

MERCADO LABORAL PARA LOS PROFESIONALES EN SUCRE, 2008 Y 2014

GUSTAVO ADOLFO GONZÁLEZ PALOMINO
VANESSA HERNÁNDEZ CASTRO
KELLY JOHANA PULGARÍN VILLADA*

RESUMEN

El objetivo de este artículo es determinar si existen incentivos para realizar estudios superiores en el departamento de Sucre, bajo el supuesto de retornos crecientes que pueda ofrecer la educación superior. Para ello, se realizan estimaciones a través de ecuaciones mincerianas tradicionales, especificando diferencias entre trabajadores profesionales y no profesionales con información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) de 2008 y de 2014. Los resultados muestran que existen diferencias en los retornos de la educación en los trabajadores profesionales y no profesionales, lo que implica niveles más altos de productividad medida a través de los ingresos laborales. En contraste, los trabajadores no profesionales experimentaron retornos menores y decrecientes en los años de estudio.

Palabras clave: Capital humano, educación, productividad del trabajo, salarios, diferencias salariales.

Clasificaciones JEL: C24, J24, J31, J44.

* Los autores son miembros del grupo de investigación OIKOS de la Universidad de Sucre. Gustavo González es Profesor Asociado, y Vanessa Hernández y Kelly Pulgarín estudiantes del programa de economía de la misma universidad. Correos electrónicos: gustavo.gonzalez@unisucra.edu.co, vanehernandezcastro@gmail.com y kellypulgarin.95@gmail.com. Recibido: octubre 26, 2017; aceptado: abril 13, 2018.

ABSTRACT

Labor Market for Professionals in the Department of Sucre, Colombia, 2008 and 2014

The purpose of this article is to determine if there are incentives for higher education in the department of Sucre, Colombia, under the assumption of increasing returns that education can offer. To do this, we estimate traditional Mincerian equations, specifying differences between professional and non-professional workers using information from the Grand Integrated Household Survey (GEIH in spanish) of 2008 and 2014. The results show that there are differences in returns of education for professional and non-professional workers, because these are greater and increasing for workers with higher education. That implies higher levels of productivity measured with labor income. In contrast, non-professional workers experienced minor and decreasing returns in the years of study.

Key words: Human capital, education, labor productivity, salary, salary differences.

JEL Classifications: C24, J24, J31, J44

I. INTRODUCCIÓN

Basada en la maximización de la utilidad de los trabajadores y de los beneficios económicos por parte de los productores, la tesis neoclásica argumenta que el mercado laboral cumple con las características de los mercados competitivos. Esta condición supone la existencia de altos niveles de competencia con movilidad de factores y homogeneidad de trabajadores, y que se alcanza un salario de equilibrio a partir de la interacción de la oferta y de la demanda, lo que representa el punto de convergencia entre las decisiones, preferencias y elección de los trabajadores y empleadores. Esto implicaría la inexistencia del desempleo y diferencias salariales porque el salario de equilibrio vacía el mercado. Asimismo, la corriente neoclásica plantea el principio teórico de la elección y admite cierta flexibilidad en el mercado de trabajo al argumentar que los trabajadores eligen (dado su nivel de capacidad productiva y preferencias) el sector formal o informal en el que desean laborar. Dentro de este enfoque se encuentra la teoría de capital

humano, que afirma que cada individuo de manera racional decide, comparando costes y beneficios, su inversión en educación para obtener en el futuro un salario superior (Olivera, 2012).

En contraposición a la corriente neoclásica, el modelo estructuralista sostiene que la existencia de reglas institucionales y especificaciones de cada ocupación imponen barreras que impiden una libre movilidad de factores productivos. Con esto se mantiene la hipótesis de que existen factores diferenciadores, donde la heterogeneidad en la composición laboral y salarios es atribuible no solo a diferencias de capital humano entre los trabajadores (como sostiene la teoría neoclásica) sino también por la existencia de barreras institucionales que limitan la libre movilidad de los trabajadores al pasar de un sector a otro (Olivera, 2012).

Por esta razón, si se quiere relacionar el crecimiento económico con el bienestar social, es conveniente utilizar al mercado laboral como un puente que los une. Sin embargo, sería necesario que se cumplan los supuestos de mercados competitivos para que exista una cobertura importante en la población beneficiada con el crecimiento de la economía. Esta circunstancia dista mucho de la realidad, que se compone de mercados tendencialmente imperfectos. No obstante, a pesar de que la competencia no es una virtud de los mercados laborales, se optó en esta investigación por la visión de mercado competitivo.

En los mercados globalizados, la educación promueve una mejor calidad de vida de una sociedad y su posterior movilidad social. El aumento de la inversión en educación y de los niveles de escolaridad se destacan como medios que posibilitan el incremento de los ingresos y de la productividad de la fuerza laboral de los individuos de una sociedad, quienes ven en la educación una fuente de acceso a mejores oportunidades de desarrollo económico, social y personal (Riomaña, 2014).

A partir de los trabajos de Schultz (1961) y Becker (1964), la teoría del capital humano pasó a ser parte fundamental de las políticas económicas en la que se reconocen los beneficios proporcionados por la inversión en educación. La especialización del saber y la necesidad de tener trabajadores con mayores niveles de conocimiento conduce a elevar la productividad total de la economía, reducir los índices de desempleo e incrementar el bienestar de la población gracias al aumento experimentado en sus ingresos laborales (Becker, 1964). Al respecto, la visión neoclásica plantea que existen diferenciales positivos entre quienes estudian más y quienes no lo hacen. La ecuación de Mincer (1974), por ejemplo, indica cómo varía el ingreso ante cambios marginales en los años de educación; lo que implica

que entre mayor sea la variación, los individuos dispondrán de mayores incentivos para invertir en su formación (Forero y Ramírez, 2008).

Sin embargo, esta perspectiva teórica no explica de forma consistente la diferencia entre los ingresos de individuos con un mismo nivel educativo. Por ello, Rodríguez (1981), Psacharopoulos (1994), y Finnie y Frenette (2003) afirman que la cantidad de capital humano acumulado solo proporciona “señales” para crear expectativas sobre la productividad marginal de los individuos (Angulo, *et al.*, 2012). Así mismo, Arrow (1973, pp. 193-216) sostiene que “un alto nivel educativo no es necesariamente una garantía que le permita al individuo una rápida consecución de empleo, ni disminuir el riesgo de permanecer desempleado”.

