

Capítulo 7.

Retornos de la escolaridad en el autoempleo en Colombia

Julián Durán Peralta*

<https://orcid.org/0000-0002-8252-729X>

julian.duran02@usc.edu.co

Leonardo Peña Ríos*

<https://orcid.org/0000-0003-3376-4923>

leo_pr99@hotmail.com

Raquel Vergara Flórez*

<https://orcid.org/0000-0002-8341-6575>

raquel.1550@hotmail.com

*Universidad Santiago de Cali

Cali, Colombia

Cita este capítulo:

Durán Peralta, J., Peña Ríos, L. y Vergara Flórez, R. (2020). Retornos de la escolaridad en el autoempleo en Colombia. En: Andrade Agudelo, D. L. (Ed. científica). *Estudios de Economía Aplicada* (pp. 187-207). Cali, Colombia: Editorial Universidad Santiago de Cali.

Retornos de la escolaridad en el autoempleo en Colombia

Julián Durán Peralta
Leonardo Peña Ríos
Raquel Vergara Flórez

RESUMEN

Una variedad de evidencia empírica señala las bondades del emprendimiento como fuente de desarrollo en economías locales. El actual capítulo pretende abordar la medición de la tasa de retorno de la educación para los autoempleados frente a los trabajadores asalariados, en las principales áreas metropolitanas de Colombia para el año 2016, utilizando la Función de Ingresos de Mincer. La base de datos usada en la presente investigación es la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE de Colombia para el año 2016. Como resultado se establece que para los trabajadores por cuenta propia es un poco menos importante la educación respecto a los asalariados, teniendo en cuenta que esta categoría de autoempleo se encuentra ligada a la economía informal, donde la exigencia por dotación de capital humano es menor al resto de la economía.

Returns from Schooling in the Self-Employment sector in Colombia

Abstract

A variety of empirical evidence points to the benefits of entrepreneurship as a source of development

education for the self-employed versus salaried workers, in the main metropolitan areas of Colombia for the year 2016 using Mincer's Income Function. The database used in this research is the Great

integrated household survey (GEIH) of the National Administrative Department of Statistics DANE of Colombia for the year 2016. As a result, it is established that for the self-employed, education is a little less important in relation to salaried employees, taking into account that this category of self-employment is linked to the informal economy, where the requirement for the education or training of human capital is lower than for the rest of the economy.

1. INTRODUCCIÓN

El autoempleo constituye una posición ocupacional que ha venido ganando importancia en el mercado laboral de Colombia, y en algunos países en vía de desarrollo. Situaciones como la política de flexibilización de los mercados laborales y el desempleo estructural, entre otros, ha motivado las formas de autoempleo como una alternativa de ocupación. Además, los gobiernos vienen promoviendo entre las clases trabajadoras la creación de su propio empleo, y del emprendimiento en general, como estrategia para el crecimiento en las economías actuales. Adicionalmente, una variedad de evidencia empírica señala las bondades del emprendimiento como fuente de desarrollo en economías locales (Audretsch y Keilbach, 2004; Galindo y Méndez, 2014; Durán, 2019).

Así, el análisis del autoempleo se torna relevante y se incluye en la agenda de diversos investigadores; uno de los aspectos de interés a analizar es si las personas que están como autoempleados reciben mayores ingresos que, por ejemplo, los trabajadores asalariados; más específicamente se busca establecer en qué medida un factor como la educación genera mayores retornos a uno u otro tipo ocupacional.

Es sabido que la educación constituye un activo importante para los individuos porque les permite ser más productivos y obtener mayores ingresos, tal como lo sugieren autores clásicos en esta materia como

Becker (1964) y Schultz (1961), o desde el punto de vista de la teoría de la *señalización*, donde se advierte que las personas tienen incentivos para alcanzar un alto nivel de educación, como una forma de adquirir la posición, en el mercado laboral, de ser un trabajador de elevada productividad (Spence, 1973). No obstante, en la práctica, un segmento de los autoempleados no desea altos niveles de educación, dado que no aspiran a ofrecer su trabajo ante otros empleadores y anhelan ser sus *propios jefes*, y sus retornos estarían influenciados por aspectos diferentes a la educación formal, como la motivación, la mayor disposición al riesgo, la creatividad y el arte de saber vender, (Tokila y Tervo, 2011; Åstebro y Chen, 2014). También, existe el argumento de que los autoempleados que ambicionan ser empresarios deben tener un importante capital humano, con la finalidad de administrar con éxito sus empresas (Douhan y Van Praag, 2009; Fossen y Büttner, 2013). Ante estos escenarios, es relevante abordar el problema de los retornos a la educación en los llamados trabajadores autoempleados⁹ (aquellos que generan su propio empleo) frente a los trabajadores asalariados, en una economía en vía de desarrollo como la colombiana.

