

El mercado laboral colombiano Análisis desde la teoría de la señalización¹

**Carlos Andrés Cano Gamboa²
Juan Carlos Muñoz Mora³
Manuel Mesa Aristizábal⁴**

¹ Este artículo hace parte del proceso investigativo desarrollado en el Grupo de Economía y Empresa –GEE– de la Universidad EAFIT (Medellín-Colombia), liderado por Alberto Jaramillo Jaramillo, quien asesoró este trabajo de investigación.

² Magíster de Economía Universidad de Antioquia. Economista Universidad EAFIT. Dirección electrónica: ccanogam@eafit.edu.co

³ Magíster de Economía Universidad de los Andes. Economista Universidad de Antioquia. Dirección electrónica: jcmunomor@gmail.com

⁴ Asistente de Investigación. Estudiante de Economía. Universidad EAFIT. Integrante del semillero de investigación del Grupo de Estudios de Economía y Empresa –GEE–. Dirección electrónica: mmesaari@eafit.edu.co

El mercado laboral colombiano

Análisis desde la teoría de la señalización

Contenido:

Resumen.....	3
1. Introducción.....	4
2. Mayor nivel educativo, presenta incidencia en la remuneración salarial.....	8
3. Precedentes teóricos y empíricos de la señalización en el mercado laboral.....	10
3.1. Estudios de señalización para el caso Colombiano.....	12
4. Evidencia empírica de la señalización en Colombia.....	15
5. La señalización en Colombia: un análisis cuantitativo.....	18
5.1. Especificación del modelo Seudo panel.....	20
5.2. Los datos.....	22
5.3. Resultados del Modelo Seudo Panel.....	24
6. Conclusiones.....	28
7. Bibliografía.....	30
Anexos.....	35

El mercado laboral colombiano

Análisis desde la teoría de la señalización

Carlos Andrés Cano Gamboa, Juan Carlos Muñoz Mora, Manuel Mesa Aristizábal

Resumen: Los resultados de este trabajo indican que existe un efecto significativo tanto del título universitario (33%) y especialmente de posgrado sobre la rentabilidad de los salarios (62%), demostrando la presencia de señalización en el mercado laboral. A nivel regional, se encuentra que existe mayor presencia de señalización en Bucaramanga, Pereira, Villavicencio, Medellín, Cartagena y Bogotá. Las ciudades que no presentarían un efecto de señalización son Barranquilla, Manizales, Montería, Pasto, Cúcuta e Ibagué.

Palabras Clave: Teoría de la señalización, credencialismo, nivel salarial, mercado laboral, Seudo panel.

JEL: I2, J24, J31.

1. Introducción

La señalización, en el contexto de la Economía de la Educación⁵, es utilizada con dos connotaciones. En la primera, la educación actuaría como mecanismo transmisor de las habilidades del trabajador que son desconocidas para la empresa. En la segunda, como uno de los requisitos para acceder a los mejores trabajos.

La diferencia entre los dos argumentos es que, según la primera versión de la hipótesis, los salarios serían iguales a la productividad marginal del trabajador mientras que en la segunda se cuestiona esta relación ya que, desde su punto de vista, la productividad y los salarios dependen del puesto de trabajo que se ocupa. Se espera entonces que, al menos en media, los individuos con mayor nivel educativo sean más productivos y, por tanto, obtengan ingresos más elevados. Esto reflejaría la señalización en el mercado laboral.

La función de la educación sería certificar la capacidad de aprendizaje de un individuo y concederle un cierto *status* en función de la mencionada certificación. Los puestos se distribuirían de acuerdo al perfil alcanzado, es decir, de acuerdo a la posición relativa. Según la hipótesis de señalización, una vez tenidos en cuenta los años de educación, los individuos que consiguen el título tendrían una retribución mayor que aquellos que no lo hubiesen conseguido.

Sin embargo, si la educación actuase como señal de talentos innatos preexistentes o de los menores costos de formación posteriores, mayor educación no llevaría a mayor productividad y, por tanto, a tasas de crecimiento mayores. Por consiguiente, la cantidad de educación que un individuo adquiere señala la habilidad innata del individuo. En ausencia de mejor información, los empleadores usan estas señales educativas con el fin de predecir la verdadera productividad de los trabajadores en el proceso de contratación.

La herramienta más frecuentemente utilizada para estudiar la productividad de la educación a nivel individual ha sido la ecuación de salarios de Mincer⁶. En la

⁵ La Economía de la Educación obtiene dinámica en la teoría económica y en los trabajos de investigación gracias a los aportes que se desprenden de la Escuela de crecimiento endógeno y la Escuela Neoclásica. El conocimiento de las teorías de la educación permite la implementación de políticas públicas que generen desarrollo, partiendo de la calidad de vida, el incremento de los ingresos disponibles, la competitividad sistémica y la inclusión social. Estos factores generan dinámica al interior del sistema, lo que incide en crecimientos sostenidos del producto en el largo plazo. La comprensión de aspectos como la relación entre la inversión en el sector educativo y el crecimiento económico, el análisis sobre factores asociados a la cobertura y a la calidad de la educación, la demanda educativa con respecto al rendimiento futuro, la financiación y el acceso a la educación y la focalización del gasto público son temas que resaltan su relevancia en las condiciones sociales actuales.

⁶ Jacob Mincer (1974) realizó un modelo basado en la racionalidad económica del sujeto en el mercado laboral, que proveía un análisis de cómo la capacitación en el trabajo es causa de un aumento de los salarios y en qué medida contribuye a agrandar la brecha de desigualdad en

mayoría de investigaciones se demuestra una relación positiva entre los salarios y la educación de los individuos, confirmando la teoría del capital humano según la cual la educación supone una inversión que aumenta la productividad de los trabajadores y, por tanto, su salario.

Pons (2004) explica que *“han surgido explicaciones alternativas a la asociación positiva entre educación y salarios y, entre estas, la hipótesis de la señalización, que pondría en duda el propio concepto de capital humano. De la teoría del capital humano se desprende que las políticas incentivadoras de la educación y la formación de los ciudadanos de renta baja son las adecuadas para conseguir una distribución más igualitaria de la renta y mayor crecimiento. Sin embargo, según la hipótesis de la educación únicamente señalaría, filtraría o clasificaría a los individuos. De este modo determinaría sus ingresos en la medida que pondría de manifiesto la capacidad innata del individuo, no aumentándola, como propondría la teoría del capital humano”*.

En la señalización, los empresarios verían el proceso educativo, particularmente la educación formal, como un mecanismo de identificación de los trabajadores potencialmente más productivos. Se plantea una situación de información asimétrica en la que una de las partes, en este caso el trabajador, dispone de más información que la otra, la empresa, y es dificultoso o muy costoso obtener una información precisa sobre el talento y la capacidad de los aspirantes.

Por otra parte, según la versión credencialista, la educación serviría como requisito de admisión para ciertas profesiones de modo que las empresas 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).

Metodológicamente, una de las formas de contrastar el efecto de los títulos sobre los ingresos laborales es la ecuación desarrollada por Hungerford y Solon (1987) y conocida como *“Sheepskin effects”*. Hungerford y Solon (1987) encuentran, con series de corte transversal, que existe una rentabilidad adicional significativa en los años en los cuales se obtiene el diploma⁷. Un resultado similar es encontrado para el caso colombiano en trabajos de Cerquera, Jaramillo y Salazar (2000), Mora (2003), Castellar y Uribe (2003),

los ingresos. Como los salarios aumentan a medida que se requiere mayor calificación, así como un mayor conocimiento de los procesos que son exclusivamente propios de dicha empresa, cosa que sólo ocurre a medida que el individuo se especializa en la labor, con el crecimiento de la empresa se necesitarán puestos cada vez más calificados, y será a medida que aumente el nivel de entrenamiento y especialización que hay en una empresa que aumentarán también las diferencias salariales entre el grueso de la población laboral. La ecuación de regresión de Mincer, llamada *“función de ingresos”*, incluye el logaritmo del ingreso como variable explicada y la escolaridad y los años de experiencia como variables explicativas, y como un modelo estadístico (Cardona et. al., 2007).

⁷ Hungerford y Solon (1987) encuentran evidencia que confirma que los títulos tienen efecto sobre los salarios, es decir, ellos encuentran evidencia de rendimientos significativos respecto a los años en los cuales se obtiene el diploma.

Arango, Posada, y Uribe (2004), Gonzales, Gómez, Mora y Zuluaga (2004), Tribín (2005), Gordillo y Ariza (2005), Herrera (2006), Castillo (2007), Forero y Ramírez (2007), Posso (2008), Farné y Vergara (2008), Amador (2008), Clavijo (2009) y López (2009), entre otros.

