



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Mora, Jhon James

Las ganancias de tener un título: una aplicación al mercado laboral de Cali, 2000

Lecturas de Economía, núm. 59, julio-diciembre, 2003, pp. 55-72

Universidad de Antioquia

.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155218004002>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org



Jacobo, ¿ser útil? ¡No! ¡Ser niños!, 2002

Giacomo Ceruti. Porteador con cesta a la espalda, 1735

Las ganancias de tener un título: una aplicación al mercado laboral de Cali, 2000

Jhon James Mora

Lecturas de Economía –Lect. Econ.– No. 59. Medellín, julio - diciembre 2003, pp. 55-72

Las ganancias de tener un título: una aplicación al mercado laboral de Cali, 2000

Jhon James Mora

Lecturas de Economía, 59 (julio-diciembre, 2003), pp.55-72

Resumen: *Este artículo calcula el efecto de los títulos sobre los salarios en el mercado laboral de Cali encontrando que la rentabilidad adicional sobre los salarios de poseer un título de bachiller es del 25% y 12% para marzo y septiembre del 2000, respectivamente, y del 45% y el 37% para marzo y septiembre con respecto al título universitario. El análisis del efecto del título se extiende a la regresión por cuantiles ya que esta aproximación es más acorde con la teoría de la señalización y el escudriñamiento. Los resultados encontrados a partir de la regresión por cuantiles muestran que la señalización y el escudriñamiento sobre el título universitario es un fenómeno que se presenta con mayor intensidad en el mercado laboral de Cali, lo cual puede deberse a la heterogeneidad en la calidad del título universitario.*

Palabras clave: *educación, señalización, capital humano, información asimétrica y privada. Clasificación JEL: I2, J7, J24, D82.*

Abstract: *This article calculates the sheepskin effect on wages in Cali's labor market, where additional profitability on wages when possessing a high school degree is 25 percent and 12 percent for March and September of 2000, and 45 percent and 37 percent for the same months, respectively, when possessing a university degree. The analysis of the diploma effect extends to the regression for income intervals since this approach is in agreement with the signaling and screening theory. The results obtained from the regression on income quantiles show that signaling and screening on the university degree is a phenomenon that presents itself with higher intensity in Cali's labor market, probably due to the heterogeneity in the quality of the university degrees.*

Key words: *education, signaling, human capital, asymmetric and private information. JEL: I2, J7, J24, D82.*

Résumé: *Cet article détermine l'effet des diplômes sur les salaires dans le marché de l'emploi de Cali où l'on trouve que la rentabilité additionnelle des salaires avec un diplôme du baccalauréat est de 25% et 12% plus élevée en mars et septembre 2000 respectivement et la rentabilité des salaires avec un diplôme universitaire est de 45% et 37% plus élevée pour mars et septembre. L'analyse de l'effet du diplôme s'étend à la régression pour des intervalles de revenu, puisque cette approche est en accord avec la théorie de signalisation et de scannage. Les résultats trouvés à partir de la régression pour des intervalles de revenu prouvent que la signalisation et le scannage, en ce qui concerne le niveau universitaire, sont des phénomènes assez fréquents sur le marché du travail de Cali, et cela pourrait être dû à l'hétérogénéité de la qualité des diplômes universitaires.*

Mots clés: *éducation, signalisation, capital humain, information dissymétrique et privée. JEL: I2, J7, J24, D82.*

Las ganancias de tener un título: una aplicación al mercado laboral de Cali, 2000

Jhon James Mora*

-Introducción. -I. Señalización, escudriñamiento y títulos. -II. Resultados y discusión. -Conclusiones. -Bibliografía.

Primera versión recibida marzo de 2003; versión final aceptada septiembre de 2003 (eds.).

Introducción

En un artículo reciente Castellar y Uribe (2001) discuten la rentabilidad social de la educación en el mercado laboral del área metropolitana de Cali. Sus resultados, pueden verse como una aplicación de la teoría del capital humano (Schultz, 1960, Becker, 1964 y Mincer, 1974), en tanto no se discute si existen motivos diferentes para adquirir educación a no ser por la rentabilidad (ya sea individual o social) que esta produce.¹

* Jhon James Mora Rodríguez: Profesor del Departamento de Economía. Universidad Icesi, calle 18 No. 122-135, Cali, Colombia. Dirección electrónica: jjmora@icesi.edu.co.

Este artículo fue posible gracias a la financiación por la Universidad Icesi del proyecto "El efecto de los títulos y las ganancias de señalizar en Cali". Cali, 2001. El autor agradece la ayuda de la monitora Catalina Vergara y de Santiago Grillo. También se agradecen los comentarios de Empar Pons Blasco, de la Universidad de Valencia (España) y de los evaluadores anónimos. Los errores que persisten son mi absoluta responsabilidad.

1 Los resultados de Castellar y Uribe (2001) sobre la rentabilidad de un año adicional, usando la ecuación minceriana, muestran un rendimiento del 12% para diciembre de 1998, así como el hecho de que es mayor la rentabilidad de la educación universitaria con respecto a la educación secundaria. Sin embargo, cuando los autores proponen el modelo de externalidades sociales a la educación, sus resultados son discutibles pues independientemente del nivel de sofisticación que se elija, lo que aparece en el lado izquierdo de las ecuaciones (1) a (9) de Castellar y Uribe (2001) son los salarios que el empleador paga a un trabajador; por lo tanto, el método de descomposición que realizan muestra que el empleador reconoce un premium (¿social?) al trabajador por pertenecer a un estrato *j*. No es de esperarse, entonces, que en los diez años que

Sin embargo, ¿existen otros motivos por los cuales las personas necesitan la educación en el área metropolitana de Cali? Una posible respuesta a esta pregunta proviene de los clasificados de empleo que a menudo encontramos en los periódicos: es necesario el título para ser contratados, por ejemplo, en oficios varios, mensajeros, panaderos y vigilantes es indispensable el título de bachiller, e incluso en algunas empresas para trabajar como vendedor se requiere un título profesional, sin importar la profesión.

