

La tasa de retorno de la educación: teoría y evidencia micro y macroeconómicas en el área metropolitana de cali 1988-2000	Título
Uribe García, José Ignacio - Autor/a; Castellar P., Carlos E. - Autor/a;	Autor(es)
Cali	Lugar
CIDSE, Centro de Investigaciones y Documentación Socioeconomica	Editorial/Editor
1996	Fecha
Documento de Trabajo no. 66	Colección
Macroeconomía; Ingreso; Teoría; Mercado de trabajo; Política económica; Educación; Econometría; Microeconomía; Colombia;	Temas
Doc. de trabajo / Informes	Tipo de documento
<a href="http://bibliotecavirtual.clacso.org.ar/Colombia/cidse-univalle/20121123034412/Doc66.pdf">http://bibliotecavirtual.clacso.org.ar/Colombia/cidse-univalle/20121123034412/Doc66.pdf</a>	URL
Reconocimiento-No comercial-Sin obras derivadas 2.0 Genérica <a href="http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.0/deed.es">http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.0/deed.es</a>	Licencia

**Segui buscando en la Red de Bibliotecas Virtuales de CLACSO**  
<http://biblioteca.clacso.edu.ar>

**Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales (CLACSO)**  
**Conselho Latino-americano de Ciências Sociais (CLACSO)**  
**Latin American Council of Social Sciences (CLACSO)**  
[www.clacso.edu.ar](http://www.clacso.edu.ar)



# LA TASA DE RETORNO DE LA EDUCACIÓN: TEORÍA Y EVIDENCIA MICRO Y MACROECONÓMICAS EN EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1988-2000\*

Carlos E. Castellar P.\*\*  
José I. Uribe G.

## 1. INTRODUCCIÓN

El uso de las ecuaciones Mincerianas y de las funciones generatrices de ingresos, para la estimación de la rentabilidad privada de la educación, constituye una práctica ampliamente difundida entre los analistas del mercado de trabajo. Con alrededor de cuatro décadas de existencia esta práctica configura un caso exitoso dentro de la Economía Aplicada al punto de convertirse en una regularidad empírica. Pueden sugerirse varias explicaciones a este notable éxito. En primer lugar las dos principales teorías que explican la formación individual de los ingresos laborales, capital humano y señalización, pueden representarse a través de estas funciones. En segundo término la síntesis teórica del modelo Ocio-Consumo provee un marco analítico para la decisión acerca del número de horas ofrecidas en el mercado de trabajo y su correspondiente tasa de salario. En tercera instancia los modelos econométricos avanzaron a la par que los desarrollos teóricos yendo desde un modelo lineal múltiple estimable por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), al cual se le adicionaron variables falsas para cuantificar diferenciales de diverso tipo (nivel educativo, género, raza) hasta llegar a la cuantificación del llamado sesgo de selectividad. Una cuarta explicación se encuentra en la abundancia relativa de microdatos proveniente de encuestas periódicas bien fuese a los hogares ó a la población económicamente activa. Finalmente el desarrollo paralelo de un hardware con cada vez mas capacidad de memoria y mayor capacidad de proceso y de un software econométrico especializado permiten hoy en día un manejo informático rápido y eficiente de grandes volúmenes de datos, antaño impensables.

Colombia ilustra con creces la abundancia reseñada y los trabajos con funciones mincerianas evolucionan a la par de los desarrollos académicos. Una primera generación en los 60 y 70 se concentra en la ecuación simple de Mincer y es realizada por investigadores extranjeros. La segunda amplía al máximo la ecuación incluyendo entre otras ramas de

---

\* Este documento es fruto de la investigación “Rentabilidad de la Educación en el Área Metropolitana de Cali 1988-2000” dirigida por los profesores Castellar y Uribe, adscrita al CIDSE de la Universidad del Valle y financiada por COLCIENCIAS.

\*\* Profesores del Departamento de Economía e Investigadores del CIDSE de la Universidad del Valle. Los comentarios de los profesores Carlos Humberto Ortiz y Juan Byron Correa enriquecieron una versión preliminar de este documento. Los autores reconocen la valiosa labor de asistencia de Lina Maritza Gómez, Leonardo Campiño y Andrés Eduardo Rangel. Igualmente asumen la responsabilidad de los errores que aún persistan

actividad y ocupaciones. La tercera vuelve a una ecuación más pequeña preocupándose por diferenciales en educación, en género y por tener varios puntos en el tiempo. La cuarta incorpora el tratamiento del sesgo de selección aunque lo hace con un predominio de la naturaleza econométrica del problema. Tampoco se observa un tratamiento riguroso de la evolución de los parámetros de la ecuación de ingresos.

El objetivo de este documento es proponer y someter a la evidencia empírica una aproximación teórica a la evolución y determinantes de la tasa de retorno de la educación, integrando las dimensiones micro y macroeconómicas de la tasa de salarios individual y utilizando los desarrollos de la micro y macroeconomía contemporáneas. El sustento empírico son las 52 Encuestas Nacionales de Hogares para el área metropolitana de Cali que van desde 1988 hasta el 2000.

El documento contiene 10 secciones de las cuales ésta introducción es la primera mientras que en la segunda se esboza una tipología para acercarse al estado del arte en el medio académico nacional. En la tercera se expone la teoría que se quiere proponer y en la cuarta se delimitan las metodologías econométrica e informática. En la quinta sección se trata y se descompone formalmente el sesgo de selectividad y en la siguiente las consecuencias de imponer a la función de ingreso la restricción de una elasticidad unitaria para las horas de trabajo. La séptima se ocupa de analizar la evolución de la tasa de retorno de la educación y de los otros parámetros de la ecuación minceriana en tanto que la octava estima un modelo macro para los determinantes de dicha evolución. La novena sección discute las implicaciones para la política económica de los hallazgos encontrados y la décima concluye. La Bibliografía y los anexos completan la estructura del documento.

## **2. LA EVOLUCION Y EL ESTADO DEL ARTE EN COLOMBIA.**

La abundancia relativa del uso de funciones de ingreso aplicadas a mercados de trabajo colombianos es un notable ejemplo de lo planteado en la sección introductoria y se explica por la existencia de datos adecuados, como bien resalta Londoño (1995) al citar a Pscharopoulos (1989) cuando anota que Colombia dispone de las series de microdatos de sección cruzada más largas en el tiempo para países en desarrollo, aplicables a la ecuación minceriana.

Las primeras encuestas se realizan en Bogotá entre 1963 y 1966 por el CEDE de la Universidad de los Andes y son el sustento empírico de los trabajos de Schultz (1968) y Selowsky (1968) quienes agregan los datos por grupos de edad y sexo. Las primeras Encuestas Nacionales de Hogares del DANE, años de 1971 y 1974 son utilizadas por Bourguignon (1979 y 1983) quien explicita que se trata de las ecuaciones de Mincer (1974) y además compara con los trabajos del 60 y el de Mohan (1978) quien usó datos del censo del 73 y encuestas del DANE de 1977. El mismo censo es el sustento empírico de Fields y Schultz (1982). En general los trabajos con información de la década del 70 amplían la ecuación de Mincer con una o dos variables falsas para captar diferenciales entre sector

moderno y tradicional, ó urbano-rural. Las investigaciones en este par de décadas constituyen una primera generación caracterizada por el influjo de la teoría de capital humano, Becker (1964), ecuaciones mincerianas relativamente pequeñas, estimaciones por MCO y con predominio de investigadores foráneos.

Una segunda generación la conforman los trabajos que apoyan dos misiones en la década del ochenta: La Misión de Empleo y la Misión de Estudios del Sector Agropecuario, Misión de Empleo (1986) y Ministerio de Agricultura y DNP (1990). Ayala (1987) y (1989) expande las funciones de ingreso para incluir tipos de ocupación o ramas de actividad. En el primer caso (hogares) usa las ENH de Septiembre de 1976, 1980 y 1984 para cuatro grandes ciudades y en el segundo la ENH Rural de 1988. Carrizosa (1987) compara los resultados a partir de la ENH 27 de 1980 con los trabajos iniciales y Sarmiento et al (1987) incorporaron sexo y estatus migratorio estimando las funciones para 12 grupos de acuerdo a ocupaciones. Comparan la ENH 22 (1979) con la ENH 47 (1985) encontrando caída en la tasa de retorno.

Muñoz (1990) incluye ramas de actividad, ocupación y sexo con base en la Encuestas de Ingresos y Gastos del DANE 1984-1985. Aunque no tiene nada que ver con las misiones antes referenciadas comparte con ellas la visión de una ecuación minceriana muy ampliada. No obstante plantea el problema de los diferenciales (por género por ejemplo) con un uso adecuado de variables falsas que ha sido olvidado en el medio académico nacional.

La tercera generación vuelve a concentrarse en la ecuación original de Mincer pero preocupándose por tener varios puntos en el tiempo y en algunos casos por las diferenciales según niveles educativos y género. Tenjo (1993a) toma las ENH de Junio de 1976, 1980, 1984 y 1989 para Bogotá y utiliza la metodología Spline para encontrar diferenciales por nivel educativo. En un novedoso trabajo, Tenjo (1993b) discute la omisión de la habilidad empleando una encuesta del Instituto SER en 1988, aplicada en Bogotá con medidas directas de habilidad y conocimiento. Los diferenciales por género utilizando la descomposición de Oaxaca (1973) es realizada por Tenjo (1993c) utilizando las ENH de Marzo de 1976, 1980, 1984 y 1989 para Bogotá. Londoño (1995) utiliza métodos indirectos con información macro para obtener la evolución de largo plazo de la tasa de retorno de la educación y encuentra resultados compatibles con lo obtenido con el método directo para los años en que había microdatos disponibles de la ENH. Sin embargo elimina la experiencia de la ecuación dejando sólo escolaridad argumentando un sesgo al alza.

El tema de los diferenciales por género vuelve a aparecer en Perfetti (1986) pero con información de la ENH para 10 ciudades en Junio de 1984, 1988, 1992 y 1994. No obstante además de la función minceriana estándar, las extiende para incorporar características individuales, ocupaciones y sector económico, tamaño de la empresa y antigüedad del trabajador. Leibovich (1986) incluye la condición de migrante con la ENH de Septiembre de 1993 a nivel nacional y para cuatro grandes ciudades. Castellar (1998) y Castellar y Uribe (2001a) proponen adaptar la metodología de datos de panel para capturar externalidades veredales en la función de ingresos de la Economía Campesina, en el primer caso y externalidades sociales para determinar el retorno social de la educación en el

segundo. En la primera referencia se usa la Línea de Base de la Economía Campesina de Agosto de 1991 y en la segunda las ENH de Diciembre de 1988, 1990, 1992, 1994, 1996 y 1998 para el área metropolitana de Cali<sup>1</sup>. Dentro de esta tercera generación se puede incluir el informe de la OIT (1999) cuyo tercer capítulo, numeral 6 se dedica a la rentabilidad de la educación y analizan los diferenciales por sexo y por niveles educativos (con funciones Spline) con datos del DANE de los años 1978, 1991, 1993, 1995, 1997 para lo urbano y lo rural<sup>2</sup>.

