

2021-09-21

Tasa de retorno de la educación y brechas salariales: evidencia empírica para la ciudad de Pasto en el año 2018

Juan Álvarez-Correa

Universidad del Cauca, j.alvarez@unicauca.edu.co

Karen Atis-Ortega

Universidad EAFIT, klatiso@eafit.edu.co

Andrés Morales-Pantoja

Universidad del Cauca, andresjmorales@unicauca.edu.co

Follow this and additional works at: <https://ciencia.lasalle.edu.co/eq>

Citación recomendada

Álvarez-Correa, J., K. Atis-Ortega, y A. Morales-Pantoja (2021). Tasa de retorno de la educación y brechas salariales: evidencia empírica para la ciudad de Pasto en el año 2018. *Equidad y Desarrollo*, (37), <https://doi.org/10.19052/eq.vol1.iss37.6>

This Artículo de Investigación is brought to you for free and open access by the Revistas científicas at Ciencia Unisalle. It has been accepted for inclusion in *Equidad y Desarrollo* by an authorized editor of Ciencia Unisalle. For more information, please contact ciencia@lasalle.edu.co.

<https://doi.org/10.19052/eq.vol1.iss37.6>

Tasa de retorno de la educación y brechas salariales: evidencia empírica para la ciudad de Pasto en el año 2018¹

Juan Álvarez-Correa² / Karen Atis-Ortega³ / Andrés Morales-Pantoja⁴

Recibido: 7 de enero de 2021 **Aprobado:** 12 de abril de 2021 **Versión Online First:** 20 de junio de 2021

Cómo citar este artículo: Álvarez-Correa, J., Atis-Ortega, K., & Morales-Pantoja, A. (2021). Tasa de retorno de la educación y brechas salariales: evidencia empírica para la ciudad de Pasto en el año 2018. *Equidad y Desarrollo*, (37). <https://doi.org/10.19052/eq.vol1.iss37.6>


Resumen


El presente artículo tiene como propósito contrastar empíricamente la teoría del Capital Humano, verificando la existencia de rentabilidades salariales asociadas a mayores niveles de escolaridad, en el municipio de Pasto. Se emplean los microdatos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) en el año 2018, para estimar una ecuación de participación en el mercado de trabajo y otra de salarios. Los resultados indican que, en promedio, el incremento de un año de educación aumenta el ingreso laboral por hora en aproximadamente 11 %, mientras que las mujeres presentan salarios en promedio 31 % más bajos que sus pares masculinos.

Palabras clave: Educación, capital humano, mercado de trabajo, sesgo de selección.

¹ Artículo de investigación.

² Magister en Economía Aplicada, Universidad del Valle. Economista y Administrador de Empresas, Pontificia Universidad Javeriana, Cali. Profesor Ocasional a Tiempo Completo Departamento de Economía, Universidad del Cauca. ✉ j.alvarez@unicauca.edu.co  <https://orcid.org/0000-0002-4290-023X>

³ Maestrante en economía, Universidad EAFIT. Economista, Universidad del Cauca. Asistente de investigación y docencia Escuela de Economía y Finanzas, Departamento de Economía, Universidad EAFIT. ✉ klatiso@eafit.edu.co  <https://orcid.org/0000-0002-5950-7063>

⁴ Contador Público y Economista, Universidad del Cauca. Asistente de Investigación, Grupo Entropía, Universidad del Cauca. ✉ andresjmorales@unicauca.edu.co  <https://orcid.org/0000-0001-8366-2226>



Return on education rate and wage gap: empirical evidence in the city of Pasto during 2018

Abstract

This paper seeks to examine empirically the Human Capital theory by trying to verify the existence of wage profitability in connection with higher schooling level in the city of Pasto. Microdata from the Major Integrated Home Survey (GEIH, Spanish acronym) applied in 2018 were used to estimate an equation of participation in the labor market as well as a wage equation. The results indicate that, on average, an increase of one year of schooling means a per-hour wage increase approximately of 11 %, while women have, on average, wages 31% lower than men.

Keywords: education, human capital, labor market, selection biases

JEL: C13, C24, J01, J24, E24

INTRODUCCIÓN

En los análisis económicos del mercado de trabajo, ha sido frecuente el uso de ecuaciones mincerianas y funciones generatrices de ingresos para estimar los retornos privados que tiene la inversión en educación. A saber, esto corresponde al imperativo de conocer aquellos incentivos que motivan a las personas a asumir los costos directos e indirectos (de oportunidad) de tomar la decisión de educarse.

La investigación de los retornos de la educación permite conocer los cambios en la renta monetaria actual y/o futura que se generan ante cambios en el nivel educativo, bajo el control de otras variables de interés, aproximándose así al estudio de la formación individual de los ingresos laborales. Este análisis tiene la ventaja de sugerir estrategias y políticas públicas encaminadas al mejoramiento de la calidad de la educación y el consecuente aumento en la calidad de vida de las personas. En particular, alcanzar mayores niveles educativos, en conjunto con la reducción del analfabetismo, se relaciona con la disminución de la pobreza y la desigualdad económica (Banco Mundial [BM], 2018).



Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

A nivel mundial, la preocupación por la persistente desigualdad económica dentro y entre los países, ha señalado la importancia de los temas relacionados con la inversión en educación, la cual contribuye al incremento de la retribución salarial individual, así como a la generación de riqueza en la sociedad. En otras palabras, se relaciona directamente con el crecimiento económico.

