

Trabajo de Grado

**ESTUDIO DE LA SEÑALIZACIÓN PARA EL MERCADO LABORAL EN EL ÁREA
METROPOLITANA DE CALI, 2012.**

Autor:

Diego Armando Marín Salazar

Tutor:

José María Martínez Rioja

Resumen

La presente investigación tiene como objetivo contrastar la hipótesis de la señalización en el mercado laboral. En este sentido, en primer lugar se quiere constatar que el retorno de la educación de los asalariados sea mayor al de los trabajadores por cuenta propia. En segundo lugar, evaluar si se cumple lo planteado por la versión credencialista, *el sheepskin effect*. Con datos de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali realizada en el 2012, se modelan los efectos de la escolaridad sobre los retornos esperados de los asalariados y cuenta propia, a través de ecuaciones de mincer. Para contrastar el *sheepskin effect*, se emplea la ecuación de títulos de Hungerford y Solon (1987). Los resultados muestran la existencia de diferencias significativas en los rendimientos de la educación, siendo los individuos asalariados los que presentan mayores retornos. En cuanto a la importancia de los títulos, se concluye que existe un efecto significativo tanto en el título de bachiller y el universitario sobre la rentabilidad de los ingresos, evidenciando la presencia de señalización en el mercado laboral en Santiago de Cali.

Clasificación JEL: I21, J23, J24, J31, D82

Palabras claves: Asalariados, cuenta propia, teoría de la señalización, sesgo de selección.

Abstract

The main objective of this research is to contrast the signaling theory in a twofold approach. The first one is to verify if the education returns of employees are greater than self-employed. The second one is to evaluate if the statement of sheepskin effect is accomplished. The database corresponds to the Quality of Life and Job Quality Survey of 2012 in the city of Cali, Colombia. Here, schooling effects are modeled over expected returns of employees and self-employed through Mincer earnings functions. On the other hand, the *sheepskin effect* is calculated through a degree equation developed by Hungerford and Solon (1987). The results show significant differences in education returns, with a gap in favor to employees. About degree's importance, there is a significant effect of high school and bachelor diploma over their income, this situation suggests the existence of signaling in Cali's labor market.

JEL classification: I21, J23, J24, J31, D82

Keywords: Waged workers, self-employment, signaling theory, selection bias.

1. INTRODUCCIÓN

Las investigaciones en economía laboral permiten entender fenómenos microeconómicos y macroeconómicos que inciden sobre las decisiones de los participantes y la dinámica del mercado laboral (López, Ávila y Méndez, 2011). Se suelen considerar aspectos como el empleo, desempleo, salarios, informalidad, canales de búsqueda, entre otros, para ser relacionados con cuestiones de incidencia macroeconómica, por ejemplo, con formulación de política monetaria enfocadas a minimizar el desempleo, estimulando la inversión por medio de una reducción de las tasas de interés a través de la expansión de la oferta monetaria. Así mismo, hay estudios con carácter microeconómico, como el análisis de los determinantes de los salarios, particularmente, el efecto de la educación sobre los mismos.

Según reportes de la Comisión Económica para Latinoamérica y el Caribe (CEPAL), el fenómeno del empleo informal¹ ha tenido una reducción en los últimos años como consecuencia de políticas de formalización en países como Argentina, Brasil, Chile y Uruguay. Se destaca que, entre 1999 y 2012, en promedio, aquellos individuos con los menores niveles educativos tienden a ubicarse en el sector informal. Además, se encuentra la existencia de una prima sobre la formalidad, donde se evidencian brechas salariales a favor de los trabajadores formales respecto a los informales (CEPAL, 2015). Se observa también una concentración de los ingresos en los individuos con altos niveles educativos; puntualmente, los individuos con educación universitaria completa y terciaria incompleta se ubican en los quintiles superiores de ingresos.

En el caso de Colombia, siguiendo con cifras de la CEPAL, el desempleo para año 2012 registra la tasa más alta de Suramérica (11.6%), y en todo América solo es superada por países como República Dominicana (14.7%), y otros países del Caribe como, Jamaica (13,9%) y Barbados (12.2%).

Aparte del preocupante puesto ocupado a nivel latinoamericano en la tasa de desempleo, hay que hacer hincapié en otro fenómeno que aqueja al país: la informalidad. Las cifras del Departamento Nacional de Estadística (DANE) muestran una alta informalidad en el país, que para los años 2010 y 2012 era de 51.6% y 51.1% respectivamente. Se destaca que para el 2012 los trabajadores informales por lo general tenían nivel educativo secundaria (59.9%), aunque también muchos de ellos contaban solo con el nivel educativo primaria (30.3%). Además, se encuentra que la mayoría de trabajadores informales trabajaban por cuenta propia² (58.8%).

El trabajo por cuenta propia tiene un fuerte peso en el mercado laboral de Colombia ya que, dentro de la informalidad, cada vez va adquiriendo un mayor protagonismo. Ariza et al. (2010) identifican

1 Hace referencia a una relación laboral que no está sujeta a la legislación nacional, no cumple con el pago de impuestos, no tiene cobertura de seguridad social (protección social y prestaciones) relacionado con el empleo. Según definición de la Organización Internacional del Trabajo (OIT).

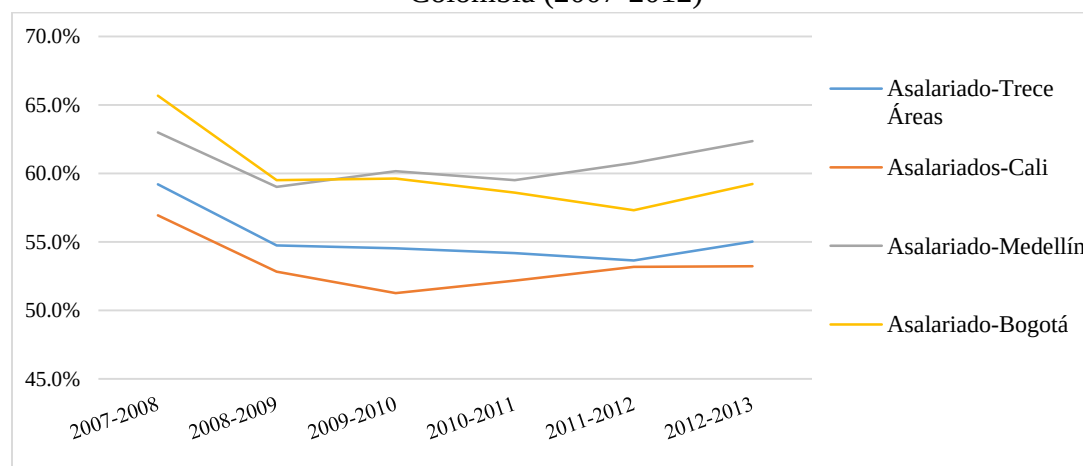
² Según el artículo 329 de la Ley 1607 de 2012, un trabajador por cuenta propia es toda persona natural residente en el país, donde mínimo el 80% de los ingresos provenga de la realización de una de las siguientes actividades económicas: Comercio al por mayor, Comercio al por menor, Construcción, entre otras (véase otras actividades en el Capítulo II del Título V del Libro I del Estatuto Tributario).

un fenómeno de movilidad, donde asalariados formales pasan al sector informal, específicamente al trabajo por cuenta propia. Además, encuentran que una gran parte de aquellos que salen del desempleo, terminan por involucrarse en un empleo de carácter informal.

Chong y Gradstein (2007) dan una explicación teórica a la concentración de los trabajadores en el sector informal, considerando a la desigualdad (p.ej. en el ingreso y en acceso a crédito) como factor determinante. Sostienen que los beneficios de la formalidad son menores para los individuos más pobres, dado que su productividad es sub valorada en mercados laborales imperfectos. Por su parte, en el sector informal obtienen una mayor proporción del valor de flujo que producen.

Entre las principales trece áreas metropolitanas colombianas³, el mercado laboral de Santiago de Cali tiene un comportamiento particular. Según datos del DANE, para el año 2012, la ciudad se ubicaba por debajo en lo que se refiere a trabajo asalariado respecto al promedio de las trece áreas metropolitanas (Cali: 53.2%, Trece áreas: 55%), no obstante, la diferencia se hace más notoria respecto a las áreas metropolitanas de Medellín (62.4%) y Bogotá (59.2%). Se destaca que en Cali el porcentaje de asalariados se mantuvo igual para los años 2011 y 2012, mientras para las trece áreas metropolitanas la proporción de los ocupados asalariados estuvo por encima dos puntos porcentuales en el 2012 con respecto al año anterior (ver gráfica 1).

Gráfica 1: Porcentaje de Ocupados Asalariados, Cali Vs Trece Áreas Metropolitanas de Colombia (2007-2012)

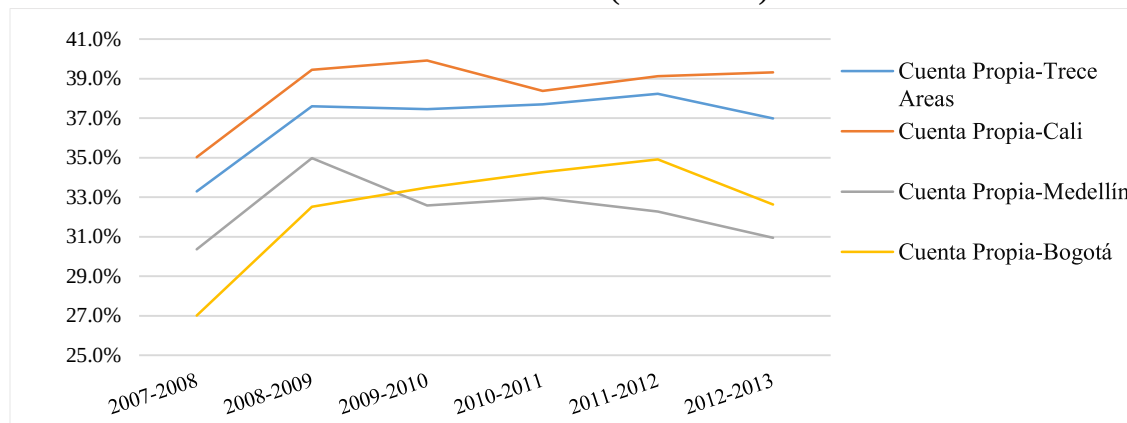


Fuente: Cálculos propios a partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (DANE)-datos trimestrales

Por el lado de los trabajadores cuenta propia, la situación es totalmente contraria. La ciudad de Cali presentó una mayor proporción de este tipo de trabajadores en relación con las trece áreas metropolitanas (Cali: 39.3%, Trece áreas: 37%), además de un crecimiento de éstos entre los años 2010-2012 pasando de 38.4% a 39.4% de la población ocupada, a diferencia del área metropolitana de Medellín donde el porcentaje de trabajadores cuenta propia disminuyó en el mismo periodo pasando de un 33% a un 31% (ver gráfica 2).

³ Las trece ciudades y áreas metropolitanas están compuestas por Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Cartagena, Cúcuta, Pereira, Ibagué, Villavicencio, Manizales, Pasto y Montería.

Gráfica 2: Porcentaje de Cuenta Propia, Cali Vs Trece Áreas Metropolitanas de Colombia (2007-2012)



Fuente: Cálculos propios a partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (DANE)-datos trimestrales.

Siguiendo con lo anterior, junto con el aumento de la proporción de trabajadores cuenta propia en Cali, el ingreso promedio de éstos crece. Para el 2012 el alza de dichos ingresos fue un 7.9% (Becerra, 2013). De acuerdo con el DANE, la tasa de desempleo para este mismo año fue de 14.2%, 2 puntos porcentuales por encima de la cifra nacional, y la diferencia es aún mayor comparándola con la de Bogotá, Barranquilla y Medellín (9.5%, 8.3% y 11.1% respectivamente). Además, la ciudad de Cali presenta un fenómeno de informalidad de las más altas del país (51.4%), que podría estar relacionado con la creciente cifra de trabajadores cuenta propia. Al analizar el desempleo por nivel educativo para el año 2012, se observa un comportamiento donde, los mayores registros se encuentran en las personas con el título de bachillerato (18.2%), seguido por los técnicos-tecnólogos (14.6%). Las tasas más bajas de desempleo se registran en la personas con el título universitario (9.6%) y las que no tienen ningún nivel educativo (10%).

Lo anterior sería un indicio de que, en el contexto del mercado laboral en Santiago de Cali, los títulos educativos no son garantía de tener éxito de ocupación, siendo simplemente un primer paso para adentrarse en este mercado (Mora, 2008). La problemática se ve en su máxima expresión en el caso de los técnicos y profesionales jóvenes (hasta los 26 años⁴) recién graduados, teniendo en cuenta que el desempleo juvenil en la ciudad fue elevado en el año 2012 (Cali: cercano al 24⁵% último trimestre del 2012, Colombia: 19.1%). Puentes (2012) sugiere que muchos de éstos están desempleados debido al peso que tiene la experiencia sobre las decisiones de contratación de los empresarios y con la que no cuentan. De tal manera que los individuos se ven frustrados al sentir que es difícil el ingreso al mercado laboral. No tienen otro camino que optar por la solución de hacer parte de aquellas personas que están en el “rebusque⁶”, engrosando el sector informal. De esta forma, tiene sentido preguntarse, ¿vale la pena realizar inversión en educación, que permita

⁴ A partir de Ley de la Juventud de Colombia (Ley 375 de 1997), la población entre los 14 y 26 años es considerada como joven.

⁵ Dato del DANE para Área metropolitana Cali-Yumbo.

⁶ Gaviria (El Espectador, 2010) sostiene que el término “rebusque” hace referencia a diferentes tipos de empleos que se ubican dentro del sector informal.

obtener títulos académicos en Santiago de Cali? en realidad, ¿tener un título de educación superior representa mejores oportunidades laborales que generan una mayor rentabilidad?