En este sentido, resulta pertinente examinar el comportamiento del mercado laboral en latinoamérica, comparándolo con el panorama laboral a nivel nacional y departamental, a fin de dar una primera perspectiva de la real incidencia que puede tener el nivel educativo de un trabajador en materia de ocupación. Según la Organización Internacional para el Trabajo (OIT), en 2014 el porcentaje de ocupados en latinoamérica fue de 52,6%. Este valor se encuentra alrededor de 6 puntos porcentuales por debajo de la cifra en Colombia, que según el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) es de 58,4%. Sin embargo, el porcentaje de ocupados con estudios superiores (universitarios y posgrados) en América Latina fue de 22,2%, cifra que supera la observada en Colombia (10,9%) para ese mismo año. En el caso de Sucre, en 2014 el porcentaje de ocupados fue de 54,3%, alrededor de 4 puntos porcentuales por debajo de la tasa registrada a nivel nacional, donde solo el 6,7% de los ocupados presenta educación superior completa (Fundación Panamericana Para el Desarrollo, 2014).

Según esta información, la educación sigue siendo muy valorada, pero es posible que en el mercado de trabajo —nacional y departamental— los trabajadores profesionales en proporción a los no profesionales tengan una baja participación. Habría que preguntarse, entonces, si se están presentando situaciones en las que no se satisfacen las expectativas salariales de los individuos o en las que el mercado laboral no necesariamente demanda mano de obra más calificada.

Así, si la educación es valorada pero los salarios son bajos, y teniendo en cuenta que la educación ayuda a explicar la productividad y los ingresos laborales de los individuos (Forero y Ramírez, 2008), el objetivo de este trabajo es responder a la pregunta: ¿Para 2008 y 2014 existía en Sucre una incidencia de la formación profesional de los trabajadores en términos de productividad laboral?

Al responder esta pregunta es posible determinar si realmente hay incentivos para realizar estudios superiores. Para esto, se caracteriza el mercado laboral esta-

bleciendo posibles diferencias entre los trabajadores profesionales y el resto de trabajadores. Además, se cuantifica el diferencial en tasas de retorno de las variables de capital humano entre estos dos grupos. Finalmente, se describe la evolución de las tasas de retorno de los trabajadores, discriminados en profesionales y no profesionales respecto a la incidencia de las variables de capital humano.

Para lograr lo anterior, se usaron ecuaciones mincerianas que permiten explicar la productividad medida a partir de la variación de los ingresos laborales, según la escolaridad, experiencia y horas trabajadas, utilizando información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH). La ecuación se amplió, discriminándola entre trabajadores profesionales y no profesionales, generando tres estimaciones: una para el mercado en general, otra donde se estudie solo trabajadores profesionales y por último un análisis del mercado general con la variable binaria (profesión) que especifica los niveles de educación.

Así mismo, este trabajo aporta una descripción de la situación laboral, social y económica de los trabajadores profesionales con relación al resto de trabajadores de Sucre, para establecer, con base en los resultados, si formarse profesionalmente es rentable. En el ámbito social se busca dar una perspectiva de las condiciones laborales de los trabajadores. A nivel económico, se desea contribuir a la masificación de la productividad de la región por medio de políticas educativas de mejora de la calidad de la formación profesional.

El trabajo se divide en cuatro partes, incluida esta introducción. En la segunda sección se revisa la literatura de la teoría de capital humano y sus principales críticas, y además se hace un análisis de antecedentes sobre las metodologías usualmente aplicadas para estimar los retornos de la inversión en educación. En la tercera sección se describe el tratamiento de la información utilizada y la metodología aplicada para estimar el retorno de la educación. Por último, se comparan las estimaciones y se presentan los resultados y conclusiones.

II. MARCO TEÓRICO

La teoría del capital humano concibe la educación como un proceso de inversión que realizan los individuos en el presente con el objetivo de maximizar sus ingresos laborales en el futuro. En este sentido, el costo de oportunidad de invertir en educación no sólo se mide mediante los ingresos sino también con las oportunidades futuras de empleo que conlleva educarse (Schultz, 1961; Becker, 1964).

Para materializar esta teoría, Mincer (1974) formula la ecuación minceriana de ingresos, constituyéndose como la herramienta empírica más utilizada en trabajos sobre rendimientos de la educación y que analiza el impacto de un año adicional de estudios en las rentas laborales de los individuos. Esta ecuación estima por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) un modelo semilogarítmico, usando como variable dependiente el logaritmo de los ingresos y como variables independientes los años de educación, la experiencia laboral y su cuadrado (Ecuación 1). Los datos utilizados para su estimación provienen tradicionalmente de datos transversales (Freire y Teijeiro, 2010).

$$\text{Ln}(Y) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 \text{Exp} + \beta_3 \text{Exp}^2 + \varepsilon \quad (1)$$

Donde,

Y son los ingresos del individuo.

S es el número de años de educación formal completada.

Exp son los años de experiencia laboral.

ε es el término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal $(0, \sigma^2)$.

La idea esencial de la teoría del capital humano es que los individuos esperan recibir un mayor nivel de ingresos a lo largo de su vida por acumular años de educación, pues según este planteamiento serán más productivos al tener mayor formación (Garrido, 2005).

Aunque esta concepción ha sido ampliamente aceptada, Arrow (1973), Spence (1973) y Stiglitz (1956) replantean el papel de la educación como una variable determinante de la productividad de los individuos, a partir del enfoque conocido como la “teoría de la señalización”, que afirma que la educación es una herramienta que utilizan los trabajadores para dar señales de su nivel de habilidades en el mercado laboral. Esta teoría, por tanto, no reconoce que la educación tenga efectos directos sobre la productividad, y en cambio, afirma que la consecución de un título de mayor ranking educativo hace más efectiva la búsqueda de empleo y reduce la permanencia en el desempleo.

Las dos teorías relativas a capital humano tienen diferencias fundamentales en las implicaciones sobre la productividad y los costes sociales de la educación. Sin embargo, el enfoque de la teoría del capital humano es más conveniente que

el de señalización, si se pretende analizar la incidencia de la formación profesional en los niveles de productividad laboral en el mercado de trabajo, pues sus planteamientos están direccionados a afirmar que la inversión en educación mejora la productividad en el trabajo e incrementa los ingresos en el futuro (Becker, 1964).

III. ANTECEDENTES INVESTIGATIVOS

Existe una amplia línea de investigación dedicada al estudio de la productividad laboral, por lo que es pertinente realizar una revisión literaria preliminar para contextualizar la investigación. Cabe aclarar que algunos de estos estudios no hacen referencia al tema de los profesionales, pero se incluyeron para destacar la forma en que hacen la modelación del factor educativo y de variables con efecto binario.

En el ámbito internacional González-Velosa, *et al.* (2015) estiman los rendimientos económicos de la educación superior desglosados por programa académico e institución con el fin de responder a la hipótesis de que los retornos de la educación asociados a los ingresos laborales depende también de la calidad de la educación. Para ello, estos autores utilizaron información secundaria publicada por los Ministerios de Educación de Chile y de Colombia, definiendo el retorno (r) del programa i en la institución j con la siguiente expresión:

$$r_p(i, j) = \frac{VPN(i, j) - VPN_p}{VPN_p} \quad (2)$$

A su vez, el valor neto presente (VPN) se define por:

$$VPN_{ij} = \sum_{t=d_{ij}+1}^{65} \frac{Y_{ij}(t)}{(1+r)^t} - \sum_{t=18}^{d_{ij}} \frac{C_{ij}(t)}{(1+r)^t} \quad (3)$$

$$VPN_p = \sum_{t=18}^{65} \frac{Y_p(t)}{(1+r)^t} \quad (4)$$

Donde,

$Y_{ij}(t)$ es el ingreso promedio de los egresados de la institución j en el programa i a la edad t .¹

$C_{ij}(t)$ es la tasa de matrícula efectiva de la institución j en el programa i a la edad t .

r es la tasa de descuento y d_{ij} representa la duración efectiva del programa i en la institución j .