Con el objetivo de identificar que tan importantes son los títulos en el mercado laboral en el área metropolitana de Cali, usaremos la prueba propuesta por Hungerford y Solon (1987), también conocida como efecto de los títulos (*Sheepskin effect*), la cual muestra para marzo y septiembre de 2000 que la pendiente de los salarios no es lineal en la educación y que existe un efecto de títulos en la educación secundaria y universitaria, lo cual indica que la consecución del título es importante para la obtención de ingresos.

Sin embargo, como anota Riley (2001), el principal problema con la prueba de Hungerford y Solon (1987) consiste en que no dice el tipo de modelo que está comprobando. De hecho, la prueba de títulos es compatible con el modelo de capital humano con sesgos de selección (Chiswick, 1973). Teniendo en cuenta esto, en este ensayo se propone extender la prueba de Hungerford y Solon (1987) al análisis por cuantiles, con el fin de identificar cuál es el efecto de los títulos en varios percentiles de la distribución de los salarios, lo cual resulta más acorde con la teoría de la señalización y escudriñamiento (*screening*). Esta extensión de la prueba mostrará, específicamente, que si existen diferencias en el rendimiento del título en diferentes percentiles de la distribución de los salarios, por lo que el efecto de los títulos no es homogéneo a través de la distribución de los salarios, presentándose escudriñamiento del título por parte de los empleadores. Este resultado también es compatible con el modelo de señalización de Frazis (2002) debido a que la heterogeneidad en la calidad de los títulos que emiten las instituciones educativas puede causar incertidumbre en los trabajadores sobre sus habilidades.

analizan los autores tanto los trabajadores como los empleadores se den cuenta de este hecho y que ambos grupos aprendan que los trabajadores que están en un segmento con "mayor concentración de capital humano" deben tener una mayor productividad y se incorporen esta mayor productividad en los contratos salariales, corrigiendo así las aparentes externalidades. Aquí, la metodología tradicional es, tal vez, más sensata para estimar este tipo de externalidades, como es el caso de González et al (1999), quienes discuten cómo surgen estas externalidades en el contexto de una función de producción agregada y no en la ecuación de salarios.

Para comprobar si existen diferencias en el efecto del título a través de la distribución de los salarios se usará la técnica de regresión por cuantiles desarrollada por Koenker y Bassett (1978), quienes muestran que la regresión bajo mínimos cuadrados ordinarios —OLS— asume implícitamente que las posibles diferencias en términos del impacto de las variables exógenas, a través de la distribución condicional, no son importantes. Sin embargo, si las variables exógenas influyen en los parámetros de la distribución condicional de la variable dependiente, además de la media, el análisis bajo OLS no es el apropiado (Koenker y Bassett, 1978 y Buchinsky, 1994).

La técnica de regresión por cuantiles fue usada inicialmente en el mercado laboral por Buchinsky (1994) en la ecuación de ingresos minceriana para Estados Unidos, mientras que Hartog, Pereira y Vieira (1999) la aplican a la Unión Europea. Los trabajos de Buchinsky (1994), Martins y Pereira (2001,2000), Hartog, Pereira y Vieira (1999) sobre el modelo de capital humano (ecuación de ingresos minceriana) muestran un hecho interesante: el incremento de un año adicional de educación no es constante a través de la distribución de los salarios, lo cual implica que la fuerza de trabajo no puede describirse a partir de una tasa de rendimiento de la educación constante para todos los trabajadores.

Los resultados encontrados en este artículo, a partir de la prueba de Hungerford y Solon (1987) y la regresión por cuantiles, corroboran que existen diferencias en los rendimientos al mismo nivel de títulos. Entre las posibles causas que explicarían estas diferencias se puede encontrar el escudriñamiento del título realizado por los empleadores al actuar estratégicamente y la incertidumbre de los trabajadores sobre sus habilidades, debido a la heterogeneidad en las instituciones que emiten los títulos, lo cual se reflejaría en los contratos salariales.

En este orden de ideas, este ensayo se divide en tres secciones: en la primera sección se discute el escudriñamiento y su relación con los títulos, en la segunda sección se presentan los resultados y se discute hasta dónde el título tiene un efecto constante a través de la distribución de los salarios. Finalmente, en la tercera sección se presentan las conclusiones.

I. Señalización, escudriñamiento y títulos

De acuerdo con Spence (1973) y Arrow (1973) los años adicionales de educación no tienen efecto sobre la productividad individual (en la versión extrema). La educación sirve como señal de la productividad innata con el fin de reducir la asimetría informativa entre el empleador y el empleado acerca de la verdadera productividad del trabajador, solucionando el problema de información introducido

por Akerlof (1970). Para Berg (1971) y Dore (1976) la educación sirve como requisito de admisión para ciertas profesiones, de modo que las empresas ofrecerán salarios más altos y mejores trabajos a los que tengan un título. De esta forma, los trabajadores no son contratados para un empleo debido a la incapacidad para realizar ese trabajo sino, simplemente, porque no tienen el título requerido. Las razones que podrían estar detrás del credencialismo serían: la mala percepción del valor de la educación, las barreras de entrada a la profesión o el esnobismo de tener trabajadores más educados.

Frazis (2002) desarrolla un modelo donde se relacionan los efectos diploma con la señalización —a través de modificar el modelo de Spence (1973), cuando los individuos están inseguros acerca de sus verdaderas habilidades— mostrando que la teoría del capital humano no es un buen candidato para explicar la presencia de los efectos diploma, incluso si se presentan sesgos de selección.