Por otro lado, respecto al comportamiento de la informalidad y la relación con el trabajo por cuenta propia, es importante precisar que no todos los trabajadores por cuenta propia pertenecen al sector informal. Según los criterios de la Organización Internacional del Trabajo (OIT) y recomendaciones de la reunión del Grupo de expertos Delhi en 2001, los independientes profesionales no se consideran dentro de la población ocupada informal (DANE, 2009). En este sentido, el trabajador por cuenta propia que es informal se caracteriza por tener baja escolaridad (no calificado), conviven con una situación de vulnerabilidad, dado que carecen de la cobertura de seguridad social (Cea, Contreras, Martínez y Puentes, 2009). Estos trabajadores por lo general, desempeñan trabajos poco cualificados, que requieren principalmente la utilización de herramientas manuales y un cierto esfuerzo físico, que se refleja en una baja productividad y con ingresos bajos (Currea, 2013).

En cuanto a la informalidad en Santiago de Cali, surgen algunas dudas sobre la lógica que tienen los trabajadores al emplearse bajo dicha modalidad, específicamente para ser trabajadores por cuenta propia *no calificados*. Tal situación no sería razonable, teniendo en cuenta que teóricamente se espera que los asalariados tengan una mayor tasa de retorno de la educación que los trabajadores por cuenta propia (Barceinas, 2001). Dado que la rentabilidad de los trabajadores asalariados sería resultado de un proceso de señalización de sus habilidades a través de la educación, así como del rendimiento que genera su capital humano, a diferencia de la rentabilidad de los trabajadores por cuenta propia, quienes no tienen la necesidad de señalar su habilidad (Wolpin 1977; Riley, 1979). Sin embargo, se aclara que esta hipótesis de la señalización no acobija a los cuenta propia profesionales, quienes ofrecen servicios altamente cualificados, donde la señalización es importante, ya que dada la nueva dinámica de contratación en el mercado laboral donde los contratos a término indefinido son un lujo, es necesario estar actualizado con las credenciales educativas, que permitan enviar buenas señales.

Bajo la teoría de señalización también se explica el comportamiento de los salarios en individuos con distintos niveles de educación representados por títulos académicos, dado que éstos ofrecen señales a los empleadores sobre su aparente habilidad (Arrow, 1973; Spence, 1973; Stiglitz, 1975). Se espera que los empresarios prefieran ofrecer puestos de trabajo a aquellos trabajadores que consideran productivos, dedicados, hábiles, y un título académico puede ofrecer señales favorables de estas características (Barceinas, 2001). Una hipótesis amparada bajo esta teoría sostiene que los individuos que consiguen un título como credencial tienen una mayor asignación salarial respecto de los que no lo consiguen (Blasco, 2001). De manera que el título, como representación del nivel educativo, tiene lo que se conoce como un *sheepskin effect* (Hungerford y Solon, 1987).

En el presente trabajo se desarrolla un análisis empírico para la ciudad de Santiago de Cali, usando la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, que se aplicó entre noviembre del 2012 y enero del 2013. El objetivo principal es determinar si es válido lo expuesto en la hipótesis de la señalización, en este sentido, se quiere constatar que el retorno de la educación de los asalariados sea mayor al de los trabajadores por cuenta propia. Así como también evaluar si se cumple lo planteado por la versión credencialista, el *sheepskin effect*. Para llevar a cabo esto, en primer lugar

se modelan los efectos de la escolaridad sobre los retornos esperados de los asalariados y cuenta propia, mediante la ecuación minceriana de ingresos. Mientras para contrastar el *sheepskin effect*, se emplea la ecuación de títulos de Hungerford y Solon (1987).

El trabajo consta de ocho secciones: en la primera sección se presenta la introducción. En la segunda sección se hace la revisión teórica. La tercera sección muestra una revisión de la literatura con los estudios más relevantes sobre el tema. En la cuarta sección se esboza la metodología a utilizar, y posteriormente en la quinta sección se presenta un análisis descriptivo haciendo hincapié en características de los trabajadores por cuenta propia y asalariados. En la sexta sección se expone el análisis de los resultados empíricos y finalmente en la séptima sección se muestran las conclusiones y recomendaciones.

2. MARCO TEÓRICO

2.1 Teoría de la señalización

Tradicionalmente se ha aceptado la hipótesis de que la educación genera un aumento en la productividad de las personas, permitiendo a su vez tener una mayor asignación salarial (Becker, 1964; Mincer, 1974). No obstante, existen planteamientos teóricos como la teoría de la señalización que contemplan factores inobservables como la habilidad o las capacidades para explicar diferencias salariales. Arrow (1973), Spence (1973) y Stiglitz (1975) son los principales exponentes de esta teoría, considerando que la educación es un mecanismo mediante el cual los individuos obtienen títulos que, además de la certificación de formación que representan, son utilizados para enviar señales en un mercado de información imperfecta, en función de su aparente habilidad o capacidad. Así, los trabajadores con mayor dotación educativa pueden señalar su capacidad innata, y a su vez los empleadores toman esta señal como capacidad productiva, que le permite determinar los salarios.

Spence (1973) sostiene que los trabajadores con mayor nivel educativo tienen mayor asignación salarial por parte de la empresa, aunque no se vea representado en un aumento de la productividad. Además, en el mercado laboral se experimenta un proceso de contratación bajo incertidumbre, donde el empleador tiene creencias probabilísticas sobre la capacidad del trabajador, lo que conlleva a ofrecer un salario en función de las señales emitidas por el trabajador. Finalmente, el empleador ajusta sus creencias probabilísticas al observar la diferencia entre producto marginal y las señales.

Arrow (1973) expone que la educación actúa como un mecanismo de filtración, cumpliendo la función de clasificación de los individuos, ordenándolos por las habilidades. Dicha información es enviada como señales a los empleadores. No obstante, la educación no es creadora de nueva información, solo se limita a ordenar de acuerdo a la productividad esperada de los individuos. Bajo esta premisa se fundamenta el modelo del filtro (Arrow, 1973). Para Stiglitz (1975) en el mercado laboral existe información asimétrica. De tal manera, que para la obtención de

información del trabajador, el empleador toma de la sociedad ciertos estereotipos como, el sexo, estado civil, etnia, entre otros. Sin embargo, los títulos académicos, son los que generan una mayor confianza, ya que son producto de la dedicación y el esfuerzo, además de ser un estereotipo aprobado socialmente, por ser justo y legítimo. Por lo tanto, los títulos permiten crear etiquetas sobre la productividad de los individuos.

La asimetría en la información es una característica en el mercado laboral (Arrow, 1973; Spence, 1973; Stiglitz, 1975). Los trabajadores son privilegiados porque disponen de mayor información, mientras que los empleadores toman en cuenta simplemente las señales de los individuos y, basados en estas, se crean expectativas. Para la empresa obtener información sobre el talento, la productividad y las capacidades de los aspirantes, es costoso e implica grandes dificultades (Pons y Blanco 2000).

“Frente este problema de información asimétrica, se han propuesto distintas soluciones que tienen como nexo común la utilización de la dotación educativa del individuo como fuente de información: modelo de señalización, Spence (1973); modelo del filtro, Arrow (1973) y modelo de selección o criba, Rothschild y Stiglitz (1976)” (Blasco, 2001; p.4)

Barceinas (2001) sostiene que los trabajadores con altos niveles educativos son más dedicados al trabajo y menos propensos a abandonarlos, en general, tienen aptitudes que son señalizadas por los títulos. Mientras, los trabajadores no educados tienen características menos favorables, y aunque tienen habilidades innatas no es posible que efectivamente sean señalizadas a través de la educación. De tal manera, que los empleadores valoran principalmente el nivel educativo, teniendo en cuenta que reducirían costos laborales y aumentarían la productividad. Castellar y Uribe (2003a) tienen un planteamiento similar considerando que:

“Quien tiene un título es tenaz para luchar en la búsqueda de sus objetivos, tiene cierto grado de estabilidad emocional y si tiene buenas calificaciones es posible que pueda llegar fácilmente a convertirse en un buen trabajador; el estudiante irresponsable puede llegar a ser un trabajador idem.” (Castellar y Uribe, 2003a; p.57).

Como se señala en Castellar y Uribe (2003a), los objetivos de un currículo académico se pueden clasificar en tres: los conocimientos, las destrezas sicomotrices y los rasgos de conducta (Bloom, 1956). La educación es relacionada inmediatamente con un aumento de los conocimientos, mejorando la productividad. Pero los empleadores realmente valoran otros aspectos asociados a los rasgos de conducta, como la atención, puntualidad, responsabilidad, empeño, cooperación, etc.

Según Blasco (2001) la hipótesis de la señalización presenta dos argumentos basados en la información que facilita el nivel educativo del trabajador: el primero es la señalización, filtro o selección, y el segundo es el credencialismo. Si bien, desde ambos argumentos, las empresas pagarían altos salarios a los individuos con mayor dotación de educación, a pesar de que exista la posibilidad de no tener efecto sobre la productividad, existen diferencias entre ellos. En la primera variante, los empresarios perciben el proceso educativo como un mecanismo que permite

identificar potenciales trabajadores con alta productividad. Mientras, en la versión credencialista, los empresarios ofrecerían trabajos de mayor nivel, puestos más altos, así como mayor asignación salarial a aquellos individuos que posean un título.

2.2 Versión estricta y débil (credencialista) de la hipótesis de la señalización

Siguiendo a Psacharopoulos (1979), la teoría de la señalización tendría una versión débil y otra estricta. La versión débil o credencialista, comparte la idea de que los individuos con mayor nivel educativo, representados en un título, pueden acceder a mejores puestos de trabajo, de los cuales tendrán salarios más altos. El cumplimiento del postulado credencialista permite la existencia de la versión fuerte de señalización. Se considera que después de contratado el trabajador con un salario inicial asignado en función de la productividad esperada, el empleador tendrá mejor información sobre la verdadera productividad, y realiza ajustes sobre el salario, lo que implica una convergencia de los perfiles de ingresos en los diferentes niveles de educación (Barceinas, 2001).

Así, desde la versión fuerte, la educación simplemente tiene la función de brindar información inicial, que permite realizar un proceso de contratación por demás incompleto, pues se estipula el tiempo de trabajo, pero no el esfuerzo, la entrega, actitud, la calidad del trabajador (Castellar y Uribe, 2003a)

De acuerdo a la versión débil, tomar a la educación como una credencial, puede ser visto desde una perspectiva social, ya que genera desigualdad al no permitir que individuos sin títulos educativos accedan a altos puestos de trabajo para los cuales son competentes, simplemente por basarse en el valor de la información de educación (Blasco, 2001).

“Las razones detrás del credencialismo serían: la mala percepción del valor de la educación, las barreras a la entrada de las profesiones o el snobismo de tener trabajadores más educados” (Castellar y Uribe, 2003a. P: 58).

Según Hamermesh (1984), de acuerdo con la teoría de la señalización, considerar que la única función socialmente productiva de la educación es proporcionar información a los empleadores sobre individuos que serán potencialmente buenos trabajadores con alta productividad, podría generar una tasa social de rendimiento negativa.

Por su parte, la corriente credencialista pura, propone a la educación como un proceso de señalización, que tiene como receptor de las señales a los empresarios (demandantes de la fuerza de trabajo), más que como un proceso de inversión de capital humano. Considera que los años de educación que no dan lugar a un título no tienen ningún efecto en el ingreso, de tal manera que, solo los logros de grados académicos producen un aumento en los ingresos laborales (Sapelli, 2009). Aceptando esta idea, se plantea el *sheepskin effect*, que explica la existencia de un gran premio en términos salariales a la consecución de un título académico (Pons y Blanco, 2000), concepto en el que más adelante se ahondará.

2.3 Tasa de rendimiento para grupos señalizados

Siguiendo a Barceinas (2001), hay grupos que son más propensos a señalar su habilidad, como mecanismo para participar en el mercado laboral. Existen algunos planteamientos que afirman que todos los individuos no son propensos a señalar, por ejemplo Wolpin (1977) y Riley (1979), sostienen que los autoempleados teóricamente no tendrían la necesidad de señalar su habilidad. Luego, la inversión en capital humano es la que motiva al trabajador autoempleado a educarse y no la señalización. El rendimiento de la educación no es más que el rendimiento de su capital humano. Mientras los trabajadores asalariados tienen un rendimiento, producto tanto de la inversión en capital humano como de un proceso de señalización.

Desde la teoría neoclásica, por la concepción de mercados competitivos, los rendimientos por la educación de los autoempleados y asalariados deberían ser igual, pero, debido a la información imperfecta que posee el empleador de los trabajadores asalariados, se rompe esta premisa. Los autoempleados escapan de la influencia de las señales como mecanismo para determinar los salarios, tienen información perfecta que le permite conocer su productividad, además de ser ellos mismos quienes asignan sus salarios. Por su parte, aunque los asalariados también pueden tener información perfecta sobre su productividad, su salario dependerá de las expectativas que tengan los empleadores de la capacidad productiva, formadas a través de las señales que reciben por medio de la dotación educativa de sus empleados (Garrido, 2010).

Considerando al sector privado como el competitivo y el sector público como el no competitivo, Psacharopoulos (1979) sostiene que los sectores no competitivos son más propensos a utilizar elementos que permitan señalar, donde los salarios pueden ser fijados por criterios burocráticos relacionados con la educación, y se mantienen aún después de conocer la información del trabajador. Por lo tanto, una medida de la educación como señal se puede determinar a partir de la diferencia de la tasa de rentabilidad de los asalariados y de los autoempleados, así como del sector público (no competitivo) y el privado (competitivo) (Barceinas, 2001).