Algunos de los antecedentes más relevantes en torno al problema de las tasas de retorno de la educación en el autoempleo muestran que no existen diferencias significativas entre autoempleados y asalariados, (Chiswick, 1976; Idrus y Cameron, 2000; Tokila y Tervo, 2011). Otros estudios, han encontrado que, al considerar los ingresos no pecuniarios, los autoempleados obtienen mayores retornos que en el trabajo asalariado (Hamilton, 2000; Åstebro y Chen, 2014; Lechmann, 2015).

Una serie de trabajos ha encontrado que los asalariados presentan mayores retornos que los autoempleados, por ejemplo, Henderson, 1983; Psacharopoulos, 1994; Brown y Sessions, 1999; Tansel, 2001;

9 En el presente documento se analizarán dos tipos de autoempleo: los empleadores y los cuenta propia, la diferencia entre ambos consiste en que el empleador genera su propio empleo y al menos un empleo más, el cuenta propia sólo genera su propio empleo.

García-Mainar y Montuenga-Gómez, 2004; Van der Sluis, Van Praag y Vijverberg, 2004, 2005. De manera contraria, otras investigaciones hallaron mayores retornos en los autoempleados que en asalariados, (Fredland y Little, 1981; Psacharopoulos, Arriagada y Vélez, 1987; Van der Sluis, Van Praag y Van Witteloostuijn, 2007; Van Praag, Van Witteloostuijn y Van der Sluis, 2013. Adicionalmente, Fossen y Büttner (2013), concluyen que el trabajo asalariado tiene una tasa de retorno de la educación similar al autoempleo asociado al emprendimiento por oportunidad, pero mayor tasa que el autoempleo por necesidad. En Iversen, Malchow-Møller y Sørensen (2010) se halló que la tasa de retorno de la educación en el autoempleo es de 6.5%, pero en especial, aquellos que tienen más de 18 años de educación perciben retornos muy superiores al resto de autoempleados. Mientras que Idrus y Cameron (2000), sostienen que el nivel de escolaridad que genera mayor retorno es la secundaria.

El actual capítulo pretende abordar la medición de la tasa de retorno de la educación para los autoempleados frente a los trabajadores asalariados, en las principales áreas metropolitanas de Colombia para el año 2016. Se analizan dos tipos de autoempleados: empleadores y cuenta propia, y se realizan estimaciones de la función de Mincer tanto en su versión tradicional por Mínimos Cuadrados Ordinarios MCO como a través la llamada corrección de Heckman.

Con el estudio se desea dar mayores luces sobre el impacto real de los años de educación en los ingresos laborales, tanto de trabajadores asociados al emprendimiento como son los autoempleados o de aquellos que prefieren vincularse al mercado laboral como asalariados, dado que ambos grupos pueden tener motivaciones diferentes al momento de elegir su inversión en capital humano. Además, es viable partir el segmento de los autoempleados entre los que son empleadores y los cuenta propia, éste último más ligado al denominado *emprendimiento por necesidad*. Los resultados de las estimaciones señalan que los asalariados presentan mayor tasa de retorno a la educación, seguido

de los autoempleados empleadores y posteriormente, se ubican los cuenta propia. Pero, los empleadores ostentan mayores niveles salariales que los asalariados.

Así, el trabajo aporta en la agenda investigativa sobre la relación entre educación y salarios en tipos ocupacionales en una economía emergente como la colombiana, donde han sido escasos los estudios en esta materia, especialmente comparando el llamado autoempleo con respecto al trabajo asalariado, y dado que la mayoría de los estudios se han enfocado en medir la tasa de retorno de la educación, pero de manera agregada para todos los ocupados en el mercado laboral.

El documento se distribuye de la siguiente forma, en el apartado dos se plantea la fundamentación teórica y metodológica de la función de ingresos de Mincer. En el apartado tres se aborda en uso de la base de datos y el modelo especificado para la estimación. En la parte cuatro se presentan los resultados y la discusión. El apartado cinco expone las conclusiones.

