DETERMINANTES DE LOS INGRESOS LABORALES DE LOS ECONOMISTAS EN COLOMBIA PARA EL TERCER TRIMESTRE DE LOS AÑOS 2010 Y 2016: UN ANÁLISIS DE MODELACIÓN MICROECONOMÉTRICA CON DATOS DE CORTE TRANSVERSAL

CÉSAR ANDRÉS ESCOBAR VERGARA

SHADIA ROSA PATERNINA VERGARA

UNIVERSIDAD DE SUCRE

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

PROGRAMA DE ECONOMÍA

SINCELEJO-SUCRE

Noviembre de 2017

DETERMINANTES DE LOS INGRESOS LABORALES DE LOS ECONOMISTAS EN COLOMBIA PARA EL TERCER TRIMESTRE DE LOS AÑOS 2010 Y 2016: UN ANÁLISIS DE MODELACIÓN MICROECONOMÉTRICA CON DATOS DE CORTE TRANSVERSAL.

CÉSAR ANDRÉS ESCOBAR VERGARA

SHADIA ROSA PATERNINA VERGARA

Trabajo de grado para optar por el título de ECONOMISTA.

Director:

WALTER JOSÉ MEJÍA VALETA

MSc (c) Urbanismo y Desarrollo Territorial

UNIVERSIDAD DE SUCRE

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

PROGRAMA DE ECONOMÍA

SINCELEJO-SUCRE

Noviembre de 2017

NOTA DE ACEPTACIÓN

_____

_____

_____

_____

_____

DIRECTOR

_____

FIRMA DE EVALUADOR

_____

FIRMA DE EVALUADOR

_____

FIRMA DE EVALUADOR

SINCELEJO, _____ DE 2017

AGRADECIMIENTOS

Quiero agradecer infinitamente a Dios, por enseñarme que su palabra es recta y todas sus promesas se cumplen con fidelidad, por guiarme con amor en su obra maestra y enseñarme que el tesoro más grande habita en la fé. A mi madre, el motivo de un mañana mejor, le agradezco por creer incondicionalmente en mí, por sus sabios consejos y sus palabras dulces y amables como la miel. A mi novia, por ser el refugio seguro donde he encontrado mis mejores tesoros. Hago un reconocimiento especial a mi asesor de tesis, Walter Mejía y al profesor Gustavo González, por su invaluable disposición, compromiso y responsabilidad para orientarnos en la obtención de este proyecto de investigación.

César Andrés Escobar Vergara

La dedicatoria de este trabajo de grado se divide en ocho partes:

Para Dios, por supuesto. Para mi mamá, por dejarme fantasear cuando era pequeña y por apoyarme incondicionalmente ahora que soy adulta. Para mi papá, por animarme en todo momento a seguir soñando. Para mis hermanos, por acompañarme en la travesía. Para mi serendipia, por cambiarme el discurso, por todo y por tanto. Para Walter José Mejía Valeta, mi tutor; por la confianza. Para el magister Gustavo Adolfo González Palomino, por ser artífice econométrico del proceso. Para la persona más fuerte que conozco: yo.

Shadia Rosa Paternina Vergara

RESUMEN

En la presente investigación se analizan los factores determinantes de los ingresos laborales de los economistas en Colombia para el tercer trimestre de los años 2010 y 2016, en el marco de una perspectiva teórica de capital humano. Con información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), se estima una ecuación minceriana clásica para medir el efecto de la escolaridad y la experiencia potencial en los ingresos de los titulados en economía. Después de aplicar el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, los resultados sugieren que un año adicional de formación escolar y entrenamiento laboral en el puesto de trabajo genera un efecto positivo sobre la probabilidad de devengar ingresos laborales más altos. Adicionalmente, aplicando el modelo de Mincer para las profesiones afines se pudo evidenciar que las variables de capital humano tienen impactos significativamente diferentes para cada grupo de profesionales, por lo cual la hipótesis planteada de un mercado laboral homogéneo no se cumple para el periodo de estudio.

Palabras clave: Ingreso laboral, ecuación de Mincer, economistas, capital humano, escolaridad, experiencia.

Clasificación JEL: C01, J24, J31, J44

ABSTRACT

In the present research analyzes the determinants of labors income of economists in Colombia for the third quarter of 2010 and 2016, inside the framework of a theoretical perspective of human capital. With information from the Great Integrated Household Survey of the National Administrative Department of Statistics (DANE), a mincerian classic equation is estimated to measure the effect of the education and the potential experience in the income of the graduates in economy. After applying the Ordinary Least Squares method, the results suggest that an additional year of school training and job training in the workplace has a positive effect on the probability of earning higher labor incomes. Additionally, applying the Mincer model for the related professions, it was possible to evidence that human capital variables have significantly different impacts for each group of professionals, so the hypothesis of a homogeneous labor market is not fulfilled for the study period.

Key words: Labor Income, Mincer equation, economists, human capital, schooling, experience.

JEL classification: C01, J24, J31, J44

CONTENIDO

1. INTRODUCCIÓN 1
2. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA 4
3. MARCO TEÓRICO 6
3.1 Teoría del capital humano 6
3.2 Teoría de la señalización y efecto Sheepskin 8
3.3 Teoría de la heterogeneidad del capital humano 10
3.4 Teoría de la discriminación estadística 11
3.5 Especificación del modelo teórico 12
4. MARCO REFERENCIAL 16
4.1 Estado del arte 16
5. MARCO METODOLÓGICO 24
5.1 Operacionalización de las variables 28
6. RESULTADOS Y DISCUSIÓN 31
6.1 Caracterización del mercado laboral de los economistas en Colombia 31
6.2 Ejercicio econométrico 41
6.3 Ejercicio adicional 48
7. CONCLUSIONES 52
8. RECOMENDACIONES 56
9. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS 57
10. ANEXOS 63

LISTA DE TABLAS

Tabla 1. Variables independientes para estimar ingresos laborales de los economistas 28

Tabla 2. Variables independientes con corrección de selectividad muestral para economistas ... 29

Tabla 3. Variables independientes de la ecuación modificada para economistas..... 30

Tabla 4. Estadísticas descriptivas del mercado laboral de economistas y profesiones afines 31

Tabla 5. Economistas según rama de actividad económica en Colombia 40

Tabla 6. Estimaciones de ecuaciones mincerianas para economistas y carreras afines..... 42

Tabla 7. Estimación de ecuación minceriana con efecto diferencial para economistas 49

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Economistas por género en Colombia 34

Gráfico 2. Economistas por posición en el hogar en Colombia..... 35

Gráfico 3. Economistas por estado civil en Colombia..... 36

Gráfico 4. Economistas por titulo o diploma recibido en Colombia 37

Gráfico 5. Economistas por tipo de contrato en Colombia..... 38

Gráfico 6. Economistas por tamaño de firma en Colombia..... 39

Gráfico 7. Economistas por posición ocupacional en Colombia 39

1. INTRODUCCIÓN

La formación académica y personal durante el periodo escolar, así como el entrenamiento laboral comprenden decisiones de inversión que se evalúan bajo un panorama de incertidumbre sobre consideraciones futuras. Este tipo de decisiones implican un análisis de costo-beneficio y una evaluación de los rendimientos futuros esperados de la productividad del trabajo durante el ciclo de vida laboral. A partir de los trabajos pioneros de Becker (1962), Schultz (1963), Ben Porath (1967) y Mincer (1974), la literatura económica de los mercados de trabajo ha estudiado ampliamente los determinantes de los ingresos laborales, los cuales han demostrado con la teoría del capital humano que la acumulación de conocimientos y habilidades son factores determinantes en la obtención de beneficios futuros pecuniarios y no pecuniarios para los individuos.

La teoría del capital humano ha sido extensivamente documentada en muchas investigaciones de carácter internacional y nacional. En el caso de Colombia, abundan los trabajos investigativos que han identificado el impacto de la acumulación del stock de capital humano en la formación de los ingresos laborales [(Selowsky, 1968); (González, 1982); (Tenjo, 1993); (Arias & Chaves, 2002); (Castellar & Uribe, 2003) y (Prada, 2006)].

Esta investigación aborda los factores determinantes de los ingresos laborales de los economistas en Colombia para el tercer trimestre de los años 2010 y 2016, haciendo una aproximación desde los planteamientos teóricos de capital humano, en el cual se analiza el efecto de los rendimientos de la escolaridad y la experiencia potencial en las remuneraciones percibidas por estos profesionales. Para ello, se toman como referencia los datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para el tercer trimestre de los años 2010 y 2016. Posteriormente se estima un modelo empírico de ecuaciones mincerianas incluyendo variables de capital humano como: Escolaridad, Experiencia potencial y Experiencia al cuadrado.

En consonancia con el desarrollo del objetivo principal de la actual investigación se tendrán en consideración tres objetivos específicos; el primero de ellos busca caracterizar sociodemográficamente el mercado laboral de los economistas en Colombia para los años 2010 y 2016; el segundo se orienta a describir los elementos que definen la remuneración salarial de estos profesionales para el mismo periodo de estudio, con lo cual se posibilitará el tercer objetivo que permitirá comparar los principales elementos explicativos del ingreso laboral de los economistas frente a las profesiones afines.

La estructura del presente documento se desarrolla en 5 secciones, incluyendo primeramente este apartado introductorio, además del marco teórico y una revisión de la literatura sobre los determinantes de los ingresos laborales a nivel internacional y nacional. En la segunda sección se expone el planteamiento del problema y el enfoque metodológico. En la tercera y cuarta sección, se realiza un breve análisis de las

estadísticas descriptivas del mercado laboral de los economistas en Colombia y se discuten los ejercicios econométricos de los modelos mincerianos estimados. La última sección resume las conclusiones y recomendaciones de la investigación, así como se presentan las referencias bibliográficas y los anexos.

2. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

Según los economistas laborales, el estudio de los determinantes del capital humano es un componente crucial en el análisis de las decisiones de los individuos y la determinación de sus costos de oportunidad dentro del mercado laboral, sin embargo, la literatura económica ha documentado que estas decisiones se deben a muchos factores, dentro de los cuales se destacan las decisiones de acumulación de capital humano y físico, la fijación de precios (salarios), la interacción entre firmas y hogares en la asignación del factor trabajo, los vínculos del mercado laboral con la política económica y la dinámica demográfica de las sociedades. (Observatorio Laboral de la Universidad de Manizales [OLUM], s.f).

Las principales corrientes teóricas que han estudiado el comportamiento de los factores relacionados con la estructura salarial, lograron demostrar con las investigaciones desarrolladas por Mincer (1958), Schultz (1961) y Becker (1962) que los ingresos laborales están sujetos a las decisiones de los individuos de incrementar su stock de capital humano (Rodríguez J. , 2016). Diversos autores señalan que los vínculos entre educación y salario constituyen un problema empírico fundamental del análisis económico:

> La teoría económica, en múltiples estudios, plantea que existe una alta relación entre el salario real y la formación de los trabajadores, por lo tanto, se sugiere que la educación es un factor determinante de la productividad laboral. En general, se acepta que existe una alta complementariedad entre capital y educación, la cual se manifestaría no sólo en la

> mayor productividad resultado de la capacitación sino de la utilización más intensa del capital. No obstante, es necesario tener en cuenta que la educación es una variable que requiere de condiciones especiales para desarrollarse y para que genere los efectos correspondientes. (Piña, 2006, pág. 13)

La evidencia empírica internacional, incluida Colombia, muestra que en los países con menor desarrollo, la relación entre crecimiento salarial y educación no está estrechamente asociada "mientras en los países desarrollados el residuo o la productividad factorial explica el 70% del crecimiento, en los países en estado intermedio (Colombia) contribuyen a menos del 20%" (Sarmiento, 1996).

En este marco, el presente estudio pone al descubierto la necesidad de hacer análisis de tipo sectorial como instrumento orientador de las decisiones de inversión en capital humano en el mercado laboral colombiano, a fin de establecer un campo analítico de las características asociadas a la productividad laboral de los profesionales en economía.

Sobre la base de las consideraciones anteriores, esta investigación se orienta a responder el siguiente interrogante: ¿Cuáles son los determinantes de los ingresos laborales de los economistas en Colombia para el tercer trimestre de los años 2010 y 2016?

3. MARCO TEÓRICO

3.1 Teoría del capital humano

Existe amplia diversidad literaria en el ámbito nacional e internacional que ha analizado y cuantificado los determinantes de los ingresos de los trabajadores en el mercado laboral. La teoría del capital humano, propuesta por Mincer (1958), Schultz (1961) y Becker (1962), se ha convertido en uno de los principales referentes para comprender los determinantes de las remuneraciones salariales, dando evidencia empírica que resalta la importancia de la inversión en capital humano, como factor causal de los ingresos laborales de aquellos individuos que toman decisiones de invertir en educación (Cortés & Flórez, 2016).

Este enfoque en el mercado laboral sostiene que los ingresos laborales de los individuos, se explican por diferencias en su capital humano, desde la óptica del stock educativo o la experiencia que se adquiere en el puesto de trabajo (Becker, 1964). En el marco del planteamiento anterior, Jacob Mincer (1974) desarrolla una función que permite estudiar los efectos de la inversión en años de educación formal recibida y los años de experiencia laboral en los ingresos laborales de los individuos, atentos a su ciclo de vida, la cual se denota de la siguiente forma:

$$\boldsymbol{ln\, Wi = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + \varepsilon_i}$$

Donde W son los ingresos del individuo; S es el número de años de educación formal recibida; X son sus años de experiencia laboral; la cual se calcula teniendo en cuenta la modificación de los años trabajados por un individuo que trabaja tiempo completo

cuando finaliza sus estudios y $\boldsymbol{\varepsilon}$ es el término de perturbación aleatoria. Por motivo, de que en la realidad no se dispone de una variable que describa la experiencia laboral de los trabajadores, Mincer (1974) realiza un ajuste que define la experiencia laboral potencial, así:

$$\boldsymbol{X = a - S - 6}$$

Donde la experiencia laboral potencial (X) se especifica como la cantidad de años (a) que potencialmente un individuo puede haber trabajado, menos los años de educación formal (S) y menos 6, la edad a la cual empieza su proceso de educación.

Si se supone que se desarrollan los supuestos en los que opera la función minceriana, el valor del coeficiente de los años de educación formal (β_1) debe ser positivo y constante al arrojar un estimador de la tasa de retorno de un año adicional de estudio adquirido por los individuos. Por otra parte, si se sigue la teoría de los perfiles de edad e ingresos, es decir, en la medida que se adquiera mayor experiencia, los ingresos laborales individuales deben aumentar, pero la tasa de retorno de cada año de experiencia adicional genera un efecto menor sobre los ingresos que el año anterior (Gómez & Rojas, 2014). Se espera que al ser la función cóncava con respecto a la experiencia, se obtengan estimaciones de β_2 positivas y de β_3 negativas, indicando que las decisiones de los individuos por tener un mayor nivel de formación, generan una mayor productividad laboral esperada y, por tanto mejores ingresos salariales (Freire & Mercedes, 2010).

Es preciso comentar que la ecuación de ingresos de Mincer, se construye bajo postulados del modelo neoclásico de funcionamiento del mercado laboral, partiendo del hecho de que la productividad marginal de los trabajadores y el proceso competitivo de las condiciones de oferta son los determinantes de los ingresos salariales (Lugo & Salas, 2015). El enfoque neoclásico supone que la tasa de salarios se condiciona estrictamente a la probabilidad de los individuos de tomar cierto tipo de decisiones, entre esas enfrentarse a la disyuntiva de participar o no de la fuerza laboral (Uribe & Ortiz, 2006).