Para verificar la validez de la hipótesis de señalización los investigadores en este campo han tenido que recurrir a un conjunto de pruebas:

- Comparar las tasas de rentabilidad de una submuestra de población que teóricamente no debería “señalizar” con la obtenida de otra submuestra que debería hacerlo (Psacharopoulos, 1979; Riley, 1979; Ziderman, 1992; Lambropoulos, 1992; Grubb, 1993; Arabsheibani y Rees, 1997; Brown y Sessions, 1999);
- Analizar los perfiles salariales de ciclo vital de individuos con diferentes niveles educativos, sectores y antigüedad (Layard y Psacharopoulos, 1974; Tucker III, 1986; Cohn y Méndez de Oliveira, 1987);
- Introducir la posición percentil en la distribución de los años de educación (Kroch y Sjoblom, 1994);
- Estudiar las divergencias entre la utilización de años teóricos *versus* años reales de estudio en una ecuación de ingresos (Oosterbeck, 1992; Groot y Oosterbeck, 1994).

Layard y Psacharopoulos (1974) examinan tres predicciones que consideran están en el espíritu de las hipótesis de señalización. Una de estas predicciones se refiere a que algunos aspectos de la trayectoria educativa de los individuos son más útiles a los empleadores que otros; en particular, que la obtención de un título otorga más evidencia de habilidad que el recuento de número de años de educación.

Esta versión de señalización constituye la base de los denominados efectos “*sheepskin*” o credencialismo. Atendiendo a esta hipótesis, los salarios deben crecer más rápido por año extra de educación cuando esta educación adicional se materializa en la obtención de un certificado⁸.

Dado que las tasas entre unos y otros resultaron muy similares, estos autores concluyeron que esta versión de señalización debería igualmente ser rechazada. A pesar de que Layard y Pasacharopoulos (1974) no encontraron existencia de credencialismo, Hungerford y Solon (1987) sí lo hacen, y confirman que los títulos tienen efecto sobre los salarios; así, encuentran evidencia que soporta la existencia de rendimientos significativos a los años en los cuales se obtiene el diploma⁹.

⁸ La prueba empírica utilizada por Layard y Psacharopoulos (1974) para contrastar esta predicción de la teoría de la señalización consistió en comparar las tasas de rentabilidad entre aquellos que abandonan un curso con respecto a aquellos que lo completan y obtienen la “*credencial*” del título.

⁹ Resultados iguales son encontrados en Park (1999); Arkes (1999) y Blanco y Pons (2000) y Brown y Sessions (2004).

El objetivo de este trabajo será determinar si en el mercado laboral colombiano se presentan evidencias de señalización educativa. Es decir, si existe una relación directa entre el promedio salarial de las regiones y el nivel promedio de educación. Se esperaría que las regiones con mejor logro educativo, obtuvieran una mejor tendencia promedio del nivel salarial, lo que corroboraría la teoría de la señalización.

La metodología de nuestro trabajo se desarrolla a partir de un modelo de Seudo panel para trece regiones de Colombia¹⁰ en el período 2000-2006. El modelo busca contrastar la existencia de sesgos de selección en el modelo de títulos con datos de seudo panel. Los resultados muestran que no existen sesgos de selección en la estimación realizada por Seudo panel para Colombia y el periodo en cuestión.

Este resultado es similar al encontrado por Mora (2006)¹¹. El trabajo de Mora buscaba mostrar que existe un efecto significativo tanto del título de secundaria como del título universitario sobre la rentabilidad de los salarios. De igual forma se discute la existencia de sesgos de selección en el modelo de títulos con datos de seudo panel.

Adicionalmente, aporta información en torno a la existencia de diferencias en las rentabilidades al título entre hombres y mujeres. Los resultados permiten establecer que los hombres en promedio ganan más que las mujeres, sin embargo, cuando se analiza la rentabilidad a los títulos las cosas ya no son tan claras. Por un lado, el rendimiento al título de secundaria es mayor para las mujeres con respecto a los hombres (15% para mujeres y 8% para hombres), mientras que el rendimiento al título universitario es mayor en los hombres en comparación con las mujeres (28% para hombres y 24% para mujeres).

Este artículo se divide en seis secciones: en la segunda sección se discute el efecto del nivel educativo y su incidencia en el nivel salarial. En la tercera sección se presentarán los trabajos precedentes y los resultados más relevantes. En la cuarta sección se presenta el análisis del mercado laboral colombiano y se analiza la evolución de los salarios. En la quinta sección se presentan los resultados obtenidos a partir del modelo de Seudo Panel. Finalmente, en la sexta sección se concluye.

Los resultados encontrados desde la perspectiva econométrica valida la metodología propuesta por Mora (2006) y encuentra suficiente evidencia sobre la robustez de la relación de señalización para los diferentes años. Esto se debe esencialmente a que se mantienen los signos de las diferentes variables tanto en la estimación en ventanas de tiempo y en el Seudo panel. En cuanto al contraste de sesgo de selección se encuentra evidencia sobre la no existencia en la estimación de Seudo-panel.

¹⁰ Las ciudades que se tienen presente en este trabajo son: Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Cartagena, Cúcuta, Ibagué, Manizales, Medellín, Montería, Pasto y Pereira.

¹¹ Mora Rodríguez, Jhon James (2006) "El efecto de los títulos, la segmentación y el funcionamiento del mercado de trabajo: un análisis cuantitativo". Tesis doctoral. Alcalá de Henares.

2. Mayor nivel educativo, presenta incidencia en la remuneración salarial

La educación pasó de ser considerada como un bien de consumo a considerarse un medio para mejorar la productividad del trabajo y ser motor del crecimiento económico. La teoría del capital humano plantea que las personas al educarse están aumentando sus cualidades y capacidades como trabajadores y por ende al recibir cierto nivel educativo las personas serán más productivas que si no lo tuviesen¹². Ante esta teoría surgió una crítica que consideró que las personas más educadas no aumentaban su productividad por medio de sus estudios, pero que igualmente los empleadores los consideraban más capaces, lo que se consideraría como un proceso de señalización.

Arrow (1973), Spence (1973) y Stiglitz (1975), defensores de la teoría de la señalización, plantearon que los años de estudio no aumentan en realidad la productividad de las personas, aunque puede ser que solo sean los más productivos quienes logren sus objetivos finales en sus estudios. Se entiende por tanto que la señalización admite la mayor productividad¹³ de los “mejores” estudiantes pero adjudica ésta a sus capacidades inherentes y no a la educación que han recibido¹⁴.

Becker (1964), a través de la teoría del capital humano, y Mincer (1962), sostienen que la educación aumenta directamente la productividad de una persona y, por lo tanto, los salarios. La hipótesis establece que un año más de educación incrementaría la remuneración salarial.

Las implicaciones sociales se hacen evidentes al hablar de política educativa. En este caso se sabe que además de los beneficios individuales de la educación (mayores niveles salariales), deben existir unos beneficios sociales que se derivan de ésta.

Si se considera la educación como una forma de “señalizar” entonces lo único que la sociedad derivará de un mayor nivel de educación es la asignación correcta de cada persona al puesto adecuado, según su capacitación; por otro lado, si los postulados de la teoría del capital humano son correctos y las personas aumentan su productividad laboral a medida que se educan, sería de vital importancia propender por el aumento del nivel educativo a nivel agregado en la sociedad de manera que se conlleve un mayor crecimiento económico y en últimas, un mayor desarrollo.

¹² Entre los trabajos revisados se encontró que efectivamente a mayor número de años de educación mayor sería el salario recibido. Ver Prada (2006) y Chávez y Arias (2002), entre otros.

¹³ Nótese además, que la mayor productividad de los “mejores” trabajadores (sea por una perspectiva o la otra) es un incentivo muy real a los empleadores para buscar a éstos con la intención de reducir sus costos de adiestramiento y aumentar la productividad marginal.

¹⁴ De esta forma, la educación sirve como una señal de productividad innata para aliviar la asimetría de la información entre el patrón y el empleado sobre la verdadera productividad de un trabajador, resolviendo por lo tanto el problema de información introducido por Akerlof (1970).

Sea que se tenga presente que la educación genera en las personas altas capacidades laborales o que las personas con altas capacidades inherentes tienen éxito en su educación¹⁵, lo cierto es que a la hora de enfrentarse al mercado laboral, los aspirantes no tienen más que mostrar que sus logros académicos con la intención de distinguirse. Paralelamente, cuando se contrata a un nuevo empleado las empresas se ven en dificultades para determinar cuáles son las capacidades y fortalezas de cada individuo, especialmente si se trata de profesionales jóvenes.

Como corriente interna de la teoría de la señalización se encuentra el concepto del credencialismo o efecto “*sheepskin*”¹⁶ el cual establece que la obtención de un título en cada nivel de educación es el factor determinante al enfrentarse al mercado laboral. La diferencia radica en la importancia del diploma. Se presume que si dos personas se presentan a una oferta de trabajo, ambos con tres años de educación superior, pero mientras que uno de los dos está en proceso de obtener su calificación profesional, el otro ha obtenido en este tiempo un título de tecnólogo, el segundo tenderá a recibir una mayor remuneración que el primero.

La razón principal para fundamentar esta idea radica en la posición de los empleadores al establecer que si una persona ha logrado su objetivo en el campo académico, seguramente esta es una persona que ha sido productiva en el mismo, por lo cual será productivo en el campo laboral y es probable que los empleadores exijan un nivel mínimo de educación que les sirva como filtro de los aspirantes a un nuevo puesto.