2. MARCO TEÓRICO

El estudio se sustenta a partir de la función de ingresos propuesta por Mincer en *Schooling, Experience, and Earnings* (1974), donde se asume que el individuo decide realizar estudios como si se tratase de una inversión la cual le permitirá incrementar su productividad, y de esta forma, espera obtener un mayor salario como pago a sus capacidades. Por lo tanto, la función de Mincer mide la repercusión de un año adicional de estudios en las rentas laborales de los individuos, donde se relaciona el logaritmo del salario por hora (I_{wh}) en función de los años de escolaridad formal completada (S), la experiencia laboral (E), la experiencia laboral al cuadrado (E^2) y la perturbación aleatoria (ε):

$$I_{wh} = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 E + \beta_3 E^2 + \varepsilon \quad (1)$$

En esta función original β_0 es el intercepto y representa el logaritmo del salario de un individuo sin educación ni experiencia, β_1 es la tasa de retorno de la educación y β_2 la tasa de retorno de la experiencia. Debido a la ausencia de información sobre la experiencia laboral real de los individuos es frecuente que se utilice la llamada experiencia potencial o aproximada, la cual se construye a partir de restar a la edad los años de educación formal (S) y unos años previos al inicio de la escolarización (5 o 7 años).

La variable experiencia tiene forma cuadrática porque depende directamente del ciclo de vida (edad) de la persona, donde a partir de cierto punto no importa cuánto incremente su escolaridad, la edad y la inherente pérdida de capacidades físico-motrices impedirán que el individuo mejore su nivel salarial y comenzará a decrecer. Así mismo, con el tiempo la inversión en capital humano se enfrenta a rendimientos de escala decrecientes, como afirman McConnell, Brue y Macpherson (2003); los conocimientos y cualificaciones adicionales de la educación son cada vez menores a medida que aumenta la cantidad de escolarización.

Un claro impedimento al que se enfrenta el análisis de la tasa de retorno, además del hecho de usar sólo datos de individuos ocupados con renta salarial positiva, es la incapacidad de diferenciar entre salarios de reserva y salarios de mercado por la ausencia de información, lo que lleva a omitir muchos individuos con salarios de reserva superiores al salario de mercado. Para corregir los problemas de una mala elección de muestras, que pueden llevar a la estimación de parámetros inconsistentes, se implementan los criterios propuestos por Heckman (1979) y siguiendo la propuesta de Cameron y Trivedi (2005) se establece una ecuación de participación (mediante un modelo probit) definida como:

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{si es ocupado} \\ 0 & \text{si es desempleado} \end{cases}$$

$$p_r(y_1) = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 E_i + \beta_3 E_i^2 + \beta_4 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Dónde y_1 es la participación en el mercado laboral, que está en función de S_i que indica los años de educación, E_i es la experiencia laboral, E_i^2 es la experiencia al cuadrado y X_i es un grupo de variables adicionales que se pueden agregar y representan características personales. En la ecuación de participación se incluyen tanto ocupados (categoría que toma el valor de 1) como los desempleados (toma el valor de 0), pues, estos últimos también participan en el mercado, pero comúnmente no se registran sus ingresos laborales y de esa forma, se induce a un sesgo al no ser incluidos en la muestra. De otro lado, se desestima usar a los inactivos en el modelo de participación, debido a que estos decidieron por propia voluntad estar fuera del mercado laboral. Como parte del modelo en dos partes, se genera una segunda ecuación, la de resultado:

$$y_2 = \ln(w_h) = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 E + \beta_3 E^2 + \beta_4 X_i + \sigma\lambda + U_i \quad (3)$$

Dónde, y_2 es la variable resultado y X_i es un grupo de variables adicionales que representan características personales de los individuos:

$$y_2 = \begin{cases} y_2^* & \text{si } y_1 > 0 \\ - & \text{si } y_1 \leq 0 \end{cases}$$

En este caso y_2 es el logaritmo del salario por hora. Siendo y_1 la variable dicotómica calculada a través del anterior modelo probit. Además, y_2 solo es observable (y_2^*) cuando y_1 es positivo. Lo que significa, que solo aquellos que participan en la ocupación perciben salarios; dichos salarios son positivos y mayores a cero, ya que la variable resultado es un logaritmo del salario, razón por la que se especifica que y_2 no toma ningún valor cuando $y_1 \leq 0$.