De esta forma, si se cumplen los supuestos establecidos en la teoría del capital humano, las diferencias salariales observadas entre los individuos vendrían explicadas, únicamente, por diferencias en capital humano a partir de la productividad marginal del trabajo (Salas, 2003a); Sin embargo, otros autores han considerado que los cambios en los niveles de productividad de un trabajador no sólo dependen de sus propias características individuales de capital, sino que también dependen de factores externos a las condiciones particulares de los individuos que explican los cambios en los niveles de productividad del trabajo (El-Attar & López-Bazo, 2009).

3.2 Teoría de la señalización y efecto Sheepskin

Los planteamientos que afirmaban que la educación garantizaba a los individuos mayores incrementos en la productividad se replantean cuando Arrow (1973), Spence (1973) y Stiglitz (1975) introducen el concepto de señalización como alternativa a la teoría de capital humano. Esta teoría se basa en una hipótesis muy diferente al plantearse la utilidad de la educación como un mecanismo por el que los individuos adquieren títulos

que los emplean como señales para ofrecer a los empleadores para que éstos establezcan las expectativas acerca de su productividad (Iglesias Garrido, 2005a). La señalización implica un proceso de autoselección, en el cual los individuos pueden crear sus posibilidades de salarios y de puestos de trabajo al educarse, porque a través de la enseñanza adquieren las señales que los posicionan de manera diferente ante el mercado de trabajo. Desde el punto de vista de los trabajadores, desde que perciben la posibilidad de aumentar las ganancias a través de la información de sus propias habilidades, intentarán aumentar los recursos destinados a adquirir esta información (Stiglitz, 1975) (Citado por Iglesias Garrido, 2005b).

La idea de señalización fue ampliada cuando Layard & Psacharopoulos (1974) y Hungerford & Solon (1987) en sus aplicaciones empíricas, consideraron que los empleadores tomaban como señales de habilidad aspectos más significativos que otros. Tal idea vendría a considerarse el supuesto principal de lo que se conoce como el efecto Sheepskin o credencialismo, el cual expone que los salarios deben crecer más rápido por año extra de educación, siempre y cuando se materialice en la obtención de una titulación (Gamboa, Muñoz, & Aristazábal, 2009). El argumento básico del efecto es que los empleadores usan la información proporcionada por el diploma como una señal que está positivamente correlacionada con la productividad no observable de los trabajadores (Merlo, 2009).

En el efecto Sheepskin, la educación serviría como requisito de admisión para ciertas profesiones de modo que las firman ofrecerían salarios más altos y mejores trabajos a los que poseyeran un título. Los trabajadores con estudios inferiores serían apartados de los puestos en los que hay buenas oportunidades de adquirir más formación y ascender, no necesariamente a causa de su incapacidad para realizar ese trabajo sino simplemente porque no tienen el título requerido (Pons, 2004) .

3.3 Teoría de la heterogeneidad del capital humano

Teniendo en cuenta lo mencionado anteriormente, la educación y la experiencia podrían ser los principales elementos explicativos de la determinación de los salarios, lo que se recoge en los planteamientos de la teoría del capital humano y la señalización. Sin embargo, para el análisis del mercado de trabajo, Becker (1962) modifica la teoría neoclásica en un supuesto fundamental: el factor trabajo no es homogéneo sino diferenciado en categorías ocupacionales y otros factores de calidad de la mano de obra.

Becker (1962) introduce el concepto del capital humano como factor explicativo principal de la heterogeneidad del factor trabajo y de las diferencias salariales; los individuos acuden al mercado de trabajo con niveles diferentes de stocks de capital humano de acuerdo con su dotación innata y la formación que poseen, lo cual origina la diversidad de grupos o subgrupos que no son fácilmente sustituibles entre sí en el mercado laboral. Estas heterogeneidades del capital humano en el corto plazo, provocan diferencias salariales debido a las discrepancias productivas entre los trabajadores. A largo plazo, los individuos pueden trasladarse a ocupaciones mejor remuneradas, pero la

intensidad de movimiento se determina por las inversiones en capital humano y la capacidad inherente de los individuos para asimilar la educación y la formación (McConnell, Brue, & MacPherson, 2007).

3.4 Teoría de la discriminación estadística

No obstante, la literatura económica aborda otros aspectos como la habilidad, la motivación, los factores demográficos, las asimetrías de la información, los elementos institucionales y sociales, así como determinadas características personales que también intervienen en la formación de los salarios (Iglesias Garrido, 2005c). Según Phelps (1972) y Arrow (1973) cuando hay información asimétrica acerca de los características de los trabajadores, el mercado laboral opera de manera imperfecta y los empleadores se basan en características visibles de los trabajadores, tales como raza y género para tomar decisiones en cuanto al salario para ofrecer, además de predicciones imprecisas de la productividad como edad, nivel de estudios, experiencia, etcétera. Esto debido a que en muchas ocasiones obtener información adicional sobre la productividad y confiabilidad de los individuos resulta muy costoso.

El argumento anterior constituye la base fundamental del modelo de discriminación estadística, basándose en la premisa que las firmas tienen limitada información acerca de las habilidades y productividad de los aspirantes, en particular, de lo más jóvenes con poca historia laboral. En tal situación, las firmas tienen un incentivo para usar las características fáciles de observar para discriminar estadísticamente entre trabajadores si

esos atributos están correlacionadas con el desempeño laboral, enfrentándose a un panorama de incertidumbre (Abadía Alvarado, 2005).

3.5 Especificación del modelo teórico

El modelo de capital humano establece que la inversión realizada en educación formal genera utilidades según el grado de escolaridad. La tasa de rendimiento es igual a la diferencia de ingresos devengados (Becker, 1964), la cual se esboza como sigue:

$$r_1 = \frac{(Y_1 - Y_0)}{Y_0} \qquad (1)$$

Donde:

Y_1= Ingreso de un individuo después del primer año de escolaridad.

Y_0= Ingreso de un individuo sin años de escolaridad.

Para el segundo año, la tasa de retorno de la escolaridad se formaliza así:

$$r_2 = \frac{(Y_2 - Y_1)}{Y_1} \qquad (2)$$

Donde:

Y_2= Ingreso de un individuo después del segundo año de escolaridad.

Y_1= Ingreso de un individuo después del primer año de escolaridad.

Al despejar en la ecuación (2) Y_2 en función de Y_1 y de la tasa de retorno r_2, se tiene:

$$Y_2 = r_2 Y_1 + Y_1 \quad \Longrightarrow \quad Y_2 = Y_1(1 + r_2) \qquad (2a)$$

Luego, se despeja de la ecuación (1) Y_1, obteniéndose:

$$Y_1 = Y_0(1 + r_1) \qquad (2b)$$

Sustituyendo la ecuación (2b) en (2a), se tiene:

$$Y_2 = Y_0(1 + r_2) = Y_0(1 + r_1)\,(1 + r_2) \qquad (3)$$

Generalizando para la obtención de valor del ingreso laboral para n años de escolaridad:

$$Y_n = Y_0(1 + r_1)(1 + r_2) \ldots\ldots (1 + r_n) \qquad (4)$$

Si la tasa de retorno es constante para todos los años de escolaridad, implica que se puede utilizar $r_1 = r_1 = \ldots = r_n = r$; y si (1+r) se aproxima a una función exponencial e^{nr}, como lo infiere el modelo, y se incorpora e^u como término residual, se obtiene:

$$Y_n = Y_0 e^{nr} e^u \qquad (5)$$

Con el logaritmo natural a ambos miembros, se obtiene:

$$lnY_n = lnY_0 + nr + u \qquad (6)$$

La ecuación 6 representa una función estadística del ingreso, donde su logaritmo natural con n años de escolaridad (lnY_n) está en función del logaritmo natural del ingreso en ausencia de ella (lnY_0), más su tasa de retorno (r) multiplicada por los años de

escolaridad (n), y se añade el término residual (u). Sin embargo, los ingresos además de depender de la escolaridad guardan relación con la experiencia laboral y su profundización. Finalmente, se especifican las ecuaciones desarrolladas:

$$lnW_i = \alpha + \sum_{i=1}^{9} \beta_i \, Esc_i + \lambda_1 Exp_i + \lambda_1 Exp_i^2 + \mu_i \tag{7}$$

$$lnW_i = \alpha + \sum_{i=1}^{9} \beta_i \, Esc_i + \lambda_1 Exp_i + \lambda_1 Exp_i^2 + \delta Z_i + \mu_i \tag{8}$$

En la ecuación (7), la variable dependiente lnW_i corresponde al logaritmo natural del ingreso laboral del individuo i, Esc_i denota los años de escolaridad asumidos como variable proxy de capital humano, Exp_i denota la experiencia laboral y μ_i es el término de error estocástico con distribución normal, media cero y varianza constante que captura el efecto variables omitidas. La ecuación (8) con el componente Z_i captura otros tipos de atributos o cualidades.

Las estimaciones desarrolladas en la ecuación (7) y (8) asumen que las características de capital humano tienen un retorno similar para cada grupo de individuos. Es pertinente determinar si existe heterogeneidad de dotaciones en capital humano entre cada grupo de profesionales o si la disparidad de los ingresos laborales no puede ser explicada por diferencias en sus productividades individuales. Para ello, se acude a ecuaciones de Mincer separadas para cada grupo de profesionales: economistas (oficio09), contadores (oficio11), administradores de empresas (oficio21) y Colombia

(Col). La variable dependiente y las independientes son las mismas mencionadas anteriormente en la ecuación (7), con la particularidad de corresponder a cada oficio.

$$lnW_{oficio09} = \alpha + \sum_{i=1}^{9} \beta_i \, Esc_{oficio09} + \lambda_1 Exp_{oficio09} + \lambda_1 Exp^2_{oficio09} + \mu_i \qquad (9)$$

$$lnW_{oficio11} = \alpha + \sum_{i=1}^{9} \beta_i \, Esc_{oficio11} + \lambda_1 Exp_{oficio11} + \lambda_1 Exp^2_{oficio11} + \mu_i \qquad (10)$$

$$lnW_{oficio21} = \alpha + \sum_{i=1}^{9} \beta_i \, Esc_{oficio21} + \lambda_1 Exp_{oficio21} + \lambda_1 Exp^2_{oficio21} + \mu_i \qquad (11)$$

$$lnW_{col} = \alpha + \sum_{i=1}^{9} \beta_i \, Esc_{col} + \lambda_1 Exp_{col} + \lambda_1 Exp^2_{col} + \mu_i \qquad (12)$$

4. MARCO REFERENCIAL

4.1 Estado del arte

Existe un creciente interés de la literatura especializada por estimar los determinantes salariales de los agentes económicos en el mercado laboral, para ello se ha acudido al uso de las ecuaciones mincerianas y de las funciones generatrices de ingresos, las cuales regularmente contemplan fuentes de información representadas en ejercicios econométricos que tienen en cuenta la educación, la experiencia laboral y atributos relacionados con el trabajador, para ofrecer una visión estándar del mercado de trabajo.

En este acervo empírico, se encuentran a nivel internacional el trabajo de Pons y Blanco (2000), quienes realizan una investigación para España, haciendo uso de los microdatos entregados por la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de clase (ECBC), realizada por la Comunidad de Madrid, el Instituto Nacional de Estadística (INE) y el Instituto de la mujer (INMUJER) en 1991. El análisis fue desarrollado mediante un modelo switching endógeno que tiene como variable dependiente el logaritmo del salario por hora y como variables explicativas, los años de educación, la experiencia, la experiencia la cuadrado, la antigüedad en el puesto de trabajo, el género, la región y el tamaño del municipio de residencia. Los resultados obtenidos, apuntan que la educación se retribuye fundamentalmente por la mayor productividad que propicia y que la edad tiene un efecto positivo y creciente con la experiencia laboral, confirmando la vigencia de la teoría de capital humano.

Salas (2003b), hace un estudio de los determinantes salariales en el mercado laboral de los titulados universitarios en España, estimando un modelo mixto oferta-demanda de determinación de ganancias que incorpora variables de capital humano como educación formal y experiencia en el puesto de trabajo de los graduados, a partir de los datos procedentes de una encuesta postal orientada a titulados en los Colegios profesionales de Granada-España. Dentro de los hallazgos obtenidos, encuentra que tanto la educación superior percibida por los titulados como los años de experiencia acumulada en el mercado laboral son factores determinantes en los ingresos salariales, sin embargo, las tasas de retorno de la escolaridad para el nivel universitario son menores si se estima un modelo de oferta-demanda que incluya variables relacionadas con el tipo de empresa o la rama de actividad.

Más adelante, Almendarez y Urciaga (2008) analizan los salarios en la frontera norte de México, a partir de los rendimientos privados de la educación, para ello siguen la evidencia internacional, la cual indica que los rendimientos de la escolaridad guardan una relación directa y permanente con la educación. Teniendo en cuenta la información estadistica consignada en la Encuesta Nacional de Empleo Urbano 2002 (ENEU), estiman un modelo minceriano en el que explican el logaritmo natural de los ingresos laborales por hora, a partir de la escolaridad, la experiencia y a factores individuales como habilidad, localización, atributos personales, y zona de vivienda. Los resultados obtenidos de esta investigación, muestran que el retorno de la educación formal es de aproximadamente el 10%, asociado a un factor territorial que tiene en cuenta el nivel de

estudios y la renta salarial, la cual se incrementa con los años de educación, teniendo un efecto mayor para los niveles de pregrado y posgrado.

De igual forma, Varela y Ocegueda (2010), estiman una ecuación de Mincer para los jefes de Hogar en México, siguiendo los planteamientos teóricos y empíricos propuestos por la teoría de capital humano. Para ello, acuden a información estadistica de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2006, que reposa en el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Metodológicamente proponen un modelo semilogarítmico de los ingresos laborales de los jefes de hogar que tiene como regresores los años de escolaridad, la experiencia potencial y un componente cualitativo que captura atributos como el género, estrato socioeconómico, tipo de contrato (fijo o indefinido), pertenecer a un sindicato y zona de residencia. Luego de aplicar el filtro de corrección de selectividad de Heckman, concluyen que existe una relación directa entre el crecimiento de los salarios y los años de escolaridad, sin embargo, la tasa de rentabilidad marginal difiere con el grado de educación formal recibida.

También, Kido Cruz (2014) realiza un estudio empírico para México desde el modelo teórico de capital humano, a partir de las series estadísticas consignadas en la Encuesta Nacional de Ingreso Gasto de Hogares 1980-2010 (ENIGH). Para ello, realiza la estimación de una función de producción con componentes logarítmicos en su forma estructural con información sobre la edad, la escolaridad y el nivel de sueldos de los individuos jefes de hogar (ecuación de Mincer). Los resultados obtenidos sugieren que la elasticidad de los ingresos laborales en el largo plazo es de 0.135, lo cual indica que un

año más de educación incrementa la remuneración salarial en 13,5%, dando soporte empírico para intuir que el modelo de capital humano brinda mayor explicación en el comportamiento de los ingresos personales en México.

Pincheira y Herrera (2015) hacen un análisis exploratorio de los determinantes del ingreso de los ocupados a nivel nacional y regional en Chile, con datos transversales de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2011. Para ello, apelan al modelo de regresión de Mincer, por medio de una ecuación ampliada que responde al logaritmo del ingreso de las ocupaciones principales a partir de los años de escolaridad, los años de experiencia laboral, la experiencia al cuadrado, el género, la edad y los años de educación de los padres del encuestado. Se obtuvo como resultado que los determinantes con mayor relevancia en Chile son: años de escolaridad, experiencia laboral y edad. Además, demostraron que existe una relación significativa entre los ingresos laborales de los ocupados y los años de escolaridad que posee cada individuo, señalando que el retorno promedio del componente educativo es del 10% en las remuneraciones salariales percibidas por los intergrupos de asalariados.