En Colombia, y específicamente en la ciudad de Pasto, se ha tratado de avanzar en este sentido, formulando planes de desarrollo educativo para implementar mejoras en la calidad, equidad y acceso a la educación. No obstante, de acuerdo con el censo poblacional de 2005, realizado por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE, 2010), el 38,5 % de la población residente en la ciudad de Pasto ha alcanzado el nivel de básica primaria; el 31,6 %, el nivel de básica secundaria, y solo el 15,9 %, el nivel superior y de posgrado. La población residente sin ningún nivel educativo es del 5,8 % (Alcaldía Municipal de Pasto [AMP], 2012). Por otra parte, los años de escolaridad promedio para este mismo año fueron de 8,6 años, mientras que la tasa de analfabetismo se encontraba en 4,5 % para la población de 5 y más años de edad (DANE, 2010).

En cuanto a los problemas del sistema educativo en el municipio, se ha identificado una escasa articulación de la educación media con la educación superior y el trabajo (AMP, 2012). Esto ha dificultado la transición a niveles superiores de educación, lo que se refleja en bajas tasas de absorción de la educación superior y en la permanente deserción estudiantil universitaria. Así también, se nota la dificultad en el acceso al mercado laboral, que se refleja en las persistentes tasas elevadas de desempleo juvenil⁵, específicamente del 9,8 % para el primer trimestre de 2018 (Departamento Nacional de Planeación [DNP], 2018), lo que indica un estancamiento en la acumulación de capital humano en Pasto.

⁵ En particular, en el estudio de la red de Observatorios Regionales del Mercado de Trabajo [Ormet] (2013) sugieren que “las personas en el rango entre 14 y 24 años son más vulnerables al desempleo, debido principalmente a su corta experiencia y su bajo nivel de escolaridad” (p. 55).



Ante ese panorama, cabe preguntarse acerca de los incentivos que tienen las personas para educarse. Esto es, el incentivo para terminar un año más de educación. Cabe indagar entonces, en promedio, por cuánto aporta cada año de estudio a los ingresos que se recibirán en el futuro. Un buen acercamiento a estos incentivos aporta la investigación de los retornos a la educación, cuyos resultados podrían ofrecer argumentos claros a la discusión del por qué se ha estancado la acumulación de capital humano en este municipio.

Previamente, ese tema ha sido objeto de estudio en el municipio en cuestión. Autores como Ortiz, Erazo, & Burgos (2014), Riascos, & Erazo (2010), Riascos (2011) y la red de Observatorios Regionales del Mercado de Trabajo, Ormet (2013), se han aproximado al análisis del problema; sin embargo, esas investigaciones no lograron superar algunas limitaciones de tipo metodológico. Es así como el primer estudio incluye a población con diferentes niveles educativos, y el segundo y tercero solo tienen en cuenta a la población con educación superior. Además, dentro de esos estudios no se corrige el sesgo de selección que se presenta en este tipo de modelos, y sus fuentes de datos no provienen de encuestas oficiales como las realizadas por el DANE, las cuales cuentan con mayor representatividad poblacional, y, por ende, con mayor confiabilidad en los resultados. De acuerdo con lo anterior, la presente investigación busca, identificar rendimientos de la inversión en educación y brechas salariales de los y las participantes del mercado laboral de la ciudad de Pasto, en el año 2018. Específicamente, busca:

Contrastar empíricamente los principales postulados de la teoría del Capital Humano.

Implementar tipos de modelación econométrica que permitan corregir problemas de sesgos de selección.

Detectar la rentabilidad de elevar el nivel de escolaridad en la ciudad de Pasto, bajo un enfoque diferencial de género. Formular conclusiones a partir de los resultados de la investigación.



Para alcanzar estos propósitos, se toma como sustento empírico la información proveniente de la GEIH realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) para el año 2018, y se analiza el comportamiento del ingreso laboral mediante tres modelos econométricos (Mínimos Cuadrados Ordinarios [MCO], Tobit, & Heckman). Dicha metodología permite concluir que existe un rendimiento marginal positivo de la inversión en educación para el municipio de Pasto. Sin embargo, logra evidenciar también la existencia de la segregación laboral y de brechas salariales por género.

El desarrollo de la investigación se presenta en cinco secciones, siendo la presente su parte introductoria. En la segunda sección, se presenta el referente teórico, que da soporte al estudio, mientras que en la tercera sección se presentan la metodología y los datos utilizados. Finalmente, en la cuarta y quinta sección, se presentan los resultados y conclusiones de la investigación, respectivamente

REFERENTE TEÓRICO

A partir de la teoría microeconómica, se puede establecer que la demanda de trabajo de las empresas está determinada por la productividad marginal del trabajador. Por tanto, las diferencias en la productividad de los trabajadores pueden explicar el diferencial en sus salarios. Una fuente importante de los diferenciales en la productividad puede encontrarse en las inversiones que realizan las personas en capital humano (Nicholson, 2008).

Existen varias formas de capital humano. Algunas de las más importantes son la educación, la formación en el puesto de trabajo, la adquisición de información sobre el sistema económico, las migraciones y los cuidados médicos. Estas inversiones posibilitan adquirir conocimientos, capacidades, habilidades, experiencias y salud; condiciones necesarias para un incremento de la productividad del individuo (Becker, 1983). Al igual que con el capital físico, la acumulación de capital



humano requiere en un principio asumir costos directos y de oportunidad para su formación. Estos costos consideran el valor asignado al tiempo y al esfuerzo de los aprendices, así como también el valor de la enseñanza, de los conocimientos, y de los equipos y materiales para su obtención.

