

LA HETEROGENEIDAD DE LA DISTRIBUCIÓN SALARIAL DESDE LAS REGRESIONES CUANTÍLICAS, EN COLOMBIA. 1996 – 2005

SALARY DISTRIBUTION HETEROGENEITY WITH QUANTILE REGRESSION IN COLOMBIA, 1996–2005

Jorge Humberto Triana Machado

Artículo de investigación

Resumen

El presente trabajo busca examinar los retornos a la educación para estimar las variaciones de la distribución salarial en Colombia durante la última década. La estrategia de aproximación empírica son las regresiones cuantílicas siguiendo la rutina de Angrist et. al. (2004). Los resultados indican que el patrón de comportamiento de las tasas de retorno se ha modificado dirigiéndose hacia el descenso en casi todos los cuantiles, con la excepción del cuantil inferior. El anterior hecho es consistente con el marco teórico desarrollado en este trabajo, con el descenso de los salarios reales y la caída de los ingresos relativos; y con la oferta laboral cada vez más educada y preparada.

in Colombia during the last decade. The empirical approximation strategy is quantile regressions following the routine of Angrist et. al. (2004). The results indicate that the performance pattern for the rates of return has been modified moving towards a decrease in almost all the quantiles with the exception of the inferior quantile. The aforementioned fact is consistent with the theoretical framework developed in this paper of a decrease in real salaries and a drop in relative income, and with a labor supply that is ever more educated and trained.

Palabras clave

Retornos a la educación, regresión cuantílica, mercado laboral, Colombia.

Abstract

The present paper examines the return on education to estimate salary distribution variations

Return on education, quantile regression, labor market, Colombia.

Keywords

Introducción

Colombia es un país que se caracteriza por su alto desempleo, la persistente informalidad y desigualdad en la distribución del ingreso. Es conveniente entonces examinar los retornos a la educación para analizar la heterogeneidad de la distribución salarial en Colombia durante la última década. De este modo se pueden identificar los segmentos de la población más frágiles o marginales para efectos de política.

A partir de regresiones cuantílicas, introducidas por Koenker y Basset (1978), y siguiendo la estrategia empírica sugerida por Angrist *et al.* (2005) se realiza un análisis de la distribución de salarios para los datos desde la Encuesta de Hogares del Dane en 1996, 2000, y 2005. El presente trabajo se motiva en el hecho de la existencia de estudios donde las regresiones cuantílicas han sido ampliamente utilizadas para modelar los cambios en la distribución del ingreso (ver revisión de literatura).

Para el desarrollo de la metodología de las regresiones cuantílicas se sigue el enfoque de López y Mora (2007). El trabajo de Koenker y Bassett (1978) introduce las regresiones cuantílicas para superar el problema de no normalidad en los errores de los modelos de regresión, teniendo en cuenta que la distribución puede ser asimétrica. Esta clase de regresiones busca minimizar una suma de errores absolutos ponderados con pesos asimétricos y utiliza los cuantiles como estimadores. Es decir, tiene en cuenta toda la información de las observaciones pero pondera de una manera diferente para cada trayecto de la distribución.

El trabajo sigue una estructura teórica que muestra, por un lado, el aumento persistente de los trabajadores más calificados (individuos con educación superior) dado que la apertura económica y la modernización económica requieren individuos cada vez más preparados para reducir los costos de aprendizaje y de transacción. Sin embargo, dicho aumento de mano de obra calificada en exceso, o proliferación de "profesionales", lleva un deterioro de los salarios y los retornos a la educación de estos individuos.

Por otro lado, dado que se tiene una continua reasignación del capital desde las firmas intensivas en mano de obra no calificada hacia las intensivas en fuerza calificada, modernización y transformación económica,

se muestra que en el segmento de los no calificados ha empezado una permanente expansión de la informalidad y deterioro de los salarios para estos individuos.

Al realizar un análisis de los hechos que caracterizan el mercado laboral colombiano nos encontramos con lo siguiente:

1. Un persistente desempleo a pesar del descenso en los salarios reales y las reformas laborales efectuadas a principio de los noventa y del presente.
2. Una concentración de la distribución de salarios alrededor del salario mínimo.
3. Una oferta laboral más preparada y educada y una correspondiente demanda laboral que privilegian este tipo de individuos.

Es pertinente señalar que la estructura teórica desarrollada en el marco de esta investigación es consistente con todos estos hechos.

El trabajo se encuentra organizado de la siguiente manera: Son seis secciones que muestran en su orden: un estado del arte, luego unos breves hechos estilizados, un análisis sobre la desigualdad de los ingresos apoyado en la función de densidad de Kernel, un marco teórico referido a la tendencia de una mayor demanda laboral calificada, dado un incremento en los trabajadores calificados, la metodología a seguir, los resultados y las conclusiones.

1. Estado del Arte

1.1. EL COMPORTAMIENTO DE LAS TASAS DE RETORNO A LA EDUCACIÓN

El presente análisis, está motivado por estudios similares realizados en el campo de la economía laboral, a nivel internacional, en donde se usaron modelos de regresión cuantílica para cambios en la distribución salarial: Buchinsky (1994); Autor, Katz, Kerney, (2004); Gosling, Machin y Meghir, (2000), todos ellos para la economía de los EEUU; Abadie, (1997) para España y Machado y Mata, (2003) para Portugal.

Psacharoupoulos (1994) analiza los retornos a la educación en diversas regiones del mundo, hallando una disminución generalizada de dichos retornos en relación con el ingreso per cápita. Cuando examina los retornos a través de distintos periodos halla que la educación de las mujeres es más provechosa en términos marginales que

la de los hombres, afirmando también que los retornos de la educación tienen rendimientos decrecientes.

Los primeros trabajos de Schultz (1969) y Selowsky (1969) establecen tasas sociales de rendimiento decrecientes para niveles de escolaridad primaria, secundaria y universitaria, señalando de igual modo que las inversiones en capital físico y humano aplican el principio de rendimientos decrecientes.

En Colombia existen numerosos trabajos acerca del efecto de la educación en los salarios; dentro de los más referenciados se encuentran los de: Tenjo (1993), Zárate (2003), Castellar y Uribe (2003), Mora (2003), Prada (2006), Uribe y Ortiz (2006) y Ortiz, Uribe y García (2006). En general los resultados sobre el tema señalan que las tasas de retorno a la educación han venido decreciendo.

Posteriormente Kugler (1975) halla que la tasa de rendimiento de la educación primaria está por debajo de la de secundaria, pero al comparar esta última con la universitaria no encuentra diferencias significativas en el mercado laboral colombiano. Tenjo (1993) analiza la rentabilidad privada entre 1976 y 1989 para los asalariados y no asalariados del mercado laboral urbano colombiano. Observa una tendencia decreciente de las tasas de rendimiento durante todo el periodo, aunque distingue que esta disminución no es la misma en todos los niveles educativos, ya que en el caso de los asalariados hombres se mantuvo estable.