Dada esta posición que pueden tomar los empleadores se hace evidente que los aspirantes vean la necesidad de sobresalir a través de sus estudios pensando en su futuro laboral y se exigirán más en su carrera “señalizando” sus capacidades.

En cuanto a la determinación del salario, se tiene que según la teoría neoclásica, y de acuerdo a Pons (1999), los salarios en un mercado competitivo se fijarían de forma que igualasen el valor de la productividad marginal del trabajo.

La pregunta subsiguiente es ¿qué determina esta productividad?; existen diferentes respuestas:

- La productividad está determinada por el individuo y viene afectada por la educación, *teoría del capital humano*.

¹⁵ Es difícil determinar lo que ha desarrollado el estudiante durante su estadía en la universidad que no tuviera antes de entrar (aparte del conocimiento técnico).

¹⁶ El término “*Sheepskin*”, que se refiere a la importancia del diploma dentro del proceso de selección de los aspirantes, fue usado por primera vez por Layard y Psacharopoulos (1974) y hace alusión a los títulos que se otorgaban. En un principio los diplomas que se entregaban para certificar el logro de un cierto nivel educativo eran pergaminos fabricados con piel de ovejas, por lo cual, los autores mencionados acuñaron el término como una atractiva referencia del efecto de tener un título.

- La productividad viene determinada por el individuo pero es su capacidad innata la que la condiciona.
- La educación señala la habilidad, *hipótesis de señalización*.
- La productividad viene determinada por el individuo y las características del puesto de trabajo.
- La educación tiene una misión de señalización productiva buscando la adecuación de la persona al puesto de forma que se maximice la productividad.
- La productividad viene determinada por el puesto de trabajo.
- La educación serviría para ordenar a los individuos en la cola laboral, *teoría de competencia por los puestos*.

Hay que tener presente que los individuos llevarán a cabo un mayor esfuerzo en obtener un mejor nivel educativo, siempre y cuando se obtenga con dicho esfuerzo mayor ganancia futura y acceso al mercado laboral; esto se da principalmente porque el tener un nivel educativo medio o bajo no otorga la seguridad de ingresar al mercado laboral con facilidad y de igual manera no implica que se tendrá la remuneración deseada.

El invertir en educación se basa en las posibilidades que puede generar el estar más educado, es decir, cuando se decide seguir con los estudios se incurre en diferentes costos, directos o indirectos, pero cuando se acuda al mercado laboral se tendrá una mayor retribución que la que se hubiera tenido si se hubiera decidido no invertir en educación. Dicha remuneración se tendrá debido a que se tiene mayor capacidad para llevar a cabo las actividades y a un menor costo.

3. Precedentes teóricos y empíricos de la señalización en el mercado laboral

De acuerdo a la teoría de la señalización, según Pons (2001), se encontraría que: "*los títulos educativos actuarían como una señal de la habilidad innata y orientan a los empleadores en un mercado de trabajo caracterizado por la información imperfecta*". Esta propuesta indica que los más educados obtendrían mayor remuneración, porque los empleadores consideran el grado de educación como una señal de habilidad y productividad potencial.

La existencia de información (imperfecta) asimétrica se refiere, en este caso, al hecho de que los aspirantes a un empleo conocen sus capacidades y su vocación laboral, porque son innatas, pero los empleadores no conocen las características específicas de los aspirantes, de modo que cada persona que esté interesada en obtener el empleo exaltarán sus cualidades para hacerse ver apropiado para el trabajo en cuestión¹⁷.

¹⁷ La manera más sencilla de evitar este problema para los empleadores es asociar las capacidades del aspirante para realizar su hipotética labor con su capacidad para lograr ciertas metas. De esta manera, la función de la educación sería certificar la capacidad de aprendizaje de un individuo y concederle un status en función de la certificación.

Los puestos se distribuirían de acuerdo al perfil alcanzado, es decir, con respecto a la posición relativa. Sin embargo, si la educación actuase como señal de talentos innatos preexistentes o de los menores costos de formación posteriores, mayor educación no conllevaría a mayor productividad. Los aspirantes pueden decidir sobre las señales que emiten, teniendo presente que la emisión implica un costo. Invertirán en educación de forma que se maximice la diferencia entre los costos de señalizarse y el rendimiento obtenido (un salario superior).

El supuesto crítico es que el costo de señalización está relacionado negativamente con la capacidad del individuo. La lógica del mercado laboral permitiría que las personas con mayores niveles de educación recibieran mayores remuneraciones, lo cual se entiende por la diferenciación que estas personas han generado a través de sus estudios realizados.

A nivel internacional destacamos cinco trabajos. Las metodologías son diversas, algunas parten del análisis minceriano (Barceina, et. al. 2003). Otros trabajan con cuartiles para diferenciar las escalas salariales (Martins y Pereira, 2003). Clark (2000) parte del contraste de la teoría del capital humano y la señalización.

Los hallazgos son interesantes, y no siempre comprueban la señalización en el mercado laboral, y cuando lo hace, es en distinta magnitud, de acuerdo a las condiciones productivas de los países de análisis. Para el caso de España, Barceinas *et. al.* (2003) encuentran que la señalización no explica la parte esencial de los niveles de ingresos, de sus diferencias y de la rentabilidad privada de la educación. Brown y Sessions (1999) encuentran para el mercado laboral italiano la presencia de señalización para los empleados asalariados, pero no para los trabajadores independientes. Esto implicaría que el “salario” de los independientes no responde de la misma manera a su nivel educativo que el salario de los empleados.

Crespo y Cortez (2005) estudian el caso de Brasil en el periodo 1982-2002. Encuentran evidencia de señalización, especialmente a partir de las políticas focalizadas a incrementar la cobertura educativa y generar competencias laborales¹⁸. Clark (2000) para el caso de Rusia encuentra que el mercado laboral ruso presenta evidencia de señalización.

Bucheli (2000) analizó las características del empleo de los trabajadores con estudios universitarios buscando identificar en qué medida las calificaciones diferencian a este grupo del resto de los trabajadores en el mercado laboral. La evidencia señaló que invertir en educación es rentable y que esta rentabilidad es mayor en los años noventa que en los ochenta, ampliándose la pirámide salarial por niveles educativos¹⁹. Martins y Pereira (2003), a partir de la

¹⁸ Al dividir la muestra en dos regiones, se encuentra que la disminución de señalización en la zona con mayor desarrollo económico (y presumiblemente aquella con mayor demanda por trabajo calificado) es menor en contraste con la menos desarrollada.

¹⁹ El ingreso por hora percibido en la suma de todos los empleos es superior para los egresados universitarios, tanto si se le compara con el de los desertores de ese nivel como con los egresados de secundaria. Por otro lado encontraron que el sector privado paga una prima

regresión cuantil en 16 países, encontraron que el incremento de los ingresos asociados a la escolaridad es mayor para los individuos preparados, que existe una interacción entre la escolaridad y la capacidad, y que los más capaces se benefician más de su educación.

3.1. Estudios de señalización para el caso Colombiano

Para el caso colombiano, se ha encontrado que la posibilidad de devengar un salario mínimo es similar en el rango de las personas que no tienen educación y las personas que terminan secundaria. Las diferencias empiezan a ser más notorias en las personas que obtienen el título universitario.

Estimaciones del Banco Mundial²⁰ indican que en Colombia el salario de un trabajador con educación superior es casi tres veces el salario promedio de la fuerza laboral, y cinco veces el de un trabajador que no tiene ningún nivel de educación. Lo anterior implica una tasa de retorno de la educación superior del orden del 22 por ciento. Sin embargo, mientras que en Colombia el 11 por ciento de la fuerza laboral alcanzó nivel terciario de educación, en los países desarrollados el promedio es del 24 por ciento.

Además de las premisas básicas de la teoría de la señalización, se evidencia que al llevarla al contexto colombiano aparecen nuevos factores que no han sido considerados. Debido a las características propias del mercado laboral, se deben tener en cuenta factores como: el regionalismo, el nombre y reconocimiento de la universidad (credencialismo), factores que inciden en la “señal” que llevan consigo los egresados; tal vez sea éste, además de otros factores como el sexo o la ciudad donde se estudió factores determinantes, más aún que los logros propios del individuo.

Forero y Ramírez (2007) encuentran que factores como vivir en Bogotá, ser hombre, tener padres más educados y haber obtenido el título en instituciones privadas o acreditadas, se relacionan positivamente con la probabilidad de devengar ingresos laborales mayores. Igualmente, López (2008) encuentra que aunque el desempleo ha disminuido desde la crisis de finales de los noventa, los jóvenes presentan 2 veces mayor desempleo y en los adultos el trabajo informal y no asalariado se ve con mayor frecuencia.

López (2008) plantea las consecuencias de la señalización en el mercado, estableciendo que los retornos para la educación superior han aumentado de manera que teniendo bachillerato, estudiar un año de pregrado eleva los

por los estudios universitarios completos aún cuando el trabajador no se desempeñe en una ocupación “universitaria”. La mayoría de los asalariados privados egresados se encuentran en estas condiciones: 64% se desempeña en las denominadas ocupaciones “universitarias”, mientras, la prima fue estimada para un 22% de trabajadores en otras ocupaciones, obteniendo valores positivos. La remuneración pagada a los egresados universitarios en el sector público es inferior al privado.

