

Análisis de los retornos de la educación para los jefes de hogar en Colombia

Analysis of the returns to education for the heads of household in Colombia

Erika-Alejandra Suárez-Díaz¹
Hector-Javier Fuentes-Lopez²

Cómo citar/ How to cite: Suárez, E. & Fuentes, H. (2020). Análisis de los retornos de la educación para los jefes de hogar en Colombia. *Revista Saber, Ciencia y Libertad*, 15(2), 218 – 233. <https://doi.org/10.18041/2382-3240/saber.2020v15n2.6730>

Resumen

En este artículo se presenta una estructura conceptual entorno a capital humano y la ecuación de los salarios, en paralelo, se hace un análisis econométrico de la dinámica de salarios de los jefes de hogar en Colombia para los años 2013, 2014 y 2015 mediante modelos probabilísticos de tipo Multilogit. El estudio se realiza a partir de datos tomados de la Encuesta de Calidad de Vida del DANE para cada año analizado. Respecto a los modelos econométricos utilizados, se estiman las probabilidades de factores asociados al capital humano, los años de educación y niveles académicos tales como técnico, tecnológico, universitario y posgrado. Además, se comprueba que, en efecto con el paso de los años, la experiencia genera efectos decrecientes sobre la probabilidad de devengar un mejor salario y se evidencia que existe brecha salarial por género, por lo que los jefes de hogar hombres en cada uno de los periodos analizados tienen una mayor probabilidad de ganar mensualmente un salario alto, en comparación con un jefe hogar mujer.

Palabras clave

Salarios; educación; modelos probabilísticos; capital humano; tasa de retorno.

Abstract

In this article we present a conceptual structure for human capital based on a wage equation. Likewise, a descriptive and econometric analysis of the wage dynamics of heads of households in Colombia for the years 2013, 2014 and 2015 is done through probabilistic models such as Multilogit. The study is based on data taken from the Quality of Life Survey done by DANE for each year analyzed. The probabilities of factors associated with human capital such as years of education and academic levels such as technical, technological, university and postgraduate are estimated. In addition, it is verified that, over the years, the experience generates decreasing effects on the probability of earning a better salary. It is evident that there is a wage gap by gender, so

Fecha de recepción: 28 de marzo de 2020

Fecha de evaluación: 20 de abril de 2020

Fecha de aceptación: 28 de mayo de 2020

Este es un artículo Open Access bajo la licencia BY-NC-SA

(<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>)

Published by Universidad Libre



¹ Matemático UPTC, Magister en Economía UPTC, Docente Universidad Santo Tomas, Tunja, Colombia. Correo electrónico: erika.suarez@usantoto.edu.co ORCID iD: <https://orcid.org/0000-0001-6899-4564>

² Economista, Magister en ciencias Económicas, Candidato a doctor en Geografía y docente titular Universidad Distrital Francisco José de Caldas, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: hjfuentesl@udistrital.edu.co. ORCID iD: <https://orcid.org/0000-0001-6899-4564>

male heads of household in each of the periods analyzed have a higher probability of earning a high monthly salary, compared to a female head of household.

Keywords

Wages; education; probabilistic models; human capital; rate of return.

Introducción

Cuando se invierte en capital humano se incrementa la productividad del trabajo. Con regularidad este tipo de inversión se da con recursos propios de los individuos, y donde un claro ejemplo de es la educación, o en algunas ocasiones, las capacitaciones o talleres de formación. De la educación es sin embargo, de la que más se esperan mayores efectos positivos, dado que la teoría y los sustentos empíricos evidencian que, existe una relación directa con los salarios (rentabilidad), así, las ganancias que se obtienen de la inversión en este factor incrementan el stock de capital humano de las personas.

Según (Prada, 2006) muchos estudios respecto a la rentabilidad de la educación están direccionados en realizar la estimación generalmente mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) sobre la distribución salarial, con lo cual se considera la educación como un insumo que contribuye a la rentabilidad de los salarios; la estimación antes citada se hace para el modelo básico de Mincer que requiere de información sobre las variables educación, experiencia y la experiencia al cuadrado. Sin embargo, el modelo Minceriano generalmente no incluye variables nominales u ordinales, razón por la cual el modelo Spline, que además de usar variables cuantitativas como el caso de la ecuación de Mincer, tiene la virtud de permitir incorporar variables tipo dummy cómo lo son el género, estado civil, el nivel educativo alcanzado, entre otras, permitiendo este último establecer determinantes de los salarios discriminando por factores como el género, el nivel educativo, o la variable que a bien convenga.

En este artículo se establecen los factores determinantes en las dinámicas de los salarios

de los jefes de hogar en Colombia, a partir de variables que representan características de vida, educativas y fuerza laboral, usando la información de las bases de datos de las Encuestas de Calidad y Vida para los periodos 2013-2015 calculadas por el DANE, con la cual se construyen modelos de econométricos de respuesta discreta para las posibles interacciones entre salarios y los grupos de variables utilizadas.

El artículo se compone de siete partes incluyendo esta introducción. En segundo lugar, se presenta el estado del arte de la rentabilidad de los salarios y las metodologías utilizadas para su análisis. En una tercera parte, se presenta el marco teórico de la educación y tasas de retorno de este tipo de inversiones. Luego en la cuarta parte, se describen los aspectos metodológicos utilizados para la construcción de los modelos. En quinto y sexto lugar, se presentan los resultados y su respectivo análisis e interpretación, para finalizar con las conclusiones que se deducen de esta investigación.

Estado del arte

Son numerosos los estudios que se encuentran en la literatura económica sobre la relación entre los salarios y la educación. Dentro de los que se destaca el de (Psacharopoulos & Chu Ng, 1994), quienes calcularon la tasa de retorno de la educación para algunos países latinoamericanos y centroamericanos, agregando variables dummy para el género y nivel educativo, haciendo desagregación para la última. El estudio realizado para el año 1980 incluye a 18 países dentro de los que se encuentran Colombia. Específicamente para Colombia, se encontró a partir de un modelo Minceriano que la tasa de retorno fue de 18.6%, y que existía diferencia en las tasas tanto entre géneros (Mujeres: 12.9

% y Hombres: 14.5 %) como en nivel educativo (Primaria 17.05 %, Secundaria 11.44 % y Universitario 17.6 %).