El tratamiento del sesgo de selectividad propuesto por Heckman (1979) marca la cuarta generación de investigaciones en el tema. Las primeras referencias que se encuentran son Tenjo (1992) y Magnac (1992) en tanto que la primera publicación nacional es Ribero y Mesa (1997) quienes utilizan las ENH de Septiembre de 1976, 1980, 1985, 1990 y 1995. Argumentan una explicación estadística al sesgo de selectividad, lo aplican para las mujeres y no encuentran efecto relevante del mismo. Tenjo (2001) corrige el sesgo de acuerdo con el aporte de Heckman (1979) y emplea el mismo método para las horas de trabajo. El apoyo empírico lo realiza ampliando la ecuación minceriana y con las ENH de cobertura nacional de 1988, 1994 y 1996. Tenjo et al (2002) trabaja con la ecuación original de Mincer, corrigen el sesgo de selectividad y encuentran que tiene un efecto pequeño en la estimación de la tasa de retorno; Chávez y Arias (2002) corrigen el sesgo de selectividad y encuentran aumentos en la tasa de retorno de hombres y descensos en la de las mujeres para 13 ciudades en Septiembre de los años 1991, 1999 y 2000.

Para terminar esta tipología del estado de la investigación en el tema es oportuno resaltar algunos trabajos que no caben dentro de las cuatro generaciones. Berry (1993) estima con un método indirecto la tasa de retorno y pone de presente que la metodología de Mincer solo tiene en cuenta la oferta. Es muy sugestivo el comentario de Juan Luis Londoño de la Cuesta al traer a colación el papel de las oportunidades de empleo.

En Misión de Empleo (1986) se estima una función macro con los promedios trimestrales y se intenta separar componentes micro y macroeconómicos. Núñez y Sánchez (1998a y 1998b) vuelven a ampliar de manera extensa la función generatriz de ingresos como fue usual en la segunda generación pero con el propósito de observar contribuciones a la distribución de los mismos y utilizando métodos relativamente recientes. En la segunda referencia se encuentra la aplicación mas intensiva de la ENH pues se trabajan 22 años aunque los autores no especifican si se toma un trimestre / año o se agregaron los trimestres del año.

---

<sup>1</sup> Los autores de la segunda referencia discuten la forma como se ha usado la metodología Spline para analizar los diferenciales en la tasa de retorno por niveles educativos.

<sup>2</sup> Isaza (2003) con las ENH de Junio de 1990 y 2000 indaga los diferenciales para mujeres del sector informal agregando migración y antigüedad en el trabajo.

### 3. UNA APROXIMACIÓN TEÓRICA DESDE LA MICRO Y LA MACROECONOMÍA DEL MERCADO DE TRABAJO

La ecuación de Mincer ha sido interpretada como una función microeconómica que permite establecer la tasa de salario que un individuo con una determinada dotación de capital humano ó de señales, puede percibir en el mercado. Lo que se quiere proponer es que los parámetros de la ecuación son de origen macroeconómico y responden a los ajustes provenientes de los desequilibrios del mercado de trabajo.

El punto de partida para la determinación de la tasa de salario debe ser el modelo Ocio-Consumo, al cual se le puede agregar la dimensión temporal de una manera simplificada. Para una exposición del modelo básico puede verse Castellar y Uribe (2001b) y (2002a).

Se trata de un agente económico  $i$  que en el periodo  $t$ , elige entre dos bienes:

$C_{it}$  = Consumo del agente  $i$  en el periodo  $t$

$L_{it}$  = Ocio del agente  $i$  en el periodo  $t$

Su función de utilidad es  $U(C_{it}, L_{it})$  la cual se supone estrictamente cuasicóncava. Se define:

$w_{it}$  = Tasa de salario del agente  $i$  en el periodo  $t$ .

$y_{it}$  = Ingreso no laboral.

$T$  = Tiempo total.

$L_{it}$  = Tiempo dedicado al ocio.

$H_{it}$  = Tiempo dedicado al trabajo ( $< T$ ).

$w_{it}^*$  = Salario de reserva.

El agente resuelve el siguiente programa de maximización:

$$\begin{array}{ll} \text{Max} & U(C_{it}, L_{it}) \\ \text{s.a.} & C_{it} + w_{it} L_{it} = y_{it} + w_{it} T \quad \text{RESTRICCIÓN DE PRESUPUESTO} \\ & L_{it} \leq T \quad \text{RESTRICCIÓN DE OCIO} \end{array}$$

Cuya solución ampliamente conocida (suponiendo una tasa de descuento intertemporal nula) es:

$$\text{Agente participa si } (P_{it} = 1) \text{ si } w_{it} > w_{it}^* \text{ y dedica } H_{it} = T - L_{it}^*$$

$$\text{Agente no participa si } (P_{it} = 0) \text{ si } w_{it} \leq w_{it}^* \text{ y dedica } H_{it} = 0$$

Desde el punto de vista de la Microeconomía Laboral esa solución doble es la que dá la explicación teórica a la naturaleza de variable dependiente limitada que adquieren las horas y la tasa de salarios en el terreno de la microeconometría. No obstante los problemas son muy distintos: en el caso de las horas son cero para los que no participan y se observa para los que si, en tanto que para la tasa de salario no hay observación cuando no hay participación y si la hay cuando ( $P_{it} = 1$ ). Sintetizando:

PARTICIPACIÓN	HORAS	TASA DE SALARIO
SI	$H_{it}$	$w_{it}$
NO	0	?

La no observación de  $w_{it}$  obliga en muchas ocasiones a trabajar con modelos de forma reducida tanto en el problema de la participación cómo en el de las horas. En el caso de la tasa de salario la ecuación de Mincer es una forma reducida.

Sea:  $E_{it}$  = Años de escolaridad.  
 $EX_{it}$  = Años de experiencia.  
 $U_{it}$  = Perturbación aleatoria.  
 $WM_t$  = Tasa de salario mínimo en el periodo t.

La ecuación de Mincer es la transformación logarítmica de la siguiente ecuación exponencial

$$w_{it} = WM_t e^{\beta_t E_{it} + \gamma_t EX_{it} + \delta_t EX_{it}^2} e^{U_{it}} \quad (1)$$

Lo que la ecuación (1) plantea es que la tasa de salario del individuo i en el periodo t es un valor mínimo ( $WM_t$ ) multiplicado por un factor exponencial que se construye con base en su dotación de capital humano ó de señales.

La pregunta relevante en este mundo es ¿cual es el significado de los parámetros de esta ecuación ( $WM_t$ ,  $\beta_t$ ,  $\gamma_t$  y  $\delta_t$ )?. Aunque lo usual es concebir la ecuación minceriana gobernada por factores de oferta, es también aceptable pensar que la tasa de salario, precio de una hora de trabajo, es el precio de un bien compuesto en el mismo sentido de precios hedónicos, Rosen (1974).

Si se quiere saber el precio del atributo educación entonces:

$$\frac{\partial w_{it}}{\partial E_{it}} = \beta_t w_{it} \quad (2)$$

## CIDSE

$\beta_t$  Vendría a ser un coeficiente que ajusta el precio de la educación; es intuitivo pensar que el ajuste actúa en función de los desequilibrios del mercado de trabajo.

En una perspectiva keynesiana el ajuste debe ser función de la tasa de desempleo para capturar el principal desequilibrio; en la perspectiva de las asimetrías de información la tasa de desempleo capta las oportunidades de empleo. El ajuste al ser siempre un ajuste en precios, visión keynesiana, estaría afectado por las expectativas inflacionarias (ilusión monetaria) con lo cual será función del nivel de precios rezagado un periodo; en la perspectiva de los modelos de asimetría de información se estaría teniendo en cuenta errores de pronóstico.

Para formular la relación funcional del ajuste y sus determinantes es intuitivo que la variable dependiente conserve la estructura exponencial que le dio origen en tanto que las explicatorias configuran una estructura potencial.

Formalmente se define:

$TD_t$  = Tasa de desempleo en el periodo t  
 $IPC_t$  = Índice de precios en el periodo t  
 $\pi_{21}$  = Componente sistemático del ajuste  
 $\varepsilon_{2t}$  = Perturbación aleatoria.

En consecuencia la función macroeconómica del ajuste es:

$$e^{\beta_t} = e^{\pi_{21}} TD_t^{\pi_{22}} IPC_{t-1}^{\pi_{23}} e^{\varepsilon_{2t}} \quad (3)$$

Tomando logaritmos naturales y adoptando por conveniencia la notación de que una L antepuesta a una variable es su logaritmo, se obtiene el siguiente modelo de series temporales

$$\beta_t = \pi_{21} + \pi_{22} LTD_t + \pi_{23} LIPC_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

Para anticipar teóricamente los signos se tiene en cuenta que  $\pi_{21}$  debe ser positivo al ser de la misma naturaleza que  $\beta_t$ . Cuando la tasa de desempleo es baja, el nivel de actividad económica es alto al igual que las oportunidades de empleo y en consecuencia el precio de la educación baja (existen muchas alternativas) y  $\beta_t$  debe bajar, es decir  $\pi_{22} > 0$ . Cuando las expectativas inflacionarias son altas (expansión esperada) el precio de la educación baja y  $\beta_t$  debe bajar, por lo tanto  $\pi_{23} < 0$ .

Similar análisis puede hacerse para la tasa de salario mínima la cual corresponde al típico ajuste neoclásico en precios



$$WM_t = e^{\pi_{11}} TD_t^{\pi_{12}} IPC_{t-1}^{\pi_{13}} e^{\varepsilon_{1t}} \quad (5)$$

Al realizar la transformación logarítmica se llega a :

$$LWM_t = \pi_{11} + \pi_{12}LTD_t + \pi_{13}LIPC_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

La anticipación de los signos desde la teoría propuesta es inmediata. Puesto que  $LWM_t$  también es componente del ingreso laboral, debe ser procíclico y en consecuencia baja cuando la tasa de desempleo sube ( $\pi_{12} < 0$ ) y sube cuando hay expectativas inflacionarias al ser un ajuste en precios ( $\pi_{13} > 0$ ).

En este orden de ideas se puede reinterpretar la tradicional y microeconómica función minceriana, en una perspectiva macroeconómica. Tomando logaritmos en la ecuación (1) y definiendo  $\alpha_t = LWM_t$  se tiene que

$$w_{it} = \alpha_t + \beta_t E_{it} + \gamma_t EX_{it} + \delta_t EX_{it}^2 + U_{it} \quad (5)$$

$$\alpha_t \neq 0 \quad \beta_t > 0 \quad \gamma_t > 0 \quad \delta_t < 0 \quad \begin{matrix} i=1,2,3 \dots N_T \\ t=1,2,3 \dots T \end{matrix}$$

En la dimensión microeconómica actúan tanto fuerzas de oferta como de demanda individual y la tasa de salario  $w_{it}$  puede considerarse de equilibrio pues proviene de la solución del modelo Ocio-Consumo. La dotación que el individuo tenga de educación y experiencia la determinan con base en parámetros de origen macroeconómico  $\alpha_t, \beta_t, \gamma_t$  y  $\delta_t$ .