Según Riley (2001) y Rasmusen (1989) un juego de escudriñamiento es un juego donde el jugador desinformado (el empleador) mueve primero. La educación en los modelos de escudriñamiento sirve para revelar a los empresarios la inteligencia, motivación o disciplina de los trabajadores pero no incrementa la productividad de los mismos. Así, los empresarios pagarán salarios más altos a trabajadores con niveles educativos superiores aunque el proceso educativo no tenga ningún efecto sobre su productividad. Empíricamente, Psacharopoulos y Layard (1974) comparan las ganancias de los estudiantes que han alcanzado algún tipo de credencial con aquellos que no y arguyen que las credenciales tendrán un fuerte poder explicativo en un mundo de escudriñamiento.²

Aunque Psacharopoulos y Layard (1974) no encuentran evidencia de "escudriñamiento", Hungerford y Solon (1987) si encuentran evidencia que confirma que los títulos tienen efecto sobre los salarios, es decir, ellos encuentran evidencia que soporta que existen rendimientos significativos respecto a los años en los cuales se obtiene el diploma, es decir, el diploma tiene un valor aparte de los años acumulados de educación. Resultados iguales son encontrados en Card (1994), Jaeger y Page (1996), Belman y Heywood (1997), Park (1999), Gibson (2000), San Martin (2001) y Frazis (2002), quien en un modelo de señalización también encuentra la existencia de efectos diploma. Siguiendo el trabajo de Hungerford y Solon (1987) el efecto de los títulos sobre los salarios se puede estimar a partir de la siguiente regresión:

2 Otras pruebas sobre escudriñamiento fueron realizadas por Riley (1976) y Wolpin (1977). Véase también Pons (2000).

$$\ln Wh_i = \alpha_0 + \alpha_1 s_i + \alpha_2 \exp_i + \alpha_3 \exp^2_i + \beta_0 s_{i11} + \beta_1 s_{i11}(s_{i11} - 11) + \beta_2 s_{i16} + \beta_3 s_{i16}(s_{i16} - 16) + \varepsilon_i \quad (1)$$

En la regresión (1)³ $\ln Wh_i$, s_i y \exp_i son el logaritmo del salario por hora, la educación y la experiencia potencial (edad- s -6), respectivamente. La variable s_{i11} es una dummy con valor de 1 si el individuo tiene once años de educación o más. La variable s_{i16} es una dummy con valor de 1 si el individuo tiene diecisésis años de educación o más y ε_i es el término aleatorio de error. La tasa de rendimiento para el año 11 de educación será $\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_0$ y la tasa de rendimiento para el año 16 de educación será de $\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$. El efecto de los títulos se recoge en los parámetros $\hat{\beta}_0$ y $\hat{\beta}_2$, los cuales muestran cómo los salarios cambian de nivel en la secundaria ($s \geq 11$) y en la educación universitaria ($s \geq 16$). Si los parámetros $\hat{\beta}_0$ y $\hat{\beta}_2$ son positivos y además significativos, este resultado mostrará cómo aquellas personas que pertenecen a grupos más educados experimentan un incremento en sus salarios independiente de los años de educación.

II. Resultados y discusión

Los datos para estimar la regresión (1) son tomados de la Encuesta Nacional de Hogares que realiza el Departamento Administrativo Nacional de Estadística —Dane— para marzo y septiembre del 2000 para el área metropolitana de Cali-Yumbo, a partir de los módulos de “ocupados” y “características generales”, lo cual permite construir las variables de salario por hora de acuerdo con los datos reportados en el mes, la experiencia y las dummy relacionadas con los títulos. De estos datos se excluyeron los trabajadores temporales, patrón y los trabajadores cuenta propia,⁴ siendo la muestra final de 1.181 trabajadores en marzo y de 1.374 trabajadores en septiembre.⁵ Inicialmente se procedió a explorar si existen cambios en la pendiente de la función de salarios de los trabajadores, debido a un año en particular, por lo cual no se colocaron restricciones particulares sobre la pendiente

3 En la regresión (1), no existe un consenso sobre cómo incluir la parte de regresión por tramos (*spline*): Hungerford y Solon (1987) y San Martín (2001) usan *spline* cúbicas y lineales, Belman y Heywood (1991,1997) y Jeger y Page (1996) usan regresión por tramos lineales y Park (1999) usa una función lineal de los años de escolaridad.

4 Se excluyen los trabajadores temporales con el fin de excluir las variaciones temporales del mercado laboral. No se tienen en cuenta los trabajadores cuenta propia debido a que ellos no necesitan los títulos para acceder al mercado laboral y se excluyen los patrones porque ellos son los que realizan el proceso de escudriñamiento; incluirlos, además de que implica un problema de especificación, mostraría una gran inconsistencia teórica.

5 También se realizaron las regresiones para junio y diciembre del 2000. Los resultados para estas dos etapas muestran que solo el título de secundaria es significativo en el mercado laboral de Cali-Yumbo.

de la ecuación de salarios. Para obtener dichos resultados se incorpora una dummy para el número de años cursados. De esta forma, $S1$ es una dummy que es igual a uno si el individuo reportó un año de educación y cero de otra forma, y así sucesivamente. Inicialmente se procedió a estimar los cambios en la pendiente de los rendimientos, cuyos resultados fueron los que aparecen en la Tabla 1.

Los resultados de la Tabla 1 muestran como, de acuerdo con la ecuación de ingresos minceriana, la tasa de rendimiento de un año adicional de educación es del 13,7% para marzo y del 11,1% para septiembre. Sin embargo, también se puede observar que el efecto de la educación sobre los ingresos no es lineal y que existe un cambio del 26% en los rendimientos para el año 11 de educación con respecto al año 10 de educación cuando se tiene en cuenta la experiencia y la experiencia al cuadrado en la etapa de marzo y del 11,8% para septiembre. El cambio es del 24% para marzo y del 13,89% para septiembre cuando no se tienen en cuenta estas variables. En cuanto al rendimiento para el año 16 de educación con respecto al año 15 de educación, éste es del 27,75% para marzo y del 32,66% para septiembre si se tiene en cuenta la experiencia y la experiencia al cuadrado, y del 38,43% para marzo y del 44,29% para septiembre cuando no se tienen en cuenta estas variables. Este salto, en los años en los cuales se obtiene los títulos, es significativo al compararse con el salto en rendimientos entre otros años en los cuales no se obtiene los títulos, un fenómeno solamente explicado por el efecto diploma. En la Tabla 2 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación de títulos [regresión (1)].