El estudio de (Heckman, Lochner, & Todd, 2003), calculó la tasa de retorno a la educación para USA, para el año 1980 y clasifican la variable raza entre personas blancas y de color, encontrando que las tasas de retorno respectivamente son de 12.2 % y 15.5%, además evidenciaron que un año más de educación tiene mayor impacto cuando este coincide con el año de graduación, efecto que se da en los niveles de secundaria y universidad.

En (Sapelli, 2003), se evaluó la tasa de retorno de la educación en Chile en el periodo 1990-1998 usando datos de corte transversal y variables dummies para representar el nivel educativo. Concluyó que la tasa de retorno aumenta en la medida que lo haga el nivel educativo. Además, en su estudio hace una acotación importante respecto a que la variable nivel educativo debería disgregarse en el modelo de ingresos, con el fin de tener mejores estimaciones. Con los datos usados, encontró que la tasa de retorno de la educación está entre el 11.4% y el 13.2 % y que el nivel educativo que mejor rentabilidad genera es el universitario.

Por su parte, (Salamanca, 2015), estima la tasa de retorno de la educación para el 2007 con base en la encuesta de hogares para el Salvador; entre las conclusiones más relevantes del artículo se resalta que la tasa de retorno de la educación fue del 10%, además que variables como experiencia, vivir en zona rural y ser género masculino, favorecen positivamente los salarios.

Para el caso colombiano es importante considerar que se han hecho trabajos significativos, que usan la ecuación de los salarios en su versión de regresión múltiple, o ajustando modelos de probabilidad que hieran uso de las variables independientes de la ecuación de salarios básica o ampliada. (Kugler, de Gómez, & Posada, 1979)

en su trabajo encuentra que la tasa de educación primaria se encuentra por debajo de la secundaria, pero no encuentra diferencias relevantes entre las tasas de nivel secundario y universitario. A su vez, (Tenjo, 1993) compara la evolución de los retornos a la educación de los asalariados y no asalariados del mercado laboral urbano de Colombia en el periodo 1976 - 1989, y su estudio se vuelve un referente del tema en el país, dado que usa la ecuación minceriana con algunas variables dummies. Es de resaltar que, en su trabajo, encontró diferencias entre los retornos entre hombres y mujeres, sin embargo, con tasas decrecientes.

En (Perfetti, 1996) se analizan las diferencias entre hombres y mujeres no asalariados para el periodo 1984-1994, este trabajo se convirtió en base para trabajos posteriores de otros autores que encontraron que en efecto la diferencia estaba en el acervo de capital que tenían los hombres y mujeres. Además trabaja una versión de la ecuación de Mincer agregando variables respecto a características de la empresa donde trabajan los individuos analizados.

En el trabajo de (Arias & Chavez, 2002) se presenta un análisis de corte transversal para el periodo 1990-1995 dado que se dieron reformas en el mercado laboral del país, y para los años 1999, en el que la economía entró en recesión y 2000 en el que, aunque la economía colombiana comenzó su proceso de recuperación, no se visualizaron reducciones considerables en el desempleo. Los modelos de Mincer, se estimaron de forma independiente para hombres y mujeres, de los que se encontró que la tasa de retorno de la educación para las mujeres estuvo entre 10.1 % y 13.8%, mientras que para los hombres el rango se dio entre 6.8 % y 7.6%.

Un estudio hecho por (Hernandez, 2010), estuvo orientado en estimar los retornos de la educación para la educación superior y posgradual y el tipo de instituciones de la cual se graduó la persona durante el periodo 2000-2006. Se estimó un modelo de salarios con va-

riables dummies para: tipo de institución de la que se graduó la persona, región geográfica a la que pertenece, nivel educativo y área de conocimiento. Se encontraron diferencias salariales por género, con tasas de retorno después de graduarse del 2.3% y la tasa de retorno de la educación superior del 14 %, así mismo, un aporte positivo de la experiencia laboral sobre los salarios.

El trabajo publicado por (Meza & Mora, 2014), se basó en la ecuación de ingresos de Mincer y buscó evaluar la discriminación ocupacional de las mujeres en el periodo 1984-2010, para siete ciudades entre las que están Bogotá, Manizales, Medellín, Cali, Barranquilla, entre otras. Lo anterior se evaluó con un modelo Probit para la variable ocupa o no cargo directivo en función de dummies regresoras para el estado civil, nivel educativo y ciudad. Concluyeron entre otras cosas, que existe brecha de cargos directivos entre hombres y mujeres, lo cual a su vez genera brechas en los ingresos. Además encontraron, que el estado civil casado, afecta a las mujeres para acceder a este tipo de cargos.

Por su parte, (Isaza Castro, 2013) hace uso de la encuesta de hogares para el periodo comprendido entre 1986 y 2004 para 7 áreas metropolitanas en Colombia, con el fin de caracterizar como se ha comportado con el paso de los años la brecha en el mercado laboral por género. Para lo anterior, hace énfasis en la segregación ocupacional y la distribución de empleo para las mujeres en ámbitos industriales.

El autor hizo uso de modelos Multilogit para analizar la segregación ocupacional. Algunas de las conclusiones más relevantes del trabajo, se centran en ratificar brechas salariales por género de manera marcada en el sector informal, además encuentra que niveles educativo altos reducen brechas salariales entre hombre y mujeres, lo cual se ve más reflejado en el sector formal. Así mismo, considera que la segregación ocupacional no es diferencial en la brecha salarial por género y que la mayor parte

de la brecha salarial se puede explicar por la escolaridad y la experiencia potencial.

Por último, en (Tarazona & Remolina, 2017) se evaluó el efecto de la tasa de retorno de la educación en Colombia para el periodo 2009-2016 mediante la información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares aplicada por el DANE en estos años, su análisis lo hacen mediante la ecuación de Mincer básica y modificaciones a esta ecuación agregándole diferentes variables dummy. Entre los resultados más representativos del trabajo están: la tasa de retorno es del 9.1 % para Colombia, lo que indica que un año más educación hará que el salario crezca en ese porcentaje; un año más de experiencia incrementa los salarios en por lo menos 2.2. %, sin embargo, tener muchos años de experiencia y ganar más experiencia hacen que los ingresos disminuyan en algo más del 0.002%. El estudio además evidencia que la ubicación geográfica a partir de áreas principales es determinante en los salarios, al igual evidencia inequidad salarial por género y que el estado civil no influye en los cambios salariales.