$Y_p(t)$ es el ingreso recibido por las personas que tienen como máximo la educación secundaria completa (y no la educación superior) y se encuentran en el percentil p de la distribución del ingreso.

Los resultados muestran que invertir en educación superior no siempre es rentable a pesar de que algunos programas académicos arrojan retornos significativos. No obstante, existe una variación significativa en los rendimientos netos entre programas y entre instituciones, lo que implica que ciertas carreras universitarias puedan arrojar resultados positivos o negativos dependiendo de la institución donde se lleven a cabo los estudios, por lo que los retornos podrían tener una amplia dispersión. En síntesis, esta investigación afirma que los retornos en la educación no siempre son positivos tal como afirma la teoría de capital humano.

Otro estudio internacional destacado es el que realizan Chávez, *et al.* (2008). Los autores utilizan datos trimestrales de las Encuestas Nacionales de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) mexicanas de 1996, 1998 y 2006. Con ellos calculan una ecuación minceriana extendida que estima los rendimientos de la educación por grados estudiados, completos e incompletos, la cual se representó de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \text{Ln(ing)} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Pri.inc} + \beta_2 \text{Pri.com} + \beta_3 \text{Sec.inc} + \beta_4 \text{Sec.com} + \beta_5 \text{Prepa.inc} \\ & + \beta_6 \text{Prepa.com} + \beta_7 \text{Superior.inc} + \beta_8 \text{Superior.comp} + \beta_9 \text{Posgrado} \\ & + \beta_{10} \text{Edad} + \beta_{11} \text{Edad}^2 + \beta_{12} \text{Sexo} + \beta_{13} \text{In(hrs)} + \varepsilon \end{aligned} \quad (5)$$

Los resultados arrojaron que en México los rendimientos de la educación tienen un patrón ascendente, pero que en el Estado de Guanajuato los rendimientos

¹ Para hallar los ingresos laborales se extrapoló y estimó una serie de ganancias laborales hasta la edad esperada de jubilación a través de una ecuación minceriana.

de la educación no tienen ese mismo comportamiento para todos los años ni para todos los grados escolares. De igual manera, encuentran que la educación tiene efectos positivos y crecientes en los ingresos percibidos y por tal razón en su productividad.

Riomaña (2011 y 2014), por su parte, contrastó la teoría del capital humano y la teoría de la señalización y examinó el impacto del gasto público en educación sobre los niveles educativos y de los ingresos laborales (productividad) de los individuos en Colombia. Para ello, utilizó la información suministrada por la Encuesta de Calidad de Vida de 2008 realizada por el DANE, estimó la función de producción de capital humano y, empleando los ingresos laborales por hora, los años de educación y la experiencia laboral, estimó la ecuación de ingresos de Mincer de la siguiente forma:

$$educ_{it} = \theta gastopub_{it-1}^w educ_{it-1}^\sigma edupadres_{it-1}^\phi e^{\varepsilon_{it}} \quad (6)$$

$$lninglanualhora_{it} = \beta_0 + \beta_1 educ_{it} + \beta_2 exper_{it} + \beta_3 exp_{it}^2 + \mu_{it} \quad (7)$$

Donde,

$educ_{it}$ es el número de años de educación alcanzados por el individuo i en el tiempo t .

$exper_{it}$ es la experiencia.

$gastopub_{it-1}$, es el gasto educativo público por individuo.

μ_{it} son las perturbaciones estocásticas de los modelos.

Las estimaciones de la función de producción de capital humano muestran una baja magnitud del efecto del gasto público en educación sobre los años acumulados de formación de los individuos. El trabajo concluye que, aunque ambas hipótesis pueden explicar el efecto del gasto público en educación, la evidencia apoya que los supuestos de señalización puede explicar mejor la acumulación de formación. Este estudio resulta relevante porque compara ambas teorías referentes a capital humano y productividad. Esto sugiere que en el desarrollo de esta investigación sea pertinente comprobar cuál de las teorías explica mejor el efecto de la educación en la productividad laboral en Sucre.

Por último, el propósito del trabajo de Navarro-España (2011) es examinar los perfiles por género, determinar las variables que explican la variación del ingreso,

y finalmente evaluar los retornos de la educación por género. Para ello usó información de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) del DANE y estimó una ecuación minceriana como la que se muestra a continuación:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \text{Edu} + \beta_2 \text{EX} + \beta_3 \text{EX}^2 + \beta_4 \text{Ds} + u \quad (8)$$

Donde,

Y son los ingresos.

Edu los años de educación.

EX es la experiencia.

Ds es la variable *dummy* sexo, que captura el efecto de discriminación de género sobre los ingresos.

u es el término de error.

El principal resultado de esta investigación arrojó que en 1999 la tasa de retorno de la inversión en educación en mujeres es más baja que la de los hombres en Colombia. Asimismo, los perfiles de edad-ingresos masculino y femenino en nivel universitario mostraron que los ingresos de las personas decrecen a medida que envejecen. Sin embargo, esto no era tan claro para la educación básica y poco significativo para la educación secundaria-media. Este estudio permite modelar variables binarias, teniendo en cuenta el efecto en la productividad laboral de ser o no profesional.

IV. METODOLOGÍA

La metodología de esta investigación es de tipo deductiva: se parte de un análisis general a uno particular, con un enfoque descriptivo y cuantitativo para caracterizar el mercado laboral, estableciendo posibles diferencias entre el mercado de trabajadores profesionales y el resto de trabajadores. Se usó información de la GEIH del DANE. En particular, se usaron, como lo hacen Chávez, *et al.* (2008), los terceros trimestres (por ser más estables en términos macroeconómicos y brindar mayor confiabilidad estadística a la hora de mostrar resultados) de 2008 y 2014.

Con estos datos se planteó para Sucre una Ecuación de Mincer que intenta explicar el nivel del ingreso o salario en los modelos de mercado laboral (Ecuación

9). En este sentido, la variable dependiente es el logaritmo del salario y está explicado por los años de escolaridad, la experiencia potencial y el término cuadrático de la experiencia potencial. Finalmente, se estimaron modelos de corte transversal, con muestras determinadas en forma sistemática y estratificada teniendo en cuenta los factores de expansión provistos por la encuesta.²

$$\ln(w_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{edu}_i + \beta_2 \text{exp}_i + \beta_3 \text{exp}_i^2 + \mu \quad (9)$$

Donde,

$\ln(w_i)$ es el logaritmo natural del ingreso laboral en pesos nominales (mensual). edu representa los años de educación de 0 a 25, siendo 0 ningún nivel de escolaridad.

exp es la experiencia potencial del individuo.³

exp^2 es la experiencia potencial elevada al cuadrado.