Para dar solución a este problema, de la estimación del modelo probit de participación en el mercado laboral se adiciona al modelo MCO un regresor (λ) también llamado ratio inverso de Mills, el cual constituye “la variable excluida en el análisis de la ecuación de salario de mercado no corregida por el sesgo de selección (...) corresponderá a la probabilidad de estar incluido (o excluido) de la muestra de personas con ingreso” (Perlbach y Calderón, 1998, pp.7-8). Además, σ es “la covarianza entre los factores inobservables que afectan la participación laboral y aquellos que influyen en el salario” (Hernández y Méndez, 2005, p.183), U_i es el término de error.

3. METODOLOGÍA

La base de datos usada en la presente investigación es la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE de Colombia para el año 2016, y se emplea la muestra del segundo trimestre a fin de evitar los problemas de estacionalidad presentes en el primer y cuarto trimestre del año. Se hace uso de las variables correspondientes a características sociodemográficas y de mercado laboral de la población económicamente activa (PEA), especialmente sobre asalariados y autoempleados (empleadores y cuenta propia) en las 13 principales áreas metropolitanas de Colombia. Específicamente, los datos utilizados incluyen información sobre ingresos laborales, años de educación, experiencia potencial, estado civil, género, parentesco con el jefe de hogar y una serie de variables que representan los grandes sectores económicos en los que se distribuyen los tipos de individuos. Además, para el cálculo del logaritmo del salario solo se toma a aquellos individuos con salario positivo (mayor que cero).

Modelo

La función de Mincer ampliada con la corrección del sesgo de selección, para empleadores, cuenta propia y asalariados que se estima en este trabajo queda definida como:

$$\ln(w_h) = \beta_0 + \beta_1 Esc + \beta_2 Exp + \beta_3 Exp^2 + \beta_4 Gen + \beta_5 sec + \beta_6 Ecivil + \beta_7 Jefe + \lambda \quad (4)$$

Donde:

- Esc: años de educación formal o escolaridad.
- Exp: años de experiencia *potencial*, calculada a partir de la edad y la escolaridad.
- Exp²: experiencia *potencial* al cuadrado.
- Gen: género, 1 si es hombre y 0 si es mujer.
- Ecivil: estado civil, 1 si está casado o en unión libre y 0 si es soltero.
- Jefe: 1 si es jefe de hogar y 0 si no es jefe de hogar.
- λ : Ratio inverso de Mills o probabilidad de estar incluido en la muestra.
- Sec: variables dicotómicas para sectores económicos.

Los individuos fueron clasificados en cuatro grandes sectores económicos: agrominas, servicios sociales y público, servicios del sector privado y la industria. En agrominas se incluyen las actividades agrícolas, pecuarias y mineras. Los servicios sociales y público están conformado por servicios sociales tales como la educación y salud, por las organizaciones sin ánimo de lucro y las entidades de la administración pública. En servicios del sector privado se agrupan las actividades económicas de agua y energía, construcción, comercio, hoteles y restaurantes, transporte, banca y finanzas, inmobiliarias y alquiler, consultores y asesores jurídicos. Finalmente, el sector de las industrias manufactureras será utilizado como punto de referencia para comparar con los demás. Estas variables dicotómicas de sectores económicos son empleadas como variables de control en el modelo,

ya que capturan los efectos de áreas económicas sobre los salarios, contribuyendo a obtener una medición más precisa de la tasa de retorno de la educación.

4. RESULTADOS

La Tabla 29 muestra las medias de las variables de interés en cada una de las posiciones ocupacionales analizadas. Inicialmente, se aprecia que los empleadores perciben en promedio mayor salario por hora (en pesos colombianos) que los asalariados y aún más que los cuenta propia.

Tabla 29. Promedio de las variables según tipos ocupacionales

Variab les	Empleadores	Cuenta propia	Asalariados
Salario por Hora (\$)	11866.26	5364.168	6872.378
Escolaridad	10.74552	9.440406	11.64404
Experiencia	29.30979	28.79655	18.67549
Género (hombre)	0.6880305	0.5429339	0.5552934
Civil (casado)	0.7064819	0.5738131	0.5172347
Jefe de hogar	0.7087406	0.5036826	0.4348706

Fuente: Elaboración propia con base DANE GEIH 2016.