Perfetti (1996) estudia las diferencias salariales de hombres y mujeres no asalariados en el periodo 1984 – 1994 en Colombia. Usando la técnica de descomposición de Oaxaca halla que las diferencias salariales del orden de un 16% en 1984 y un 11% en 1994 se explican por las diferencias en las magnitudes de capital humano acumulados por hombres y mujeres.

Núñez y Sánchez (1998) en un estudio sobre los determinantes y evolución de la educación y los salarios relativos en Colombia en el periodo 1976 a 1995, mediante una estimación econométrica de ecuaciones salariales obtienen estimaciones de la tasa interna de retorno de la educación, así como los premios educativos para distintos años de escolaridad, encontrando un deterioro de la tasa de retorno de la educación desde la década de

los ochenta. Al mismo tiempo un importante aumento en el premio a la educación superior y un detrimento del premio a la educación secundaria.

Arias y Chávez (2002) estiman el retorno a la educación para el periodo 1990 – 2000 en Colombia, mostrando que la retribución de las mujeres asalariadas con un año adicional de educación es mayor que la de los hombres. Zárate (2003), en un estudio sobre la desigualdad salarial y sus características distribucionales para el periodo 1991 – 2000, encuentra que los retornos de la educación son altos para los cuantiles superiores y los retornos a la experiencia son más grandes en los cuantiles inferiores para los nuevos trabajadores en Colombia.

Gordillo y Ariza (2005), observan que entre 1997 y el 2003 la rentabilidad privada de la educación a niveles nacional y urbano aumentó, mientras en lo rural disminuyó en Colombia. También hallan que los diferenciales de ingreso laboral tienden a disminuir entre las personas con poca educación, siendo los ingresos promedio de los hombres más altos que los de las mujeres. Los diferenciales según nivel educativo, si bien son más altos entre las mujeres que para los hombres, tienden a disminuir para los dos sexos.

Zárate (2003), en un estudio sobre la desigualdad salarial y sus características distribucionales para el periodo 1991 – 2000, halla que los retornos de la educación son altos para los cuantiles superiores y los retornos a la experiencia son más grandes en los cuantiles inferiores para los nuevos trabajadores en Colombia.

Prada (2006) estudia la dinámica de los retornos a la educación para los años 1985- 2000, y halla variación en dichos retornos a través de diferentes niveles de escolaridad, son altos con educación universitaria y postuniversitaria, aunque particularmente volátiles pues son claramente sensibles al ciclo económico en Colombia.

Posso (2008) en un estudio sobre calidad del empleo desde la perspectiva de la segmentación laboral para el periodo 2001 -2006, muestra que la rentabilidad de la educación es diferente para cada uno de los percentiles de salarios en Colombia. Esto sucede especialmente en el caso de la educación secundaria, la cual es rentable para los niveles superiores de la distribución de salarios, mas no sucede lo mismo para los niveles inferiores donde la educación secundaria no es rentable. Además, los

determinantes de los salarios se modifican de manera importante según el percentil de ingresos en donde esté ubicado cada individuo.

2. Un Marco Teórico

En esta parte se intenta explicar de manera teórica el sesgo hacia la demanda laboral de mayor calificación en una economía, dado un incremento del número de trabajadores calificados. El modelo más simple es una estructura de oferta y demanda por trabajadores en el mercado laboral, asumiendo que existen diferentes tipos de calificación. Además, sabiendo que la demanda por calidad es afectada por la tecnología, el comercio internacional y la organización de la producción.

Ahora bien, en primer lugar se asume que existen dos tipos de trabajadores, los calificados (con más alto grado de escolaridad) y los no calificados (con más bajo nivel de escolaridad), que son sustitutos imperfectos. El anterior supuesto es importante para saber que los cambios en las ofertas relativas afectan la recompensa o el premio a la calidad.

Se supone que hay una oferta laboral de los calificados (H) y de los trabajadores no calificados (L) que es inelástica en un momento del tiempo t. Igualmente, el mercado laboral es de tipo neoclásico, es decir, perfectamente competitivo.

La función de producción toma la forma de una función tipo CES (elasticidad constante de sustitución) donde participan solamente los dos tipos de trabajo, así:

$$Y(t)=[(A_L(t)L(t))^{\rho} + (A_H(t)H(t))^{\rho}]^{1/\rho} \quad (1)$$

Sabiendo que la elasticidad de sustitución en esta función es $\sigma = 1/(1-\rho)$; cuando las dos clases de trabajadores son sustitutos se tiene una elasticidad de sustitución mayor que uno, y cuando son complementarios la elasticidad de sustitución es menor que cero.

Asimismo, se cuenta con tres casos específicos básicos:

1. Cuando $\sigma \rightarrow 0$ quiere decir que se tiene un escenario Leontieff, por lo tanto se produce

usando solamente proporciones fijas de los trabajadores calificados y no calificados.

2. Cuando $\sigma \rightarrow \infty$ es que los trabajadores son sustitutos perfectos.
3. Cuando $\sigma \rightarrow 1$, la función de producción toma la forma Cobb- Douglas.

De aquí que el valor de elasticidad de sustitución juega un papel importante en la interpretación de las implicaciones y resultados.

Se pueden tener tres diferentes interpretaciones de la función de producción de acuerdo con las características de los bienes producidos y el grado de sustitución de las clases de trabajadores, de esta forma se cuenta que:

- a. Asumiendo que solo se produce un bien, y los trabajadores calificados y no calificados no son sustitutos perfectos en la producción del bien.
- b. Teniendo en cuenta que la función de producción es equivalente a tener una economía cuya función de utilidad está definida por dos bienes $(Y_L^{\rho} + Y_H^{\rho})^{1/\rho}$
Donde: $Y_L^{\rho} = A_L L$ y $Y_H^{\rho} = A_H H$
- c. Suponiendo que se tiene diferentes sectores productivos que producen bienes, con la característica de sustitutos imperfectos, y donde los trabajadores participan en todos los sectores.