El interés por investigar las inversiones en capital humano surgió por la identificación de una explicación exigua acerca de que el crecimiento de los factores productivos tradicionalmente considerados —capital y trabajo— generaba un crecimiento mayor en el producto total. Esto es conocido comúnmente como rendimientos crecientes a escala, pero hasta entonces no se había dado una descripción explícita del proceso de cómo y por qué sucedía esta diferencia en el ingreso nacional, y a la luz de la economía permanecía “inexplicable” (Schultz, 1960).

Las primeras investigaciones sobre el tema fueron acertadas, y además de dar una explicación del incremento de la productividad del trabajo que influye sobre el producto total, también lograron dar a notar que las inversiones en capital humano tenían efectos sociales y económicos deseables para cualquier país. En ese sentido, podían contribuir de forma significativa a la disminución de disparidades individuales y colectivas de la renta, incentivando el crecimiento y el desarrollo económico. En consecuencia, la descrita resultó ser una aproximación satisfactoria a la distribución personal de la renta.

Ahora bien, las inversiones en capital humano, particularmente la inversión en educación, se realiza con la expectativa de que en un futuro esta pueda ser retribuida con ingresos más altos, que compensen mínimamente los costos asumidos y generen beneficios personales. Según ese esquema, una decisión eficiente de inversión corresponde a la comparación de las tasas de rendimiento esperadas de las diferentes inversiones en capital utilizadas para tomar la decisión más acertada.



De la misma forma, solo se realizarán inversiones en capital humano que prometan un rendimiento superior a las inversiones hechas en otras alternativas. Naturalmente, la inversión en capital humano se diferencia de las inversiones tradicionales en que, una vez adquirida, esta no puede ser separada del humano y vendida como un producto cualquiera. En este sentido, este tipo de inversión es más riesgosa y de más larga duración; por tanto, cabe esperar una tasa de rendimiento más alta (Becker, 1983).

Finalmente, se espera un efecto positivo de las inversiones en capital humano en los salarios reales percibidos por el trabajador. Una forma de comprobar estas afirmaciones es contrastándolas empíricamente a través de la ecuación salarial de ingresos laborales (o salarios), propuesta por Mincer (1974).

Mincer establece en 1974 una ecuación general para conferir a la teoría del Capital Humano un sustento práctico, relacionando el logaritmo de los ingresos laborales por hora con los años de educación, la experiencia y la experiencia al cuadrado, utilizando generalmente MCO para su estimación. No obstante, la ecuación ha sido objeto de diversas críticas, como las de Griliches (1977); críticas que han conllevado a la construcción de una función más precisa del ingreso laboral. Por otra parte, también se han hecho avances metodológicos para la estimación que permiten que este tipo de modelos presenten resultados no sesgados y consistentes. La corrección por sesgo de selección propuesta por Heckman (1979) es uno de los más importantes.

METODOLOGÍA Y DATOS

La presente investigación cuantitativa es de tipo correlacional. Es decir, tiene como finalidad hallar relaciones estadísticamente significativas entre las variables de interés mediante modelación econométrica. Para su desarrollo, se propone analizar el efecto del logro educativo sobre los salarios



Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

a partir de las observaciones correspondientes a los microdatos anonimizados de la GEIH para el año 20186 recopilados por el DANE. La GEIH es una encuesta multipropósito encargada principalmente del monitoreo del mercado laboral en el país, pues cuenta con información sobre las características socioeconómicas, sociodemográficas y laborales de la población a nivel nacional, de áreas metropolitanas, cabeceras municipales y restos poblados, lo cual fundamenta su utilización.

El modelo para estimar la rentabilidad de la educación considera el problema del sesgo de selección, el cual se genera porque la muestra para estimar la ecuación de salarios no es aleatoria. Es decir, se intenta estimar una ecuación de salario con empleados asalariados y no se considera información de las variables regresadas para aquellos individuos que no reportan salarios. A su vez, los factores que explican los salarios influyen en la determinación de ingresar al mercado laboral; por tanto, los efectos no observados tanto en la ecuación de salarios como en la de participación laboral están correlacionados. Esto representa un problema de endogeneidad que llevaría a inferir resultados sesgados e inconsistentes, aun para muestras de gran tamaño.

La metodología bietápica para corregir el sesgo propuesto por Heckman (1979) consiste en incorporar en la ecuación de salarios, una variable denominada el inverso de la razón de Mills (λ_i), la cual se obtiene después de estimar la probabilidad de participar en el mercado laboral. Las dos ecuaciones (de participación en el mercado laboral y de salarios) se especifican a continuación. Es importante señalar que, si el parámetro asociado a λ_i resulta estadísticamente significativo, indica que efectivamente había sesgo de selectividad en la muestra y que, además, el problema se corrigió correctamente.

⁶ Para el tratamiento de la base de datos, se realizó un procedimiento de pegado vertical y horizontal. Como el DANE publica los microdatos con periodicidad mensual para todo el país, de acuerdo con la zona área geográfica, se pegaron verticalmente los individuos entrevistados en los diferentes meses del año, para posteriormente pegar horizontalmente los diferentes módulos de la encuesta. Este procedimiento supone que los ingresos laborales se mantienen constantes durante todo el año considerado.



Ecuación de participación

Siguiendo a Heckman (1979) en una primera etapa, se estima un modelo Probit para encontrar la probabilidad predicha de participación del mercado laboral de los individuos, bajo ciertas características socioeconómicas, utilizando para ello la población en edad de trabajar (PET), que se compone de las personas que tienen de 12 a 65 años, según lo definido por el DANE.

