



Cuadernos Latinoamericanos de Administración
ISSN: 1900-5016
ISSN: 2248-6011
cuaderlam@unbosque.edu.co
Universidad El Bosque
Colombia

¿VALE LA PENA ESTUDIAR EN COLOMBIA? RETORNOS A LA EDUCACIÓN EN EL SECTOR URBANO (2009-2015)

Bermúdez Zapata, Sleby Dayana; Bedoya Riveros, Carlos Felipe

¿VALE LA PENA ESTUDIAR EN COLOMBIA? RETORNOS A LA EDUCACIÓN EN EL SECTOR URBANO (2009-2015)

Cuadernos Latinoamericanos de Administración, vol. XIV, núm. 26, 2018

Universidad El Bosque, Colombia

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=409656163004>

¿VALE LA PENA ESTUDIAR EN COLOMBIA? RETORNOS A LA EDUCACIÓN EN EL SECTOR URBANO (2009-2015)

¿IS IT WORTH STUDYING IN COLOMBIA? RETURNS TO EDUCATION IN THE URBAN SECTOR (2009-2015)

Sleby Dayana Bermúdez Zapata [1]
Escuela Colombiana de Ingeniería Julio Garavito,
Colombia
sleby.bermudez@escuelaing.edu.co

Redalyc: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=409656163004>

Carlos Felipe Bedoya Riveros [2]
Escuela Colombiana de Ingeniería Julio Garavito,
Colombia
carlos.bedoya-r@mail.escuelaing.edu.co

Recepción: 25 Abril 2018
Aprobación: 19 Junio 2018

RESUMEN:

Con el fin de evaluar el efecto de la educación y de la experiencia sobre los ingresos laborales en Colombia, se estimó un modelo minceriano cuadrático por Mínimos Cuadrados en Dos Etapas, con variable instrumental para controlar el problema de selección, basado en la información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) entre los años 2009 y 2015. Para el caso, se realiza una revisión bibliográfica y de hechos estilizados, con el fin de proporcionar un acercamiento a la teoría referente a la hipótesis planteada. Así mismo, se realiza un conjunto de ejercicios econométricos, en aras de verificar empíricamente la relación directa entre educación e ingreso laboral, en particular, el retorno a la educación en el sector urbano, obtenido a partir de la semielasticidad, que los premios educativos reflejan sobre el logaritmo de los salarios. Se encuentra que, culminar los estudios secundarios y universitarios aumenta los salarios recibidos; que ser hombre, tiene también un efecto positivo sobre los ingresos; pero que, el premio que reciben por culminar los estudios, es mayor para las mujeres que para los hombres.

PALABRAS CLAVE: Análisis de la educación, calidad de vida, capital humano, política pública.

ABSTRACT:

In order to evaluate the effect of education and experience on labor income in Colombia, Two-Stage Least Squares, estimated a quadratic mincerian model, with an instrumental variable to control the selection bias, with base on information from the Great Integrated Household Survey (GIHS) between 2009 and 2015. A bibliographic review and stylized facts were carried out, to provide an approach to the theory regarding the hypothesis raised. In addition, econometric exercises were executed, to verify empirically the direct relation between education and labor income, in particular, the return of education in the urban sector, obtained from the semi elasticity that the educational premiums reflect on the logarithm of wages. It is found that culminating secondary and university studies increases the salaries received, that being a man also has a positive effect on income, but that the premium they receive by completing the studies is higher for women than for men.

KEYWORDS: Analysis of education, quality of life, human capital, public policy.

NOTAS DE AUTOR

- [1] Economista de la Escuela Colombiana de Ingeniería Julio Garavito, con profundización en el área financiera y de proyectos; Especialista en Economía con énfasis en economía pública y urbana. Docente.
- [2] Economista de la Escuela Colombiana de Ingeniería y Especialista en Economía de la misma institución, con énfasis en economía pública y urbana. Docente.
- Asesor de Investigación: Luis Fernando Gamboa Niño, PhD.

INTRODUCCIÓN

Actualmente, las teorías sobre el capital humano se han enfocado en la calidad, productividad y grado de formación de las personas para explicar cómo esto, afecta al crecimiento de un país. Se explica que, factores como el conocimiento, habilidades, nivel de experiencia, destrezas y talentos de una persona, son desarrollados por las instituciones educativas, que deben asegurar la mejora del capital humano en un país.

Dada la importancia que, tiene este factor de producción en la economía colombiana con múltiples problemas, derivados del subdesarrollo histórico vivido y la falta de desarrollo institucional, que ha marginado al país de los grandes frutos de la globalización, y que el capital humano se compone de educación y de experiencia; se busca analizar, el vínculo del aumento en los niveles de escolaridad, con la evolución de los ingresos laborales de la población colombiana, con el fin de aportar una evidencia empírica de que, en efecto, una mejora en el capital humano afecta positivamente el crecimiento económico.

Así, se estudian los diferentes componentes que afectan el salario de una persona, sea profesional o no, como son: educación, experiencia, otras habilidades y destrezas, con el fin de demostrar que, mayores niveles de educación significan no solo el aumento de la productividad de las personas, permitiendo que los procesos de producción sean superiores, sino que también, impactan positivamente en la remuneración del factor trabajo, dado que el mercado tiende a premiar mejoras, en cuanto al nivel de productividad se refiere.