Los determinantes de los anteriores parámetros son comunes y puede entonces formularse el siguiente sistema de ecuaciones que configuran el ajuste macroeconómico

$$\alpha_t = \pi_{11} + \pi_{12}LTD_t + \pi_{13}LIPC_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$\beta_t = \pi_{21} + \pi_{22}LTD_t + \pi_{23}LIPC_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

$$\gamma_t = \pi_{31} + \pi_{32}LTD_t + \pi_{33}LIPC_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (8)$$

$$\delta_t = \pi_{41} + \pi_{42}LTD_t + \pi_{43}LIPC_{t-1} + \varepsilon_{4t} \quad (9)$$

En esencia la propuesta es muy sencilla: los coeficientes de la función microeconómica son de origen macroeconómico y en este caso corresponden a ajustes como resultado de desequilibrios en el mercado de trabajo.

#### 4. METODOLOGÍA ECONOMETRICA E INFORMÁTICA

El objetivo de esta sección es doble. Primero se ofrece una visión panorámica de la interrelación entre los problemas teóricos planteados en la sección anterior y las técnicas econométricas que permitirán darle sustento. Esta visión servirá de cobertura global a los procedimientos específicos que se detallan y ejecutan en las cuatro secciones siguientes. Segundo se quiere compartir con los académicos interesados en el procesamiento de la ENH un camino informático que puede facilitar su trabajo.

La solución del modelo Ocio-Consumo es intrínsecamente aleatoria por lo cual la microeconometría surge de manera natural con una perturbación aleatoria proveniente de la teoría económica. El modelo establece la regla teórica que explica lo que se observará en la realidad: si la tasa de salario es mayor que el salario de reserva ( $w_{it} > w_{it}^*$ ) el agente participa  $P_{it} = 1$  y las horas de trabajo tanto como la tasa de salario se observan. Caso contrario  $P_{it} = 0$  se observa un cero para las horas y la tasa de salario no se observa. La solución econométrica al problema de las horas es un modelo tipo TOBIT propuesto por Tobin (1958) en tanto que la solución al problema de los salarios vía el aporte de Heckman (1979) es un TOBIT generalizado. Revisiones del tema se encuentran en Maddala (1983), Amemiya (1984) y (1985), Greene (2003).

En esencia en la estimación del modelo de la tasa salarial puede presentarse un sesgo de selectividad ó de autoselección originado en la eventual correlación entre la decisión de participación y la tasa salarial. La solución de Heckman en dos etapas estima primero un modelo Probit de participación, calcula el inverso de la razón de Mills y lo usa como variable explicatoria adicional en la ecuación de tasa de salarios. Amemiya en las referencias anotadas demuestra que se trata de una generalización del modelo TOBIT. Lo interesante es que en la ecuación que corrige el sesgo el coeficiente que acompaña la educación es una tasa de retorno directa ( $\beta D$ ) y si en la ecuación de participación también aparece la educación habrá un efecto indirecto vía los que no participan. Como bien muestra Greene (2003) es preciso considerar ambos efectos si se quiere considerar el efecto marginal de un año de educación en la muestra total ( $\beta T$ ).

En este orden de ideas lo procedente para evaluar el impacto del sesgo, cuando se dispone de una serie de estimaciones temporales de los  $\beta$ 's, es:

- i) Estimar de manera convencional la tasa de retorno  $\hat{\beta}_t$ .
- ii) Aplicar el modelo de Heckman y obtener  $\hat{\beta D}_t$ .
- iii) Calcular el efecto indirecto  $\hat{\beta I}_t$  y sumar  $\hat{\beta T}_t = \hat{\beta D}_t + \hat{\beta I}_t$ .

iv) Analizar la relación entre  $\hat{\beta}_t$  y  $\hat{\beta T}_t$ . Se propone el siguiente modelo de RLS

$$\hat{\beta}_t = \Omega_0 + \Omega_1 \hat{\beta T}_t + V_t, \quad (10)$$

$$V_t \sim \text{NID}\left(0, \sigma_u^2\right)$$

La intuición del modelo es simple: si  $\hat{\beta T}_t$  es la medida correcta de la tasa de retorno, pues corrige la autoselección, entonces el sesgo puede adoptar las siguientes posibilidades:

- Ausencia de sesgo  $\Omega_0 = 0$  y  $\Omega_1 = 1$ .
- Sesgo sistemático  $\Omega_0 \neq 0$  y  $\Omega_1 = 1$ .
- Sesgo proporcional  $\Omega_0 = 0$  y  $\Omega_1 \neq 1$ .
- Ambos tipos de sesgo  $\Omega_0 \neq 0$  y  $\Omega_1 \neq 1$ .

En consecuencia basta estimar el modelo y verificar las hipótesis  $\Omega_0 = 0$  y  $\Omega_1 = 1$  y decidir.

El siguiente problema econométrico que es interesante observar son las consecuencias de la imposición de una elasticidad horas unitaria que tiene implícita la ecuación de Mincer. Puesto que la tasa de salario es un cociente entre los ingresos laborales en un período ( $WM_{it}$ ) y las horas de trabajo en el mismo período ( $H_{it}$ ). La ecuación (7) puede describirse como:

$$LWN_{it} - LH_{it} = \alpha_t + \beta_t E_{it} + \gamma_t EX_{it} + \delta_t EX_{it}^2 + U_{it}$$

Aparece entonces una ecuación de ingresos laborales:

$$LWM_{it} = \alpha_t + \beta_t E_{it} + \gamma_t EX_{it} + \delta_t EX_{it}^2 + LH_{it} + U_{it} \quad (11)$$

Se deduce que la ecuación (7) es el resultado de imponer a la ecuación (11) la restricción de que la elasticidad horas de los ingresos laborales es unitaria. La imposición de la restricción genera siempre ganancias en precisión de los estimadores pues se reduce la varianza. Si la restricción es falsa aparecen sesgos y habría que elegir con el criterio de error cuadrático medio. De otro lado  $H_{it}$  es endógeno en el modelo Ocio-Consumo y su inclusión como regresor puede generar un sesgo de endogeneidad.

Para evaluar el efecto neto se propone un camino similar al propuesto para el problema del sesgo de selectividad. Se estima una regresión lineal por MCO de  $LWM_{it}$  en función de

$E_{it}$ ,  $EX_{it}$ ,  $EX_{it}^2$  y  $LH_{it}$  y al coeficiente que acompaña  $E_{it}$  se le denota  $\hat{\beta}_{H_t}$ , luego se estima un modelo similar al de la ecuación (10) y se efectúa el análisis correspondiente.

Una vez decidido con cual estimador trabajar se dispone de T observaciones temporales de cada estimador del modelo, obtenidos del procesamiento microeconómico de T encuestas, cada una de ellas aplicada a  $N_t$  observaciones. Se está ahora en el mundo de la Econometría de las Series Temporales y es preciso preguntarse si las series obtenidas para cada parámetro son estacionarias ó no, teniendo mucho cuidado de la posibilidad de tendencias quebradas ó cuadráticas. Se trabajará con el ya popular test de Dickey y Fuller siguiendo las recomendaciones que reseñan Castellar y Uribe (2002b). De resultar series estacionarias se pueden encontrar los modelos que mejor describan su evolución mediante tendencias determinísticas.

Establecido el análisis univariado de cada uno de los parámetros se está en condiciones de entrar al terreno de la Macroeconometría para estimar el sistema de ecuaciones que explican teóricamente el movimiento de dichos parámetros. Si resultara estacionarios se cae en el terreno de la econometría convencional; de no resultar hay que verificar el orden de integración y proceder a modelar en consecuencia. Por supuesto que se requiere análisis de estacionariedad para el logaritmo del IPC y de la tasa de desempleo, regresores en las cuatro ecuaciones a estimar.

Para concluir esta nota metodológica es oportuno discutir la forma de obtener información para dar sustento empírico a los modelos. Ya es claro que Colombia dispone de una enorme riqueza de microdatos del mercado de trabajo. El Departamento Nacional de Planeación ha construido un Banco de Fuentes Primarias (BFP) en el cual se han descodificado las ENH y se han construido módulos usando el paquete estadístico SAS.

Disponer del BFP es una necesidad imperiosa para los estudiosos del mercado de trabajo; no obstante el procesamiento puede tener escollos por el desconocimiento del programa SAS. Es útil disponer de una estrategia que minimice dichos escollos. Lo que se esboza a continuación es un intento de compartir con quienes trabajan en el área un camino sencillo que genere externalidades positivas.

La idea es salir del ambiente SAS e ir a otros más familiares entre los estudiosos de la Economía. Para ello se utiliza un sencillo programa cuyo manejo no requiere más de dos minutos de aprendizaje: el STAT/TRANSFER, el cual permite convertir los módulos de SAS a módulos de diferentes programas. En este caso una buena opción es ir al ambiente SPSS de Windows y utilizarlo para unir los módulos, de acuerdo con las necesidades del proyecto en cuestión. Con este archivo unificado se estiman los modelos sencillos y se obtienen estadísticas descriptivas, luego de haber creado variables ó transformaciones que no están en los datos iniciales. A continuación se trasladan las variables de interés a una hoja electrónica EXCEL, la cual es leída con nombres de variables por el programa econométrico EVIEWS. Se vuelven a estimar los modelos básicos y a computar las estadísticas descriptivas para comprobar que no se han cometido errores en el movimiento

de la información. Se procede a estimar los modelos y pruebas más complejas y se exportan las variables de interés a un archivo ASCII el cual es leído por el programa LIMDEP. En este ambiente, después de comprobar que la información ha llegado en perfecto estado, se estiman los modelos de variable dependiente limitada y los efectos marginales. Especial cuidado hay que tener con los códigos de los denominados MISSING VALUES pues cada programa los maneja de manera diferente.

El anterior camino es sólo uno de los múltiples que se abren cuando se sale rápidamente de los módulos originales del BFP. Por supuesto que existen otros programas sustitutos a los expuestos los cuales pueden intercambiarse de acuerdo a las necesidades y preferencias de cada consumidor de información. Para ilustrar el proceso se ofrece la figura 1 con la secuencia que permite llegar a la solución de Heckman y estimar el sesgo de selectividad.