2.4 Efecto Sheepskin

Desde la teoría de la señalización, los títulos son importantes ya sea por servir como credencial o por revelar información de la productividad del trabajador. Cuando se toma en cuenta como credencial, el título como representación del nivel educativo tiene un *sheepskin effect*, puesto que una vez tenido en cuenta los años de educación, los individuos que consiguen un título tienen una mayor asignación salarial respecto de los que no lo consiguen (Blasco, 2001).

El título obtenido en cada nivel de educación es un paso importante para el individuo, que le permite enfrentarse bajo mejores condiciones al mercado laboral. Si hay dos personas con el mismo nivel académico, pero una de ellas está en proceso de obtención del título (cartón) mientras la otra ya lo obtuvo, ésta última tenderá a recibir una mayor remuneración salarial que la primera (Cano, Muñoz y Mesa, 2009). La versión *sheepskin* postulada desde la teoría de la señalización se

basa en la constatación de “saltos” en el nivel de ingresos en aquellos años de escolaridad donde se obtiene el título o diploma (Barceinas, 2001).

A través de los años han surgido postulados del *sheepskin effect* visto como una versión de señalización. Según Layard y Psacharopoulos (1974) una de las predicciones inherentes de la teoría de la señalización muestra que para los empleadores es más útil algunas características de las trayectoria educativa del trabajador, específicamente, tomar en cuenta la obtención de un título dado que ofrece más evidencia de la habilidad de los individuos, que simplemente el número de años de educación. Esta versión parte de la hipótesis que se revalida en esta cita textual:

“Atendiendo a esta hipótesis, los salarios deben crecer más rápido por año extra de educación cuando esta educación adicional se materializa en la obtención de un certificado”. (Layard y Psacharopoulos, 1974, p. 989.).

3. REVISION DE LA LITERATURA

3.1 Estudios a nivel Nacional

Existe una gran cantidad de trabajos empíricos que apuntan a estudiar la relación existente entre la educación y los retornos salariales. Castellar y Uribe (2003b) reseñan los principales trabajos en esta área de estudio realizados en la segunda mitad del siglo XX para Colombia de forma cronológica. Ellos consideran como pioneros de estas investigaciones a Schultz (1968) y Selowsky (1968), quienes usaron como fuente de información las primeras encuestas de población activa en Bogotá entre 1963 y 1966 desarrolladas por el Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico (CEDE) de la Universidad de los Andes. Los resultados de Schultz (1968) muestran que los retornos de la educación tiene un comportamiento decreciente con respecto al nivel de escolaridad. Muestra que la tasa de retornos de primaria es alta, mientras la de secundaria es un poco más pequeña; paradójicamente, la educación universitaria es la que presenta retornos inusualmente bajos. Selowsky (1968) llega a resultados similares, aunque no encuentra diferencias significativas entre la educación secundaria y universitaria.

Dos décadas después, Tenjo (1993) también concluye que la rentabilidad privada de la educación tiene una tendencia decreciente para el periodo entre 1976-1989. Sin embargo, para el caso de los hombres asalariados, la rentabilidad se mantiene constante. Además, encuentra que para estos últimos la tasa de retorno de secundaria no difiere significativamente a la de primaria. Núñez y Sánchez (1998) identifican una disminución de los retornos de la educación entre los años 1976 al 1997, aunque fue a principios de la década de los 80 donde se evidencio más este patrón. Tenjo y Bernat (2002) para el periodo 1981-1998 encuentran la presencia de sesgo de selección en las estimaciones de los retornos de la educación, corregido mediante la metodología en dos etapas de Heckman (1979). Muestran que los modelos sin corregir sobreestiman la tasa de retorno de la educación tanto de hombres y mujeres entre 0.5 y un punto porcentual.

Posso (2008) señala que para los años 90 se presenta una fuerte desigualdad salarial en el país. Encuentra que la principal causa de dicha desigualdad son los cambios en la distribución de las características de los asalariados en Colombia para el periodo entre 1984-2005. Tales características, especialmente la educación y la experiencia, tienen un efecto significativo y positivo en el comportamiento del salario. Bernal y Cárdenas (1998) afirman que el fenómeno de la desigualdad se debe en gran medida a la apertura comercial y de capitales que vivió el país a comienzos de 1990. Al igual que Mesa y Gutiérrez (1996) sostienen que la demanda relativa de mano de obra calificada aumentó, generando incrementos considerables de los ingresos laborales en los trabajadores con mayor nivel educativo respecto a los trabajadores no calificados.

López (2008) a través de un análisis descriptivo sugiere que después de la crisis financiera en los noventa en el país, aunque el desempleo en promedio bajó, en los jóvenes no se ha visto esta disminución, y en los adultos se han acrecentado la informalidad y el trabajo no asalariado. Luego, estima los retornos de la educación y establece que éstos han aumentado de tal manera que estudiar un año de pregrado incrementa los ingresos en un 18%; a su vez, halla evidencia sobre la presencia de señalización en el mercado laboral colombiano.

Entre las investigaciones más recientes, que buscan contrastar la hipótesis de la señalización desde su versión débil, se encuentra la de Cano, Muñoz y Mesa (2009) quienes utilizan datos de la Encuesta Continua de Hogares del DANE para el período 2000-2006, desarrollan un modelo con datos pseudo panel⁷. Además de no ser posible el rechazar la hipótesis de no existencia de sesgo de selección muestral, los autores hallan evidencia de señalización en el mercado laboral colombiano, siendo los títulos de pregrado y posgrado con mayor efecto sobre la rentabilidad de los salarios.

Mora (2006) utiliza datos de la Encuesta Nacional de Hogares realizada por el DANE entre los periodos 1996 hasta el año 2000, para estimar la ecuación de títulos desarrollada por Hungerford y Solon (1987). Ante el problema de información que implica los modelos pseudo panel, lo aborda a través de segmentos de población con características parecidas denominados cohortes (Núñez y Sánchez, 2003). Encuentra que para el título de secundaria y pregrado los resultados fueron significativos en todos los años. A un resultado similar llegan Mora y Muro (2008), quienes muestran los beneficios adicionales que tiene el tener el título de bachillerato y de pregrado en Colombia sobre el ingreso laboral, con los mismos datos y periodo de estudio de Mora (2006). Destacan la importancia de realizar las estimaciones a partir de cohortes sintéticas, que permiten el análisis de los *sheepskin effect* por un periodo de tiempo.

El método de cohortes sintéticas usado por los autores anteriormente referenciados (Mora, 2006; Mora y Muro, 2008; Cano et al., 2009) permite construir pseudo paneles a partir del seguimiento de grupos de individuos que comparten características similares (cohortes sintéticas) en el tiempo,

⁷ Por lo general, se refieren a pseudo paneles a aquellos grupos de datos de panel en donde la configuración de la muestra original transversal es modificada con el transcurso del tiempo.

sobre la base de cortes transversales repetidos. Este tipo de datos es utilizado para tratar los problemas de pérdida de información en el tiempo o *attrition* presente en paneles tradicionales. En los pseudo paneles no hay espacio a este tipo de problemas, teniendo en cuenta que los datos de las cohortes son generados en cada periodo por medio de nuevas muestras (Deaton, 1985). Respecto a la estimación, generalmente es utilizado el método de Moffitt (1993) empleando variables instrumentales (IV) para encontrar estimadores consistentes.

Ahora bien, existen diferencias en las estimaciones a partir de cohortes sintéticas con respecto a la forma tradicional minceriana con datos trasversales. Al estimar la ecuación de Mincer, se asume como supuesto, que los individuos tienen expectativas estáticas, encontrándose bajo un equilibrio de largo plazo. Es por esto que la tasa de retorno de la educación que se estima no involucra condiciones dinámicas, donde se supone que en el futuro el mundo no cambiará. Mientras, el uso de cohortes permite realizar un análisis dinámico de los retornos, aunque se precisa que debido a la construcción de las cohortes, el perfil de ingresos no es el de un individuo particular, es el de un individuo representativo en cada muestra (Sapelli, 2009).

En materia de retornos de la educación por grupos de la población ocupada, específicamente trabajadores asalariados y por cuenta propia, se destaca el trabajo de Guataquí, García y Rodríguez (2009), quienes, a partir de datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para el año 2007, estiman la ecuación de salarios de Mincer (1974). Encuentran que los ingresos de los asalariados son más sensibles a la inversión en educación, es decir, los ingresos laborales responden más a las características educativas en los asalariados que en los trabajadores por cuenta propia. No obstante, para el caso de Santiago de Cali, Becerra (2013) muestra que la educación tiene un retorno mayor en el ingreso laboral de los trabajadores cuenta propia que en los asalariados, sin embargo, tal diferencia no es significativa. Finalmente concluye que no hay evidencia empírica para demostrar la existencia de un efecto diferencial en las variables de capital humano entre los dos grupos, dado que no son estadísticamente diferentes.

Becerra (2013) sostiene la conclusión a la que llegó, puede explicarse por la heterogeneidad del grupo de los cuenta propia, del que hacen parte tanto trabajadores informales con bajo nivel educativo, como profesionales (calificados) que ofrece servicios altamente cualificados o tienen sus propias empresas. Para estos últimos, el ingreso es afectado de la misma manera que el salario de los asalariados ante cambio de las variables de capital humano.

Siguiendo con la revisión de estudios realizados para la ciudad de Santiago de Cali, Castellar y Uribe (2003a) contrastan empíricamente el impacto de la educación dentro del mercado laboral bajo el enfoque de la teoría del capital humano y la teoría de la señalización desde su versión credencialista mediante un modelo de cambios suaves y otro discreto o de cambios bruscos respectivamente. Con datos de la Encuesta Nacional de Hogares entre los años 1988-2000, encuentran que el retorno de la educación para los ocupados es del 12.7%. Además, cuando se hace una discriminación por nivel educativo, hallan que la secundaria ha tenido una prima de 1.6%

y la universidad de 8.8%. Respecto al ajuste de los modelos, la inclinación es a favor del modelo de cambios suaves que representa la teoría del capital humano.

González, Gómez, Mora, y Zuluaga (2004) con datos de la Encuesta Nacional de Hogares de septiembre de 2000 para el área metropolitana de Cali – Yumbo, encuentran una no linealidad en el efecto de la educación sobre el ingreso laboral. Los años 11 y 16 de educación que representan la obtención del título de bachiller y universitario, tiene saltos significativos en su tasa de retornos con respecto al año inmediatamente anterior de educación aprobado, evidenciando la presencia de *sheepskin effect*.

3.2 Estudios a nivel Internacional

En términos de investigaciones empíricas que contrastan la teoría de la señalización, específicamente el *sheepskin effect*, los primeros estudios se remontan a Layard y Psacharopoulos (1974) y Hungerford y Solon (1987). Aunque ambos trabajos se enfocaron para el mercado laboral de Estados Unidos, llegan a resultados diferentes. Layard y Psacharopoulos (1974) encontraron que las tasas de retorno de la educación son similares entre individuos que obtuvieron certificados y aquellos con años de educación similar pero sin título y, por lo tanto, concluyen que la versión credencialista de la hipótesis de la señalización debería ser rechazada. Posteriormente, Hungerford y Solon (1987) encuentran evidencia a favor de la hipótesis de credencialismo, al confirmar que los títulos tienen efecto significativo sobre los salarios, rechazando la hipótesis de Layard y Psacharopoulos (1974) sobre la no existencia de un *sheepskin effect*. Sostienen, además, que tener una mayor información sobre la educación de los individuos como el nivel máximo alcanzado, la permanencia en la escuela medida por años efectivos, ha proporcionado nuevas expresiones o planteamientos del *sheepskin effect*.

En estudios empíricos recientes, se resalta la variedad en los planteamientos metodológicos para determinar el impacto de la educación sobre el salario, la importancia de los títulos académicos y las diferencias de los retornos de la educación entre grupos. Están los que plantean la tradicional ecuación de salarios de Mincer (1974) (Barceinas, 2001; Garrido, 2010; Sapelli, 2009; Larré, 2010). Pons y Blanco (2000) toman como formulación el modelo de Hungerford y Solon (1987). Barceinas, Alonso y Raymond (2000) se basan en el modelo de Park (1999).

Sapelli (2009) encuentra que para el mercado laboral de Chile hay evidencia empírica de la existencia del *sheepskin effect* para todos los niveles de educación, menos en la educación media técnica. También muestra que la metodología para estimar por cohortes sintéticas genera resultados con un nivel de retorno mucho más alto para todos los niveles de educación que los obtenidos a través de la metodología de Mincer. Garrido (2010) usando datos del Panel de Hogares Europeo (EHP) para el año 2001, muestra evidencia empírica a favor de la hipótesis de la señalización en Italia, Irlanda y Grecia, puesto que la tasa de retorno de la educación es mayor en los asalariados respecto a la de los autoempleados.

Por su parte, Barceinas, Alonso, Raymond y Roig (2000) realizan un análisis para el periodo de 1990-1994 usando la Encuesta de Presupuestos Familiares y el Panel de Hogares. Aprovechando la amplia disponibilidad de información que tiene la encuesta, sobre el grado escolar de los individuos y los años reales que necesitaron para obtenerlo, se inclinan hacia una propuesta metodológica basada en Park (1999), que precisamente compara el efecto sobre los ingresos de los años de educación efectivos para alcanzar un grado de escolaridad, siendo esta una alternativa más precisa en la estimación del *sheepskin effect* (Park, 1999). Entre los principales resultados, hallan que en España hay evidencia a favor de la hipótesis de la señalización. Se advierte la presencia de *sheepskin effect* significativo, y constatan que el rendimiento de la educación de los asalariados está por encima de los autoempleados.