Marco teórico

Tasa de retorno y Ecuación de Salarios

Cuando un individuo se propone aumentar los ingresos salariales, puede hacerlo a través de una inversión en capital humano, en donde la educación, la especialización en su profesión o labor, la salud o la seguridad entre muchos otros elementos constituyen un mayor capital humano y una inversión de la persona sobre sí misma. Como cualquier inversión, se esperan retornos que permitan recuperar lo invertido más una ganancia adicional. Según (F. Pantoja, 2010, p. 52) la educación “*es un bien de capital del cual se puede conocer la cantidad invertida y la magnitud de sus rendimientos*”, por lo cual, ésta es un proceso que contribuye a que las personas mejoren su calidad de vida (salud, ocio, mejores ingresos, seguridad, convivencia, entre otros) y que además genere una rentabilidad por

toda la vida, pues impacta positivamente sobre el crecimiento en la productividad y sobre los salarios.

Por lo anterior, la educación se convierte en una vía para conseguir un salario mejor, que a su vez representa el objetivo central de la teoría de capital humano, pues busca analizar la incidencia que tienen sobre los ingresos por año adicional de educación y experiencia.

Ahora bien, una forma objetiva de medir la rentabilidad de la educación desde la perspectiva del capital humano, es la tasa de rendimiento de la educación, la cual se calcula como: “la diferencia entre el producto y los salarios sobre los acervos netos de capital o alguna variable que indique la inversión realizada en un periodo de tiempo determinado” (Ruiz, 1997, p. 19), por lo que esta establece la relación porcentual entre los costos de educarse y los beneficios futuros de este último.

Existen dos formas de medir la tasa de rendimiento de la educación, uno mediante el método algebraico (relaciona costos y beneficios individuales en valor presente) y otro mediante el modelo ocio consumo (Ecuación (1) y (2), citadas en (F. Pantoja, 2010). El primero tiene dificultades en que, a la hora de aplicarlo, puede existir carencia de información y además se asumen periodos de desempleo nulos; este se define así:

$$\int_0^t C_i e^{-ri} di = \int_0^t R_i e^{-ri} di \quad (1)$$

Donde:

C_i : Costo x unidad marginal de educación y formación en el tiempo i .

R_i : Rendimiento en el periodo i .

r : Tipo de interés.

Por lo tanto, entre mayor sea la amplitud del intervalo de integración mayor será la tasa de

rendimiento de la educación. El segundo modelo es menos permisivo en los supuestos, ya que se caracteriza por omitir el supuesto de que los individuos se centran sólo en estudiar y los aspectos positivos y negativos de no estudiar, por lo cual este evalúa el cambio que sufren los ingresos con el tiempo, así el modelo se define cómo:

$$\begin{aligned} & \text{Máx } \int_0^t W_i K_i e^{-ri} di \quad (2) \\ & \text{Sujeto a: } \dot{K} = iW_i - \delta K_i \end{aligned}$$

Donde:

δK_i : Acumulación de capital humano en el periodo i

iW_i : Porcentaje de tiempo dedicado a trabajar, excluyendo espacios de ocio.

Modelo que para (F. Pantoja, 2010), evidencia que en la medida que un individuo aumenta la edad, sus ingresos también incrementan hasta que se consigue un punto óptimo y paulatinamente empiezan a decrecer, lo cual se ajusta al modelo macroeconómico del ciclo de vida. El modelo (2) es sobre el cual está fundamentada la teoría de capital humano y es conocido en el ámbito económico como el modelo de salarios de Mincer.

Una idea inicial del modelo es presentada por Mincer en el su trabajo de 1958 (citado en F. Pantoja, 2010), con la cual se buscó dar respuesta a la pregunta de por qué las diferencias en los niveles educativos implicaban diferencias salariales entre los individuos. Aquí se afirma que la educación genera un efecto compensatorio, el cual está ligado a la decisión de educarse o no. El modelo está definido como una regresión lineal simple, en donde la variable dependiente es el logaritmo natural de los salarios, explicada por la edad cuyo coeficiente es la tasa de retorno marginal de la educación y donde la constante representa el ingreso recibido cuando el individuo no se educa.

Con propósitos diferentes pero con el mismo enfoque (Mincer, 1974) buscó indagar sobre la relación positiva entre salarios, educación y experiencia, por lo que postuló una regresión lineal múltiple como mecanismo para evaluar el efecto de la educación y experiencia

$$\ln(y) = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exper + \beta_3 exper^2 + \mu \quad (3)$$

La ecuación (3), se denomina la ecuación de salarios de Mincer y es la forma en la que se transcribe el modelo (2). Por otro lado, cabe anotar lo siguiente con respecto a las variables usadas en la ecuación (3):

En el caso de la variable *Exp*, normalmente las bases de datos no tienen esta información, razón por la cual esta es equivalente a la experiencia potencial, definida en una parte significativa de los trabajos revisados cómo:

$$exper = (Edad - años de educación - 6) \quad (4)$$

En otros trabajos se restan 7 años, la razón se sustenta en que antes de esta edad los niños no trabajan.

Para la variable $\ln(y)$, donde *y* denota salarios, estos son tomados como ingresos por hora y en algunos otros trabajos como los ingresos mensuales, diferencia que está inmersa en la base de datos sobre la cual se trabaja dado que algunas no proporcionan la cantidad de horas trabajadas o la información proporcionada no presenta congruencia al respecto.

Para el caso de la variable *educ*, esta no es igual en todos los países pues los niveles de escolarización son diferentes y empiezan en diferentes edades.

Finalmente, la variable $exper^2$ es fundamental sobre el modelo, pues busca corroborar que los salarios tienen rendimientos decrecientes, dado que estos aumentan, pero cada vez menos a una menor tasa.

sobre los salarios de los trabajadores, así este modelo tendría como variable regresada el $\ln(y)$, con *y*: salarios y con variables regresoras: años de educación (*educ*), Años de Experiencia (*Exp*) y Exp^2 , así el modelo queda expresado como:

Como lo cita (Cardona, Montes, Vasquez, Villegas, & Brito, 2007) la ecuación (3) está fundamentada en los siguientes supuestos:

a) Los ingresos capturan los beneficios totales de la inversión educativa, lo que implica que no se contabilizan ni externalidades ni ventajas pecuniarias de los trabajos que requieren educación.

b) La economía es un estado estacionario, sin ningún crecimiento salarial y de productividad.

c) Sólo una función puede ser utilizada para modelar los ingresos de toda la vida, lo que se traduce en: la escolaridad precede al trabajo; no hay interacción sobre los ingresos entre la contribución de la escolaridad y la experiencia; no existe distinción entre la experiencia laboral inicial y madura; cuando se estudia no se trabaja, y cuando se trabaja, la dedicación es de tiempo completo; no se adquiere experiencia mientras se estudia; no hay períodos después del estudio que no se trabaje y, por lo tanto, que no se adquiera la experiencia; la duración del ciclo vital laboral es la misma, independientemente de la duración de los estudios.