Sin embargo, para mayor simplicidad en el análisis se va a tomar el primer caso. De acuerdo con esto, si los mercados laborales son competitivos el salario de los trabajadores no calificados es:

$$w_L = \frac{\partial Y}{\partial L} = A_L^{\rho} [A_L^{\rho} + A_H^{\rho} (H/L)^{\rho}]^{(1-\rho)/\rho} \quad (2)$$

Donde se muestra que $\partial w_L / \partial H / L > 0$, es decir, cuando la oferta laboral calificada aumenta, el salario de los trabajadores no calificados debería incrementarse. De manera similar, se tiene:

$$w_H = \frac{\partial Y}{\partial H} = A_H^{\rho} [A_H^{\rho} + A_L^{\rho} (H/L)^{-\rho}]^{(1-\rho)/\rho} \quad (3)$$

Que vuelve a confirmar que un incremento de los trabajadores calificados, disminuirá su salario dado que $\partial w_H / \partial H / L < 0$

Combinando las dos ecuaciones de salarios se tiene que:

$$w = \frac{w_H}{w_L} = \left(\frac{A_H}{A_L}\right)^\rho \left(\frac{H}{L}\right)^{-(1-\rho)} = \left(\frac{A_H}{A_L}\right)^{(\sigma-1)/\sigma} \left(\frac{H}{L}\right)^{1/\sigma} \quad (4)$$

Donde w es el premio o recompensa de salario por mayor calificación. Escribiendo la anterior expresión en logaritmos, se cuenta que:

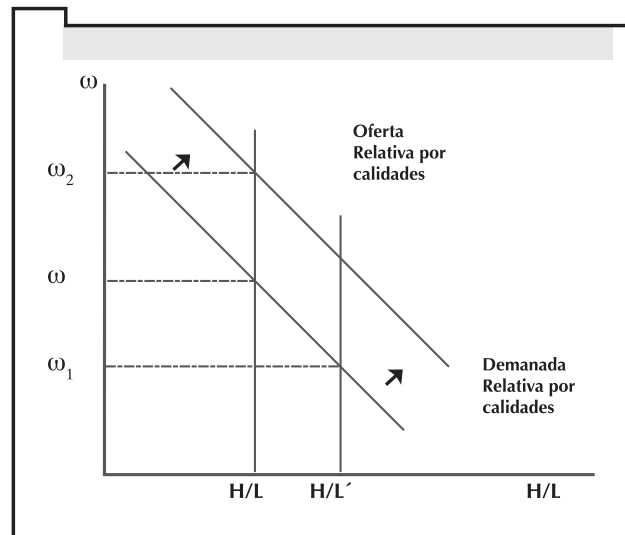
$$\ln w = \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \ln\left(\frac{A_H}{A_L}\right) - \frac{1}{\sigma} \ln\left(\frac{H}{L}\right)$$

De acá se puede mostrar que cuando el número de trabajadores calificados disminuye, el premio por calificación aumenta:

$$\frac{\partial \ln w}{\partial \ln H/L} = -\frac{1}{\sigma} < 0$$

Este es el efecto sustitución que muestra, dado un nivel de avance de la tecnología capturado por A_H/A_L , la existencia de una curva de demanda relativa por calidades que tiene pendiente negativa y elasticidad de sustitución constante (ver Gráfica 1). De acá que un incremento en la relación de trabajadores calificados con respecto a los no calificados puede crear dos tipos de sustitución:

- a) Si los trabajadores calificados y no calificados están produciendo el mismo bien, pero presentan diferentes tareas, un incremento en el número de trabajadores calificados deberá necesariamente absorber trabajadores de este tipo para labores o tareas de los no calificados, por lo tanto, cayendo el salario de los calificados.
- b) En el caso de que los trabajadores estén produciendo dos tipos diferentes de bienes se tiene que se va a sustituir el consumo de un bien intensivo en trabajo calificado por el consumo del bien producido por el no calificado, notándose una disminución del salario de los trabajadores calificados.



▲ Gráfica 1.

La distinta evidencia en Colombia muestra que la oferta laboral es cada vez más educada, debido al creciente número de instituciones de educación superior y a la política educativa del gobierno de ampliación de la cobertura (Gaviria, 2005). Sin embargo, es posible que los retornos a la educación de la fuerza laboral con educación superior haya disminuido en los últimos años, tal como lo muestran Posso (2007) y Castillo (2006).

También es probable que el primer efecto sustitución se haya manifestado claramente, dado que muchos universitarios no hallan empleo en trabajos calificados y bien remunerados y encuentren una alternativa en los trabajos para personas no tan calificadas, tal vez empleos precarios e informales. Sánchez (2004) muestra cómo los ingresos relativos de los trabajadores con educación superior completa respecto a los trabajadores con nivel de educación secundaria o menos ha venido disminuyendo a partir de 2002.

Por otro lado, el efecto del avance en la tecnología, que incrementa el salario premio de los no calificados, no muestra avances significativos en Colombia. La evidencia revela que el crecimiento de la productividad total de los factores (factor tecnológico) se ha caracterizado por su lentitud y la existencia de barreras que inciden en su estancamiento (Cole *et al.*, 2004), además, se observa una baja modernización tecnológica (Urrutia y Posada, 2005).

En síntesis, hasta el momento se tiene que ante incrementos en la proporción de trabajadores calificados existen estos efectos:

- Los salarios de los trabajadores no calificados se incrementan.
- Los salarios de los trabajadores calificados decrecen.

Sin embargo, hay evidencia del retroceso de los salarios de los trabajadores no calificados (Ocampo *et al.*, 2007). Se observa que los salarios de los no calificados también han venido disminuyendo, contrario a lo que predice el modelo. Una explicación puede ser que el incremento de la tecnología en forma acelerada consiga un efecto que deteriore la productividad de los menos calificados (Galor y Moav, 2000).

Otra alternativa se brinda a partir de Acemoglu y Angrist (1999) para quienes una caída de los salarios de los trabajadores menos calificados se debe a que la relación capital- trabajo para los individuos con baja educación y bajas calidades se viene abajo en el momento que las empresas dedican más recursos al capital intensivo en trabajo calificado.

En el modelo se supone que existe una oferta escasa de un insumo K, que puede ser el capital físico, el talento empresarial, o algún otro factor de producción. Los trabajadores calificados se configuran bajo la siguiente función de producción:

$$Y_H = A_H^\alpha K_H^{1-\alpha} H^\alpha \quad (5)$$

Mientras, los trabajadores no calificados presentan:

$$Y_L = A_L^\alpha K_L^{1-\alpha} L^\alpha \quad (6)$$

Donde se tiene que: $K_H + K_L = K$, además el producto de los calificados Y_H y de los no calificados Y_L se asumen perfectamente sustitutos. De acá que en equilibrio, los productos marginales del capital en los dos sectores se igualen:

$$\frac{K_L}{A_L L} = \frac{K - K_L}{A_H H} \quad (7)$$

Por lo tanto, se tiene que un incremento en la productividad A_H reduce K_L , entonces se reasigna el factor escaso de los trabajadores no calificados a los calificados y los salarios de los trabajadores no

calificados deben caer. Evidencia que muestra Ocampo *et al.* (2007) donde se señala que la relación capital-trabajo en los procesos productivos aumentó gracias a la rebaja de aranceles y la revaluación.