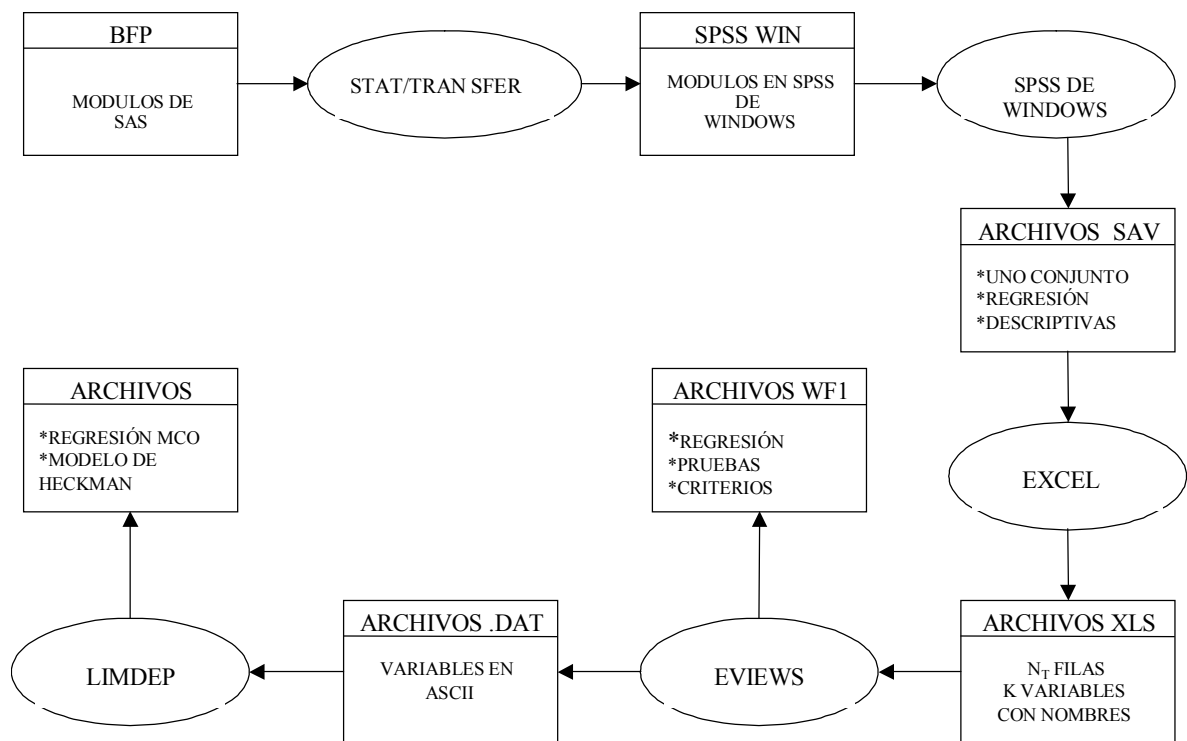


FIGURA 1. DISEÑO TOP-DOWN DEL PROCESAMIENTO ELECTRÓNICO DE UNA ENCUESTA DE LA ENH

## 5. SESGO DE SELECTIVIDAD EN LA ECUACIÓN DE MINCER

Pretende esta sección evaluar el impacto del sesgo de selectividad en las ecuaciones de Mincer estimadas para una serie de 52 etapas en el Área Metropolitana de Cali.

Por comodidad se utilizará notación vectorial, definiéndose lo siguiente:

$\theta_t$  = Vector con los parámetros de la Ecuación de Mincer en el período t.

$$\theta'_t = (\alpha_t, \beta_t, \gamma_t, \delta_t)$$

$\chi_{it}$  = Vector con la notación del capital humano (ó señales) del individuo i en el período t.

$$\chi'_{it} = (1, E_{it}, EX_{it}, EX_{it}^2)$$

$Y_{it}$  = Logaritmo de la tasa de salario ( $LW_{it}$ ).

En consecuencia la ecuación (7) se puede describir así:

$$Y_{it} = \theta'_t \chi_{it} + U_{it} \quad (12)$$

Puesto que el modelo de Heckman incluye la decisión racional de participar se propone como variables determinantes del salario de reserva (en logaritmos  $Y_{it}^*$ ) al género ( $BSEX_{it}=1$  para los hombres y 0 para las mujeres) y al parentesco con el jefe de hogar ( $BPAR_{it}=1$  para los jefes de hogar y 0 para el resto).

Sea  $P_{it}$  = Binario que observa la decisión de participar; igual a 1 si lo hace y a 0 en caso contrario

$Z_{it}$  = Vector con las características que determinan el salario de reserva.

$$Z'_{it} = (1, BSEX_{it}, BPAR_{it})$$

$\psi_t$  = Vector con los correspondientes parámetros.

$$\psi'_t = (1, \psi_{1t}, \psi_{2t})$$

$\eta_{it}$  = Perturbación aleatoria supuesta ruido blanco.

Por lo tanto la ecuación de salario de reserva se expresa vectorialmente como:

$$Y_{it}^* = \psi'_t Z_{it} + \eta_{it} \quad (13)$$

$Y_{it}^*$  es una variable no observable y lo observado es  $P_{it}$ . Así las cosas el mecanismo de selección viene dado por la ecuación de participación (para detalles teóricos y microeconómicos, véase Castellar y Uribe (2001b) y (2002a)).

Formalmente:

$$Y_{it} - Y_{it}^* = \theta'_t \chi_{it} - \psi'_t Z_{it} + e_{it} \quad \text{donde } e_{it} = U_{it} - \eta_{it}$$

$$P_{it} = 1 \text{ si } Y_{it} - Y_{it}^* > 0$$

$$\text{Prob}(P_{it} = 1) = \Phi(\theta'_t \chi_{it} - \psi'_t Z_{it})$$

$$P_{it} = 0 \text{ si } Y_{it} - Y_{it}^* < 0$$

$$\text{Prob}(P_{it}=0) = 1 - \Phi(\theta'_t \chi_{it} - \psi'_t Z_{it})$$

En el modelo de regresión

$$Y_{it} = \theta'_t \chi_{it} + U_{it}$$

$Y_{it}$  solo es observado si  $P_{it} = 1$ .

$$(e_{it}, U_{it}) \sim \text{Normal bivariada} \sim \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_e^2 & \rho \\ \rho & \sigma_u^2 \end{pmatrix} \right]$$

El modelo HECKIT (como lo llama por analogía Greene (2003)) plantea que:

$$E(Y_{it} / P_{it} = 1) = \theta'_t \chi_{it} + \rho \sigma_u \lambda(\theta'_t \chi_{it} - \psi'_t Z_{it}) \quad (14)$$

Donde  $\lambda$  se conoce como el inverso de la razón de Mills y se define a partir de los valores de  $\psi'_t$  y  $1 - \Phi$  evaluados en  $\theta'_t \chi_{it} - \psi'_t Z_{it}$ , de la siguiente manera:

$$\text{Si } P_{it} = 1 \quad \lambda = \psi / \Phi \quad \text{y si } P_{it} = 0 \quad \lambda = -\psi / (1 - \Phi).$$

El aporte de Heckman es obtener una estimación de  $\lambda$  en el Probit y luego agregar a la regresión en cuestión:

$$Y_{it} = \theta'_t \chi_{it} + \rho \sigma_u \lambda(\theta'_t \chi_{it} - \psi'_t Z_{it}) + U_{it} \quad (15)$$

No obstante la ecuación del sesgo hay que hacerla con cuidado puesto que  $\hat{\theta}_t$  de MCO en la ecuación (7) es un estimador del efecto marginal de los regresores en tanto que  $\tilde{\theta}_t$  del modelo (15) no lo es, pues solamente es el efecto directo. Basta derivar (15) respecto a los elementos de  $\chi_{it}$  para apreciar que hay un efecto directo vía  $\lambda$ , es decir vía los que no participan. El programa econométrico LIMDEP 7.0 de Greene (1995) ofrece la estimación de tres efectos: directo, indirecto y total.

La metodología reseñada en el gráfico 1 fue aplicada 52 veces y los distintos estimadores consignados en un archivo temporal de EVIEWS. Anotando que los ingresos obtenidos por hora fueron deflactados con el IPC para Cali (Diciembre de 1998=100), se estimaron las ecuaciones (7) y (15) y se incluyeron en un mismo gráfico, el estimador de la tasa de retorno de la ecuación de Mincer (BETA en el gráfico 1) el estimador del efecto directo (BETADIR en el mismo gráfico 1) y el total (BETATOT).

La conclusión es evidente: el estimador por MCO de la tradicional ecuación de Mincer captura muy bien el efecto total de la educación. El efecto directo se mueve más ó menos acompasado pero ha ido aumentando ligeramente. Para mayor exactitud se estimó la

ecuación (10) de acuerdo a lo planteado en la sección anterior y los resultados se consignan en la expresión (16), en la cual entre () aparecen errores estándar y entre [] niveles marginales de significación expresados en porcentajes. (Detalles en Cuadro 2 del Anexo).

$$BETA_t = -0.35 + 1.03 BETATOT_t + v_t \quad (16)$$

(0.26)      (0.02)

[17.9]      [0.00]

$R^2=98.0\%$      $DW=1.3$      $Q^*=6.2$  [1.3]     $LM=6.3$  [1.5]

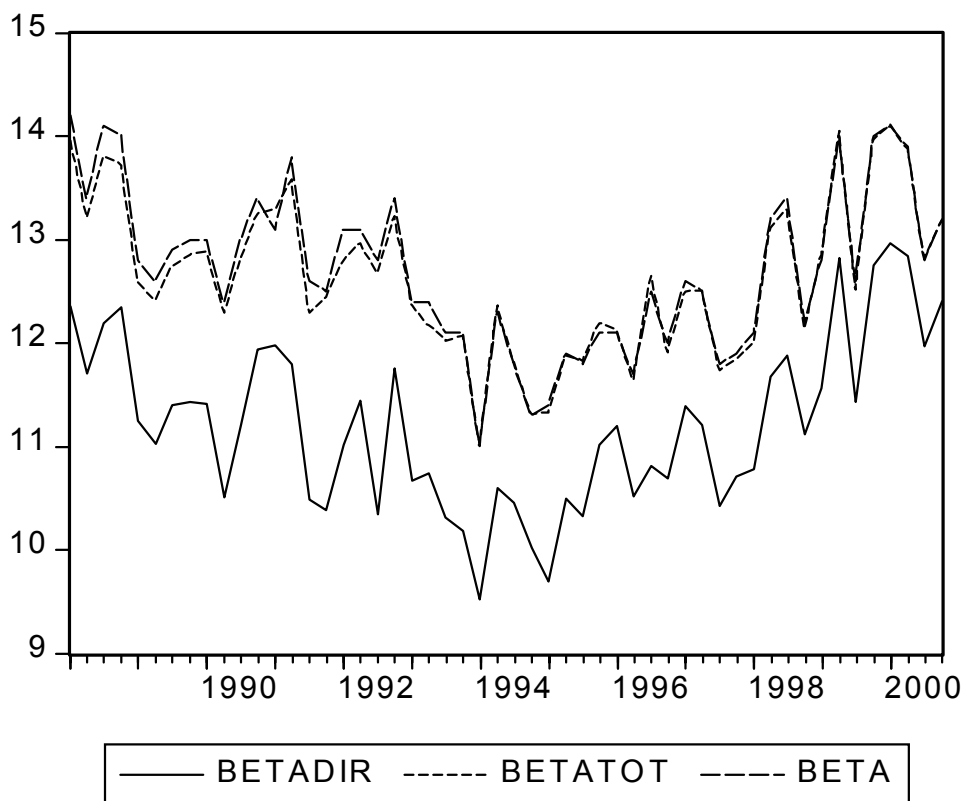


GRÁFICO 1: TASAS DE RETORNO DIRECTA, TOTAL Y ESTIMADA CONVENCIONALMENTE.