Se puede observar en la Tabla 2 que la tasa de rendimiento media para los diez años de educación es del 4,8% para marzo y del 5,76% para septiembre de 2000. Para el año 11 de educación es del 30% (0,3001) para marzo y del 18% (0,18058) en septiembre, mientras que para los dieciséis años de educación es del 58% (0,5804) en marzo y de 49% (0,4878) en septiembre. Los resultados también muestran que los títulos de educación secundaria y universitaria son usados por los empleadores como mecanismo de escudriñamiento entre trabajadores ya que los coeficientes asociados a los títulos son estadísticamente significativos. Una prueba más formal consiste en realizar la prueba de Wald sobre $\hat{\beta}_0$ y $\hat{\beta}_2$ colocando como restricción que éstos sean conjuntamente iguales a cero. Los resultados arrojan un valor de 32,9 en marzo y de 15,83 en septiembre. Cuando se comparan los resultados obtenidos de la prueba de Wald con el valor de una $\chi^2_{95\%}(2) = 5,99$ se rechaza la hipótesis de que los títulos conjuntamente sean iguales a cero, corroborando la hipótesis de que los títulos son importantes para la obtención de salarios en Cali.

Tabla 1. *Rendimientos al capital humano y cambio en la pendiente*

Variable / Modelo Variable dependiente $\ln Wh$	Capital Humano		Cambios en la pendiente			
	Marzo	Septiembre	Marzo	Septiembre	Marzo	Septiembre
Constante	5,76243 (66,800)*	5,87131 (74,280)*	5,94977 (32,43)*	6,16296 (37,093)*	6,67541 (37,187)*	6,7860 (45,156)*
S	0,13722 (24,307)*	0,11133 (20,653)*				
Exp	0,03787 (7,030)*	0,04049 (9,993)*	0,00395 (7,485)*	0,03774 (8,954)*		
Exp ²	-0,00038 (-3,077)*	-0,00046 (-5,575)*	-0,00051 (-4,252)*	-0,00047 (-5,447)*		
S1		0,77902 (3,824)*	0,37638 (1,759)*	0,71662 (2,396)*	0,45971 (2,396)*	
S2		0,28690 (1,354)	0,2883 (1,427)	0,23110 (1,085)	0,32369 (1,681)*	
S3		0,79270 (3,790)*	0,3835 (2,206)*	0,76900 (3,615)*	0,4050 (2,391)*	
S4		0,54507 (2,958)*	0,4573 (2,480)*	0,46619 (2,463)*	0,4348 (2,440)*	
S5		0,73135 (4,096)*	0,3346 (2,124)*	0,66832 (3,600)*	0,3070 (1,984)*	
S6		0,81367 (4,089)*	0,5054 (2,917)*	0,65773 (3,149)*	0,4277 (2,504)*	
S7		0,85204 (4,358)*	0,6227 (3,816)*	0,68839 (3,439)*	0,4698 (2,936)*	
S8		0,85427 (4,407)*	0,4842 (2,776)*	0,60611 (3,063)*	0,37263 (2,158)*	
S9		0,87308 (4,775)*	0,6340 (3,885)*	0,70581 (3,749)*	0,5444 (3,51)*	
S10		0,91939 (4,748)*	0,7679 (4,592)*	0,71894 (3,629)*	0,5607 (3,431)*	
S11		1,24393 (6,974)*	0,8713 (5,534)*	0,94798 (5,219)*	0,6512 (4,266)*	
S12		1,46653 (7,608)*	0,94492 (5,092)*	1,10350 (5,679)*	0,6056 (3,492)*	
S13		1,51498 (7,753)*	1,3811 (7,367)*	1,16001 (5,772)*	1,0762 (5,63)*	
S14		1,66592 (8,592)*	1,2612 (7,232)*	1,34394 (6,851)*	0,9921 (5,719)*	
S15		1,66387 (8,188)*	1,2197 (6,431)*	1,24924 (5,959)*	0,9106 (4,815)*	
S16		2,33535 (12,357)*	1,8114 (10,816)*	2,02807 (10,471)*	1,6347 (9,991)*	
S17		2,45279 (10,711)*	2,1121 (8,774)*	2,22974 (9,204)*	1,9078 (7,497)*	
S ≥ 18		2,54185 (11,890)*	1,9952 (8,151)*	2,2183 (10,074)*	1,8003 (7,242)*	
N	1,181	1,374	1,181	1,374	1,181	1,374
R ² (ajustado)	0,401514	0,3511	0,45011	0,3909	0,3887	0,3282
F	264,88	248,68	49,29	45,06	42,69	38,34

Los errores estándar fueron corregidos por heteroscedasticidad usando el método de error estándar robusto de White. Razones t entre paréntesis. *Significancia al 95%.

Tabla 2. *Ecuación de títulos*

Variable dependiente $\ln Wh$	Marzo	Septiembre
Constante	6,41967 (65,161)*	6,2897 (67,314)*
Educación	0,04846 (4,311)*	0,0576 (5,705)*
Exp	0,03910 (7,381)*	0,03669 (9,057)*
Exp ²	-0,00050 (-4,146)*	-0,00045 (-5,528)*
S11 (**)	0,25169 (4,071)*	0,12298 (2,225)*
S16 (**)	0,45254 (4,625)*	0,3709 (3,412)*
S11(s-11)	0,07940 (3,645)*	0,0593 (2,729)*
S16(s-16)	-0,06726 (-1,332)	-0,0631 (-0,983)
Prueba de Wald sobre (**)	32,90	15,83
N	1.181	1.374
R ² (ajustado)	0,4504	0,38761
F	139,19	125,19

Los errores estándar fueron corregidos por heteroscedasticidad usando el método del error estándar robusto de White. Razones t entre paréntesis. *Significancia al 95%.

A. ¿Es constante el efecto de los títulos a través de la distribución de salarios?

La estimación de la regresión (1) muestra que existe un efecto de los títulos sobre los salarios, en particular que el efecto Sheepskin se presenta en el mercado laboral del área metropolitana de Cali–Yumbo, lo cual implica que los títulos señalan las habilidades de los trabajadores.