De esta forma, se tienen dos consecuencias contundentes de la estructura teórica planteada, por un lado, el aumento persistente de los trabajadores más calificados (individuos con educación superior) dado que la apertura económica y la modernización económica requieren individuos cada vez más preparados para reducir los costos de aprendizaje y de transacción. Sin embargo, dicho aumento de mano de obra calificada en exceso, proliferación de “profesionales” o “doctoritis”, conlleva un deterioro de los salarios y los retornos a la educación de estos individuos.

Por otro lado, dado que se tiene una continua reasignación del capital desde las firmas intensivas en mano de obra no calificada hacia las intensivas en fuerza calificada, modernización y transformación económica, se observa cómo en el segmento de los no calificados ha empezado una permanente expansión de la informalidad y deterioro de los salarios para estos individuos.

De aquí que se muestra un hecho característico como es la persistente diferencia en la estructura de salarios de los trabajadores calificados y los no calificados.

El presente trabajo busca mostrar la estructura de salarios a partir de las diferencias en las tasas de retorno a la educación a través del tiempo (distintos años separados por un periodo) y por grupos de ingreso (cuantiles). El punto de partida de una aproximación empírica, como es usual en la economía laboral moderna, son las ecuaciones de ingreso o mincerianas. Esta es la forma de cuantificar los ingresos en el mercado laboral en función de la inversión en educación. La estructura de la ecuación relaciona el logaritmo natural del ingreso salarial como una función de los años de educación y los años de experiencia en el mercado laboral. Específicamente es:

$$\log(y) = \log(y_0) + \beta_1 \text{edu} + \beta_2 \text{exp} + \beta_3 \text{exp}^2 \quad (8)$$

Se tiene que y_0 es el nivel de salario del individuo sin ninguna educación, ni experiencia; **edu** son los años de educación; y **exp** representa la experiencia potencial de mercado. El coeficiente β_1 es la retribución a los

distintos años de educación de los individuos, es decir, se puede tratar como el retorno promedio a la educación.

En el proceso de estimación, la ecuación (8) puede tener algunos problemas relacionados en primer lugar, con las variables omitidas. Estas variables pueden ser los antecedentes familiares, las relaciones sociales, el nivel de capacidad mental del individuo, entre otras. Por ejemplo, el modelo supone que cuando el ingreso crece, aumenta la inversión en educación. Pero la escolaridad se presenta como una función de diversos controles y del ingreso de los padres, dado que padres más ricos invierten más en sus hijos y se debe capturar los costos y beneficios de una educación. Sin embargo, es más útil introducir la educación de los padres dado que padres con mayor nivel de educación (traducido en ingreso) compran más educación para sus hijos.

También, se cuenta con el problema de la existencia de un sesgo de selección, dado que se estima las ecuaciones de ingreso para los individuos ocupados dejando de lado el posible ingreso de los desempleados y la población inactiva. Cuando existen diferencias entre estos grupos y los ocupados ocurrirá el sesgo.

El sesgo se corrige de acuerdo con la propuesta de Heckman (1979). El procedimiento consiste en estimar la ecuación (8) incluyendo la variable inversa de la razón de Mills que refleja la probabilidad de que un individuo sea seleccionado en la muestra. La razón se obtiene a partir de la estimación de un modelo probit haciendo una regresión de la probabilidad de estar ocupado. Al estimar (8) por mínimos cuadrados ordinarios MCO incluyendo la razón del inverso de Mills (en el caso de ser significativa) se tienen estimaciones consistentes de todos los parámetros.

La estimación de la ecuación de ingresos por MCO captura la tasa de retorno promedio para toda la distribución de ingresos salariales; y tal como lo señala Prada (2006), esos estimadores no permiten encontrar cualquier heterogeneidad entre las brechas salariales creadas dentro de la distribución, según Reck (2003). De esta manera, dado que existen diferencias en los retornos por niveles de ingreso salariales es importante utilizar una técnica de estimación que se denomina regresión por cuantiles o regresión cuantílica. A partir de una regresión de este estilo se puede mostrar retornos a la educación a

lo largo de diferentes puntos de la distribución de ingresos salariales. Para el propósito del presente trabajo es útil y necesario hacer regresiones de este tipo porque permitirá contrastar la hipótesis de reducción de las rentabilidades a la educación en Colombia en los últimos doce años.

Para el desarrollo de la metodología de las regresiones cuantílicas se sigue a López y Mora (2007). El trabajo de Koenker y Bassett (1978) introduce las regresiones cuantílicas para superar el problema de no normalidad en los errores de los modelos de regresión, teniendo en cuenta que la distribución puede ser asimétrica. Esta clase de regresiones busca minimizar una suma de errores absolutos ponderados con pesos asimétricos y utiliza los cuantiles como estimadores. Es decir, tiene en cuenta toda la información de las observaciones pero pondera de una manera diferente para cada trayecto de la distribución.

Si se asume que $y_i - \beta^T x^i = u_i$, y que $E(u_i / x^i) = 0$, entonces la media condicional de y_i con respecto a x^i es:

$$E(y_i/x^i) = \beta^T x^i$$

Entonces, la solución al problema de la minimización de los errores está dada por:

$$\beta = (X^T X)^{-1} X^T y$$

La anterior es la solución usual. Ahora, suponiendo que $y_i = \beta_\tau^T x^i + u_{i,\tau}$ y además esperando que el valor esperado condicional no necesariamente es cero, pero el τ -ésimo cuantil del error con respecto a las variables regresoras es cero ($Q_\tau(u_{i,\tau}/x^i)=0$) entonces el τ -ésimo cuantil de y_i con respecto a las variables regresoras se puede escribir como:

$$Q_\tau(y_i/x^i) = \beta_\tau^T x^i$$

Se puede afirmar que las regresiones por cuantiles no minimizan la suma de errores al cuadrado, como en MCO, sino que minimiza la ponderación de la suma de los errores absolutos, es decir, se minimiza la función definida por el τ -ésimo cuantil (Prada, 2006). Por esto, la estimación de los coeficientes para cada cuantil se encuentra por medio de:

$$\hat{\beta}_\tau = \arg \min \left\{ \sum_{y_i > \beta_\tau^T x^i} \tau |y_i - \beta_\tau^T x^i| + \sum_{y_i < \beta_\tau^T x^i} (1-\tau) |y_i - \beta_\tau^T x^i| \right\}$$

Que se vuelve equivalente al problema de optimización, de la siguiente forma:

$$\hat{\beta}_{\tau} = \arg \min \left\{ \sum_{i=1}^m \rho_{\tau}(y_i - \beta_{\tau}^T x^i) \right\}$$

Donde ρ_{τ} es la función de chequeo y τ es un valor en (0, 1). Acá X es una matriz de variables explicativas y β es un vector de coeficientes variando sobre el cuantil τ .

La anterior estrategia de estimación por cuantiles sigue de cerca el proceso y la rutina de Angrist *et al.* (2004). El trabajo mencionado discute y analiza las implicaciones de las especificaciones de las estimaciones por cuantiles y encuentra una aplicación a la estructura de salarios de los Estados Unidos de América. Los resultados más robustos de la estrategia de Angrist *et al.* (2004) encuentran mayores cambios en la desigualdad entre 1990 y 2000.