Existen también estudios en los cuales no hay evidencia empírica de la señalización en el mercado o, si la hay, es a diferente magnitud dependiendo de las condiciones productivas y estructura del mercado laboral de los países (Cano et al., 2009). Un trabajo similar al desarrollado por Barceinas et al. (2000), pero con resultados diferentes, fue realizado por Barceinas (2001) para el caso del mercado laboral de México en el periodo de 1994-1996 con datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). El resultado indica que no es posible afirmar la presencia de *sheepskin effect*, aunque se experimenta un ligero proceso de señalización de los licenciados con títulos. Además encuentran que, la tasa de rendimiento de los asalariados es menor a la de los autoempleados, por consiguiente la hipótesis de la señalización no es aceptada.

Pons y Blanco (2000) buscan contrastar la hipótesis de la señalización frente a la teoría de capital humano, con datos provenientes de la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (ECBC) para el año 1991. El análisis lo hacen por sexo, como también entre el sector público y privado. Al realizar la estimación encuentran que para el caso de España existe evidencia débil de señalización, no obstante, la evidencia muestra que la educación genera una mayor productividad, confirmando la premisa de la teoría del capital. Larré (2010) emplea datos de la Encuesta Integrada de Hogares (EIH) para el periodo entre 1997 y 2006 en Paraguay. Encuentra una tendencia leve de señalización para el título universitario por parte de los hombres con respecto a las mujeres. También evidencia que la tasa de retornos de los trabajadores del sector público es menor respecto a los del privado. A nivel general, la existencia de señalización no es significativa. Kido y Kido (2014) realizan un análisis para el periodo de 1980 al 2012 en México. Encuentran que el efecto de la educación sobre el salario no es explicado por un proceso de señalización, además de una favorabilidad de la evidencia empírica hacia los modelos de capital humano.

4. METODOLOGÍA

4.1 Especificación del modelo para estimar la tasa de rendimiento de la educación.

Para la estimación de la tasa de rendimiento de la educación, se tomará como referente a la metodología planteada por Mincer (1974), una ecuación de salarios que tiene en cuenta la relación años de educación- productividad, incluyendo además la experiencia potencial en su versión

aumentada. La ecuación minceriana de ingresos ha sido la herramienta empírica utilizada en la mayoría de los trabajos que estiman el impacto de un año adicional de estudio en los salarios de los individuos (Barceinas, 2001; Castellar y Uribe, 2003a; Guataquí et al., 2009; Garrido, 2010; Sapelli, 2009; Larré, 2010).

Mincer (1974) se basa en las investigaciones realizadas por Becker (1964) sobre el capital humano, definido como un conjunto de capacidades productivas que se obtienen de la acumulación de conocimientos por parte de un individuo. La educación es vista como una forma de inversión, un costo de oportunidad que deben asumir los individuos al pertenecer a la población económicamente inactiva y no recibir ingresos. Por lo tanto, personas con un mayor nivel educativo tienen mayores posibilidades de tener mejores ingresos en el futuro. La acumulación de conocimientos, derivados de una inversión de educación, se traduce en una mejora en la productividad de los individuos. Desde el enfoque neoclásico esta acumulación está representada en mayores salarios, dado que la productividad marginal del trabajo se iguala al salario. La función minceriana típica formalmente representada es:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

Es un modelo Log- Lineal, que utiliza como variable dependiente el logaritmo de los ingresos ($\ln Y$), (E_i) los años de educación, (X_i) es la experiencia potencial y su cuadrado (X_i^2), esta última capta la no linealidad entre el perfil de edad-ingresos (Acevedo et al., 2012). (X_i) es calculada como la edad (m) menos los años de educación (E), menos 6 años que es la edad en que comienzan los individuos la escuela, de esta forma lo asumen diferentes estudios empíricos desarrollados para Colombia (Gonzalez et al., 2004; Alvarado, 2005; Sabogal 2012). Y por último ε_i es el término de perturbación aleatoria que se distribuye normal e independientemente.

$$X_i = m_i - E_i - 6 \quad (2)$$

$$\varepsilon_i \sim NID(0, \sigma^2) \quad (3)$$

En la ecuación minceriana el coeficiente de los años de educación formal (β_1) se interpreta como la tasa de rendimiento media de un año adicional de estudio adquirido por los individuos. Partiendo de la teoría de los perfiles de edad-ingresos, que indica que conforme aumenta la experiencia, los ingresos individuales también lo harán, no obstante, cada año de experiencia tiene un efecto de menor magnitud sobre los ingresos que el año inmediatamente anterior, por lo tanto, al ser la función cóncava con relación a la experiencia, teóricamente se espera que (β_2) sea positivo y la de (β_3) sea negativo (Freire y Álvarez, 2013).

Generalmente la estimación de la ecuación de Mincer (1974) se realiza con datos de corte transversal. Para realizar el trabajo empírico se utiliza la base de datos de la “*Encuesta de Empleo y Calidad de Vida*” realizada para el municipio de Santiago de Cali entre el periodo de noviembre 2012-enero 2013.

La especificación propuesta del modelo para estimar la tasa de retorno de la educación de los asalariados y de los autoempleados es:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + \beta_4 \text{Género}_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

La diferencia con respecto a la ecuación minceriana tradicional es que se ha incluido el *género* como variable de control. Esta variable se interpreta como la diferencia del ingreso promedio de las mujeres con respecto al de los hombres, y como lo indica la literatura, desde los retornos por capacidades (Ray, 1998), se espera entonces que el coeficiente sea negativo, es decir, que el ingreso promedio de las mujeres sea inferior al de los hombres, teniendo en cuenta la percepción de que estos últimos son más productivos (Todaro, Abramo y Godoy, 2001).

Sesgo de selección y corrección por el método de Heckman (1979)

Como lo replica Barceinas (2001), cabe la posibilidad que no sea aleatoria la asignación de los individuos a determinado grupo, ya sea asalariado o autoempleado, por lo tanto, la estimación podría estar sesgada, lo que Heckman (1979) llamaría sesgo de selección. En este trabajo el sesgo consiste, en que el salario observado en la muestra sólo corresponde a los individuos que pertenecen al sector asalariado o autoempleado, es decir, surge por decisión del diseño muestral. De manera que, para solucionar este problema se aplica el método de dos etapas de Heckman.

En la primera etapa se estima una ecuación de selección que corresponde a un modelo de elección discreta Probit, que indica la probabilidad de estar en la muestra elegida; puede contener variables independientes del modelo de interés y debe incluir mínimo una variable continua que sea importante a la hora de determinar si el individuo pertenece o no a la muestra (González, 2010). De tal manera que la ecuación de selección que se plantea es la siguiente:

$$P_i = Pr(Y = 1) = \pi_0 + \pi_1 \text{Anoeduca}_i + \pi_2 \text{Edad}_i + \pi_3 \text{Edadsq}_i + \pi_4 \text{bjefe}_i + \pi_5 \text{Ecivil}_i + \pi_6 \text{bsex}_i + \mu \quad (5)$$

De acuerdo con Guataquí et al. (2009) la variable “Y” puede tomar valor 1 si el individuo es asalariado o si es trabajador por cuenta propia (dependiendo del caso) y cero en otro caso. A modo de ejemplo, al analizar al grupo de los asalariado, la variable “Y” toma valor 1 si el individuo es ocupado asalariado y cero para el resto de los individuos; por tanto, se asume que los ocupados cuenta propia u otro tipo de ocupación, desocupados e inactivos hacen parte de un mismo grupo (denominado “otro caso”). Siguiendo a Forero y Gamboa (2007), en el modelo Probit se incluyen como variables explicativas a la *edad* y su cuadrado⁸; *bjefe* toma valor 1 si el individuo es jefe del hogar y 0 en caso contrario; *bsex* toma valor 1 en el caso de ser mujer y 0 si es hombre; *Ecivil* que toma el valor 1 si el individuo es casado y 0 en caso contrario. Además, se tiene en cuenta la variable *Anoeduca* que corresponde a los años de educación, de la cual se espera que tenga un

⁸ Según Arango y Posada (2001) un aumento en la edad representa un aumento en la experiencia, por lo tanto, la productividad y el salario también crece, no obstante, los rendimientos marginales son decrecientes. De tal manera que la edad debe estar acompañada de su cuadrado que capta este efecto no lineal.

efecto negativo sobre la probabilidad de ser cuenta propia (Destré y Henrard, 2004). Se escogieron estas variables porque se considera que influyen sobre la probabilidad de recibir ingresos y condicionan la participación en el mercado laboral.

Mediante el método de máxima verosimilitud, se estima el modelo Probit de la ecuación de selección (5), obteniéndose la inversa del ratio de Mills (representado por Lambda λ_i) para cada ocupado, que indica la probabilidad de que el individuo pertenezca o no al grupo de la población ocupada de interés. En la segunda etapa del método de Heckman, se incluye el valor estimado de la inversa del ratio de Mills (λ_i) en el modelo de interés (4) como variable independiente adicional. Por lo tanto, El modelo que se obtiene es:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + \beta_4 \text{Género}_i + \beta_5 \lambda_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

Si la variable (λ) es estadísticamente significativa, existe un sesgo de selección pero éste es corregido por el método de Heckman, mientras si no es significativa, simplemente se estima por Mínimos cuadrados ordinarios (MCO) (González, 2010).

4.2 Especificación del modelo para estimar los efectos Sheepskin

Para estimar los efectos Sheepskin generalmente se utiliza la metodología propuesta por Hungerford y Solon (1987), especificando una ecuación de ingresos con una forma funcional que tiene en cuenta diferentes discontinuidades de los niveles educativos coincidiendo con la consecución del título. Siguiendo el trabajo de Blasco (2001), quien se basa metodológicamente en el modelo de H y S (1987), considera tres tramos educativos, teniendo en cuenta la presencia de saltos entre cada nivel educativo. El primero comprende hasta la finalización de los estudios primarios, el segundo hasta la finalización de los estudios secundarios y, por último, uno que va hasta la finalización de los estudios universitarios. La especificación propuesta por ella es:

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 E_i + \gamma_1 D_{iEPRI} + \pi_1 (E_i - EPRI_i) D_{iEPRI} + \gamma_2 D_{iESEC} + \pi_2 (E_i - ESEC_i) D_{iESEC} + \gamma_3 D_{iESUP} + \pi_3 Z_i + \mu_i \quad (7)$$

Donde $\ln(W_i)$ es el logaritmo de los salarios de un individuo con E_i años de educación. La variable (E_i) representa los años de educación total, las variables dummy D_{iEPRI} , D_{iESEC} y D_{iESUP} , toman valores de 1 si los individuos aprobaron los estudios primarios, secundarios y universitarios, respectivamente. Se tienen en cuenta interacciones entre los años de educación y la variable dummy anteriormente especificadas, $(E_i - EPRI_i) D_{iEPRI}$ y $(E_i - ESEC_i) D_{iESEC}$, lo que permitirá captar los cambios de pendiente en la relación entre los salarios y los años de educación (Blasco, 2001). Si se cumple lo expuesto por la teoría de la señalización, si los títulos tienen importancia sobre la asignación salarial, se espera que los coeficientes que acompañan a D_{iEPRI} , D_{iESEC} y D_{iESUP} , sean significativos y positivos.

Por otro lado, se tiene en cuenta lo expuesto por Castellar y Uribe (2003a), quienes utilizan un modelo *spline* por niveles educativos, con cambios o saltos bruscos representados en una función

discontinua o a trozos, donde se crean tres categorías (primaria, secundaria y universidad) a partir de la variable educación de la siguiente forma:

$$Prim_i = \begin{cases} 1 & \text{si } 0 < E_i \leq 5 \\ 0 & \text{si } Secundaria \text{ o } Universitaria \end{cases}$$

$$Sec_i = \begin{cases} 1 & \text{si } 5 < E_i \leq 11 \\ 0 & \text{si } Primaria \text{ o } Universitaria \end{cases}$$

$$Sup_i = \begin{cases} 1 & \text{si } 11 < E_i \leq 16 \\ 0 & \text{si } Primaria \text{ o } Secundaria \end{cases}$$

De lo anterior se puede identificar los intervalos de los años de educación correspondientes a cada nivel educativo, por lo tanto, a las variables $EPRI_i$ y $ESEC_i$ de la ecuación (7), se le asignan los valores 5 y 11, correspondiente a los años de educación donde se culmina la primaria y el bachillerato respectivamente. De tal manera que el modelo a estimar es el siguiente:

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 E_i + \gamma_1 D_{iEPRI} + \pi_1 (E_i - 5) D_{iEPRI} + \gamma_2 D_{iESEC} + \pi_2 (E_i - 11) D_{iESEC} + \gamma_3 D_{iESUP} + \pi_3 (E_i - 16) D_{iESUP} + \beta_3 X_i + \beta_4 X_i^2 + \mu_i \quad (8)$$

Adicionalmente, en este modelo propuesto se incluye (X_i) que es la experiencia potencial y su cuadrado (X_i^2), variables que son tenidas en cuenta en la función de ingresos de Mincer (1974). Además incluye la interacción entre la dummy, que indica si el individuo tiene título universitario y los años de educación. Siguiendo a Castellar y Uribe (2003a), β_1 corresponde a las tasa de retorno de la educación primaria, mientras la tasa de retorno por un año adicional de la secundaria y universitaria la define como la suma de los parámetros ($\beta_1 + \pi_1$) y ($\beta_1 + \pi_1 + \pi_2$) respectivamente. Por otro lado, el efecto de los títulos están representado por γ_1 , γ_2 y γ_3 que muestran la tasa de rendimiento por alcanzar el nivel primario, secundario y universitario, respectivamente. Si la hipótesis de la señalización se valida, en el caso de existir un efecto significativo de los títulos, los coeficientes γ_1 , γ_2 y γ_3 mostrarán un cambio más que proporcional sobre los salarios.

