatura de Datos de Panel, es decir, en él se postula la hipótesis de inexistencia de economías externas. En la ecuación (1),  $\beta_2$ , bajo ciertos supuestos simplificadores, suele interpretarse como la tasa de rendimiento privado de un año de educación. Es usual utilizar como variable dependiente el ingreso por hora. Esta opción es un modelo restringido por la hipótesis de que la elasticidad horas trabajadas del ingreso, es unitaria. Si se cumple la hipótesis de que  $\beta_5 = 1$ , es sensato sustituir la variable dependiente por el logaritmo del ingreso por hora, ganándose eficiencia en la estimación. Por el contrario si no se cumple la anterior hipótesis, imponer dicha restricción produce estimadores sesgados e inconsistentes. En consecuencia es necesario verificar esta hipótesis en lugar de aceptarla "a priori".

Para diferenciar los rendimientos relativos de los niveles de educación se usan funciones quebradas [JOHNSTON J (1987)] definiendo dos variables falsas:

SEC = 1 si se han estudiado más de cinco años y cero en otro caso.

UNI = 1 si se ha estudiado más de once años y cero en otro caso.

El modelo adopta la forma:

$$LY_j = \beta_1 + \beta_2 ED_j + \lambda_1 SEC_j(ED_j - 5) + \lambda_2 UNI_j(ED_j - 11) + \beta_3 EX_j + \beta_4 EX_j^2 + \beta_5 LH_j + U_j \quad (2)$$

$$U_j \sim N(0, \sigma_u^2)$$

En este contexto  $\beta_2$  es la tasa de rendimiento de un año de primaria, en tanto que el de uno de secundaria es  $\beta_2 + \lambda_1$  y el de uno de universitaria viene a ser  $\beta_2 + \lambda_1 + \lambda_2$ .

Obsérvese que la variable falsa asociada a la secundaria no se define de la manera tradicional sino que incluye el uno, no sólo para los de secundaria sino también para los que tienen estudios universitarios. La intuición del procedimiento se debe a que para llegar al nivel universitario se deben haber cursado los dos niveles anteriores y un análisis marginal, debe indagar por los aumentos de rentabilidad de un nivel respecto al anterior. El omitir este detalle no permite que la función sea continua. Este error lo comete TENJO (1993) y en su trabajo, las tasas de secundaria y universitaria, se calculan respecto sólo a la primaria; además de que no verifica la hipótesis de elasticidad unitaria antes anotada.

Supóngase ahora que el individuo  $j$  pertenece al segmento  $i$  de la población y que en dicho segmento actúa una externalidad pecuniaria sobre el ingreso de los individuos del segmento. Se entiende por segmento “un área compacta de aproximadamente diez viviendas contiguas,..., las cuales se investigan en su totalidad”, DANE (1991). Dicha economía externa puede provenir de una “atmósfera” que incida sobre la productividad de los miembros del segmento o puede entenderse como la operación de efectos discriminadores que actúan desde la demanda de trabajo. En esencia se trata de variables no observables en el nivel individual pues su espacio de acción es el agregado al cual pertenece el individuo. Esto es, entre los argumentos de la función de utilidad individual y, por ende, de su función de salario de reserva, hay un elemento  $\alpha_i$ , externo al individuo pero común a todos los integrantes del segmento. En consecuencia, la función individual minceriana se convierte en:

$$LY_{ij} = \alpha_i + \tau_2 ED_{ij} + \tau_3 EX_{ij} + \tau_4 EX_{ij}^2 + \tau_5 LH_{ij} + U_{ij} \quad (3)$$

$$U_{ij} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

## CIDSE

$\alpha_i$  representa el efecto neto de todas las externalidades que afectan a todos los individuos  $j$  que pertenecen a un segmento  $i$  de población. Esta ecuación se puede denominar Modelo de Externalidades Fijas (MEF) y en él,  $\tau_2$  significa una tasa de rendimiento intrasegmento. En pocas palabras el ingreso del individuo se descompone en una prima diferencial por pertenecer a un segmento  $y$ , en otra parte, inducida por las características individuales.