3. Metodología

Para la realización de este trabajo se utilizó la información contenida en la Encuesta Nacional de Hogares ENH (series desestacionalizadas) para el año 1996 y la de la Encuesta Continua de Hogares ECH (series desestacionalizadas) para los años 2000 y 2006. La población objeto de estudio fue la población ocupada entre los 14 y 60 años de edad. El método de estimación utilizado es el de las regresiones cuantílicas siguiendo la rutina de Angrist *et al.* (2004) y las actualizaciones de López y Mora (2007). El paquete econométrico utilizado es el Stata 4.

4. Resultados

La aplicación de las regresiones cuantílicas es útil porque brinda una aproximación a la distribución condicional de salarios, capturando los cambios en la distribución de salarios desde 1996 a 2006. Es preciso señalar que a pesar de la diferencia de metodología entre la Encuesta Nacional de Hogares ENH usada hasta el año 1999 y la Encuesta Continua de Hogares ECH que empieza en el año 2000, los resultados obtenidos son perfectamente comparables. Para el análisis del trabajo Y es el log del salario real semanal para la población ocupada, calculada como el log del ingreso anual reportado

dividido por el número de semanas trabajadas en el año previo, los regresores X tienen la variable años de escolaridad y otras variables básicas de control.

Los resultados del modelo sencillo por MCO para los tres periodos de análisis muestran estimaciones corregidas y significativas, (Ver resultados de las regresiones en el Anexo 1). Se observa un incremento leve de la tasa de retorno entre 1996 y 2000, pasando de 10% a 10.9%. Para el año 2005 se observa un descenso igual de leve de los retornos a la educación que se sitúa en el 10%. Los anteriores resultados se caracterizan porque indican persistencia en las tasas de retorno en el lapso de diez años. Se puede afirmar que en promedio un año más de educación, manteniendo todo lo demás constante, trae un incremento del 10% en el ingreso del individuo. Los resultados coinciden con el modelo sencillo trabajado por Prada (2006) hasta el año 2000. El citado estudio afirma que los resultados pueden ser distintos cuando se tiene en cuenta la heterogeneidad de la distribución de los niveles de educación, sin embargo realiza el ejercicio y se encuentran resultados y patrones similares a la estimación sencilla.

La tasa de retorno en un nivel constante en el periodo de análisis, no obstante los avances en cobertura educativa y profesionalización, indican probablemente que no ha cambiado la estructura de salarios de la población ocupada colombiana existiendo una heterogeneidad en la distribución de los mismos. También es importante anotar que el patrón de los retornos a la educación confirma el hecho de que cuando la población es más preparada y participa más activamente en el mercado laboral provoca decrecimientos en los retornos, e igualmente coincidió con el descenso de los salarios reales a partir del año 2000, después del cambio técnico de la primera mitad de la década de los noventa que incrementó los salarios hasta finales de la década, tal como lo señalan Arango y Posada (2002).

Igualmente, en la Tabla 1 se muestran los resultados de las estimaciones de la regresión cuantílica y en las Gráficas 2 y 3 se representan las tasas de retorno de dichas regresiones. De acuerdo con los resultados se puede señalar en primer lugar que para los años 1996 y 2000 hay coincidencia con los ejercicios anteriores de Zárate (2003) y Prada (2006), es decir, se nota que los retornos a la educación son mayores en los cuantiles más altos. Además, existe una coincidencia

Cuantil	1996	2000	2005
0.10	0.1168043 (0.0021496)	0.128991 (0.0060872)	0.1330888 (0.0038874)
0.25	0.0971038 (0.0011032)	0.1158484 (0.001504)	0.108012 (0.0019338)
0.50	0.1059243 (0.0010585)	0.1132863 (0.0012107)	0.0959946 (0.0011519)
0.75	0.1246825 (0.0016729)	0.1280226 (0.0021989)	0.1121296 (0.0014504)
0.90	0.1386293 (0.0025311)	0.1461725 (0.004391)	0.1292024 (0.0029791)
MCO	0.1003678 (0.0010087)	0.1093199 (0.001164)	0.1000026 (0.0008061)

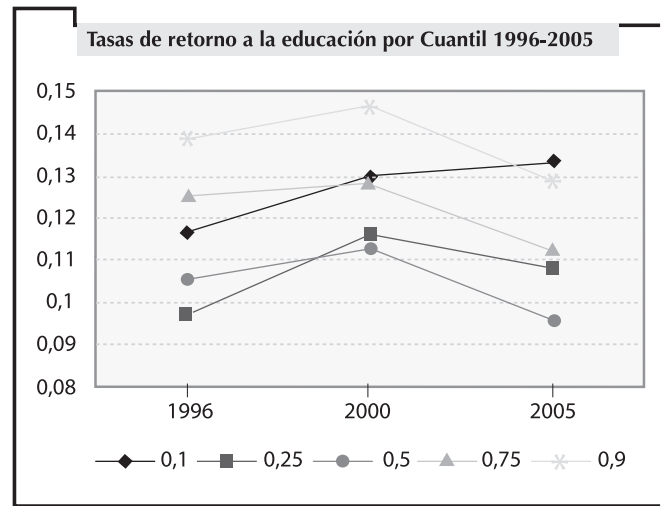
▲ Tabla 1. Tasas de retorno a la educación

Fuente: DANE, Encuestas de Hogares segundo trimestre de 1996, 2000, y 2005. Los errores estándar en ().

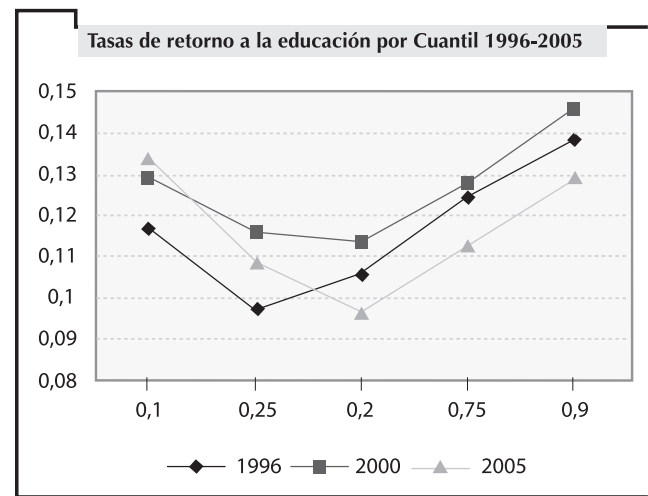
mayor con el trabajo de Prada (2006) donde se indica el comportamiento particular del cuantil inferior que se ubica por encima de los cuantiles 0.25 y 0.50 para el año 1996, iguala al retorno del cuantil 0.75 en el año 2000 y supera al cuantil superior para el año 2005.