μ es el término de error de la estimación.

En este estudio la variable dependiente toma una particularidad, el crecimiento del salario se tomará como *proxy* del crecimiento de la productividad, siguiendo el supuesto de los salarios de eficiencia, argumentado por Desormeaux (2010), Solow (1979) y Montesino (2000), quienes afirman que el ingreso laboral es un insumo fundamental para el bienestar individual y de la familia, que se refleja en el esfuerzo y la productividad del trabajador.

En su definición, Desormeaux (2010) plantea una relación de doble causalidad entre los salarios y la productividad, asumiendo que el salario recibido por los trabajadores es función de la eficiencia o rendimiento del trabajo y, a su vez, los salarios estimulan la productividad de los trabajadores. Por su parte, Solow (1979), pionero en la conceptualización y formalización de la teoría de los salarios de eficiencia, supone una relación directa entre el salario que recibe el trabajador y su productividad, lo que denominó “trabajo efectivo”. Este autor concluye que el

² Se considera para esta investigación un factor de expansión trimestral promediando los factores de expansión mensuales reportados por la GEIH, para los meses de julio, agosto y septiembre.

³ Una práctica usual es considerar lo que se ha dado en llamar “experiencia laboral potencial”, que se define como $\text{exp} = \text{edad} - \text{años de educación} - 6$, y mide el tiempo que, potencialmente, un individuo puede haber trabajado (Gasparini, *et al.*, 2000, p. 83).

salario real óptimo pagado por la firma depende de la especificación de la relación entre salario y esfuerzo y no de la relación entre la oferta y demanda del mercado de trabajo que asume la teoría neoclásica. Finalmente, Montesino (2000) argumenta que el salario percibido por los trabajadores es inferior al valor de la fuerza de trabajo (vFT) por lo que su capacidad productiva disminuye y los avances técnicos alcanzados no son aprovechados plenamente, generando ineficiencia técnica. Todas las hipótesis apuntan, entonces, a que existe una relación positiva entre el salario y la productividad laboral.

Se estimaron tres modelos, uno donde se realiza un análisis general del mercado (Ecuación 10), otro en el que se analice solo los trabajadores profesionales y no profesionales (se espera que los coeficientes sean mayores para los profesionales) y, por último, un análisis de la regresión general agregándole la variable binaria “profesión” (Ecuación 11).

Para este estudio se amplía la ecuación de Mincer (1974), en primera instancia agregando la variable logaritmo de las horas trabajadas mensuales:

$$Lnw_i = \beta_0 + \beta_1 edu_i + \beta_2 exp_i + \beta_3 exp_i^2 + \beta_4 LnHtr_i + \mu \quad (10)$$

Donde,

$LnHtr$ es el logaritmo natural de las horas trabajadas mensuales.

En segunda instancia, se realiza la ecuación general pero agregándole la variable binaria (profesional), para medir el impacto cualitativo que tiene esta variable sobre la productividad de los trabajadores en el mercado laboral de Sucre. De esta manera, la ecuación sería:

$$Lnw_i = \beta_0 + \beta_1 edu_i + \beta_2 exp_i + \beta_3 exp_i^2 + \beta_4 LnHtr_i + \beta_5 prof + \mu \quad (11)$$

Donde,

$prof$ es una variable binaria que toma valor de 1 si el individuo es profesional y 0 si no es profesional.

Se espera que las variables edu y exp tengan una relación positiva con la variable dependiente, mientras que se espera que la exp^2 sea negativa puesto que el impacto positivo de la experiencia en los ingresos tiende a disminuir con el trascurso de los años. Además, se espera signo positivo para el coeficiente de la variable $prof$.

Al estimar este tipo de ecuaciones se suele presentar un problema que Heckman (1979) ha denominado “sesgo de selección”. Ese problema se presenta cuando en la muestra solo se están incluyendo los individuos ocupados y se excluyen los desempleados e inactivos, lo que podría generar estimadores inconsistentes en la estimación a pesar de que la muestra cumpla con la propiedad de aleatoriedad y representatividad de la población. Para enfrentar este tipo de problemas y obtener estimadores corregidos, Heckman (1979) propone estimar una variable que se calcule mediante un modelo (*probit*, usualmente) que determine la probabilidad de que un individuo en el mercado laboral reporte ingresos. Para ello, utiliza un conjunto de variables que afecten las decisiones del individuo de incorporarse al mercado laboral. Con base en un modelo de oferta laboral, Heckman (1979) especificó una ecuación de salarios, expresada de la siguiente manera:

$$Y_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \mu_{1i} \quad (12)$$

$$Y_{2i} = \beta_2 X_{2i} + \mu_{2i} \quad (13)$$

Donde Y_{1i} representa los salarios y X_{1i} los años escolaridad de los trabajadores, mientras que Y_{2i} representa una variable binaria que describe la probabilidad de decisión de participar en el mercado de trabajo y X_{2i} es un conjunto de variable socioeconómicas que influyen en la probabilidad de estar ocupado y reportar ingresos.

Debido a que los salarios solo se observan en aquellos individuos que han decidido participar en el mercado de trabajo, Heckman (1979) propone un estimador bietápico (como alternativa al estimador de máxima verosimilitud) que proporcione estimadores consistentes del modelo. El procedimiento sigue 3 pasos:

1. Estimar $\left(\frac{\beta_2}{\sigma_{2i}} \right)$ utilizando un *probit* (Ecuación 13) y calcular:

$$2. \quad \hat{\lambda} = \frac{\theta \left(\hat{x}_{2i} \left(\frac{\hat{\beta}_2}{\hat{\sigma}_{2i}} \right) \right)}{1 - \theta \left(\hat{x}_{2i} \left(\frac{\hat{\beta}_2}{\hat{\sigma}_{2i}} \right) \right)} \quad \text{o la "inversa del ratio de Mills".}$$

3. Estimar β_{1i} por MCO (Ecuación 12), pero introduciendo el término de corrección de selección $\hat{\lambda}$, es decir:

$$Y_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \gamma \hat{\lambda} + \mu_{1i} \quad (14)$$

Si el coeficiente de la variable $\hat{\lambda}$ es estadísticamente significativo, quiere decir que se ha podido corregir el sesgo de selección en la Ecuación 12 original.

El modelo *probit* planteado en este estudio para el cálculo del inverso de Mills viene dado por la siguiente expresión:

$$PEA = \beta_0 Parentesco + \beta_1 EstCon + \beta_2 Edad \quad (15)$$

Donde,

PEA es la Población Económicamente Activa.