A partir de allí, Mincer concluyó que: las diferencias salariales se dan por factores como la edad y la experiencia laboral, dado que si entre los individuos; el nivel escolar es diferente pero sus edades son las mismas; tendrá más rentabilidad salarial quien más nivel educativo tenga. Por lo tanto, las inversiones en educación que se realizan durante la formación laboral serán

más rentables en la medida en que se realicen en poco tiempo.

Ahora bien, muchos autores a partir del trabajo de Mincer han ratificado tanto la validez del modelo como las conclusiones obtenidas por Mincer, tal es el caso de Robert Willis en 1986 (citado en Sapelli, 2003), quien expuso en su trabajo un sustento teórico de la ecuación de Mincer, el cual fue un modelo de equilibrio general de tendencia maximizadora en el que la variable experiencia en suprimida y cambiada por la variable habilidad con lo cual sigue la estructura del modelo expuesto por Mincer.

Por último, es importante enunciar que de los trabajos referenciados ya en el estado del arte, se constituyen dos versiones de la ecuación de ingresos de Mincer, una clásica y la otra ampliada. La primera tiene como variables las enunciadas en la ecuación (1), mientras que la última agrega variables tales como: género, ocupación, estrato, tipo de empresa (pública o privada), horas laboradas, tipo de contrato entre otros. Algunos autores advierten que cuando se hace uso de la versión ampliada de la ecuación hay una mejor estimación de la tasa de retorno de la educación.

Modelos de elección discreta

Los modelos de respuesta cualitativa están fundamentados en que la variable regresada sea de índole dicotómica o politómica, razón por la cual, este tipo de modelos difieren de los modelos de regresión de variables respuesta cuantitativa, no solo en la característica de la variable dependiente, sino además en el uso de cada uno, pues en las regresiones de respuesta cuantitativa se estima el valor esperado de la variable regresada como cambios marginales que efectúan las regresoras sobre estas, mientras que los modelos de respuesta cualitativa se caracterizan por determinar cambios de probabilidad de las variables independientes sobre la dependiente, razón por la cual estos últimos modelos son llamados modelos de probabilidad (Gujarati & Porter, 2010)

Por lo tanto, este tipo de modelos se aplican generalmente a datos de corte transversal, aunque también es funcional para las series de tiempo y los datos tipo panel. Entre los modelos de respuesta cualitativa están:

El modelo Logit surge de la necesidad de solucionar los cambios lineales en la probabilidad que no se pueden corregir en un modelo lineal de probabilidad, dado que el modelo Logit es una función de densidad acumulada con distribución logística.

La estructura matemática que sigue el modelo es:

Si $Z_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \mu$ con x_i la variable regresora, entonces $P_i = P(Y = 1/x)$ está definida así:

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_i)}} = \frac{1}{1 + e^{-z_i}} = \frac{e^{z_i}}{1 + e^{z_i}} \quad (5)$$

Así, la ecuación (5) se denomina función de distribución logística acumulada. Ahora bien, si P_i es la probabilidad de que el evento suceda, entonces $1 - P_i$ sería la probabilidad de que el evento no suceda, y está definido así:

$$1 - P_i = 1 - \frac{e^{z_i}}{1 + e^{z_i}} = \frac{1}{1 + e^{z_i}} \quad (6)$$

Por lo tanto, la razón de probabilidad se da como el cociente entre las ecuaciones (5) y (6); ahora aplicando logaritmo natural sobre la razón de probabilidad se obtiene el modelo Logit:

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = \ln(e^{z_i}) = Z_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \mu \quad (7)$$

La principal ventaja de este tipo de modelo es que garantiza cambios de probabilidad no lineales, pero también permite estimar relaciones de probabilidad muy útiles a la hora de hacer análisis de los estimadores.

Ahora bien, la diferencia entre el modelo Logit y el modelo Logit multinomial radique en que para el segundo la variable respuesta es politómica, pero en los dos es válido que la canti-

dad de variables regresoras sean una o más. Así en Logit Multinomial se evalúa la probabilidad de que un individuo i , escoja de una opción la alternativa j , por lo tanto, la probabilidad queda expresada por:

$$P_{ij} = P(y_i = j) = \frac{e^{w_{ij}}}{\sum_{j=1}^n e^{w_{ij}}} \quad (8)$$

Donde $\sum_{j=1}^n P_{ij} = 1$ (Wooldridge, 2010)

Datos

Para el análisis de los retornos de la educación en el periodo 2013- 2015 de los jefes de hogar en Colombia, se hizo uso de las Encuestas Nacionales de Calidad de Vida (ENCV) del (DANE, 2015) para dicho periodo; es importante resaltar que los microdatos de estas encuestas están desagregados en un total de 11 factores, entre los cuales se seleccionaron tres factores, dado que allí están consignadas las variables a usar y analizar en el presente trabajo, estos factores fueron:

Tabla 1: Información usada de las ENCV

FACTOR	VARIABLES USADAS
Características y composición del Hogar (30 variables)	<ul style="list-style-type: none"> • Sexo • Años Cumplidos (Edad) • Parentesco con el Jefe de Hogar • Estado Civil
Educación (43 variables)	<ul style="list-style-type: none"> • Nivel Educativo más alto alcanzado y último grado • Años de estudios superiores realizados y aprobados
Fuerza de trabajo (108 variables)	<ul style="list-style-type: none"> • Antes de descuentos ¿Cuánto ganó el mes pasado? (Salario mensual) • ¿En este trabajo _____ es?

Fuente: Elaboración y construcción de los autores a partir de la ENCV 2013,2014 y 2015

Se hizo depuración de la información el primer filtro se realizó sobre la variable parentesco con el jefe de hogar consignada en el factor características y composición de hogar, de allí solo se seleccionaron los individuos que se registraban como jefes de hogar, luego de ello se empalmaron los directorios (variable codificada de referencia) de los factores Educación y Fuerza de trabajo, posterior a ello se seleccionaron las variables de la Tabla 1.