Al respecto entonces, se realiza un ejercicio econométrico, estimando un modelo minceriano (Mincer, 1974) cuadrático por Mínimos Cuadrados en Dos Etapas, con variable instrumental para controlar el problema de selección, no sólo con el objetivo de verificar lo que a priori parece ser intuitivo, sino que también, busca cuantificar la relación entre ingreso laboral y educación, esta última, entendida como años de escolaridad. Adicionalmente, se analiza el impacto de género sobre el ingreso laboral, en aras de determinar si el mercado toma como variable el sexo del individuo; para esto, se incluyen una serie de variables dummy, que permiten observar el efecto heterogéneo de la educación y el género, lo que marca la diferencia con documentos anteriores.

Los resultados muestran que la teoría minceriana, se cumple para el caso colombiano y que, además, hay un efecto de género. Sin embargo, este efecto, no se cumple para todos los niveles de escolaridad. Es decir, se observa para ciertos niveles educativos, como la educación universitaria y secundaria, en las que, mejoras en niveles educativos generan mejoras superiores sobre el salario para la mujer que para el hombre.

Luego, la presente investigación se justifica, dado que, el capital humano es un factor de producción importante en el desarrollo económico y la teoría se ha enfocado en el nivel de escolaridad de las personas para estudiarlo. Este a su vez, es un determinante del salario de los trabajadores, el cual responde positivamente ante la formación de capital humano (Forero & Gamboa, 2007). La evidencia ha mostrado, en términos generales, los innegables efectos positivos de la educación. Más años de escolaridad, tienden a incrementar la probabilidad de mejoras laborales, tanto en términos de salarios como en términos de oportunidades, lo que redundará en mejoras en calidad de vida.

La evidencia empírica muestra que, quienes tienen mayores oportunidades económicas, por ejemplo, tener padres profesionales, tienen mayores retornos a la educación (Casas *et al.*, 2003), lo que es un factor influyente, pero no necesariamente determinístico en cuanto a ingreso laboral se refiere.

Así mismo, el hecho de tener educación propia, genera un impacto mucho mayor que el nivel de escolaridad del núcleo cercano. Por tanto, el objetivo fundamental del presente documento, es mostrar que la formación educativa de un individuo, en sí misma, representa un cambio positivo en su ingreso laboral, tomando como referencia la población urbana ocupada.

Ahora bien, la educación, es, a priori, un factor influyente en cuanto al nivel salarial se refiere. Adicionalmente, es válido resaltar que la misma tiende a tener un efecto diferente, acorde con (entre otras variables) la edad del individuo. Ello, como resultado de la tendencia del mercado a preferir personas jóvenes,

en vez de adultos mayores, ya que los primeros, en general, cuentan con más años de escolaridad (Schultz, 1961).

Por otro lado, el género ha sido históricamente un factor influyente, en cuanto al ingreso laboral se refiere. No solamente determinando diferencias, entre el salario promedio de la mujer y el hombre, sino también generando diferencias, entre el incremento del mismo ante cambios similares en niveles educativos.

El trabajo modela el efecto de la educación sobre los ingresos laborales, para así cuantificar y verificar la existencia de tal relación para el caso colombiano. La base de datos, que fue usada como insumo para la construcción de las variables, es la Gran Encuesta Integrada de Hogares GEIH, la cual en su interior está dividida en dos bases de datos diferentes. Los nombres de las bases son: características generales y ocupados; esto para las (13) áreas metropolitanas y para los años 2009-2015, con estadísticas mensuales. Cada encuesta, registra aproximadamente 12.500 datos por mes, realizándose para un periodo de (7) años. Se requiere hacer una preparación de los datos para que puedan ser trabajados en el programa econométrico STATA y agregar variables dummies, mediante la revisión de la encuesta, con el fin de calcular la ecuación Spline, donde las características generales y técnicas de esta ecuación, así como la metodología, se encuentran especificadas en el marco metodológico.

Con base en lo anterior, se pretende responder a la pregunta:

¿Vale la pena estudiar en Colombia?

MARCO TEÓRICO

La investigación, se basa en la Teoría del Capital Humano. En Becker (1964) y Mincer (1974), se expone que los salarios dependen directamente de los años de escolaridad y la experiencia laboral, aunque con rendimientos decrecientes. Este último, trabaja la metodología del cálculo de la tasa de retorno a la educación (TRE) para medir el efecto de la educación sobre el desarrollo económico, estimando funciones de ingreso laboral. La evidencia ha mostrado, una relación de causalidad positiva entre la educación y los incrementos en los ingresos laborales. El equilibrio en este modelo se halla a largo plazo, cuando en el mercado de trabajo, la oferta de cada nivel de escolarización se iguala a la demanda para puestos, que son dados de acuerdo con la formación de cada trabajador, es por esto que, cuando los trabajadores encuentran el puesto deseado no quieren modificar su nivel formativo.

Según Mincer (1974), todos los individuos tienen capacidades y oportunidades idénticas para cualquier ocupación, pero la ocupación que elige el individuo, es aquella en la que se tiene más entrenamiento, es decir, supone que el capital humano en un principio es homogéneo, pero que, por la competencia laboral, el trabajador estudia y se capacita, sacando parte de la renta para pagar dicho entrenamiento, esperando cosechar en un futuro la inversión hecha en la mejora de su productividad. Mincer, encuentra que los ingresos observados de un trabajador a un nivel dado de experiencia, son iguales a la tasa de renta de su stock acumulado de capital físico menos el coste de su inversión corriente. También, se concluye que una distribución simétrica de la inversión en educación, implica una distribución asimétrica de la distribución de las retribuciones.