Parentesco toma el valor de 1 cuando es jefe de hogar, 0 en otro caso.

EstCon es el estado conyugal, que toma el valor de 1 para los casados, 0 en otro caso.

Edad es la edad del individuo.

De esta manera se tiene en cuenta a los inactivos, desempleados o pertenecientes al sector informal. A partir de los residuos de la ecuación estimada, se calcula el inverso de la razón de Mills (λ). En una segunda etapa, se estiman las Ecuaciones 10 y 11, introduciéndose como regresor adicional el término de corrección del sesgo de selección (el inverso de Mills, λ) para ambas ecuaciones de la siguiente forma:

Estimación bietápica para la ecuación general:

$$Ln(w) = \beta_0 + \beta_1 edu_i + \beta_2 exp_i + \beta_3 exp_i^2 + \beta_4 LnHtr_i + \beta_5 \lambda + \mu \quad (16)$$

Estimación bietápica con la variable binaria profesional:

$$Lnw_i = \beta_0 + \beta_1 edu_i + \beta_2 exp_i + \beta_3 exp_i^2 + \beta_4 LnHtr_i + \beta_5 prof + \beta_6 \lambda + \mu \quad (17)$$

Si el coeficiente que acompaña al regresor lambda en ambas estimaciones es estadísticamente significativo, se ha corregido el problema de sesgo de selección.

Posteriormente se planteara un análisis cuantitativo (Tasa de retorno) para medir los niveles de productividad de los trabajadores, en especial los trabajadores profesionales del departamento de Sucre y a partir de allí obtener las respectivas conclusiones.

El Cuadro 1 contiene las variables referentes a la teoría de capital humano utilizadas en este trabajo.

CUADRO 1
Variables del modelo

VARIABLES	Modelo Minceriano	Construcción de variables	Modelo auxiliar (probit)
Dependiente	Logaritmo natural de los ingresos laborales (lnw):	Se toma el reporte de los ingresos laborales de PEA de la GEIH y se genera la siguiente expresión: $\text{gen } \ln \text{ingl} = \exp(\text{inglabo})$	Probabilidad de estar ocupado
	Crecimiento de los ingresos laborales como variable proxy del crecimiento de la productividad.		Población Económicamente Activa (PEA)
Independientes	Educación (educ)	Número de años de escolaridad	Edad
	Experiencia potencial (exp)	Debido a que los individuos no reportan directamente su experiencia en la GEIH, esta se estima de manera potencial tomando la edad del individuo menos los años de educación menos los primeros 5 años de vida, así: $(\text{gen } \text{exp} = \text{Edad} - \text{Esc} - 5)$	Estado Conyugal (EstCon): toma valor de 1 para los casados, 0 en otro caso.
	Experiencia potencial al cuadrado (exp ²)	Se eleva al cuadrado la variable exp, para determinar el rendimiento marginal decreciente al transcurrir los años.	Parentesco: toma valor de 1 cuando es jefe de hogar, 0 en otro caso.
	Logaritmo de las horas trabajadas: crecimiento de los ingresos por hora (LnHtr).	Se toma la pregunta 6800 (¿cuántas horas a la semana trabaja normalmente ... En ese trabajo?) de la GEIH y se genera la siguiente expresión: $\text{gen } \ln \text{htr} = \exp(P6800)$	

Fuente: Elaboración propia.

V. RESULTADOS

A. Caracterización de la información

Para el desarrollo de esta investigación, el mercado se analiza haciendo una diferenciación entre trabajadores con y sin educación superior, para una aproximación a las posibles divergencias entre el mercado laboral de profesionales y resto de trabajadores. Además se analiza el ingreso laboral de los trabajadores y los regresores de variación cuantitativa de las estimaciones econométricas (educación, experiencia, edad, parentesco y estado conyugal).

El Cuadro 2 contiene las variables que se tienen en cuenta para desarrollar el análisis descriptivo del mercado laboral de Sucre. Entre estas se encuentran unas variables de contexto que son indicadores utilizados para caracterizar el mercado laboral, las variables correspondientes a la Ecuación de Mincer con el fin de explicar el crecimiento de los ingresos laborales, y por último las variables cualitativas incluidas en el filtro de selección de Heckman para corregir el sesgo a nivel muestral.

Estas cifras muestran, por un lado, una proporción de trabajadores profesionales que hacen parte de la Población Económicamente Activa (PEA) del departamento menor con respecto a la de los trabajadores no profesionales, como se esperaba por los bajos niveles educativos. Por otro lado, se resalta el aumento de trabajadores profesionales en 2014 frente a 2008 (Cuadro 2).

Con relación a la Tasa Global de Participación (TGP), se observa que hay una tendencia a la mayor participación en el mercado laboral a medida que avanzan los años. Los profesionales tienen mayores TGP en comparación con los no profesionales, por tal razón se infiere que posiblemente existe una mayor cualificación laboral que invita a las personas a participar más. Así mismo, la Tasa Bruta de Participación (TBP) sugiere un patrón similar, puesto que el número de trabajadores profesionales frente al número de personas que integran la población total en el transcurso de estos años aumentó.

El Gráfico 1 muestra que de 2008 a 2014 la tasa de desempleo para los profesionales disminuyó (quizás por el decrecimiento de las tasas de participación en el mercado laboral). Sin embargo, esta disminución no se refleja para los no profesionales, cuya participación aumenta. De otro lado, la tasa de ocupación aumenta (esto es compatible con la menor participación de los profesionales y puede estar causado por mayores oportunidades de empleo para los profesionales), pero no al mismo ritmo que la tasa de ocupación de los no profesionales.