Respecto a la escolaridad se evidencia que los asalariados alcanzan mayor educación, seguido de los empleadores y posteriormente los cuenta propia. Frente a la variable experiencia se observa que los empleadores tienen en promedio un año más que los cuenta propia y once más que los asalariados. Debido al uso de la información sobre la edad para construir la variable experiencia es presumible que

los asalariados sean en promedio más jóvenes. Más del 50% de los individuos en los tres grupos son casados y hombres, mientras que los empleadores tienden a ser más jefes de hogar con un 70,8%, y en los asalariados sólo el 43,4%. En el caso del género es relevante el hecho de que en los empleadores el 68.8% son hombres, lo que muestra un claro predominio del género masculino en ese tipo de autoempleo.

Estimaciones

En la Tabla 30 se presentan los resultados de las estimaciones correspondientes para cada una de las categorías, bajo el modelo MCO sin corrección y con la corrección del sesgo de selección. El R^2 permite comprobar que el ajuste del modelo en ambos casos es similar, lo que asegura que las especificaciones son idóneas.

Tabla 30. Estimaciones funciones de Mincer

Variable	Sin corrección			Con corrección		
	Empleador (1)	Cuenta propia (2)	Asalariado (3)	Empleador (4)	Cuenta propia (5)	Asalariado (6)
Escolaridad	0,0934792 (0,000)***	0,0931664 (0,000)***	0,1069904 (0,000)***	0,0964582 (0,000)***	0,0868902 (0,000)***	0,1106033 (0,000)***
Experiencia	0,0218563 (0,000)***	0,0140224 (0,000)***	0,0168895 (0,000)***	0,0248301 (0,033)**	0,0078888 (0,012)**	0,0202774 (0,000)***
Experiencia ²	-0,0001883 (0,043)**	-0,0001949 (0,000)***	-0,0001087 (0,000)***	-0,0002035 (0,055)*	-0,0001653 (0,000)***	-0,0001284 (0,000)***
Jefe	0,1548519 (0,003)***	0,1616861 (0,000)***	0,0868721 (0,000)***	0,2086786 (0,264)	0,0645012 (0,166)	0,1433974 (0,000)***
Género	0,2015508 (0,000)***	0,3249677 (0,000)***	0,1002444 (0,000)***	0,2143891 (0,002)**	0,2998364 (0,000)***	0,1166014 (0,000)***

Civil	0,0182023 (0,722)	0,0457362 (0,001)***	0,0666652 (0,000)***	0,0448628 (0,661)	-0,0065281 (0,812)	0,0984203 (0,000)***
Agrominas	0,5466296 (0,000)***	0,0610399 (0,392)	0,1485988 (0,000)***	0,5455909 (0,000)***	0,0597036 (0,402)	0,1480522 (0,000)***
Servicios sector privado	0,1437705 (0,012)**	0,0813047 (0,000)***	-0,0121033 (0,200)	0,1443676 (0,011)**	0,0806111 (0,000)***	-0,0122766 (0,194)
Servicios sociales y público	0,1117478 (0,241)	0,2770826 (0,000)***	0,1721199 (0,000)***	0,1116951 (0,241)	0,2776421 (0,000)***	0,1721957 (0,000)***
Constante	7,051263 (0,000)***	6,592228 (0,000)***	6,816418 (0,000)***	6,785886 (0,000)***	7,102307 (0,000)***	6,535169 (0,000)***
Imr $(\lambda)(\lambda)$	-	-	-	0,640496 (0,764)	-1,136218 (0,028)**	0,6100387 (0,034)**
R ²	0,2247	0,2451	0,4226	0,2247	0,2453	0,4227

Fuente: Elaboración propia con base DANE GEIH 2016. P-valor entre paréntesis.

Nota: $p > |z|$ entre paréntesis, ***significativa al 1%, **significativa al 5%, * significativa al 10%.

En cuanto a la variable Imr (Ratio Inverso de Mills), si su signo es positivo significa que los valores de los parámetros del MCO estaban siendo sobrestimados; por el contrario, si el signo es negativo sugiere que el valor de los parámetros en el modelo inicial estaba siendo subestimado y por lo tanto “quienes no trabajan en el mercado exigirán un salario más alto (sesgo de selección negativo) sí entrarán en la fuerza laboral” (Di Paola y Berges, 2000, p.11). Finalmente, si la variable Imr es estadísticamente significativa, indica la presencia de sesgo de selección y los resultados de la corrección serán más consistentes. Por el contrario, si la variable no es significativa, los resultados sin corrección son apropiados.