Ramos, Coble, Elfernan, y Soto (2009) analizan los determinantes salariales entre profesionales, teniendo como base la información laboral del Departamento de Evaluación, Medición y Registro educacional de la Universidad de Chile (DEMRE). La metodología utilizada es la de MCO, siguiendo los planteamientos empíricos de la ecuación de Mincer para obtener las tasas de retorno de la escolaridad, la experiencia

lineal y la experiencia cuadrática, además incorporan cinco variable dummies que corresponden a niveles de educación media, técnica, técnica profesional, profesional y postgrado. De esta manera se establece que los primeros años de experiencia elevan el ingreso laboral en 5%, la carrera misma afecta el nivel salarial (las ingenierías e ingeniería comercial elevan el salario cerca del 20%); así mismo corroboran que los profesionales con mayores años de educación, cualquiera que sea, perciben aumentos de casi 10% en sus salarios.

En el ámbito nacional, se destacan estudios como el de Forero Ramírez y Ramírez Gómez (2008a), quienes explican el nivel de los ingresos laborales de los graduados universitarios en Colombia a partir de variables como: escolaridad, edad, edad al cuadrado, género, región de residencia, nivel educativo de los padres, área de conocimiento, tipo de vinculación contractual y naturaleza de la institución que emite el título, por medio de la Herramienta de Seguimiento a Graduados (HSG) y teniendo como referente, la teoría de capital humano. Para ello, realizan tres estimaciones econométricas por los métodos de MCO, Probit Ordenado (PO) y Regresión Intervalo (RI), con las transformaciones respectivas de la variable de ingreso. Los resultados obtenidos muestran que mayores años de escolaridad generan un efecto positivo sobre los ingresos laborales de los profesionales, confirmando que el mercado laboral colombiano no sólo remunera el título obtenido por el trabajador, sino el capital humano acumulado.

Más adelante, Mafla (2013) hace un estudio de la diferenciación salarial de los economistas en Colombia, siguiendo la teoría de acumulación del capital humano. Para ello, estima un modelo probit multinomial ordenado en el cual se explica el nivel de ingreso salarial por variables como: experiencia potencial, experiencia al cuadrado, número de economistas sobre total de profesionales, género, tipo de institución de egreso y región de graduación. Tomando de referencia los datos provenientes del Observatorio Laboral para la Educación (OLE) entre los años 2001-2007, concluye que la educación y el entrenamiento en el trabajo, influyen positivamente en la probabilidad de devengar niveles más altos de salarios, logrando demostrar que los economistas que perciben entre 2 y 3 millones de pesos, aumentan sus ingresos laborales en 1,1% y 1,2%, con un año adicional de escolaridad y experiencia laboral, respectivamente.

Valero Obando, Vega Aponte, Almonacid Hurtado y Támara Ayús (2013), modelan los determinantes de los ingresos laborales de los contadores públicos de la Universidad EAFIT. Para ello, hacen uso de una ecuación minceriana donde el logaritmo del ingreso se explica por los años de educación, la experiencia laboral y el cuadrado de esta. Luego, con el fin de disponer de una especificación más robusta, estimaron por MCO la ecuación de Mincer, incluyendo variables socioeconómicas como género y estado civil; finalmente se generó una tercera modelación minceriana que incluyó variables como el tipo de empleador, empresa pública o privada, ámbito de la empresa y los cargos dentro de las organizaciones. Los resultados fueron que quienes están en un cargo laboral superior perciben primas por encima de la media en un 70%, el estar empleado en empresas

multinacionales, el vivir en estratos altos, pertenecer al género masculino y poseer un mayor número de años de experiencia profesional garantiza mejores ingresos que los demás profesionales de esta rama.

También, Ardila (2013) siguiendo una ecuación tipo Mincer, establece en su investigación una correlación entre los salarios de los recién egresados de educación superior de la Pontificia Universidad Javeriana con respecto al perfil educativo y los ingresos que tienen, incluyendo como variables explicativas la edad, género, si el egresado es jefe de hogar, su nivel educativo y el de sus padres, el lugar de residencia, la actividad económica donde labora y el tipo de ocupación. Se incluyen también dos variables dicotómicas para identificar a los egresados que recibieron algún apoyo financiero y el programa académico al que pertenecen. Se obtiene que los profesionales con mayores años de escolaridad y experiencia laboral tienen una probabilidad cercana al 76% de percibir ingresos laborales más altos. Así también, el tipo de título obtenido, las notas de los egresados y el cursar un posgrado tienen una atención especial y diferenciadora en la productividad y en las expectativas que generan.

Más adelante, Gómez Rodríguez y Rojas Velásquez (2014) realizan un análisis de los ingresos de los técnicos y tecnólogos egresados de las ciencias administrativas y afines en Colombia desde la perspectiva del capital humano para el periodo 2001-2012, con la información del Observatorio Laboral para la Educación del Ministerio de Educación Nacional (OLE), siguiendo una metodología de corte cuantitativo con estadística descriptiva, que se agrupa con medidas de tendencia central hacia un valor medio. La

conclusión más relevante es que a mayores años de escolaridad, en el caso, de seguir el proceso académico de técnico a tecnólogo, los salarios aumentan. Adicionalmente, al acumular años de experiencia en el trabajo, también se acrecientan las remuneraciones laborales.

Otro estudio interesante a nivel nacional, es el que realizó Ortiz, Erazo y Burgos (2015), los cuales estimaron el impacto de un año adicional de estudios en las rentas laborales de los habitantes del Municipio de Pasto en los años 2008-2010, por medio de un modelo semilogarítmico, usando como variable dependiente el logaritmo de los ingresos y como variables independientes los años de educación, la experiencia laboral y el cuadrado de ésta, más controles adicionales con datos de 4.797 individuos y de 1.123 hogares. Dentro de las conclusiones obtenidas, establecieron que un año adicional de educación aumenta aproximadamente en 5,11% el ingreso de los pastusos. Igualmente, un año adicional de educación incrementa en 3,5% la probabilidad de encontrar empleo en el municipio de Pasto.

5. MARCO METODOLÓGICO

La presente investigación sigue un diseño descriptivo, deductivo y cuantitativo, ya que pretende identificar los factores determinantes del ingreso laboral de los economistas en Colombia para el tercer trimestre de los años 2010 y 2016. Se constituye como descriptivo, dado que los datos encontrados sirven para analizar cómo se manifiestan los salarios de estos profesionales, detallándose mediante estadísticas descriptivas las características laborales y socioeconómicas de los mismos. De igual forma, se considera deductivo, debido a que los elementos explicativos del salario se encuentran definidos a partir de los indicadores encontrados en las modelaciones empíricas planteadas. Adicionalmente, cabe anotar que el desarrollo del actual documento es cuantitativo, ya que se realizan estimaciones econométricas que aproximan el fenómeno estudiado.

En primer lugar, se requerirá de información secundaria, obtenida del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) a partir de los microdatos con corte transversal de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para el tercer trimestre de los años 2010 y 2016. El tamaño de la muestra mensual que siguen los microdatos corresponde a 23.000 hogares al año 2010 y 20.669 para el año 2016, teniendo cobertura geográfica para áreas urbanas (cabecera), áreas rurales (resto) y áreas metropolitanas. Para el desarrollo de la investigación se hace una depuración de los capítulos: 10 (Características generales), 50 (Fuerza de trabajo), 60 (Ocupados), 70 (Desocupados) por medio del Software STATA/SE 12.0.

Seguidamente, se realizará un análisis descriptivo del mercado laboral de los economistas en Colombia, a partir de los datos de la GEIH, mencionando información estadística de las principales variables descritas en la teoría de capital humano y algunos indicadores labores y socioeconómicos como: ingreso promedio, nivel de escolaridad, experiencia potencial, edad media, género, parentesco, estado conyugal, titulo o diploma de mayor nivel recibido, tipo de contratación, tamaño de la firma, posición ocupacional y rama de actividad económica.

Posteriormente para el alcance del objetivo general de la actual investigación, se emplea la función de ingresos minceriana bajo Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para estudiar los efectos de la inversión en educación y la formación laboral en el nivel, composición y distribución interpersonal de los ingresos en el ciclo de vida de los individuos, descrita por Mincer (1974), y planteada de la siguiente forma semilogarítmica:

$$\boldsymbol{ln\, Wi = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + u_i}$$

Donde, ($\boldsymbol{ln\, Wi}$) es el logaritmo del ingreso (en el caso específico de esta investigación se tomó como variable dependiente el logaritmo natural del salario de los individuos bajo estudio), y las variables independientes son los años de educación ($\boldsymbol{S_i}$), la experiencia laboral ($\boldsymbol{X_i}$), el cuadrado de la experiencia ($\boldsymbol{X_i^2}$) y el término de error de estimación ($\boldsymbol{u_i}$).

Este planteamiento permite conocer las variables que son estadísticamente significativas para explicar los ingresos laborales de los economistas en el mercado laboral de Colombia durante los años 2010 y 2016, así como expresar el incremento porcentual en el salario de estos profesionales, por cada año de educación formal y experiencia laboral adicional en su ciclo de vida. En la aplicación empírica de este tipo de modelos mincerianos, suele evidenciarse una serie de errores de sesgo en la estimación de parámetros, debido a la dificultad en la medición de ciertas variables. Los estimativos de los coeficientes tienden a sesgarse por la no inclusión de los individuos que no laboran al tiempo que se realiza la medición (Tenjo, Rivero, & Bernat, 2005).

Por tanto, se procede a realizar las respectivas correcciones por la metodología definida por Heckman (1979), mediante la cual se desarrollan estimaciones en dos etapas: una inicial, en la que se estima un modelo probit que calcula la probabilidad de los individuos pertenecientes a la población en edad de trabajar (PET) de hacer parte del mercado laboral usando la siguiente ecuación de participación laboral:

$$\boldsymbol{PEA = \beta_0 + \beta_1 * Parentesco + \beta_2 * Estcony + \beta_3 * Edad + u_i}$$

En donde:

PEA: Población Económicamente Activa.

Parentesco: Variable dicótoma. Registra valor de 1 cuando es jefe de hogar, 0 en otro caso.

Estcony: Estado Conyugal. Variable dicótoma. Toma valor de 1 si el encuestado está casado, 0 en otro caso.

Edad: Edad del encuestado.

Luego de estimarse la ecuación probabilística y a partir de los errores de la misma; se hace el cálculo del inverso de la razón de Mill, como sigue:

$$\boldsymbol{\lambda = [\phi(Z_i)]: [1 - \varphi(-Z_i)]}$$

Donde, $\boldsymbol{Z_i}$ proviene de la ecuación probit; los parámetros $\boldsymbol{\phi}$ y $\boldsymbol{\varphi}$ son la función de densidad de una variable aleatoria normal estándar y la función de distribución acumulada, respectivamente. $\boldsymbol{\lambda}$ se incluye como regresor en el modelo global durante la segunda etapa de estimación para eliminar el sesgo. Finalmente, se estima un modelo (MCO), introduciendo el valor de lambda ($\boldsymbol{\lambda}$) como regresor adicional en la ecuación de ingresos inicial para Colombia. Debe aclararse que al no disponer de frecuencia censurada por reporte de ingreso laboral a nivel de oficios, no se puede estimar la ecuación de corrección de selectividad muestral para las profesiones estudiadas en la presente investigación. Para el caso de Colombia, los resultados estimados a través de la modelación bietápica de Heckman, mantuvieron resultados consistentes.

Por otra parte, con el objetivo de captar el efecto diferencial de ser economista en el logaritmo de los ingresos laborales del mercado de trabajo en Colombia, se realiza una modificación funcional a la ecuación de Mincer (MCO), quedando de la siguiente forma:

$$\boldsymbol{ln\, Wi = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + \beta_4 oficio09n_i + u_i}$$

Donde, ($\boldsymbol{ln\, Wi}$) es el logaritmo natural de los ingresos laborales del total de los individuos en Colombia, explicados por los años de educación ($\boldsymbol{S_i}$), la experiencia laboral potencial ($\boldsymbol{X_i}$), el cuadrado de la experiencia potencial ($\boldsymbol{X_i^2}$), el atributo de

desempeñarse como economista ($\boldsymbol{\beta_4 oficio09n_i}$) y el término de error de estimación ($\boldsymbol{u_i}$).

Seguidamente, para verificar la presencia de sesgo de selección muestral en la ecuación transformada anteriormente y obtener estimadores consistentes y asintóticamente eficientes bajo el supuesto de normalidad y homocedasticidad del término de error no censurado, se acude a la metodología definida por Heckman (1979) como se esbozó inicialmente.

5.1 Operacionalización de las variables

Las variables descritas en la ecuación inicial de Mincer en la que se expresan los ingresos laborales en función de distribución del capital humano acumulado, es decir, los años de escolaridad, los años de experiencia potencial en el mercado de trabajo y la experiencia al cuadrado, se ilustran a continuación (Véase tabla 1).

Tabla 1
Variables independientes de la ecuación de Mincer para estimar ingresos laborales de los economistas en Colombia

Variable	Descripción	Definición operacional	Resultado esperado del estimador que acompaña la variable
Escolaridad (ESC)	Número de años de escolaridad alcanzados	Variable numérica	Efecto positivo en los ingresos laborales. Si los individuos tienen un mayor nivel de estudios pueden obtener salarios más altos. ($B_1 > 0$)
Experiencia potencial (Ex)	Años de experiencia laboral potencial del individuo	Variable Proxy: Edad-ESC-5	Efecto positivo en los ingresos laborales. Si los individuos tienen un mayor nivel de experiencia pueden obtener salario potencial de mercado mucho mayor. ($B_2 > 0$)
Experiencia^2 (Ex2)	El cuadrado de la experiencia	Variable numérica	Efecto negativo en los ingresos laborales. Esta variable capta el efecto marginal decreciente de la edad y la experiencia. ($B_3 < 0$)

Fuente: Elaboración propia

La segunda modelación que incluye la técnica bietápica de Heckman (1979) garantiza la consistencia de los parámetros estimados, a partir de estimaciones más robustas respecto a la corrección de errores de sesgo muestral. Para tal propósito se tienen en cuenta las variables descritas a continuación: (Véase tabla 2)

Tabla 2
Variables independientes de la ecuación de Mincer con filtro de corrección de selectividad muestral para estimar ingresos laborales de los economistas en Colombia

Variable	Descripción	Definición operacional	Resultado esperado del estimador que acompaña la variable
Escolaridad (ESC)	Número de años de escolaridad alcanzados	Variable numérica	Efecto positivo en los ingresos laborales. Si los individuos tienen un mayor nivel de estudios pueden obtener salarios más altos. ($B_1 > 0$)
Experiencia potencial (Ex)	Años de experiencia laboral potencial del individuo	Variable Proxy: Edad-ESC-5	Efecto positivo en los ingresos laborales. Si los individuos tienen un mayor nivel de experiencia pueden obtener salario potencial de mercado mucho mayor. ($B_2 > 0$)
Experiencia^2 (Ex2)	El cuadrado de la experiencia	Variable numérica	Efecto negativo en los ingresos laborales. Esta variable capta el efecto marginal decreciente de la edad y la experiencia. ($B_3 < 0$)
Parentesco (Parentesco)	Posición en el hogar del individuo	Variable categórica 1= Jefe de hogar 0= No ser Jefe de hogar	Efecto positivo en los ingresos laborales de los jefes de hogar. ($B_4 > 0$)
Estado conyugal (Estcony)	Estado civil del individuo	Variable categórica 1=Estar casado o con pareja 0= No estar casado o no tener pareja	Efecto positivo en los ingresos laborales de los que están casados o en pareja. ($B_5 > 0$)

Fuente: Elaboración propia

Finalmente, la ecuación minceriana modificada que además de explicarse por los años de educación, la experiencia potencial y la experiencia al cuadrado, incorpora la variable dicótoma del "efecto economista", especificándose en la siguiente tabla: (Véase tabla 3)

Tabla 3
Variables independientes de la ecuación de Mincer modificada para estimar ingresos laborales de los economistas en Colombia

Variable	Descripción	Definición operacional	Resultado esperado del estimador que acompaña la variable
Escolaridad (ESC)	Número de años de escolaridad alcanzados	Variable numérica	Efecto positivo en los ingresos laborales. Si los individuos tienen un mayor nivel de estudios pueden obtener salarios más altos. ($B_1 > 0$)
Experiencia potencial (Ex)	Años de experiencia laboral potencial del individuo	Variable Proxy: Edad-ESC-5	Efecto positivo en los ingresos laborales. Si los individuos tienen un mayor nivel de experiencia pueden obtener salario potencial de mercado mucho mayor. ($B_2 > 0$)
Experiencia^2 (Ex2)	El cuadrado de la experiencia	Variable numérica	Efecto negativo en los ingresos laborales. Esta variable capta el efecto marginal decreciente de la edad y la experiencia. ($B_3 < 0$)
Efecto economista (oficio09n)	Desempeñarse como economista	Variable categórica 1=Desempeñarse como economista 0=No desempeñarse como economista	Efecto positivo en los ingresos laborales de los que se desempeñan como economistas. ($B_4 > 0$)

Fuente: Elaboración propia

6. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

6.1 Caracterización del mercado laboral de los economistas en Colombia

En este apartado se hizo un análisis descriptivo de algunos indicadores demográficos, laborales y educativos para el mercado laboral de los economistas en Colombia, a partir de la información tomada en la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) correspondiente al tercer trimestre de los años 2010 y 2016. De igual forma, se presenta una breve distinción comparativa de variables de capital humano entre los profesionales en Economía, con respecto a la media nacional y a profesiones afines como Contaduría Pública y Administración de Empresas.