Como segundo filtro se eliminaron los ceros y espacios vacíos en la información para cada uno de los años, luego de ello se visualizó en la información una tendencia de datos erróneos en los salarios, los cuales fueron eliminados, por ejemplo, una persona con nivel educativo Posgrado con título y con un ingreso mensual de \$99 pesos colombianos no se tuvieron en cuenta. El último filtro, se hizo respecto a datos atí-

picos, así se eliminaron salarios superiores a los \$ 7 000 000, pues los individuos con esta información no alcanzan a ser el 1 %, de la cantidad de individuos a analizar y sus datos son muy extremos y sesgan altamente la información.

En la Tabla 2, se presenta el número total de datos que se usan en el presente trabajo, mostrando la cantidad de registros que van quedando según el filtro aplicado y el año.

Finalmente, es importante resaltar que para el análisis se construyeron 3 variables que fueron: Experiencia (*exper*) la cual se calculó con la ecuación (4) y aduunto a esta construcción se halló la variable (*exper²*) elevando cada dato de la experiencia al cuadrado; por otro lado, la variable años de educación formal (*educ*) se halló fundamentada en las variables: Nivel Educativo más alto alcanzado y último grado, y años

Tabla 2: Número de individuos seleccionados por año.

Año	Número Inicial de Registros	1er Filtro: parentesco con Jefe de Hogar	2° Filtro: Eliminación de ceros y casillas vacías	3er Filtro: Eliminación de datos con errores de digitación	4° Filtro eliminación de salarios atípicos (> \$ 7 000 000). (Número final de individuos)
2013	73 155	21565	6447	5839	5785
2014	67548	20141	6036	5550	5500
2015	76028	23005	7172	6661	6600

Fuente: Calculo hechos por los autores a partir de la ENCV 2013,2014 y 2015

de estudios superiores realizados y aprobados, información que como se enuncio en la Tabla 1 se tomó de las ENCV del periodo de estudio

Para los modelos concernientes a este apartado, la variable regresada es *mdingr* y repre-

senta una variable multinomial desde 0 a 3 para diferentes niveles de ingresos.

Es importante notar que para todo el periodo de estudio (2013-2015) y con los dos conjuntos de variables independientes se tomó como categoría base de la variable dependiente la condición:

0: El jefe de hogar tiene un salario bajo (Salario entre [0,1) salarios)

Mientras que en las variables independientes para el modelo 2 (*características educativas*), se toman como categorías base las variables dummies *ning y prim* esto para garantizar independencia lineal entre filas y columnas.

Partiendo del salario mínimo establecido para cada año, la variable *mdingr* para cada periodo queda definida así:

$$\begin{aligned}
 & \text{I.} \quad 2013 \\
 & \text{II.} \quad 2014 \\
 & \text{III.} \quad 2015
 \end{aligned}
 \quad
 \begin{cases}
 0: \text{El jefe de hogar tiene un salario bajo} \\
 \quad \quad \quad (\text{Salario} < \$ 589\,500) \\
 1: \text{El jefe de hogar tiene un salario medio} \\
 \quad \quad \quad (\text{Salario entre } [\$ 589\,500, \$ 1\,768\,500)) \\
 2: \text{El jefe de hogar tiene una salario alto} \\
 \quad \quad \quad (\text{Salario entre } [\$ 1\,768\,500, \$ 2\,947\,500)) \\
 3: \text{El jefe de hogar tiene un salario muy alto} \\
 \quad \quad \quad (\text{Salario} \geq \$ 2\,947\,500)
 \end{cases}
 \quad (9)$$

$$\begin{aligned}
 & \text{mdingr} \\
 = & \begin{cases} 0: \text{El jefe de hogar tiene un salario bajo} \\ \quad (\text{Salario} < \$ 616\ 000) \\ 1: \text{El jefe de hogar tiene un salario medio} \\ \quad (\text{Salario entre } [\$ 616\ 000, \$ 1\ 848\ 000)) \\ 2: \text{El jefe de hogar tiene una salario alto} \\ \quad (\text{Salario entre } [\$ 1\ 848\ 000, \$ 3\ 080\ 000)) \\ 3: \text{El jefe de hogar tiene un salario muy alto} \\ \quad (\text{Salario} \geq \$ 3\ 080\ 000) \end{cases} \quad (10)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \text{mdingr} \\
 = & \begin{cases} 0: \text{El jefe de hogar tiene un salario bajo} \\ \quad (\text{Salario} < \$ 644\ 350) \\ 1: \text{El jefe de hogar tiene un salario medio} \\ \quad (\text{Salario entre } [\$ 644\ 350, \$ 1\ 933\ 050)) \\ 2: \text{El jefe de hogar tiene una salario alto} \\ \quad (\text{Salario entre } [\$ 1\ 933\ 050, \$ 3\ 221\ 750)) \\ 3: \text{El jefe de hogar tiene un salario muy alto} \\ \quad (\text{Salario} \geq \$ 3\ 221\ 750) \end{cases} \quad (11)
 \end{aligned}$$

Ahora bien, para los dos modelos a analizar por años se usarán las siguientes variables regresoras:

1. *Cuantitativas*:

- *educ*: Años de educación
- *exper*: Años de experiencia calculado a partir de la ecuación (4)
- *exper*²: experiencia al cuadrado.

2. *Dummy*:

- $\text{sexo} = \begin{cases} 1: \text{Hombre} \\ 0: \text{Mujer} \end{cases}$
- $\text{estadoc} = \begin{cases} 1: \text{Soltero} \\ 0: \text{Casado u otro} \end{cases}$
- $\text{ep} = \begin{cases} 1: \text{Es empleado de empresa particular} \\ 0: \text{No es empleado de empresa particular} \end{cases}$
- $\text{eg} = \begin{cases} 1: \text{Es empleado del gobierno} \\ 0: \text{No es empleado del gobierno} \end{cases}$
- $\text{ed} = \begin{cases} 1: \text{Es empleado domestico o jornalero} \\ 0: \text{No es empleado doméstico o jornalero} \end{cases}$

- $ning = \begin{cases} 1: \text{Cumple con no tener ningun nivel educativo} \\ 0: \text{Tiene algún nivel educativo} \end{cases}$
- $prim = \begin{cases} 1: \text{Cumple con tener nivel eductivo primaria} \\ 0: \text{No tiene educación primara} \end{cases}$
- $sec = \begin{cases} 1: \text{Cumple con tener nivel eductivo secundaria} \\ 0: \text{No tiene educación secundaria} \end{cases}$
- $tyt = \begin{cases} 1: \text{Cumple con tener nivel eductivo técnico o tecnológico} \\ 0: \text{No tiene educación técnico o tecnológico} \end{cases}$
- $uni = \begin{cases} 1: \text{Cumple con tener nivel eductivo universitario} \\ 0: \text{No tiene educación universitaria} \end{cases}$
- $pos = \begin{cases} 1: \text{Cumple con tener nivel eductivo postgradual} \\ 0: \text{No tiene educación postgradual} \end{cases}$

Resultados

Modelo 1 (Características de vida y fuerza laboral): *educ, exper, $exper^2$, sexo, estadoc, ep, eg y ed.*

En la Tabla 3, se presentan los coeficientes, p-valores y Odds Ratio para cada una de las variables independientes en cada uno de los modelos por año, la significancia de estas variables se evalúa con un nivel del 5 %.