Schultz (1961), afirma que muchas paradojas se resuelven al tener en cuenta la inversión en capital humano, porque los diferenciales de ingresos corresponden a diferenciales en la educación, se sugiere que, una variable es consecuencia de la otra. También argumenta que los trabajadores se han convertido en capitalistas, no por una difusión de la propiedad, sino por la adquisición de conocimiento y habilidades que tienen valor económico.

Heckman (1979), analiza el sesgo de selección que resulta de usar muestras no aleatorias seleccionadas para estimar las relaciones de comportamiento, como un error de especificación común, que surge a causa de un problema de datos faltantes (para el caso, se trata de un sesgo de habilidad, el cual determina si la persona tiene o no empleo. Dado que, las personas que trabajan no son seleccionadas de manera aleatoria, existe un error de especificación que debe ser corregido, con el fin de que la muestra sea representativa). Los valores

estimados de las variables omitidas, se pueden utilizar como regresores, de manera que es posible estimar las funciones de comportamiento de interés, por métodos simples. Además, se toma el sesgo muestral, como un error de especificación y se forma un método de estimación simple, que elimina este error en las muestras censuradas, haciendo que los valores estimados de las variables omitidas, se pueden usar como regresores para corregir el problema de eficiencia, que generan los estimadores de MCO y, por tanto, se hace necesario usar el método de variable instrumental.

En Colombia, se han realizado estudios como el de Schultz (1968), en el cual se encontró que los retornos a la educación secundaria son altos en Bogotá, pero los retornos a la educación universitaria son inusualmente bajos, mostrando tasas de rendimiento decrecientes con el nivel de escolaridad, de forma que, aplica el criterio de rendimientos decrecientes a la inversión.

Tenjo (1993), halla evidencia de la tendencia decreciente de las tasas de rendimiento para 1976 y 1989, es decir, que la tasa de retorno interna de la educación disminuyó de forma generalizada. Pero, esta disminución es disímil en los niveles educativos y en el caso de los asalariados hombres, la tasa se mantuvo estable.

Chaves y Arias (2002), utilizando el procedimiento de Heckman, obtienen las ecuaciones del modelo Spline por género, con datos de corte transversal para 1991, 1999 y 2000, usando como fuente la Encuesta Nacional de Hogares ENH, y encuentran que los retornos a la educación son positivos y levemente mayores en las mujeres y que la edad tiene un efecto marginal adverso. Específicamente, el estudio muestra que para el año 1991, un año adicional de educación en las mujeres representó una mejora salarial promedio de 0,13%, mientras que para los hombres la mejora salarial fue de 0,067%. Adicionalmente, los autores encuentran que los “premios de la educación” son positivos, tal como lo afirma el modelo Spline. Así mismo, estos son más importantes entre más altos sean los niveles educativos, para el caso de los hombres asalariados. Para el caso de las mujeres, los parámetros estimados que capturan los premios de la educación secundaria y universitaria, resultan ser bajos y poco significativos. En ambos casos, el estudio concluye que los avances en materia educativa, son estadísticamente significativos al momento de explicar el cambio en el salario por hora.

Para el año 1999, el estudio muestra que factores y cambios estructurales, tales como una apertura comercial y una consiguiente reorientación al mercado internacional, la reestructuración del papel del Estado, entre otros, direccionaron el mercado laboral hacia posiciones, donde se demandaba mayor eficiencia de parte del factor trabajo. Consecuentemente, aumentaron los premios a la educación secundaria, tanto en hombres como en mujeres. En cuanto a los premios de la educación universitaria, se observa el mismo fenómeno, la mejoría para los hombres asalariados fue mayor que para las mujeres. También se observó que, el coeficiente de la variable edad resultó ser negativo y significativo. En cuanto a los resultados del año 2000, el estudio muestra que, los coeficientes de captura de los premios a la educación secundaria y universitaria, resultaron ser no significativos.

Por otro lado, Forero y Gamboa (2007), estiman el retorno de la educación en Bogotá para la población de asalariados ocupados en 1997 y en 2003. En tal documento, también se hace uso del método de Heckman para contrarrestar el sesgo de selección. El trabajo excluye a los independientes, puesto que sus ingresos pueden no reflejar la escolaridad alcanzada, la muestra usada incluye mayores de 12 años (rango de edad, a partir de la cual, se considera a un individuo parte de la Población Económicamente Activa). Adicionalmente, se estimó que el retorno de la educación es de 15,9% en 1997 y 13,8% en 2003, lo cual se explica a partir de la crisis económica del período 1998-1999 y el consecuente incremento de la tasa de desempleo, así como por la reducción del salario real para el período 1997-2003. El impacto del incremento de la tasa de desempleo en Bogotá, sobre la tasa de retorno de la educación puede explicarse, a partir del deterioro del poder de negociación de los trabajadores y por una caída en los salarios.

MARCO CONCEPTUAL

La teoría del capital humano afirma que, la inversión en educación aporta a la actividad económica, así como el capital fijo, de forma que se sacrifican rentas presentes con el objeto de incrementar los ingresos futuros. Esta teoría supone que, existe una relación directa entre los niveles de educación de los individuos y sus niveles de productividad.