Tabla 4
Estadísticas descriptivas del mercado laboral de los economistas y profesiones afines en Colombia para los años 2010 y 2016.

	ECONOMISTAS		**CONTADORES**		**ADMINISTRADORES**		**COLOMBIA**	
	2010							
Variables	Media	Std. Err.	Media	Std. Err.	Media	Std. Err.	Media	Std. Err.
Escolaridad	16.09	2.46	16.71	1.71	15.98	3.07	5.25	4.45
Exp. potencial	18.34	15.54	17.78	9.95	22.73	13.18	15.59	22.06
Edad	39.7	16.24	39.4	9.95	41.2	11.88	29.8	20.68
Ingreso	**$1.995.178**	**$1.215.325**	**$2.230.860**	**$2.847.488**	**$2.385.114**	**$3.974.069**	**$712.548**	**$1.546.699**
Observaciones	73		683		1742		80.079	
Obs con factor de expansión	21.214		122.158		400.230		17.827.901	
	2016							
Variables	Media	Std. Err.	Media	Std. Err.	Media	Std. Err.	Media	Std. Err.
Escolaridad	16.64	1.27	16.74	1.6	14.43	3.82	5.59	4.64
Exp. potencial	13.55	8.77	16.2	11.07	21.84	12.09	16.75	23.18
Edad	35.2	8.86	37.94	11.12	41.28	11.24	35.48	10.75
Ingreso	**$3.228.612**	**$2.401.256**	**$2.457.236**	**$2.378.271**	**$3.614.463**	**$5.276.593**	**$672.453**	**$1.276.395**
Observaciones	31		446		1231		74.387	
Obs con factor de expansión	11.088		102.245		310.238		19.018.693	

Fuente: DANE, Gran Encuesta Integrada de Hogares (2010 y 2016). Elaboración Propia

Los indicadores laborales mostrados en la tabla 4 describen de forma agregada las variables pertinentes en la investigación. Se pudo evidenciar una tendencia creciente en la variación de los retornos de la escolaridad media para el caso de los economistas, contadores y Colombia, exceptuando a administradores de empresas los cuales redujeron los retornos medios a la educación en un 9,7% del año 2010 al 2016. Cabe anotar, que para el caso de los graduados en economía se refleja un crecimiento de esta variable del mismo modo que cae el nivel de dispersión, lo que lleva a intuir que la educación media creció en un valor representativo en el mercado laboral. Por su parte, la otra variable del modelo minceriano clásico (experiencia potencial media) disminuyó ligeramente entre las profesiones antes mencionadas, sin embargo, para el mercado laboral colombiano, se dio un leve crecimiento del parámetro medio que describe esta variable.

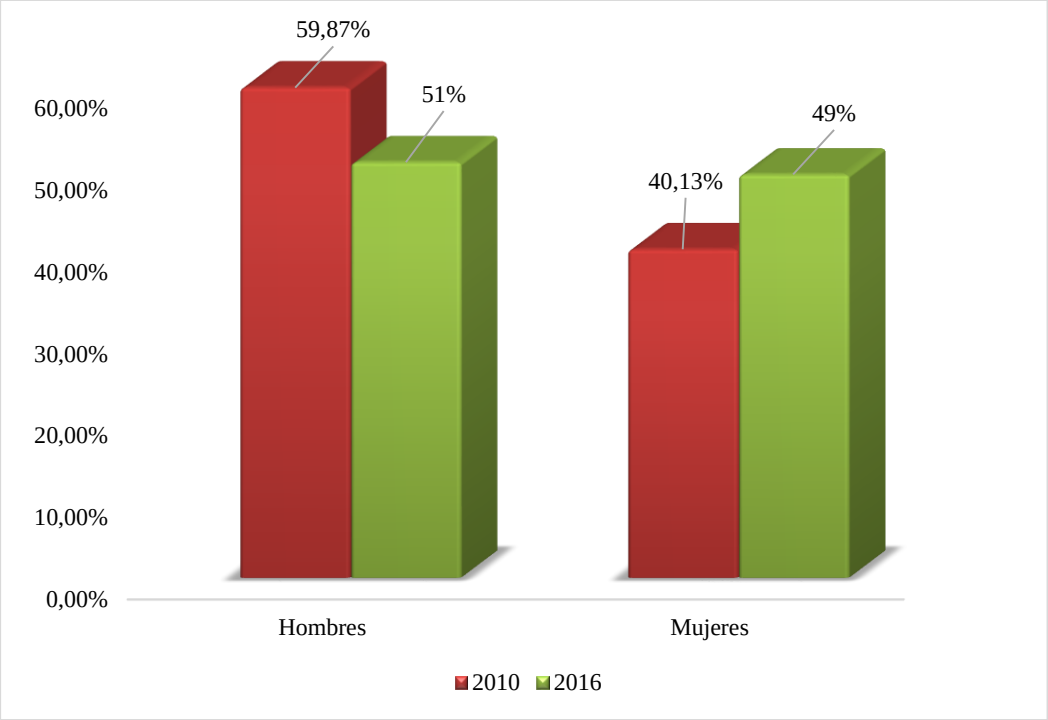
Un elemento a resaltar dentro del análisis del mercado laboral de los profesionales en economía en Colombia, tiene que ver con el hecho de que el ingreso medio laboral tuvo una tendencia creciente a lo largo de los años estudiados, reportando un incremento del 61,82%, traducidos en la transición de $1.995.178 pesos mensuales (2010), a $ 3.228.612 pesos mensuales en 2016, con un diferencial positivo entre los años de alrededor $1.233.434 pesos. Sin embargo, el ingreso medio laboral de los economistas para el año 2010, estuvo por debajo de profesiones afines tales como Contaduría Pública y Administración de Empresas. No obstante, para el tercer trimestre del año 2016, el ingreso laboral promedio de los economistas, superó el reporte salarial de los contadores

y la media nacional, pero se mantuvo ligeramente por debajo de los administradores de empresas.

Cabe resaltar que para ambos periodos, la media del ingreso laboral de los graduados en economía se mantuvo por encima de su desviación estándar, denotando mayor homogeneidad y representatividad en el mercado laboral que las demás profesiones afines, las cuales se caracterizaron por registrar mayor nivel de dispersión en las remuneraciones salariales.

Según la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), al año 2010, de un total de 21.392 titulaciones en economía en Colombia, 12.808 correspondieron al género masculino, mientras que 8.584 a mujeres, es decir, aproximadamente el 60% del total de la oferta laboral de economistas en el país fueron hombres, mientras que el 40% restante estuvo constituido por el género femenino. Para el año 2016, esta tendencia de predominio de la oferta masculina de economistas, se redujo notablemente y se equiparó con la formación de economistas de género femenino, dado por el hecho de que el 51% de las titulaciones se otorgaron a hombres, mientras que un cercano 49% a las mujeres (véase gráfico 1).

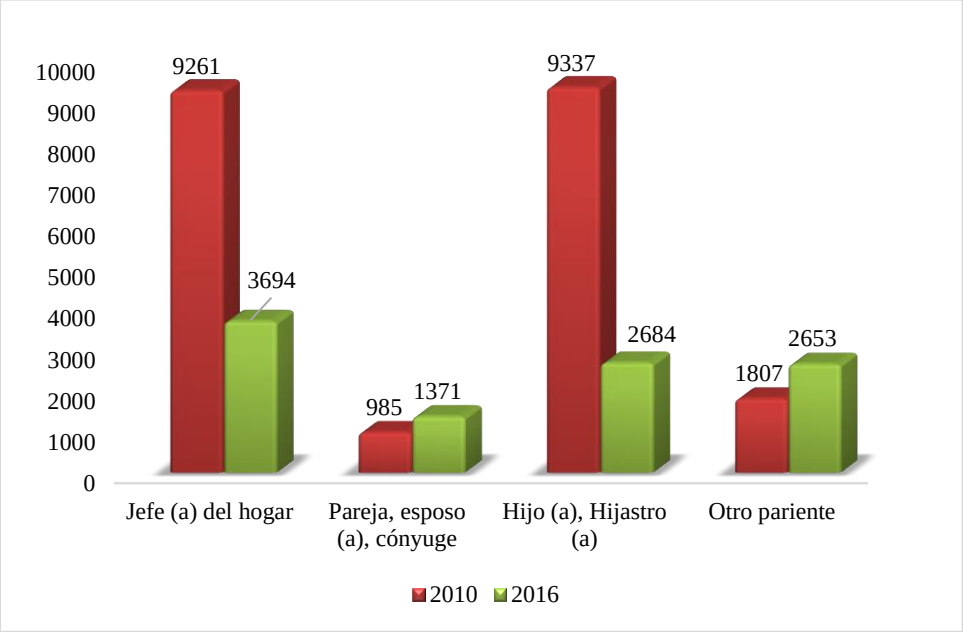
Gráfico 1
Economistas por género en Colombia para los años 2010 y 2016.



Fuente: DANE, Gran Encuesta Integrada de Hogares (2010 y 2016). Elaboración propia.

Otra característica que puede apreciarse es que la situación laboral para los economistas en Colombia durante los años 2010 y 2016 fue más intensiva en la posición de jefe de hogar (véase gráfico 2), este patrón de posición en la familia puede reflejar el hecho de que los jefes de hogar, como generadores de ingreso tienen presión a aceptar empleos y decidir ocuparse, mientras que los miembros secundarios pueden recibir financiación a través de las redes de apoyo familiar (Arango & Posada, 2003).

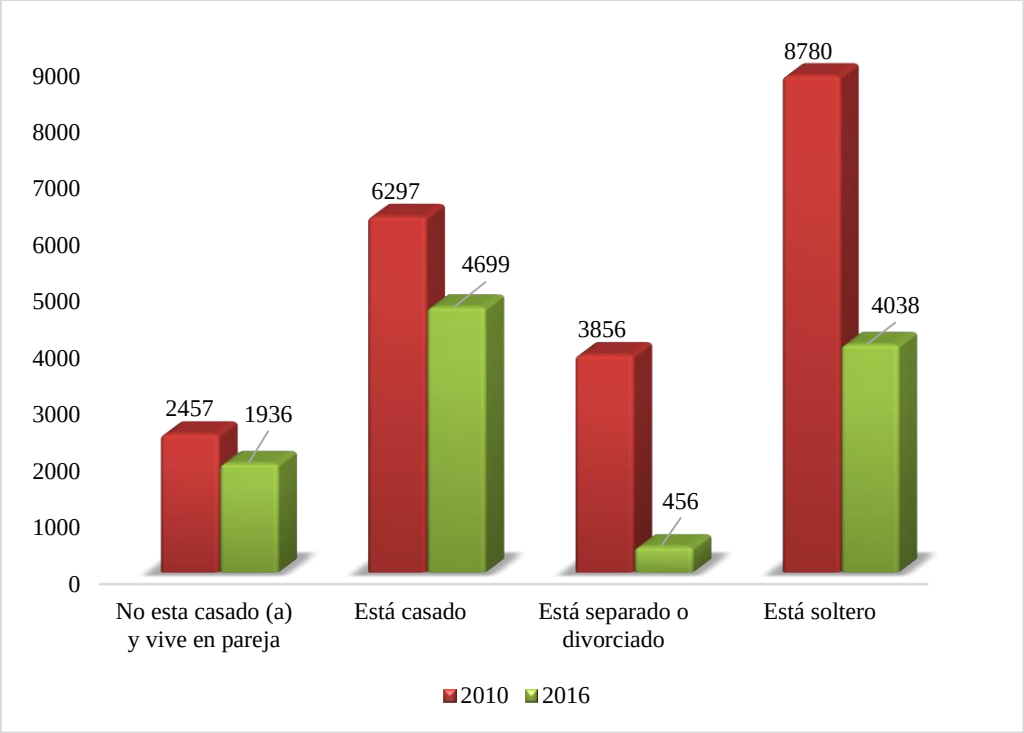
Gráfico 2
Economistas por posición en el hogar en Colombia para los años 2010 y 2016.



Fuente: DANE, Gran Encuesta Integrada de Hogares (2010 y 2016). Elaboración propia.

De igual forma, si se analiza el comportamiento de los economistas por estado civil en Colombia durante el año 2010, se puede intuir que el 41% de estos profesionales estuvo soltero, 29% casados, 18% separados o divorciados, mientras que el 11% restante no está casado pero vive en pareja. Para el 2016, la tendencia fue que la mayor proporción de graduados en economía (42%) estuviese casado, el 36% soltero, un 17% que no estuvo casado pero convivió en pareja y finalmente un 4% que se encontraba en condición de separación (véase gráfico 3). Esta cuestión refleja que las relaciones de pareja y las condiciones de cabeza de hogar acentúan el auge de participación de la vida laboral (Tobón & Rodríguez, 2015).

