



ESTIMACIONES DE LOS DETERMINANTES DE LOS INGRESOS LABORALES EN COLOMBIA CON CONSIDERACIONES DIFERENCIALES PARA ASALARIADOS Y CUENTA PROPIA

Juan Carlos Guataquí
Andrés Felipe García
Mauricio Rodríguez

SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO

No. 70
Agosto 2009

Estimaciones de los determinantes de los ingresos laborales en Colombia con consideraciones diferenciales para asalariados y cuenta propia

Juan Carlos Guataquí
Andrés Felipe García
Mauricio Rodríguez*

Resumen

La literatura sobre determinantes de los ingresos laborales ha evolucionado en sus fundamentos teóricos, metodológicos y estimaciones empíricas. Colombia no ha sido ajena a este proceso, pero su evolución, notoria en fertilidad, ha venido relajándose en rigor conceptual: se tiende a considerar a los cuenta propia y asalariados como categorías relativamente semejantes. Para mostrar el efecto de dicha relajación realizamos estimaciones conjuntas de determinantes del ingreso laboral para ocupados asalariados y cuenta propia, y luego las contrastamos con estimaciones más detalladas y desagregadas ilustrando los sesgos efectivos que se generan si no se tienen en cuenta las características laborales de los ocupados cuenta propia y asalariados.

Clasificación *JEL*: J21, J24, J41.

Palabras clave: *Asalariados, Cuenta Propia, Sesgo de Selección, Colombia.*

Abstract

Economic literature about determinants of labor income has evolved around its theoretical and methodological foundations and more sophisticated and accurate empirical estimations emerged. Colombian literature, though prolific, lacks on rigor. In order to exemplify the effects of this inattention to detail and using data from the Colombian Household Survey we provide joint estimations of labor income's determinants for both waged and self-employed workers and contrast them with more accurate, detailed and decomposed estimations in order to illustrate the bias generated by sloppy and unsupported considerations of these two different kinds of workers.

JEL Classification: J21, J24, J41.

Keywords: *Waged workers, self-employment, Selection Bias, Colombia.*

* Facultad de Economía. Universidad del Rosario.
Direcciones electrónicas: jguataqu@urosario.edu.co
andres.garcia66@urosario.edu.co
rodriguez.mauricio@ur.edu.co

I. INTRODUCCIÓN

“Los trabajadores independientes no operan como oferentes en un mercado laboral...sino como oferentes en un mercado de bienes y servicios. Sus ingresos están sometidos en el corto plazo a las oscilaciones de la oferta y la demanda. Crecen con los auges y se comprimen con las crisis. En el largo plazo dependen de su productividad, que es función de su dotación de capital físico y humano...” (López, 1996, p. 342).

“...The self-employed are known to be fundamentally different from employees, in their characteristics, the way their income is generated and reported, and in their degree of income inequality...” (Parker, 1999, p. 263).

Desde los trabajos pioneros de Moore (1911), Pareto (1896), Pigou (1924)¹ y Mincer (1974) la literatura económica de los mercados de trabajo ha estudiado ampliamente los determinantes de los ingresos laborales. Dicha literatura ha experimentado una importante evolución, desde el análisis agregado de las distribuciones de los ingresos laborales para luego descomponerlas entre los trabajadores asalariados y los cuenta propia. Colombia no ha sido ajena a este proceso, y la investigación ha avanzado estimulada tanto por la disponibilidad de datos como por la introducción de nuevas técnicas. No obstante, este proceso no ha exhibido la misma rigurosidad en el manejo de los fundamentos conceptuales: algunos de los estudios existentes presentan fallas en la clasificación del grupo de ocupados y por lo tanto sus conclusiones pueden estar sesgadas. En particular son dos los tipos de errores que se pueden encontrar: el primero, es que no se reconozcan las diferencias entre los asalariados y los ocupados cuenta propia y se estimen funciones de ingreso en las que ambos tipos de trabajadores se consideran como un solo grupo, generándose así un sesgo en las estimaciones; el segundo es que se estimen funciones de ingreso sólo para asalariados, pero al corregirse por sesgo de selección, se cataloga a los ocupados cuenta propia, inactivos y desempleados dentro de un mismo grupo no observado.

En este trabajo presentamos una estimación de las funciones de ingreso de los asalariados y cuenta propia para Colombia, usando los datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH - DANE) para el año 2007. Estas estimaciones tienen como objetivo mostrar que las variables de capital humano pueden tener efectos diferentes sobre el ingreso, dependiendo de si el individuo es asalariado o cuenta propia, demostrando así que es un error realizar estimaciones en las que ambos tipos de ocupados se tratan en un único grupo o que incluso

¹ Una excelente recopilación bibliográfica del estado del arte sobre salarios y habilidades, previo al trabajo seminal de Mincer (1974) puede encontrarse en Staehle (1943).

una simple consideración a nivel de variable *dummy* no es suficiente para apoyar la enorme diferencia que existe entre un ocupado asalariado y uno cuenta propia. Adicionalmente presentamos estimaciones en las que se incorporan las diferencias entre estos grupos frente a los desempleados e inactivos, cuando se corrige el sesgo de selección, usando un modelo de corrección multinomial de Bourguignon *et al.* (2007).

Este documento se divide en cuatro secciones de las cuales esta introducción es la primera. En la segunda sección se hace una breve revisión de estudios que se agrupa en dos: una revisión de los estudios que tienen en cuenta que las funciones de ingreso de asalariados y cuenta propia son diferentes, y una segunda sección que presenta los estudios cuyo propósito es estimar los determinantes de la decisión entre ser asalariado o cuenta propia. La tercera sección presenta los datos y resultados, tanto de estimaciones conjuntas y por separado de las funciones de ingreso. Finalmente en la sección cuatro se concluye.

II. ASALARIADOS Y CUENTA PROPIA: UNA REVISIÓN

La presente sección se encuentra dividida en dos partes, en la primera se presenta una revisión de estudios que hayan estimado funciones de ingreso para asalariados y cuenta propia, haciendo especial énfasis en la metodología empleada. En la segunda se presentan brevemente las principales conclusiones de los trabajos dedicados a explorar los determinantes de la decisión de ser asalariado o cuenta propia.