Tanto la hipótesis de ausencia de sesgo constante ( $\Omega_0=0$ ) como de uno proporcional ( $\Omega_1=1$ ), no son rechazadas por los datos. Dada la presencia de autocorrelación lineal de primer orden se corrigió por Cochranne Orcutt y la evidencia para el no rechazo se hizo aún mas contundente como se aprecia en la ecuación (17).



$$BETA_t = 0.05 + 1.00 BETATOT_t + 0.4 AR(1) + \hat{v}_t \quad (17)$$

$$(0.30) \quad (0.02) \quad (0.13)$$

$$[88.0] \quad [0.00] \quad [0.03]$$

$$R^2 = 98.3\% \quad Q^* = 0.59 [44.0] \quad LM = 2.76 [10.3]$$

La evidencia empírica confirma con creces lo que la gráfica 1 permitía vislumbrar: el estimador convencional de la tasa de retorno de la educación en una ecuación de Mincer, obtenido por MCO, captura la misma información que el efecto total de la educación en el logaritmo de la tasa de salario, previa corrección por sesgo de selectividad.

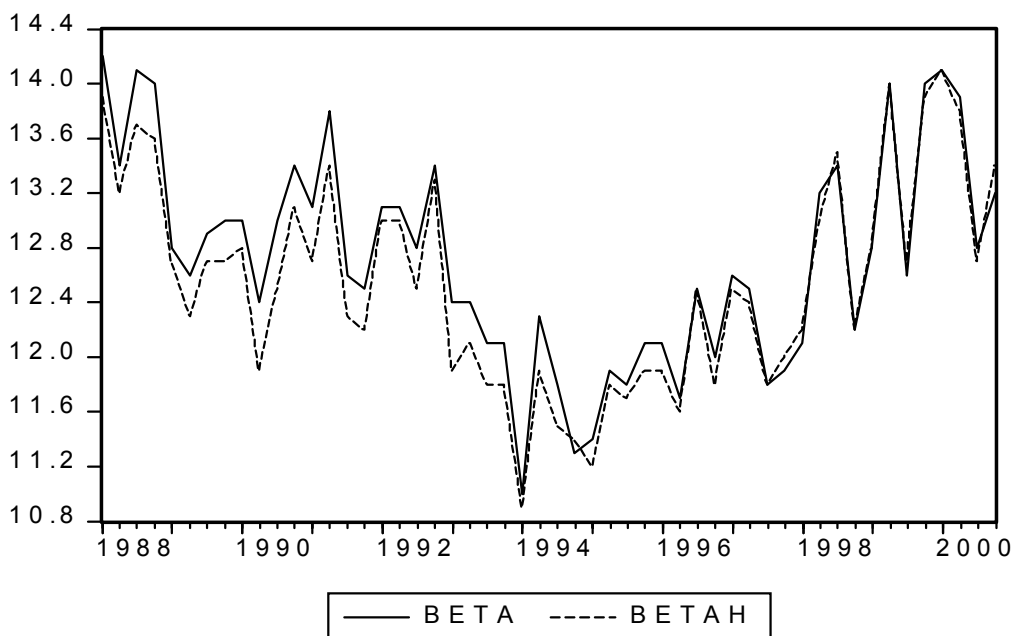
## 6. LA RESTRICCIÓN DE ELASTICIDAD HORAS UNITARIA

Como ya se anotó en la sección 4 la ecuación de Mincer es una ecuación de ingresos a la cual se impuso la restricción de una elasticidad horas de trabajo de ingresos laborales igual a uno. El propósito de esta sección es evaluar hasta qué punto difieren las estimaciones cuando no se impone la restricción. Se trata de evaluar los efectos netos de los distintos sesgos posibles que genera, de un lado imponer una restricción cuando es falsa y de otro, incluir como regresor una variable endógena.

Rescribiendo la ecuación (11) de cara a la estimación se tiene:

$$LWN_{it} = \alpha_t + \beta_t E_{it} + \gamma_t EX_{it} + \delta_t EX_{it}^2 + a_t LH_{it} + U_{it} \quad (18)$$

El estimador MCO de este modelo es el que se ha denominado  $\hat{\beta}H_t$  y es el que se quiere comparar con  $\hat{\beta}_t$ , obtenido de la ecuación (7). Si se realiza la prueba de elasticidad unitaria ( $H_0 : a_t = 1$ ) se encuentra que en la totalidad de los casos se rechaza la hipótesis tal cual se aprecia en el cuadro 3 del anexo. La Teoría Econométrica dice que imponer la restricción puede generar sesgos en la estimación de la ecuación de Mincer. Ahora bien, como recuerda Tenjo (2001) el estimador de  $\beta_t$  en la ecuación (18) puede estar afectado por un sesgo de endogeneidad, debido a que las horas de trabajo son también determinadas por el mismo modelo que determina la tasa de salario y por ende los ingresos laborales.



Fuente: Construido con datos de los cuadros 1 y 3 del Anexo.

GRAFICO 2. TASAS DE RETORNO DE LA ECUACIÓN DE MINCER Y DE LA FUNCIÓN DE INGRESOS

Puesto que el interés de esta investigación gira alrededor de la tasa de retorno, se siguió igual camino que en la sección anterior: estimar ambos modelos, ecuaciones (7) y (18) y comparar. El resultado se puede apreciar en el gráfico 2 del cual se deduce que los dos estimadores se mueven muy cercanos y en muchas ocasiones coinciden.

Al aplicar la metodología propuesta para la evaluación del sesgo mediante un modelo de regresión lineal simple, se obtiene:

$$\begin{aligned}
 &BETAH_t = 0.21 + 0.97 BETA_t + \hat{v}_t && (19) \\
 &\quad (0.39) \quad (0.03) \\
 &\quad [60.1] \quad [0.00] \\
 R^2 = 95.2\% & \quad Q^* = 10.9 [0.01] \quad LM = 24.7 [0.00] \quad DW = 1.00
 \end{aligned}$$

La hipótesis  $\Omega_0 = 0$  no es rechazada por los datos y lo mismo sucede con  $\Omega_1 = 1$  (véase cuadro 4 del Anexo).

Para verificar que el resultado es robusto a la presencia de autocorrelación lineal de primer orden se procedió con el método de Cochran-Orcutt tal cual se consigna en la ecuación (20).

$$\begin{aligned}
 &BETAH_t = 0.18 + 0.97 BETA_t + 0.5 AR(I) + \hat{v}_t \\
 (20) \quad & \qquad \qquad (0.46) \quad (0.04) \quad (0.13) \\
 & \qquad \qquad [70.6] \quad [0.00] \quad [0.00] \\
 R^2 = 96\% \quad & Q^* = 3.11 [7.8] \quad LM = 8.8 [0.45]
 \end{aligned}$$

Nuevamente la hipótesis de ausencia de un sesgo constante no es rechazada por los datos e igual acontece con la de un sesgo proporcional.

La conclusión es que los diferentes y eventuales sesgos terminan desapareciendo y los cambios entre ambas medidas se deben a fluctuaciones estrictamente aleatorias. Resultado similar se encontró con el  $\beta_t$  estimado con corrección por sesgo de selectividad. Con el propósito de sintetizar cuantitativamente se construye el cuadro 1 con las medidas descriptivas de los tres estimadores comparados en la sección anterior y en esta, para las 52 observaciones temporales de los mismos.

Si se construyera un intervalo de confianza al 95% para la tasa de retorno con base en la medida econométricamente más rigurosa (la que proviene de corregir el sesgo de autoselección) se tendrían unos límites que irían aproximadamente de 12.4 a 12.8. Es decir que los valores medios estimados para las otras dos medidas caerían en dicho intervalo con lo cual la hipótesis de que los tres estimadores fueron generados con un proceso de igual media no sería rechazada por los datos. A igual conclusión se llegaría en cuanto a que dicho proceso generador de datos es una distribución normal de acuerdo al test de Jarque Bera.

CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LOS TRES ESTIMADORES DE LA TASA DE RETORNO			
	BETA	BETATOT	BETAH
MEDIA	12.72	12.64	12.54
MEDIANA	12.60	12.55	12.50
MÁXIMO	14.20	14.10	14.10
MÍNIMO	11.00	11.00	10.90
DESV.EST.	0.7865	0.7530	0.7820
JARQUE-BERA	0.965	0.962	1.539
NSC	61.70	61.80	46.30
FUENTE: Construidos a partir de la información del cuadro 5 del Anexo			

En consecuencia la elección del estimador debe estar en función del interés de la investigación pues empíricamente los resultados de la tasa de retorno son similares. Si se

quisiera evaluar la evolución de la elasticidad horas del ingreso lo adecuado es la ecuación (11) en tanto que si se quisiera separar el efecto de los que participan de los que no, debe hacerse la corrección de Heckman. Para la presente investigación es más económico trabajar con la tradicional ecuación de Mincer estimada por MCO.

## 7. LA EVOLUCIÓN DE LA TASA DE RETORNO

Pretende esta sección dar cuenta de los movimientos temporales de los parámetros de la Ecuación de Mincer. Se observarán gráficamente, se hará el contraste para saber si son series estacionarias y se modelarán en consecuencia. La trayectoria de la tasa de retorno estimada de forma usual aparece tanto en el gráfico 1 como en el 2 y en ellos se aprecia el movimiento en forma de U que coincide con un comportamiento anticíclico, similar a la evolución de la tasa de desempleo y de sus componentes, reportados por Castellar y Uribe (2002b). Este comportamiento en dirección contraria al ciclo es el que anticipó la propuesta teórica construida en la sección 3 de este documento. Es importante aclarar que se trata de una tasa promedio que no diferencia niveles educativos, estudio que aparece en Castellar y Uribe (2003). De los datos del cuadro 1 se puede afirmar que la tasa de retorno de la educación se movió, en el periodo 1988-2000 entre el 11% y el 14% con un promedio de 12.7%.

Es oportuno preguntarse por lo sucedido con  $\alpha_t$ , logaritmo de la tasa mínima de salario, parámetro acerca de cual modelo teórico postula una relación causal, cuya trayectoria se puede ver en el gráfico 3.