El modelo se especifica en la siguiente ecuación y la descripción de las variables se presenta en la tabla 1:

$$Y_i = Y_i^* = X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde Y_i^* es una variable aleatoria no observable que representa la utilidad obtenida por el individuo al ingresar al mercado laboral, específicamente al convertirse en ocupado. Por tanto, se puede definir una variable aleatoria discreta Y_i^* que refleje dicha elección:

$$Y_i^* = \begin{cases} 1 & \text{Si el individuo se encuentra ocupado laboralmente} \\ 0 & \text{En caso contrario} \end{cases}$$

Además, X_i' es un vector de características individuales observables del individuo, β es el vector de coeficientes asociados al modelo y ε_i es el término de error aleatorio que se distribuye según una normal $[0, \sigma_i^2]$.

Posteriormente, en la segunda etapa, se corregirá el potencial sesgo de selección muestral de la estimación MCO incluyendo, en la ecuación de salarios, la variable (λ_i) o Razón Inversa de Mills, que se especifica de la siguiente manera:

$$\lambda_i = \frac{\phi(Z_i)}{1-\Phi(Z_i)}, \text{ si } Y_i > 0; \text{ y } \lambda_i = \frac{-\phi(Z_i)}{\Phi(Z_i)}, \text{ si } Y_i \leq 0 \quad (2)$$



Donde $Z_i = X_i'\beta$ corresponde a la probabilidad predicha de participar en el mercado laboral según el modelo Probit para cada individuo; mientras que ϕ y Φ representan los parámetros de función de distribución normal acumulativa (CDF, por sus siglas en inglés) y la función de distribución de probabilidad (PDF, por sus siglas en inglés), respectivamente.

Ecuación de salarios

Las variables escogidas para la modelación econométrica de los salarios siguen la línea argumentativa de Mincer (1974), utilizando para ello la población económicamente activa (PEA), que corresponde a individuos ocupados y desempleados de la ciudad de Pasto. La ecuación de salarios se especifica a continuación, y la descripción de las variables se presenta en la tabla 1:

$$\log(\text{ingrelab}_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{Educ}_i + \beta_2 \text{Exper}_i + \beta_3 \text{Exper}_i^2 + \beta_4 \text{Género}_i + \beta_5 \lambda_i + u_i \quad (3)$$

Para estimar esta última ecuación generalmente se utiliza MCO una vez obtenido λ_i . Sin embargo, una alternativa adicional para conocer la tasa de retorno a la educación es estimar un modelo Tobit que aplica el método de Máxima Verosimilitud. El nombre de este modelo proviene de Tobin (1958), quien sugirió este tipo de modelación cuando la variable dependiente se encuentra censurada/truncada, evitando así el problema de sesgo de selección ya que se incluye a la población con y sin ingresos laborales. En este sentido, se añade a la estrategia empírica la estimación de la ecuación (3) a través de un modelo Tobit.



Tabla 1. Descripción de las variables del modelo de participación y salarios, respectivamente⁷

Variable		Tipo	Descripción	Signo esperado	
Dependientes	Participación en el mercado laboral	Part	Binaria	(1) para quienes se encuentran ocupados con ingreso salarial, (0) en caso contrario.	-
	Logaritmo natural de los ingresos laborales por hora	Lningrelabh	Continua		
Predictores	Educación	Educ	Continua	Años de educación del individuo	Positivo: mayor educación, mayor probabilidad de participar en el mercado laboral
	Edad	Edad	Continua	Años cumplidos del individuo	Positivo: mayor edad, mayor probabilidad de participar en el mercado laboral
	Edad al cuadrado	Edad2	Continua	Edad al cuadrado del individuo	Negativo: para probar la hipótesis de rendimientos decrecientes en la productividad salarial.
	Jefe de hogar	Bjefe	Binaria	(1) si el individuo es jefe de hogar, (0) en caso contrario.	Positivo: el ser jefe aumenta la probabilidad de ingresar al mercado laboral.
	Género	Género	Binaria	(0) si es hombre, (1) si es mujer.	Negativo: indicado la diferencial en la participación en el mercado laboral de las mujeres
	Estado civil	Ecivil	Binaria	(1) si el individuo tiene una sociedad marital de hecho, (0) en caso contrario.	Positivo: ser casado aumenta la probabilidad de ingresar al mercado laboral.
	Ingreso no laboral	Ingnolab	Binaria	(1) tener ingresos diferentes a los salariales, (0) en caso contrario	Negativo: Se espera que esta condición disminuya la probabilidad de ingreso al mercado laboral.

⁷ Se midió la variable *experiencia* siguiendo la metodología de Prada (2006) en donde: $experiencia = \text{mínimo}(\text{edad}-16, \text{edad}-\text{educación}-6)$



Online First

Número de hijos menores de seis años	Nhijos6	Continua		Positivo: capturando el efecto exponencial de la necesidad de manutención de los menores.
Mujeres con hijos menores de seis años	MujerHijo	Binaria		Se espera un signo negativo en esta variable.
Experiencia	Exper	Continua	Años de experiencia laboral	Positivo: a mayor experiencia mayores salarios.
Experiencia al cuadrado	Exper2	Continua	Años de experiencia laboral al cuadrado	Negativo: para capturar el efecto cóncavo propio de la experiencia.
	E		Término aleatorio de error modelo 1	
	λ		Inverso de la razón de Mills: probabilidad predicha de participar en el mercado laboral	
	u		Término aleatorio de error modelo 2	

Fuente: elaboración propia



Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

RESULTADOS

Se implementó la metodología propuesta a un total de 15.511 observaciones pertenecientes a los individuos residentes en el área metropolitana de Pasto con edades entre 12 y 65 años. En la siguiente tabla, se presentan algunas estadísticas descriptivas de las variables de interés:

Tabla 2. Estadísticas descriptivas de las variables

Variable	Obs.	Media	Desv. están.	Mín.	Máx.
Ingreso laboral/hora	10.250	5027	6773	0	172.603
Participación en el mercado laboral	15.511	0,6	0,5	0	1
Educación	15.511	10,5	4,4	0	26
Experiencia	15.511	17,6	14,6	0	49
Experiencia2	15.511	523,3	629,2	0	2401
Genero	15.511	0,5	0,5	0	1
Edad	15.511	35,5	14,8	12,0	65
Edad2	15.511	1477,4	1119,2	144,0	4.225
Jefe de hogar	15.511	0,3	0,5	0	1
Estado civil	15.511	0,4	0,5	0	1
Ingresos no laborales	15.511	0,03	0,2	0	1
Número de hijos menores	15.511	0,3	0,6	0	5
Mujeres con hijos menores	15.511	0,2	0,4	0	1

Fuente: cálculos propios a partir de DANE – GEIH (2018)

La tabla 2 muestra el número de observaciones para cada variable relevante de los dos modelos, el valor promedio de cada una, la desviación estándar y el valor mínimo y máximo. Como se observa, la variable ingreso laboral/hora tiene 10.250 observaciones de las cuales 9200 reportaron ingresos laborales, ya que se encuentran en calidad de ocupados. Las restantes 1050 observaciones corresponden a desocupados, a quienes se les asignó ingresos laborales iguales a cero, mientras que los restantes 5261 encuestados son los considerados inactivos. A manera de complemento, la figura A1 en el anexo, permite evidenciar la distribución de la variable ingreso laboral por hora transformada con logaritmo natural más la unidad.



Online First

Por otra parte, se observa que, del total de la muestra, el 60 % participa en el mercado laboral. Además, se tienen en promedio 11 años de educación, 18 años de experiencia, 35 años de edad, aproximadamente el 50 % de la muestra son mujeres, el 30 % son jefes de hogar, el 40 % están casados o en sociedad marital de hecho, el 3 % tiene ingresos adicionales no laborales, el 30 % tiene hijos menores de 6 años y el 20 % del total de la muestra son mujeres con hijos menores de 6 años.

La tabla 3 muestra los resultados de las estimaciones que comprueban la correlación entre los errores estocásticos de la ecuación de participación y la ecuación de salarios, los cuales son correctamente ajustados mediante la estimación del modelo de Heckman en dos etapas y el inverso de la razón de Mills. Asimismo, las estimaciones son congruentes con los signos esperados y son estadísticamente significativas.

Tabla 3. Resultados de las estimaciones

Variables	MCO	Heckman	Tobit
Ingreso laboral/hora			
Educación	0,113931*** (0,006108)	0,113297*** (0,001715)	0,115726*** (0,006829)
Experiencia	0,143328*** (0,007228)	0,006995* (0,003666)	0,159433*** (0,008121)
Experiencia^2	-0,002185*** (0,000158)	0,000021 (0,000074)	-0,002438*** (0,000177)
Género	-0,285547*** (0,050735)	-0,039451** (0,016773)	-0,311115*** (0,056801)
_constante	4,618183*** (0,105694)	7,029366*** (0,057650)	4,327716*** (0,118716)
Participación en el mercado laboral			
Educación		0,015285*** (0,002773)	
Edad		0,251888*** (0,005163)	
Edad^2		-0,002966*** (0,000065)	
Jefe de hogar		0,522982*** (0,027610)	
Género		-0,361652*** (0,027114)	



Online First

Estado civil		-0,059248**	
		(0,026210)	
Ingresos no laborales		-0,387137***	
		(0,065545)	
Número de hijos menores		0,148765***	
		(0,029436)	
Mujeres con hijos menores		-0,169223***	
		(0,048247)	
_constante		-4,432484***	
		(0,088812)	
<hr/>			
mills			
lambda		-0,30497123***	
		(0,042540)	
<hr/>			
Estadísticas			
N	10.250	15.511	10.250
C. Infor. Akaike	48.403		48.537
C. Schwarz	48.439		48.581
<hr/>			
P-valor: * p<.1; ** p<.05; *** p<.001			

Nota: Errores estándar en paréntesis. Niveles de significancia: *<0.1; **<0.05; ***<0.01.

Fuente: cálculos propios a partir de DANE – GEIH (2018)

Dentro de los principales hallazgos se encuentra que, por cada año adicional de educación, se genera un aumento promedio del 11 % en el salario por hora del individuo, ceteris paribus. Es decir que la tasa de retorno de la educación para los residentes en la ciudad de Pasto es del 11 %, tasa de rentabilidad que coincide aproximadamente con los tres métodos de estimación aplicados (MCO, Heckman y Tobit), siendo estos igualmente significativos en los tres casos con un p-valor asociado inferior al 1 %.

Como se sabe, las estimaciones MCO se encuentran sesgadas, la aplicación de la corrección del sesgo por medio del método de Heckman proporciona estimaciones consistentes que son congruentes con lo esperado. Particularmente, el sesgo de selección se encuentra resuelto cuando la variable lambda dentro del modelo de salarios es significativa, tal como se evidencia en la tabla 3.

Los resultados difieren para el caso de la variable experiencia, aunque en los tres métodos el signo de esta variable coincide con el esperado, indicando que a mayor experiencia mayor retribución salarial. Para el



Online First

caso de la estimación por MCO, un año adicional de experiencia incrementa el ingreso laboral por hora en aproximadamente 14 % *ceteris paribus*, 15 % en el caso de la estimación Tobit, mientras que con la corrección de Heckman, la variable es significativa con un p-valor asociado menor al 10 %, indicando que por un año adicional de experiencia, los ingresos laborales por hora se incrementan solo un 0,6 %.