II.A. Funciones de ingreso para asalariados y cuenta propia

El análisis de los determinantes del ingreso laboral ha ocupado a diferentes analistas desde finales del siglo XIX y bien puede decirse que el detonante fue la publicación, en 1869, de *Hereditary Genius*, en el cual Galton (1869) afirmaba que las conclusiones del trabajo de Quetelet (1835) sobre regularidades antropométricas también podían extenderse al campo de la capacidad mental. Esta línea de trabajo fue abordada por diferentes autores en diferentes periodos y se benefició de notorias contribuciones conceptuales, metodológicas y empíricas. Uno de los principales puntos de quiebre fue el trabajo seminal de Mincer (1974), a partir del cual se generó un punto común para analizar los determinantes del salario, con unas reconocidas derivaciones y vertientes. La idea de Mincer está relacionada con la teoría del

capital humano dado que considera que el salario está determinado por la experiencia y la escolaridad, de forma tal que individuos con mayor productividad y capacidad deben obtener un mayor salario. Vale la pena anotar que esta especificación ha sido usada principalmente para el estudio de los retornos de la educación; sin embargo, la ecuación minceriana no da información sobre ello a menos que se hagan fuertes supuestos (Heckman, *et al.*, 2006, García-Suaza *et al.*, 2009).

En cuanto a los estudios que han estimado funciones de ingreso para asalariados y cuenta propia encontramos el trabajo de Soon (1987), aplicado a Malasia. En éste el autor realiza un modelo de determinación de ingresos, en el cual incorpora la decisión de ser asalariado o cuenta propia. Estimando ecuaciones de Mincer para cada grupo por separado y corrigiendo por sesgo de selección, encuentra que estos dos grupos de los ocupados tienen diferentes estructuras de ingreso. En particular, destaca que la variable de experiencia no resulta significativa como determinante de los ingresos de los ocupados cuenta propia, mientras que para el caso de los asalariados sí lo es, siendo esto último consistente con la teoría del capital humano. En cuanto a lo primero, resalta que los retornos a la experiencia en el caso de los trabajadores cuenta propia pueden estar correlacionados con el tamaño de la empresa, variable que es instrumentada a través del número de trabajadores de la firma.

Por su parte Tansel (2000), presenta un estudio para Turquía sobre el efecto del género tanto sobre el diferencial de ingresos como sobre la probabilidad de pertenecer a un determinado sector de la economía (inactivo, empleo “formal”, empleo “informal”, cuenta propia). Para corregir el problema de selección en las ecuaciones de ingreso emplea una metodología en dos etapas, previamente desarrollada por Lee (1983) y Trost y Lee (1984)². En la primera etapa estima un modelo logit multinomial, a partir del cual controla la selección de los agentes de pertenecer a un grupo a otro. En la segunda etapa se incorpora a la ecuación de ingreso el inverso de la razón de *Mills* correspondiente a cada elección, obtenido de la primera etapa, controlando así por la probabilidad condicional de pertenecer a cada grupo. En lo referente a sus resultados, este autor encuentra que la educación tiene un efecto menor en el ingreso de los ocupados cuenta propia que en el de los asalariados, arguyendo que el ingreso para los ocupados cuenta propia puede estar mejor explicado por el retorno al capital.

² Similar a la metodología de Bourguignon *et al.* (2007), que emplearemos más adelante.

Co *et al.* (2000) realizan una estimación de los determinantes del ingreso tanto para trabajadores asalariados como para ocupados cuenta propia para Hungría. Para esto utilizan una metodología denominada *Modified Switching Regression Model*, a través de la cual pretenden controlar el sesgo de selección, no sólo para la decisión de ser asalariado o cuenta propia, sino también para la posibilidad de estar trabajando o no, a diferencia del que llaman *Standard Switching Regression Model*, que sólo controla para la decisión de la ocupación.

Para realizar este control en dos niveles proponen dos métodos alternativos, el primero es el método de Heckman (1979) en dos etapas (semejante al empleado por Tansel, 2000), en la primera etapa se obtiene el inverso de *Mills* para cada una de las dos decisiones, y en la segunda etapa estos inversos se incorporan en la ecuación de ingresos. El segundo método es el de máxima verosimilitud, en el que simplemente se incorpora la probabilidad condicional de que un individuo se encuentre en determinado estado (*e.g.* ocupado cuenta propia, etc).

Sin embargo, al aplicar estos métodos para datos de Hungría de mediados de los 1990's no encuentran diferencias importantes entre los determinantes del ingreso para los asalariados y para los ocupados cuenta propia. Cabe señalar que en la metodología propuesta, los autores asumen el estar desempleado o inactivo como un único estado (cuando toman al individuo como no ocupado), lo que implica que la corrección adicional al sesgo de selección no está correctamente especificada.

II. B. Determinantes de la decisión de ser trabajador asalariado o cuenta propia

Blanchflower y Oswald (1998) destacan en su trabajo que las restricciones de capital juegan un papel primordial en la decisión de ser empresario. En particular, destacan que la mayoría de los asalariados en su muestra responde que la principal razón por la cual no se han convertido en empresarios es por la falta de capital. Este resultado también se encuentra en el trabajo de Evans y Jovanovic (1989).

En cuanto al papel de la educación sobre la decisión, el efecto no es claro. Tal como lo menciona Le (1999), un nivel educativo más alto puede mejorar las habilidades empresariales del individuo, o por contrario generarle mejores posibilidades en el sector asalariado. Do y Duchene (2008), encuentran que un mayor nivel educativo reduce la probabilidad de que los

hombres sean trabajadores cuenta propia (empresarios), mientras que una mayor educación no tiene ningún efecto para las mujeres. Igualmente los estudios de Evans y Jovanovic (1989) y De Wit (1993) encuentran un efecto negativo de la educación sobre la probabilidad de ser trabajador cuenta propia.

Adicionalmente, cabe mencionar que si bien la edad normalmente se incorpora como uno de los determinantes del emprendimiento empresarial, el efecto no es del todo claro, básicamente porque si bien los individuos más jóvenes tienen menos aversión al riesgo, las limitaciones de capital son mayores para los jóvenes que para los viejos, por lo que puede haber mayor disposición hacia los emprendimientos por parte de los jóvenes, pero siendo este grupo el que mayores obstáculos encuentra para llevarlos a cabo.

Finalmente, el estudio de Destré y Henrard (2004) presenta una estimación para el caso colombiano. En un modelo en dos etapas, en el que primero calculan funciones de ingreso para cada uno de los componentes del grupo de ocupados y luego la decisión de ser asalariado o cuenta propia, tomando como una de las variables independientes el diferencial de ingresos potenciales calculados en la primera etapa, encuentran que la probabilidad de ser cuenta propia: *i*) aumenta en función del diferencial entre el ingreso potencial de los ocupados cuenta propia y de los asalariados; *ii*) se reduce con la educación; *iii*) aumenta con la edad (los autores interpretan explícitamente la edad como acumulación de capital humano); *iv*) aumenta si se tienen hijos menores de 16 años; y *v*) aumenta si la pareja del ocupado también trabaja (una potencial aproximación al efecto del hogar como unidad económica sobre la posibilidad del emprendimiento empresarial).