Sin embargo, siguiendo a Riley (1976, 1979), los empleadores escudriñarán en el título si la calidad de éste no es homogénea, variando el rendimiento al título a lo largo de la distribución de salarios. Pero esta variación en el rendimiento al título, a lo largo de la distribución de los salarios, no solo puede deberse a las decisiones de los empleadores al actuar estratégicamente: si la señal sobre la calidad del título no es homogénea entonces aumentará la incertidumbre de los trabajadores sobre sus habilidades, siguiendo a Frazis (2002), lo cual también se reflejará en los contratos salariales.

Aunque la discusión sobre la calidad del título es bastante compleja, Gaviria y Barrientos (2001) y Vallejo (2001), muestran que en Colombia existe una gran heterogeneidad en la calidad de las instituciones educativas que emiten los títulos de bachiller y los títulos universitarios,⁶ eliminando la posibilidad de una convención en títulos donde la calidad de éstos pueda ser vista en forma homogénea por los agentes económicos.⁷

Por lo tanto, si la señal que envía el título no revela las habilidades de los trabajadores en forma homogénea, es de esperarse que existan diferencias en el efecto del título sobre la distribución de los salarios debido a la heterogeneidad existente en las instituciones que emiten los títulos. Estas diferencias en la remuneración de un trabajador con un título igual al de otro trabajador nos revelarán que no solo importa el título si no, también, si existen diferencias entre las instituciones que los emiten.

Lo anterior implica que en el caso de que no existan factores exógenos, como el escudriñamiento que realizan los empleadores sobre los títulos y la incertidumbre sobre las habilidades que pueden obtener los trabajadores con dichos títulos, la regresión por cuantiles sobre el ingreso deberá mostrar solamente diferencias entre los interceptos de cada regresión en cada percentil. En caso contrario, deberán presentarse variaciones en los coeficientes asociados a las variables que reflejan el efecto de los títulos, lo cual mostrará rendimientos diferentes al mismo título.⁸

Con el fin de analizar cuál es el efecto de los títulos en un percentil de la distribución de los salarios en particular, se realizará la siguiente regresión:

$$\text{Ln}Wh_i = \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\beta}_\theta + \varepsilon_{\theta i} ; \quad \hat{Q}_\theta(\text{Ln}Wh_i | \mathbf{X}_i) = \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\beta}_\theta + \varepsilon_i ; \quad P[\varepsilon_i > 0 | \mathbf{X}_i] = P[\varepsilon_i < 0 | \mathbf{X}_i] \quad (2)$$

6 Por ejemplo, las medidas tomadas por el Ministerio de Educación en cuanto a la acreditación de programas en 2001 —de 281 instituciones de educación superior a 30 instituciones le fue acreditado al menos un programa de pregrado por el Ministerio de Educación— y las sanciones impuestas a los programas sin registro (Véase la página del Ministerio de Educación: <http://www.mineducacion.gov.co>) envían señales a la sociedad que la calidad de las universidades no es homogénea.

7 La convención en títulos es posible siempre y cuando exista homogeneidad en la calidad del título y, por lo tanto, en la información sobre habilidades que la calidad del título pueda darle tanto al principal como al agente (Mora, 1998).

8 De acuerdo con Buchinsky (1995) si la distribución de la variable dependiente(o el término de error) es la misma para todo x , entonces los vectores de coeficientes, en los diferentes percentiles, deberían diferir solo en el intercepto y la pendiente de los coeficientes debería ser la misma. Sin embargo, si la distribución del término de error depende de x , entonces los coeficientes de la pendiente en diferentes percentiles no serán los mismos.

Donde \mathbf{X}_i es un vector de variables que determina el efecto de los títulos en el percentil θ (20%, 40%, 60% y 80%) de la distribución de salarios, es decir, \mathbf{X}_i está conformado por s , exp , $exp2$, $sexo$ y las variables que explican el papel de los títulos.⁹ El término de error se distribuye con media cero, es independiente de \mathbf{X} y $E(\mathbf{X}'_i \mathbf{X}_i) < \infty$. El vector de parámetros β_0 puede estimarse consistentemente a través del estimador de desviación absoluta (LAD) (Koenker y Bassett, 1978):

$$\tilde{\theta}_{LAD} = \arg \min_{\theta} \sum_{i=1}^N \left| \ln Wh_i - \mathbf{X}'_i \right| y \sqrt{\tilde{\theta}_{LAD} - \theta_0} \xrightarrow{d} N_k(0, (1/[2f(0)]^2 Q^{-1}))$$

$$y \quad \text{donde } f \text{ es la densidad de } \varepsilon_j \text{ y } Q = P \lim_{N \rightarrow \infty} (1/N) \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i \mathbf{X}'_i .$$

El efecto de los títulos, entonces, se puede contrastar a través de una prueba Wald sobre β_0 . Los algoritmos con base en LAD estiman tanto los parámetros como las varianzas y covarianzas. Sin embargo, si el término de error está correlacionado con alguna de las variables explicativas entonces el estimador LAD es sesgado. Amemiya (1982) propone una extensión del método de variables instrumentales para la estimación de las funciones de cuantiles condicionadas en un sistema de ecuaciones simultáneas. Bierens y Guinther (2001) proponen una prueba de especificación errónea del modelo de regresión por cuantiles. La prueba de Bierens y Guinther (2001), también conocida como de momentos condicionales integrados (ICM), examina la forma funcional del modelo. En particular Bierens y Guinther (2001) proponen elegir

$$\hat{F} = \frac{N \hat{Q}(\hat{\theta})}{\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \int W_i(\xi))^2 d\mu(\xi) \right)} \text{ como el test estadístico, o ICM, donde,}$$

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta \in \Theta} \hat{Q}(\theta) . \text{ Dado que } \hat{F} = F_N(\hat{\theta}) \leq F_N(\theta_0) \text{ y que bajo } H_0:$$

$$\limsup_{N \rightarrow \infty} P(\hat{F} > F) \leq P(\bar{F} > F) \quad \forall F > 0 \text{ no aleatorio, entonces } P(\bar{F} > 3,23) = 0,10 \text{ y}$$

9 En la regresión por cuantiles la estimación se realiza sobre toda la distribución condicional de y dado x , es decir, tiene en cuenta toda la muestra. De esta forma, es posible analizar cuál es el efecto del título en los diferentes percentiles de la distribución de los salarios.