Se definen los salarios, como la retribución del trabajador, en este caso en pesos, que se remunera según su productividad. La experiencia se refiere, a los años que el individuo lleva trabajando en el oficio para el cual estudió y el nivel educativo, se refiere a la cantidad de años de escolaridad que posee un individuo.

Existe un sesgo de selección o habilidad, que indica que hay personas con la misma educación y la misma experiencia, que se consideran más capaces que otras y por lo tanto reciben mayores salarios.

Las variables analizadas y extraídas de la Gran Encuesta Integrada de Hogares, son:

- Sexo: 1 si la persona es hombre, 0 si es mujer.
- Edad: Años cumplidos por el individuo.
- Número de meses que la persona lleva trabajando, en el último lugar donde la persona fue contratada (población ocupada).
- Ingresos laborales: Ingreso de la persona durante el último mes, antes de descuentos.
- Números de meses a los cuáles corresponde el ingreso reportado.
- Experiencia laboral: Variable proxy calculada a partir de la edad del individuo y sus años de educación.
- Educación: Años de escolaridad culminados por la persona.

MARCO METODOLÓGICO:

Al respecto, se plantea la siguiente hipótesis de investigación:

En Colombia, un aumento en el nivel de escolaridad genera un aumento en los salarios de la población ocupada, y este aumento es mayor en los hombres que en las mujeres.

El periodo de análisis, se escogió con base en la Gran Encuesta Integrada de Hogares para el periodo 2009 - 2015. La GEIH, es elaborada desde el 2008, sin embargo, se excluyó el año 2008 por ser un año de empalme, en el cual la variable de educación “Esc”, no está incluida.

La tasa de retorno a la educación (TRE), se estima económicamente, obteniendo los valores dados por la semielasticidad, que los premios educativos reflejan sobre el logaritmo de los salarios. Al respecto, se menciona que:

Una alternativa de medición del efecto de la educación, principal fuente de acumulación de capital humano, sobre el desarrollo económico ha sido el cálculo de la tasa interna de retornos del capital humano, tomándola como aproximación a su contribución al crecimiento (Gaviria, 2005, p. 8).

Sin embargo, al no conocer los costos invertidos por los individuos en educación, se plantean en este trabajo como primas salariales. Así mismo, debe tenerse en cuenta que, el tiempo requerido en el estudio es un costo de oportunidad para el individuo, pues podría estar ganando dinero, si se dedicara a un empleo no calificado.

Según Mincer (1974), el logaritmo natural de los salarios “Ing” está en función de los años de educación “Esc”, la experiencia “Exp” y la experiencia al cuadrado “Exp²”, más un término de perturbación “ ε ”, de la siguiente manera (Ecuación 1):

$$\ln(Ing) = \beta_0 + \beta_1 Esc + \beta_2 Exp + \beta_3 Exp^2 + \varepsilon$$

A esta ecuación se le tratará como la ecuación minceriana básica.

La prueba de Ramsey en econometría muestra que, como lo postula Mincer, se debe incluir el término cuadrático y su coeficiente será negativo, debido a que el aumento en los salarios será marginalmente menor ante un incremento de la experiencia.

Sin embargo, Heckman (1979) identifica el problema de error de especificación, bajo una metodología análoga al análisis de variables omitidas, que se denomina sesgo de selección muestral, en esta, los valores estimados de variables omitidas se pueden usar como regresores en un modelo probit, para corregir el problema de eficiencia que generan los estimadores de MCO y, por tanto, se hace necesario usar el método de variable instrumental. Para este caso en específico, se debe a la inobservabilidad de los salarios de los desocupados y se calcula el modelo probit para estimar la participación de éstos en la fuerza laboral.

Tenjo (1993), también reconoce la existencia del sesgo de selección, en las estimaciones del retorno de la educación y utiliza la metodología de Spline. Un spline, es una curva continua formada por varios segmentos polinómicos, en este caso, consiste en incorporar como variable adicional un vector de variables categóricas, que recogen las diferencias en los niveles educativos de la muestra objeto de estudio. Es decir, determina las posibles diferencias en los retornos de la educación en secundaria y universidad. En este documento, se adiciona una Dummy de género, con el propósito de analizar el efecto sobre hombres y mujeres.

La ecuación a estimar en este trabajo es la siguiente (Ecuación 2):

$$\ln(Ing) = \beta_0 + \beta_1 \text{Exp} + \beta_2 \text{Exp}^2 + \beta_3 \text{Dg} + \beta_4 \text{Ds} + \beta_5 \text{Du} + \beta_6 \text{DsDg} + \beta_7 \text{DuDg} + \varepsilon$$

[Ecuación 2]

Esta ecuación permite determinar las diferencias en los ingresos, dados los niveles de educación, así: secundaria Ds (uno si tiene 11 años de educación, cero en los demás casos), universitario Du (uno si el individuo posee más de 11 años de educación, cero en el resto de casos) y por género Dg (uno si es hombre, cero si es mujer). Según esta ecuación, es el efecto heterogéneo por género del premio a la educación secundaria y el respectivo efecto de la educación universitaria.

ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

La información a partir de la cual se realizó el ejercicio estadístico, fue obtenida de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para el período 2009-2015, siendo cada año representado por bases de datos distintas.

Se realizó un tratamiento previo a los datos obtenidos, en primer lugar, se decidió trabajar exclusivamente con la población de los cascos urbanos. Se excluye la población rural por razones estadísticas, se toma la base de datos de la GEIH llamada 'cabecera', la cual excluye 'resto', es decir, la población rural.