El presuponer que las externalidades son endógenas implica su dependencia de los regresores del modelo. En principio se puede postular una relación de dependencia como la sugerida por MUNDLAK (1978), en la cual el efecto fijo  $\alpha_i$  depende de las medias de todos los regresores; por notación se agrega una  $M$  a las variables definidas.

$$\alpha_i = \gamma_1 + \gamma_2 EDM_i + \gamma_3 EXM_i + \gamma_4 EX^2M + \gamma_5 LHM_i + \eta_i \quad (4)$$

$$\eta_i \sim N(0, \sigma^2_\eta)$$

Una consecuencia de la endogeneidad de las externalidades así modeladas es que inducen un cambio paramétrico, en la dimensión agregada. En efecto al sustituir (4) en (3) se obtiene:

$$LY_{ij} = \gamma_1 + \tau_2 ED_{ij} + \tau_3 EX_{ij} + \tau_4 EX^2_{ij} + \tau_5 LH_{ij} \\ + \gamma_2 EDM_i + \gamma_3 EXM_i + \gamma_4 EX^2M + \gamma_5 LHM_i + U_{ij} + \eta_i \quad (5)$$

$$U_{ij} \sim N(0, \sigma^2_u) \quad \eta_i \sim N(0, \sigma^2_\eta)$$

La anterior ecuación define un Modelo de Externalidades Endógenas (MEE); tomando promedios en  $i$ , es decir trasladándose a la dimensión intersegmento, se obtiene:

$$LYM_i = \gamma_1 + (\tau_2 + \gamma_2) EDM_i + (\tau_3 + \gamma_3) EXM_i + (\tau_4 + \gamma_4) EX^2M + \\ (\tau_5 + \gamma_5) LHM_i + UM_i + \eta_i \quad (6)$$

En el mundo del intersegmento, en presencia de externalidades endógenas, la tasa de rentabilidad de la educación es  $\tau_2 + \gamma_2$ , es decir la suma de la tasa intrasegmento y el coeficiente que mide el impacto de la educación media en las externalidades fijas. Este cambio paramétrico es sugerido en una aplicación convencional de Datos de Panel para



tiempo y espacio por RAYMOND, (1995) y extendida al problema de externalidades territoriales por CASTELLAR (1998).

Obsérvese que si el promedio se hace a partir de la ecuación (1), el mundo intersegmentos en ausencia de externalidades, indicaría:

$$LYM_i = \beta_1 + \beta_2 EDM_i + \beta_3 EXM_i + \beta_4 EX^2M_i + \beta_5 LHM_i + UM_i \quad (7)$$

En este mundo, no hay cambios paramétricos y por ende los coeficientes individuales coinciden con los del agregado. La intuición de estos resultados es inmediata: en ausencia de externalidades endógenas las tasas de retorno de los individuos y de los colectivos a los que pertenecen, coinciden, en tanto que en presencia de dichas externalidades, la tasa individual es inferior a la del colectivo. En estricto rigor, no se trata de una tasa de rendimiento pues la variable dependiente es la media de los logaritmos y no el logaritmo del ingreso medio. No obstante, el logaritmo medio es igual al logaritmo de la media geométrica y si los agregados son relativamente homogéneos en su interior, ambas medidas estarán muy cerca. A continuación se modeliza la dimensión intersegmento, teniendo en cuenta el anterior detalle.

Una pregunta relevante para pasar del cálculo de la rentabilidad privada a la de la rentabilidad social de la educación, es indagar por el impacto en los ingresos medios del segmento  $i$  de la población, cuando se incrementa un año promedio de educación en el segmento. Es decir que el equivalente de la ecuación minceriana debiera ser (LMY es logaritmo del ingreso medio y LMH, es el de las horas trabajadas):

$$LMY_i = \delta_1 + \delta_2 EDM_i + \delta_3 EXM_i + \delta_4 EXM^2_i + \delta_5 LMH_i + UM_j \quad (8)$$

Así las cosas  $\delta_2$  estaría más cerca de una tasa de rendimiento social, pues está asociada al impacto en el ingreso agregado de una inversión colectiva en educación. En estricto rigor se trata de la verdadera tasa de rendimiento intersegmento. Una conclusión del desarrollo anterior, indica que si existen externalidades que afecten el ingreso y que a su vez dependen de la educación, las dos tasas deben diferir. En ausencia de externalidades no tendría que haber diferencias.