CUADRO 2
Sucres: Estadísticas descriptivas del mercado laboral

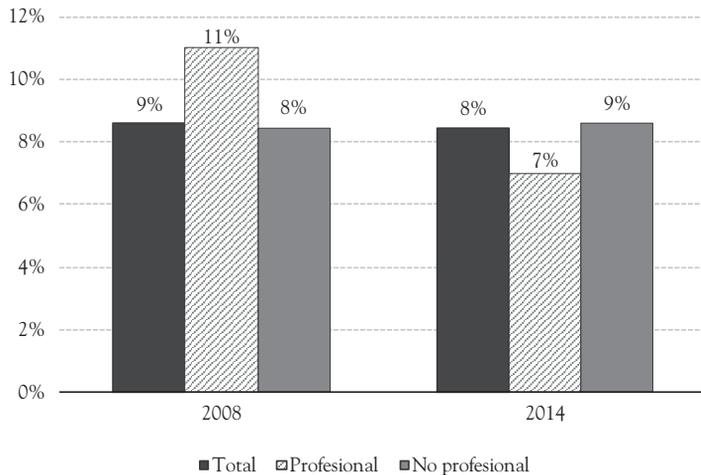
Concepto	Año						
	2008			2014			
	Prof	No. Prof	General	Prof	No. Prof	General	
PET	15.831	633.820	649.651	55.028,40	720.027	775.055	
PEA	14.354,90	289.180	303.535	48.909	407.279	456.189	
Ocupados	12.776	264.740	277.517	45.483	372.247	417.730	
Desocupados	1.578	24.439	26.018	3.426	35.032	38.458	
TGP	90,67%	45,62%	46,72%	88,88%	56,56%	58,86%	
TBP	90,67%	34,43%	35,47%	88,88%	43,68%	46,20%	
TD	10,99%	8,45%	8,57%	7,01%	8,60%	8,43%	
TO	77,04%	44,24%	42,72%	82,65%	51,70%	53,90%	
Ingreso medio COP \$	1.492.083	277.130	361.531	1.925.200	498.168	652.519	
Edad media	39,78	26,62	27,01	39,72	28,55	29,18	
Educación media	16,36	4,78	5,15	16,73	6,1	6,72	
Experiencia potencial media	18,43	18,89	18,88	17,99	19,13	19,07	
Horas trabajadas semanal	41,9	45,84	45,58	39,65	43,39	42,98	
Parentesco	Jefe hogar	41,03%	21,34%	22%	46,74%	24,20%	25,46%
	Otro caso	58,97%	78,66%	78,08%	53,26%	75,80%	74,54%
Estado conyugal	Casado	54,81%	16,38%	18%	47,42%	10,98%	86,53%
	Otro caso	45,19%	83,62%	82,13%	52,58%	89,02%	13,47%

Fuentes: Elaboración propia con base en datos de la GEIH (DANE).

El ingreso laboral, una de las variables cuantitativas que funciona como *proxy* de la productividad de los trabajadores que son y no son profesionales se ha incrementado en sus valores medios (como era esperado dado que se comparan diferentes años).⁴ También los datos de los ingresos de los profesionales son mayores en comparación con los no profesionales (Gráfico 2).

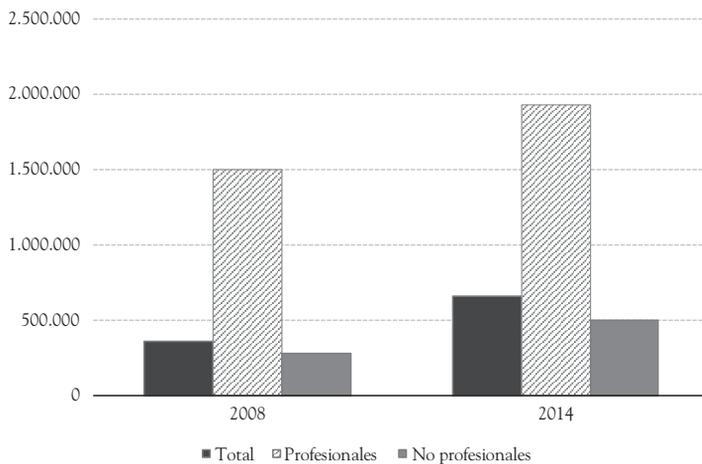
⁴ Los ingresos laborales se toman en valores nominales.

GRÁFICO 1
Sucre: Tasa de desempleo, 2008 y 2014 (III trimestre)



Fuentes: Elaboración propia con base en datos de la GEIH (DANE).

GRÁFICO 2
Sucre: Ingreso medio de los trabajadores



Fuentes: Elaboración propia con base en datos de la GEIH (DANE).

La edad promedio de los profesionales, por su parte, se mantiene estable en 39 años; la de los no profesionales aumentó de 26 a 28 años. También la edad promedio de los trabajadores en general aumentó de 27 a 29 años. La media de años educación para los profesionales ha sido constante en estos años (16 años de educación), mientras que la de los no profesionales y trabajadores en general se ha incrementado (posiblemente porque se ha despertado cierto interés en educarse), aunque se mantienen con valores medios bajos.

Es importante observar lo que sucede con la experiencia potencial media. En los profesionales la cifra es menor que la del resto de trabajadores en ambos años, lo que era esperado teniendo en cuenta que los profesionales tienen más años de escolaridad. Sumado a esto, los trabajadores especializados laboran menos horas semanales que los demás trabajadores, e incluso estos últimos trabajan más horas de lo comúnmente estipulado (40 horas).

Por otro lado, examinando las variables parentesco y estado conyugal, se puede constatar que la cantidad de profesionales que son casados y jefes de hogar es mayor en relación a los no profesionales. Esto podría significar, en el caso de los casados, el interés de incrementar sus ingresos a partir de una mayor educación profesional, por las responsabilidades que asume en su familia.

B. Resultados econométricos

Tal como se ha mencionado antes, en esta investigación se estimaron inicialmente dos modelos generales del mercado laboral: uno por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y otro corregido por el filtro de selectividad de Heckman por Máxima Verosimilitud (MV). Como las estimaciones son de corte transversal, estas se hacen bajo el supuesto de estimación robusta de White (1980), para tener estimadores con varianzas corregidas y resultados de inferencia más eficientes.

Los resultados del primer modelo se muestran en el Cuadro 3. Los signos estimados coinciden con los esperados en este tipo de regresiones: positivos para educación, experiencia, y negativo para la experiencia al cuadrado. También se obtiene que todas las estimaciones son estadísticamente significativas.

Al comparar las estimaciones MCO y las estimaciones que incorporan la corrección por selectividad (MV), se observa que los coeficientes asociados a todas las variables conservan su signo y varían en su magnitud, lo que significa que el sesgo tiende a corregirse en su última estimación.

CUADRO 3
Sucre: Resultado de las ecuaciones mincerianas

Años	2008		2014	
Método	MCO	Corregido por Heckman	MCO	Corregido por Heckman
Educación	0,1226503***	0,1131464***	0,1120184***	0,1069439***
Experiencia	0,0413733***	0,0297369***	0,0274143***	0,0204832***
Experiencia ²	-0,0004314***	-0,0003511***	-0,0002242***	-0,0001821***
Ln(horas)	0,7178712***	0,637976***	0,9087583***	0,8677046***
Intercepto	8,32598***	9,543971***	8,241901***	8,927357***
Rho		-0,8345772		-0,631508
Sigma		0,9056838		0,7448814
Lambda		-0,755863		-0,4703986
R ²	0,4354		0,4954	
Wald test (chi2)		117,61***		63,91***
Muestra	3865	8660	3753	7570
Obs. Censuradas		4795		3817

Nota: *** = sig 1%; ** = sig 5%; * = sig 10%.

Fuentes: Elaboración propia con base en datos de la GEIH (DANE).

En un análisis de los estimadores del modelo minceriano —también conocidos como retornos— en la regresión por MCO del mercado laboral en general, se puede observar que los de la educación tienden a disminuir: se pasa de 12% en 2008 a 11% en 2014 por MCO, y de 11% a 10% mediante MV.⁵ Esto significa que hay una pérdida en crecimiento del retorno de la productividad de la educación. Esto es razonable, debido a que si hay un sistema de masificación del aparato educativo habrá más oferta y por tanto los retornos tienden a ser menores, sin embargo, lo más deseable es que los retornos crezcan.