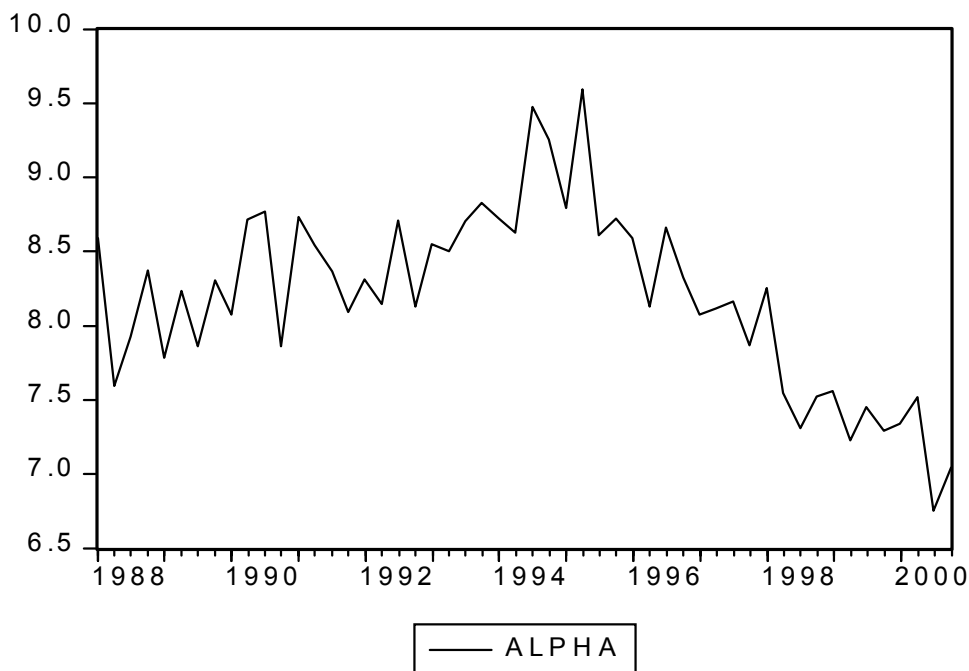


GRÁFICO 3. EVOLUCIÓN DEL LOGARITMO DE LA TASA MÍNIMA DE INGRESOS

Ahora se constata una clara evolución procíclica, tal cual señaló el modelo teórico y tal cual indica la intuición: en auge lo mínimo que ofrece el mercado (no lo legal) aumenta y en crisis disminuye. También es de interés preguntarse por lo sucedido con los otros dos parámetros  $\gamma_t$  y  $\delta_t$  cuyos gráficos se encuentran en el Anexo (gráfico A1). Sin embargo es del caso aclarar que lo que interesa al analista económico es la tasa de retorno de la experiencia la cual es función lineal de los anteriores dos parámetros, como se comprueba al derivar con respecto a  $EX_{it}$  la ecuación (7).

$$\frac{\partial LW_{it}}{\partial EX_{it}} = \gamma_t + 2\delta_t EX_{it} = \mu_{it} \quad (21)$$

Se deduce que la tasa de retorno depende de los años de experiencia de cada individuo. Es usual analizar la de un año de experiencia  $\mu_{it} = \gamma_t + 2\delta_t$  y la del agente promedio  $\bar{\mu}_t = \gamma_t + 2\delta_t \bar{EX}_t$ . El gráfico A2 del Anexo recoge el recorrido de ambas medidas.

Es el momento de preguntarse si las series de los cuatro parámetros de la ecuación de Mincer son ó no estacionarias. La respuesta es crucial para modelar la evolución de cada una y para la construcción de modelos de regresión que den cuenta de dicha evolución. Siguiendo a Castellar y Uribe (2002) se propone realizar el test de Dickey y Fuller asumiendo que la tendencia no es lineal. El procedimiento es el mismo seguido en la anterior referencia ensayando alternativamente una tendencia quebrada (Spline) con punto de quiebre en el cuarto trimestre de 1994 y una tendencia cuadrática. Puesto que como mas adelante se señala, la tendencia quebrada es la que con mayor probabilidad genera las series, en el cuadro 2 se condensan los resultados del Test de Dickey Fuller con este tipo de tendencia.

Se denomina  $S_t$  la serie a modelar y la prueba se construye sobre la estimación MCO del modelo

$$\Delta S_t = \tau Y_{t-1} + C + g_1 TEND_t + g_2 SPLINE_t + \eta_t \quad (22)$$

$$TEND_t = \text{Tendencia} = 1, 2, 3, \dots, 52$$

$$CRISIS_t = \begin{cases} 0 & 1988:1, 1994:4 \\ 1 & 1995:1, 2000:4 \end{cases}$$

$$SPLINE_t = CRISIS_t * (TEND_t - 28)$$

$$\eta_t = \text{Perturbación aleatoria supuesta ruido blanco.}$$

La evidencia empírica es contundente. Para las series obtenidas de los parámetros de la ecuación de Mincer se rechaza fehacientemente la hipótesis de existencia de una raíz unitaria ( $\tau = 0$ ) puesto que el valor mas exigente del test al 1% es -4.15 y los  $t_\tau$  superan

con creces dicho valor. Es oportuno señalar que igual resultado se encuentra cuando se enfrenta una tendencia cuadrática (véase cuadros 6 a 9 del Anexo).

Un detalle interesante de anotar son los signos de  $\hat{g}_1$  y  $\hat{g}_2$  para  $\beta_t$  y  $\alpha_t$ . Tal cual anticipa el modelo teórico la tasa de retorno cae en la fase expansiva y sube en la recesiva. Todo lo contrario sucede con el logaritmo de la tasa mínima de salario.

Puesto que las series resultan estacionarias en tendencia quebrada es lícito modelarlas con un proceso generador de datos del tipo

$$S_t = C + g_1TEND_t + g_2SPLINE_t + \eta_t \quad (23)$$

CUADRO 2. TEST DE DICKEY –FULLER CON TENDENCIA QUEBRADA PARA LOS PARÁMETROS DE LA ECUACIÓN DE MINCER				
$S_t$	$\beta_t$	$\alpha_t$	$\gamma_t$	$\delta_t$
ESTIMADOR				
$\tau$	-0.84 {-5.98}	-1.15 {-8.69}	-1.05 {-7.28}	-1.15 {-7.94}
$C$	11.64 {5.89}	8.96 {8.61}	4.57 {7.06}	-5.68 {-7.36}
$g_1$	-0.06 {-4.01}	0.05 {6.11}	-0.04 {-4.59}	0.06 {3.77}
$g_2$	0.13 {4.30}	-0.14 {-7.54}	0.06 {3.65}	-0.12 {-3.82}
$R^2$ (%)	40.3	59.5	50.0	54.6
SCR	0.5248	0.2890	6.5552	25.7455
$F_c$	12.23	25.52	17.67	21.04
NSC (%)	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000
$L_c^*$	-37.41	-6.98	-20.05	-54.93
D.W.	1.98	1.93	1.99	1.93
AIC	1.63	0.43	0.94	2.31
SC	1.78	0.58	1.09	2.46
FUENTE: Construido con base en los cuadros 6, 7, 8 y 9 del Anexo. Entre {} las razones t AIC = Criterio de Akaike    SC= Criterio de Schwarz				

No obstante se sabe que, en este caso, igual resultado de estacionariedad se encuentra cuando el modelo enfrentado es el de tendencia cuadrática ó el de un cambio libre. Las tres opciones fueron estimadas y aplicando el criterio de selección de modelos SC de Schwarz, se eligió la tendencia quebrada.

En este ejercicio se privilegió las tasas de retorno de la experiencia en lugar de  $\gamma_t$  y  $\delta_t$ . El argumento es muy sencillo: si  $\gamma_t$  y  $\delta_t$  son estacionarios  $\mu_{1t}$  y  $\mu_t$  también lo serán. En el cuadro 3 se resume la mejor estimación de una tendencia determinística para la tasa de retorno de la educación ( $\beta_t$ ), el logaritmo de la tasa mínima de salario ( $\alpha_t$ ), la tasa de retorno de un año de experiencia ( $\mu_{1t}$ ) y la tasa media ( $\mu_t$ ).

CUADRO 3. MODELOS DE TENDENCIA DETERMINISTICA QUEBRADA PARA $\beta_t, \alpha_t, \mu_{1t}$ y $\mu_t$				
$S_t$	$\beta_t$	$\alpha_t$	$\mu_{1t}$	$\mu_t$
ESTIMADOR				
C	13.90 {72.35}	7.89 {70.66}	4.33 {32.08}	2.38 {47.97}
$g_1$	-0.0786 {-7.76}	0.038 {6.48}	-0.041 {-5.78}	-0.015 {-9.52}
$g_2$	0.155 {7.95}	-0.121 {-10.73}	0.055 {4.00}	
$\bar{R}^2$ (%)	55.6	74.8	41.7	63.7
SCR	13.4564	4.5399	6.6280	1.5517
$F_c$	32.94	76.60	19.22	90.67
NSC (%)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
$L_c^*$	-38.64	-10.39	-20.23	17.52
D.W.	1.68	2.24	2.10	1.30
AIC	1.60	0.52	0.89	-0.60
SC	1.71	0.63	1.01	-0.52
$Q^*$	1.23 [26.8]	1.56 [21.2]	0.18 [67.3]	5.41 [2.0]
LM	1.11 [29.8]	1.40 [24.3]	0.16 [69.4]	5.84 [2.0]
FUENTE: Construido con base en los cuadros 10 a 13 del Anexo. Entre {} las razones t. Entre [] Niveles marginales de significación AIC = Criterio de Akaike SC= Criterio de Schwarz $Q^*$ = Estadístico de LJUNG-BOX LM= Test de Multiplicado res de Lagrange para autocorrelación				

El modelo estimado para la tasa de retorno indica que iniciando con un valor del 13.8% descendió a razón de 0.08% trimestral hasta Diciembre de 1994. Luego ascendió cada trimestre a razón de un 0.10%, es decir que el aumento trimestral en tiempo de crisis, dobló en valor absoluto el descenso en tiempo de auge del ciclo económico. Es oportuno recordar que esta evaluación se hace para la educación considerada un bien homogéneo, en el cual ni siquiera se considera cambios de acuerdo a los niveles educativos.

Con respecto al intercepto se describe un movimiento en sentido contrario; cada trimestre del primer periodo, el logaritmo de la tasa mínima de salario cae 0.04 y durante el segundo disminuyó 0.12. El movimiento del retorno del primer año de experiencia potencial es similar al de la educación en tanto que la tasa de retorno promedio solo presenta tendencia a la caída de acuerdo a los modelos considerados.

Lo relevante del análisis efectuado en esta sección es que las series al ser estacionarias pueden utilizarse como variables explicadas por regresores que también lo sean, tema del cual se ocupa la siguiente unidad.

## 8. MODELO DE DETERMINANTES MACROECONÓMICOS.

El objetivo de esta sección es someter a la evidencia empírica el componente macroeconómico de la propuesta teórica construida en la tercera sección. La idea básica es que los coeficientes de la función microeconómica, son de origen macroeconómico; en el caso de la tasa de retorno se demostró que actúa como un coeficiente que ajusta anticíclicamente el precio hedónico de la educación en el bien heterogéneo horas de trabajo; el logaritmo de la tasa mínima de salario corresponde a un ajuste en precios procíclico.