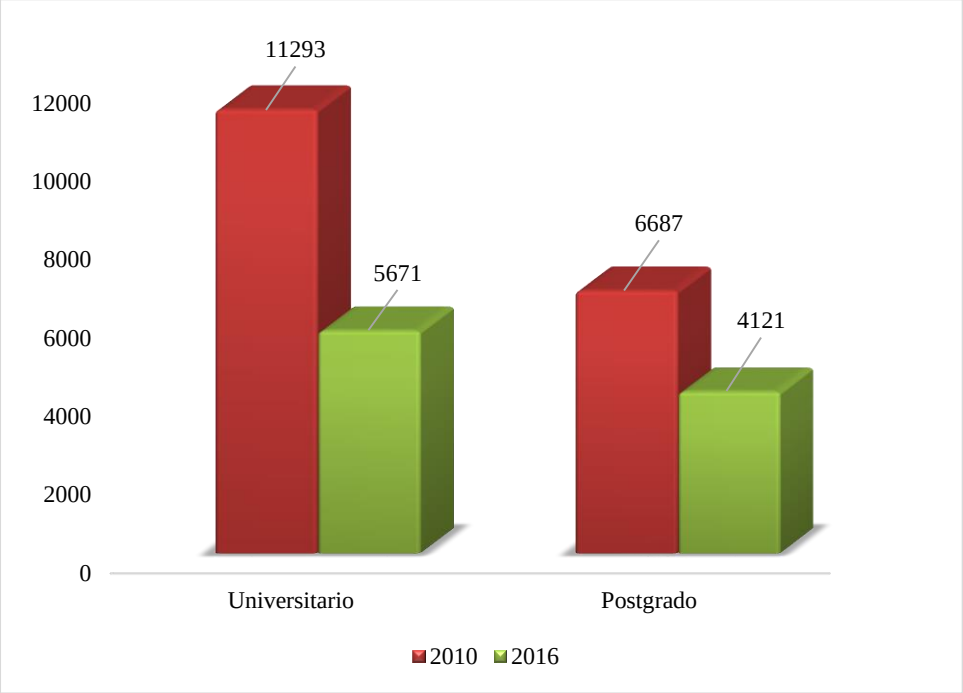
Gráfico 3
Economistas por Estado civil en Colombia para los años 2010 y 2016.



Fuente: DANE, Gran Encuesta Integrada de Hogares (2010 y 2016). Elaboración propia.

Con relación al título o diploma de mayor nivel recibido (véase gráfico 4), los resultados reflejaron que entre los años 2010 y 2016, los economistas optaron por quedarse con las titulaciones de carácter universitario por encima de la educación posgradual, esto se hizo evidente ya que del total de las credenciales entregadas en economía a nivel nacional en el 2010, el 63% correspondieron al nivel de pregrado (universitario), y el 37% restante se distribuyeron entre especializaciones, maestrías y doctorados. Para el 2016, esta tendencia se redujo ligeramente a favor de los posgrados, pero siguió siendo menor que el nivel universitario.

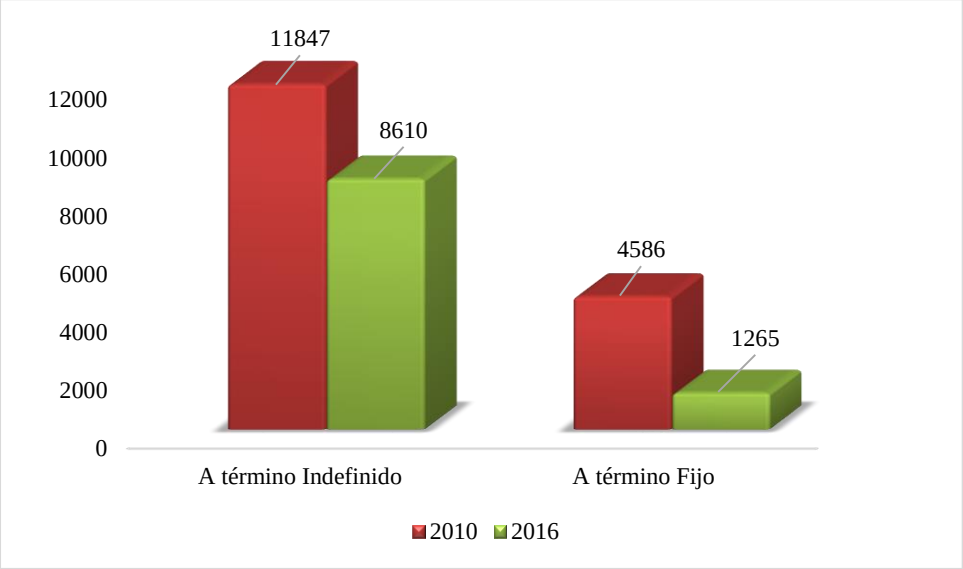
Gráfico 4
Economistas por título o diploma recibido en Colombia para los años 2010 y 2016.



Fuente: DANE, Gran Encuesta Integrada de Hogares (2010 y 2016). Elaboración propia.

Otro elemento a resaltar dentro del mercado laboral de los economistas en Colombia, tiene que ver con el hecho de que el régimen contractual que predominó durante los años 2010 y 2016 fue el contrato a término indefinido por encima del término fijo (véase gráfico 5). A grandes rasgos, se esperaría que a medida que la escolaridad se incremente, el contrato a término indefinido sea una modalidad más recurrente, suponiendo que la educación es la señal que los trabajadores envían al empleador en términos de su productividad potencial (Guataquí, 2001).

Gráfico 5
Economistas por tipo de contrato en Colombia para los años 2010 y 2016.



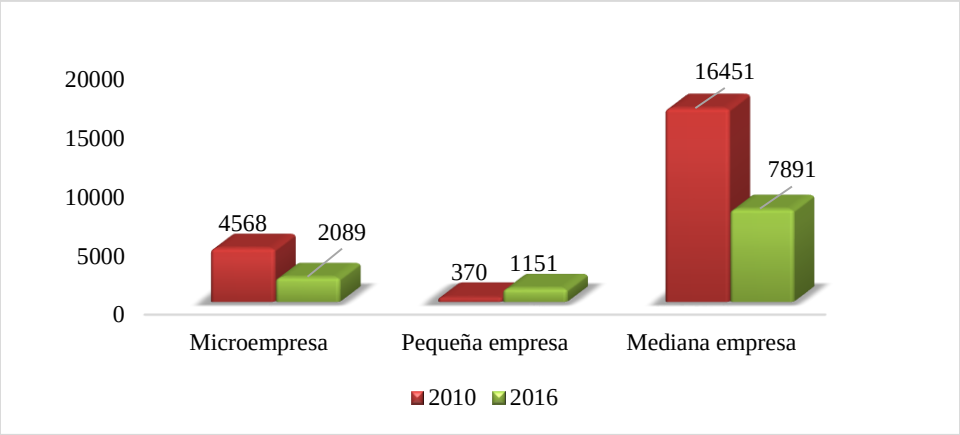
Fuente: DANE, Gran Encuesta Integrada de Hogares (2010 y 2016). Elaboración propia.

En referencia al tamaño de la firma donde se emplean los economistas en el mercado laboral, se puede intuir que entre los años de estudio, ha existido una inclinación bastante pronunciada a emplearse en medianas empresas. Al año 2010, el 77% del total de economistas estaban laborando en estas firmas, mientras que un 21% y 2% se vincularon a microempresas y pequeñas empresas, respectivamente. Esta tendencia se mantuvo para el año 2016, donde casi tres cuartas partes del total de los graduados en economía mantuvieron una relación laboral con la mediana empresa, superando a las dos categorías enunciadas anteriormente (véase gráfico 6).

Algunos estudios dan explicación de la relación positiva entre los salarios y el tamaño de las empresas, basada en la permanencia en el perfil del empleo de las grandes empresas, en comparación con las pequeñas. Es posible que las grandes empresas inviertan más en formación específica del sector que las pequeñas empresas, ya que las

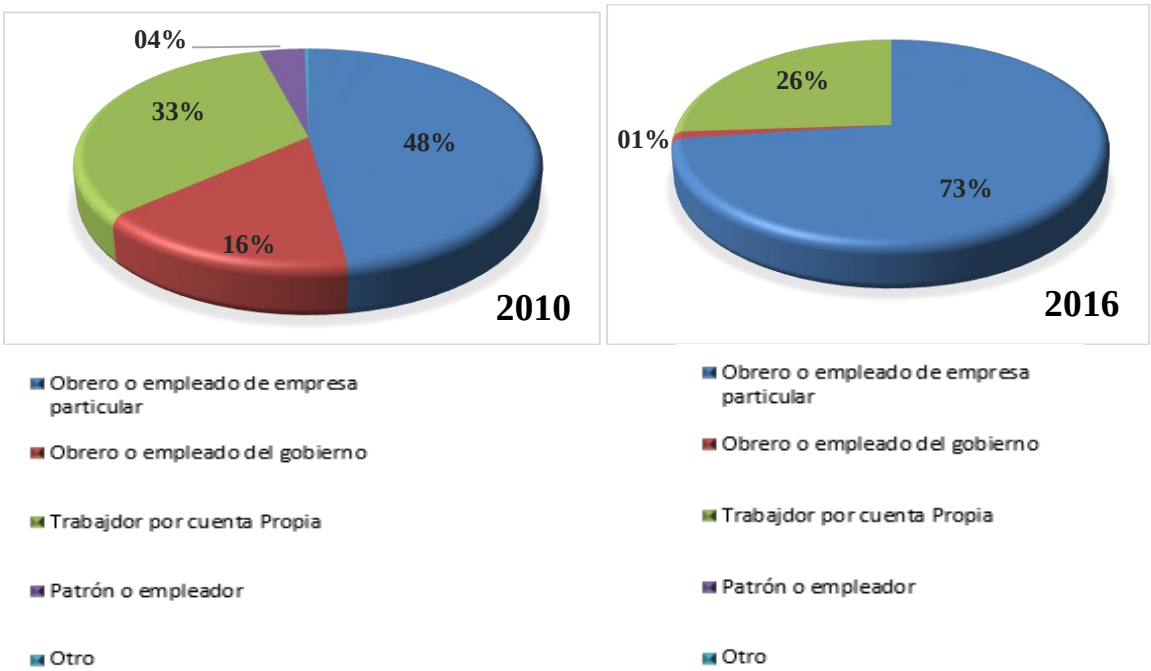
primeras manifiestan un especial interés en incentivar la productividad de sus empleados (Mounsey, 2014).

Gráfico 6
Economistas por tamaño de firma en Colombia para los años 2010 y 2016.



Fuente: DANE, Gran Encuesta Integrada de Hogares (2010 y 2016). Elaboración propia.

Gráfico 7
Economistas por posición ocupacional en Colombia para los años 2010 y 2016.



Fuente: DANE, Gran Encuesta Integrada de Hogares (2010 y 2016). Elaboración propia.

Por otra parte, la estructura ocupacional es un componente destacado en el estudio de los determinantes de los ingresos laborales de los ocupados, que relaciona las descripciones realizadas sobre la posición ocupacional y la rama de actividad económica del país, lo cual permite evaluar la situación de la población en análisis del presente estudio. Para el caso de los economistas, la posición ocupacional que más se destacó durante 2010 y 2016, fue obrero o empleado de empresa particular con un 47,7% y 72,9% de participación, respectivamente. Seguido de trabajador por cuenta propia y obrero o empleado del gobierno (véase gráfico 7).

Tabla 5
Economistas según rama de actividad económica en Colombia para los años 2010 y 2016.

	2010		**2016**	
Rama de actividad económica	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
Extracción de petróleo crudo y gas natural			83	1%
Elaboración productos alimenticios y de bebidas	286	1%	39	0,4%
Fabricación de productos textiles			104	1%
Fabricación de sustancias y productos químicos	320	1%		
Fabricación de productos de caucho y de plástico	401	2%		
Fabricación de otros productos minerales			369	3%
Fabricación de maquinarias y aparatos eléctricos	1579	7%		
Suministro de electricidad, gas y agua			36	0,3%
Construcción	177	1%		
Comercio al por menor			712	6%
Transporte	369	2%		
Correo y telecomunicaciones			2200	20%
Intermediación financiera	6533	31%	1545	14%
Financiación de planes de seguro y pensiones	806	4%		
Actividades auxiliares de la intermediación financiera	345	2%	380	3%
Alquiler de maquinaria y equipo			749	7%
Investigación y Desarrollo	178	1%		
Otras actividades empresariales	3009	14%	3344	30%
Administración pública y Defensa	5774	27%	693	6%
Educación	112	1%	46	0,4%
Servicios sociales y de salud	1328	6%	148	1%
Actividades de asociaciones	126	0,6%	682	6%
Actividades de esparcimiento, culturales y deportivas	40	0,2%		
TOTAL	21383	100%	11130	100%

Fuente: DANE, Gran Encuesta Integrada de Hogares (2010 y 2016). Elaboración propia.

Los sectores en donde existió un mayor número de economistas ocupados en Colombia fueron intermediación financiera, administración pública y defensa, otras actividades empresariales, fabricación de maquinarias y equipos eléctricos y servicios sociales y de salud, que en conjunto representaron el 85% de la oferta total de economistas para el año 2010. Sin embargo, para el año 2016 los graduados en economía a pesar de emplearse en mayor proporción en los sectores descritos anteriormente, también aumentaron notablemente su participación en ramas ligadas al sector de correo y telecomunicaciones, alquiler de maquinarias, actividades de asociaciones y comercio al por menor, constituyendo un 39% del total (véase tabla 5).

6.2 Ejercicio econométrico

Con el objetivo de encontrar los factores determinantes del ingreso laboral de los economistas en Colombia, se realizó la estimación de una ecuación minceriana que permite estudiar los efectos de la inversión en años de educación formal recibida y los años de experiencia laboral en los ingresos laborales de la población estudiada, a partir de la información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para los años 2010 y 2016. En la tabla 6, se exponen los resultados de la ecuación minceriana por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Máxima Verosimilitud (MV). Es de aclarar, que a todas las regresiones se les aplicó el supuesto de White con la intención de corregir la heterocedasticidad presente en los datos de corte transversal.

Tabla 6

Estimaciones de ecuaciones mincerianas para economistas y carreras afines en Colombia 2010 y 2016

AÑO	2010									
	ECONOMISTAS		CONTADORES		ADMINISTRADORES		COLOMBIA			
MÉTODO	M.C.O		M.C.O		M.C.O		M.C.O		M.V	
VARIABLES	COEF.	STD.ERR	COEF.	STD.ERR	COEF.	STD.ERR	COEF.	STD.ERR	COEF.	STD.ERR
Escolaridad	0.0954454****	(0.0201135)	0.1188442****	(0.0175868)	0.1285413****	(0.0059394)	0.110658****	(0.0007698)	0.103851****	(0.0007388)
Exp. Potencial	0.0630519****	(0.0195403)	0.0270573****	(0.0076081)	0.0306362****	(0.0057817)	0.040485****	(0.0007242)	0.023583****	(0.0006888)
Exp^2	-0.001130****	(0.0003901)	-0.000412***	(0.0001816)	-0.000211**	(0.0001135)	-0.00051****	(0.0000124)	-0.00033****	(0.0000116)
Parentesco									0.664112****	(0.0086273)
Estado conyugal									0.185316****	(0.0067034)
Edad									0.0011873	(0.0002028)
Intercepto	12.10323****	(0.3823522)	11.91874****	(0.2868783)	11.78315****	(0.1106163)	11.4619****	(0.0133577)	12.5538****	(0.0161369)
RHO									-0.871836	(0.003987)
SIGMA									1.11418	(0.0061354)
LAMBDA									-0.971383	(0.0091646)
F statistic	10.98****		25.27****		172.27****		8288.33****			
R^2	0.3034		0.1080		0.2592		0.2496			
Wald Test (CHI2)									26301.83****	
Observaciones	73		679		1742		78.739		168.581	
Obs. Censuradas									89.842	
Lr Test (RHO=0)									6507.69****	
AÑO	2016									
Escolaridad	0.0601445**	(0.0653376)	0.1074657****	(0.021537)	0.1192701****	(0.0074843)	0.10018****	(0.0010275)	0.095751****	(0.0009125)
Exp. Potencial	0.0383094**	(0.0385503)	0.0399602****	(0.0088779)	0.0394674****	(0.004817)	0.03311****	(0.0008853)	0.020319****	(0.0008076)
Exp^2	-0.0004699**	(0.0009484)	-0.000723****	(0.0002223)	-0.000524****	(0.0000943)	-0.00046****	(0.0000155)	-0.00030****	(0.0000141)
Parentesco									0.391683****	(0.0067515)
Estado conyugal									0.120202****	(0.0064318)
Edad									0.000541****	(0.0001818)
Intercepto	13.16729****	(1.00419)	12.20922****	(0.3660459)	12.1081****	(0.1257944)	11.9445****	(0.0170964)	13.4203****	(0.019004)
RHO									-0.930823	(0.0022175)
SIGMA									1.276154	(0.009088)
LAMBDA									-1.187873	(0.0106571)
F statistic	3.21*		17.18****		127.44****		4274.42****			
R^2	0.1803		0.0975		0.2565		0.2287			
Wald Test (CHI2)									15598.07***	
Observaciones	30		445		1209		51.499		155.055	
Obs. Censuradas									103.556	
Lr test (RHO=0)									10052.15***	

******=α0,01 ***= α0,05 **=α0,10**

Fuente: DANE, Gran Encuesta Integrada de Hogares, III trimestre 2010 y 2016. Elaboración propia

Una primera aproximación empírica revela que los resultados obtenidos, a través de la ecuación minceriana clásica tienen consistencia teórica con los signos de las tasas de retornos de las variables descritas en la teoría de Mincer. Dado el caso de que los ingresos laborales están expresados funcionalmente en logaritmo natural y hay regresores en escala numérica, los coeficientes deben expresarse como semielasticidades (Wooldridge, 2006). Es decir, si hay variables categóricas que han sido tratadas mediantes las dicotómicas como corresponde, los coeficientes se interpretan como porcentajes (Varela, Ocegueda, Castillo, & Huber, 2010).