⁵ La comparación de los resultados entre los distintos años solo tiene un espíritu descriptivo sin pretensiones de inferencia.

Respecto al retorno de la experiencia, este disminuye por MCO y se mantiene estable por MV y la experiencia al cuadrado disminuye por ambos métodos de estimación. Además, el logaritmo de horas trabajadas aumentó de un año a otro.

Para cuantificar el impacto que puede tener el hecho de ser profesional sobre el crecimiento de los ingresos, se estimó un modelo general minceriano adicionando un regresor binario que mida la incidencia cualitativa de ser profesional (Cuadro 4). Los resultados obtenidos son estadísticamente significativos y señalan que la inclusión de la variable binaria (profesional) disminuye el retorno de la educación en comparación a las estimaciones generales en el 2014 y, en relación al 2008, el retorno de este regresor decrece. Por su parte, el efecto binario que genera esta variable sobre los ingresos es positivo, como se esperaba.

CUADRO 4
Sucre: Resultado de las ecuaciones mincerianas

Años	2008		2014	
Método	MCO	Corregido por Heckman	MCO	Corregido por Heckman
Educación	0,0859839***	0,0766211***	0,0688619***	0,0638149***
Experiencia	0,0374876***	0,025272***	0,0254834***	0,017996***
Experiencia ²	-0,0004294***	-0,0003398***	-0,0002637***	-0,0002153***
Ln(horas)	0,7488393***	0,6570461***	0,9305626***	0,8833673***
Profesionales	0,7726761***	0,7670777***	0,844506***	0,8380446***
Intercepto	8,519238***	9,79943***	8,537754***	9,269783***
Rho		-0,8632189		-0,6832103
Sigma		0,8907698		0,7171669
Lambda		-0,7689294		-0,4899759
R ²	0,4783		0,5551	
Wald test (chi ²)		137,76 ***		55,81***
Muestra	3865	8660	3753	7570
Obs. Censuradas		4795		3817

Nota: *** = sig 1%; ** = sig 5%; * = sig 10%.

Fuentes: Elaboración propia con base en datos de la GEIH (DANE).

También se observa en el Cuadro 4 que hay una diferencia en el retorno a la educación entre profesionales y no profesionales, lo que constituye una brecha en productividad, dado que la variable estimada (profesionales) aumenta de un año a otro, en cambio la variable de educación decrece de 0,08 a 0,06 por MCO y de 0,076 a 0,063 por MV. En otras palabras, como los retornos decaen en la variable educación para los no profesionales, pero el estimador del efecto cualitativo de ser profesionales va en aumento, entonces se puede decir que sí está siendo altamente valorado el profesional en cuanto a generación de productividad.

Las estimaciones de la experiencia denotan que este coeficiente ha decrecido de un año (2,5%) con relación al otro (1,7%). En cuanto a la experiencia al cuadrado, las estimaciones realizadas muestran que incide de forma negativa en los ingresos, lo cual es consistente con la teoría puesto que el impacto positivo de la experiencia en los ingresos tiende a disminuir con el trascurso de los años.

Para medir los diferenciales de productividad entre los profesionales y no profesionales en el mercado laboral, se estimaron modelos separados de las variables que en teoría marcan diferencias entre estos grupos (Cuadro 5).

Los resultados obtenidos son consistentes y respaldan la hipótesis del efecto binario, puesto que las tasas de retornos de educación de los no profesionales se establecen en 8% para 2008 y en 6% para 2014 por MCO (7% y 6% por MV), mientras que para los profesionales los retornos son más altos y se mantienen constantes alrededor de 14% (tanto por MCO como por MV). Por lo tanto, ser trabajador sin título profesional significa estar propenso a que cada vez los retornos por educación tengan menos impactos en su salario. En cambio, si un trabajador es profesional su rentabilidad será mucho más alta y por lo menos creciente o constante a medida que pasa el tiempo. Esto implica que los retornos educativos son más valorados cuando la educación es especializada, es decir, se tiende a incrementar los ingresos cuando el trabajador tiene más conocimiento. En contraste, las ecuaciones genéricas muestran una disminución de los retornos, sugiriendo que se está construyendo una brecha entre trabajadores profesionales y los no profesionales. Esto sugiere adoptar medidas para fortalecer el modelo educativo, que permite que pocos tengan mayores y crecientes retornos, y muchos tengan retornos bajos y decrecientes.

Los retornos estimados para el caso de los trabajadores no profesionales arrojan valores significativos y robustos. El intercepto para este grupo destaca que ha disminuido el retorno en lo que corresponde al crecimiento del ingreso, ya que pasó de 0,98 en 2008 a 0,91 en 2014. Lo mismo sucede para la experiencia y su

CUADRO 5
Sucre: Resultado de las ecuaciones mincerianas

Años	2008		2014	
Método	MCO	Corregido por Heckman	MCO	Corregido por Heckman
No profesionales				
Educación	0,084638***	0,07666***	0,0642072***	0,0595221***
Experiencia	0,0362429***	0,0247919***	0,0228888***	0,0154336***
Experiencia ²	-0,0004144***	-0,0003348***	-0,0002438***	-0,0001976***
Ln(horas)	0,7662871***	0,6651077***	0,9606337***	0,9104839***
Intercepto	8,481329***	9,817116***	8,514431***	9,261977***
Rho		-0,8691935		-0,682277
Sigma		0,9018145		0,7055747
Lambda		-0,7838513		-0,4813974
R ²	0,3447		0,4666	
Wald test (chi ²)		137,76 ***		44,18***
Muestra	3399	8660	3246	6860
Obs. Censuradas		4667		3614
Profesionales				
Educación	0,1502121***	0,1425346***	0,1406777***	0,1419747***
Experiencia	0,0438939***	0,0387969***	0,0014321	0,0028646
Experiencia ²	-0,0005475**	-0,0004708*	0,0004928*	0,0005123*
Ln(Horas)	0,4510509***	0,4339842***	0,5580989***	0,5343439***
Intercepto	9,270369***	9,745332***	9,624117***	9,846517***
Rho		-0,8216333		-0,5985447
Sigma		0,7822235		0,699734
Lambda		-0,6427008		-0,4188221
R ²	0,1561		0,2729	
Wald Test (Chi ²)		30,80***		6,18**
Muestra	466	594	507	710
Obs. Censuradas		128		203

Nota: *** = sig 1%; ** = sig 5%; * = sig 10%.

Fuentes: Elaboración propia con base en datos de la GEIH (DANE).

valor elevado al cuadrado. Sin embargo, para la variable logaritmo de horas trabajadas la situación es diferente, ya que en 2014 su tasa de retorno aumentó 0,25 con relación al 2008.