Recordando la ecuación (4) y sus hipótesis se tiene que:

$$\beta_t = \pi_{21} + \pi_{22}LTD_t + \pi_{23}LIPC_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

$$\pi_{21} > 0 \quad \pi_{22} > 0 \quad \pi_{23} < 0$$

En este mundo  $\pi_{21}$  sería una tasa de retorno de largo plazo, es decir, aquella que no se afecta por las fluctuaciones de la economía.

Con relación al intercepto de la ecuación minceriana se llegó a la ecuación (6) que indica:

$$\alpha_t = \pi_{11} + \pi_{12}LTD_t + \pi_{13}LIPC_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$\pi_{11} \neq 0 \quad \pi_{12} < 0 \quad \pi_{13} > 0$$

Con respecto a la experiencia sería intuitivo hacer un análisis similar al realizado para los años de escolaridad formal; específicamente puede anticiparse que la tasa de retorno de un año de experiencia y la tasa del agente promedio deben seguir similar comportamiento anticíclico. Por esta razón se someten a la contrastación empírica los modelos:

$$\mu_{1t} = \pi_{31} + \pi_{32}LTD_t + \pi_{33}LIPC_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (24)$$

$$\pi_{31} > 0 \quad \pi_{32} > 0 \quad \pi_{33} < 0$$



$$\bar{\mu}_t = \pi_{41} + \pi_{42}LTD_t + \pi_{43}LIPC_{t-1} + \varepsilon_{4t} \quad (25)$$

$$\pi_{41} > 0 \quad \pi_{42} > 0 \quad \pi_{43} < 0$$

Se ha tomado la licencia de alterar las ecuaciones (8) y (9) con el argumento de que la justificación teórica de los signos en (24) y (25) es inmediata. No obstante para el interesado en el tema econométrico es oportuno señalarle que los signos de los coeficientes  $\pi$  de ambos juegos de ecuaciones coinciden.

Puesto que las variables dependientes de los cuatro modelos son estacionarias sólo resta determinar el grado de integración de los regresores para proceder a la adecuada estimación de acuerdo a los cánones de la macroeconometría actual. En el cuadro 16 del Anexo se encuentra el Test de Dickey y Fuller para el logaritmo de la tasa de desempleo. Se comprueba que para el periodo 1988-2000 no existe histéresis pues la serie sigue una tendencia determinística quebrada manteniéndose el principal resultado empírico de Castellar y Uribe (2002b). El correspondiente ejercicio para el logaritmo del índice de precios se ha reportado en el cuadro 17 del Anexo. Se realiza el test de forma convencional no se rechaza la hipótesis de  $\tau = 0$  pero la hipótesis convencional de que el coeficiente de la tendencia sea igual a cero dado que  $\tau = 0$  se rechaza al 2.5%. Dada la escasa potencia del test y el número de observaciones es suficiente para rechazar la hipótesis de una raíz unitaria. No obstante si se hiciese la siguiente etapa se rechaza la hipótesis de una serie no estacionaria.

Una vez establecido que tanto regresores como regresando de las ecuaciones (4), (6), (24) y (25) son estacionarias la moderna macroeconometría cae en el terreno de la Econometría Tradicional y los modelos pueden estimarse por MCO y ser sometidos a los test de especificación defectuosa al uso. Los resultados econométricos pueden detallarse en el cuadro 16.

Para el modelo de determinantes macroeconómicos de la tasa de retorno de la educación la evidencia empírica señala en la misma dirección de los postulados teóricos propuestos. Una tasa de rendimiento de largo plazo de 11.2%, una elasticidad tasa de desempleo positiva y mayor que uno y una elasticidad índice de precios unitaria y negativa son una prueba fehaciente. El hecho que la estimación de un modelo como el planteado indique ausencia de autocorrelación se puede interpretar como un signo de correcta especificación. Para quienes todavía creen en el fetiche del  $R^2$  se les recuerda que al no ser creciente la variable dependiente, el modelo ingenuo se convierte en un buen predictor y el coeficiente de determinación no será alto, (Raymond y Uriel (1987), Anexo 2). La anticipación teórica de un comportamiento anticíclico de la tasa de retorno media de la educación recibe un pleno respaldo de los datos.

Cuando se acomete la tarea para  $\alpha_t$ , el logaritmo de la tasa mínima de salario, se encuentra una elasticidad tasa de desempleo negativa y superior a la unidad en tanto que es inelástica, con respuesta positiva al índice de precios. De nuevo la ausencia total de autocorrelación

apunta hacia una correcta especificación del modelo. La propuesta teórica que postula que  $\alpha_t$ , ajuste en precios, tiene un comportamiento procíclico encuentra pleno respaldo en la evidencia empírica.

Es muy interesante observar lo que sucede con la tasa de retorno a un año de experiencia. Se tienen los signos esperados, ausencia de autocorrelación, una inelasticidad tasa de desempleo e índice de precios. Con la tasa del agente promedio la elasticidad tasa de desempleo no resulta significativa.

CUADRO 4. ESTIMACION MCO DE LOS MODELOS DE DETERMINANTES MACROECONÓMICOS PARA $\beta_t, \alpha_t, \mu_{1t}$ y $\mu_t$				
$S_t$	$\beta_t$	$\alpha_t$	$\mu_{1t}$	$\mu_t$
ESTIMADOR				
$\pi_{11}$ <i>l=2,1,3,4</i>	11.22 (0.65) [0.00]	11.36 (0.42) [0.00]	4.35 (0.41) [0.00]	3.38 (0.17) [0.00]
$\pi_{12}$ <i>l=2,1,3,4</i>	1.88 (0.38) [0.00]	-1.82 (0.24) [0.00]	0.48 (0.24) [2.55]	-0.17 (0.10) [9.91]
$\pi_{13}$ <i>l=2,1,3,4</i>	-0.87 (0.18) [0.00]	0.38 (0.12) [0.01]	-0.53 (0.11) [0.00]	-0.26 (0.05) [0.00]
$R^2$ (%)	34.0	56.9	32.7	66.0
SCR	18.5576	7.6910	7.4643	1.3566
F <sub>c</sub>	13.89	33.96	13.17	49.60
NSC (%)	0.0002	0.0000	0.0003	0.0000
$L_c^*$	-46.5867	-24.1257	-23.3627	20.1177
D.W.	1.48	1.95	1.92	1.43
AIC	1.94	1.06	1.04	-0.67
SC	2.06	1.18	1.15	-0.56
Q*	3.42 [6.4]	0.00 [98.8]	0.08 [77.5]	3.43 [6.4]
LM	3.27 [7.7]	0.00 [98.8]	0.07 [79.1]	3.49 [7.1]
FUENTE: Construido con base en los cuadros 18 y 19 del Anexo. Entre ( ) errores estándar      Entre [ ] Niveles marginales de significación % AIC = Criterio de Akaike      SC= Criterio de Schwarz      Q* = Estadístico de LJUNG-BOX LM= Test de Multiplicadores de Lagrange para autocorrelación				

La conclusión del análisis es que pareciera que en el mercado de trabajo se ajustara los precios de la educación y de la experiencia de manera anticíclica en tanto que el logaritmo de la tasa de mínima de ingresos se ajustará procíclicamente.

## 9. IMPLICACIONES DE POLITICA ECONOMICA.

El corolario de lo encontrado al comprobar empíricamente los modelos propuestos es inmediato: con una política económica centrada en el control férreo de la inflación en presencia de altos niveles de desempleo, los menos educados están sufriendo una pérdida considerable de ingreso real. La pérdida se configura por dos vías: un menor  $\alpha_t$  y una menor tasa de rendimiento. El gráfico 4 ilustra la anterior conclusión de política. Se comparan dos instantes en el tiempo. Lo que ha hecho la política ha llevado a  $\alpha_2 < \alpha_1$  y  $\beta_2 > \beta_1$ . Adicionalmente al favorecer a los más educados la concentración en la distribución del ingreso debe haber aumentado.

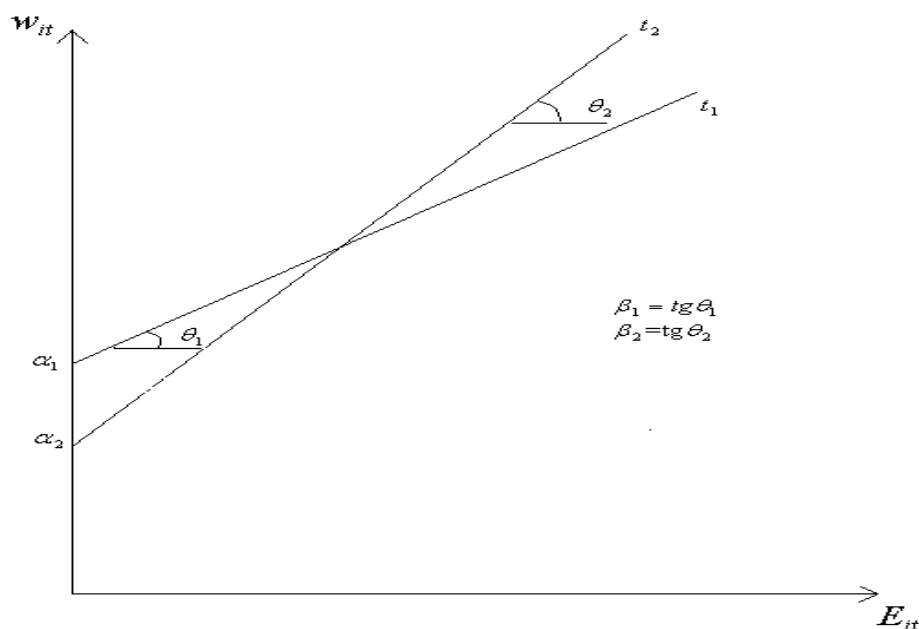


GRÁFICO 4: LAS CONSECUENCIAS DE LA POLÍTICA ECONOMICA.

En otras palabras si un individuo con determinado nivel de educación transa su tasa de salario en el momento 2, asociado a la fase recesiva y si tiene un bajo nivel educativo, obtendrá una remuneración menor que la que hubiera obtenido en el momento 1. Es importante anotar que esto sucede de igual manera con la experiencia; es evidente que una política menos obsesionada con la evolución del índice de precios y más preocupada por el control de la tasa de desempleo tendría mejores efectos en los ingresos laborales de los menos educados, en nuestro medio, los más pobres.