5. DATOS

La base de datos utilizada en el presente trabajo es la "*Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali*", realizada por el Ministerio del Trabajo y la Alcaldía de Cali, que se aplicó entre noviembre del 2012 y enero del 2013 a 30.458 personas, de 8.600 hogares. La muestra obtenida es representativa para 22 comunas en el área urbana y en el área rural de la capital del Valle. Presenta las características demográficas, condiciones socioeconómicas y de migración de la población, además de identificar fenómenos particulares la dinámica laboral que normalmente no se encuentran en las encuestas tradicionales. Para esta trabajo se utilizó los módulos de características generales, educación, ocupados y desocupados.

5.1 Muestra

La muestra utilizada para estimar el *sheepskin effect* comprende los individuos hombres y mujeres mayores a 12 años que registran un ingreso laboral y el nivel de estudio, que corresponden a 9130 datos, donde se involucran a todos los individuos ocupados. Por otro lado, para la estimación de los rendimientos de la educación por grupos de la población ocupada, se agrupan los obreros o empleados de empresas particulares con los empleados del gobierno, en una categoría de asalariados, al final se tiene 5212 datos. El otro grupo de análisis lo comprender los trabajadores por cuenta propia, con 3430 datos.

A continuación se presentan una serie de estadísticas descriptivas de la muestra obtenida, que permiten conocer el comportamiento de las variables que se utilizaran en los modelos a estimar, así como dar una idea sobre los resultados que se esperan encontrar en el ejercicio econométrico.

5.2 Estructura porcentual de los tipos de trabajadores por logro educativo

En la tabla 1 se presenta la estructura porcentual de los tipos de trabajadores ocupados por su nivel educativo⁹. Igualmente, en la última fila se muestran los años de educación promedio por cada grupo. Se destaca que los trabajadores con primaria completa o un nivel inferior se concentran en el grupo de trabajadores por cuenta propia, no obstante el 11.5% de este tipo de trabajadores son calificados, con credencial de profesional y de posgrado. Nótese que los “otros trabajadores con remuneración,” en donde se incluye los jornaleros y empleados domésticos, también corresponden a un porcentaje importante de trabajadores, especialmente a los que tienen primaria básica incompleta y los que no tienen educación. Una explicación a este fenómeno puede atribuirse a la mayor probabilidad que tienen los individuos con bajo nivel educativo de no encontrar trabajo como asalariados (Barceinas, 2001).

Tabla 1: Estructura porcentual de los tipos de trabajadores por logro educativo

Logro educativo	Asalariados		Cuenta propia		Otros trabajadores con remuneración		Otros trabajadores sin remuneración		Total %
	% dentro del grupo	% entre grupos	% dentro del grupo	% entre grupos	% dentro del grupo	% entre grupos	% dentro del grupo	% entre grupos	
Ninguna	0.9	33.7	2.1	52.5	3.8	13.7	0	0	100
Primaria básica incompleta	3.7	29.0	10.2	57.7	14.9	11.7	6.9	1.3	100
Primaria básica completa (5° aprobado)	16.4	38.4	30.4	52.0	34.1	8.1	22.6	1.3	100
Básica secundaria (9° aprobado)	5.5	50.3	6.1	40.4	6.7	6.2	12.6	2.9	100

⁹ Ver en anexos el “N” de los tipos de trabajadores por logro educativo.

Bachillerato completo (11° aprobado);	45.2	61.6	33.3	33.0	27.2	3.7	44.0	1.5	100
Técnica-tecnológica	9.3	63.5	6.5	32.6	3.8	2.6	6.3	1.1	100
Universitario	14.3	64.6	9.6	31.2	7.0	3.2	7.5	0.8	100
Posgrado (especialización, maestría)	4.4	73.9	1.9	22.2	2.2	3.7	0	0	100
Total	100	53.8	100	39.2	100	5.4	100	1.3	100
Años de escolaridad promedio	10.9		9.0		8.0		9.6		

Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, noviembre 2012- enero 2013.

Además de lo anterior, se observa que el caso de los asalariados es contrario a los trabajadores cuenta propia. Los trabajadores con mayores niveles educativos tienden a ubicarse en este sector. Se destaca que, el 61.6%, 63.5% y 64.6% de aquellos trabajadores con bachillerato completo, tecnológico y universitario respectivamente son asalariados. Por otro lado, para todos los grupos presentados, los trabajadores en su mayoría tienen educación bachillerato completo, excepto “los otros trabajadores con remuneración” donde la proporción de los trabajadores con bachillerato completo y de niveles más bajos es similar. Respecto a los años promedio de educación por grupo, nótese, que los asalariados tienen 11 años promedio de educación, 2 años por encima de los trabajadores cuenta propia. Además, llama la atención, el segundo lugar que ocupa entre los grupos con mayor educación promedio “los trabajadores sin remuneración”.

5.3 Estadísticas generales de las variables utilizadas en los modelos

Según la tabla 2 el ingreso promedio de los trabajadores en Santiago de Cali es 830533\$, sin embargo, al hacer la distinción entre asalariados y cuenta propia, se tiene que los asalariados perciben un ingreso promedio mayor (30.4%) al recibido por los cuenta propia. La edad promedio en los asalariados es de 36 años, mientras en los cuenta propia es de 45 años. Respecto a la educación, el promedio general para la ciudad es de 9.9 años, no obstante, los asalariados en promedio tienen un año adicional. Del total de la población ocupada remunerada que conforma la muestra, un 44.2% son mujeres y el restante 55.8% son hombre. El 53.2% son casados o viven en unión libre, entretanto el 46.8% son solteros. En cuanto a la jefatura del hogar, el 45.9% son jefes de hogar (para los cuenta propia la cifra aumenta al 52.8%), mientras el 55% de los individuos desempeña otro posición en el hogar.

Tabla 2. Estadísticas generales de las variables utilizadas en los modelos de regresión.

VARIABLE	DESCRIPCION	EN GENERAL		ASALARIADOS		CUENTA PROPIA	
		Media*	SD	Media*	SD	Media*	SD
Educación	Años	9.94	4.05	10.9	3.65	9	4.23
Ingreso Laboral	Pesos	830533.1	1092878	920193.3	1086503	705435.9	1005449
Edad	Años	39.92	13.6	36.4	12.08	44.9	14.2
Exper potencial	Años	23.9	15.2	19.57	13.1	30.01	15.9
Exper_cuadrado	Años	807.3	901.7	556.9	671.3	1154.5	1061.4
Sexo	(1=Mujeres)	44.21%		41.1%		43.7%	
Estado civil	(1=Casado o Unión libre)	53.22%		51.9%		56.7%	
Jefe del hogar	(1=Jefe de Hogar)	45.95%		41.77%		52.86%	

* Media para variables continuas. Porcentaje para variables dicotómicas. N=9130

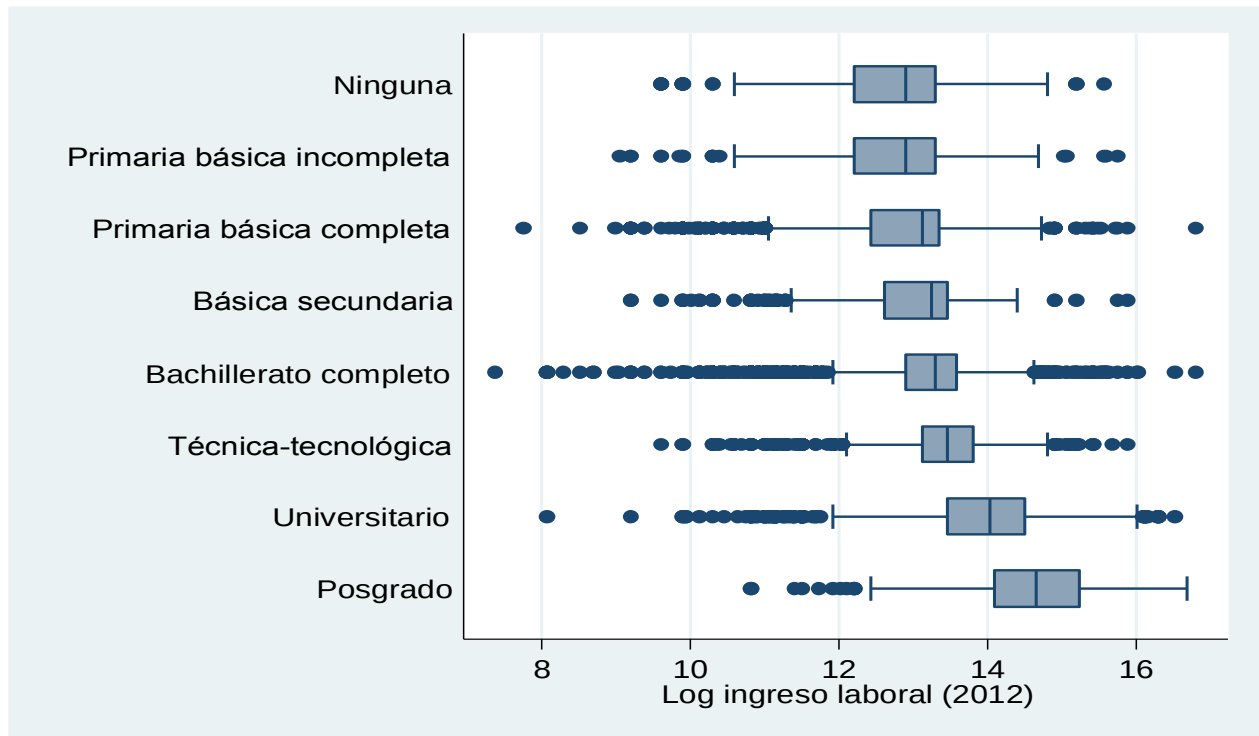
Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, noviembre 2012- enero 2013.

La variable experiencia potencial es incluida como una variable regresora estándar dentro del modelo tradicional de Mincer (1974). Como se detalló en el planteamiento metodológico, esta variable es construida a partir de la educación y la edad de los individuos. Para la ciudad de Cali la experiencia potencial promedio es de 24 años y varía dependiendo del grupo de la población ocupada (asalariados: 19.5 años, cuenta propia: 30 años). Generalmente se tiene en cuenta el cuadrado de la experiencia que permite captar la no linealidad entre el perfil de edad-ingresos, teniendo una forma funcional cóncava (Acevedo et al., 2012). Lo anterior implica que, después de un cierto límite de experiencia, un año adicional de esta misma puede reducir los ingresos (ver gráfico 6).

5.4 Relación entre los Ingresos y la Educación

Respecto a la relación entre los ingresos y la educación, el gráfico 3 muestra la existencia de una tendencia a obtener mejores salarios conforme se aumenta el nivel educativo. No obstante, se observa que es leve el aumento de los promedios salariales cuando se consigue cualquier título, excepto para el caso del universitario y posgrado. Nótese que, particularmente el ingreso promedio percibido por los trabajadores con nivel universitario, presenta un incremento de gran magnitud respecto al ingreso obtenido con un título técnico-tecnológico y bachillerato. Recordando que, desde la teoría de la señalización se expone sobre la presencia de saltos significativos en el ingreso laboral en aquellos años de escolaridad donde se obtiene un título. A partir de la gráfica 3 se sugiere que el comportamiento del ingreso promedio de los individuos con título de menor nivel educativo al universitario, no se relaciona con la hipótesis de la señalización.

Gráfica 3: Log-Ingresos por nivel educativo (2012)

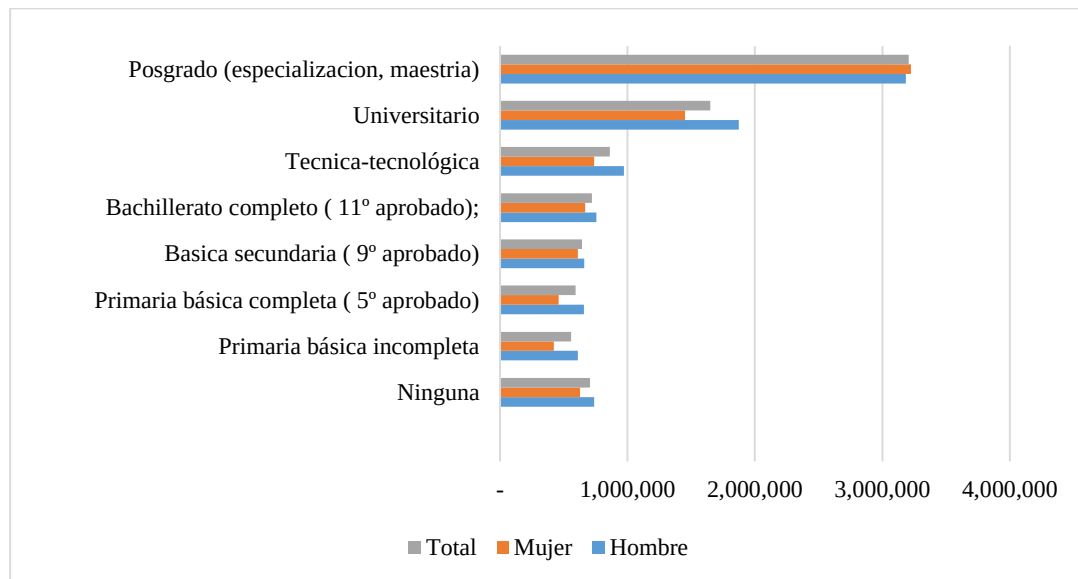


Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, noviembre 2012- enero 2013.

Por otro lado, el gráfico 3 permite conocer la distribución de los ingresos laborales por nivel educativo. Se destaca que para todas las distribuciones correspondientes a los diferentes niveles existen valores atípicos extremos, aunque para aquellos trabajadores sin educación que conforman 813 observaciones de la muestra, esta situación es menos frecuente. Aunque, es notorio la alta variabilidad de los salarios en cada nivel educativo. En las gráficas 4 y 5 se pueden observar dichas diferencias salariales, entre trabajadores asalariados y por cuenta propia, además de también discriminar el análisis por género.