Para efectos de análisis se toman en cuenta las estimaciones idóneas para cada grupo de estudio, que serían: la regresión 1 para los empleadores (dado que la estimación con corrección arroja no significancia del Ratio Inverso de Mills), la regresión 5 para los cuenta propia y 6 para los asalariados. La tasa de retorno de la educación de los asalariados es de 11.06%, superior al 9.34% de los empleadores y al 8.68% de los cuenta propia, lo que significa que un año de educación adicional tiene mayores rendimientos sobre la renta salarial en los asalariados. La tasa de retorno de la experiencia, indica que un año de experiencia adicional tiene mayor efecto sobre la renta salarial en los empleadores con un 2.18%, 2.02% para los asalariados y 0.78% para los asalariados. Siguiendo la metodología propuesta en Wooldridge (2010), se calcula el punto de inflexión o máximo de la función cuadrática que corresponde al punto donde un año de experiencia tiene un rendimiento de aproximadamente cero. En este caso para los empleadores el punto máximo es de 58 años de experiencia, 38 años para los cuenta propia y 78 años para los asalariados.

La variable Jefe es significativa para empleadores y asalariados, indicando que ser jefe de hogar está relacionado con mayores ingresos por hora que aquellos individuos con un rol diferente dentro del hogar, hasta un 15.48% más en el caso de los empleadores y 14.33% más en los asalariados. La variable género muestra que ser hombre permite percibir en cada uno de los grupos mayores ingresos que las mujeres, en el caso de los cuenta propia, por ejemplo, los hombres ganan en promedio un 29.98% más que las mujeres. La variable civil indica que estar casados influye en el hecho de percibir mayores ingresos con relación a los solteros, y arroja un valor de 9.84% en el caso de los asalariados, mientras que para los empleadores y cuenta propia no es significativa. Finalmente, las variables de los sectores económicos reflejan, al ser estadísticamente significativas, diferencias entre el sector analizado y el sector industria que es el de referencia, encontrando que a excepción de servicios sociales y público en los empleadores, agrominas en los cuenta propia y servicios del sector privado para los

asalariados que no son significativas, las rentas salariales en el resto de casos son significativamente superiores a la industria en cada uno de los grupos de estudio.

Además de medir el efecto de la dotación de capital humano sobre el ingreso laboral de los asalariados y autoempleados mediante el cálculo de la tasa de retorno de la educación, el estudio permite comparar la situación salarial de los grupos de estudio. La información descriptiva muestra que los ingresos salariales por hora son en promedio superiores para los empleadores con relación a los asalariados, resultado esperado debido a la posición de los primeros como propietarios de empresas y negocios. Sin embargo, los asalariados en promedio perciben más que los cuenta propia.

Las variables de capital humano, escolaridad, experiencia y experiencia al cuadrado presentan comportamientos (signos) esperados de acuerdo con la literatura. Se halló que los asalariados ganan en promedio, debido a un aumento de un año de escolaridad, un 1,76% más que los empleadores y 2,3% más que los cuenta propia. Los retornos a la educación ligeramente más altos para los asalariados que para los tipos de autoempleados, coinciden con trabajos como los de Brown y Sessions (1991), Tansel (2001), y García-Mainar y Montuenga-Gómez (2004), entre otros. Mientras que difieren de los trabajos de Fredland y Little (1981), Van der Sluis, Van Praag y Van Witteloostuijn (2004), Van Praag, Van Witteloostuijn y Van der Sluis (2013), quienes encuentran que los autoempleados reportan tasas de retorno de la educación más altas con relación a los asalariados. No obstante, resulta importante advertir que las metodologías, bases de datos y características de las economías analizadas pueden ser diferentes entre las investigaciones señaladas.