#### 4. LA APROXIMACION ECONOMETRICA

La estimación e inferencia en los modelos de la sección anterior pueden interpretarse como una adaptación de la metodología de Datos de Panel. En efecto, los modelos 1 y 2, se estiman por MCO como regresiones lineales múltiples convencionales. El modelo 3, es en esencia también una regresión múltiple con  $N$  variables falsas, una por cada agrupación considerada. Para evitar la inclusión de todas las variables ficticias el modelo se estima en desviaciones con respecto a las medias grupales y luego se estiman las externalidades fijas de igual manera que se procede para calcular el intercepto en los modelos en desviaciones.

Cuando no es de interés el cómputo de los efectos fijos y estos son exógenos en el sentido de HAUSMAN, es posible trabajar las externalidades como aleatorias, en cuyo caso se define el Modelo de Externalidades Aleatorias (MEA) como:

$$LY_{ij} = \mu + \tau_2 ED_{ij} + \tau_3 EX_{ij} + \tau_4 EX_{ij}^2 + \tau_5 LH_{ij} + v_i + U_{ij} \quad (9)$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2) \quad U_{ij} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

La estimación debe hacerse por Mínimos Cuadrados Generalizados y gran parte de la literatura se ha orientado a la estimación de las varianzas. Se trata de un modelo con independencia intersegmento y autocorrelación intrasegmento.

El tratamiento del Modelo de Externalidades Endógenas también correspondería al de Efectos Aleatorios y algunos investigadores han orientado sus esfuerzos a la estimación de las varianzas para obtener el factor de corrección para el método de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). MOULTON (1986, 1987) y RAUCH (1993) proceden en este sentido. Una vía sencilla, intuitiva y práctica, que coincide con la estimación MCG, consiste en proceder en dos etapas. En la primera se estima el Modelo de Externalidades Fijas, aislándose las externalidades. En la segunda se estima el modelo (4), sustituyendo  $\alpha_i$  por la estimación de la primera etapa. La demostración para un Panel Convencional Balanceado está en MUNDLAK (1978), la extensión a un panel no balanceado se encuentra en BALTAGI (1985) y la generalización a una situación en la cual la segunda etapa y el modelo intergrupar se estimen por Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP) con factor de corrección asociado al MCG, se encuentra en CASTELLAR (1998).

El procedimiento en dos etapas tiene la ventaja de hacer que cada una de ellas haga corresponder, el trabajo econométrico con una dimensión analítica diferente. En la primera se está en el mundo intrasegmento y de su observación se pueden *cuantificar* las externalidades. En la segunda se salta al mundo intersegmento y en él se pueden *explicar* las externalidades. Además, una consecuencia de las demostraciones reseñadas en el

párrafo anterior es que la igualdad paramétrica planteada en la ecuación (6), se reproduce a nivel de la estimación. Este hecho no ha sido resaltado en la literatura sobre el tema, pues no se ha hecho hincapié en que los cambios se dan a nivel paramétrico. También se demuestra que los dos modelos asociados a la dimensión intersegmento (el 4 y el 6 de la sección anterior) comparten la misma estimación del intercepto y todos los errores estándar de estimación.

Un punto crucial en el análisis es la verificación de la hipótesis de exogeneidad de las externalidades. Para ello se aplica un Test de Hausman, utilizando los modelos de externalidades fijas y aleatorias. La intuición del test es muy sencilla: se tiene un estimador, el de efectos aleatorios, que bajo la hipótesis nula ( $v_i$  del Modelo de Externalidades Aleatorias es independiente de los regresores del modelo) es consistente y eficiente en tanto que bajo la hipótesis alterna es inconsistente; se tiene otro estimador, el de efectos fijos, que bajo ambas hipótesis es consistente. El test sigue una distribución chi-cuadrado con tantos grados de libertad como regresores hay.