Sin embargo, la variable experiencia al cuadrado, la cual indica que el salario aumenta con la experiencia a tasas decrecientes, tiene el signo esperado y es estadísticamente significativa solo para el caso MCO y Tobit. El caso contrario ocurre con la estimación de corrección de Heckman. Estos resultados pueden explicarse por la forma como se mide la variable experiencia, debido a que es casi imposible medir la experiencia de un trabajador en tanto que requiere el pleno conocimiento de las habilidades reales realizadas en el trabajo, cuantificada por años. Por ello, se utiliza una variable aproximada que puede capturar esta característica y que tiene una relevancia en la determinación de los ingresos laborales.

Finalmente, se probó la existencia de segregación laboral y brechas salariales por género evidenciado en el signo negativo de la variable en los tres métodos de estimación, coeficientes significativos con un p-valor asociado inferior al 1 % en el caso de MCO y Tobit y un p-valor inferior al 5 % en el caso de Heckman. En este sentido, las mujeres presentan ingresos salariales promedio inferiores que sus similares hombres: 28,5 % en el caso de MCO, 3,9 % en el caso de Heckman y 31,1 % inferior en el caso de Tobit⁸.

Por otra parte, en cuanto al modelo de participación en el mercado laboral se evidencia que todas las variables presentan los signos esperados y son estadísticamente significativas con un nivel de confianza del 99 %, excepto la variable asociada al estado civil de la persona. Por su parte, se puede mencionar que la probabilidad de ingresar al mercado laboral es positiva y se incrementa a medida que avanza la edad de la persona, si se tienen más años de educación, si la persona es jefe de hogar y si se tiene hijos menores de seis años en el hogar. No obstante, cuando se llega a una edad superior a los 42 años, la probabilidad de participar en el mercado laboral comienza a disminuir.

⁸ Se calcula a partir de la fórmula $100 \times (e^{\beta_j} - 1)$ sugerida por Wooldridge (2010) para una estimación más exacta.



Online First

La probabilidad de participación en el mercado laboral de las mujeres es inferior a la de los hombres, resultado que coincide con el estudio realizado por la Ormet (2013). En tanto, tener ingresos no laborales disminuye tal probabilidad. Finalmente, ser mujer y tener hijos menores de seis años en el hogar disminuye la probabilidad de participar en el mercado laboral tal como se esperaba, en tanto que, por lo general, las mujeres tienen la responsabilidad del cuidado de sus hijos a edades tempranas.

CONCLUSIONES

La investigación deja en evidencia los potenciales problemas que presentan la estimación de ecuaciones salariales, no solo por la forma funcional de los datos sino por cuestiones propias de la construcción de las variables, las cuales pueden conllevar a obtener estimadores sesgados e inconsistentes. Aunque el objetivo principal del estudio no es la escogencia de un método en particular, los resultados para algunas variables, como la experiencia laboral, revelan que efectivamente se obtienen diferencias en las estimaciones de acuerdo con el método seleccionado: MCO, Tobit o Heckman.

Para el caso de la ciudad de Pasto, se evidenció un efecto positivo en los ingresos laborales cuando se incrementan los años de educación. Estos hallazgos ratifican empíricamente la teoría del Capital Humano propuesta en los referentes teóricos, y, por tanto, argumentan que efectivamente existe un rendimiento marginal positivo de la inversión en educación en este municipio; rendimiento que se ve afectado también por otras variables alternas al capital humano. A saber, experiencia y género.

Tener una tasa de rendimiento esperado positivo de la inversión en educación en Pasto, justifica la implementación de acciones claras encaminadas a incentivar el logro de mayores niveles educativos a través de políticas públicas. Sin embargo, las mejoras en cobertura y calidad de la educación (primaria, secundaria y superior) deben ir acompañadas de otras políticas que mejoren el acceso al mercado laboral de los individuos, puesto que en el municipio no existe una clara articulación entre la educación y el trabajo.



Online First

En el anexo, la tabla A1 relaciona la participación de los ocupados según ramas de actividad económica, indicando que la mayor proporción de encuestados en Pasto (26,3 %) se dedica a actividades de comercio al por mayor y al por menor, independientemente de su nivel educativo. Le siguen las actividades de transporte, almacenamiento y comunicaciones; actividades que, en general, no requieren un nivel avanzado de estudios, lo que podría ser una explicación adicional al estancamiento del capital humano en el municipio y a la escasa articulación entre educación y trabajo.

Por otra parte, es necesario concluir que la discriminación salarial por género representa un obstáculo importante a la hora de incentivar los niveles educativos para mejorar las condiciones de capital humano en el municipio. Como se evidenció anteriormente, manteniendo el nivel educativo de los individuos constante, las mujeres tienen ingresos laborales inferiores a los de sus homólogos hombres en aproximadamente 31 %; sin embargo, el 55 % de la población objeto de análisis corresponde a personas de sexo femenino. Esta puede ser una de las explicaciones al porqué del estancamiento del capital humano en Pasto.

Ciertamente, como lo han resaltado otros estudios, particularmente el de Miller, Sarmiento, & Gómez (2015), las condiciones laborales de las mujeres son muy distintas a las de los hombres, en especial por la subsistencia del patriarcado como organización social de la familia que permea las diversas esferas de la vida en donde se desenvuelven las mujeres. En consecuencia, entre las actividades económicas, las mujeres han tenido que asumir, de una forma asimétrica, el rol del cuidado de la familia, la economía del cuidado, lo que genera un aporte adicional para las labores domésticas, muchas veces no considerado.