Las demás variables de características personales muestran lo siguiente. La experiencia afecta de manera similar a empleadores y asalariados, ya que existe una leve diferencia de 0,16%, pero los cuenta

propia presentan un menor retorno de este factor en 2.18%. Así, en este último segmento resulta menor valorada la experiencia al momento de percibir su ingreso, y al igual que en García-Mainar y Montuenga-Gómez (2004), los asalariados muestran menos experiencia, pero mayores ganancias por un año de experiencia adicional que los cuenta propia, lo que puede indicar que en los asalariados la experiencia es un recurso cada vez más escaso y por tanto, mejor valorado. Otra variable de interés como el género, señala que existe un mayor ingreso salarial en hombres respecto a mujeres, y se da en los tres tipos ocupacionales estudiados, por lo que persisten las diferenciadas marcadas en el ingreso por cuestión de sexo, como en los trabajos de Tokila y Tervo (2011), Van der Sluis, Van Praag y Van Witteloostuijn (2007) y Millán et al. (2014). También, en los empleadores y asalariados según resultados el rol de jefe de hogar está relacionado con un mayor salario, por lo que esta figura implica una mayor responsabilidad en el grupo familiar y a su vez una motivación para buscar mejores posiciones salariales. En cuanto al estado civil de casado, es estadísticamente significativo y con un impacto positivo sólo en los asalariados.

5. CONCLUSIONES

Al momento de estimar la función de Mincer los resultados ideales de acuerdo con los dos modelos generados para cada grupo son: MCO para empleadores y corrección de la selección para cuenta propia y asalariados. Si bien los parámetros en cada uno de modelos muestran algunas similitudes, en el caso de los cuenta propia y asalariados la variable del ratio inverso de Mills arroja significancia estadística; lo que evidencia un sesgo de selección en la muestra, en el caso de los empleadores esta no fue significativa por tanto se opta por el modelo de MCO.

Entre los principales hallazgos se encuentra que la tasa de retorno de la educación es del 11,06% para los asalariados, seguido de 9,34% para

los empleadores y 8,69% para los cuenta propia. Esta medición indicaría que en los asalariados se hace más importante adquirir educación con miras a participar en el mercado laboral de Colombia, dado que obtienen mayor retorno salarial. Y en el caso de los empleadores quienes son los que perciben los mayores ingresos, el anterior resultado lleva a considerar el hecho de que su retorno salarial sea influenciado por otros aspectos diferentes a la educación formal, como, por ejemplo, la actitud de asumir riesgos, la inversión de capital financiero propio en su iniciativa empresarial y la motivación para crear y desarrollar ideas de negocio, entre otros. También, para los cuenta propia es un poco menos importante la educación respecto a los asalariados, pero esta categoría de autoempleo se encuentra ligada a la economía *informal*, donde la exigencia por dotación de capital humano es menor al resto de la economía.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Åstebro, T., Chen, J. (2014). The entrepreneurial earnings puzzle: Mismeasurement or real? *Journal of Business Venturing*, 29, 88-105.
- Audretsch D.B., Keilbach, M.C (2004). Entrepreneurship Capital and Economic performance. *Regional Studies*, 38(8), 949-959.
- Becker, G. S. (1964). *Human Capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. National Bureau of Economic Research, distributed by Columbia University Press, New York.
- Brown, S., Sessions, J.G. (1999). Education, employment status and earnings: a test of the strong screening hypothesis in Italy. *Economic Education Review*, 18, 397-404.
- Cameron, A. C., Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and applications*. New York: Cambridge University Press.
- Chiswick, C. U. (1976). On estimating earnings functions for LDCs. *Journal of Development Economics*, 4(1), 67-78.