III. DATOS Y RESULTADOS

Como se puede apreciar a partir de la revisión de estudios, el análisis de los determinantes del ingreso laboral, partiendo de la ecuación de Mincer, ha evolucionado metodológicamente abordando problemas como la linealidad del ingreso laboral respecto a la educación mediante el uso de *splines* y la corrección del sesgo de selección a través de la metodología de Heckman (1979). En estos estudios el grupo objetivo es sensible a las particularidades del mercado laboral estudiado, dado que la presencia de mercados duales puede producir

diferencias en los determinantes del ingreso laboral (los asalariados del sector informal bien pueden ser conceptualmente diferentes de los asalariados del sector formal).

Un ejemplo claro de ello es la consideración de asalariados y cuenta propia de manera separada, dado que existen fuertes razones para considerar a estos como grupos distintos. Más allá de la relación contractual y lo que ésta implica en términos de los beneficios y obligaciones de los trabajadores, la experiencia y la educación juegan papeles diferentes como determinantes del ingreso, más aún por la presencia de otros factores como capital para el caso de los ocupados cuenta propia. Por ello, estimar conjuntamente estas funciones sesga la estimación del efecto de la escolaridad y experiencia sobre el ingreso de cada conjunto de ocupados.

En este sentido, con el objetivo de encontrar las posibles diferencias existentes en los determinantes del ingreso laboral para ocupados asalariados y ocupados cuenta propia, usando la información disponible en la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para el año 2007 y para las siete principales ciudades, se estiman ecuaciones mincerianas bajo diferentes especificaciones.

Una primera aproximación que permite dar validez al argumento de que en efecto existen diferencias entre estos dos grupos de ocupados, consiste en estimar una ecuación minceriana *clásica* para todo el conjunto de ocupados y una estimación en la que se incluyen diferentes efectos para cada grupo en las variables de escolaridad y experiencia. Es importante anotar que la variable de experiencia no es observable en la información de encuestas de hogares en Colombia, motivo por el cual es usual construir la *experiencia potencial* a partir de la edad y la escolaridad.

Dicha estimación considera como variable dependiente el logaritmo del salario por hora para el caso de los asalariados y el logaritmo del ingreso por hora para el caso de los ocupados cuenta propia. Los resultados se presentan en la Tabla 1. El modelo (1) es la ecuación minceriana tradicional, donde se puede observar que las variables son significativas tanto a nivel individual como global y presentan los signos esperados. Para la forma cuadrática de edad se observa el comportamiento esperado de una función cóncava indicando que el ingreso laboral crece con la edad pero a una tasa decreciente.

Tabla 1. Funciones de ingreso para los ocupados

Variab les	(1)	(2)
Edad	0.0497*** (0.00107)	0.0446*** (0.00156)
Edad²	-0.000451*** (1.28e-05)	-0.000408*** (1.74e-05)
Escolaridad	0.111*** (0.000589)	0.106*** (0.000873)
Asalariado		-0.0247 (0.0462)
Asalariado*Edad		0.00191 (0.00230)
Asalariado*Edad²		5.60e-05** (2.79e-05)
Asalariado*Escolaridad		0.00251** (0.00120)
Constante	5.498*** (0.0216)	5.596*** (0.0342)
Observaciones	92025	92025
R²	0.302	0.310
Test F	13251.96	5903.32
p Valor (Test F)	0.000	0.000

Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Fuente: GEIH 2007. Estimaciones propias.

El modelo (2), por su parte, separa el efecto de edad y escolaridad sobre el ingreso laboral para asalariados y cuenta propia con el objetivo de medir las diferencias potenciales que dichas variables tienen como determinantes del ingreso laboral entre estos grupos. Como en el caso anterior, se observa que el modelo es globalmente significativo y los signos son los esperados. Para el caso de los ocupados cuenta propia los resultados son cercanos en magnitud a los encontrados en el modelo anterior, pero se puede observar que existen diferencias significativas en los efectos de la edad y de la escolaridad sobre el ingreso laboral. En particular se observa que el coeficiente asociado a la edad al cuadrado es mayor para los asalariados al igual que la elasticidad con respecto a la escolaridad. En estos términos, los ingresos de los asalariados parecen estar más ajustados al comportamiento esperado del ciclo de vida laboral y mostrar una respuesta más clara y efectiva a la inversión en educación.

Estas diferencias pueden estar asociadas a las características socioeconómicas de los diferentes grupos, por ello se analizó la composición de la PET: ocupados asalariados, ocupados cuenta propia, desempleados e inactivos; teniendo en cuenta variables como género, edad, nivel educativo, posición en el hogar, estado civil y ciudad. Todo esto con el objetivo de tener una primera aproximación a la hipótesis de que el entorno socioeconómico de los

individuos determina la posición del individuo dentro del mercado laboral, con lo cual se apoya la idea de que los asalariados y los trabajadores cuenta propia tienen funciones de ingreso diferentes. Los resultados de estas estadísticas descriptivas se encuentran en la Tabla 2.

Tabla 2. Composición socioeconómica por posición en el mercado laboral

	Variable	Total	Asalariados	Cuenta propia	Desocupados	Inactivos
Género	Hombre	0.457	0.548	0.590	0.454	0.335
	Mujer	0.543	0.452	0.410	0.546	0.665
Edad	12-17	0.147	0.016	0.012	0.045	0.314
	18-24	0.155	0.190	0.078	0.330	0.138
	25-35	0.207	0.362	0.227	0.292	0.080
	36-50	0.241	0.326	0.404	0.234	0.111
	51-60	0.114	0.089	0.182	0.070	0.106
	61+	0.136	0.017	0.099	0.029	0.251
	Nivel educativo	Ninguno	0.031	0.007	0.030	0.012
Primaria		0.233	0.135	0.308	0.161	0.275
Secundaria		0.497	0.473	0.454	0.554	0.524
Superior		0.238	0.384	0.209	0.273	0.150
Posición en el hogar	Jefe	0.358	0.452	0.579	0.232	0.216
	Cónyuge	0.204	0.173	0.192	0.185	0.234
	Hijos	0.318	0.286	0.160	0.459	0.388
	Otros	0.120	0.090	0.070	0.124	0.162
Estado civil	Casado o unión libre	0.452	0.520	0.609	0.373	0.348
	Otro	0.548	0.480	0.391	0.627	0.652
Número de niños menores 5		0.353	0.382	0.368	0.413	0.316
Ciudad	Bucaramanga	0.076	0.068	0.087	0.067	0.078
	Barranquilla	0.103	0.071	0.132	0.097	0.112
	Bogotá	0.350	0.410	0.315	0.333	0.330
	Cali	0.171	0.162	0.183	0.188	0.169
	Medellín	0.207	0.215	0.186	0.210	0.211
	Manizales	0.042	0.037	0.035	0.042	0.049
	Pasto	0.050	0.037	0.063	0.062	0.050

Fuente: GEIH 2007. Estimaciones propias.