Los resultados muestran una caída general de los retornos a la educación para 2005, con la excepción del cuantil 0.10 (o inferior), que se había observado levemente en las estimaciones generales y simples hechas por MCO. Las magnitudes son muy similares a las encontradas en Prada (2006) aunque no son estrictamente comparables dado que solo se coincide en un año (2000) y se acerca en otro (1995 vs. 1996).

Agrupando un poco los hechos característicos de los resultados se puede decir que se coincide con las estimaciones obtenidas en trabajos anteriores hasta el año 2000 y se actualiza a 2005. En segundo lugar, se exhibe el comportamiento peculiar del cuantil inferior. También, se observa el descenso general de los retornos de la educación para el año 2005, salvo la situación del cuantil inferior. Además, se observa una distancia en magnitud que se califica en el estudio de Prada como considerable y que refleja la desigualdad, dado que las personas con un nivel salarial menor tienen un retorno



▲ Gráfica 2. Tasas de retorno a la educación por Cuantil 1996- 2005



▲ Gráfica 3. Tasas de retorno a la educación por Cuantil 1996- 2005

inferior, con la excepción particular del cuantil 0.10. El descenso leve de los retornos a la educación de manera general (en la estimación MCO) y pronunciada para los cuantiles superiores al cuantil 0.10, que es la excepción, para el periodo de análisis, tiene unas características importantes por señalar.

LA MAGNITUD

Se tiene que el descenso de las tasas de retorno a la educación ha sido leve pasando de 10.93% en el año 2000 a 10% en el 2005. El estudio antecesor de Prada

(2006) muestra una tasa de retorno para el año 2000 de 11.3%, similar al hallazgo observado en el presente trabajo. El mencionado estudio muestra cómo a partir del año 1990 existe un patrón de comportamiento creciente en los retornos a la educación impulsado por el cambio técnico de principios de la década de los noventa, referenciado por autores como Arango y Posada (2002) y Ocampo *et al.* (2000).

El cambio de tendencia en el comportamiento de las tasas de retorno puede ser por el descenso en los salarios reales registrado en Colombia a comienzos de la presente década y señalado en Arango y Posada (2002) y Sánchez (2005); además puede haber incidencia de fenómenos como la sobrededucación estudiado por Castillo (2006) y los resultados de regresiones cuantílicas de Posso (2008). La saturación de profesionales y de fuerza laboral cada vez más educada y preparada surte efecto sobre los retornos a la educación dado que las diferencias dentro del mercado son cada vez menores.

La magnitud del cambio en los retornos a la educación se ha caracterizado como leve, sin embargo, el país conserva el sesgo de la distribución condicional del salario. Esto significa, tal como se puede apreciar en las gráficas, que las diferencias en los retornos a la educación persisten y presentan comovimientos, con la excepcionalidad del cuantil 0.10. En el trabajo de Sánchez (2005) se muestra cómo los ingresos relativos entre trabajadores con educación superior y trabajadores con educación secundaria o menos ha venido descendiendo a partir de 2002, después de una década de continuos aumentos en la diferencia. Quiere decir que la diferencia entre los retornos tiende a disminuir aunque todavía son bastante grandes.

EXCEPCIONALIDAD

Como se puede apreciar en las Gráficas 2 y 3 hay ciertos movimientos y patrones de comportamiento uniformes para los cuantiles de la distribución de salarios y las tasas de retorno a la educación. Sin embargo, el cuantil inferior 0.10 presenta un comportamiento diferente por lo que no se puede hablar de homogeneidad en el comportamiento de las tasas de retorno para el periodo en estudio.

La excepcionalidad no solo se puede apreciar en el presente trabajo; en Ocampo *et al.* (2007) se muestra

cómo el cuantil más bajo de la distribución aumenta la participación en el ingreso de un nivel de 12.9% en 1997 y 2000 a un 14.2% en 2005. Además, el aumento anual del ingreso medio real entre el 2003 y 2005 fue del 7.6%, cifra muy superior a todos los otros cuantiles.

Para Prada (2006) es posible que las personas que menor salario ganan, al decidir incrementar su nivel educativo en un año, tengan un retorno mayor si se considera la evidente heterogeneidad en la distribución de los salarios, señalada anteriormente, y por el fenómeno de la saturación en los niveles altos. Por ejemplo, en el caso de la población con educación postsuperior las tasas de retorno han descendido abruptamente para el año 2000 (Prada, 2006). Además, el salario en este cuantil puede ser tan bajo que la inversión en educación es más notable y muestra cómo las personas que se ubican en los niveles bajos de la distribución tienen incentivos para incrementar su nivel educativo que les permite obtener mayores retornos.

PREVISIBLE

Teniendo en cuenta la expansión de la cobertura en educación se observa cómo un mayor número de personas han ingresado al sistema educativo desde el principio de la década de los noventa, notándose a finales de la década del noventa y comienzos de la presente que existe una mayor oferta laboral, más educada y preparada, que hace descender los retornos a la educación a nivel general y para casi todos los cuantiles.

De esta forma, las estimaciones de los retornos por medio de regresiones cuantílicas muestran que efectivamente existió un auge de los retornos a la educación durante toda la década del noventa impulsada por el cambio técnico (Arango y Posada, 2002) pero para 2005 esto descendió debido a la mayor competencia y calificación de la fuerza laboral colombiana.

Esta característica se puede desprender del análisis realizado en el marco teórico que mostraba cómo los salarios reales de los calificados disminuían cuando se incrementaba la oferta de trabajadores de estos. Consistente también con los trabajos de Sánchez (2005) y Ocampo *et al.* (2007) que muestran cómo durante la década del noventa se ampliaron las diferencias entre los ingresos recibidos por los trabajadores calificados

(educación superior) y los no calificados (secundaria y menos); además, los retornos a la educación fueron más altos debido a la mayor demanda y salarios pagados a estos grandes beneficiarios del cambio técnico.

Sin embargo, la situación cambió, desde la década presente, con la saturación de profesionales y el fenómeno de la sobreeducación que muestra el comportamiento hacia menores salarios, tal como se preveía en el marco teórico del presente trabajo.

5. Conclusiones

El presente trabajo buscaba examinar los retornos a la educación desde las regresiones cuantílicas para capturar la heterogeneidad de la distribución y estructura de salarios en Colombia. Se estableció un marco desde la teoría económica consistente con los hechos estilizados recientes del mercado laboral colombiano.

El mercado laboral colombiano se caracteriza por su persistente desempleo, a pesar del descenso de los salarios reales y las reformas al mercado laboral de principios de la década pasada y de la presente; también, es notable

el hecho de que la distribución de salarios se agrupe, a medida que transcurre el tiempo, al salario mínimo real; y es significativo que la oferta laboral se encuentre más preparada y educada, y la demanda laboral privilegie este tipo de individuos.