Los coeficientes positivos de las variables escolaridad y experiencia potencial guardan una relación directa con el logaritmo de los ingresos laborales, lo cual explicaría que un cambio relativo en alguna de las tasas de retorno de dichas variables, tenderá a un cambio en el mismo sentido en la variable dependiente, que en tal caso representan un aumento en la posibilidad de percibir mayores ingresos. Por su parte, la variable experiencia potencial al cuadrado, al ser negativa también guarda concordancia a nivel teórico con el supuesto que el rendimiento de los salarios comienza a decrecer a partir de cierto número de años de experiencia, asociada con los planteamientos del ciclo de vida de la teoría de Mincer, la cual describe que puede darse un incremento de la capacidad productiva relacionado con la inversión en educación en el transcurso de la vida laboral pero que disminuye en los últimos años de trabajo.

Globalmente, los modelos estimados con las distintas metodologías arrojan resultados paralelos, los signos de los coeficientes y su significancia estadistica se mantienen en las diferentes regresiones con buenos niveles de ajuste: las de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) arrojan un buen R^2, relativamente bajo por su característica de ser datos de corte transversal, mientras que las de Máxima Verosimilitud (MV) presentan un Wald Test (Chi^2) representativo, el cual al ser estadísticamente significativo rechaza la hipótesis nula de no significancia. El modelo en particular, describe que las tasas de retorno que más impactan el logaritmo de los ingresos laborales para los economistas en ambos años son la escolaridad y la experiencia. A partir de los resultados encontrados, es posible afirmar que para el año 2010 todas las variables incluidas en la modelación son estadísticamente significativas para explicar los ingresos laborales de los economistas en 1% de significancia, demostrando que los regresores tienen capacidad representativa en la función.

Una mayor tasa de rendimiento media de un año adicional de educación formal por los titulados en economía, reflejó un incremento del 9,54% en sus ingresos laborales al año 2010. Así también, un año adicional de experiencia en el puesto de trabajo se tradujo en un aumento del 6,30% de la remuneración salarial percibida por estos profesionales. De igual forma, para el año 2016, una mayor tasa de rendimiento promedio de un año adicional de educación significó un aumento del 6,01% en sus ingresos laborales. Así mismo, en cuanto al rendimiento concerniente a la experiencia, un año adicional de trabajo, representó un 3,83% de incremento salarial. Se podría afirmar que estas tasas de rentabilidad difieren de las primeras en una proporción pequeña, probablemente debido a razones estadísticas como el tamaño de la muestra o bien al tipo de datos y la dimensión espacial.

Sin embargo, al hacer el análisis de las tasas de retorno de la educación y la experiencia potencial para las profesiones afines de Contaduría Pública y Administración de empresas, así como para Colombia en general, se pudo constatar que los coeficientes de los retornos de estas mismas variables para ambas carreras, estuvieron por encima del retorno educativo y formativo de los graduados en economía para el tercer trimestre de los años estudiados. Esta situación refleja que posiblemente hay otros factores que no están especificados en las ecuaciones mincerianas, que hacen que los años de escolaridad y la experiencia sean más explicativos para las carreras afines que para los economistas.

Es importante resaltar que cuando se estiman ecuaciones mincerianas, podrían obtenerse coeficientes sesgados debido a la exclusión de información sobre los ingresos laborales de quienes no están participando laboralmente. Por lo tanto, es probable que se estimen resultados erróneos, ya que las personas con salarios de reserva superiores a los de mercado no tendrían información sobre sus ingresos laborales y se descartarían de las estimaciones, por lo que la muestra no estaría cumpliendo con las condiciones de aleatoriedad requerida (González, 2014).

Para el caso específico de los economistas y demás profesiones, es necesario advertir que no se puede hacer filtro de corrección de selectividad de Heckman, debido a que los datos estimados por Mínimos Cuadrados Ordinarios no disponen de frecuencia censurada por oficio, porque necesariamente están ligadas al empleo y este a su vez al reporte del ingreso laboral. En consecuencia, es posible estimar la rutina de ecuaciones planteada

mediante el método MCO. Sin embargo, para el caso de Colombia fue necesario estimar los resultados a través del modelo bietápico de Heckman, el cual calculó mediante el método de Máxima Verosimilitud (MV), un modelo Probit con el objetivo de determinar la ecuación de selección. Posteriormente, a partir de la estimación Probit, se obtuvo el valor estimado de lambda ($\boldsymbol{\lambda}$), el cual arrojó la probabilidad de estar en la muestra sobre la probabilidad de no estarlo.

De acuerdo con los resultados corregidos, el retorno de la escolaridad para Colombia en el año 2010 se redujo mínimamente en 0,68 puntos porcentuales, pasando de 11,06% con sesgo a 10,38% corregido (MV). En el caso de los rendimientos de la experiencia potencial, el retorno también disminuyo, explicado por la transición de 4,04% en MCO, a 2,35% sin sesgo. El coeficiente de la experiencia al cuadrado cayó de -0,00051% a -0,00033 en 2010. Para el año 2016, al igual que el primer año de estudio, las tasas de retorno de la escolaridad, la experiencia potencial y la experiencia al cuadrado se redujeron de forma mínima con la corrección de selección muestral; en el caso de la rentabilidad de la educación, la tasa de retorno pasó de 10,01% sesgado a 9,57% corregido, mientras que la experiencia potencial y la experiencia al cuadrado se redujeron con el filtro de selectividad en 1,28% y 0,016%, respectivamente.

Estos resultados guardan coherencia con las conclusiones obtenidas en investigaciones previamente realizadas en el ámbito nacional, en los cuales se ha demostrado que existe una alta relación entre los ingresos laborales y la formación del capital humano, sugiriendo que la escolaridad y la experiencia son factores determinantes de la productividad laboral (Piña

M. , 2006b). La evidencia empírica ha recalcado que tanto la educación formal como la experiencia en el puesto de trabajo, tienen un impacto positivo en el incremento de la productividad marginal, compensado con mayores niveles de ingreso laboral [(Forero & Gamboa, 2007); (Psacharopoulos & Vélez, 1992); (Riascos H. & Erazo, 2010) y (Ortiz Benavides, Erazo, & Burgos, 2015)].

6.3 Ejercicio adicional

Con el propósito de analizar el efecto diferencial de ser economista en el logaritmo de los ingresos laborales en Colombia, se realizó la estimación de una ecuación minceriana original, incluyendo como regresor adicional el oficio correspondiente a los profesionales en economía, descrito en el módulo de ocupados dentro de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), a partir de la Clasificación Nacional de Ocupaciones- SENA 70.

La incorporación de esta variable dicotómica permite visualizar si además de la escolaridad y la experiencia potencial, la cualidad de ser economista garantiza un retorno sobre el crecimiento de los ingresos laborales del mercado de trabajo en Colombia, durante el tercer trimestre de los años 2010 y 2016. En la tabla 7, se muestran los resultados obtenidos de las ecuaciones de Mincer ampliadas por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Máxima Verosimilitud (MV), incluyendo la corrección por el filtro de selectividad de Heckman, el cual elimina la heterocedasticidad en los datos de corte transversal por supuesto de White.

Tabla 7

Estimación de ecuación minceriana con efecto diferencial para economistas en Colombia

AÑO	2010			
	ECONOMISTAS			
MÉTODO	M.C.O		M.V	
VARIABLES	COEF.	STD.ERR	COEF.	STD.ERR
Escolaridad	0.1104986****	(0.0007708)	0.1037123****	(0.0007396)
Exp. Potencial	0.0405132****	(0.0007242)	0.0236151****	(0.0006888)
Exp^2	-0.0005117****	(0.0000124)	-0.0003311****	(0.0000116)
Oficio09n	0.4982072****	(0.0707686)	0.4293044***	(0.0635553)
Parentesco			0.6641683****	(0.0086287)
Estado conyugal			0.1854321****	(0.0067039)
Edad			0.0011866****	(0.0002028)
Intercepto	11.46277****	(0.0133583)	12.55423****	(0.0161361)
RHO			-0.8717855	(0.0039884)
SIGMA			1.113946	(0.0061341)
LAMBDA			-0.9711218	(0.0091635)
F statistic	6246.35****			
R^2	0.2499			
Wald Test (CHI2)			26408.76****	
Observaciones	78739		168.581	
Obs. Censuradas			89.842	
Lr test (RHO=0)			6505.78****	
	2016			
Escolaridad	0.100056****	(0.0010282)	0.0956349****	(0.0009132)
Exp. Potencial	0.033131****	(0.0008852)	0.0203425****	(0.0008076)
Exp^2	-0.0004642****	(0.0000155)	-0.0003022****	(0.0000141)
Oficio09n	0.6251425****	(0.093003)	0.52707***	(0.0991477)
Parentesco			0.3916952****	(0.0067522)
Estado conyugal			0.1202415****	(0.0064322)
Edad			0.0005412****	(0.0001818)
Intercepto	11.94528****	(0.0170962)	13.42085****	(0.0190025)
RHO			-0.9308312	(0.0022181)
SIGMA			1.275948	(0.0090868)
LAMBDA			-1.187692	(0.0106559)
F statistic	3234.89****			
R^2	0.2289			
Wald Test (CHI2)			15657.35****	
Observaciones	51499		155.055	
Obs. Censuradas			103.556	
Lr test (RHO=0)			10045.47****	

******=α0,01 ***= α0,05 **=α0,10**

Fuente: DANE, Gran Encuesta Integrada de Hogares, III trimestre 2010 y 2016. Elaboración propia.

Los resultados obtenidos, a través de las ecuaciones mincerianas ampliadas con el "efecto economista" al igual que el modelo original, guardan concordancia teórica con los signos de las tasas de rentabilidad de las variables descritas en la teoría Minceriana. Es importante resaltar que los coeficientes señalados en la especificación empírica del modelo ampliado son coherentes con la perspectiva teórica de capital humano, en la medida en que cuanto mayor es el stock educativo del individuo, mayor es también el premio salarial que obtienen en el mercado de trabajo (Salas, 2003c). Sin embargo, los retornos salariales comienzan a caer a partir de ciertos años de experiencia en el campo laboral.

Los coeficientes obtenidos con el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Máxima Verosimilitud (MV) a través del modelo bietápico de Heckman son estadísticamente significativos al 1%. Luego de aplicar la corrección por filtro de selectividad, las proporciones no resultaron ser tan distantes con las de MCO. La bondad de ajuste de ambos modelos, puede considerarse razonablemente admisible, debido a la naturaleza y estructura de la información reportada. Por su parte, el estadístico F lleva a intuir que las variables en su conjunto son relevantes y tienen capacidad explicatoria de los ingresos laborales en Colombia para los años de estudio.

El modelo corregido, describe que la cualidad de ser economista generó un efecto diferencial positivo de 42,93% (sin sesgo) en el crecimiento de las remuneraciones salariales en el mercado laboral colombiano al año 2010. Así también un año adicional de escolaridad y experiencia en el puesto de trabajo, representó aumentos del 10,37% y 2,36% en las rentas salariales, respectivamente. Para el año 2016, el "efecto economista" aumentó

en 22,77% con respecto al 2010, generando un efecto diferencial en los ingresos laborales de 52,70%, casi 10 puntos porcentuales por encima del registrado en el primer año de estudio, el cual osciló en casi 43%. Sin embargo, las tasas de retorno de las variables de capital humano como escolaridad y experiencia potencial cayeron 7,8% y 13,86%, respectivamente.

Finalmente, al hacer el análisis de las tasas de retorno del efecto diferencial de los economistas frente al de las profesiones afines sobre los ingresos laborales, se pudo evidenciar que la cualidad de ser economista tuvo un efecto diferencial mayor sobre el atributo de ser Contador Público y muy cercano al de ser Administrador de Empresas para el tercer trimestre de los años estudiados. Estos resultados son correspondientes con estudios similares en el orden nacional, los cuales han demostrado empíricamente que los profesionales del área de ciencias económicas, administrativas y contables tienen una mayor probabilidad de devengar ingresos laborales altos por su tipo de empleabilidad en el mercado laboral [(Farné, 2000) y (Forero & Ramírez, 2008b)].

7. CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos permiten concluir que la inversión en capital humano, a través de la escolaridad y la experiencia potencial, son determinantes en la obtención de mayores ingresos laborales de los economistas en Colombia durante el tercer trimestre de los años 2010 y 2016. Los indicadores laborales en el mercado de trabajo para el periodo de estudio, reflejan que el ingreso laboral medio de los titulados en economía tuvo una tendencia creciente, caracterizándose por presentar un patrón homogéneo con poco nivel de dispersión si se compara con las profesiones afines.

Analizando el mercado laboral de los economistas en Colombia, se pudo establecer que dentro de las características personales, la oferta laboral masculina se mantuvo por encima de la femenina, sobresaliendo las categorías de jefe de hogar, soltero y casado. Así mismo, hubo una propensión marcada a preferir las credenciales de pregrado por encima de los títulos posgraduales. En cuanto a las características laborales, se encontró que el contrato a término indefinido es el régimen contractual en el que se emplean con mayor frecuencia los profesionales en economía, quienes se vinculan de manera notoria al sector de mediana empresa con una posición ocupacional tendiente a ser obrero o empleado de empresa particular en los sectores de intermediación financiera, administración pública-defensa y otras actividades empresariales.

A través de la estimación de la ecuación de Mincer mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), verificando su validez y superando la presencia de

heterogeneidad no observada en el término de perturbación, se reafirma la hipótesis de que existe una relación positiva entre el ingreso laboral y la escolaridad en el mercado laboral de los economistas en Colombia para el período estudiado. Un año adicional de educación incrementa aproximadamente en 9,54% y 6,01% el ingreso laboral de los titulados en economía para los años 2010 y 2016, respectivamente.