En general, para el conjunto de variables consideradas, se pueden observar diferencias importantes entre los cuatro grupos. Del total de la PET, el 49% corresponde a población ocupada, con un 20% de participación de los ocupados cuenta propia, mientras que el 43% son inactivos y el 8% restante desempleados. Particularmente, en el caso de género la proporción de mujeres es significativamente mayor entre desocupados e inactivos que para el caso de la población ocupada. Por edad se observa que la población asalariada se concentra entre los 25 y 50 años, mientras que para los ocupados cuenta propia la población mayor a 50 años tiene una participación importante. En cuanto los desocupados se observa un porcentaje elevado de población entre 18 y 24 años.

Por nivel educativo se observa que tanto la población asalariada como la desempleada se concentran en los niveles de secundaria y superior mientras que los ocupados cuenta propia se concentran en primaria y secundaria. Otras características donde se observan diferencias importantes son la posición en el hogar y el estado civil. Puede apreciarse que la situación laboral de ocupado es más intensiva entre jefes de hogar e individuos en unión marital, mientras que el desempleo y la inactividad son más característicos de individuos solteros y miembros secundarios del hogar. En otros estudios han recalcado que este patrón de posición en el hogar puede reflejar el hecho de que los jefes de hogar, como generadores de ingreso tienen presión a aceptar empleos o generar sus ocupaciones, mientras que los miembros secundarios y solteros pueden recibir financiación en el desempleo a través de las redes de apoyo de sus familias (Arango y Posada, 2003; Arango *et al*, 2003).

El resultado anterior es interesante. En primer lugar porque se observan diferencias importantes entre los cuatro grupos de población; y en segundo lugar, lo cual es el interés de este estudio, los asalariados y cuenta propia presentan sus principales diferencias en las variables asociadas a capital humano pues los ocupados cuenta propia tienen en promedio menor nivel educativo pero más experiencia en el mercado laboral (si aproximamos esta con la variable edad). En este marco, es importante tener en cuenta estas diferencias en la estructura socioeconómica al momento de realizar la estimación de los determinantes del ingreso laboral. Por ello, se resaltan cuatro factores importantes: potenciales no linealidades en la educación y los efectos cruzados con la experiencia; uso de una variable comparable de ingreso laboral; estimación de funciones de ingreso laboral diferentes para asalariados y cuenta propia; y método de estimación.

El segundo factor es el primero en ser controlado. En la estimación de ecuaciones mincerianas, como variable dependiente de ingreso laboral suelen usarse la variable de salario reportado para los asalariados y las ganancias para los ocupados cuenta propia. Sin embargo, es importante estar en posición de considerar si las ganancias del trabajador cuenta propia son comparables con el salario que el trabajador asalariado reporta o con el salario que recibe si se tienen en cuenta los aspectos prestacionales. Para los datos considerados se tiene que el

salario reportado es en promedio de \$889.751³, pero, siguiendo el argumento anterior, se reconoce que un asalariado recibe primas, subsidios y bonificaciones que hacen parte de su remuneración y ellas constituyen también parte de la remuneración que el mercado de trabajo ofrece al capital humano. Por este motivo se considera una variable de ingreso laboral para los asalariados la cual se construye teniendo en cuenta el salario reportado en el último mes; sumando a este el salario en especie (alimentos, vivienda, transporte y otros), subsidios (alimentos, transporte, familiar y educativo), el equivalente mensual de primas (servicios, navidad, vacaciones y viáticos) y las bonificaciones. A este rubro se le resta lo recibido por horas extra y las primas no estacionales recibidas el mes anterior (técnica, clima y antigüedad). El 73% de los asalariados recibe alguno de estos componentes no salariales, los cuales ascienden en promedio a \$129.859 pesos, y están compuestos principalmente por primas y subsidios.

Dada la existencia de diferencias en la composición socioeconómica de los ocupados asalariados y de los trabajadores cuenta propia, esto debería traer como resultado la aparición de diferentes niveles de remuneración para los diferentes grupos poblacionales. Esto se puede ver de manera clara en la Tabla 3, donde se observa que el ingreso mensual promedio de los asalariados es 30% superior al de los ocupados cuenta propia, pero estos trabajan en promedio dos horas menos a la semana que los asalariados. Controlando por el número de horas normalmente trabajadas el ingreso por hora del asalariado es 18% mayor al de un trabajador cuenta propia. Considerando género, edad y nivel educativo se tiene: *i*) para el grupo de los asalariados, las mujeres ganan un 4% más, mientras que entre los ocupados cuenta propia los hombres ganan 26% más en promedio por hora de trabajo; *ii*) por grupo de edad se puede observar que el ingreso por hora es creciente para los dos casos (un argumento para considerar la edad como una aproximación instrumental a la experiencia) y el ingreso siempre es mayor en el grupo de los asalariados excepto para los más jóvenes, además, el ingreso por hora crece más rápido para los asalariados, en particular, un asalariado del grupo de mayor edad gana cuatro veces lo que gana uno del grupo más joven, mientras esta proporción para los ocupados cuenta propia es de 2.3 a 1. De nuevo se encuentra aquí otra evidencia que apoya la relación diferencial edad/experiencia entre asalariados y trabajadores cuenta propia.

³ Todos los datos monetarios aquí reportados están en precios corrientes de 2007.

Tabla 3. Ingreso laboral promedio por características socioeconómicas para asalariados y cuenta propia

		Asalariados		Cuenta propia	
		Promedio	Desviación Estándar	Promedio	Desviación Estándar
Total	Ingreso mensual	999,044	3,404,405	767,013	2,033,578
	Horas semanales	49.9	14.6	47.8	21.6
	Ingreso por hora	5,020	17,438	4,249	12,568
Genero	Hombre	4,929	14,049	4,652	13,761
	Mujer	5,131	20,823	3,669	10,593
Edad	12-17	1,764	1,767	2,103	4,895
	18-24	3,202	28,355	2,984	5,765
	25-35	4,525	8,032	4,206	11,892
	36-50	5,920	15,155	4,219	9,562
	51-60	7,791	22,201	4,770	14,418
	61+	7,172	20,964	4,768	22,103
Nivel educativo	Ninguno	1,721	905	1,460	1,472
	Primaria	2,389	2,064	2,163	3,636
	Secundaria	3,053	18,069	3,348	9,180
	Superior	8,430	19,198	9,684	22,696

Fuente: GEIH 2007. Estimaciones propias.

En cuanto a los niveles educativos se obtiene que el ingreso por hora es creciente en la educación y no difiere de manera importante entre los grupos excepto para aquellos con educación superior, donde los ocupados cuenta propia tienen un mayor ingreso por hora. Además, diferente a los casos anteriores, se observa que la desviación estándar presenta un patrón creciente en el nivel educativo. Lo anterior refuerza el argumento según el cual las características de capital humano afectan de manera diferente el ingreso de asalariados y cuenta propia.