La estimación del modelo sencillo por MCO permite verificar que aunque los retornos a la educación se incrementaron levemente en el año 2000, conservando el patrón señalado en Prada (2006) y otros estudios, en la primera mitad de la presente década han descendido al parecer indicando la creciente participación de fuerza laboral más preparada y la tendencia decreciente de los salarios reales señalada en estudios como en Arango y Posada (2002). En concreto, se cambia el patrón y el auge de los retornos a la educación que se manifestó en la década de los noventa.

Las regresiones cuantílicas muestran un descenso en las tasa de retorno para casi todos los cuantiles, a excepción del cuantil inferior, hecho que se caracteriza por ser previsible dado la mayor cobertura y los avances en educación que han llevado a la saturación y sobreeducación, al igual que por el descenso de los salarios reales después del auge de los retornos a la escolaridad durante la década del noventa, debido al cambio técnico. ≡

BIBLIOGRAFÍA

1. ABADIE, A. (1997) : "Changes in Spanish Labor Income Structure during the 1980's : A Quantile Regression Approach," *Investigaciones Económicas XXI* (2), pp 253 – 272.
2. ACEMOGLU, D. t J. Angrist (1999) How Large are the Social Returns to Education? Evidence from Compulsory Schooling Laws. NBER Working Paper No. 7444.
3. ANGRIST J., Chernozukov V., Fernandez -Val., (2004) " Quantile regresión under misspecification, with an application to the U.S wage structure ". Working Paper 10428. National Bureau of Economic Research.
4. ARANGO, L. E.; Posada, C.E.; Charry,A. (2003) : La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta; ¿ cambian sus determinantes? Banco de la República , Junio2003, Agosto 2006.
5. ARANGO y Posada (2002) Unemployment Rate and the Real Wage Behaviour: A Neoclassical Hint for the Colombian Labor Market Adjustment", *Applied Economics Letters*, núm. 9, pp. 425-428.
6. ARIAS, G.H.; Chávez, I (2002) : " Cálculo de la tasa interna de retorno de la educación en Colombia", Documentos de trabajo, Universidad Externado de Colombia, Facultad de Economía, Bogotá : núm 10494.
7. AUTOR, D., L.F. Katz, and M.S. Kearney (2004) : "Trens in U.S. Wage Inequality : Re-Assessing the Revisionists," MIT Department of Economics, mimeo, August 2004.
8. BUCHINSKY, M (1994): "Changes in the US Wage Structure 1963 – 1987: Application of Quantile Regresión," *Econometrita* 62, pp. 405-458.
9. CASTELLAR, C.; Uribe, J. (2003). "Capital Humano y Señalización: Evidencia para el Área Metropolitana de Cali 1988-200" Documentos de Trabajo # 65, CIDSE, Universidad del Valle.
10. CASTILLO, M.; : "Demanda Laboral Industrial en el área Metropolitana de Cali: Un análisis entre 1995 y 2001". Documento de Trabajo No. 89. CIDSE., Universidad del Valle, Marzo de 2006.

11. COLE, L. et al.(2004) : "Latin America in the Rear View Mirror" Research Memo, Departamento f Economics, UCLA, Mimeo.
12. GAVIRIA, A.,(2005): "Evolución reciente del mercado laboral y Alternativas de Política", Universidad de los Andes, Bogotá.
13. GORDILLO, D.M.; Ariza, N. (2005) : "Evolución de los resultados de la Educación en Colombia (1997 – 2003)", Archivos de Economía, Departamento Nacional de Planeación.
14. GOSLING, A., S. Machin, and C. Meghir (2000) : "The Changing Distribution of Male Wages in the U.K.," Review of Economic Studies 67, pp. 635-666.
15. GALOR y Moav, (2000). "Ability-Biased Technological Transition, Wage Inequality, and Economic Growth," Quarterly Journal of Economics, 115:469-326.
16. HECKMAN, J.J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometría*, núm. 47, vol 1, pp. vol. 1, pp. 153 – 61.
17. KOENKER R. ; G. Baset (1978), " Regression Quantiles" *Econometrica* , pp 46, 33-50.
18. KOENKER R.; K, Hallock (2001): "Quantile Regression " *Journal of Economics Perspectives* 15(4), pp. 143-156.
19. KUGLER, B.; y Reyes, A.:(1975):" Educación y mercado de trabajo urbano en Colombia: una comparación entre sectores modernos y no modernos" ,CCRP.
20. LÓPEZ, H.; Mora, H. M , (2007):. "Cálculo de los estimadores de regresión cuantílica lineal por medio del método ACCPM" *Revista Colombiana de Estadística*, 30 (1):53-68.
21. LÓPEZ, Hugo (2001):"Características y determinantes de la oferta laboral colombiana y su relación con la dinámica del desempleo". Seminario Economía y Empleo. Banco de la Republica, Bogotá , 30 de Marzo.
22. MACHADO, J.; Mata J.:(2003):"Counterfactual Descompositions of changes in wage distributions using quantile regressions.", *Journal of Applied Econometrics*, forthcoming.
23. MORA, J. (2003). "Sheepskins Effects and Screening in Colombia". Universidad ICESI, en mimeo.
24. MINCER, J.; (1974). *Schooling, Experience and Earnings*, New York: NBER Press.
25. NÚÑEZ, J. ; Sánchez, F. (1998) "Educación y salarios relativos en Colombia, 1976-1995. Determinantes, evolución e implicaciones para la distribución del ingreso". Archivos de Macroeconomía, DNP.
26. NÚÑEZ, J; Ramírez, J.C.; Cuesta, Laura.(2005):" Determinantes de la pobreza en Colombia". Universidad de los Andes. Documentos CEDE, 2006.
27. OCAMPO, José Antonio, Sánchez Fabio yTovar Camilo (2000). "The labour market and income distribution in Colombia in the 1990s" *Cepal Review* No 72, pp 53- 77.
28. OCAMPO, José Antonio, Romero, Carmen, y Parra María Ángela. (2007). "La búsqueda, larga e inconclusa, de un nuevo modelo (1981- 2006)", en Ocampo, José Antonio (compilador) (2007) *Historia Económica de Colombia*, pp 342- 418.
29. PERFETTI, M. (1996) : "Diferencias salariales entre hombres y mujeres no asalariados durante el periodo 1984 – 1994" *Revista Planeación y Desarrollo* 27, 4. Departamento Nacional de Planeación.
30. POSADA, C.E. ; Uribe, J.D (2004) : "Cambios en la estructura de los salarios urbanos en Colombia (1984-2000)", *Borradores de Economía*, núm 297, Banco de la República.
31. POSSO, C. (2008) : " La calidad del empleo desde la perspectiva de la segmentación laboral: Un análisis para el mercado laboral colombiano 2001 – 2006. Trabajo de grado, Maestría en Economía Aplicada, Universidad del Valle.
32. PRADA, Carlos F. (2006) : "¿Es rentable la decisión de estudiar en Colombia?", *Revista ESPE*, núm 51, edición especial Educación, pp 226-323.
33. PSACHAROPOULOS, G.(1994): "Returns to Investment in Education : A Global Update", *World Development*, núm. 22, Vol 9, pp 1325- 1343.
34. Reck, C (2003) "Heterogeneity and Black-White Labour Market Differences : Quantile Regression with Censored Data 1979 – 2001", Documento de trabajo, Departamento de Economía, Universidad de Illinois, Urbana- Champaign.
35. TENJO, J (1993) "Evolución de los retornos de la educación 1976-1989", *Planeación y Desarrollo*, XXIV (edición especial), pp. 85 -114.
36. ROMERO, J.(2006):" Diferencias sociales y regionales en el ingreso laboral de las principales ciudades colombianas, 2001-2004", Banco de la República, Economía Regional, Documentos de Trabajo.
37. SÁNCHEZ Fabio (2004). "Desigualdad del ingreso 1976- 2004", *Coyuntura Económica*.
38. SANTAMARÍA, M.; Rojas, N (2001) " La participación laboral : ¿Qué ha pasado y qué podemos esperar? ", Documento 146, Archivos de Macroeconomía, DNP.
39. SELOWSKY, M.: "El efecto del desempleo y el crecimiento sobre la rentabilidad de la inversión educacional: una aplicación a Colombia" *Planeación y Desarrollo*, 1,2, Bogotá, Departamento Nacional de Planeación.
40. SIERRA, O. (200): "Empleo", *Lecturas de Economía . Perfil de Coyuntura Económica*, CIE, Universidad de Antioquia, núm. 52, (Enero – Junio), pp. 57 – 66.
41. SINGH, S. K., Maddala, G.S.(1976) : A Function for Size Distribution of Incomes, *Econometrica*, September, Vol 44, núm. 5.
42. SCHULTZ, T. P. (1969). : "Secular Trends and Ciclical Behavior of Income Distribution in the United States : 1944 – 1965",