Esta investigación también pudo establecer, por medio de las estimaciones econométricas, que los años de experiencia potencial resultan significativos, estadísticamente hablando, al momento de determinar su efecto en los ingresos laborales, pues un año adicional de formación en el puesto de trabajo aumenta en 6,30% (2010) y 3,83% (2016) las remuneraciones salariales de los graduados de esta área de conocimiento. Estos resultados son congruentes con estudios internacionales y nacionales, como el de Brenes Narváez (2005); Gómez Rodríguez & Rojas Velásquez (2014) y Ortiz, Erazo & Burgos (2015).

La tasa marginal de retorno de la educación sugiere que al pasar de un grado de formación educativa a otro se incrementan los incentivos para participar en el mercado de trabajo, teniendo acceso a remuneraciones más altas. Esto indica que los ingresos laborales están directamente relacionados con las capacidades y habilidades de los individuos, concediendo un rol importante a los factores de oferta del mercado laboral. Además, los hallazgos permiten establecer que existe una relación positiva entre el ingreso laboral y la experiencia potencial de los economistas, cumpliendo el supuesto establecido en la teoría

de los perfiles de edad e ingresos. Se observa que, a medida que aumenta el entrenamiento en el trabajo, los perfiles alcanzan el máximo de ingreso con más años de experiencia, pero a partir de ahí el descenso de los mismos es cada vez más acentuado.

Por otra parte, al hacer la descomposición de los retornos de las variables de capital humano entre economistas, las profesiones afines (Administración de Empresas - Contaduría Pública) y Colombia, se pudo establecer que existen diferencias en las tasas de retorno de la escolaridad y experiencia potencial en los reportes de los ingresos laborales en el mercado de trabajo colombiano. Al considerar la ecuación de salarios, los signos y significancia estadistica de los coeficientes se mantienen; sin embargo, la magnitud refleja importantes cambios. En particular, la variable de escolaridad y experiencia para los economistas, presentan menores elasticidades respecto al ingreso laboral; mientras que al considerar la función minceriana propuesta para las demás categorías o profesiones, se evidencia un efecto marginal mayor tanto en la variable escolaridad como en la experiencia potencial para ambos años.

Las diferencias en las tasas de rentabilidad de capital humano en los dos periodos, podrían deberse a un componente no justificado dada la heterogeneidad de capital humano entre los profesionales con distintos reportes salariales, lo que constituye un elemento que sugiere la presencia de un mercado laboral heterogéneo, según la corriente estructuralista. Este constructo empírico refleja que persisten diferencias en el efecto de los determinantes de capital humano sobre los ingresos laborales cuando se consideran de manera separada los grupos de profesionales, pero no ofrece razones suficientes sobre el origen de estas

diferencias, solo se infiere que el mercado laboral colombiano no distingue claramente entre profesionales de una u otra área, sino que los graduados compiten entre sí por diferentes oficios, desconociendo la capacidad explicativa de las habilidades y destrezas innatas de los trabajadores, que es comprensible cuando se comparan grupos de profesionales.

Como epílogo se exhibe el ejercicio adicional como una prueba empírica de que la cualidad de ser economista tiene impacto en el logaritmo de los ingresos laborales en Colombia. Luego de hacer la corrección por filtro de selectividad de Heckman, se logró demostrar que el "efecto economista" genera un diferencial positivo de aproximadamente 43% y 53% en el crecimiento de las remuneraciones salariales en el mercado laboral colombiano para los años 2010 y 2016, respectivamente. Ya autores como Jaramillo, Acevedo & Ortiz (2002) y Forero & Ramírez (2008) han mencionado que los profesionales del área de ciencias económicas y administrativas que se vinculan a carreras de cualificación de tipo general como Administración de Negocios, Economía y Negocios Internacionales tienen una probabilidad mayor de devengar ingresos laborales más altos.

8. RECOMENDACIONES

Los resultados del presente ejercicio investigativo permiten, por un lado, comprender con mayor cercanía los determinantes de los ingresos laborales de los economistas en Colombia, en términos de productividad laboral. Sin embargo, es necesario que en trabajos posteriores se tenga un espectro muestral más amplio y detallado que permita caracterizar la oferta de economistas en el mercado laboral, así como inferir aspectos relacionados con características individuales tales como: género, posición en el hogar, estrato, estado civil, residencia (región) y nivel educativo de los padres; sin dejar de lado características laborales e institucionales como: tipo de vinculación contractual, actividad económica, tamaño de la firma, posición ocupacional, origen, ubicación y acreditación de la institución académica que emite el título.

Este tipo de trabajos abre las puertas a nuevas investigaciones que se interesen en el desarrollo de estudios acerca de los determinantes de los retornos salariales en Colombia, con respecto a grupos de profesionales en específico. Esto puede convertirse en un elemento pertinente al momento de decidir si seguir acumulando capital humano a través de mayores años de escolaridad, y consecuente a ello, establecer que áreas de conocimiento demandan un mayor grado de cualificación, atendiendo a las señales de la demanda laboral.

9. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Abadía Alvarado, L. K. (2005). Discriminación Salarial por Sexo en Colombia: Un análisis desde la discriminación estadística. *Documentos de borrador del Banco de la República*, 13.

Almendarez M. & Urciaga, J. & (2008). Salarios, educación y sus rendimientos privados en la frontera norte de México: Un estudio de capital humano. Región y sociedad, 20(41), 33-56.

Arango, L., & Posada, C. (2003). La participación laboral en colombia según la nueva encuesta: ¿Cambian sus determinantes? *Banco de la República*.

Ardila, L. (2013). Caracterización del mercado laboral de los recién egresados de la educación superior: el caso de la Pontificia Universidad Javeriana. Revista Pontifica Universidad Javeriana. Bogotá D.C, Colombia.

Arias, Y., & Chaves, A. (2002). Cálculo de la tasa interna de retorno de la educación en Colombia. *Documento de trabajo de la Universidad Externado de Colombia*.

Arrow, K. (1973). "Highter Educacion as a Filter". En: Journal of Public Economics, 2, pp. 193-216.

Becker. (1962). Investment in human capital: A theoretical Analysis. *The journal of political economy*, 9-49.

Becker. (1964). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. Nueva York: National Bureau of Economic Research.

Ben Porath, Y. (1967). "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings", Journal Of Political Economy, vol. 75, University of Chicago Press, pp. 352-365.

Brenes Narváez, A. (2005). Determinantes del Ingreso laboral en Nicaragua. Borrador de economía. Banco Central de Nicaragua. pp. 1-24.

Castellar, C., & Uribe, I. (2003). La tasa de retorno de la educación: Teoría y evidencia micro y macroeconómicas en el área metropolitana de Cali . *Documento de trabajo de CIDSE*, 1-31.

Cortés, A., & Flórez, M. (2016). Diferencias salariales por género en el Departamento de Santander, Colombia. *Revista Universidad Industrial de Santander*, 271-272.

El-Attar, & López-Bazo. (2009). Tamaño empresarial y distribución de los salarios. Evidencia para España. . 1-65.

Farné, E. (2000). El mercado de trabajo de los profesionales colombianos. *Observatorio del Mercado de trabajo y la seguridad social*, 43.

Farné, E. (2006). El mercado de trabajo de los profesionales colombianos. *Boletín del observatorio del mercado de trabajo y seguridad social*, 9.

Forero, N. Y., & Gamboa, L. f. (2007). Cambios en los retornos de la educación en Bogotá entre 1997 y 2003. *Universidad de Antioquia*.

Forero, N., & Ramírez, M. (2008a). Determinantes de los ingreso laborales de los graduados universitarios en Colombia: Un análisis a partir de la Herramienta de Seguimiento a Graduados. *Revista de Economía del Rosario*, 62.

Forero, N., & Ramírez, M. (2008b). Determinantes de los ingresos laborales de los graduados universitarios en Colombia: Un análisis a partir de la herramienta de seguimiento a graduados. *Revista de Economía del Rosario*, 87.

Freire, M., & Mercedes, T. (2010). Las ecuaciones de Mincer y las tasas de rendimiento de la educación en Galicia. *Revista Universidad de la Coruña*, 2-3.

Gamboa, C., Muñoz, J., & Aristazábal, M. (2009). El mercado laboral colombiano, análisis desde la teoría de la señalización . *Repositorio del Banco de la República*, 6.

Gómez, D., & Rojas, W. (2014). Análisis de los ingresos de los técnicos y tecnólogos egresados de las ciencias administrativas y afines en Colombia desde la perspectiva del capital humano. *TEKCNE*, 48-55.

González. (1982). Tasa de rendimiento de la educación, productividad y nivel de pobreza en la pequeña industria. *Desarrollo y Sociedad*, 147-162.

González, G. (2014). Diferencias en los ingresos laborales en Colombia, 2001-2006. *Revista CIFE*, 32-33.

Guataquí, J. (2001). La incidencia del contrato de trabajo en el mercado laboral colombiano. *Revista de economía del Rosario*, 18.

Heckman, J. (1979). Sample selection bias as specification error. Econometrica 47 (1). pp. 61-153.

Hungerford, T. & Solon, G. (1987). " Sheepskin Effects in the Returns to Education". Review of Economics and Statistics, 69, pp. 175-177.

Iglesias Garrido, J. (2005a). Capital humano y Señalización. *Revista de la Universidad Autónoma de Barcelona*, 20.

Iglesias Garrido, J. (2005b). Capital humano y Señalización. *Revista de la Universidad Autónoma de Barcelona*, 20.

Iglesias Garrido, J. (2005c). Capital humano y Señalización. *Revista de la Universidad Autónoma de Barcelona*, 10.

Jaramillo, Acevedo & Ortiz (2002). Impacto social de los programas de pregrado. Documentos de trabajo economía y finanzas. Centro de Investigaciones económicas y financieras (CIEF). Universidad EAFIT.

Kido Cruz, A. (2014). Modelos teóricos del capital humano y señalización: un estudio para México. Contaduría y Administración, [S.l.], v. 60, n. 4, p. 723-734, sep. 2015. ISSN 2448-8410

Layard, & G. Psacharopoulos (1974). “The screening hypothesis and the returns to education”. Journal of Political Economy 82 5, pp. 985–998.

Lugo, C., & Salas, M. (2015). Determinantes de la informalidad del mercado laboral en el departamento de sucre para el año 2013. *Universidad de Sucre*, 16-17.

Mafla, S. (2013). ¿Existe el efecto región en la diferenciación salarial de los economistas en Colombia? "Un análisis a partir de la teoría de acumulación del capital humano". *Universidad del Valle*.

McConnell, Brue, & MacPherson. (2007). Economía laboral. En McConnell, Brue, & MacPherson, *Economía laboral* (págs. 251-252). Madrid: McGraw Hill.

Merlo, J. J. (2009). Retornos a la educación durante una depresión económica. Evidencia empírica para la Argentina. *Repositorio de la Pontificia Universidad Católica de Chile*, 31.

Mincer. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *The Journal of political economy 66,4*, 281-302.

Mincer. (1974). Schooling, experience and earning. *NBER Press: New York*.

Mounsey, A. (2014). Jamaica: Tamaño de las empresas y remuneración laboral en el sector privado. *Revista Cepal*, 5.

OLUM. (s.f). *Umanizales.edu.co.* Obtenido de http://www.umanizales.edu.co/u/servicios/observatorio/archivos/publicaciones/curso_economia_laboral.pdf

Ortiz Benavides, E., Erazo, I. F., & Burgos, M. (2015). Educación, empleo e ingresos en el Municipio de Pasto: Un estudio de datos de panel 2008-2010. *Tendencias*.

Phelps, E. (1972). "The Statistical Theory of Racism and Sexism". American Economic Review, 659-661.

Pincheira, G. & Herrera R. (2015). Análisis exploratorio de los determinantes del ingreso de la ocupación principal a nivel nacional y regional en Chile. Revista Academia y Negocios. Universidad de Concepción, Chile.

Piña, M. (2006). La formación de capital humano y el mercado laboral Colombiano. *Cendex*, 13.

Piña, M. (2006b). La formación de capital humano y el mercado laboral colombiano. *Cendex*, 13.

Pons, M. A. (2004). Determinación Salarial: Eduación y Habilidad. Análisis teórico y empírico del caso español. *Servei de Publicacions de la Universitat de Valencia*.

Pons, M. A. & Blanco, J.M (2000). El papel de la educación en la determinación salarial. *Servei de Publicacions de la Universitat de Valencia*.

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

Psacharopoulos, G., & Vélez, E. (1992). Schooling, Ability, and earning in Colombia: 1988. *Economic Development and cultural change*.

Ramos, Coble, Elfernan & Soto (2009). Determinantes de los Salarios por Carrera. Documentos de trabajo de Facultad de Economía y Negocios. Universidad de Chile.

Riascos H., J. C., & Erazo, I. F. (2010). Situación del mercado laboral de los profesionales en San Juan de Pasto: Un análisis de modelación microeconométrica con datos de corte transversal. *Tendencias*.

Rodríguez, J. (26 de 01 de 2016). *Eumed.net.* Obtenido de Enciclopedia y biblioteca virtual de las ciencias sociales, economicas y jurídicas: www.eumed.net/tesis-doctorales/jcrc/completa.pdf

Salas, M. (2003a). Determinantes Salariales en el Mercado Laboral de los Titulados Universitarios. *Revista de Asociación de Economía de la Educación*.

Salas, M. (2003b). Determinantes Salariales en el Mercado Laboral de los Titulados Universitarios. *Revista Asociación de Economía de la educación*.

Salas, M. (2003c). Determinantes salariales en el mercado de los titulados universitarios. *Asociación de economía de la educación*, 236.

Sarmiento, E. (1996). Apertura y crecimiento económico. De la desilusión al nuevo estado. . *Academia colombiana de ciencias económicas*, 145.

Selowsky, M. (1968). The effect of unemployment Labour-Market Segmentation and the returns to educates: The Case of Colombia. *Center for International Affaires (Harvard University)*, 1.

Schultz, T. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 1-17.

Schultz, T. (1963). *The Economic Value of Education*, Columbia University Press.

Spence, M. (1973). "Job Market Signalling". Quarterly Journal of Economics, 87, pp. 355-374.

Stiglitz, J. (1975). "The theory of "screening", education, and the distribution of income", en American Economic Review, 65, págs. 283-300.

Tenjo. (1993). Evolución de los retornos a la inversión en educación. *Planeación y Desarrollo*, 85-102.

Tenjo, J., Rivero, R., & Bernat, L. (2005). Evolución de las diferencias salariales en América Latina un intento de interpretación. *Documento CEDE*.

Tobón, C., & Rodríguez, F. (2015). Factores que determinan la probabilidad de participación laboral en el area metropolitana de Medellín. *Repositorio EAFIT*, 46.

Uribe, J., & Ortiz, C. (2006). Informalidad Laboral en Colombia, 1988-2000: Evolución, teorías y modelos. *Programa Editorial Universidad del Valle*.

Valero Obando, M. P., Vega Aponte, J. M., Almonacid Hurtado, P., y Támara Ayús, A. L. (2013). Determinantes de los ingresos laborales de los contadores públicos de la Universidad EAFIT. *Revista Lebret (5).* Bucaramanga, Colombia. Universidad Santo Tómas. pp. 357-375.

Varela, R., Ocegueda, J., Castillo, R., & Huber, G. (2010). Determinantes de los ingresos salariales en México: Una perspectiva de capital humano. *Región y Sociedad*, 138-139.

Wooldridge, J. M. (2006). *Introducción a la econometría: Un enfoque moderno.* Michigan: Cengage Learning.