Así, teniendo en cuenta los tres factores faltantes, se estiman ecuaciones mincerianas utilizando como variable dependiente el logaritmo del ingreso mensual de asalariados y cuenta propia y se incluye como variable de control el logaritmo de las horas normalmente trabajadas (ampliadas a meses, multiplicando por 30/7) a fin de considerar una elasticidad del ingreso laboral con respecto a las horas trabajadas diferente a 1. Adicionalmente, con el fin de eliminar algunas linealidades de la ecuación minceriana, se incluyen como variables de control a *splines* por nivel educativo e interacciones entre estas y la edad, para incluir los retornos cruzados entre escolaridad y experiencia (supuesto al que Heckman *et al.*, 2006, denominan no paralelismo).

En cuanto al tercer factor, la medición de las diferencias entre asalariados y cuenta propia, es controlado mediante la inclusión de una variable *dummy* para los asalariados y la interacción de ésta con todas las demás variables de control, de forma tal que los coeficientes asociados a estas variables dan información acerca de la diferencia en el efecto de cada variable sobre el ingreso de los asalariados respecto a los ocupados cuenta propia. Finalmente, se consideran dos métodos de estimación; en primer lugar, el método tradicional de sesgo de selección de Heckman (1979), usado en la mayoría de los trabajos, pero que supone en la ecuación de selección que todos los individuos diferentes a los del grupo objetivo son iguales entre si, para este caso, indicando que los desocupados e inactivos son iguales. Por tanto, el segundo método de estimación utilizado es el método de corrección de sesgo de selección de Bourguignon *et al.* (2007) quienes proponen una ecuación de selección multinomial⁴.

En las metodologías que consideran el sesgo de selección, para la ecuación de selección se tienen en cuenta como controles las variables de género, edad, escolaridad, posición en el hogar, estado civil, número de desempleados y de niños menores de 5 años en el hogar, y ciudad; teniendo como categorías base género femenino, el grupo de edad de 12 a 17 años, los individuos sin educación, los otros miembros del hogar, los divorciados, solteros o separados y la ciudad de Bogotá, respectivamente.

Teniendo en cuenta lo anterior se estiman tres conjuntos de modelos: el primero considera que los coeficientes para asalariados y cuenta propia son los mismos, el segundo controla las diferencias entre estos grupos en un mismo modelo; y finalmente se realizan estimaciones por separado para cada grupo.

La Tabla 4 presenta las estimaciones realizadas siguiendo la metodología de Heckman (1979) asumiendo que la variable de selección toma el valor de 1 si el individuo está ocupado y cero en otro caso. Allí todos los modelos resultaron globalmente significativos y el *lambda* que es el coeficiente asociado al inverso de *Mills* siempre resulta diferente de cero. Los modelos (3)

⁴ Bourguignon *et al.* (2007) ofrecen una revisión de las metodologías que generalizan el modelo de corrección de sesgo de selección de Heckman (1979) cuando el individuo tiene más de dos opciones de decisión, usando logit multinomial. Argumentan que las aproximaciones de Lee (1983), y Dubin y McFadden (1984) evitan el riesgo de multicolinealidad, siendo la primera más importante en muestras pequeñas. Mientras que Dahl (2002) hace una aproximación semiparamétrica. La propuesta final de Bourguignon *et al.* (2007) corrige la sensibilidad a la normalización en el valor esperado condicional de los residuos y toma en cuenta las restricciones en la matriz de covarianza de estos y los supuestos de linealidad.

y (4) se estimaron con el mismo conjunto de variables que los modelos (1) y (2); obteniendo resultados cualitativamente equivalentes pero menores en magnitud, que dan evidencia a favor de la existencia de efectos diferenciales de las variables de capital humano sobre el ingreso de asalariados y cuenta propia. Los modelos (5) y (6) se estimaron siguiendo las mismas especificaciones de los modelos (3) y (4) respectivamente, y usan como variable dependiente el logaritmo de la variable de ingreso laboral por hora, construida para los asalariados, y el logaritmo de la ganancia por hora para el caso de los trabajadores cuenta propia. Se observa que los resultados no varían de forma significativa y se mantienen las diferencias entre estos grupos.

Tabla 4. Funciones de ingreso para ocupados separando entre asalariado y cuenta propia usando Heckman (1979)

Variab les	(3)	(4)	(5)	(6)
Edad	0.0157*** (0.00133)	0.0131*** (0.00171)	0.0174*** (0.00134)	0.0136*** (0.00171)
Edad²	-3.58e-05** (1.60e-05)	-2.25e-05 (1.94e-05)	-6.50e-05*** (1.61e-05)	-2.90e-05 (1.93e-05)
Escolaridad	0.109*** (0.000604)	0.101*** (0.000885)	0.112*** (0.000608)	0.101*** (0.000883)
Asalariado		0.0748 (0.0459)		0.0886* (0.0458)
Asal*Edad		-0.00574** (0.00228)		-0.000791 (0.00228)
Asal*Edad²		0.000154*** (2.77e-05)		9.87e-05*** (2.76e-05)
Asal*Esc		0.00609*** (0.00121)		0.00694*** (0.00120)
Constante	6.333*** (0.0293)	6.404*** (0.0388)	6.349*** (0.0296)	6.390*** (0.0387)
Lambda	-0.335*** (0.0078)	-0.341*** (0.0078)	-0.331*** (0.0079)	-0.335*** (0.0078)
Observaciones	188075	188075	188075	188075
Wald test	32976.1	34489.9	34430.5	38530.1
p Valor (Wald test)	0.000	0.000	0.000	0.000

Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Fuente: GEIH 2007. Estimaciones propias.

En este marco, para obtener una especificación más completa, es necesario considerar las no linealidades en escolaridad y experiencia, además de relajar el supuesto de elasticidad del ingreso respecto a las horas trabajadas. Así, la Tabla 5 presenta los resultados obtenidos de la estimación de ecuaciones de determinantes del ingreso considerando como variable dependiente el logaritmo del ingreso mensual e incluir como controles el logaritmo de las horas normalmente trabajadas mensualizadas, *splines* de nivel educativo e interacciones de los

splines con la edad. Para todos los casos se observa que los modelos son globalmente significativos y presentan los signos esperados, y la variable que evidencia la presencia de sesgo de selección es siempre significativa. Los modelos (7) y (8) fueron estimados siguiendo la misma especificación de los modelos (3) y (4), pero incluyendo las nuevas variables de control. Para el caso del modelo (7) se puede observar que el comportamiento de la variable edad cambia respecto a lo obtenido en los modelos anteriores y disminuye su significancia, en gran medida por el mayor detalle que presenta la variable educación y la interacción con la edad; la educación por su parte afecta positivamente y a una tasa creciente el ingreso tanto de ocupados como de cuenta propia, y el efecto cruzado de escolaridad y edad es siempre positivo. El logaritmo de las horas por su parte presenta un coeficiente menor a 1.