Para las categorías 1, 2 y 3 (tener un salario medio, salario alto y salario muy alto), la única variable que no es estadísticamente significativa en todos los años es *estadoc*. Mientras que, *educ, exper, $exper^2$, sexo, ep y eg, en las categorías 1 y 2* evidencian según la Tabla 3, que son significativas y explicativas sobre dichas categorías, por lo tanto aumentar los años de educación en un año, ser empleado del gobierno o de una empresa privada o ser de sexo masculino, aumentan la probabilidad de que un jefe de hogar gane un salario medio o un salario alto, según las definiciones de (9), (10) y (11), de tal forma que la diferencia es que los coeficientes de cada una de estas variables va a aumentado en paralelo que los rangos salariales de cada ca-

tegoría aumentan. La única salvedad, se da en la categoría 3 en las que las variables, *exper, $exper^2$, eg y ep*, no son estadísticamente significativa para el año 2013.

Modelo 2 (Características educativas): *exper, $exper^2$ sexo, ning, prim, sec, tyt, uni, pos.*

La información respecto a los coeficientes, p-valores y Odds ratio para este grupo de variables que modelan la variable *mdingr* se observan la Tabla 4, para ello es importante retomar el hecho que se tiene como categorías base en lo referente a las variables independientes a *ning y prim*.

Según los datos de la Tabla 4, todas las variables de nivel educativo *sec, tyt, uni y pos* son estadísticamente significativas al 5 %, por lo tanto, tener formación educativa en cualquiera de estos niveles de escolaridad aumenta la probabilidad de que un jefe de hogar obtenga un salario mejor en cualquiera de los años, frente a un jefe de hogar que no tienen niveles de formación académica o que tiene como nivel de escolaridad primaria.

Respecto a las variables *exper y $exper^2$* , también son significativas y con signos con-

Tabla 3: Coeficientes y p-valores características de vida y fuerza laboral años 2013, 2014 y 2015 (Multilogit)

Año VS Categoría de variables y variables		2013			2014			2015		
Categoría variable	mdingr	Coef.	RRR	P>z	Coef.	RRR	P>z	Coef.	RRR	P>z
0		(base outcome)			(base outcome)			(base outcome)		
	educ	0.172	1.1877	0	0.1926	1.2124	0	0.1525	1.1648	0
	exper	0.0288	1.0292	0.003	0.0473	1.0485	0	0.048	1.0492	0
	exper ²	-0.0005	0.9995	0.001	-0.0006	0.9994	0	-0.0008	0.9992	0
	sexo	1.0187	2.7696	0	0.9951	2.705	0	1.0165	2.7634	0
1	estadoc	-0.135	0.8738	0.249	-0.0277	0.9727	0.815	-0.1152	0.8912	0.255
	ep	1.5396	4.6627	0	1.6747	5.337	0	1.5155	4.5516	0
	eg	3.1173	22.586	0	3.1314	22.9059	0	3.1639	23.6619	0
	ed	0 (omitted)	1 (omitted)		0 (omitted)	1 (omitted)		0 (omitted)	1 (omitted)	
	_cons	-2.9729	0.0512	0	-3.6954	0.0248	0	-3.4284	0.0324	0
	educ	0.4964	1.6429	0	0.5409	1.7175	0	0.4766	1.6106	0
	exper	0.0836	1.0872	0	0.1166	1.1237	0	0.0498	1.0510	0.006
	exper ²	-0.0010	0.9990	0.02	-0.0014	0.9986	0.002	-0.0003	0.9997	0.394
	sexo	1.3515	3.8633	0	1.2050	3.3366	0	1.3747	3.9538	0
2	estadoc	0.0026	1.0026	0.99	-0.1207	0.8863	0.585	-0.2207	0.8019	0.24
	ep	1.9868	7.2923	0.001	3.2015	24.5692	0.002	15.1474	3788129	0.968
	eg	4.5270	92.4781	0	5.1857	178.6928	0	17.5808	4.32E+07	0.963
	ed	0 (omitted)	1 (omitted)		0 (omitted)	1 (omitted)		0 (omitted)	1 (omitted)	
	_cons	-11.4439	0.0000	0	-13.5740	0.0000	0	-24.4170	0.0000	0.949
	educ	0.5958	1.8145	0	0.614	1.848	0	0.6184	1.856	0
	exper	0.0346	1.0353	0.187	0.103	1.109	0.002	0.0745	1.0774	0.009
	exper ²	-0.0002	1.0002	0.777	-0.001	0.999	0.16	-0.0005	0.9995	0.388
	sexo	1.9895	7.3115	0	1.732	5.651	0	2.0838	8.0351	0
3	estadoc	-0.8008	0.449	0.023	0.168	1.183	0.609	0.3125	1.3669	0.275
	ep	14.69	2395866	0.979	0.754	2.127	0.231	1.655	5.2333	0.116
	eg	16.07	9564262	0.977	1.782	5.943	0.012	2.9396	18.9082	0.007
	ed	0 (omitted)	1 (omitted)		0 (omitted)	1 (omitted)		0 (omitted)	1 (omitted)	
	_cons	-26.492	3.12E-12	0.963	-13.789	1.03E-06	0	-15.36384	2.13E-07	0

Fuente: Construcción de los autores a partir de la ENCV 2013,2014 y 2015

gruentes con respecto al sustento teórico para todos los años, menos en la categoría salario muy alto en la que *exper²* no es significativa, lo cual se puede deberse al hecho que los jefes de hogar con dichas condiciones salariales sean muy jóvenes o tengan pocos años de experiencia, a tal punto que dicha acumulación aun no alcanza a afectar de forma creciente la probabilidad de tener un salario como este.