## 10. CONCLUSIONES

- Se ha propuesto y sustentado una perspectiva teórica que va de lo microeconómico a lo macroeconómico, obviando el problema de la agregación de individuos mediante el análisis del desplazamiento de los individuos en el tiempo.
- La tradicional ecuación de Mincer, considerada como una función microeconómica, tiene parámetros de origen macroeconómico que resultan de los ajustes provenientes de los desequilibrios en el mercado de trabajo. Esto se hace evidente cuando se considera la hora de trabajo como un bien heterogéneo entre cuyos atributos están la educación y la experiencia. Los precios implícitos de los atributos vienen de la tasa de salario.
- Es muy útil el procesamiento secuencial de una serie larga de Encuestas Nacionales de Hogares. De la explotación simultánea de la gran riqueza informativa que dispone Colombia es posible no solo observar comportamientos micro y macroeconómicos sino establecer conexiones entre ambos.
- La tasa de retorno de la educación es estacionaria en tendencia quebrada y sigue un comportamiento anticíclico. Es elástica a la tasa de desempleo y de elasticidad negativa unitaria al índice de precios.
- La tasa mínima de ingreso laboral también es estacionaria en tendencia quebrada con un comportamiento procíclico. Es de elasticidad negativa a la tasa de desempleo y elástica al índice de precios.
- El sesgo de selectividad como tal no es relevante para la evaluación del efecto total de la educación en los ingresos pues su corrección arroja resultados prácticamente iguales a los que se obtienen con la estimación convencional de una ecuación de Mincer.
- La hipótesis de elasticidad horas de trabajo unitaria siempre es rechazada. No obstante la imposición de la restricción no genera sesgos importantes en la estimación de la tasa de retorno de la educación. De otro lado estimar la función en términos del número de horas de trabajo es decir, una función de ingresos, no se ve afectada por el eventual sesgo de endogeneidad.
- La política económica del periodo de estudio aferrada a un estricto control inflacionario y desentendida de la evolución de la tasa de desempleo ha tenido un papel nefasto para los ingresos de los menos educados. Es decir, que debido al intercambio o trade off que se ha dado entre inflación y desempleo, la lucha anti-inflacionaria perjudica a los grupos más vulnerables al desempleo, los más pobres

## 8. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AYALA, Ulpiano (1987). “Hogares, Participación Laboral e Ingresos” en OCAMPO, J. y RAMÍREZ, M, Editores (1987). *El Problema Laboral Colombiano*, SENA, DNP, Contraloría General de la República, Bogotá.

AMEMIYA, Tabeshi (1984). “Tobit Models”, *Journals of Econometrics*, 24.

\_\_\_\_\_,\_\_\_\_\_,(1985). *Advanced Econometrics*, Basic Blackwell, Oxford.

\_\_\_\_\_,\_\_\_\_\_,(1989). *Distribución de Ingresos y Mercado Laboral en el Sector Rural Colombiano*, CID, Universidad Nacional.

BECKER, Gary (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, With Special Reference to Education*. New York: National Bureau of Economics Research.

BERRY, Albert (1993). “Tasas de Retorno Económicas a la Educación en Bogotá entre 1976 y 1989”, *Planeación y Desarrollo*, Vol XXIV, Diciembre.

BOURGUIGNON, Francois (1979), “Pobreza y Dualismo en el Sector Urbano de las Economías en Desarrollo: El caso de Colombia”. *Desarrollo y Sociedad* No. 1 CEDE, Bogotá.

\_\_\_\_\_,\_\_\_\_\_, (1983). “El Papel de la Educación en el Mercado de Trabajo Urbano en el Proceso de Desarrollo: el Caso de Colombia” en URKIDI, V y TREJOS, Eds (1983). *Recursos Humanos, Empleo y Desarrollo en América Latina*, Fondo de Cultura Económica, México.

CARRIZOSA, Mauricio (1987). “Evolución y Determinantes de la Pobreza en Colombia” en OCAMPO, J. y RAMÍREZ, M, Editores (1987). *El Problema Laboral Colombiano*, SENA, DNP, Contraloría General de la República, Bogotá.

CASTELLAR, Carlos (1998). *Eficiencia Productiva, Valoración de Fincas y Externalidades Territoriales en la Economía Campesina*. Tesis Doctoral, Universidad Autónoma de Barcelona.

CASTELLAR, Carlos y URIBE, José I. (2001a). “Una aproximación Econométrica a la Tasa de Retorno Social de la Educación”. *Sociedad y Economía*, Facultad de Ciencias Sociales y Económicas, Universidad del Valle, Septiembre.

\_\_\_\_\_,\_\_\_\_\_,y\_\_\_\_\_,\_\_\_\_\_, (2001b). “Determinantes de la Participación en el Mercado de Trabajo en el Área Metropolitana de Cali en Diciembre de 1998”, CIDSE, *Documentos de Trabajo* No. 56. Universidad del Valle, Cali.

\_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_ y \_\_\_\_\_, \_\_\_\_ , (2002a). “La Participación en el Mercado de Trabajo: componentes Micro y Macroeconómico”, CIDSE, *Anuario de Investigaciones*, 2002, Universidad del Valle. Cali.

\_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_ y \_\_\_\_\_, \_\_\_\_ , (2002b). “Estructura y Evolución de la Tasa de Desempleo en el Área Metropolitana de Cali 1988-1998: ¿Existe Histéresis?”, *Sociedad y Economía* No 3, CIDSE, Universidad del Valle.

\_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_ y \_\_\_\_\_, \_\_\_\_ , (2003). “Capital Humano y Señalización: Evidencia para el Área Metropolitana de Cali 1988-2000”.

CHÁVEZ, Álvaro y ARIAS, Helmuth (2002). “Calculo de la Tasa Interna de Retorno de la Educación en Colombia”. Universidad Externado de Colombia, *Documento de Trabajo* No. 2.

FIELDS, Gary y SCHULTZ, Theodore (1982). “Income Generating Function in a Low Income Country: Colombia”. *Review of Income and Wealth*, Series 28 (1).

GREENE, William (1995). *Limdep, Version 7.0*, Econometric Software, Inc. New York.

\_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_, (2003). *Econometrics Analysis*, Prentice Hall, Fifth Edition, New Jersey.

HECKMAN, J. J. (1979). “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometría*, Vol 7 No. 1 (January), pp 153-1561.

ISAZA, Jairo (2003). “Women Workers in Bogota’s Informal Sector: Gendered Impact of Structural Adjustment Policies in the 1990’s”. *Archivos de Macroeconomía*, DNP, Doc 217.

LEIBOVICH, José (1986). “La Migración Interna en Colombia. Un Modelo Explicativo del Proceso de Asimilación” *Planeación y Desarrollo*, Vol XXVII, No. 4 Octubre- Diciembre.

LONDOÑO, Juan Luis (1995). *Distribución del Ingreso y Desarrollo Económico; Colombia en el Siglo XX*, FEDESARROLLO, Banco de la República, Tercer Mundo Editores, Bogotá.

MADDALA, G.S (1983). “Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics”, *Econometric Society Monographs* No 3, Cambridge University Press.

MAGNAC, Thierry (1992). “Female Labor Market Participation and Wages in Colombia” en *Case Studies on Woman’s Employment and Pay in Latin America*. The World Bank.

MINCER, Jacob (1974). "Schooling, Experience and Parnings". *NBER*.

MINISTERIO DE AGRICULTURA y DNP (1990). *El Desarrollo Agropecuario en Colombia, Informe Final Misión de Estudios del Sector Agropecuario*.

MISIÓN DE EMPLEO (1989). "El Problema Laboral Colombiano: Diagnóstico y Perspectivas y Políticas". *Economía Colombiana Serie de Documentos Separata No. 10* Agosto-Septiembre.

MOHAN, Rakesh (1978). *Workers of Bogotá: Who They Are, What they do and Where they Live*, The World Bank, Washington, Mimeo.

MUÑOZ, Manuel (1990). "Algunos Aspectos de la distribución del Ingreso en Colombia", *Cuadernos de Economía*, No. 14, Bogotá.

NUÑEZ, Jairo y SANCHEZ, Fabio (1998a). "Educación y Salarios Relativos en Colombia 1976-1995. Determinantes, Evolución e Implicaciones para la Distribución del Ingreso. *Archivos de Macroeconomía*, DNP, Doc. 74, Enero.

\_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_ y \_\_\_\_\_, (1998b). "Descomposición del Ingreso Laboral Urbano en Colombia 1976-1997", *Archivos de Macroeconomía*, DNP, Doc. 86, Junio.

OAXACA, R. L. (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets" *Internacional Economics Review*. Vol 14 No. 1.

PERFETTI, Mauricio (1996). "Diferenciales Salariales entre Hombre y Mujeres no Asalariados durante el Periodo 1984-1994". *Planeación y Desarrollo*, Vol XXVII, No. 4 Octubre- Diciembre.

PSCHAROPOULUS, George (1989). "Time Trends of the Returns Education: Cross National Evidence", *Economics of Education Review*, Vol 8, No. 3.

RAYMOND, Jose Luis y URIEL, Ezequiel (1987). "Investigación Econométrica Aplicada: un caso de estudio", Editorial AC, Madrid.

RIBERO, R y MEZA, C. (1997). "Ingresos Laborales de Hombres y Mujeres en Colombia: 1976-1995". *Archivos de Macroeconomía*, DNP, Doc 62, Agosto.

ROSEN, S. (1974). "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economic*, Vol 12, No. 1, pp 34-55.

SARMIENTO, Alfredo; RAMÍREZ, Clara; BALDION, Edgar y de GÓMEZ, Martha Isabel (1987) en OCAMPO, J. y RAMÍREZ, M, Editores (1987). *El Problema Laboral Colombiano*, SENA, DNP, Contraloría General de la República, Bogotá.

SCHULTZ, Theodore (1968). *Returns of Education in Bogotá*, Colombia. Rand Corporation.

SELOWSKY, Marcelo (1968). *The Effect of Unemployment Labour-Market Segmentation and the Returns to Educated: the Case of Colombia*. Center for International Affairs, Harvard University. Publicado en Español en Revista de Planeación y Desarrollo, Vol 1, Julio de 1969, Bogotá.

TENJO, Jaime (1992). *Labor Market, the Wage Gap and Gender Discrimination: the Case Studies on Women`s Employment and Pay in Latin America*. The World Bank.

\_\_\_\_\_,\_\_\_\_\_, (1993a). “Evolución de los Retornos de la Inversión en Educación 1976-1989”, *Planeación y Desarrollo*, Vol. XXIV, Diciembre.

\_\_\_\_\_,\_\_\_\_\_, (1993b). “Educación, Habilidad, Conocimientos e Ingreso”, *Planeación y Desarrollo*, Vol. XXIV, Diciembre.

\_\_\_\_\_,\_\_\_\_\_, (2001). “Pobreza y Mercados Rurales”, CEDE, *Doc. 2001-10*, Agosto.

TENJO, Jaime; RIBERO, Rocío y BERWAT, Luisa (2002). “Evolución de las diferenciales Salariales por Sexo en seis Países de Latinoamérica”, *Documentos de Economía*, #1, Pontificia Universidad Javeriana, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Departamento de Economía, Mayo.

TOBIN, James (1958). “Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables”, *Econométrica* 26, pp. 24-36.