Para los profesionales, las variables educación, logaritmo de horas y el intercepto son significativos de manera robusta, pero el coeficiente de la experiencia no es significativo en 2014. La experiencia al cuadrado es significativa por MCO para el 2008 en 5%, sin embargo, para las demás estimaciones (MV en 2008 y MCO, MV en 2014) resulta ser significativo al 10%.

Por consiguiente, la experiencia para los trabajadores con niveles más altos de especialización disminuye en mayor proporción en relación a los demás trabajadores, pasando de un 3,8% en 2008 a un 2,28% en 2014. El coeficiente de la variable logaritmo de horas trabajadas aumentó de un año a otro: en 2008 era de 0,43 y en 2014 de 0,53. Es decir, en 2014 se percibe un aumento en los salarios de 10 puntos porcentuales más que en 2008. En cuanto al intercepto, no varió mucho en los dos años de estudio manteniéndose entre 7% y 8%.

VI. CONCLUSIONES

Los resultados de las estimaciones en esta investigación permiten concluir que sí existen diferencias entre los trabajadores profesionales y los no profesionales. El modelo general muestra que los retornos de la educación para los trabajadores en general es de 11% en 2008 y 10% en 2014, sin embargo, la estimación con variable dicotómica muestra cómo el retorno de la educación disminuye a 7% en 2008 y 6% en 2014, mientras que el coeficiente de la variable profesionales va en aumento. Así mismo, al estimar los modelos para cada grupo analizado se observa que los retornos educativos para los no profesionales son de 7% y 6% para cada año y, para los profesionales, cerca de 14% en ambos años, lo que sugiere que hay una brecha en productividad.

En cuanto a la evolución de las tasas de retorno de los trabajadores profesionales se evidencia que son crecientes en el trascurso de estos años (14% tanto por MCO como por MV), como muestra de que la educación genera impactos cada vez mayores en sus ingresos. Para el caso de los no profesionales, por su parte, la escolaridad presenta tasas de retornos decrecientes en el 2014 en comparación con el 2008 (6% y 8% respectivamente por MCO y 7% y 6% por MV), lo que implica que las condiciones laborales para este grupo disminuyeron.

Finalmente se puede constatar que la formación profesional sí impacta sobre los niveles de productividad laboral en el mercado de trabajo de Sucre, tanto 2008 como en 2014. Los resultados de los niveles de ingreso y tasas de retorno de la educación reflejan que sí hay incentivos para realizar estudios superiores en el departamento, tal como lo afirma la teoría del capital humano.

REFERENCIAS

- Angulo Pico, Grace Margarita, Raúl Quejada Pérez y Martha Yáñez Contreras (2012), “Educación, mercado de trabajo y satisfacción laboral: El problema de las teorías del capital humano y señalización de mercado”, *Revista de la Educación Superior*, Vol. XLI, No. 163.
- Arrow, Kenneth (1973), “Higher Education as a Filter”, *Journal of Public Economics*, Vol. 2, No. 3.
- Becker, Gary (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, With Special Reference to Education*, Chicago: University of Chicago Press.
- Chávez Martín del Campo, Juan Carlos, y Omar Josué Sánchez Bermúdez (2008), “Rentabilidad de la educación en México y en el Estado de Guanajuato”, *Acta Universitaria*, Vol. 18, No. 1.
- Desormeaux R., Nicolás (2010), “Salarios de eficiencia y productividad”, Documento de Trabajo, *Universidad Técnica Federico Santamaría*.
- Finnie, Ross, and Marc Frenette (2003), “Earning Differences by Major Field of Study: Evidence from Three Cohorts of Recent Canadian Graduates”, *Economics of Education Review*, Vol. 22.
- Forero Ramírez, Nohora, y Manuel Ramírez Gómez (2008), “Determinantes de los ingresos laborales de los graduados universitarios durante el periodo 2001-2004”, *Serie Documentos de Trabajo*, No. 31.
- Freire Seoane, M^a Jesús, y Mercedes Teijeiro Álvarez (2010), “Las ecuaciones de Mincer y las tasas de rendimiento de la educación en Galicia”, *Investigaciones de Economía de la Educación*, Vol. 5.
- Fundación Panamericana Para el Desarrollo (2014), *Plan departamental de empleo de Sucre*, Bogotá: Ministerio de Trabajo.
- Gasparini, Leonardo, Mariana Marchionni, y Walter Sosa Escudero (2000), “La distribución del ingreso en Argentina y en la provincia de Buenos Aires”, *Cuadernos de Economía*, No. 49.

- González-Velosa, Carolina, Graciana Rucci, Miguel Sarzosa, y Sergio Urzúa (2015), "Returns to Higher Education in Chile and Colombia", *IDB Working Paper Series*, No. IDB-WP-587.
- Heckman, James J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47, No. 1.
- Iglesias Garrido, Jesús (2005), *Capital humano y señalización*, Universidad Autónoma de Barcelona.
- Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research (NBER).
- Montesino Castro, Mario Salomón (2000), "La dinámica salarios-productividad y el desarrollo económico de El Salvador", *Revista Realidad*, No. 76.
- Navarro-España, Jorge Luis (2011), "Comportamiento de los perfiles de edad-ingreso y educación-ingreso según género en Cartagena en 1999", *Revista Panorama Económico*, No. 19.
- Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2014), *Panorama laboral 2014. América Latina y el Caribe*, Lima: OIT.
- Olivera Martínez, Grissel (2012), "Efectos del seguro popular en salud sobre la probabilidad a emplearse en el sector formal en México", Tesis de Maestría, Tijuana: El Colegio de la Frontera Norte.
- Psacharopoulos, George (1994), "Returns to Investment in Education: A Global Update", *Working Paper Series*, No. 1067.
- Riomaña Trigueros, Oscar Fabián (2011), "Gasto público en educación: ¿Efecto *Crowding-in* o efecto señalización sobre los niveles educativos y perfiles salariales de los individuos? Análisis para Colombia para el año 2008", *Sociedad y Economía*, No. 20.
- Riomaña Trigueros, Oscar Fabián (2014), "Incidencia del nivel educativo en el proceso de búsqueda de empleo y en la duración del desempleo en Colombia. Un análisis desde la teoría de la señalización", Tesis de Maestría, Cali: Universidad del Valle.
- Rodríguez, Eduardo (1981), *Rentabilidad y crecimiento de la educación superior en Colombia 1971- 1978*, Bogotá: Pontificia Universidad Javeriana.
- Schultz, Theodore (1961), "Investment in Human Capital", *The American Economic Review*, Vol. 51, No. 1.
- Solow, Robert M. (1979). "Another Possible Source of Wage Stickiness", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 1, No. 1.

- Spence, Michael (1973), "Job Market Signalling", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, No. 3.
- Stiglitz, Joseph (1956), "The Theory of 'Screening,' Education, and the Distribution of Income", *The American Economic Review*, Vol. 65, No. 3.
- White, Halbert (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, Vol. 48, No. 4.