²⁰ HOLM-NIELSEN, L. (2002) “Trade in education... Why are we here?”. OECD-US. Washington, D.C.

ingresos 18%. Aún así, plantea también que los retornos a la educación media se han igualado con los de la educación básica.

Otro factor que se debe considerar es que por teoría microeconómica las personas que han invertido mucho dinero, tiempo y esfuerzo en capacitarse tienen altos costos de oportunidad al enfrentarse a algún empleo. Esta idea es contraria a la hipótesis de la señalización en la medida en que según el lugar donde se encuentre, las personas no deberían querer aumentar su nivel educativo más allá de cierto punto. Para el caso colombiano, se ha dicho que la evidencia de sobre educación es más fuerte en Bogotá (Castillo, 2007).

Mora *et. al.* (2004) plantean que para el mercado laboral de Cali es evidente la existencia de señalización. Este resultado se encuentra mediante el modelo de Hungerford y Solon (1987)²¹ aplicado al área metropolitana de la ciudad, en el cual muestran que el efecto de la educación sobre el ingreso no es lineal y que existe un salto significativo en los rendimientos para el año 11 con relación al año 10 del 17.5%, y un cambio significativo de los rendimientos para el año 16 de educación con relación al 15 de educación del 32.7%.

Castellar y Uribe (2003) al establecer que la ecuación minceriana sencilla puede ser compatible tanto con la teoría del capital humano como con la señalización, optan por usar una ecuación modificada de Mincer, implementando cambios suaves y cambios libres para diferenciar entre la existencia o no de señalización (a través de credencialismo) usando datos de la Encuesta Nacional de Hogares –ENH–. Los resultados obtenidos muestran que para el área metropolitana de Cali predomina la teoría del capital humano.

Mora y Muro (2007) establecen, mediante el uso de cohortes en un modelo de panel, que para el caso del mercado laboral colombiano existe una fuerte presencia de señalización al mostrar que para los que se han graduado del bachillerato el salario promedio aumenta en 14% y en 26% para quienes obtienen un título profesional. Por otro lado, Prada (2006) plantea la hipótesis de un cuello de botella en la educación en Colombia debido a que encontró, mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), retornos decrecientes para los niveles más altos de educación²².

Otro estudio que analiza los retornos a la educación en Colombia es el de Posso (2008), en el cual demuestra que la principal causa para la desigualdad

²¹ Hungerford y Solon (1987) utilizaron la función de Mincer para demostrar que en efecto sí se presentaba una fuerte evidencia acerca de la existencia de señalización para el mercado laboral de Estados Unidos. El método usado por los autores fue usar el logaritmo natural del salario (semanal) como función de la experiencia, la educación y el cuadrado de la experiencia. Según esto definieron cortes para los años de educación que debían recibir un título mediante una variable *dummy* para cada uno de estos años (8, 12 y 16). Para cada corte se reflejó un aumento significativo en el salario observado, lo cual demostraba la hipótesis del credencialismo. Anterior a este trabajo, los modelos empíricos parecían coincidir en el resultado contrario.

²² Para explicar esto, el autor plantea la posible existencia de una sobresaturación de profesiones generada por la concentración de estudiantes en similares áreas del conocimiento. Esto es significativo porque implica que el análisis de la señalización dependerá también del sector productivo y de las características del mercado laboral.

salarial en Colombia son los cambios en la distribución de las características de los asalariados.

Posso (2008) basó su estudio en exponer nuevas alternativas para el análisis de la desigualdad salarial en Colombia; primero, utilizando un método de descomposición para la desigualdad basado en una estimación condicional de la distribución de ingresos utilizando la regresión por percentiles, donde descompone los cambios en la distribución en tres factores: características, coeficientes y residuales²³.

Además, se encuentra que debido a problemas en la calidad de la educación ha aumentado la desigualdad salarial entre los más educados. Bajo este criterio, también Tribín (2005) encontró que la principal causa para la desigualdad salarial entre los hombres en Bogotá para el periodo 1976-2000 estaba explicada por los cambios en los retornos a la educación, es decir el efecto de ésta sobre el salario.

Clavijo (2009) explica que las brechas salariales entre profesionales y bachilleres se incrementaron en varios países, destacándose Bolivia (+11 puntos), Nicaragua (+8), El Salvador (+7) y México (+7). La única excepción fue Colombia, donde dicha brecha se redujo de 4 puntos porcentuales (=16% - 12%) a 3 (=13% - 10%). Colombia junto con Argentina son los únicos países donde el retorno a la educación superior descendió en términos absolutos (de 16% a 13%).

A esto se le planteó dos hipótesis: 1) Pudo haber tal cantidad de oferta de graduandos, que al rebasar la demanda su retorno cayó; y/o 2) existió un descenso en la calidad de los graduandos, de tal manera que el mercado aplicó un de-mérito en sus tasas de retorno.

Amador (2008), para mirar la desigualdad en los ingresos laborales, desarrolló un trabajo dentro de un marco de equilibrio parcial, los escenarios que resultarían de la implementación de una serie de políticas educativas. Dichas políticas son comparadas a partir de sus efectos hipotéticos sobre la desigualdad en los ingresos laborales, medidos a partir del coeficiente Gini. Se concluye que las políticas educativas que garantizan educación media universal producen la menor desigualdad²⁴.

Algunos de los autores que han estudiado la relación educación y prima salarial lo han realizado desde el mercado laboral. Arango, Posada, y Uribe (2004) analizan la evolución de los salarios reales de los asalariados (empleados y obreros) ocupados de tiempo completo (al menos 40 horas semanales) entre el

²³ El autor concluye que el crecimiento de la desigualdad depende de los cambios en la distribución de las características de los asalariados para el periodo 1984-2005. En segundo lugar utilizando la regresión por percentiles intenta mostrar que los premios a la educación post-secundaria tienen un rol principal en la explicación del crecimiento de la desigualdad dentro del grupo de los más educados. Por otro lado, concluyó que la desigualdad salarial se puede explicar por medio del crecimiento en el nivel educativo de la población asalariada en Colombia y por una desigualdad intragrupo.

²⁴ Políticas educativas en las que se aumenta la cobertura en educación terciaria sin garantizar primero un nivel medio, llevan a mayor inequidad.

primer trimestre de 1984 y el cuarto trimestre de 2000, utilizando la información de la encuesta de hogares del DANE para siete ciudades.

El objetivo era estudiar aspectos de las modificaciones en la estructura salarial y analizar la posibilidad de que hayan sido causadas por un cambio técnico sesgado hacia el uso de trabajo calificado. Concluyen que la concentración de los salarios aumentó a favor de las personas que tienen mayores niveles de educación. Por otra parte, Herrera (2006) explica la evolución de los salarios relativos entre el sector formal e informal en Colombia durante 1992-2004, mediante un modelo de oferta y demanda relativa²⁵.

Otro de los autores que estudió la relación que presenta la educación y la prima salarial fue Castillo (2007) quien buscó corroborar si en Colombia se compite tanto por puestos de trabajo como por salarios, donde aparece el fenómeno de la sobreeducación, como transitorio o permanente de acuerdo a las características del individuo que se enfrenta a dicha situación, con su trabajo aporta una perspectiva del fenómeno de la sobreeducación, entendida como un desajuste por exceso, entre el nivel educativo alcanzado por el individuo y el exigido por el puesto de trabajo en el cual se desempeña.

4. Evidencia empírica de la señalización en Colombia

En esta sección se presentan las tendencias de los salarios promedio de las principales regiones del país en el período 2000-2006. Se esperaría que, por un lado, para cada ciudad un mayor nivel educativo devengara un mayor salario y paralelamente las ciudades que se reconocen por tener mercados laborales más exigentes y sofisticados (Bogotá, Medellín, Barranquilla y Cali) revelen salarios más altos para cada nivel educativo. Según esto, se esperaría que Bogotá presentara los mayores salarios, como efectivamente ocurre.

En el cuadro 1 se presenta el promedio salarial en las principales ciudades del país. Bogotá, en el año 2000, presentaba un mejor nivel salarial en promedio que el resto de ciudades. Para el año 2006, la ciudad con el promedio más alto es Bucaramanga, presentando un crecimiento superior al resto de las regiones en el período de análisis (54,2%).

Barranquilla y Medellín también presentaron un crecimiento alto entre 2000-2006 (34,5% y 36,6%, respectivamente). Bucaramanga presenta el mayor crecimiento con un aumento nominal del 54% entre 2000 y 2006, mientras que para Cartagena se observa sólo un aumento del 22,2%. El promedio salarial de los bachilleres en las principales ciudades está un poco por encima del salario mínimo legal que, por ejemplo, para el año 2006 fue de \$455.700 y para 2005 fue \$425.984.

²⁵ Observó una tendencia al alza del diferencial salarial entre el sector formal e informal, así mismo, concluye que el comportamiento de los salarios relativos depende tanto de factores de oferta como de demanda relativa.