En consecuencia el diseño metodológico adecuado para el problema planteado debe en primer lugar, estimar el modelo total; luego cuantificar las externalidades mediante el modelo que las considera fijas. De resultar las anteriores externalidades significativas se debe verificar si son aleatorias o no. En caso de no serlo, es procedente intentar modelizarlas y, de resultar explicadas con las concentraciones de capital humano, continuar con la estimación del modelo intersegmentos. Si tanto la conceptualización teórica sugerida como la modelización correspondiente son relevantes se espera que la tasa interna de retorno de un año promedio de educación ( $\delta_2$ ) sea superior tanto a la tasa privada total ( $\beta_2$ ) como a la tasa intrasegmento ( $\tau_2$ ).

## 5. LA EVIDENCIA EMPIRICA

Para dar sustento empírico a la modelización planteada se utilizan los datos de la etapa 78 de la encuesta nacional de hogares para el área metropolitana de Cali, correspondiente a diciembre de 1992. Al archivo de ocupados se le anexó el de características individuales; después de eliminar los missing de las variables relevantes se obtuvo una muestra de 3137 individuos provenientes de 199 segmentos. El primer modelo sometido a la evidencia empírica cuantifica la tasa de retorno individual sin discriminar por nivel educativo, tal cual se aprecia en la primera parte del cuadro 1.

CUADRO 1. MODELO TOTAL						
Modelo	Mincer Estandar			Mincer y cambios en la tasa de retorno		
Variable	Coficient.	Razón t	NSC	Coficient.	Razón t	NSC
Educación	0.1212	40.27	0.0000	0.0965	8.37	0.0000
Δ Secund.				0.0006	0.04	0.9651
Δ Univers.				0.0782	7.64	0.0000
Experienc.	0.0405	15.01	0.0000	0.0408	15.16	0.0000
Experienc <sup>2</sup>	-0.0005	-10.39	0.0000	-0.0005	-10.94	0.0000
Log horas	0.5022	18.46	0.0000	0.5109	18.97	0.0000
Intercepto	7.3112	49.66	0.0000	7.4230	49.30	0.0000
R <sup>2</sup> Ajust.	39.58 %			40.89 %		
Fuente: listados de computador en Limdep7.0						

En primer lugar, la hipótesis de elasticidad ingreso unitaria para el tiempo de trabajo es contundentemente rechazada [la razón t correspondiente se calcularía como  $(0.52 - 1)/0.03 = -16$ ], y por ende, no es adecuado trabajar la ecuación de ingresos con variable dependiente tasa de ingresos por hora. Se estima un rendimiento privado de un año de educación del 12.1%, en tanto que, el de uno de experiencia se cuantifica en un 4.1%. La experiencia que optimiza el ingreso son 40 años.

Cuando se consideran los cambios en la rentabilidad de los niveles secundario y universitario con respecto a la educación primaria (véase la segunda parte del cuadro 1) se encuentra que un año de educación elemental reporta un 9.7%, mientras que uno de secundaria no reporta un rendimiento marginal. Esto quiere decir que el mercado de trabajo no discrimina entre un trabajador con educación primaria y uno que tenga secundaria. Adicionalmente, la educación superior agrega un 7.8% al rendimiento de la primaria. Es decir, que la rentabilidad privada de la educación superior, de acuerdo con la metodología de funciones quebradas (splines, en la terminología econométrica), es de 17.5%.

Cuando se introduce la hipótesis de existencia de externalidades fijas en la función individual de ingresos esta no resulta rechazada por los datos, tal cual se aprecia en el

cuadro 2 cuando se consideran los convencionales test de la F y de razón de verosimilitud. En este modelo la tasa de retorno intrasegmento se estima en 8.5%, en tanto que los coeficientes asociados a las otras variables de la ecuación minceriana no presentan cambios importantes respecto al modelo que niega la existencia de externalidades. El descenso en la tasa intrasegmento respecto a la total puede interpretarse como el hecho de que la probabilidad de pertenecer a un determinado segmento no es independiente del nivel educativo del individuo OLIVE, RAYMOND, ROIG y ROCA (1998).

Es el momento de considerar la posibilidad de que las externalidades sean tratadas como aleatorias. En caso de serlo podrían ser incorporadas al término aleatorio de error ganándose eficiencia en la estimación de los parámetros. De no serlo su tratamiento como aleatorias induciría inconsistencias en la misma estimación. Para ello se ejecuta el test de Hausman encontrándose un claro rechazo a la hipótesis de exogeneidad. En otras palabras se puede decir que las externalidades son endógenas al estar correlacionadas con los regresores del modelo. El hecho de que el coeficiente que más cambia sea la tasa de retorno de la educación apunta hacia que las externalidades dependan del nivel educativo.