$P(\bar{F} > 4,26) = 0,05$. Por lo tanto, de acuerdo con Bierens y Ploberger(1997), se rechaza H_0 al 10% si $\bar{F} > 3,23$ y se rechazaría H_0 al 5% si $\bar{F} > 4,26$. Los resultados encontrados se presentan en la Tabla 3.

Tabla 3. Regresión por cuantiles del efecto de títulos

Etapa/ Variable	Marzo				Septiembre			
	Q _{20%}	Q _{40%}	Q _{60%}	Q _{80%}	Q _{20%}	Q _{40%}	Q _{60%}	Q _{80%}
Constante	6,233345 (51,128)*	6,541368 (64,799)*	6,476804 (58,521)*	6,61749 (45,513)*	6,206594 (73,087)*	6,42275 (91,506)*	6,469552 (82,819)*	6,678441 (59,661)*
Educación	0,044372 (3,072)*	0,027701 (2,316)*	0,049894 (3,805)*	0,055534 (3,224)*	0,047402 (4,802)*	0,045 (5,515)*	0,050448 (5,556)*	0,050534 (3,884)*
Exp	0,03175 (6,549)*	0,033532 (7,539)*	0,034208 (7,015)*	0,039119 (6,107)*	0,024441 (5,874)*	0,026562 (7,734)*	0,033035 (8,642)*	0,037170 (6,786)*
Exp ²	-0,000556 (-4,814)*	-0,000445 (-4,655)*	-0,000336 (-3,206)*	-0,000333 (-2,420)*	-0,000262 (-3,157)*	-0,000323 (-4,705)*	-0,000398 (-5,211)*	-0,000408 (-3,731)*
S11 (**)	0,182382 (2,451)*	0,287499 (4,667)*	0,295444 (4,374)*	0,284473 (3,206)*	0,098539 (1,661)*	0,099136 (2,021)*	0,101045 (1,851)*	0,175503 (2,244)*
S16 (**)	0,262011 (2,385)*	0,397699 (4,372)*	0,497373 (4,987)*	0,384821 (2,937)*	0,196972 (1,886)*	0,341624 (3,958)*	0,504146 (5,428)*	0,570534 (4,144)*
S11(s-11)	0,056892 (2,211)*	0,102903 (4,829)*	0,093491 (4,0002)*	0,132884 (4,330)*	0,06936 (3,074)*	0,078675 (4,218)*	0,074196 (3,574)*	0,056966 (1,915)*
S16(s-16)	-0,036642 (-1,861)*	-0,056738 (-1,610)**	-0,138112 (-3,575)*	-0,08899 (-1,753)*	-0,188503 (-5,122)*	-0,063286 (-2,080)*	0,003864 (0,114)	0,050151 (1,034)
Wald (**)	10,75	37,63	40,52	17,40	5,87	18,63	22,34	20,91
ICM ó \hat{F}								
C=1 N.R.	0,257132	0,183184	0,240227	0,228011	0,1485907	0,5421770	0,5924484	0,6406128
C=5 N.R.	1,286548	0,796266	1,323766	0,897125	1,2947244	2,2323868	1,9510474	1,4203369
C=10 N.R.	1,453148	1,191797	1,459972	0,895728	1,1902703	2,0508759	1,5845316	1,3765873
N	1.181	1.181	1.181	1.181	1.374	1.374	1.374	1.374

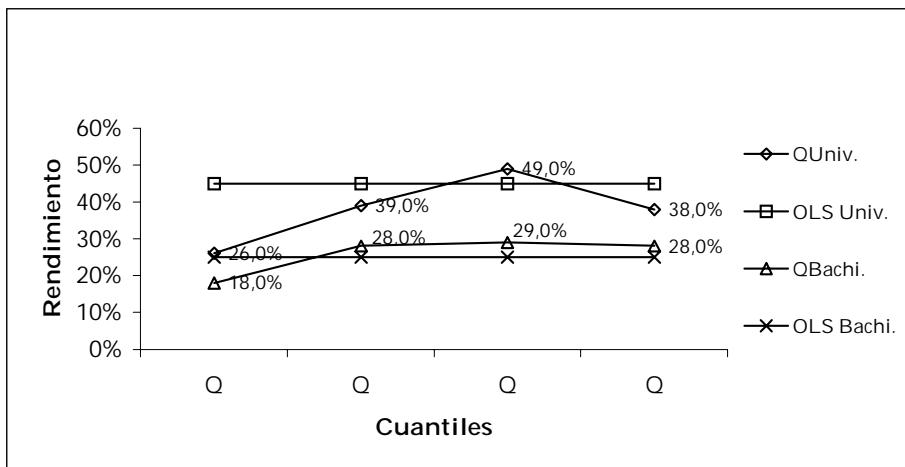
Variable dependiente LnWh. Se usó *bootstrapping* para calcular los errores estándar. Razones t entre paréntesis. *Significancia al 95%. **Significancia al 90%. **N.R.**: No rechace ICM al 95%.

De acuerdo con la Tabla 3, se puede observar como el rendimiento de los diez primeros años de educación se encuentra entre el 2,7% y el 5% para marzo y entre el 4,5% y el 5% para septiembre, sin mostrar grandes cambios, al igual que el rendimiento para un año adicional de experiencia, el cual se encuentra alrededor de un 3% para marzo y entre un 2,4% y un 3,7% para septiembre. Los resultados también muestran que el efecto de los títulos en el percentil 20% de la distribución de salarios no es estadísticamente significativo en septiembre debido a que el valor de la $\chi^2_{95\%}$ (2) es 5,99 mientras que el valor obtenido fue de 5,87, aunque al 90% no

existe suficiente evidencia estadística para aceptar la hipótesis nula de que los títulos conjuntamente sean iguales a cero, pues la $\chi^2_{90\%}$ (2) es 4,85. Con respecto a los percentiles 40%, 60% y 80% de la distribución de los salarios no existe evidencia estadística para aceptar la hipótesis de que conjuntamente los títulos sean iguales a cero en las etapas de marzo y septiembre. Los resultados de la prueba ICM muestran que la forma funcional del modelo es la correcta, pues al 5% no se rechazó la forma funcional en los percentiles analizados, para los valores de $C = 1$, $C = 5$ y $C = 10$. Los resultados encontrados en el mercado laboral para 2000 son bastante sugestivos en términos de cómo explicar el papel de los títulos en los ingresos de los trabajadores, como se verá a continuación.