En el modelo (8) se evidencia la presencia de efectos diferenciales de las variables de capital humano sobre las funciones de ingreso de asalariados y cuenta propia. Se puede destacar que para los asalariados la semielasticidad del ingreso respecto a la escolaridad es menor para los niveles de primaria y superior respecto a los resultados al respecto obtenidos para los ocupados cuenta propia. Adicionalmente, la diferencia en los efectos cruzados con edad es siempre significativa y la elasticidad respecto a las horas trabajadas es significativamente menor. Dada la existencia de estas diferencias se estiman modelos separados para cada uno de los grupos. En dicho caso, la variable de selección toma el valor de 1 si el individuo es ocupado asalariado y cero para el resto de los individuos; de forma tal que para la función de ingreso de los ocupados se asume que los ocupados cuenta propia, desocupados e inactivos hacen parte de un mismo grupo, afectando de manera importante la estimación de la probabilidad de pertenecer a cada grupo. Por tanto, la construcción del inverso de *Mills* se basa en el modelo de corrección de sesgo de selección de Bourguignon *et al.* (2007).

Tabla 5. Funciones de ingreso para ocupados separando entre asalariado y cuenta propia usando Heckman (1979)

Variables	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Edad	-0.00357** (0.00182)	-0.00168 (0.00220)	0.00310 (0.00233)	0.00882*** (0.00232)	-0.0158*** (0.00306)
Edad²	3.57e-05** (1.67e-05)	5.05e-05** (1.98e-05)	-1.94e-06 (2.13e-05)	-6.09e-05*** (2.13e-05)	0.000146*** (2.81e-05)
Primaria	0.0162 (0.0107)	0.0376*** (0.0130)	-0.0535*** (0.0146)	-0.0523*** (0.0145)	0.0481*** (0.0163)
Secundaria	0.0327*** (0.00408)	-0.00640 (0.00598)	0.0168*** (0.00450)	0.0249*** (0.00449)	0.00901 (0.00745)
Superior	0.135*** (0.00449)	0.191*** (0.00767)	0.110*** (0.00437)	0.108*** (0.00436)	0.220*** (0.00946)
Edad*Prim	0.00107*** (0.000211)	0.000507** (0.000249)	0.00211*** (0.000317)	0.00214*** (0.000317)	0.000532* (0.000314)
Edad*Sec	0.000915*** (9.92e-05)	0.00155*** (0.000136)	0.000763*** (0.000116)	0.000661*** (0.000116)	0.00158*** (0.000171)
Edad*Sup	0.000797*** (0.000108)	-0.000418** (0.000174)	0.000954*** (0.000109)	0.000967*** (0.000109)	-0.000643*** (0.000214)
Log(Horas)	0.738*** (0.00507)	0.698*** (0.00589)	0.677*** (0.00728)	0.690*** (0.00726)	0.687*** (0.00747)
Asalariado		0.808*** (0.128)			
Asal*Edad		-0.00852** (0.00345)			
Asal*Edad²		7.14e-05** (2.86e-05)			
Asal*Prim		-0.0832*** (0.0227)			
Asal*Sec		0.0405*** (0.00825)			
Asal*Sup		-0.0725*** (0.00943)			
Asal*Edad*Prim		0.00175*** (0.000476)			
Asal*Edad*Sec		-0.000881*** (0.000201)			
Asal*Edad*Sup		0.00125*** (0.000223)			
Asal*Log(Horas)		-0.0337*** (0.0109)			
Constante	8.799*** (0.0657)	8.784*** (0.0779)	9.359*** (0.0882)	9.256*** (0.0879)	9.599*** (0.112)
Lambda	-0.423*** (0.0079)	-0.437*** (0.0077)	-0.361*** (0.0098)	-0.356*** (0.0098)	-0.616*** (0.0180)
Observaciones	188075	188075	188075	188075	188075
Wald test	54402.19	61272.46	34742.14	36007.57	21277.08
p Valor (Wald test)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: GEIH 2007. Estimaciones propias.

El modelo (9) considera como variable dependiente el logaritmo del salario reportado por hora para los asalariados, por lo cual sirve como marco de comparación; mientras que en el modelo (10) se considera la variable construida de ingreso laboral. Ambos modelos presentan resultados similares pero difieren en la significancia de la forma cuadrática asumida para la variable edad. Al comparar estos con el modelo (11), construido para los ocupados cuenta propia, se tiene que estos resultados verifican lo encontrado en el modelo (8). Particularmente, se observa que la edad afecta positivamente el ingreso de los asalariados y negativamente el de los ocupados cuenta propia, pero a una tasa decreciente para los primeros y creciente para los segundos, indicando que la experiencia adquiere mayor importancia para los ocupados cuenta propia. En cuanto a la escolaridad se tiene que los niveles de primaria y superior tienen un efecto menor en los asalariados; adicionalmente, a nivel individual las variables son significativas.

La Tabla 6 presenta los resultados para el modelo de corrección de sesgo de selección de Bourguignon *et al.* (2007)⁵. Los modelos (12) y (13) corresponden a la función de ingresos de los asalariados usando el logaritmo del salario reportado y el logaritmo del ingreso laboral respectivamente; mientras que el modelo (14) corresponde a la función de ingresos de los trabajadores cuenta propia. En general las variables son individualmente significativas y los modelos lo son globalmente. Estos resultados son similares a los obtenidos bajo la metodología de Heckman (1979) pero los coeficientes son en general más pequeños. La variable edad mantiene rendimientos marginales crecientes para los ocupados cuenta propia y decrecientes para los asalariados, y los niveles de primaria y superior tienen un efecto menor en los asalariados. No obstante, se puede afirmar que la estimación conjunta de las funciones ingreso sobreestima el efecto de la escolaridad sobre el ingreso de los asalariados y subestima el efecto de la experiencia en los ocupados cuenta propia.

⁵ Las variables identificadas como *_m1*, *_m2*, *_m3* y *_m4* son estimados consistente del valor esperado condicional de los residuales derivados del modelo logit multinomial. Dichos coeficientes son función de la covarianza entre los residuales de la ecuación minceriana y alguna función de los residuales del modelo logit multinomial.