- Di Paola, R., Berges, M. (2000). Sesgo de selección y estimación de la brecha por género para Mar del Plata. *Núlan. Deposited Documents 891*. Argentina: Universidad Nacional de Mar del Plata, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Centro de Documentación. <http://nulan.mdp.edu.ar/891/1/00151.pdf>, [accesado 18 de mayo de 2020].
- Douhan, R., Van Praag, C. M. (2009). Entrepreneurship, wage employment and control in an occupational choice framework. *IZA Discussion Paper 4211*. <http://ftp.iza.org/dp4211.pdf>, [accesado 5 de mayo de 2020].
- Durán, J. (2019). Desarrollo regional y emprendimiento: evidencia para Colombia. *El Trimestre Económico*, 86(2), 342, 467-490.
- Fossen, F., Büttner, J. (2013). The returns to education for opportunity entrepreneurs, necessity entrepreneurs, and paid employees. *Economics of Education Review*, 37, 66-84.
- Fredland, J., Little, R. (1981). Self-employed workers: Returns to education and training. *Economics of Educational Review*, 1(3), 315-337.
- Galindo, M.A, Méndez, M.T. (2014). Entrepreneurship, economic growth, and innovation: Are feedback effects at work? *Journal of Business Research*, 76, 825-829.
- García-Mainar, I., Montuenga-Gómez, V.M. (2004). Education returns of wage earners and self-employed workers: Portugal vs. Spain. *Economic Education Review*, 24,161-170.
- Hamilton, B.H. (2000). Does entrepreneurship pay? An empirical analysis of the returns to self-employment. *Journal of Political Economic*, 108, 604-631.
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometría*, 47(1), 153-161.
- Henderson, J. W. (1983). Earnings functions for the self-employed: Comment. *Journal of Development Economics*, 13(1-2), 97-102.
- Hernández, P. J., Méndez, I. (2005). La corrección del sesgo de selección en los análisis de corte transversal de discriminación salarial por sexo: estudio comparativo en los países de la Unión europea. *Estadística Española*, 47(158), 179-214.

- Idrus, A., Cameron, S. (2000). Returns to education between the self-employed and employed sectors: evidence from Malaysia. *The Pakistan Development Review*, 39, 263-268.
- Iversen, J., Malchow-Møller, N., Sørensen, A. (2010). Returns to schooling in self-employment. *Economics Letters*, 109(3), 179-182.
- Lechmann, D. (2015). Can working conditions explain the return-to-entrepreneurship puzzle? *Journal for Labour Market Research*, 48(4), 271-286.
- McConnell, C., Brue, S., Macpherson, D. (2003). *Economía laboral*. McGraw-Hill, Madrid.
- Millán, J.M., Congregado, E., Román, C., Van Praag, M., Van Stel, A. (2014). The value of an educated population for an individual's entrepreneurship success. *Journal of Business Venturing*, 29, 612-632.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. Columbia University Press, New York.
- Perlbach, I., Calderón, M. I. (1998). Estimación del sesgo de selección para el mercado laboral de Mendoza. CD de Anales de la XXXIII Reunión Anual de Economía Política. https://aaep.org.ar/anales/pdf_98/perlbach-de-maradona_calderon.pdf, [accesado enero 13 de 2020].
- Psacharopoulos, G., Arriagada, A. M., Vélez, E. (1987). Earnings and Education Among the Self-Employed in Colombia. *Discussion Paper, Education and Training Series, Report No. EDT70*. Washington D.C.: World Bank.
- Psacharopoulos, G. (1994). Returns to Investment in Education: A Global Update. *World Development*, 22(9), 1325-1343.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17.
- Spence, A. (1973). Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87 (3), 355-374.
- Tansel, A. (2001). Wage Earners, Self Employed and Gender in the Informal Sector in Turkey. *ERF Working Papers 0102*. <http://erf.org.eg/wp-content/uploads/2017/05/0102.pdf>, [accesado mayo 2 de 2020].

- Tokila, A., Tervo, H. (2011). Regional differences in returns to education for entrepreneurs versus wage earners. *Annals of Regional Science*, 47, 698-710.
- Van der Sluis, J., Van Praag, M., Vijverberg, W. (2004). *Entrepreneurship, selection and performance: A meta-analysis of the role of education*. https://www.researchgate.net/publication/228387400_Entrepreneurship_selection_and_performance_A_meta-analysis_of_the_role_of_education, [accesado enero 14 de 2020].
- Van der Sluis, J., Van Praag, M., Vijverberg, W. (2005). Entrepreneurship, selection and performance: A meta-analysis of the role of education in developing economies. *The World Bank economic review*, 19(2), 225-261.
- Van der Sluis, J., Van Praag, M., Van Witteloostuijn, A. (2007). Why Are the Returns to Education Higher for Entrepreneurs than for Employees? *IZA Discussion Paper No. 3058*. <ftp://repec.iza.org/RePEc/Discussionpaper/dp3058.pdf>, [accesado mayo 18 de 2020].
- Van Praag, M., Van Witteloostuijn, A., Van der Sluis, J. (2013). The higher returns to formal education for entrepreneurs versus employees. *Small Business Economics*, 40(2), 375-396.
- Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría. Un enfoque alternativo*. México D.F.: Cengage Learning Editores.