10. ANEXOS

Anexo A. Clasificación nacional de ocupaciones (CNO-70) a nivel de dos dígitos según el Servicio Nacional de Aprendizaje (SENA)

Código	Ocupación
01	Químicos, Físicos (Profesionales y Técnicos)
02	Arquitectos – Ingenieros (civil, eléctrico, electrónico, mecánico, químico, metalúrgicos, minas e industrial)
03	Agrimensores, dibujantes – Técnicos en (ingeniería civil, eléctricos, electrónicos, mecánicos, químico, industrial, metalúrgicos, minas, de la industria) Topógrafo
04	Pilotos, Ingeniero de vuelo, oficiales de cubierta, maquinistas – Navegación marítima y fluvial
05	Biólogos, agrónomos, zoólogos, bacteriólogos, farmacólogos técnicos en ciencias biológicas y agronómicas
06	Médicos, cirujanos, asistentes médicos, odontólogos, asistentes dentistas, veterinarios, asistentes veterinarios, farmacéuticos, dietéticos y nutriólogos de salud pública, nutricionista
07	Enfermeros, parteras diplomados y no diplomados, optómetras, fisioterapeutas, técnicos en radiología, instrumentador quirúrgico
08	Estadistas, matemáticos, analistas de sistemas, técnicos
09	Economistas
11	Contadores
12	Abogados, jueces, magistrados, fiscales, notarios
13	Docentes
14	Sacerdotes, pastores, monjas
15	Escritores, periodistas, publicista
16	Escultores, pintores, fotógrafos, decoradores, operadores de cámaras de cine y TV, diseñador
17	Compositores, músicos, cantantes, coreógrafos, bailarines, actores, directores, artistas, empresarios y productores de espectáculos, recreacionista, locutor
18	Atletas, deportistas, docentes de educación física
19	Bibliotecarios, archivistas, encargados de museos, sociólogos, antropólogos, trabajadores de asistencia social, filólogos, traductores, interpretes, psicologos, sociologo, lector de cartas
20	Cuerpos legislativos, personal directivo de la administración pública
21	Directores, gerentes (personal directivo)
30	Jefes de empleados de oficinas, supervisor de encuestas

Anexo B. Estimaciones de ecuaciones mincerianas para economistas en Colombia (MCO) durante el tercer trimestre de los años 2010 y 2016

Anexo B-1 Tercer trimestre del año 2010

```
-> OFICIO = 09

Linear regression                                      Number of obs =      73
                                                       F(  3,    69) =   10.98
                                                       Prob > F      =  0.0000
                                                       R-squared     =  0.3034
                                                       Root MSE      =  .60339
```

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ESC	.0954543	.0201135	4.75	0.000	.0553291	.1355796
ex	.0630519	.0195403	3.23	0.002	.02407	.1020338
ex2	-.0011302	.0003901	-2.90	0.005	-.0019084	-.0003519
_cons	12.10323	.3823522	31.65	0.000	11.34046	12.86601

Anexo B-2 Tercer trimestre del año 2016

```
-> OFICIO = 09

Linear regression                                      Number of obs =      30
                                                       F(  3,    26) =    3.21
                                                       Prob > F      =  0.0394
                                                       R-squared     =  0.1803
                                                       Root MSE      =  .54078
```

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ESC	.0601445	.0653376	0.92	0.366	-.074159	.1944479
ex	.0383094	.0385503	0.99	0.330	-.0409318	.1175507
ex2	-.0004699	.0009484	-0.50	0.624	-.0024194	.0014795
_cons	13.16729	1.00419	13.11	0.000	11.10314	15.23143

Anexo C. Estimaciones de ecuaciones mincerianas para profesiones afines en Colombia (MCO) durante el tercer trimestre de los años 2010 y 2016

Anexo C-1 Tercer trimestre del año 2010

-> OFICIO = 11

Linear regression

Number of obs =	679
F(3, 675) =	25.27
Prob > F =	0.0000
R-squared =	0.1080
Root MSE =	.65611

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ESC	.1188442	.0175868	6.76	0.000	.0843128	.1533756
ex	.0270573	.0076081	3.56	0.000	.012119	.0419955
ex2	-.0004121	.0001816	-2.27	0.024	-.0007687	-.0000554
_cons	11.91874	.2868783	41.55	0.000	11.35546	12.48202

-> OFICIO = 21

Linear regression

Number of obs =	1742
F(3, 1738) =	172.27
Prob > F =	0.0000
R-squared =	0.2592
Root MSE =	.83448

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ESC	.1285413	.0059394	21.64	0.000	.1168922	.1401905
ex	.0306362	.0057817	5.30	0.000	.0192963	.0419761
ex2	-.0002115	.0001135	-1.86	0.063	-.0004341	.0000111
_cons	11.78315	.1106163	106.52	0.000	11.5662	12.00011

Anexo C-2 Tercer trimestre del año 2016

-> OFICIO = 11

Linear regression

Number of obs =	445
F(3, 441) =	17.18
Prob > F =	0.0000
R-squared =	0.0975
Root MSE =	.67108

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ESC	.1074657	.021537	4.99	0.000	.0651377	.1497936
ex	.0399602	.0088779	4.50	0.000	.022512	.0574084
ex2	-.0007237	.0002223	-3.25	0.001	-.0011606	-.0002867
_cons	12.20922	.3660459	33.35	0.000	11.48981	12.92864

-> OFICIO = 21

Linear regression

Number of obs =	1209
F(3, 1205) =	127.44
Prob > F =	0.0000
R-squared =	0.2565
Root MSE =	.77951

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ESC	.1192701	.0074843	15.94	0.000	.1045865	.1339537
ex	.0394674	.004817	8.19	0.000	.0300168	.0489179
ex2	-.0005242	.0000943	-5.56	0.000	-.0007092	-.0003392
_cons	12.1081	.1257944	96.25	0.000	11.86129	12.3549

Anexo D. Estimación de ecuación minceriana para total nacional en Colombia (MCO) y corrección de filtro de selectividad de Heckman (MV) durante el tercer trimestre de los años 2010 y 2016

Anexo D-1 Tercer trimestre del año 2010

```
Linear regression                                      Number of obs =   78739
                                                       F(  3, 78735) = 8288.33
                                                       Prob > F      =  0.0000
                                                       R-squared     =  0.2496
                                                       Root MSE      =  .84977
```

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ESC	.110658	.0007698	143.74	0.000	.1091491	.1121669
ex	.040485	.0007242	55.90	0.000	.0390655	.0419045
ex2	-.000511	.0000124	-41.13	0.000	-.0005354	-.0004867
_cons	11.4619	.0133577	858.08	0.000	11.43572	11.48808

```
Iteration 0:   log pseudolikelihood =  -203724.3
Iteration 1:   log pseudolikelihood = -203204.05
Iteration 2:   log pseudolikelihood = -202940.16
Iteration 3:   log pseudolikelihood = -202936.67
Iteration 4:   log pseudolikelihood = -202936.67

Heckman selection model                         Number of obs      =    168581
(regression model with sample selection)        Censored obs       =     89842
                                                Uncensored obs     =     78739

                                                Wald chi2(3)       =  26301.83
Log pseudolikelihood = -202936.7                Prob > chi2        =    0.0000
```

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lningr						
ESC	.1038511	.0007388	140.56	0.000	.102403	.1052991
ex	.0235835	.0006888	34.24	0.000	.0222335	.0249335
ex2	-.0003305	.0000116	-28.48	0.000	-.0003532	-.0003077
_cons	12.5538	.0161369	777.96	0.000	12.52217	12.58543
select						
parentesco	.6641128	.0086273	76.98	0.000	.6472037	.681022
estcony	.1853165	.0067034	27.65	0.000	.1721782	.1984549
P6040	.0011873	.0002028	5.86	0.000	.0007899	.0015847
_cons	-.3892534	.0065956	-59.02	0.000	-.4021804	-.3763263
/athrho	-1.340686	.0166193	-80.67	0.000	-1.373259	-1.308112
/lnsigma	.1081189	.0055066	19.63	0.000	.0973261	.1189117
rho	-.8718368	.003987			-.8794328	-.863797
sigma	1.11418	.0061354			1.10222	1.12627
lambda	-.9713833	.0091646			-.9893456	-.953421

```
Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) =  6507.69   Prob > chi2 = 0.0000
```

Anexo D-2 Tercer trimestre del año 2016

```
Linear regression                                      Number of obs =   51499
                                                       F(  3, 51495) = 4274.42
                                                       Prob > F      =  0.0000
                                                       R-squared     =  0.2287
                                                       Root MSE      =  .83779
```

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ESC	.1001843	.0010275	97.50	0.000	.0981704	.1021983
ex	.0331104	.0008853	37.40	0.000	.0313752	.0348455
ex2	-.0004638	.0000155	-29.98	0.000	-.0004941	-.0004335
_cons	11.9445	.0170964	698.66	0.000	11.91099	11.978

```
Iteration 0:   log pseudolikelihood =  -157221.2  (not concave)
Iteration 1:   log pseudolikelihood = -156815.15
Iteration 2:   log pseudolikelihood = -156025.61
Iteration 3:   log pseudolikelihood = -155468.91
Iteration 4:   log pseudolikelihood = -155466.04
Iteration 5:   log pseudolikelihood = -155466.04

Heckman selection model                         Number of obs      =    155055
(regression model with sample selection)        Censored obs       =    103556
                                                Uncensored obs     =     51499

                                                Wald chi2(3)       =  15598.07
Log pseudolikelihood =   -155466                Prob > chi2        =    0.0000
```

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lningr						
ESC	.0957511	.0009125	104.94	0.000	.0939627	.0975395
ex	.0203192	.0008076	25.16	0.000	.0187363	.0219021
ex2	-.0003018	.0000141	-21.43	0.000	-.0003293	-.0002742
_cons	13.42038	.019004	706.19	0.000	13.38314	13.45763
select						
parentesco	.3916838	.0067515	58.01	0.000	.378451	.4049165
estcony	.1202029	.0064318	18.69	0.000	.1075968	.1328089
P6040	.0005411	.0001818	2.98	0.003	.0001847	.0008975
_cons	-.6266097	.0067765	-92.47	0.000	-.6398913	-.6133281
/athrho	-1.664518	.0166019	-100.26	0.000	-1.697057	-1.631979
/lnsigma	.2438505	.0071214	34.24	0.000	.2298929	.2578081
rho	-.9308232	.0022175			-.9350402	-.9263429
sigma	1.276154	.009088			1.258465	1.294091
lambda	-1.187873	.0106571			-1.208761	-1.166986

```
Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 10052.15   Prob > chi2 = 0.0000
```

Anexo E. Estimación de ecuación minceriana con "efecto economista" en Colombia (MCO) y corrección de filtro de selectividad de Heckman (MV) durante el tercer trimestre de los años 2010 y 2016

Anexo E-1 Tercer trimestre del año 2010

```
Linear regression                                      Number of obs =   78739
                                                       F(  4, 78734) = 6246.35
                                                       Prob > F      =  0.0000
                                                       R-squared     =  0.2499
                                                       Root MSE      =  .84964
```

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ESC	.1104986	.0007708	143.36	0.000	.1089879	.1120093
ex	.0405132	.0007242	55.94	0.000	.0390938	.0419326
ex2	-.0005117	.0000124	-41.18	0.000	-.0005361	-.0004874
oficio09n	.4982072	.0707686	7.04	0.000	.3595011	.6369133
_cons	11.46277	.0133583	858.10	0.000	11.43658	11.48895

```
Iteration 0:   log pseudolikelihood = -203711.39
Iteration 1:   log pseudolikelihood = -203189.69
Iteration 2:   log pseudolikelihood = -202927.78
Iteration 3:   log pseudolikelihood = -202924.34
Iteration 4:   log pseudolikelihood = -202924.34

Heckman selection model                         Number of obs      =    168581
(regression model with sample selection)        Censored obs       =     89842
                                                Uncensored obs     =     78739

                                                Wald chi2(4)       =  26408.76
Log pseudolikelihood = -202924.3                Prob > chi2        =    0.0000
```

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lningr						
ESC	.1037123	.0007396	140.22	0.000	.1022626	.1051619
ex	.0236151	.0006888	34.29	0.000	.0222652	.0249651
ex2	-.0003311	.0000116	-28.53	0.000	-.0003539	-.0003084
oficio09n	.4293044	.0635553	6.75	0.000	.3047382	.5538706
_cons	12.55423	.0161361	778.02	0.000	12.5226	12.58585
select						
parentesco	.6641683	.0086287	76.97	0.000	.6472564	.6810802
estcony	.1854321	.0067039	27.66	0.000	.1722928	.1985715
P6040	.0011866	.0002028	5.85	0.000	.0007892	.001584
_cons	-.3892787	.0065956	-59.02	0.000	-.4022059	-.3763515
/athrho	-1.340472	.0166191	-80.66	0.000	-1.373044	-1.307899
/lnsigma	.1079086	.0055066	19.60	0.000	.0971158	.1187013
rho	-.8717855	.0039884			-.8793842	-.8637428
sigma	1.113946	.0061341			1.101988	1.126034
lambda	-.9711218	.0091635			-.989082	-.9531617

```
Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) =  6505.78   Prob > chi2 = 0.0000
```

Anexo E-2 Tercer trimestre del año 2016

```
Linear regression                                      Number of obs =   51499
                                                       F(  4, 51494) = 3234.89
                                                       Prob > F      =  0.0000
                                                       R-squared     =  0.2289
                                                       Root MSE      =  .83766
```

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ESC	.100056	.0010282	97.31	0.000	.0980407	.1020713
ex	.033131	.0008852	37.43	0.000	.031396	.034866
ex2	-.0004642	.0000155	-30.01	0.000	-.0004946	-.0004339
oficio09n	.6251425	.093003	6.72	0.000	.4428556	.8074294
_cons	11.94528	.0170962	698.71	0.000	11.91177	11.97879

```
Iteration 1:   log pseudolikelihood = -156805.18
Iteration 2:   log pseudolikelihood = -156017.92
Iteration 3:   log pseudolikelihood = -155459.56
Iteration 4:   log pseudolikelihood = -155456.68
Iteration 5:   log pseudolikelihood = -155456.68

Heckman selection model                         Number of obs      =    155055
(regression model with sample selection)        Censored obs       =    103556
                                                Uncensored obs     =     51499

                                                Wald chi2(4)       =  15657.35
Log pseudolikelihood = -155456.7                Prob > chi2        =    0.0000
```

lningr	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lningr						
ESC	.0956349	.0009132	104.72	0.000	.093845	.0974248
ex	.0203425	.0008076	25.19	0.000	.0187597	.0219253
ex2	-.0003022	.0000141	-21.47	0.000	-.0003298	-.0002746
oficio09n	.52707	.0991477	5.32	0.000	.3327441	.7213959
_cons	13.42085	.0190025	706.27	0.000	13.38361	13.45809
select						
parentesco	.3916952	.0067522	58.01	0.000	.3784611	.4049293
estcony	.1202415	.0064322	18.69	0.000	.1076347	.1328484
P6040	.0005412	.0001818	2.98	0.003	.0001848	.0008976
_cons	-.6266309	.0067765	-92.47	0.000	-.6399126	-.6133492
/athrho	-1.664578	.0166081	-100.23	0.000	-1.697129	-1.632027
/lnsigma	.2436894	.0071216	34.22	0.000	.2297313	.2576475
rho	-.9308312	.0022181			-.9350493	-.9263497
sigma	1.275948	.0090868			1.258262	1.293883
lambda	-1.187692	.0106559			-1.208577	-1.166807

```
Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 10045.47   Prob > chi2 = 0.0000
```