Tabla 6. Funciones de ingreso para ocupados separando entre asalariado y cuenta propia usando Bourguignon et al. (2007)

Variables	(12)	(13)	(14)
Edad	0.00250 (0.00240)	0.00998*** (0.00240)	-0.0217*** (0.00291)
Edad²	-5.46e-06 (2.16e-05)	-8.11e-05*** (2.15e-05)	0.000290*** (2.69e-05)
Primaria	-0.0593*** (0.0149)	-0.0604*** (0.0149)	-0.0137 (0.0164)
Secundaria	0.0255*** (0.00458)	0.0318*** (0.00456)	-0.00833 (0.00747)
Superior	0.112*** (0.00441)	0.108*** (0.00439)	0.172*** (0.00954)
Edad*Prim	0.00232*** (0.000326)	0.00237*** (0.000325)	0.00130*** (0.000314)
Edad*Sec	0.000624*** (0.000118)	0.000530*** (0.000118)	0.00140*** (0.000169)
Edad*Sup	0.000952*** (0.000110)	0.000993*** (0.000110)	-0.000125 (0.000214)
Log(Horas)	0.674*** (0.00734)	0.689*** (0.00732)	0.660*** (0.00744)
Constante	9.317*** (0.0891)	9.225*** (0.0889)	9.325*** (0.107)
_m1	-0.225*** (0.0099)	-0.235*** (0.0098)	-0.137*** (0.0170)
_m2	0.0002 (0.0001)	0.00025* (0.0001)	0.0009 (0.0010)
_m3	0.335*** (0.0199)	0.328*** (0.0198)	0.906*** (0.0379)
_m4	0.097*** (0.0313)	0.189*** (0.0312)	-0.795*** (0.0533)
Observaciones	188075	188075	188075
R²	0.481	0.490	0.405
Test F	3641.2	3772.4	2078.23
p Valor (Test F)	0.000	0.000	0.000

Errores estándar en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Fuente: GEIH 2007. Estimaciones propias.

V. CONCLUSIONES

La literatura económica sobre el ingreso laboral ha reconocido la existencia de diferencias en el efecto de los determinantes cuando se consideran de manera separada los asalariados y los cuenta propia. En particular, se ha argumentado que esta diferencia se debe a que el capital humano cumple un papel diferente en el caso de un empresario, quien ve influenciados sus ingresos también por el stock de capital físico.

Este trabajo muestra que para el caso colombiano esta hipótesis se valida, ya que se observa que las variables de capital humano usualmente utilizadas en la estimación de determinantes

del ingreso no sólo tienen diferente distribución entre los ocupados asalariados y los cuenta propia sino que además tiene un efecto diferencial sobre el ingreso. Los ingresos laborales, para el caso de los asalariados, responden más a sus características educativas que los de los trabajadores cuenta propia. Adicionalmente se puede observar que la variable edad, como *proxy* de experiencia, muestra efectos no lineales en ambos casos pero con tasa marginal creciente para los cuenta propia y decreciente en el otro caso.

Al considerar una ecuación de selección multinomial, los signos y significancia de los coeficientes se mantienen; sin embargo, la magnitud presenta cambios importantes. Esto indica que esta metodología de corrección del sesgo de selección tiene en cuenta con mayor precisión las diferencias existentes entre el grupo objetivo (ocupados) y el grupo de control (inactivos y desempleados). En particular, cuando se controla el sesgo de selección siguiendo a Bourguignon et al. (2007), para los asalariados, la variable edad aumenta su efecto marginal y nivel de concavidad, y la variable de educación presenta mayores elasticidades respecto al ingreso laboral; mientras que al considerar la función de ingreso laboral de los cuenta propia propuesta presenta un efecto marginal menor tanto en la variable edad como en la escolaridad.

Como epílogo deseamos exhibir este ejercicio como una prueba empírica clara de que los ocupados cuenta propia son cualitativamente diferentes de los ocupados asalariados y que, dada esta diferenciación, es importante tener en cuenta la forma en que sus características particulares influyen en la generación del ingreso laboral, al punto que, quizás, sea necesario establecer formas funcionales diferentes al momento de estimar los determinantes de dicho ingreso.

REFERENCIAS

- Arango, L., Posada, C., Charry, A. 2003. "La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta: ¿cambian sus determinantes?" *Borradores de Economía No. 250*. Banco de la República: Bogotá.
- Arango, L., Posada, C. 2003. "Participación laboral en Colombia" *Borradores de Economía No. 217*. Banco de la República: Bogotá.
- Arias, Y., Chávez, A. 2002. "Cálculo de la Tasa Interna de Retorno de la Educación en Colombia." *Documento de Trabajo No. 2*. Universidad Externado de Colombia: Bogotá.
- Barrero, A., Vélez, C., López, I., Rosales, R. y Mogollón D. 2004. "Evaluación económica del componente educativo del programa familias en acción del Plan Colombia. ." *Documento CEDE 2004-39*. Universidad de los Andes: Bogotá.
- Becker, G. 1964. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York: NBER - Columbia University Press.
- Bernat, L. 2005. "Análisis de Género de las Diferencias Salariales en las Siete Principales Áreas Metropolitanas Colombianas. Evidencia de Discriminación?". PNUD: Bogotá.
- Blanchflower, D., Oswald, A. 1998. "What Makes an Entrepreneur?" *Journal of Labor Economics*, 16:1, pp. 26-60.
- Bourguignon, F., Fournier, M., y M. Gurgand. 2007. "Selection Bias Corrections Base on the Multinomial Logit Model: MonteCarlo Comparisons." *Journal of Economic Surveys*, 21:1, pp. 174-205.
- Casas, A., Sepúlveda, C. y Gallego, J. M. 2003. "Retornos de la Educación y Sesgo de Habilidad: Teoría y Aplicaciones en Colombia." *Lecturas de Economía*, 58.
- Co, C. Y., Gang, I., Yun, M. 2002. "Self-Employment and Wage Earning: Hungary during Transition." *IZA Discussion Paper Series No. 572*. Institute for the Study of Labor.
- Dahl, G. 2002. "Mobility and the Returns to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets." *Econometrica*, 70, pp. 2367-420.
- De Wit, G. 1993. "Models of Self-Employment in a Competitive Market." *Journal of Economic Surveys*, 7:4, pp. 367-97.
- Destré, G. y V. Henrard. 2004. "The Determinants of Occupational Choice in Colombia: An Empirical Analysis." *Cahiers de la Maison des Sciences Economiques No. 2004.65*.
- Djankov, S., Qian, Y., Roland, G., y Zhuravskaya, E. 2008. "What Makes an Entrepreneur?". *International Differences in Entrepreneurship*. DoingBussines.org
- Do, T. y G. Duchene. 2008. "Determinants of Self-Employment: The Case in Vietnam." *CES Working Papers 2008.38*.
- Dubin, J., y D. McFadden. 1984. "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings in Consumption." *Econometrica*, 52, pp. 345-62.
- Evans, D. y B. Jovanovic. 1989. "An Estimated Model of Entepreunerial Choice Under Liquidity Constrains." *Journal of Political Economy*, 79:4, pp. 807-27.
- Forero, N., Gamboa, L. 2007. "Cambios en los Retornos de la Educación en Bogotá entre 1997 y 2003." *Lecturas de Economía*, 66.
- Forero, N. 2007. "Determinantes de los Ingresos Laborales de los Graduados Universitarios durante el Periodo 2001-2004." *Anteproyecto de Tesis. Maestría en Regulación Económica*. Universidad del Rosario. Facultad de Economía.: Bogotá.
- Galton, F. 1869. *Hereditary Genius*. London: McMillan.
- García-Suaza, A., Guataquí, J., Guerra, J. y D. Maldonado. 2009. "Beyond the Mincer Equation: The Internal Rate of Return to Higher Education in Colombia." *Documentos de Trabajo No. 68*. Facultad de Economía - Universidad del Rosario: Bogotá.