Cuadro 1: Promedios salariales para bachilleres

	Bogotá	Cali	Medellín	Barranquilla	Bucaramanga	Cartagena
2000	408661	393086	386377	363462	346699	407307
2001	402841	397156	405406	384827	382099	410420
2002	429297	427452	404851	406146	401089	407760
2003	437012	428614	440247	415715	404164	408924
2004	464571	467116	463776	424628	461354	418054
2005	514154	507274	497743	461290	489587	487347
2006	522158	499904	525803	489041	534887	497855

Fuente: Encuesta Continua de Hogares. DANE.

* Para el 2006 solo se tienen datos de los 2 primeros trimestres.

Para el caso de los tecnólogos²⁶ (ver cuadro 2) las ciudades presentan tendencias muy diferentes entre sí. No se establece un patrón claro ni en el menor salario obtenido para cada año ni en el mayor, aunque para el 2006 la el nivel promedio es muy similar en las ciudades de análisis. Bogotá y Cartagena presentan crecimiento negativo para el período de análisis.

La diferencia salarial en promedio para el año 2006 de un tecnólogo y un bachiller en Bogotá es del 32%; esa diferencia para Medellín es del 22%, en Cali es del 23%; en Barranquilla la diferencia es del 40%; en Bucaramanga es del 29% y en Cartagena del 36,3%.

Cuadro 2: Promedios salariales para tecnólogos

	Bogotá	Cali	Medellín	Barranquilla	Bucaramanga	Cartagena
2000	736533	564614	459675	503990	512356	868178
2001	555427	554899	484019	525801	521697	534219
2002	655023	610626	667618	561369	552062	594237
2003	600208	609149	684946	480821	519092	464223
2004	701630	636543	707561	521416	620454	459444
2005	714471	683694	620919	603940	632703	575103
2006	685604	618571	644604	685604	694739	679011

Fuente: Encuesta Continua de Hogares. DANE.

* Para el 2006 solo se tienen datos de los 2 primeros trimestres.

El promedio salarial para los profesionales (ver cuadro 3) presenta resultados un poco más acordes con la idea de la señalización. Exceptuando 2 años, Bogotá genera los mayores niveles y exceptuando 3 años, Cartagena siempre presenta los menores. La diferencia salarial, en promedio en el año 2006, entre un profesional y un tecnólogo en Bogotá es de 182%; esa misma diferencia para el caso de Medellín es del 162%, en Cali es del 226%, y en el caso de Barranquilla es del 68%.

En el caso de Cartagena la diferencia entre un profesional y un tecnólogo es del 97%; en Bucaramanga la diferencia es del 106%. Aunque para todas las

²⁶ La educación técnica-tecnológica completa está compuesta por las personas que tienen entre dos y cuatro años de educación superior, y que no se encontraban estudiando al momento de la encuesta.

ciudades se observa un crecimiento positivo y no despreciable, se presentan grandes diferencias, siendo la mayor variación (55%) para Cali.

Cuadro 3: Promedios salariales para profesionales

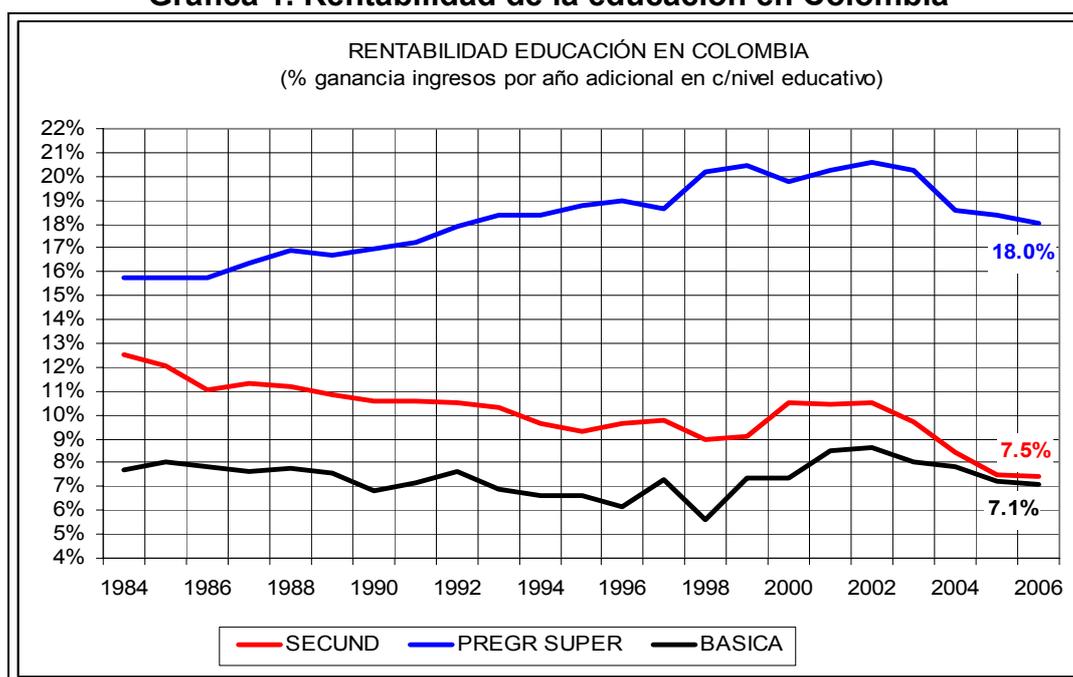
	Bogotá	Cali	Medellín	Barranquilla	Bucaramanga	Cartagena
2000	1551848	1299540	1215516	977025	1002517	968400
2001	1606452	1275322	1346217	1010962	1115941	1094728
2002	1752876	1501295	1469071	1082824	1073228	872388
2003	1709773	1367958	1778548	1120880	1198851	992373
2004	1888206	1479390	1833686	1152602	1181835	1026084
2005	2145247	1756732	1778512	1189952	1342775	1149106
2006	1948343	2016697	1691998	1155584	1496735	1338380

Fuente: Encuesta Continua de Hogares. DANE.

* Para el 2006 solo se tienen datos de los 2 primeros trimestres.

En el estudio de López (2008) se determina que la rentabilidad de estudiar un año de pregrado en Colombia eleva los ingresos en 18%, mientras que los retornos a la educación básica y secundaria han caído en el largo plazo y hoy son casi iguales. Dado este incremento en la rentabilidad con educación superior, se puede considerar como un factor de gran importancia para que los individuos decidan invertir en educación.

Gráfica 1. Rentabilidad de la educación en Colombia



Fuente: López (2008).

De acuerdo a las cifras presentadas en esta sección, se observa un crecimiento importante de los salarios promedio de los profesionales, frente a los tecnólogos y bachilleres. Las ciudades que presentan un mejor promedio salarial en profesionales son Cali y Bogotá; de igual forma son las ciudades en donde se presenta la mayor diferencia entre bachilleres y tecnólogos, y tecnólogos y profesionales.

Para contrastar estos resultados econométricamente, y verificar la existencia de señalización y credencialismo en el mercado laboral colombiano, a continuación se construye un modelo Seudo-panel, por medio del cual se determina e interpretan las interrelaciones regionales de trece áreas metropolitanas de Colombia en el mercado laboral teniendo en cuenta los años de educación de los trabajadores en el período 2000-2006.

5. La señalización en Colombia: un análisis cuantitativo

Los estudios sobre señalización en Colombia y, en general, en la mayoría de países se han caracterizado por la falta de información longitudinal que permita mirar los cambios estructurales reflejados en tendencias temporales. Por esta razón, la mayoría de los trabajos sobre el retorno de la educación en Colombia han sido de corte transversal. A excepción de los trabajos de Núñez y Sánchez (2003) y Mora (2006), donde se introduce una solución a los problemas de la información a través del tratamiento de la información a través de segmentos de población con condiciones similares llamadas cohortes.

A pesar de esta similitud, Núñez y Sánchez (2003) realizan análisis en ventanas de tiempo independientes lo cual se aproxima a los efectos de dinámica, pero no realizan estimaciones estructurales para todos los años. Mora (2006), introduce la metodología propuesta por Moffitt (1993) para el análisis de lo que se conoce como Seudo-panel, o panel sintético, el cual consiste en realizar estimaciones tipo panel con datos organizados en cohortes. Así, en lugar de seguir individuos en el tiempo, se tiene información por cohorte a través del tiempo, los cuales podrían arrojar resultados similares a los tradicionales de Datos de Panel, con la ventaja de que no se presenta el problema de pérdida de muestra de la "attrition"²⁷ (Mora, 2006).

Tradicionalmente los seudo paneles en la literatura se han estimado a través de obtener las medias de las cohortes y luego se estima un panel tradicional. No obstante, este tipo de estimaciones esconden sesgos de errores de medición asociados a la selección de los individuos dentro de las cohortes, que si bien convergen asintóticamente a las estimaciones de panel tradicional, introducen ruidos difíciles de controlar en las estimaciones empíricas de este tipo de metodológicas (Mora, 2006; Deaton, 1985).