<b>CUADRO 2. EXTERNALIDADES FIJAS VERSUS ALEATORIAS</b>						
Modelo	Externalidades fijas			Externalidades aleatorias		
Variable	Coeficient.	Razón t	NSC	Coeficient.	Razón t	NSC
Educación	0.0852	23.87	0.0000	0.1008	30.76	0.0000
Experienc.	0.0388	14.77	0.0000	0.0394	15.22	0.0000
Experien <sup>2</sup>	-0.0005	-11.02	0.0000	-0.0005	-10.96	0.0000
Log horas	0.5180	19.36	0.0000	0.5133	19.49	0.0000
Intercepto				7.4742	51.89	
R <sup>2</sup> Ajust.	47.13 %			38.58 %		
<b>HIPÓTESIS DE EXTERNALIDADES EN LA GENERACIÓN DE INGRESOS</b>						
Test de razón de verosimilitud			Test de la F			
Chi-2	Gdl	NSC	F <sub>c</sub>	Gdl num	gdl denom	NSC
623.45	198	0.0000	3.26	198	2935	0.0000
<b>HIPÓTESIS DE EXOGENEIDAD DE LAS EXTERNALIDADES</b>						
Test de Hausman		125.1	Gdl	4	NSC	0.0000
Fuente: listados de computador en Limdep7.						

## CIDSE

Es procedente entonces intentar modelar las externalidades cuantificadas cuando se consideran fijas. Como se anotó en la sección anterior una primera vía es utilizar como determinantes de las externalidades a las medias de las variables en cada segmento. En la primera parte del cuadro 3 se presentan los resultados de este ejercicio, pudiéndose afirmar que el impacto de un año promedio de educación en un segmento induce un aumento de 9.4% en la prima diferencial del ingreso de los individuos pertenecientes a dicho segmento. Los otros regresores, tomados en media, no resultan significativos, comprobando la dependencia que tiene la externalidad con respecto a la concentración de capital humano en el segmento.

Cuadro 3. MODELOS DE LA DIMENSIÓN INTERSEGMENTO								
Modelo	Determinantes de externalidades				Intersegmentos			
Variable ↓	Coefic.	Er. Est.	Razón t	NSC	Coefic.	Er. Est.	Razón t	NSC
Educación	0.0937	0.0075	12.55	0.0000	0.1789	0.0075	23.96	0.0000
Experiencia	-0.0007	0.0135	-0.05	0.9609	0.0381	0.0135	2.82	0.0053
Exp med2	0.0001	0.0002	0.32	0.7519	-0.0004	0.0002	-1.91	0.0580
Med log hor	-0.1728	0.1257	-1.37	0.1708	0.3452	0.1257	2.75	0.0066
Intercepto	7.6797	0.6943	11.06	0.0000	7.6797	0.6943	11.06	0.0000
R <sup>2</sup> ajust.	52.96%				78.84%			

Fuente: listados de computador en EVIEWS2.0

En la metodología propuesta se señalaba que al construir el modelo intersegmento, a partir de las medias grupales de las variables el coeficiente que acompaña a la educación debe ser igual a la suma de la tasa de retorno intrasegmentos y del impacto de un año medio de educación en las externalidades. En efecto, la tasa intrasegmento estimada (8.52%) sumada al impacto de la educación en las externalidades (9.37%) es exactamente igual al 17.89% que se obtuvo en el modelo intersegmento, como puede constatarse en la segunda parte del cuadro 3. La comprobación de esta regularidad con los otros coeficientes se deja al lector curioso.

También se comprueba que en la estimación de los dos modelos de la dimensión intersegmento que aparecen en el cuadro 3 se comparten los mismos errores estándar y los interceptos. Como varias veces se ha sugerido el modelo intersegmentos para los ingresos que aparece en el anterior cuadro toma las medias de los logaritmos tanto del ingreso como de las horas trabajadas. Las medias de los logaritmos corresponden al logaritmo de la media

geométrica la cual puede ser una medida de tendencia central cercana a la media aritmética cuando el interior de cada grupo es relativamente homogéneo.