La gráfica 4 muestra los ingresos promedios de los asalariados por nivel educativo. Para el análisis, es importante, tomar como referencia el salario mínimo vigente para el año 2012 de \$566.700. En promedio, los asalariados con educación primaria incompleta estuvieron por debajo de este valor, percibiendo aproximadamente un 98.5% del salario mínimo. Se destaca, que los ingresos promedios de los trabajadores sin educación sobrepasan los ingresos de aquellos que tiene educación primaria completa e incluso básica secundaria. Esta situación es más evidente para el caso de los hombres. En general, para todos los niveles educativos el ingreso promedio de los hombres es mayor, no obstante, las mujeres con un título de posgrado tienen un prima adicional de un 1.2% con respecto a los hombres con el mismo título.

Gráfica 4: Salario promedio de los Asalariados por nivel educativo y género (2012)

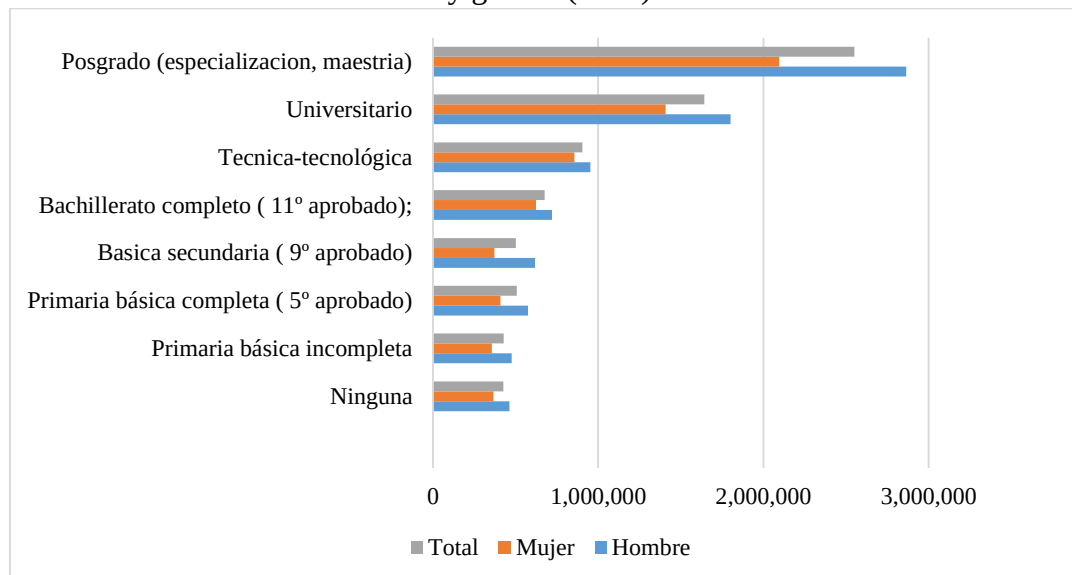


Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, noviembre 2012- enero 2013.

En el gráfico 4 también se observa que los retornos de la educación universitaria y de posgrado son altos. Los ingresos promedio de los trabajadores asalariados con educación universitaria es un 93% más alto de los correspondientes a quienes tienen el título de bachillerato, mientras, para los trabajadores con educación de posgrado el aumento es de 344%. Nótese que, la obtención del título de técnico-tecnológico tiene una prima sobre el ingreso promedio del 19.7% respecto al título de bachillerato, no obstante, a partir de este último título es donde los trabajadores empiezan a percibir un ingreso promedio mayor (27%) a los del salario mínimo.

En cuanto al ingreso promedio por nivel educativo de los trabajadores por cuenta propia. La gráfica 5 muestra que para todos los niveles académicos por debajo del bachillerato completo, los ingresos promedio no alcanzan ni siquiera el salario mínimo de \$566700 del año 2012, aunque, si se analizan particularmente a los hombres cuenta propia, el título de primaria le basta para llegar a percibir ese salario. Al igual que los asalariados, se observa una brecha entre hombres y mujeres en todos los niveles educativos, a favor de los primeros. En estos trabajadores se puede ver un patrón en el comportamiento de sus ingresos promedios, donde éstos crecen conforme aumenta el nivel educativo, no obstante, si se analizan a las mujeres, las que alcanzan un nivel de básica secundaria en promedio tienen una menor asignación salarial respecto a las que solo quedaron con la primaria básica completa.

Gráfica 5: Salario promedio de los Trabajadores por Cuenta propia por nivel educativo y género (2012)



Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, noviembre 2012- enero 2013.

Además de lo mencionado anteriormente, se observa que el ingreso promedio del nivel de posgrado es un 55% mayor al nivel universitario, sin embargo, se destaca que los ingresos de la educación universitaria en los hombres son significativamente altos. Éstos perciben ingresos promedio en un 89.1% mayor al recibido por los que tienen un nivel técnico-tecnológico. Por otro lado, en promedio un trabajador cuenta propia con título de bachiller tiene ingresos en un 19% mayores al salario mínimo.

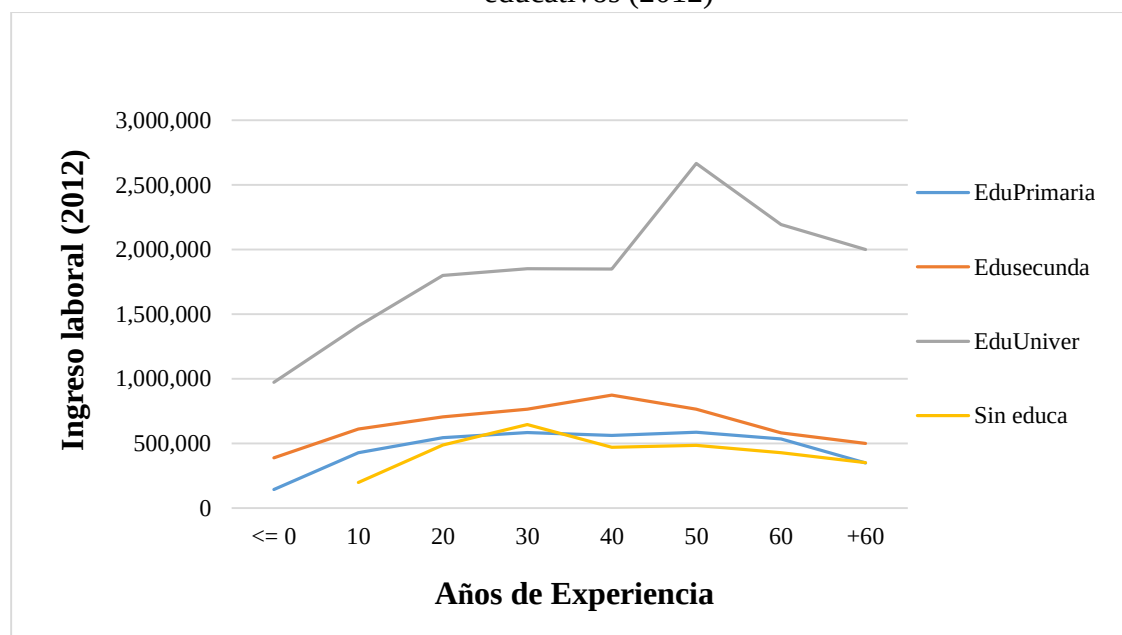
Según lo expuesto por la teoría de la señalización sobre una mayor asignación salarial en los trabajadores asalariados con respecto a los trabajadores por cuenta propia, dado que los primeros tienen la necesidad de señalar sus habilidades, buscando ser seleccionado por el mercado laboral. A partir de las gráficas 4 y 5, se sugiere que no hay evidencia a favor de esta premisa para todos los niveles educativos. Se destaca que para los niveles educativos por debajo de básica secundaria y a nivel de posgrado, los asalariados tienen ingresos promedio mayores que los trabajadores cuenta propia. No obstante, respecto a la educación bachiller, técnica-tecnológica y universitaria, no se observa diferencias considerables en los ingresos entre los dos grupos, e incluso, los cuenta propia técnicos-tecnológicos tienen un ingreso promedio mayor en un 4.5%, al que reciben los asalariados con el mismo título.

5.5 Experiencia Vs los ingresos laborales

En el gráfico 6 se aprecia los perfiles de ingresos promedio por nivel educativo culminado, teniendo en cuenta la experiencia. Nótese que, como se ha mostrado anteriormente, el nivel universitario presenta un salario promedio mayor con respecto a niveles inferiores de educación, además se observa que a partir de los 50 años de experiencia empieza a caer el salario promedio

cuando se adquiere un año adicional. Por su parte, el ingreso promedio de los individuos con bachillerato empieza a decrecer a partir de los 40 años de experiencia, mientras, los que no tienen educación experimentan este proceso de decrecimiento a partir de los 30 años de experiencia.

Gráfica 6: Perfiles de ingresos laborales promedio por experiencia para diferentes niveles educativos (2012)



Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, noviembre 2012- enero 2013.

Además de lo anterior, se destaca el aporte de la experiencia sobre los ingresos promedio de los trabajadores sin educación antes de que ésta llegue a su punto de inflexión y los ingresos empiecen a disminuir. Haciendo una comparación con el comportamiento de la experiencia de los trabajadores con el título de primaria, se observa que, conforme aumenta la experiencia (antes de alcanzar los 30 años) de los que no tienen educación, crece el ingreso promedio en una mayor magnitud de lo que crece cuando la experiencia adicional es adquirida por los que tienen primaria, es tanto así, que al obtener ambos trabajadores 30 años de experiencia, el ingreso promedio de aquellos sin educación supera a los que tienen primaria.

Nótese que a partir de los 50 años de experiencia los ingresos promedio empiezan a disminuir para los que tienen primaria, y caen de una forma más significativa respecto a la caída de los ingresos de los no educados, además de observa un comportamiento poco variable a partir de los 20 hasta los 60 años de experiencia, pues el ingreso promedio oscila aproximadamente entre los 534350 \$ y 584620 \$.

Otro comportamiento que vale la pena mencionar, es la convergencia o una igualación de ingresos que se observa para los trabajadores sin educación, con educación primaria y bachillerato, cuando llegan a los últimos años de experiencia de su ciclo vital. Teniendo en cuenta las descriptivas

presentadas, se puede intuir los posibles resultados de los modelos estimados que serán mostrados a continuación.

6. RESULTADOS

6.1 Rendimientos de la educación para asalariados y trabajadores cuenta propia.

En la tabla 3 se exponen las estimaciones de la ecuación de ingresos para los asalariados y trabajadores por cuenta propia. Los modelos (1) y (2) son estimados por MCO. También se muestran los modelos (3) y (4), estimados a partir del método en dos etapas de Heckman para corregir un posible sesgo utilizando un modelo Probit, donde se reporta la prueba de significancia del coeficiente asociado a la inversa de la razón de Mills en la ecuación de ingresos para ambos grupos.

Los resultados obtenidos al estimar por MCO en la ecuación (1) y ecuación (2) muestran que todos los coeficientes tienen los signos esperados y son estadísticamente significativos para cualquier nivel de significancia convencional. En cuanto al modelo (3) y (4), son globalmente significativos, además, se evidencia la presencia de un sesgo de selección, dado que λ es estadísticamente significativo, sin embargo, las estimaciones reportadas ya tienen la corrección por dicho sesgo.

Sin corregir el sesgo de selección, se observa que la tasa de retorno de la educación es mayor en los asalariados respecto a los trabajadores por cuenta propia. Las magnitudes de los coeficientes difieren significativamente entre un grupo y otro (retorno asalariados 9.9% frente al 5.6% de los cuenta propia). Este resultado sugiere que no se debe rechazar la hipótesis de la señalización. En cuanto a la experiencia, en ambos modelos (1) y (2) tiene un efecto positivo y significativo sobre el ingreso promedio de los asalariados y de los cuenta propia, respectivamente. Mientras la experiencia al cuadrado reporta un coeficiente negativo en ambos grupos, confirmando su efecto marginal decreciente.

Respecto a la variable dummy de género, vemos que ésta es significativa para cualquier nivel de significancia convencional. La diferencia en el ingreso laboral promedio entre hombres y mujeres en los asalariados (17.4%) es menor que la diferencia estimada para el grupo de los cuenta propia (44.1%). Para ambos grupos, el hecho de ser mujer implica que, en ausencia de otros efectos, el ingreso laboral esperado es inferior con respecto al esperado por los hombres.

Tabla 3. Estimaciones de las ecuaciones de ingreso para Asalariados y Cuenta Propia

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Modelo Asalariados (MCO)	Modelo Cuenta Propia (MCO)	Modelo Asalariados (HECKMAN)	Modelo Cuenta Propia (HECKMAN)
Años de educación	0.099***	0.056***	0.079**	0.090***

	(0.004)	(0.005)	(0.0057)	(0.007)
Experiencia potencial	0.024***	0.034***	0.004	0.021***
	(0.003)	(0.004)	(0.005)	(0.008)
Experiencia potencial al cuadrado	-0.00022***	-0.0005***	-0.0001*	0.0002***
	(0.00006)	(0.00005)	(.0001)	(0.0001)
Sexo: Mujer	-0.174***	-0.441***	-0.0007	-0.1409***
	(0.026)	(0.034)	(0.042)	(0.054)
Constante	11.975***	12.107***	12.71***	14.07***
	(0.060)	(0.088)	(0.176)	(0.266)
Lambda			-0.352***	-1.108***
			(0.089)	(0.1408)
Observaciones	5,212	3083		
R-squared	0.127	0.109		
F-Test	150.5	100.62		
Prob>F	0.000	0.000		
Wald chi2 test			404.56	284.76
Prob>chi2			0.000	0.000

Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, noviembre 2012- enero 2013.