Para solucionar este problema, Moffitt (1993) propone una metodología basada en datos de corte transversal repetidos a través de variables instrumentales. De este modo, descompone los efectos individuales en efectos de cohorte y en desviaciones de dicho efecto y además plantea que las variables que tienen errores pueden proyectarse linealmente sobre un conjunto de variables que varían y que no varían en el tiempo. Así, este tipo de procedimientos permite

²⁷ El problema surge, por definición, en las bases de datos longitudinales, al producirse una falta de respuesta en entrevistas siguientes a la inicial, que da origen a una pérdida de observaciones en el tiempo y puede impedir el seguimiento de un segmento importante de la muestra. Este tipo de fenómenos pueden influir en los resultados si se da una pérdida de representatividad de la población objeto de estudio (Ayala, Navarro y Sastre, 2006).

corregir la existencia de errores de medición asociados al cambio de análisis entre las cohortes y los individuos (Moffitt, 1993; Mora, 2006)²⁸.

Adicionalmente, este tipo de procedimiento permite encontrar un contraste para el sesgo de selección natural para este tipo de selección de muestra no aleatoria, lo cual produce estimaciones inconsistentes (Heckman, 1979). Este problema ha sido ampliamente tratado para estimaciones en ventanas de tiempo o de corte transversal en la literatura de señalización, lo cual permite recuperar la consistencia de las estimaciones de los retornos de la educación.

Para el caso de panel de datos, este tipo de sesgos aumentan su protagonismo por la aparición de la pérdida de muestra en las encuestas longitudinales, para esto existen soluciones a través de variables instrumentales y de especificación que solucionan el problema (Wooldridge, 2005). No obstante, para Seudo panel o estimaciones con corte transversal con observaciones repetidas este tipo de contrastes no han sido muy desarrolladas.

En este sentido, Mora (2006) y Mora y Muro (2007) proponen una extensión del contraste tradicional de Heckman²⁹ para sesgo de selección aplicado a la estimación de pseudo-panel, basado en el parámetro conocido como la inversa se Mills, resultado de una función de selección o participación análogo a la solución de Heckman (1979). El avance de esta propuesta, es obtener de manera sencilla una extensión de los avances en la corrección del sesgo de selección para los trabajos del Seudo panel.

²⁸ Para un tratamiento más detallado sobre la estimación de Seudo-Panel se sugiere el Capítulo II de Mora (2006).

²⁹ El contraste para sesgos de selección fue el primer contraste de especificación en modelos con variables depuradas limitadas. Este contraste fue desarrollado por Heckman (1979). El problema planteado parte del modelo de autoselección tipo Heckman de la forma:

$$Y_{it}^* = \beta_1 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y la ecuación de selección es:

$$Y_{i2}^* = \beta_2 X_{i2} + \varepsilon_{i2} > 0 \quad (2)$$

De esta forma, Y_{it}^* es observado e igual a Y_{1t}^* , si y solo si $Y_{2t}^* > 0$. Por lo tanto, Y_{it}^* es censurado por la ecuación de selección. Es también de esperar que ε_{1t} y ε_{2t} tengan un grado de correlación ρ . Dado que Y_{2t}^* es observado como variable dicotómica, normalizando la ecuación 2, a través de $\text{Var}(\varepsilon_{2t})=1$, deberemos asumir:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \sim N \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{bmatrix}$$

Una estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios de la ecuación 1, da como resultado estimadores sesgados de β_1 , dado que $E(\varepsilon_{1t} / y_{2t}^* > 0)$ es diferente de cero; esta expresión viene dada por $\rho\sigma\lambda_i$, donde λ_i es la razón de Mills. De esta forma, la ecuación 1 en términos de la variable observada Y_{it}^* puede escribirse como:

$$Y_{it} = \beta_1 X_{it} + \rho\sigma\lambda_i + \varepsilon_{it}, \text{ donde } E(\varepsilon_{it}) = 0$$

En el presente trabajo, se busca replicar la metodología de Mora (2006), con algunas diferencias. En primer lugar, se hará una definición más amplia de las cohortes para obtener un seguimiento de las diferentes cohortes en los años de estudio y se hará énfasis en los efectos regionales.

En segundo lugar, se tienen un mayor número de individuos dentro de las cohortes con el mismo número de años. En tercer lugar, se hará una aproximación a la consistencia de la selección de los individuos dentro de las cohortes lo cual permite verificar la existencia de sesgos de medición asociados a la consistencia de las cohortes en el tiempo. En cuarto lugar, se hará la corrección de sesgo de selección propuesto por Heckman (1979) en las estimaciones en ventanas de tiempo. Finalmente, para el contraste de sesgo de selección para el Seudo panel se propone una especificación basada en Heckman (1979).

5.1. Especificación del modelo Seudo Panel

El modelo cuantifica las diferencias en el comportamiento entre las observaciones, es decir, identifica la heterogeneidad entre los grupos³⁰. Esto es importante para nuestro caso por las diferencias estructurales que presentan las regiones y el tipo de individuo de análisis³¹.

Siguiendo la metodología de Hungerford y Solon (1987) y Moffitt (1993), la ecuación de señalización para Colombia estará dada por:

$$\begin{aligned} LnWh_{j(t),t} = & \alpha_0 + \alpha_1 s_{j(t),t} + \alpha_2 \exp_{j(t),t} + \alpha_3 \exp^2_{j(t),t} + \beta_0 s6_{j(t),t} + \beta_1 s6_{j(t),t} (s-6)_{j(t),t} \\ & + \beta_2 s11_{j(t),t} + \beta_3 s11_{j(t),t} (s-11)_{j(t),t} + \beta_4 s16_{j(t),t} + \beta_5 s16_{j(t),t} (s-16)_{j(t),t} \quad (1) \\ & + \sum_{j=1}^{13} \delta_j d_j + \sum_{i=1}^7 \gamma_i c_i + \sum_{j=1}^{13} \sum_{i=1}^7 \rho_{ji} d_j c_i + v_{j(t)} + \mu_{j(t),t} \end{aligned}$$

$$s_{j(t),t} = \sum_{j=1}^{13} \delta_j d_j + \sum_{i=1}^7 \gamma_i c_i + \sum_{j=1}^{13} \sum_{i=1}^7 \rho_{ji} d_j c_i + \zeta Z_{jt} + \varpi_{j(t),t} \quad (2)$$

³⁰ El método de estimación del modelo permite determinar el comportamiento de los efectos individuales a partir de efectos fijos o de efectos aleatorios. En el modelo de efectos fijos, los investigadores hacen inferencia condicional sobre los efectos involucrados sobre la muestra. Esta aproximación toma el intercepto como un término constante específico para cada grupo en el modelo de regresión. En el modelo de efectos aleatorios, se hacen inferencias incondicionales o marginales sobre la población. En ésta aproximación el intercepto es un término aleatorio específico para cada grupo (Hsiao, 1986 y Greene, 2003). Uno de los criterios para escoger entre los modelos de efectos fijos y efectos aleatorios es la prueba de Hausman, la cual requiere que no haya correlación serial en los errores, supuesto que es difícil de cumplir cuando T es pequeño (Maddala, 1987).

³¹ La principal ventaja del tratamiento a través de datos de panel respecto de *cross section* es que permite controlar por características no observables propias de las regiones que pueden estar correlacionadas con las variables del modelo. Es decir, la presencia de heterogeneidad no observable produce en los modelos de *cross section* estimadores inconsistentes de los coeficientes.

$$\exp_{j(t),t} = \sum_{j=1}^{13} \delta_j d_j + \sum_{i=1}^7 \gamma_i c_i + \sum_{j=1}^{13} \sum_{i=1}^7 \rho_{ji} d_j c_i + \zeta Z_{jt} + \varpi_{j(t),t} \quad (3)$$

$$\exp^2_{j(t),t} = \sum_{j=1}^{13} \delta_j d_j + \sum_{i=1}^7 \gamma_i c_i + \sum_{j=1}^{13} \sum_{i=1}^7 \rho_{ji} d_j c_i + \zeta Z_{jt} + \varpi_{j(t),t} \quad (4)$$

$$s6_{j(t),t} (s-6)_{j(t),t} = \sum_{j=1}^{13} \delta_j d_j + \sum_{i=1}^7 \gamma_i c_i + \sum_{j=1}^{13} \sum_{i=1}^7 \rho_{ji} d_j c_i + \zeta Z_{jt} + \varpi_{j(t),t} \quad (5)$$

$$s11_{j(t),t} (s-11)_{j(t),t} = \sum_{j=1}^{13} \delta_j d_j + \sum_{i=1}^7 \gamma_i c_i + \sum_{j=1}^{13} \sum_{i=1}^7 \rho_{ji} d_j c_i + \zeta Z_{jt} + \varpi_{j(t),t} \quad (6)$$

$$s16_{j(t),t} (s-16)_{j(t),t} = \sum_{j=1}^{13} \delta_j d_j + \sum_{i=1}^7 \gamma_i c_i + \sum_{j=1}^{13} \sum_{i=1}^7 \rho_{ji} d_j c_i + \zeta Z_{jt} + \varpi_{j(t),t} \quad (7)$$

En la ecuación (1) $\ln Wh_{j(t),t}$, $s_{j(t),t}$, $\exp_{j(t),t}$ y $\exp^2_{j(t),t}$ son el logaritmo del salario por hora, los años de educación, la experiencia potencial y la experiencia potencial al cuadrado respectivamente para un trabajador “j” en el periodo de tiempo “t”.