Al no trabajarse con los logaritmos de las medias aritméticas sino con los de las geométricas salta la duda de qué sucede al utilizar las medias aritméticas. Esto es lo que se hace en el cuadro 4 cuando el modelo expresado en la ecuación (8) sugerida como una vía para acercarse a la tasa de rendimiento social. La inclusión del cuadrado de la experiencia media no permite la verificación de la hipótesis de rendimientos marginales decrecientes en esta variable, generando además, un problema de multicolinealidad como se puede apreciar en la primera parte del cuadro 4. Por esta razón se excluye y los resultados se leen en la segunda parte del mismo cuadro.

CUADRO 4. EL VERDADERO MODELO INTERSEGMENTO						
Modelo	Con experiencia media al cuadrado			Sin experiencia media al cuadrado		
Variable	Coeficient.	Razón t	NSC	Coeficient.	Razón t	NSC
Educación	0.1843	19.52	0.0000	0.1886	20.31	0.0000
Experiencia	-0.0455	-1.53	0.1274	0.0150	2.58	0.0105
Exp med2	0.0014	2.07	0.0394			
Med log hor	0.5055	2.80	0.0057	0.4536	2.51	0.0128
Intercepto	7.8357	7.73	0.0000	7.4288	7.41	0.0000
R <sup>2</sup> ajust.	73.24 %			72.79 %		
	Test de White			Test de White		
	18.08	NSC→	0.1545	17.05	NSC→	0.0480
Fuente: listados de computador en EVIEWS2.0						

La estimación de un 18.4% cercana al 17.9% antes anotado invita a pensar no sólo en la homogeneidad interna de los segmentos sino que comprueba la presunción de que el rendimiento al aumentar un año promedio de educación es mucho más alto al aumento obtenido por el aumento de un año individual. En la estimación del modelo no se rechaza la hipótesis de homocedasticidad de acuerdo al test de White poniendo en duda la afirmación de texto según la cual al agregar por grupos de distinto tamaño aparece un problema de heterocedasticidad.

## 6. CONCLUSIONES:

En primer lugar, se comprueba la existencia de una prima diferencial en el ingreso de los individuos como consecuencia de estar residiendo en un determinado segmento de población. Esta prima diferencial puede ser atribuida a la existencia de una externalidad pecuniaria, la cual a su vez depende del nivel de concentración de capital humano del segmento, es decir en la dimensión intersegmento la externalidad es endógena.

Como consecuencia de la anterior, la medición de la rentabilidad de la educación mediante la ecuación minceriana tradicional, el modelo total, reporta un valor (12.1%), que esconde la interacción de dos dimensiones del problema. En la dimensión intrasegmento, la tasa sería del 8.5% después de descontar la prima diferencial. En la dimensión intersegmento, cuya medición se acerca más a una tasa de rentabilidad social, se encuentran retornos cercanos al 18%.

El análisis de las externalidades obliga a tener en cuenta, no sólo la dimensión individual, para medir la tasa de retorno de la educación. Las políticas que sólo tienen en cuenta estimativos sociales que parten de la tasa de retorno privada, subvaloran la verdadera tasa social. Para tomar una decisión como el traslado de recursos entre niveles educativos, es preciso clarificar el papel de los distintos grados educativos en las externalidades, estimaciones que los autores tienen en proceso.

El haber encontrado que la educación secundaria no reporta rendimientos marginales significativos respecto a la primaria obliga a repensar la propuesta del gobierno puesto que la universitaria en este contexto si es muy importante. Esto debe ser visto de nuevo en las dos dimensiones. Relacionado con esto es preciso mencionar el costo de oportunidad de estudiar cuando la rentabilidad de no hacerlo esta sobrestimada por narcotráfico y delincuencia común que son alternativas llamativas en nuestro medio.

Una limitación del análisis realizado es que sólo se cuantifican economías externas que se traducen directamente en ingresos individuales. No se tienen en cuenta otro tipo de externalidades que genera la educación entre las que podríamos mencionar :

- La disminución de las tasas de fecundidad.
- A mayor educación, mayor deseo de mantener orden público lo que implica menor costo de mantenerlo.
- Mejoras en el estado de salud de la población.
- Elección de mejores opciones políticas cuando se toman decisiones participativas.
- Mejores decisiones en tiempo libre y de las posibilidades de cultura.