National Bureau of Economic Research. *Studies in Income and Wealth*, v.33, Columbia University, New York.

43. URIBE, J.; Ortiz, C. (2006). *Informalidad Laboral en Colombia 1988-2000: Evolución, Teorías y Modelos*. Universidad del Valle, Cali.
44. URIBE, J.; Ortiz, C., (2004). "Características de la Informalidad Urbana en las Diez Principales Áreas Metropolitanas de Colombia: 1988-2000", *Documentos de Trabajo*, núm. 80, CIDSE, Universidad del Valle.
45. URIBE, J.; Ortiz, C.; García, G.; (2006): "La segmentación del mercado laboral colombiano en la década de los 90." *Archivos de Economía*, núm. 301, Departamento Nacional de Planeación.
46. URRUTIA, M.; Posada, C.(2005) : "Un siglo de crecimiento económico", Banco de la Republica, Bogotá.
47. VÉLEZ, C.; Leibovich, J.; Kugler, A.; Bouillón ,C.; Nuñez, J. (2001): "The Reversal of Inequality Trends in Colombia, 1978 - 1995 . A Combination of Persistent and Fluctuating Forces". *World Bank, Colombia Poverty Report, Report, 2002*.
48. ZÁRATE, H:M: (2003) "Cambios en la estructura salarial : Una historia desde la regresión cuantílica", *Borradores de Economía*, Banco de la República, núm. 245.

Jorge Humberto Triana Machado

Magíster en Economía Aplicada, Universidad del Valle. Economista Universidad Nacional de Colombia. Docente Investigador jornada completa Facultad de Ciencias Administrativas, Económicas y Contables Universidad Libre Seccional Cali.

Investigaciones recientes:

- "Análisis de regresión cuantílica como herramienta para determinar el impacto del salario mínimo en el desempleo en el área metropolitana de Cali" Universidad del Valle. Cali, 2008.
- "El uso de los instrumentos económicos para la gestión ambiental". Facultad de Ciencias Económicas Administrativas y Contables. Universidad Libre. Cali. 2008
- "La heterogeneidad de la distribución salarial en Colombia desde las regresiones cuantílicas". Facultad de Economía. Universidad del Valle. 2009.

cronopio49@yahoo.com

ANEXO 1

1996					
Variables	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Intercepto	10.09499 (0.0330545)	10.68135 (0.0168748)	10.87719 (0.0153432)	11.00895 (0.0227977)	11.18155 (0.0333944)
Educat	0.1168043 (0.0021496)	0.0971038 (0.0011032)	0.1059243 (0.0010585)	0.1246825 (0.0016729)	0.1386293 (0.0025311)
Exper	0.0394847 (0.0018798)	0.0332067 (0.0009819)	0.0348407 (0.0008819)	0.0396532 (0.001262)	0.0483926 (0.0017784)
Exper2	-0.0006976 (0.0000318)	-0.0005033 (0.0000172)	-0.0004194 (0.0000159)	-0.00041 (0.0000237)	-0.0004985 (0.0000343)
2000					
Variables	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Intercepto	10.05738 (0.0936738)	10.75796 (0.0230377)	11.14602 (0.0177905)	11.35149 (0.030234)	11.5442 (0.0561953)
Educat	0.128991 (0.0060872)	0.1158484 (0.001504)	0.1132863 (0.0012107)	0.1280226 (0.0021989)	0.1461725 (0.004391)
Exper	0.0373056 (0.0047936)	0.0407783 (0.0012691)	0.0397275 (0.0009772)	0.040362 (0.0015438)	0.0409775 (0.0026681)
Exper2	-0.0006647 (0.0000791)	-0.0007087 (0.0000225)	-0.0005331 (0.0000179)	-0.0004679 (0.0000293)	-0.0004165 (0.0000538)
2005					
Variables	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Int	10.01967 (0.0767838)	11.00048 (0.035986)	11.61299 (0.0200221)	11.65919 (0.0231428)	11.77449 (0.0443065)
Educat	0.1330888 (0.0038874)	0.108012 (0.0019338)	0.0959946 (0.0011519)	0.1121296 (0.0014504)	0.1292024 (0.0029791)
Exper	0.0472439 (0.0037613)	0.0444062 (0.0018477)	0.0330317 (0.0010495)	0.0397914 (0.0011548)	0.0426201 (0.0020593)
Exper2	-0.0007338 (0.0000589)	-0.0007175 (0.0000304)	-0.0004236 (0.0000176)	-0.0004373 (0.00002)	-0.0004066 (0.0000358)

Fuente: DANE, Encuestas de Hogares segundo trimestre 1996, 2000, y 2005.
Entre () errores estándar.