El subíndice i(t) muestra que los individuos son diferentes en cada periodo de tiempo. Por su parte, $s6_{j(t),t}$, $s11_{j(t),t}$ y $s16_{j(t),t}$ son variables dicotómicas que toman 1 en el caso que el individuo tenga 6, 11 ó 16 años de estudio respectivamente y 0 en caso contrario.

Las variables $s6_{j(t),t} (s-6)_{j(t),t}$, $s11_{j(t),t} (s-11)_{j(t),t}$ y $s16_{j(t),t} (s-16)_{j(t),t}$ muestran los efectos de interacción. Además, d_j y c_i son variables dicotómicas para las trece ciudades principales y para las siete cohortes que se definirán más adelante. Finalmente, $v_{j(t)}$ y $\mu_{j(t),t}$ recogen los errores asociados a la cohorte a los efectos idiosincráticos, respectivamente.

Las ecuaciones (2) a (7) recogen los diferentes instrumentos para la coerción de la posible endogeneidad resultado de los errores de medición en el Seudo panel debido a la agregación de observaciones individuales a cohortes de variables como la educación, la experiencia, la experiencia al cuadrado, $s6(s-6)$, $s11(s-11)$ y $s16(s-16)$. Dado que $s6_{j(t),t}$, $s11_{j(t),t}$ y $s16_{j(t),t}$ son variables dicotómicas éstas no deben instrumentarse puesto que no tiene el problema de agregación (Deaton, 1985). Adicionalmente, siguiendo a Mora (2003) aparte de los instrumentos por cohortes y ciudades se agrega la variable la tasa de desempleo por ciudad, Z_t .

Así, por ejemplo, el retorno del año 11 de educación (bachiller) es $\alpha_1 + \beta_2$, y el retorno del año 16 (título profesional) es $\alpha_1 + \beta_2 + \beta_4$. El efecto del credencialismo está siendo medido por los parámetros β_0 , β_2 y β_4 , los cuales muestran la manera como se afecta el ingreso de un individuo al obtener un

diploma determinado. Lo que se espera es que los parámetros sean positivos, lo cual indicaría la relevancia del diploma en el salario que las personas perciben, más allá de los años de educación que tengan.

La definición de cohortes utilizadas para las estimaciones son las siguientes:

Cuadro 4: Definición de las cohortes.

Cohortes	Años de nacimiento	Intervalos de edades de las cohortes				
		2002	2003	2004	2005	2006
1	1982-1986	16-20	17-21	18-22	19-23	20-24
2	1977-1981	21-25	22-26	23-27	24-28	25-29
3	1972-1976	26-30	27-31	28-32	29-33	30-34
4	1967-1971	31-35	32-36	33-37	34-38	35-39
5	1962-1966	36-40	37-41	38-42	39-43	40-44
6	1957-1961	41-45	42-46	43-47	44-48	45-49
7	1952-1956	46-50	47-51	48-52	49-53	50-54

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 4 se muestra la selección de la población. El principal criterio de selección es tener cohortes que capturaran las condiciones de toda la población hasta la edad de jubilación en las leyes colombianas. De esta forma, los individuos seleccionados estarán entre 16 años en 2002 y 54 años en el 2006.

5.2. Los datos

Los datos provienen de la Encuesta Continua de Hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadística –DANE–³². El período de análisis está comprendido entre 2000-2006 y tiene en cuenta trece áreas metropolitanas de Colombia. Por cambios de la metodologías en el 2006 se realizaron las imputaciones necesarias para poder garantizar la homogeneidad en la información.

Como es usual en este tipo de encuestas existen errores de medición. Para corregirlos se siguió a Amador (2008), quien trata de corregir este problema restringiendo la muestra con los siguientes criterios. Primero, se restringe a las personas que viven en áreas metropolitanas para lograr comparabilidad con otras encuestas y para efectos de la imputación. Segundo, se excluyen las personas que reportan que trabajaron 84 o más horas en la última semana. Finalmente, se borran el 1% de la población con ingresos más altos y bajos para controlar las varianzas de la muestra.

Después de realizar la depuración de la base de datos se procedió a la construcción de las cohortes. El número de individuos por cohortes son (para el número de individuos por ciudad, ver cuadro A2.1).

³² Las variables mencionadas se tomarán del Sistema de Consulta de la Encuesta de Hogares del DANE (SIC-EH). Este sistema es un servicio del Grupo de Estudios en Economía y Empresa –GEE– de la Universidad EAFIT (Medellín-Colombia).

Cuadro 5. Número de individuos por cohorte.

cohorte	2002	2003	2004	2005	2006	Total
1	9,040	11,094	12,586	15,086	8,496	56,302
2	16,636	18,924	18,468	20,141	10,138	84,307
3	16,851	17,857	17,197	17,703	9,054	78,662
4	16,526	19,642	17,938	19,443	9,301	82,850
5	17,251	18,649	18,765	18,819	9,118	82,602
6	13,366	16,141	14,458	14,576	7,270	65,811
7	10,783	12,069	11,813	11,926	5,878	52,469
Total	100,453	114,376	111,225	117,694	59,255	503,003

Fuente: elaboración propia.

Para comprobar la consistencia de la selección de las cohortes se realizó una metodología usada en estimaciones de impacto contrafactuales, las cuales buscan acercarse a la estimación de los diferentes sesgos a través de las probabilidades de que un mismo individuo esté en el mismo grupo a través del tiempo (Deaton, 1999).

Así, se realizaron modelos Probit para cada cohorte año a año, en la cual se estimó la probabilidad de estar en el grupo a partir de las principales características socioeconómicas y las variables del modelo señalización. De esta manera, se buscaba que año a año los individuos con las mismas características tuvieran probabilidades similares de estar en la misma cohorte.

Los resultados demuestran que existe consistencia en la selección de las cohortes porque los pesos de las diferentes variables sobre la probabilidad de pertenecer a una determinada cohorte permanecen estables a través de los años (ver cuadros A1.1 a A1.7). Además, la media para las variables estudio para cada una de las cohortes es:

Cuadro 6. Medias variables por cohortes para todos los años.

cohorte	Ingreso laboral	Horas trabajadas	Salario por hora	Años de educación	Experiencia
1	312582.2	44.86531	2529.647	9.664083	4.728616
2	424361.2	46.46306	3565.195	10.46996	8.377637
3	490781.3	47.12215	3954.67	10.18122	13.59875
4	516498.9	47.34486	3891.839	9.702215	19.1243
5	543175.1	47.21498	4054.393	9.429215	24.31749
6	569009.3	46.96636	4072.779	9.1106	29.55555
7	584752.9	46.28949	4182.215	8.677329	35.0191

Fuente: elaboración propia.

El comportamiento de las variables de interés tiene elementos que resaltar. En primer lugar, se observa que a través de las cohortes existe un incremento en los ingresos laborales lo cual está relacionado directamente con los años de experiencia, lo cual permite observar una relación directa entre estos elementos. En contraste, los años de estudio tienden a ser mayores en las primeras cohortes que en las últimas. Este comportamiento es similar en la descomposición por ciudad (ver cuadro A2.2).

5.3. Resultados del Modelo Seudo Panel

En primer lugar, se realizaron estimaciones de corte transversal para cada uno de los años realizando la corrección de sesgo de selección propuesto por Heckman (1979)³³.

Las estimaciones se realizan a través del Método Generalizado de Momentos en dos etapas para las variables instrumentales. Se realizan en el paquete STATA 10. El cuadro 7 presenta los resultados de las estimaciones:

³³ El método de Heckman de corrección de sesgo de selección se consigue a través de calcular la decisión de participar en el mercado laboral. Está determinada por:

$$\begin{aligned} Participación_i = & miembros_hogar_i + miembros_menores(10\ años)_i + escolaridad_i + \\ & d_universidad + \sum_{m=1}^4 \varphi_m estado_civil_{mi} + mujer_cabezafamilia_i + \\ & ingreso_cabeza_i + ingreso_miembros_i + \xi_i \end{aligned}$$

Con esta ecuación se trata de modelar la decisión de participar en el mercado laboral y los efectos que tienen las políticas de participación en el mercado laboral (Amador, 2008).