Adicionalmente, se trabajó solo con la población entre 18 y 64 años (rango similar al de la Población Económicamente Activa – PEA), en aras de ver en mayor profundidad el impacto de la educación sobre los ingresos laborales de la población urbana. Así mismo, se decide dejar por fuera a la población rural, ya que potenciales actividades pueden distorsionar el espíritu mismo del ejercicio (incluir la población rural subestima el impacto de los años de escolaridad sobre el ingreso laboral). También se decide hacer caso omiso de la población ocupada con ingresos monetarios nulos, es decir, aquellos que reciben alguna contraprestación no cuantificada monetariamente, por argumentos similares.

Las variables analizadas en el presente documento son las siguientes:

Ln(Ing): Es el logaritmo natural del ingreso laboral mensual a precios de 2015.

Cons: Es el intercepto de la función.

Exp: Refleja los años de experiencia laboral del individuo.

*Exp*²: Refleja la experiencia laboral al cuadrado.

Dg: Dummy de género, donde 1 es hombre y 0 es mujer.

Ds: Dummy de secundaria, donde 1 es educación secundaria y 0 en caso contrario.

Du: Dummy de educación universitaria, donde 1 es educación universitaria y 0 en caso contrario.

DsDg: Dummy de efecto heterogéneo, donde 1 es hombre con educación secundaria y 0 en caso contrario.

DuDg: Dummy de efecto heterogéneo, donde 1 es hombre con educación universitaria y 0 en caso contrario.

ε : Término de perturbación.

Una vez hecho el ajuste y una vez eliminados evidentes outliers, se procede a ejecutar el ejercicio econométrico.

Debido a la cantidad de datos, se procede a trabajar año por año individualmente comenzando con 2009, con un total de 124.476 observaciones, 2010, con un total de 195.748 observaciones, 2011, con un total de 167.430 observaciones, 2012, con un total de 185.244 observaciones, 2013, con un total de 161.831 observaciones, 2014, con un total de 163.590 observaciones y 2015, con un total de 163.779 observaciones.

Estadísticas descriptivas.

A continuación, en las tablas 1a y 1b, se presentan las estadísticas descriptivas del caso.

TABLA1A
Estadísticas descriptivas

Año	Ingreso (base 2015)		Escolaridad		Experiencia		Dg (1 = hombre)	
	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar
2009	\$787.798	\$2.472.750	10,184	4,347913	19,774	12,88294	0,5178	0,4996834
2010	\$781.767	\$1.644.312	10,329	4,386797	19,903	13,06744	0,5208	0,4995677
2011	\$844.135	\$1.406.959	10,92	4,352053	18,636	12,81112	0,479	0,4995595
2012	\$851.951	\$1.285.124	10,632	4,264264	19,323	13,03307	0,517	0,4997111
2013	\$898.440	\$1.533.976	11,044	4,251346	19,772	13,02101	0,4834	0,4997245
2014	\$923.283	\$1.651.141	10,956	4,194788	19,105	13,12235	0,5131	0,4998305
2015	\$899.185	\$1.319.871	10,99	4,168094	19,907	13,03397	0,5141	0,4998017
PROMEDIO	\$855.223	\$1.616.305	10,72214286	4,280750714	19,48857143	12,99598571	0,506457143	0,499696914

Fuente: Cálculos en Stata, 2017.

En promedio, el ingreso laboral en pesos de 2015 (calculado con IPC del año base 2015 dividido el IPC del año correspondiente, multiplicado por el valor del año correspondiente), es de \$ 855.223 con una desviación estándar de \$1.616.305; los individuos tienen 11 años de escolaridad, en promedio, con una desviación estándar de 4 años; la experiencia promedio es de 19 años con una desviación estándar de 13 años y el 50% de la población es masculina, en promedio.

TABLA 1B.
Estadísticas descriptivas

Año	Edad		Ds		Du		Dg		DuDg	
	Media	D. Estándar	Media	D. Estándar	Media	D. Estándar	Media	D. Estándar	Media	D. Estándar
2009	34,95754	11,40785	0,317	0,4652909	0,3037	0,4598676	0,1730409	0,3782842	0,136	0,3427518
2010	35,17861	11,53651	0,3101	0,4625365	0,3236	0,4678424	0,1690306	0,3747799	0,1477	0,3548432
2011	34,55745	11,12714	0,2974	0,4571049	0,3852	0,4866551	0,1628642	0,3692428	0,1425	0,3495963
2012	34,90403	11,59676	0,3152	0,4646148	0,3542	0,4782664	0,1593243	0,3659793	0,1593	0,3659793
2013	35,80086	11,77638	0,2927	0,4549936	0,4112	0,4920456	0,1600019	0,366609	0,16	0,366609
2014	35,04616	11,70423	0,309	0,4620628	0,3914	0,4880758	0,1696485	0,3813219	0,1766	0,3813219
2015	35,29042	11,73321	0,3249	0,4683249	0,3849	0,4865742	0,1805671	0,3846603	0,1719	0,3773168
PROMEDIO	35,10501	11,55458286	0,309471429	0,462132629	0,364885714	0,479903871	0,1677825	0,374411057	0,156285714	0,362631186

Fuente: Cálculos en Stata, 2017.