En este sentido, las diferencias salariales son de tipo estructural y afectan la dinámica laboral de las mujeres, pues ellas deben asumir una doble carga laboral, lo que disminuye su desempeño en la esfera privada, y desincentiva al empleador para su contratación, teniendo que aceptar con ello unos salarios menores a comparación de los de los hombres (Ormet, 2013). La evidencia empírica mostrada en este estudio sugiere que la forma de medir las variables y la selección del método de estimación también incide en la captura de



Online First

este efecto de brecha salarial, en tanto que para la estimación con corrección de Heckman, aunque significativa, esta brecha no es tan importante como la mostrada por la estimación bajo la técnica de Tobit, que sí toma en cuenta la estructura particular de los datos.

La inversión en capital humano, particularmente la inversión en educación, incentivada por políticas públicas con enfoque diferencial de género, puede significar para el municipio no solo mejorar la calidad de vida de sus habitantes, sino también tener un mayor dinamismo en el sector educativo que impacte positivamente en el crecimiento y desarrollo económico local, departamental y nacional. Estos resultados son consecuentes, ya que la ciudad de Pasto apenas aporta un 0,9 % al PIB del país (Centro de Estudios de Desarrollo Regional y Empresarial [Cedre], 2011). Cabe señalar que la situación no ha mejorado significativamente en los últimos años para el departamento⁹.

Finalmente, esta investigación abre las puertas a futuros estudios. Por ejemplo, les da lugar a aquellos interesados en determinar los diferenciales en la tasa de retorno por niveles educativos, de manera que se corrobore si el rendimiento marginal de la inversión en capital humano es o no constante entre niveles de escolaridad, tal como se ha realizado en otros estudios como el de Prada (2006).

REFERENCIAS

- Alcaldía Municipal de Pasto. [AMP]. (2012). Plan de Desarrollo Educativo Municipal de Pasto: educación con calidad y equidad para la transformación social 2012-2015. <https://www.pasto.gov.co/>
- Becker, G. S. (1983), El Capital Humano (2a ed.). Alianza Universidad Textos, Alianza Editorial.
- Banco Mundial. [BM - The World Bank]. (2018). The changing wealth of nations 2018: Building a sustainable future. BM. <http://hdl.handle.net/10986/29001>

⁹ Cifras preliminares de las Cuentas Departamentales (DANE, 2018).



Online First

Centro de Estudios de Desarrollo Regional y Empresarial. [Cedre]. (2011). Cuentas económicas del municipio de Pasto. 2005-2010. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Nariño.

Departamento Administrativo Nacional de Estadística. [DANE]. (2010). Boletín Censo General 2005: Perfil Pasto Nariño. <https://www.dane.gov.co/>

Departamento Administrativo Nacional de Estadística. [DANE]. (2018). Gran Encuesta Integrada de Hogares. <https://www.dane.gov.co/>

Departamento Nacional de Planeación. [DNP]. (2018). Mercado Laboral Urbano - Primer Semestre de 2018: Pasto - Dirección de Estudios Económicos. DNP. <https://www.dnp.gov.co/>

Griliches, Z. (1977). Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems. *Econometrica*, 45(1 - enero), 1-22.

Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1 - enero), 153-161.

Miller, A., Sarmiento, J., & Gómez, A. (2015). Participación laboral de las mujeres en el municipio de Popayán (Colombia). *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*, 23(1), 23-51.

Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research - Columbia University Press.

Nicholson, W. (2008). *Teoría microeconómica. Principios básicos y ampliaciones* (9a ed.). Cengage Learning Editores, S.A.

Observatorios Regionales del Mercado de Trabajo. [Ormet]. (2013). Brechas de género en el mercado de trabajo de Pasto. PNUD Oficina Colombia.

Ortiz, E., Erazo, I., & Burgos, M. (2014). Educación, empleo e ingresos en el municipio de Pasto: un estudio de datos. Panel 2008 - 2010. *Revista Tendencias*, XVI(1), 13-33.

Prada, C. (2006). ¿Es rentable la decisión de estudiar en Colombia? *Ensayos de Política Económica*, 24(51), 226-323.

Riascos, H. (2011). Situación laboral de la mujer profesional en Pasto, 2010: Un análisis de modelación micro-econométrica. *Revista Tendencias*, XII(2), 9-34.



Online First

Riascos, H., & Erazo I. (2010). Situación del mercado laboral de los profesionales en San Juan de Pasto: un análisis de modelación micro-econométrica con datos de corte transversal. *Revista Tendencias*, XII(1), 44-91.

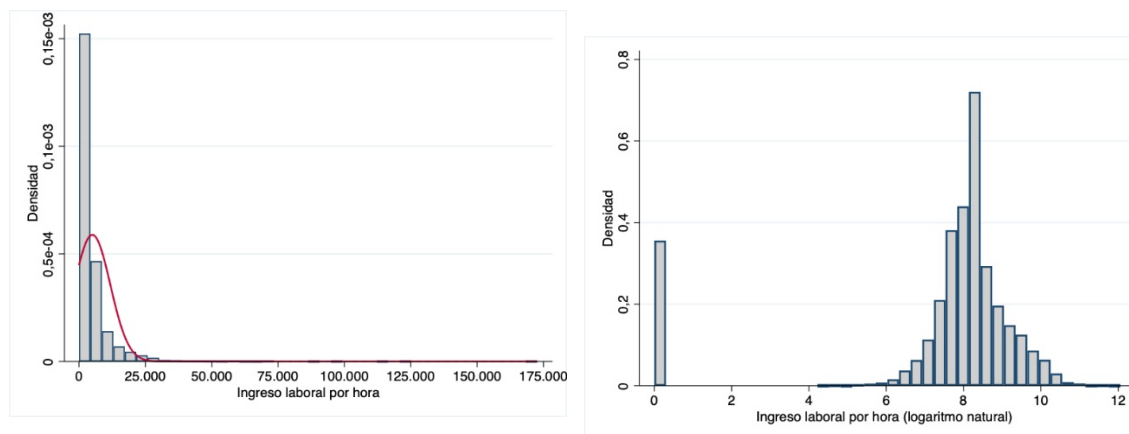
Schultz, T. (1960). Capital formation by education. *The Journal of Political Economy*, 68(6), 571-583.

Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica*, 26(1), 24-36.

Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría: un enfoque moderno* (4a ed.). Michigan State University.



ANEXO 1. DISTRIBUCIÓN VARIABLE INGRESO LABORAL

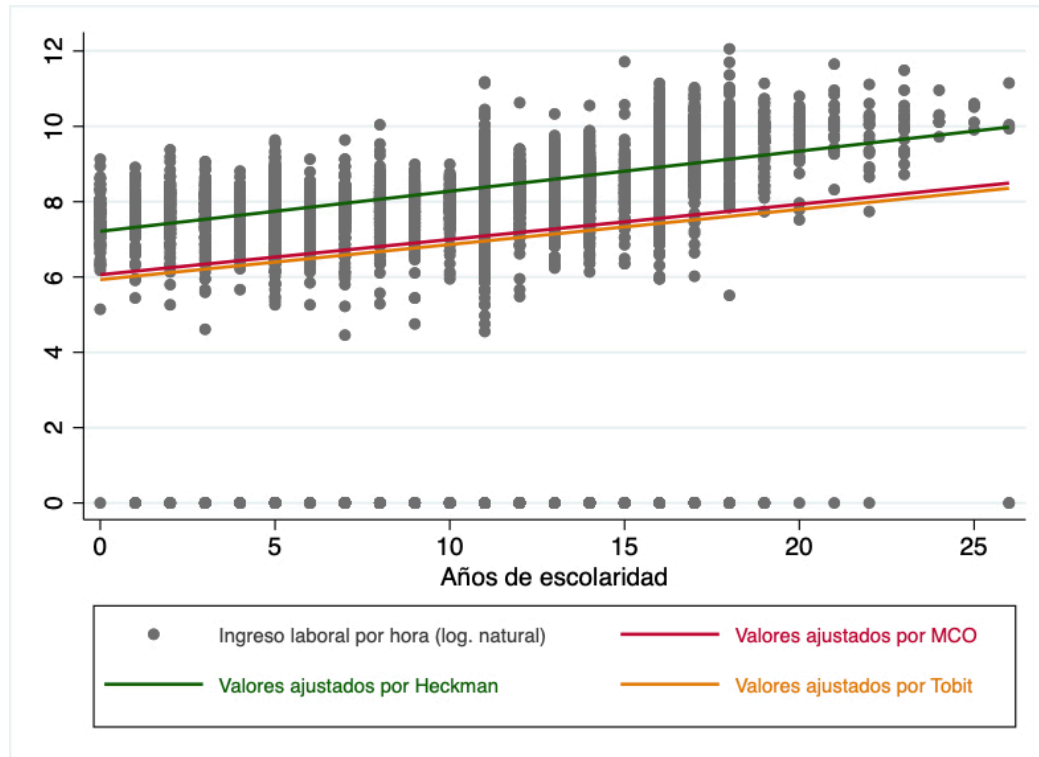


Nota: A partir del gráfico anterior, se evidencia la existencia de problemas de censura en los datos y la presencia de un comportamiento asimétrico positivo. Lo anterior era de esperarse, debido a la cantidad considerable de personas en la muestra que no reporta salarios (ingresos igual a cero).

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2018)



ANEXO 2. AJUSTE DE LOS MODELOS PROPUESTOS



Nota: Se evidencia el ajustan los datos a cada uno de los métodos de estimación: en específico, las variables logaritmo del ingreso laboral por hora y educación. Según se observa, MCO y Tobit tienen ajustes similares, mientras que la corrección de sesgo de selección por el método de Heckman genera estimaciones diferenciales. Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2018).

ANEXO 3. OCUPADOS Y PARTICIPACIÓN SEGÚN GRANDES RAMAS DE ACTIVIDAD ECONÓMICA

Actividad económica	freq.	%
Agricultura, ganadería, caza y silvicultura	120	1,1 %
Explotación de minas y canteras	9	0,1 %
Industrias manufactureras	1013	9,4 %
Suministro de electricidad, gas y agua	63	0,6 %
Construcción	691	6,4 %
Comercio al por mayor y al por menor	2839	26,3 %
Hoteles y restaurantes	722	6,7 %
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	1184	11,0 %
Intermediación financiera	162	1,5 %
Actividades inmobiliarias	972	9,0 %
Administración pública y defensa	583	5,4 %
Educación	662	6,1 %
Servicios sociales y de salud	746	6,9 %
Otras actividades de servicios comunitarios	565	5,2 %
Actividades de hogares privados	450	4,2 %
Organizaciones y órganos extraterritoriales	3	0,0 %
Total	10.784	

Nota: Las actividades económicas con mayor participación de ocupados son el comercio al por mayor y menor (26,3 %); transporte, almacenamiento y comunicaciones (11 %); industrias manufactureras (9,4 %); actividades inmobiliarias (9 %), entre otras actividades que en general no requieren niveles avanzados de educación.

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH (DANE, 2018)