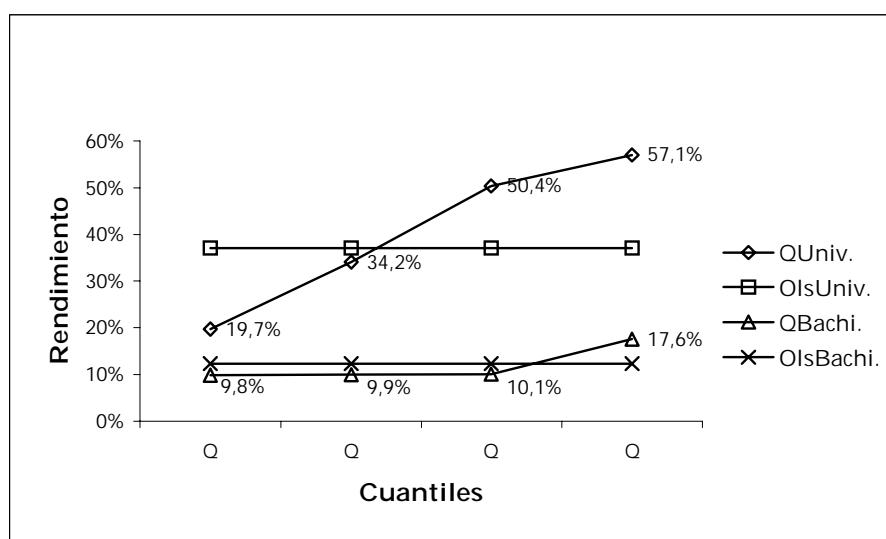
En el Gráfico 1 se puede observar que los rendimientos de poseer el título de bachiller varían entre un 18% y un 28% a través de la distribución de los salarios. Cuando se observa el título universitario, la variación en los rendimientos va desde el 26% hasta el 38%. Como se puede observar, la estimación por OLS subestima los rendimientos al título de bachillerato a partir del percentil 20% de la distribución de los salarios aunque la diferencia entre los rendimientos bajo OLS y por cuantiles no es muy significativa. En cuanto al título universitario se sobreestiman los rendimientos por OLS en la distribución de los salarios y las diferencias entre ambas regresiones es sustancial.

Gráfico 1. *Efectos diploma en Cali*
(Marzo-2000)



Con respecto al mes de septiembre, los resultados muestran el Gráfico 2. En el mismo se puede observar que los rendimientos de poseer el título de bachiller varían entre un 9,8% y un 17,5% a través de la distribución de los salarios. Cuando se observa el título universitario, la variación en los rendimientos va desde el 19,6% hasta el 57%. Este gráfico también muestra que la estimación por OLS sobreestima los rendimientos al título de bachillerato hasta el percentil 60% de la distribución de los salarios aunque la diferencia entre los rendimientos bajo OLS y por cuantiles no es muy significativa. En cuanto al título universitario se sobreestiman los rendimientos por OLS hasta el percentil 60% de la distribución de los salarios y las diferencias entre ambas regresiones son sustanciales.

Gráfico 2. *Efectos diploma en Cali*
(Septiembre-2000)



Los gráficos 1 y 2 también nos muestra que la señalización y el escudriñamiento sobre el título universitario es un fenómeno que se presenta con mayor intensidad en el mercado laboral de Cali, lo cual puede deberse a la heterogeneidad en la calidad del título universitario, reflejándose en la gran diferencia entre el rendimiento al título a través de los percentiles de la distribución salarial y la estimación promedio (OLS).

Conclusiones

Los resultados aquí encontrados corroboran que el mercado laboral en Cali remunera no solo por el hecho de que un trabajador tenga educación sino, también, por el hecho de que posea un título de educación secundaria o un título universitario. De esta forma, los títulos de educación secundaria y universitaria son usados con el fin de reducir la asimetría informativa entre el empleador y el empleado acerca de la verdadera productividad de los trabajadores.

Usando el método de regresión por cuantiles, los resultados revelan que el mismo título tiene un rendimiento para la educación secundaria del 18% en el percentil 20% de la distribución de los salarios y un rendimiento del 28% en el percentil 80% de la distribución de los salarios para la etapa de marzo del 2000 y del 9,8% en el percentil 20% de la distribución de salarios y un rendimiento del 17,5% en el percentil 80% de la distribución de los salarios para la etapa de septiembre de 2000. Los resultados también muestran una gran variación en los rendimientos del título universitario a través de la distribución de los salarios, lo cual puede deberse a la heterogeneidad en la calidad del título universitario.

Finalmente, este artículo apunta a que debemos investigar más acerca del mercado laboral en Cali y la forma en que funciona, bajo teorías diferentes a la del capital humano, pues la explicación a partir de la ecuación de ingresos minceriana aporta muy poco al conocimiento de la interacción entre trabajadores y empleadores en el mercado laboral.

Bibliografía

- AMEMIYA, Takeshi, 1982. "Two-Stage Least Absolute Deviations Estimators", *Econometrica*, No. 50, 689-711.
- AKERLOF, George, 1970. "The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, No. 3, 488-500.
- ARROW, Kenneth J., 1973. "Higher Education as a Filter", *Journal of Public Economics*, No. 2, 193-216.
- BECKER, Gary S., 1964. *Human capital: A theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, New York: National Bureau of Economic Research.
- BELMAN, Dale y HEYWOOD, John, 1997. "Sheepskin Effects by Cohort: Implications of Job Matching in a Signal Model", *Oxford Economic Papers*, No. 49, 623-637.
- BERG, Ivar, 1970. *Education and Jobs: the Great Training Robbery*, New York, Praeger.
- BIERENS, Herman y GUINTHER, Donna, 2001. "Integrated Conditional Moment Testing of Quantile Regression Models", *Empirical Economics*, Vol. 26, No. 1, 307-324.
- BIERENS, Herman y PLOBERGER, Werner, 1997. "Asymptotic Theory of Integrated Conditional Moment Test", *Econometrica*, No. 65, 1129-1151.
- BUCHINSKY, Moshe, 1994. "Changes in the US Wage Structure, 1963-1987: Application of Quantile Regression", *Econometrica*, No. 62, 405-458.