En promedio, los individuos tienen 35 años de edad, con una desviación estándar de 11 años; el 30% de la población tiene hasta educación secundaria, en promedio; el 37% de la población tiene educación universitaria, en promedio; el 17% de la población es hombre con educación secundaria y el 16% de la población es hombre con educación universitaria.

Una vez realizada la regresión minceriana básica, se encuentra que todas las variables son significativas y los signos son los esperados (la experiencia al cuadrado muestra su comportamiento decreciente a partir de una edad máxima). Estas regresiones, se encuentran en el anexo 1.

Posteriormente, se procede a hacer la regresión Spline (modificada, a la que realizan otros autores, ya que se incluye el efecto heterogéneo del género con la educación) y debido al sesgo encontrado por Heckman (1979), se procede a realizar con el método de dos etapas implementado en Stata, usando edad como variable instrumental y una dummy Dt (1 si el individuo trabaja, 0 si no) con el fin de calcular el modelo probit de la primera etapa.

Resultados consolidados.

A continuación, en las tablas 2a y 2b, se presentan las estadísticas descriptivas consolidadas del caso, según regresión modelo con corrección de sesgo de selección dos etapas y regresión según ecuación con corrección de sesgo de selección de Heckman.

TABLA2A
Regresión Modelo con corrección de sesgo de selección dos etapas.

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Exp	-0,12*** (0,017)	-0,16*** (0,023)	0,2*** (0,010)	-0,16*** (0,025)	0,09* (0,006)	0,08*** (0,005)	0,14*** (0,006)
Exp²	0,002*** (0,000)	0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
Ds	-0,0006 (0,088)	-0,14 (0,101)	0,88*** (0,059)	-0,09 (0,103)	0,53*** (0,023)	0,51*** (0,018)	0,64*** (0,040)
Du	-0,32* (0,172)	-0,63*** (0,219)	2,59*** (0,104)	-0,39* (0,204)	1,41*** (0,053)	1,36*** (0,040)	1,71*** (0,050)
Dg	-0,13 (0,092)	-0,04 (0,091)	1,22*** (0,060)	-0,47*** (0,142)	0,67*** (0,026)	0,68*** (0,024)	0,9*** (0,042)
DsDg	-0,4*** (0,091)	-0,67*** (0,105)	-0,06 (0,059)	-0,45*** (0,102)	-0,04 (0,029)	-0,1*** (0,021)	0,03 (0,051)
DuDg	0,2* (0,104)	0,12 (0,103)	-1,13*** (0,079)	0,25** (0,121)	-0,35*** (0,027)	-0,41*** (0,020)	-0,56*** (0,047)
Cons	17,65*** (0,544)	19,22*** (0,772)	7,91*** (0,290)	18,85*** (0,786)	10,82*** (0,193)	11,21*** (0,170)	9,47*** (0,170)

***Significancia al 1%, **Significancia al 5%, *Significancia al 10%

Fuente: Cálculos en Stata, 2017.

Ecuación con corrección de sesgo de selección de Heckman:

TABLA2B
Regresión Modelo con sesgo de selección dos etapas

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Edad	0,03	0,02	-0,03	0,02	-0,06	0,0003	-0,04
Exp	0,02	0,03	0,11	0,04	0,07	0,06	0,1
Exp²	-0,0009	-0,0009	-0,001	-0,0009	-0,001	-0,001	-0,001
Ds	0,04	0,07	0,34	0,09	0,19	0,15	0,32
Du	0,29	0,32	1,01	0,31	0,6	0,45	0,73
Dg	0,23	0,14	0,32	0,29	0,2	0,23	0,24
DsDg	0,08	0,14	0,09	0,09	0,15	0,14	0,16
DuDg	-0,18	-0,12	-0,42	-0,17	-0,16	-0,11	0,13
Cons	-0,74	-0,60	-0,15	-0,52	-0,3	-0,27	0,23

Fuente: Cálculos en Stata, 2017.

Nota: Esta ecuación es un modelo probit, que refleja la probabilidad de tener o no trabajo, con el fin de eliminar el sesgo de selección. En la tabla, solo se muestran los coeficientes (ver anexo 2), la interpretación de esta regresión no es propósito de este documento.

Los resultados de la regresión del año 2009, sugieren que las variables de género y secundaria, no resultan ser significativas. También que, una mayor experiencia puede no tener un impacto positivo sobre el ingreso laboral, no obstante, cabe aclarar que el signo negativo de tal variable, es consecuencia de la presencia del cuadrado de dicho valor (la función de la experiencia, es una cuadrática cuyo vértice se encuentra en la parte superior de la curva, es decir, que, a partir de un máximo, un aumento en la experiencia reduce los ingresos laborales). También cabe resaltar que, la culminación de estudios universitarios tiene un impacto mayor

en hombres que en mujeres, en cuanto al ingreso laboral se refiere. Resultados muy similares, muestran los resultados de la regresión del año 2010.

Para el año 2011, la regresión muestra que, la variable género resulta ser significativa, es decir, el hecho de ser hombre o mujer sí tiene un efecto significativo sobre el ingreso, en particular se muestra un mayor ingreso laboral para el género masculino. No obstante, el aumento en cuanto a años de educación en la mujer, genera un efecto mayor sobre el ingreso laboral de la mujer, y, por tanto, tiende a cerrarse la brecha.