En cuanto a las razones de probabilidad, es importante enunciar que todas las variables a

excepción de *exper²* tienen valores por encima de 1, lo cual indica que todo este grupo (*exper*, *sec*, *tyt*, *uni* y *pos*) explica de forma significativa y positiva a la variable *mdingr*; mientras que *exper²* muestra en las categorías significativas que las explica de forma negativa y fuerte, es decir, se ratifica que la acumulación de experiencia tiene efectos decrecientes sobre la probabilidad de ganar un mejor salario, después de lograr el máximo de experiencia potencial.

Tabla 4: Coeficientes y p-valores características educativas años 2013,2014 y 2015 (Multilogit)

Año VS Categoría de variables y variables		2013			2014			2015			
Categoría	Variables	mdingr	Coef.	P>z	RRR	Coef.	P>z	RRR	Coef.	P>z	RRR
0			(base outcome)			(base outcome)			(base outcome)		
		<i>exper</i>	0.0364	0	1.0370	0.0492	0	1.050	0.0447	0	1.045
		<i>exper²</i>	-0.0007	0	0.9993	-0.0008	0	0.999	-0.000	0	0.999
		<i>sec</i>	1.1088	0	3.0309	1.2998	0	3.668	0.840	0	2.318
		<i>tyt</i>	2.2932	0	9.9070	2.5127	0	12.338	1.833	0	6.258
		<i>uni</i>	2.8729	0	17.688	3.1226	0	22.704	2.963	0	19.37
		<i>pos</i>	4.1223	0	61.702	3.6016	0	36.655	2.822	0	16.82
	<i>_cons</i>	-0.2644	0.076	0.7677	-0.7102	0	0.4916	-0.571	0	0.5649	
1		<i>exper</i>	0.1048	0	1.1105	0.1252	0	1.133	0.060	0	1.062
		<i>exper²</i>	-0.0014	0	0.9986	-0.0017	0	0.998	-0.001	0	0.999
		<i>sec</i>	2.6994	0	14.87	2.8605	0	17.471	2.432	0	11.38
		<i>tyt</i>	5.0781	0	160.46	5.4230	0	226.55	4.740	0	114.41
		<i>uni</i>	7.4170	0	1664	7.8124	0	2470.9	7.366	0	1582
		<i>pos</i>	10.077	0	23800	9.8650	0	19245	8.887	0	7236
		<i>_cons</i>	-6.2550	0	0.0019	-6.9882	0	0.001	-6.034	0	0.002

	exper	0.0506	0.042	1.0519	0.0904	0.005	1.0947	0.0323	0.005	1.032
	exper²	-0.0003	0.534	0.9997	-0.0011	0.12	0.9989	0.0001	0.12	1.000
	sec	2.3087	0.001	10.061	1.7680	0.014	5.859	2.25	0.014	9.581
3	tyt	4.8136	0	123.17	4.8068	0	122.33	5.634	0	279.96
	uni	7.9308	0	2782	7.3764	0	1597.8	8.875	0	7154
	pos	10.664	0	42820	9.4810	0	13108	10.62	0	41189
	_cons	-7.1746	0	0.0008	-7.4802	0	0.0006	-8.510	0	0.0002

Fuente: *Construcción de los autores a partir de la ENCV 2013, 2014 y 2015*

Discusión de resultados

Con respecto a los Odd ratio por categoría se tiene los siguientes elementos:

La variable *educ* en todos los años y categorías tiene una razón de probabilidad superior a 1, por lo tanto, un jefe de hogar en todos los periodos evaluados tiene, ceteris paribus y en promedio alrededor de 1.2 veces más probabilidad de ganar un salario medio frente a un jefe de hogar sin años de educación.

Mientras que un jefe de hogar con años de educación tiene, ceteris paribus y en promedio cerca de 1.8 más opciones que un jefe de hogar sin años de educación de obtener un salario mensual alto, para todos los años analizados. Por último, un jefe de hogar sin años de educación tiene en promedio y ceteris paribus 1.9 veces menos probabilidad que un jefe de hogar con años de educación de devengar un salario mensual muy alto.

Respecto a la variable *exper* su odd ratio es mayor a uno, por lo tanto, un jefe de hogar que en cualquiera de los años 2013, 2014 ó 2015 tenga años de experiencia tiene en promedio y ceteris paribus, 1.04 veces más probabilidad de ganar un salario medio, respecto a un jefe de hogar sin años de experiencia. Ahora bien, una vez el jefe de hogar alcanza la experiencia potencial máxima en cada uno de los años (2013 está entre 49 y 50 años, 2014 el máximo se da entre 47 y 48 años y para el 2015 entre 48 y 49 años), entonces el odd ratio de *exper²*

garantiza que después de pasado el máximo, la experiencia tiene efectos decrecientes sobre los salarios y con ello también se disminuye la probabilidad de que el jefe de hogar de alcanzar un salario medio o alto, en todo el periodo de evaluación.

En cuanto a la variable **Sexo**, su nivel de explicación sobre *mdingr* es fuerte positiva lo que deja ver brecha salarial por sexo en todas las categorías de la variable, la brecha aumenta al mismo tiempo que lo hace la categoría salarial, lo cual sucede en todos los años.

Finalmente, las variables, *ep* y *eg* tienen según sus odd ratios una relación positiva con respecto a la variable *mdingr*, en promedio para todos los años y para las categorías salariales medio y alto, ser empleado privado hace al jefe alrededor de dos veces menos probable de alcanzar un salario medio o bajo, con respecto a un jefe de hogar que sea empleado del gobierno.

Trabajos como los de (Salamanca, 2015) y (Perfetti, 1996) son congruentes frente a los hallazgos consignados para esta parte del análisis, pues en estos se concluyen brechas salariales por género, además de registrar aporte positivo de los años de educación y experiencia sobre las tasas de retorno de los salarios.

Es importante resaltar como la variable *exper²*, aumenta su efecto decreciente sobre los salarios, luego de que se alcanza el máximo de la experiencia potencial, que ya se ha enunciado en párrafos anteriores. Además,

como lo evidencian los coeficientes de la variable *Sexo*, hay brecha salarial entre hombre y mujeres, la cual favorece a los jefes de hogar hombres, esto concuerda con resultados obtenidos en trabajos como los de (Meza & Mora, 2014) y (Tenjo, 1993).