- Grossbar, S. ed. 2006. *Jacob Mincer: A Pioneer of Modern Labor Economics*: Springer.
- Heckman, J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 47:1.
- Heckman, J., Lochner, L. y P. Todd. 2003. "Fifty Years of Mincer Earnings Regressions." *NBER Working Paper Series No. 9732*. NBER.
- Heckman, J., Lochner, L. y P. Todd. 2005. "Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond." *NBER Working Paper Series No. 11544*. NBER.
- Kugler, B., Reyes, A. 1975. "Educación y Mercado de Trabajo Urbano en Colombia: Una Comparación entre Sectores Modernos y No Modernos." CCRP: Bogotá.
- Le, A.T. 1983. "Empirical Studies of Self-Employment." *Journal of Economic Surveys*, 13, pp. 381-417.
- Lee, L.F. 1983. "Generalized Econometric Models with Selectivity." *Econometrica*, 51, pp. 507-12.
- Lemieux, T. 2006. "'The Mincer Equation' Thirty Years after Schooling, Experience and Earnings," en *Jacob Mincer: A Pioneer of Modern Labor Economics*. S. Grossbar ed: Springer.
- López, H. 1996. *Ensayos sobre Economía Laboral Colombiana*. Bogotá: FONADE - Carlos Valencia Editores.
- Mincer, J. 1958. "Investment in Human Capital and the Personal Income Distribution." *Journal of Political Economy*, 66.
- Mincer, J. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*: Columbia University Press - NBER.
- Moore, H.L. 1911. *Laws of wages: An Essay in Statistical Economics*. New York: The McMillan Company.
- Mora, J. 2003. "Sheepskin Effects and Screening in Colombia." *Colombian Economic Journal*, 1.
- Nuñez, J., Sánchez, F. 1998. "Educación y Salarios Relativos en Colombia, 1976-1995. Determinantes, Evolución e Implicaciones para la Distribución del Ingreso." *Archivos de Macroeconomía No. 74*. Departamento Nacional de Planeación: Bogotá.
- Nuñez, J., Sánchez, F. 2003. "A Dynamic Analysis of Human Capital, Female Work-Force Participation, Returns to Education and Changes in Household Structure in Urban Colombia, 1976-1998." *Colombian Economic Journal*, 1.
- Pareto, V. 1896. "La courbe de la répartition de la richesse." *Recueil Publié par la Faculté de Droit*: Lausanne.
- Parker, S. 1999. "The Inequality of Unemployment and Self-Employment Incomes: A Decomposition Analysis for the U.K." *Review of Income and Wealth*, 45:2.
- Perfetti, M. 1996. "Diferencias Salariales entre Hombres y Mujeres No Asalariados durante el periodo 1984-1994." *Planeación y Desarrollo*, 27.
- Pigou, A.C. 1924. *The Economics of Welfare*. London.
- Prada, C. 2006. "Es Rentable la Decisión de Estudiar en Colombia?" *Ensayos de Política Económica*, 51.
- Psacharopoulos, G. 1994. "Returns to Investment in Education: A Global Update." *World Development*, 22:9.
- Quetelet, A. 1835. *A treatise on man and the development of his faculties*. New York: Franklin.

- Ribero, R., Meza, C. 1997. "Ingresos Laborales de Hombres y Mujeres en Colombia: 1976 - 1995." *Archivos de Macroeconomía No. 62*. Departamento Nacional de Planeación: Bogotá.
- Roy, A. D. 1952. "Some Thoughts on the Distribution of Earnings." *Oxford Economic Papers*, 3:2.
- Schultz, T. 1968. "Returns to Education in Bogota." *RM5645*. Rand Corporation - AID.
- Selowsky, M. 1968. "The Effect of Unemployment Labor-Market Segmentation and the Returns to Educated: The Case of Colombia." *Centre for International Affairs*. Harvard University: Boston.
- Soon, L.Y. 1987. "Self-Employment vs Wage Employment: Estimation of Earnings Functions in LDCs." *Economics of Migration Review*, 6:2, pp. 81-89.
- Staehle, H. 1943. "Ability, Wages and Income." *Review of Economics and Statistics*, 25:1, pp. 77 - 87.
- Sweetland, S. 1996. "Human Capital Theory: Foundations of a Field of Inquiry." *Review of Educational Research*, 66:3.
- Tansel, A. 2000. "Wage Earners, Self-Employment and Gender in the Informal Sector in Turkey." *Policy Research Report on Gender and Development Working Paper Series No. 24*. Banco Mundial: Washington DC.
- Tenjo, J. 1993. "Educación, habilidad, conocimientos e ingresos." *Planeación y Desarrollo*, 24.
- Tenjo, J. 1993. "Evolución a la Inversión en Educación 1976 - 1989." *Planeación y Desarrollo*, 24.
- Tenjo, J., Bernat, L. 2002. "Evolución de las Diferencias Salariales entre Hombres y Mujeres: Comparación de Seis Países Latinoamericanos."
- Tenjo, J., Bernal, R. y L. Bernat. 2005. "Evolución de las Diferencias Salariales entre Hombres y Mujeres: Comparación de Seis Países Latinoamericanos, Un Intento de Interpretación." *Documento CEDE No. 18*. Universidad de los Andes: Bogotá.
- Trost, R. y L.F. Lee. 1984. "Technical Training and Earnings: A Polychotomous Choice Model with Selectivity." *Review of Economics and Statistics*, 66:1, pp. 151-56.
- Varios. 2006. "Guía de las Mejores Universidades." *La Nota Económica*: Bogotá.
- Velásquez, A. 2001. "Análisis empírico de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en Colombia." Universidad del País Vasco.
- Zárate, H. 2003. "Cambios en la Estructura Salarial: Una Historia desde la Regresión Cuantílica." *Borradores de Economía No. 245*. Banco de la República: Bogotá.