También se observa en términos generales, que la culminación tanto de la educación secundaria como de la superior, tiene un efecto significativo sobre el ingreso. Pero, es preciso aclarar que culminar estudios superiores, tiene un efecto apreciablemente mayor a la conclusión de estudios secundarios. Por otro lado, se tiene que la experiencia aporta al ingreso del trabajador y resulta ser una variable significativa, aun cuando su valor al cuadrado presenta resultados un tanto ambiguos. El signo negativo de la experiencia al cuadrado, se explica dado que, luego de cierto nivel, y dado que la experiencia depende directamente de la edad, a más años de experiencia se observa un menor ingreso laboral.

Los resultados de los años 2012 y 2013, muestran también el impacto positivo de la experiencia sobre el ingreso laboral, así como el papel de la culminación de estudios tanto secundarios como superiores en tal ingreso. Así mismo, se observa que los hombres tienen un mayor ingreso, aun cuando cabe aclarar que la culminación de estudios secundarios y superiores tiene un efecto mayor sobre el ingreso de las mujeres.

En cuanto a los resultados obtenidos para el año 2014, se observa que todas las variables del modelo resultan ser significativas desde lo individual. De manera similar, se observa que los hombres tienen un ingreso laboral mayor, pese a que la culminación de estudios secundarios o superiores genera un ingreso mayor para el caso de las mujeres. También se observa que, la culminación de estudios superiores, tiene un efecto claramente superior que la terminación de estudios secundarios. También la experiencia, resulta aportar al ingreso laboral.

Por otro lado, los resultados de la regresión del año 2015, sugieren resultados similares a los obtenidos previamente. No obstante, no todas las variables resultan ser significativas desde lo individual, la variable de interacción entre género y culminación de estudios secundarios, no resulta ser significativa. Se observa también que, el género determina una diferencia en cuanto a la remuneración se refiere, reflejando un mayor ingreso laboral a los hombres.

También se observa que la terminación de educación superior tiene un impacto superior en los hombres, sin embargo, sucede lo contrario en el caso de educación secundaria. Adicionalmente, la experiencia tiene un impacto positivo sobre el ingreso, aun cuando la experiencia al cuadrado genera un efecto ínfimo (el efecto es positivo en algunos años, así como negativo en otros. Sin embargo, su magnitud virtualmente no genera un efecto apreciable sobre la variable dependiente), sobre la remuneración del factor trabajo. El signo negativo de la experiencia al cuadrado, se explica dado que luego de cierto nivel, y dado que la experiencia depende directamente de la edad, a más años de experiencia se observa un menor ingreso laboral.

CONCLUSIONES

En primer lugar, se confirma la hipótesis, para el periodo comprendido entre 2009 y 2015, de que, en Colombia, un aumento en el nivel de escolaridad, genera un aumento en los salarios de la población ocupada y este aumento es mayor en los hombres que en las mujeres.

La ecuación minceriana básica, muestra que el aumento que genera el nivel de escolaridad en el ingreso laboral es en promedio del 10%. Ahora, al calcular la ecuación propuesta en este trabajo, es decir, al incluir la variable género, se observa que el aumento en el ingreso laboral es en promedio 40.4% mayor si el individuo es hombre.

Se encuentra con las dummies de educación que, si bien hay un efecto de género que favorece a la población masculina, el hecho de que una mujer tenga estudios secundarios hace que su ingreso laboral aumente un

24.1% más, que el de un hombre que también tenga equivalentes estudios secundarios. Así mismo, si una mujer tiene estudios universitarios, su ingreso laboral aumenta un 26.85% más, que el de un hombre con estudios universitarios similares.

Dada la situación mostrada, se concluye que, aumentar la educación, en efecto aumenta el ingreso laboral, como ya lo habían verificado empíricamente otros autores. Adicionalmente, existe un efecto de género que se inclina a favor de los hombres. También se observa que el aumento en los años de educación de la mujer, genera una mejora superior sobre el ingreso laboral, que la que se genera para el hombre, por tanto, invertir en educación (sobre todo universitaria) es más rentable para la población femenina.

Con todo lo anterior, se ha dado respuesta a la pregunta de investigación de **¿Vale la pena estudiar en Colombia?**, con un rotundo SI vale la pena estudiar en Colombia. Ahora bien, en relación con la hipótesis de investigación propuesta, se pudo determinar que, en Colombia, un aumento en el nivel de escolaridad genera un aumento en los salarios de la población ocupada, y este aumento es mayor en los hombres que en las mujeres, cumpliéndose la hipótesis de investigación en general, sin embargo, se pudo establecer que un aumento en los años de educación superior de la mujer, favorece el ingreso femenino.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Becker, G. S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press. 268p. Recuperado de: <http://www.nber.org/books/beck75-1>. [Citado el 31 de marzo de 2016]
- Casas, A., Sepúlveda, C. & Gallego, J. (2003). Retornos de la educación y sesgo de habilidad: teoría y aplicaciones en Colombia. *Lecturas de Economía*. 5(58), 69-96.
- Chaves, A. & Arias, H. (2002). "Cálculo de la tasa interna de retorno de la educación en Colombia". *Universidad Externado de Colombia Documento de Trabajo* 2, 1-23.
- Forero, N. & Gamboa, L. (2007). "Cambios en los Retornos de la Educación en Bogotá entre 1997 y 2003". *Lecturas de Economía Documento de Trabajo* 66, 225-250.
- Gaviria, M. A. (2005). *Capital Humano, Complementariedades Factoriales y Crecimiento Económico en Colombia*. Edición electrónica a texto completo en www.eumed.net/libros/2005/magr/. [Citado el 4 de abril de 2016]
- Gronau, R. (December, 1974). Wage Comparisons-A Selectivity Bias. *Journal of Political Economy*. 82(6), 1119-1144.
- Heckman, J. (January, 1979). Sample selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*. 47(1), 153-161.
- Mincer, J. A. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press. 167p. Recuperado de: <http://papers.nber.org/books/minc74-1>. [Citado el 31 de marzo de 2016]
- Schultz, T. P. (March, 1961). Investment in Human Capital. *American Economic Review*. 51(1), 1-17.
- Schultz, T. P. (1968). Returns to Education in Bogota, Colombia. Santa Monica: Rand Corporation. 76p. Recuperado de: <http://eric.ed.gov/?id=ED053028>. [Citado el 31 de marzo de 2016]
- Tenjo, J. (1993). Evolución de los retornos a la inversión en educación 1976-1989. *Planeación y Desarrollo*. 24 (dic), 85-102.