Para el modelo dos, un jefe de hogar es más opcionado a ganar un salario tal como (medio (1), alto (2) o muy Alto (3)) en la medida que tenga un nivel educativo mayor, un claro ejemplo de ello es: un jefe de hogar con formación posgradual en el 2014 es en promedio y ceteris paribus, 42 819 veces más probable de ganar un salario muy alto (ver (10)) y a su vez en el mismo periodo un jefe de hogar con nivel educativo secundario es en promedio y ceteris paribus, alrededor de 11 veces más opcionado a devengar un nivel salarial en contraste con jefes de hogar sin niveles educativos o con educación primaria.

Por último, resaltar que este apartado del análisis va muy de la mano con lo que, respecto a conjeturas de trabajos enunciados a lo largo del estado del arte, en los que el nivel educativo si genera brechas salariales y como es presentado en este caso empírico las diferencias en las posibilidades de obtener un mejor salario aumentan de forma casi equitativa en la medida que ascienda en la formación académica de los individuos.

Conclusiones

De la mano con la que menciona Mincer para su modelo en 1974, respecto a que hay relación positiva con la *exper* y negativa con *exper*², los resultados de este artículo concuerdan con lo expresado por dicha teoría, pues la experiencia es un determinante sobre el cambio de probabilidad de tener un mejor salario mensual, lo cual hace que un año más de experiencia aumente dicha probabilidad hasta cuando se alcanza el máximo de experiencia potencial, ya que después de este máximo allí

hay efectos decrecientes sobre los salarios, aunque estos son mínimos.

Desde una mirada probabilística se cumple la teoría del capital humano, pues la probabilidad de tener un mejor retorno de la educación depende tanto de los años de educación y formación académica, como de la experiencia, factores que en trabajos como los de Becker, Mincer y Sen definen la relación de explicación de estas sobre los salarios, y en particular en este último se agregan variables a los modelos de regresión, comprobando también explicación de significancia en los salarios, con lo fue en este trabajo la variable sexo.

Para todos los periodos, un año más de educación tiene como efecto que la probabilidad de que un jefe de hogar gane mensualmente un mejor salario en Colombia aumente. Así mismo, cuando se hace discriminación por nivel educativo entre mayor sea este, en paralelo la probabilidad aumenta, lo cual lo evidencian en los coeficientes del modelo dos. Para el caso puntual de los niveles educativos, entre mayor sea el salario del jefe de hogar, sus probabilidades van aumentando o disminuyen según su formación académica, frente a jefes de hogar que para los años evaluados no tengan formación educativa o posean escolaridad primaria. Por lo tanto, es necesario que, en Colombia, se impulsen políticas públicas que no sólo le den fuerza a garantizar la educación en niveles tales como secundaria y primaria, sino que estas trasienden otros ámbitos en los que la educación universitaria y posgradual también se garantice, pues los retornos son significativamente altos.

Finalmente, este artículo marca pautas para indagar más sobre cambios de probabilidad de los niveles educativos evaluando diferenciales sobre el hecho de estar titulado o no, además de poderse evaluar los efectos de la ubicación geográfica de los individuos, sobre las variaciones probabilísticas en la tasa de retorno sobre los salarios

Referencias

- Arias, H. Y. A., & Chavez, A. H. (2002). *Cálculo de la tasa interna de retorno de la educación en Colombia*. Universidad Externado de Colombia.
- Cardona, M., Montes, I., Vasquez, J., Villegas, M., & Brito, T. (2007). Capital humano. Una mirada desde la educación y la experiencia laboral. *Cuadernos de Investigación*, (56).
- DANE. (2015). *Encuestas Nacionales de Calidad de Vida (ENCV)*.
- Gujarati, D., & Porter, D. (2010). *Econometría (quinta edición)*. México: McGRAW-HILL/INTERAMERICANA EDITORES, SS DE CV.
- Heckman, J. J., Lochner, L. J., & Todd, P. E. (2003). *Fifty years of Mincer earnings regressions*. National Bureau of Economic Research.
- Hernandez, G. (2010). Cuán rentable es la educación superior en Colombia? *Lecturas de Economía*, 73, 181–214.
- Isaza Castro, J. G. (2013). *Occupational segregation, gender wage differences and trade reforms: empirical applications for urban Columbia* (PhD Thesis). University of Sussex.
- Kugler, B., de Gómez, M. I., & Posada, A. R. (1979). *Educación y mercado de trabajo urbano en Colombia: una comparación entre sectores modernos y no modernos*. Corporación Centro Regional de Población, Area Socio-Económica.
- Meza, C. A., & Mora, Y. K. (2014). *Discriminación salarial por género "Efecto techo de cristal". Caso: siete áreas metropolitanas de Colombia*.
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions* No. 2.
- Pantoja, F. (2010). Rentabilidad de la inversión en educación. Beneficios privados y sociales. *Revista Gestión & Desarrollo*, 7(2), 49–62.
- Perfetti, M. (1996). Diferencias salariales entre hombres y mujeres no asalariadas durante el período 1984-1994. *Revista Planeación y Desarrollo*, 27(4).
- Prada, C. F. (2006). ¿Es rentable la decisión de estudiar en Colombia? *Vol. 24. No. 51, Edición Especial Educación. Junio, 2006. Pág.: 226-323*.
- Psacharopoulos, G., & Chu Ng, Y. (1994). Earnings and education in Latin America. *Education Economics*, 2(2), 187–207.
- Ruiz, C. R. (1997). *El reto de la educación superior en la sociedad del conocimiento*. ANUIES.
- Salamanca, L. (2015). Estimación de la tasa de retorno a la educación.
- Sapelli, C. (2003). Ecuaciones de Mincer y las tasas de retorno a la educación en Chile: 1990-1998. Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Tarazona, N. E., & Remolina, D. (2017). *Efectos de la tasa de retorno de la educación en Colombia (2009-2016)*. Universidad Santo Tomas.
- Tenjo, J. (1993). Evolución de los retornos a la inversión en educación 1976-1989. *Planeación y Desarrollo*, 24, 85–102.
- Urciaga, J. (2002). Los rendimientos privados de la escolaridad formal en México. *Revista Comercio Exterior*, 52, 324–330.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press. Retrieved from <https://books.google.es/books?hl=es&lr=&id=yov6AQAAQBAJ&oi=fnd&pg=PP1&dq=wooldridge&ots=iWiZBGBE0N&sig=3rdDISEjvb-YWeEuy0zgyoHXCYc>