Un aspecto importante a indagar es el papel de la educación en el desempleo, pues se evidencian dos impactos de signo contrario:



- Sobrestimación de la tasa de retorno porque los desempleados no reciben ingresos por trabajo y la muestra utilizada solo consideró empleados.
- Subestimación por la rentabilidad de la búsqueda. Esperando y persistiendo en la búsqueda se pueden obtener mayores ingresos (URIBE, 1998).

## BIBLIOGRAFÍA:

- BALTAGI, B.H. (1985) " Pooling cross-section with unequal time-series length " , *Economics Letters* 18, 133- 136.
- BALTAGI, B. H (1995) *Econometric Analysis of Panel Data* , John Wiley & Sons , Chichester
- BAUMOL and OATES (1975) *The theory of Environmental Policy*, Prentice-Hall , New Jersey.
- CASTELLAR, C (1998); *Eficiencia productiva, valoración de fincas y externalidades territoriales en la economía campesina colombiana*. Tesis doctoral. Universidad Autónoma de Barcelona.
- CLAVIJO, S (1998); *Descentralización de la educación y la salud*. Documentos CEDE 98-11.
- DANE (1991); *Veinte años de la encuesta nacional de hogares de Colombia*.
- DNP (1998); *Cambio para construir la paz*, Bogotá.
- GONZALEZ F., GUZMAN C. y PACHON ( 1998); *Productividad y retornos sociales del Capital Humano: Microfundamentos y evidencia para Colombia*, Archivos de Macroeconomía, Departamento Nacional de Planeación, Documento 98, Santa Fe de Bogotá, D.C.
- HAUSMAN (1978) *Specification Test in Econometrics*, *Econometría* Vol. 46 N° 6, pp. 1251-1271
- HSIAO, CH (1986) *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press , New York
- JOHNES G (1993) *Economía de la educación*, Ministerio del Trabajo y Seguridad Social. Madrid, 252 páginas.
- JHONSTON (1987) *Métodos de Econometría*, 3ª edición, Editorial. Vicens Vives, Barcelona.
- LUCAS R. (1988) " On the Mechanics of Economics Development " , *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22 N° 1, July, pp. 3 - 42.
- MARSHALL A. (1920) *Principles of Economics*, MacMillan , London.
- MOULTON (1986) " Random Group Effects and the precision of regression estimates " , *Journal of Econometrics*, 32 pp. 385 – 397.
- MOULTON (1987), "Diagnostics for Group Effects in Regression Analysis", *Journal of Business & Economics Statistics*, Vol. 5 N° 2 pp. 275 - 282
- MUNDLAK (1978) "On the pooling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica* Vol. 46 N° 1, pp. 69 - 85.
- OHLIN B. (1933), *Interregional International Trade*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.

## CIDSE

OLIVE J., RAYMOND J.L., ROIG J.L Y ROCA A. (1998) *Función de Ingresos y rendimiento de la Educación en España 1990*, FIES, Documento de trabajo N° 100.

PSACHAROPULUS, G. (1981) " Returns to Education: an updated international comparison", *Comparative Education*, Vol. 17 pp. 321-341.

PSACHAROPOULOS, GEORGE (1991); *El impacto económico de la educación*. Centro Internacional para el Crecimiento Económico. Santo Domingo, República Dominicana.

PSACHAROPOULUS, GEORGE (1993); "Returns to Investment in Educacion", *World Bank Research Observer*. Vol 10, # 2, August.

RAUCH J (1993); "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities". *Journal of Urban Economics*, Vol 34, pp 380-400.

RAYMOND J. L. (1995) *Exportaciones y Crecimiento Económico*, FIES Documentos de Trabajo N° 115, Barcelona.

TENJO, J (1993); "Evolución de los retornos a la inversión en educación 1976-1989", en *Planeación y Desarrollo*, volumen XXIV, diciembre, Bogotá.

URIBE, J.I (1998); *Un modelo de determinantes de la duración del desempleo y su aplicación al área metropolitana de Cali*. Tesis doctoral Universidad Complutense de Madrid.