Anexo 1: Regresión minceriana básica 2014 (Tabla 3 y 4)

TABLA 3

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	124,703
Model	22218.5381	3	7406.17936	F(3, 124699)	=	20406.98
Residual	45256.2483	124,699	.362923907	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.3293
				Adj R-squared	=	0.3293
Total	67474.7863	124,702	.541088245	Root MSE	=	.60243

LnIng	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Esc	.1087189	.0004661	233.24	0.000	.1078053	.1096325
Exp	.0319871	.0004731	67.61	0.000	.0310597	.0329144
Exp2	-.0003619	9.82e-06	-36.85	0.000	-.0003811	-.0003426
_cons	11.93298	.007591	1572.00	0.000	11.9181	11.94786

$$\ln(\text{ing}) = 11.9329 + 0.1087\text{esc} + 0.0319\text{exp} - 0.0003\text{exp}^2$$

Luego se procede a hacer la regresión, teniendo en cuenta las dummy de educación y género. Los signos nuevamente son los esperados, y se encuentra un efecto heterogéneo mucho mayor en la educación universitaria cuando el individuo es hombre (el aumento de los ingresos es mayor).

TABLA 4

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	124,703
Model	24738.6119	5	4947.72237	F(5, 124697)	=	11635.78
Residual	53023.1668	124,697	.425216058	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.3181
				Adj R-squared	=	0.3181
Total	77761.7787	124,702	.623580846	Root MSE	=	.65209

LnIng	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Esc	.0990855	.0005465	181.32	0.000	.0980144	.1001565
Exp	.0357504	.0005139	69.56	0.000	.0347431	.0367578
Exp2	-.0004526	.0000106	-42.54	0.000	-.0004734	-.0004317
DsDg	.071593	.0050339	14.22	0.000	.0617265	.0814594
DuDg	.2797941	.0054307	51.52	0.000	.26915	.2904382
_cons	12.00155	.0083981	1429.07	0.000	11.98509	12.01801

$$\ln(\text{ing}) = 12.0015 + 0.0990\text{esc} + 0.0357\text{exp} - 0.0004\text{exp}^2 + 0.0715D_sD_g + 0.2797D_uD_g$$

Anexo 2: Regresión ecuación de selección de Heckman 2014 (Tabla 5)

Note: two-step estimate of $\rho = 1.2371881$ is being truncated to 1

TABLA 5

```
Heckman selection model -- two-step estimates
(regression model with sample selection)

Number of obs      =    163,590
Censored obs       =     38,887
Uncensored obs     =    124,703

Wald chi2(7)       =    7187.13
Prob > chi2        =     0.0000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
LnIng						
Exp	.0806522	.005799	13.91	0.000	.0692864	.0920181
Exp2	-.0012705	.0000949	-13.38	0.000	-.0014566	-.0010845
Ds	.5126759	.0181183	28.30	0.000	.4771647	.5481871
Du	1.360385	.0406059	33.50	0.000	1.280799	1.439971
Dg	.6756903	.0249696	27.06	0.000	.6267508	.7246297
DsDg	-.1048895	.0213247	-4.92	0.000	-.1466852	-.0630939
DuDg	-.4146123	.0202529	-20.47	0.000	-.4543073	-.3749173
_cons	11.21826	.1698	66.07	0.000	10.88546	11.55106
Dt						
Edad	.0003017	.0018266	0.17	0.869	-.0032785	.0038818
Exp	.0630921	.0021166	29.81	0.000	.0589436	.0672406
Exp2	-.0010161	.0000187	-54.44	0.000	-.0010527	-.0009796
Ds	.1474798	.0157069	9.39	0.000	.116695	.1782647
Du	.4457431	.0194586	22.91	0.000	.407605	.4838812
Dg	.2320673	.0129519	17.92	0.000	.2066821	.2574525
DsDg	.1388529	.0180012	7.71	0.000	.1035711	.1741346
DuDg	-.1114547	.0171095	-6.51	0.000	-.1449888	-.0779206
_cons	-.2674716	.0248301	-10.77	0.000	-.3161376	-.2188055
mills						
lambda	1.296016	.1985161	6.53	0.000	.9069318	1.685101
rho						
rho	1.00000					
sigma	1.2960162					

INFORMACIÓN ADICIONAL

Códigos JEL: I21, O18, P36