Ahora bien, como se mencionó anteriormente los resultados del modelo (3) y (4) sugieren la existencia de un sesgo de selección. Al corregir el sesgo mediante el método de Heckman, se encuentra que para el caso de los trabajadores cuenta propia, los coeficientes de las variables “*Años de educación*” y “*Experiencia portencial*” tienen signos esperados y son estadísticamente significativos. El efecto de la educación y la experiencia sobre el ingreso laboral es positivo. Por otro lado, se destaca que el efecto de la corrección del sesgo es grande. Las estimaciones del retorno de la educación varían en una gran magnitud respecto al modelo sin corregir (pasando del 5.6% al 9.0%), resultado que coincide con el estudio de Forero y Gamboa (2007).

Para el caso de los trabajadores asalariados, al corregir el sesgo mediante el método de Heckman, solamente los coeficientes asociados a los años de educación y el cuadrado de la experiencia son significativos y presentan signos esperados. La estimación del retorno de la educación varía en 2 puntos porcentuales respecto al modelo sin corregir. Específicamente, la corrección del sesgo de selección disminuye los retornos de la educación (pasando del 9.9% al 7.9%), resultado que concuerda con lo afirmado por Tenjo y Bernat (2002).

En cuanto a los coeficientes asociados a la experiencia potencial y el género, también son sensibles a la corrección del sesgo. Para los asalariados, a pesar de que la variable experiencia potencial tenga el signo positivo que se espera teóricamente, no es significativa. Por tanto, los retornos obtenidos por un año adicional de experiencia, adquieren mayor importancia para los ocupados

cuenta propia (2.1%), además, el signo positivo del coeficiente asociado al cuadrado de la experiencia potencial, sugiere que la experiencia mantiene rendimientos marginales crecientes. Respecto a la variable de género, ahora deja de ser relevante para los asalariados, dado que pierde la significancia. Por su parte, para los cuenta propia el hecho de ser mujer implica que, en ausencia de otros efectos, los ingresos promedio son un 14% menores a los esperados por los hombres.

Al comparar el modelo (3) con el modelo (4) se observa que el retorno de la educación de los cuenta propia es mayor al de los trabajadores asalariados. Además, la diferencia en la tasa de retorno es significativa entre un grupo y otro (asalariados: 7.9%; Cuenta Propia: 9.0%). De manera que, cuando se realiza la corrección de sesgo de selección, los resultados muestran evidencia empírica que sugiere el rechazo de la hipótesis de la señalización, y es congruente con el estudio de Barceinas (2001).

En cuanto a la estimación del modelo Probit especificado para la corrección del sesgo de selección, en la tabla 4 se observa que todos los coeficientes son significativos, excepto el asociado a la variable *Estado civil* incluida en la ecuación de selección (2) correspondiente para los trabajadores cuenta propia. Sin embargo, los signos no son los esperados teóricamente. Se observa que la edad tiene un efecto favorable sobre la probabilidad de participar en el mercado laboral como ocupado asalariado y cuenta propia. Los años de educación tienen un efecto positivo sobre la probabilidad de ser asalariado, mientras el efecto es negativo sobre la probabilidad de ser trabajador cuenta propia, resultado consistente con el estudio de Destré y Henrard (2004). Por su parte, ser hombre o jefe de hogar tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de participación en el mercado laboral como trabajador cuenta propia y ocupado asalariado, resultado similar al encontrado por Forero y Gamboa (2007).

Tabla 4. Modelo Probit (Ecuación de selección)

VARIABLES	(1) (Probit) Asalariado=1 Otro Caso=0	(2) (Probit) Cuenta propia=1 Otro Caso=0
Años de educación	0.07*** (0.027)	-0.0425*** (0.002)
Edad	.133*** (0.003)	0.100*** (0.003)
Edad al cuadrado	-0.0017*** (.00004)	-0.0011*** (0.00003)
Sexo: Mujer	-0.436*** (0.021)	-0.276*** (0.023)
Estado Civil	0.06*** (.022)	0.036 (0.023)
Jefe del hogar	0.284*** (0.024)	0.30*** (0.025)
constante	-3.478***	-2.742***

	(0.071)	(0.071)
Observaciones	24872	24794
Log de verosimilitud	-10261.19	-8272.99
PseudoR2	0.184	0.111
Observa con depen=1	5074	3082
Observa con depen=0	19798	21712
Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, noviembre 2012- enero 2013.

6.2 Contraste de la importancia de los títulos.

Siguiendo con el enfoque de la teoría de la señalización, esta vez se quiere contrastar la presencia del *sheepskin effect* mediante una especificación propuesta por Hungerford y Solon (1987). Aprovechando que la encuesta es representativa por comuna, se realizaron dos estimaciones: el modelo (1) que no incluye efectos fijos de comunas y el modelo (2) que si los incluye, permitiendo controlar sesgos por los atributos no observables que comparten los individuos que se ubican en cada una de las 22 comunas del Área Metropolitana de Santiago de Cali.

Los resultados obtenidos del modelo (1) muestran que excepto la variable *dummy* D5 que indica si el individuo obtuvo el título de primaria y la interacción D5*(S-5), todas las demás variables son estadísticamente significativas. Se destaca que el efecto de las variables *dummy* D11 y D16 es de gran magnitud en los rendimientos, y mayor al efecto de los años de escolaridad adicional en los niveles intermedios (bachillerato incompleto, universitario incompleto) captado por las interacciones. Puntualmente, se observa que la tasa de rendimiento media para los 10 años de educación es de 2.5%, para el año 11 de educación (donde se obtiene el título de bachiller) es del 20.2%, para el año 12 de educación es 18.1% y para los 16 años de educación (donde se obtiene el título de profesional) es del 110.7 %.

Aunque los resultados muestran que los títulos de bachiller y universitario son usados para señalar, pues se observan “saltos” en los rendimientos tras su obtención. Para verificar la hipótesis nula de la existencia del *sheepskin effect* de una manera formal, se plantea la hipótesis de que conjuntamente los coeficientes de las variables D5, D11 y D16 son ceros. El resultado arroja un valor de 105.5 en el estadístico “F”, el cual permite rechazar la hipótesis anteriormente expuesta a cualquier nivel de significancia convencional. De manera que, se corrobora la existencia de *sheepskin effect* en el mercado laboral en Santiago de Cali.

Tabla 5. Ecuación de títulos con *sheepskin effect*
Variable dependiente: log (salario mensual)

	(1)	(2)
VARIABLES	Ecuación de Títulos	Ecuación de Títulos (Efectos fijos)

Años de educación	0.025** (0.011)	0.014* (0.007)
Dummy para Primaria (D6)	0.007 (0.046)	0.027 (0.041)
Interacción D6*(S-6)	-0.014 (0.042)	-0.003 (0.045)
Dummy para Bachiller (D11)	0.177* (0.097)	0.204** (0.078)
Interacción D11*(S-11)	0.156*** (0.037)	0.116*** (0.041)
Dummy para Universidad (D16)	0.926*** (0.150)	0.799*** (0.139)
Interacción D16*(S-16)	0.102 (0.071)	0.057 (0.067)
Experiencia potencial	0.024*** (0.002)	0.022*** (0.002)
Experiencia potencial al cuadrado	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Sexo: Mujer	-0.264*** (0.017)	-0.288*** (0.021)
Constante	12.619*** (0.049)	12.796*** (0.041)
Observaciones	8,814	8,584
R-cuadrado	0.222	0.156
Efecto Fijos de Comunas	NO	SI
Número de comunas		22
F-Test	193.9	281
Prob>F	0	0
Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, noviembre 2012- enero 2013.

Al incluir el efecto fijo de comuna en el modelo (2), se encuentra que excepto la no significancia de la interacción D16*(S-16), las estimaciones no difieren respecto a las obtenidas del modelo (1) en cuanto al signo y la significatividad, pero, las magnitudes si son diferentes. Los retornos de la educación (excepto en la *dummy* D11) son ligeramente inferiores en promedio a los retornos estimados sin incluir efecto fijo de comuna. Ahora la tasa de rendimiento media para los 10 años de educación es de 1.4%, para el año 11 de educación es del 22%, para el año 12 de educación es 13% y para los 16 años de educación es del 93%. No obstante, también se encuentra la existencia de *sheepskin effect* en el mercado laboral, corroborado por el rechazo de la hipótesis de que

conjuntamente D5, D11 y D16 son ceros. Especialmente, los individuos señalizan con el título de bachiller y universitario.

Respecto a la experiencia y su cuadrado, se encuentran los signos esperados, reflejando el efecto no lineal (concavidad) característico de esta variable, dado que conforme aumenta los años de experiencia, el efecto positivo sobre el ingreso laboral es cada vez menor. Al incluir el efecto fijo de comuna, se observa además que el hecho de ser mujer implica, que los ingresos laborales promedios son un 29.1% menores a los percibidos por los hombres.

7. CONCLUSIONES

La literatura económica enfocada al mercado laboral ha tenido como uno de sus principales temas de análisis los retornos de la educación, tratados desde diferentes aristas metodológicas aprovechando los avances en recolección y disponibilidad de información, así como en las herramientas econométricas. Del mismo modo, se aprecia una evolución de planteamientos teóricos, que se ciernen en explicar las diferencias en los ingresos laborales, enfocándose en la educación como un determinante fundamental. Uno de estos planteamientos es la teoría de la señalización, donde la educación actúa como una señal que envían los individuos sobre sus habilidades al mercado de trabajo, de manera que, los logros académicos permiten distinguirse de los demás “aspirantes”. Mientras tanto, los empleadores se basan en dichas señales como una *proxi* de la capacidad productiva para realizar su proceso de selección.

Entre las principales trece áreas metropolitanas colombianas, el mercado laboral de Santiago de Cali tiene un comportamiento particular. Según datos del DANE, para el año 2012, la ciudad se ubicaba por debajo en lo que se refiere a trabajo asalariado (53.2%) respecto a otras importantes áreas metropolitanas como Medellín (62.4%) y Bogotá (59.2%). Por el lado de los trabajadores cuenta propia, la situación es totalmente contraria. La ciudad de Cali presentó una mayor proporción de este tipo de trabajadores en relación con las trece áreas metropolitanas (Cali: 39.3%, Trece áreas: 37%). Además, la tasa de desempleo para este mismo año fue de 14.2%, por encima de la cifra nacional y como si fuera poco, presenta un fenómeno de informalidad de las más altas del país (51.4%).

Esta investigación se ha centrado en contrastar empíricamente la hipótesis de la señalización con datos de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, 2012. Para ello, y como primera medida que permitiera dar a conocer las características de la población ocupada, especialmente los asalariados y trabajadores cuenta propia, se realizaron estadísticas descriptivas, de las cuales se pudo observar que los trabajadores con bajos niveles de educación se concentran en el grupo de trabajadores por cuenta propia, mientras en el grupo de asalariados por lo general se ubican los individuos de más alta escolaridad, además de percibir un ingreso promedio mayor (30.4%) respecto al de los cuenta propia.

Las estimaciones de los retornos de la educación asociados a la función minceriana de ingresos por MCO y Heckman (1979), apunta a dos particularidades: primero, que al omitir la corrección por sesgo de selección se observa que la tasa de retorno de la educación es mayor en los asalariados (9.9%) respecto a los cuenta propia (5.6%), donde las magnitudes de los coeficientes difieren

significativamente entre un grupo y otro. Este resultado sugiere que no se debe rechazar la hipótesis de la señalización. En segundo lugar, que al corregir el sesgo de selección mediante el método de Heckman, las estimaciones del retorno de la educación presentan variaciones. La corrección disminuye los retornos en los asalariados (pasando del 9.9% al 7.9%), resultado que concuerda con lo afirmado por Tenjo y Bernat (2002). Mientras en los cuenta propia el efecto es contrario, en este caso la corrección aumenta los retornos (pasando del 5.6% al 9%). De manera que, cuando se realiza la corrección de sesgo de selección, se observa que el retorno de la educación de los cuenta propia es mayor al de los trabajadores asalariados, por tanto, los resultados muestran evidencia empírica que sugiere el rechazo de la hipótesis de la señalización.

Respecto a los retornos de la educación para el conjunto de los ocupados se observa que la tasa de rendimiento media para los 10 años de educación es de 1.4%, para el año 11 de educación es del 24%, para el año 12 de educación es 13% y para los 16 años de educación es del 93%. Los resultados revelan saltos importantes en el ingreso promedio tras la obtención del título bachillerato y universitario, que a su vez son utilizados para señalar. En general, se encuentra la existencia de *sheepskin effect* en el mercado laboral de Santiago de Cali, corroborando además de la relación positiva entre la educación y los ingresos, la importancia de los títulos como señal, que permiten distinguir al “aspirante” como más productivo. Estos resultados van en la misma dirección a los encontrados por Gonzalez et al. (2004), no obstante, en el retorno promedio por el título universitario se ha encontrado diferencias, dado que para ellos fue del 46%.

De acuerdo a los resultados obtenidos, esta investigación ofrece evidencia empírica que valida la hipótesis de la señalización. Sin embargo, es interesante extender el análisis considerando otras formas metodológicas, como el método de corrección de sesgo de selección de Bourguignon et al. (2007) a través de una ecuación de selección multinomial, que tiene en cuenta con una mayor precisión las diferencias existentes entre los asalariados y trabajadores cuenta propia (Guataquí et al., 2009).

El hecho de que la educación sirva como señal, tiene implicaciones de política educativa, orientándola a incentivar a los individuos a revelar el contenido informativo de su nivel educativo. Por lo tanto, el sistema educativo se enfocaría en producir credenciales que les permita señalar sus habilidades en el mercado laboral, donde éstos actúan solamente como buscadores de rentas (Barceinas et. al., 2000). En ese sentido, se sugiere que las políticas enfocadas al aumento de la cobertura, sin enfatizar sobre la calidad educativa, pueden señalar bien en el mercado laboral (Castellar y Uribe, 2003a).

8. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

ACEVEDO, M., MONTES, I., MAYA, J., GONZÁLEZ, M., & MEJÍA, T. (2012). Capital humano: una mirada desde la educación y la experiencia laboral. *Cuadernos de Investigación*, (56).

ALVARADO, L. K. (2005). Discriminación salarial por sexo en Colombia: un análisis desde la Discriminación Estadística (No. 17). *Pontificia Universidad Javeriana*. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Departamento de Economía.

ARANGO, L. E., & POSADA, C. E. (2001). El desempleo en Colombia. Borradores de Economía, 176.

ARIZA, N; AYALA, R; GOÑI, E; JARAMILLO, G; RAMIREZ, J Y STEINER, R. (2010). “Resultados de la encuesta social longitudinal de Fedesarrollo 2010 trabajo temporal e indirecto y sus implicaciones sobre el mercado laboral”. Colombia, FEDESARROLLO No. 89, ISSN 0120-8969.

ARROW, K.J. (1973): “Higher education as a filter”, *Journal of Public Economics*, 2, págs. 193-216.

BARCEINAS, Fernando. (2001) “Capital humano y rendimientos de la educación en México” España, Universitat Autònoma de Barcelona .Departamento de Economía Aplicada.

BARCEINAS, Fernando; ALONSO, Josep; RAYMOND José L.; ROIG, José. (2000). “Hipótesis de señalización frente a capital humano. Evidencia para el caso español”, en: *Revista de Economía Aplicada*, Universidad Autònoma de Barcelona.

BECERRA, S. (2013). Cálculo de la tasa interna de retorno de la educación para los trabajadores asalariados y por cuenta propia en la ciudad de Cali 2012. Universidad Del Valle. Cali, Colombia.

BECKER, Gary (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis*, With Special Reference to Education. New York: National Bureau of Economics Research.

BERNAL, R., & CÁRDENAS, M. (1998). *Wage Inequality and Structural Reform: Evidence From Colombia*. Mimeo. Fedesarrollo.

BLASCO, E. P. (2001). Contraste de la Hipótesis de Señalización: una Panorámica. *Revista de educación*, (326), 375-394.

BLOOM, B. S. (1956) *Taxonomy of Educational Objectives*. Edited by David Mackay (2 vols.), New York.

CANO, Carlos; MUÑOZ, Carlos y MESA, Manuel (2009). “El mercado laboral colombiano Análisis desde la teoría de la señalización”. *Universidad EAFIT. Medellín, Colombia. Grupo de Economía y Empresa –GEE*.

CASTELLAR, Carlos y URIBE, José I. (2003a) “Capital Humano y Señalización: Evidencia para el Área Metropolitana de Cali 1988-2000”. *Documento de trabajo*, No.65, CIDSE, Universidad del Valle

_____ (2003b). “La Tasa de retorno de la educación: teoría y evidencia micro y macroeconómicas en el área metropolitana de Cali 1988-2000”, *Documentos de Trabajo CIDSE*, No. 66, pp. 1-31.

CEA, S., CONTRERAS, M. I., MARTÍNEZ, C., & PUENTES, E. (2009). Trabajadores por cuenta propia: ¿Quiénes son? ¿De dónde vienen? ¿Para dónde van? *Documento de Trabajo*, 308.

CEPAL (2015). *Desigualdad e informalidad: un análisis de cinco experiencias latinoamericanas*. Naciones Unidas: Santiago de Chile; Chile.

CHONG, A., & GRADSTEIN, M. (2007). Inequality and informality. *Journal of public Economics*, 91(1), 159-179.

CURREA, C. C. C. (2013). Un análisis del trabajo decente como instrumento conceptual. *Documentos de Trabajo del DANE* (No. 012676).

DANE (2009). *Metodología informalidad gran encuesta integrada de hogares – GEIH*. Dirección de Metodología y Producción Estadística – DIMPE del DANE: Bogotá; Colombia.

DEATON, A. (1985) “Panel data from time series of cross-sections”, *Journal of Econometrics*, vol. 30, págs. 109-126.

DESTRE, G., & HENRARD, V. (2004). The determinants of occupational choice in Colombia: an empirical analysis. *Cahiers de la Maison des Sciences Economiques, Maison des Sciences Economiques*, Université Paris, 1.

FORERO, Nohora y GAMBOA, Luis. (2007). “Cambios en los retornos en la educación en Bogotá entre 1997 y 2003”. *Lecturas de Economía*, No 66, Pp. 225-250. Universidad de Antioquia.

FREIRE, M. J, & ÁLVAREZ, M. T. (2010). La inversión en capital humano de los jóvenes gallegos: ¿sigue siendo rentable la educación? *Cuadernos de Economía*, 33(92), 45-69.

GARRIDO, J. I. (2010). Rendimientos de la educación en Europa: un enfoque aplicado con variables instrumentales. *XII Reunión de Economía Mundial*.

GAVIRIA, A. (7 de marzo del 2010). “El problema del desempleo”. *El Espectador*. Recuperado el 15 de febrero del 2016 de: <http://www.elespectador.com/impreso/negocios/articuloimpreso191651-el-problema-del-empleo>

GONZÁLEZ, C. (2010). Sesgo de selección muestral con STATA. Colombia: Universidad ICESI, Departamento de Economía.

GÓNZALEZ, N., GÓMEZ, J., MORA, J. & ZULUAGA, B. (2004). Las ganancias de señalizar en el mercado laboral en Cali. *Estudios Gerenciales*, 20(92), 105-128.

GUATAQUÍ, J. C., GARCÍA, A., & RODRÍGUEZ, M. (2009). Estimaciones de los determinantes de los ingresos laborales en Colombia con consideraciones diferenciales para asalariados y cuenta propia. *Serie documentos de trabajo*, N. 70, 1-22.

HAMERMESH, D. S. (1984). *The Economics of Work and Pay*. New York, Harper & Row Publishers, Inc.

HECKMAN, J. (1979). “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, Vol. 47:1.

HUNGERFORD, T y SOLON, G (1987) “Sheepskin Effects in the Return to Education”, en *Review of Economics and Statistics*, 69 (1), pp. 175-177.

KIDO, A y KIDO, T. (2014). “Los modelos teóricos del capital humano y de la señalización: un seguimiento empírico para México”. *UNAM, Mexico. Facultad de Contaduría y Administración*.

LAYARD, R., & PSACHAROPOULOS, G. (1974). The screening hypothesis and the returns to education. *Journal of political economy*, 82(5), 985-998.

LARRÉ, L. M. (2010). Rendimientos educativos en Paraguay: capital humano o señalización? In *Anales de economía aplicada 2010*. Asociación Española de Economía Aplicada, ASEPELT.

LÓPEZ C., Hugo (2008) “Mercado laboral y equidad”. *Oportunidades en América latina: hacia una mejor política social (2008)*. Corporación Andina de Fomento-Banco de la República. Medellín.

LÓPEZ, E., ÁVILA, A., & MÉNDEZ, G. (2011). Dinámica del mercado laboral colombiano: un análisis de políticas de empleo aplicando dinámica de sistemas. *Obtenido de La Dinámica de Sistemas: Un Paradigma de Pensamiento*, 9.

MESA, F., GUTIÉRREZ, J.A. (1996) “Los efectos no considerados de la apertura económica en el mercado laboral industrial”. *Archivos de Macroeconomía*. Documento 46, Mayo de 1996.

MINCER, Jacob (1974). *Schooling, Experience and Earnings*, New York: NBER Press.

MOFFITT, R. (1993) “Identification and estimation of Dynamic Models with a Time Series of Repeated Cross-Sections”, *Journal of Econometrics*. Vol. 59, págs. 99-123

MORA, J. (2006) “El efecto de los títulos, la segmentación y el funcionamiento del mercado de trabajo: un análisis cuantitativo”. *Tesis Doctoral Universidad de Alcalá*.

MORA, J. (2008). *Sobre-educación en el mercado laboral colombiano*. Universidad Externado de Colombia, Facultad de Economía.

MORA, J y MURO, J. (2008). “Sheepskin effects by cohorts in Colombia”. *International Journal of Manpower*, 29(2), 111-121.

NÚÑEZ, J y SÁNCHEZ, F. (1998). Descomposición de la desigualdad del ingreso laboral urbano en Colombia: 1976-1997. *Archivos de Macroeconomía*, 86.

NÚÑEZ, J y 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 vol. 1, núm. 1, págs.110-149.

PARK, J. H. (1999). Estimation of sheepskin effects using the old and the new measures of educational attainment in the Current Population Survey. *Economics Letters*, 62(2), 237-240.

PONS, M y BLANCO, J. (2000). El Papel de la Educación en la Determinación Salarial: Diferencias por Sexo y Sector. *Universidad de Valencia, Departamento de Análisis Económico* WP-001.

POSSO, C. M. (2008) “Desigualdad salarial en Colombia 1984-2005: cambios en la composición del mercado laboral y retornos a la educación postsecundaria”. *Borradores de Economía* #529, Banco de la República de Colombia.

PSACHAROPOULOS, G. (1979). On the weak versus the strong version of the screening hypothesis. *Economics letters*, 4(2), 181-185.

PUENTES, I. C. (2012). No basta obtener un título profesional. *Contribución de la Universidad del Rosario al debate sobre Educación Superior en Colombia*, 189.

RAY, D. (1998) *Economía del Desarrollo*. Antoni Bosch Editor. Barcelona; España.

RILEY, J. (1979). “Testing the Educational Screening Hypothesis”, *Journal of Political Economy*, Vol. 87, pp. 227-251.

SABOGAL, A. (2012). Brecha salarial entre hombres y mujeres y ciclo económico en Colombia.

SAPELLI, C. (2009). Los retornos a la educación en Chile: *Estimaciones por corte transversal y por cohortes*. Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía, Oficina de Publicaciones.

SCHULTZ, Theodore (1968). Returns of Education in Bogotá, Colombia. Rand Corporation.

SELOWSKY, M. (1968). The Effect of Unemployment Labor-Market Segmentation and the Returns to Educated: the Case of Colombia. Center for International Affairs, Harvard University. (Publicado en Español en Revista de Planeación y Desarrollo, Vol 1, Julio de 1969, Bogotá).

SPENCE, M. (1973). Job market signaling. *The quarterly journal of Economics*, 355-374.

STIGLITZ, J. E. (1975). The theory of " screening," education, and the distribution of income. *The American Economic Review*, 65(3), 283-300.

TENJO, Jaime (1993). “Evolución de los retornos de la inversión en la educación 1976-1989”. *Planeación y Desarrollo*, EDICION ESPECIAL, Vol. XXIV, Diciembre, Bogotá.

TENJO, J., & BERNAT, L. (2002). “Evolución de las diferencias salariales entre hombres y mujeres: comparación de seis países latinoamericanos”, mimeo.

TODARO, R., ABRAMO, L., & GODOY, L. (2001). Desempeño laboral de hombres y mujeres: opinan los empresarios. *Sociología del Trabajo* N°, 42.

WOLPIN, K. (1977), “Education and Screening”, in *American Economic Review*, 67pp. 949- 958.

9. ANEXOS

Anexo1. Estructura de los tipos de trabajadores por logro educativo

Nivel educativo alcanzado	Asalariado	Cuenta propia	Otros trabajadores remunerados	Otros trabajadores no remunerados	Total
Ninguna	59	92	24	0	175
Primaria básica incompleta	230	457	93	11	791
Primaria básica completa (5° aprobado)	1008	1363	213	36	2,620
Básica secundaria (9° aprobado)	338	272	42	20	672
Bachillerato completo (11° aprobado);	2776	1490	170	70	4,506
Técnica-tecnológica	571	293	24	10	898
Universitario	884	428	44	12	1,368
Posgrado (especialización, maestría)	276	83	14	0	373
Total	6142	4478	624	159	11,403

Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, noviembre 2012- enero 2013.

Anexo 2. Ecuación de títulos estimada por MCO. Se incluye la variable comuna como explicativa

VARIABLES	(1) Ecuación de salarios (Efectos fijos)
años de educación	0.014* (0.010)
Dummy para Primaria (D6)	0.027 (0.046)
Interacción D6*(S-6)	-0.003 (0.042)
Dummy para Bachiller (D11)	0.204** (0.097)
Interacción D11*(S-11)	0.116*** (0.036)
Dummy para Universidad (D16)	0.799*** (0.149)
Interacción D16*(S-16)	0.057 (0.067)
Experiencia potencial	0.022*** (0.002)

Experiencia potencial al cuadrado	-0.000*** (0.000)
Sexo: Mujer	-0.288*** (0.017)
comuna = 2	0.560*** (0.056)
comuna = 3	-0.058 (0.056)
comuna = 4	0.236*** (0.057)
comuna = 5	0.129** (0.057)
comuna = 6	0.060 (0.047)
comuna = 7	-0.021 (0.057)
comuna = 8	0.039 (0.053)
comuna = 9	-0.003 (0.059)
comuna = 10	0.112* (0.061)
comuna = 11	-0.039 (0.054)
comuna = 12	0.080 (0.053)
comuna = 13	0.029 (0.047)
comuna = 14	0.051 (0.049)
comuna = 15	-0.037 (0.050)
comuna = 16	-0.042 (0.055)
comuna = 17	0.551*** (0.059)
comuna = 18	0.087 (0.055)
comuna = 19	0.455*** (0.059)
comuna = 20	-0.066 (0.055)
comuna = 21	0.112* (0.059)
comuna = 22	0.886***

Constante	(0.106) 12.674*** (0.061)
Observaciones	8,584
R-cuadrado	0.271
Comuna FE	SI
F-Test	134.6
Prob>F	0
Número de comuna	22
Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

Fuente: Cálculos propios a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida de Cali, noviembre 2012- enero 2013.