- _____, 1995. "Quantile Regression, Box-Cox Transformation Model, and the U.S. Wage Structure, 1963-1987", *Journal of Econometrics*, No. 65, 109-154.
- CARD, David, 1994. "Earnings, Schooling and Ability Revised", *NBER W.P.* 4832.
- CASTELLAR, Carlos y URIBE, José, 2001. "Una aproximación econométrica a la tasa de retorno social de la educación", *Sociedad y Economía*, No. 1, 77-100.
- CHISWICK, Barry, 1973. *Schooling, Screenign, and Income*, en: Lewis C. Solomon y Paul J. Taubman (eds.), *Does College Matter?* Academic Press, New York.
- COLOMBIA, Ministerio de Educación, <http://www.mineducacion.gov.co/prensa/altablero> (2002).
- DORE, Ronald, 1975. *La fiebre de los diplomas. Educación, cualificación y desarrollo*, México, Fondo de Cultura Económica.
- FRAZIS, Hurley, 2002. "Human Capital, Signaling, and the Pattern of Returns to Education", *Oxford Economic Papers*, No. 54, 298-320.
- GAVIRIA, Alejandro y BARRIENTOS, Jorge, 2001. "Determinantes de la calidad de la educación en Colombia", *Archivos de Macroeconomía*, No. 159, Nov.
- GONZÁLEZ, Francisco, GUZMÁN, Carolina y PACHÓN, Angela, 1999. "Productividad y retornos sociales del capital humano: microfundamentos y evidencia para Colombia", *Planeación & Desarrollo*, Vol. 30, No. 1, 61-92.
- GIBSON, John, 2000. "Sheepskin Effects in the Returns to Education in New Zealand: Do They Differ by Ethnic Groups?", *New Zealand Economic Papers*, Vol. 34, No. 2, 201-220.
- HUNGERFORD, Thomas y SOLON, Gary, 1987. "Sheepskin Effects in the Returns to Education", *Review of Economics and Statistics*, No. 69, 175-177.
- HARTOG, Joop, PEREIRA; Pedro y VIEIRA, Jose, 1999. "Changing Returns to Education in Portugal During the 1980s and early 1990s: OLS and Quantile Regression Estimators". En <http://www.fee.uva.nl/bieb/edocs/TI/1999/TI199002.pdf>, (2002).
- JAEGER, David y PAGE, Marianne, 1996. "Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education", *Review of Economics and Statistics*, No. 77, pp.733-9.
- KOENKER, Roger, 2000. "Quantile Regression". En *International Encyclopedia of the Social Sciences*, editado por Stephen Fienberg y Jay Kadane.
- LAYARD, Richard y PSACHAROPOULOS, George, 1974. "The Screening Hypothesis and the Returns to Education", *Journal of Political Economy*, No. 82, pp.989-98.
- MINCER, Jacob, 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
- MACHADO, Josey MATA, Jose, 2001. "Earning Functions in Portugal 1982-1994: Evidence from Quantile Regressions", *Empirical Economics*, Vol. 26, No. 1, 115-135.
- MARTINS, Pedro y PEREIRA, Pedro, 2001. "Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regression Evidence from Sixteen Countries", W.P. Universidad de Warwick, julio. En <http://www.warwick.ac.uk/staff/P.Martins/>, (2002).
- _____, 2000. "Schooling, Wage Risk and Inequality", W.P. Universidad de Warwick, agosto. En <http://www.warwick.ac.uk/staff/P.Martins/>, (2002).
- MORA, Jhon James, 1998. "Elección de tecnología entre el principal y el agente en un contexto evolutivo", *Estudios Económicos*, Vol. 13, No. 2, 225-247.
- ONS, Empar, 2000. "Contraste de la hipótesis de señalización", W.P. DT 00-5, Departamento de Economía, julio, Universidad de Valencia. En http://aesar.anaeco.uv.es/c_def.html, (2002).

Mora: Las ganancias de tener un título: una aplicación al mercado laboral de Cali, 2000

- PARK, Jim, 1999. "Estimation of Sheepskin Effects Using the Old and New Measures of Educational Attainment in the Current Population Durvey", *Economics Letters*, Vol. 62, No. 2, 237-240.
- PSACHARAPOULOS, George, 1979. "On the Weak Versus the Strong Version of the Screening Hypothesis", *Economics Letters*, pp. 181-185.
- RASMUSSEN, Eric, 1989. *Juegos e información: una introducción a la teoría de juegos*, México, Fondo de Cultura Económica.
- RILEY, Jhon, 1976. "Information, Screening and Human Capital", *American Economic Review*, No. 66, 254-260.
- _____, 1979. "Testing the Educational Screening Hypothesis", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, 227-252.
- _____, 2001. "Silver Signal: Twenty-five Years of Screening and Signaling", *Journal of Economic Literature*, No. 34, 432-478.
- SAN MARTIN, Martha, 2001. "Linearity of the Returns to Educational and Self-Selection", *Applied Economics*, No. 33, 133-142.
- SCHULTZ, Theodore, 1960. "Capital Formation by Education", *Journal of Political Economy*, 571-583.
- SPENCE, Michael, 1973. "Job Market Signalling", *Quarterly Journal of Economics*, No. 87, 355-374.
- VALLEJO, Cesar, 2001. "Calidad de la educación superior en Colombia". En Congreso de educación superior, desafío global y respuesta nacional. En http://mdu.uniandes.edu.co/congreso/Ponencias / Calidad-Cesar_Vallejo.pdf (2002).
- WOLPIN, Kenneth, 1977. "Education and Screening", *American Economic Review*, No. 67, 949-58.