Cuadro 7. Señalización en ventanas de tiempo

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	0.0663*** [0.00439]	0.0580*** [0.00209]	0.0608*** [0.00249]	0.0580*** [0.00202]	0.0568*** [0.00279]
Experiencia	0.0383*** [0.00151]	0.0325*** [0.000724]	0.0324*** [0.000831]	0.0292*** [0.000667]	0.0285*** [0.000928]
Experiencia^2	-0.000566*** [3.91e-05]	-0.000455*** [1.82e-05]	-0.000455*** [2.03e-05]	-0.000385*** [1.58e-05]	-0.000381*** [2.14e-05]
S6	-0.0442* [0.0227]	-0.0113 [0.0109]	-0.0205 [0.0129]	-0.0173* [0.0104]	-0.0309** [0.0146]
S11	0.363*** [0.0282]	0.389*** [0.0134]	0.322*** [0.0160]	0.334*** [0.0129]	0.331*** [0.0180]
S16	0.380*** [0.0329]	0.574*** [0.0155]	0.603*** [0.0184]	0.621*** [0.0144]	0.618*** [0.0199]
S6(S-6)	0.0255 [0.0241]	0.0295** [0.0117]	-0.00584 [0.0142]	-0.00186 [0.0115]	0.0247 [0.0160]
S11(S-11)	-0.225*** [0.0189]	-0.271*** [0.00893]	-0.236*** [0.0104]	-0.241*** [0.00835]	-0.238*** [0.0115]
S16(S-16)	-0.158*** [0.0275]	-0.204*** [0.0131]	-0.240*** [0.0153]	-0.247*** [0.0118]	-0.267*** [0.0164]
Medellín	-0.0101 [0.0208]	0.0149 [0.0100]	0.0198* [0.0111]	0.0618*** [0.00866]	0.0976*** [0.0122]
Barranquilla	-0.0903*** [0.0207]	-0.159*** [0.0102]	-0.139*** [0.0118]	-0.0969*** [0.00925]	-0.0944*** [0.0127]
Bogotá	0.0233 [0.0203]	-0.0198** [0.00996]	0.0159 [0.0113]	0.0352*** [0.00874]	0.0525*** [0.0122]
Cartagena	-0.123*** [0.0219]	-0.00466 [0.0105]	-0.014 [0.0122]	0.0354*** [0.00899]	0.0167 [0.0121]
Manizales	-0.0963*** [0.0200]	-0.0842*** [0.00994]	-0.121*** [0.0113]	-0.0845*** [0.00932]	-0.0101 [0.0130]
Montería	-0.131*** [0.0209]	-0.196*** [0.0102]	-0.170*** [0.0116]	-0.185*** [0.00918]	-0.185*** [0.0129]
Villavicencio	0.00938 [0.0211]	0.0179* [0.0103]	0.0198* [0.0117]	-0.0276*** [0.00948]	0.0796*** [0.0132]
Pasto	-0.217*** [0.0210]	-0.196*** [0.0102]	-0.187*** [0.0117]	-0.220*** [0.00941]	-0.221*** [0.0136]
Cúcuta	0.0235 [0.0221]	-0.0427*** [0.0110]	-0.0816*** [0.0127]	-0.0630*** [0.00972]	-0.022 [0.0138]
Pereira	0.0165 [0.0219]	0.0620*** [0.00993]	0.0622*** [0.0114]	0.0619*** [0.00913]	0.135*** [0.0129]
Bucaramanga	0.0285 [0.0247]	-0.0347*** [0.0111]	0.0132 [0.0133]	0.0133 [0.0104]	0.177*** [0.0145]
Ibagué	-0.0676*** [0.0202]	-0.107*** [0.00966]	-0.162*** [0.0112]	-0.100*** [0.00917]	-0.0637*** [0.0129]
Constante	5.896*** [0.0892]	5.933*** [0.0376]	5.983*** [0.0419]	6.045*** [0.0397]	6.010*** [0.0844]
Observaciones	88412	99059	73027	109671	54803
R-cuadrado	0.208	0.39	0.382	0.392	0.393

Errores estándar entre corchetes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

Los aportes de este trabajo a la discusión en Colombia sobre la rentabilidad al título consisten en mostrar que existe un efecto significativo tanto del título universitario, como de posgrado sobre la rentabilidad de los salarios. La variable educación presenta un efecto positivo y significativo sobre el nivel salarial y la tendencia permanece en el período de análisis. Este comportamiento es similar con la variable experiencia (y experiencia al cuadrado).

Por variables de credencialismo, S6 (personas con 6 años de estudio) no presenta un efecto positivo sobre el nivel salarial promedio. Por el contrario, S11 presenta un efecto positivo y significativo. Según el modelo obtener título de profesional incidiría en un incremento salarial del 33% en el año 2000 y del 36% en el año 2006, mostrando ganancias de señalización en el período de análisis. Por su parte, S16 (posgrado) presenta un efecto mucho más significativo en el incremento del salario.

El modelo permite establecer que obtener título de posgrado generaría un efecto del 38% sobre el salario en el año 2000, pero que en el año 2006 este efecto se incrementa al 62%, demostrando alta señalización en el mercado laboral colombiano, especialmente en las ciudades en donde el efecto fue positivo (Bucaramanga, Pereira, Medellín, Villavicencio, Bogotá y Cartagena, respectivamente).

Asimismo, se realizaron estimaciones para cada una de las cohortes (Ver Cuadro A3.1 a A3.7). A continuación se procedió a estimar el Seudo-panel. Siguiendo a Mora (2003), se estimaron tres tipos de modelos, el modelo tradicional con la metodología Moffitt (1993) –IV GMM–, otro modelo ponderado por la raíz cuadrada de la sumatoria de los miembros de cada cohorte –IV GMM ponderado– y, finalmente, se estima el contraste de sesgo de selección propuesto por Mora (2003) y Mora y Muro (2004) –IV GMM contraste–.

Los resultados son los siguientes:

Cuadro 8. Seudo-panel para la señalización en Colombia. 2002-2006

	<i>IV-GMM</i>	<i>IV-GMM ponderado</i>	<i>IV-GMM contraste</i>
Constante	10.09*** [1.134]	9.915*** [1.174]	7.456*** [1.252]
Años de educación	-0.791*** [0.287]	-0.742** [0.297]	-0.133 [0.317]
Experiencia	0.0196*** [0.00229]	0.0185*** [0.00237]	0.0178*** [0.00264]
Experiencia^2	-0.000385*** [6.83e-05]	-0.000368*** [7.02e-05]	-0.000319*** [7.70e-05]
<u>Señalización</u>			
S6	1.608 [1.307]	1.408 [1.347]	-1.708 [1.435]
S11	4.327*** [1.292]	4.076*** [1.334]	2.222 [1.440]
S16	6.770*** [1.167]	6.762*** [1.203]	4.379*** [1.298]
S11(S-11)	0.886 [0.629]	0.979 [0.644]	1.442** [0.702]
S16(S-16)	-1.753* [0.963]	-1.998** [0.963]	-2.423** [1.017]
Invmill			-0.0106 [0.0131]
<i>J-test</i>	0	0	0

Error Estándar en Corchetes.
Se introdujo dummies de tiempo y ciudad, además la interacción S6(S-6) pero no se reportan.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Los resultados del modelo Seudo panel corroboran el efecto credencialismo, y destacan el efecto de la experiencia en el mercado laboral. No obstante, la variable educación no presentaría un efecto significativo en el modelo, tal vez por esconder efectos de sobreeducación.

Los resultados presentan una consistencia y significancia estadística que permiten determinar la robustez de los parámetros y estimadores, ya que los resultados en la regresión con ponderación y sin ponderación son muy similares y presentan consistencia en los estadísticos.

En cuanto al contraste del sesgo de selección propuesto por Mora (2006) y Mora y Muro (2007), se estimó la ecuación de selección a través de modelo Probit con variables instrumentales cuyo valor dependiente era la probabilidad de estar trabajando como variables independientes.

Se toman características de los individuos como estado civil, tamaño del hogar y sexo. También se controló por cohortes y ciudades. Posteriormente se estimó el inverso de Mill y se incorporó a la ecuación central para contrastar la existencia de sesgos de selección. Se concluye que no se puede rechazar la

hipótesis nula de que esta variable no sea significativa en la regresión, lo que da evidencia de la ausencia de sesgo de selección.

6. Conclusiones

La teoría de la señalización muestra que la educación se puede utilizar como una manera de dar una señal al mercado de trabajo de las capacidades y cualidades que tienen los “aspirantes”, puede reconocer con mayor facilidad a los trabajadores capacitados, dando a los trabajadores con mayor nivel educativo mejores puestos y mayor remuneración, generando en él incentivos a seguir invirtiendo en educación.

La idea de esta teoría es que careciendo de un mejor instrumento para demostrar sus capacidades, los aspirantes se enfrentan al mercado laboral con sus logros académicos y laborales para distinguirse de los demás. Paralelamente los empleadores se basan en dichos logros para seleccionar a los “mejores”.

Para el caso colombiano se ha encontrado que las diferencias empiezan a ser más notorias en las personas que obtienen el título universitario. Así, López (2008) encuentra que la rentabilidad de obtener un título universitario en Colombia es del 18%. El Banco Mundial concluye que la rentabilidad es del 22%. Mora y Muro (2007) encuentran que esta rentabilidad es del 26%, mientras que Clavijo (2008) que la rentabilidad de ser profesional es del 12%.

En el modelo de este trabajo se encontró que:

- En el mercado laboral colombiano se presenta señalización.
- La rentabilidad de ser profesional es del 33% para el año 2006, superior a los resultados de los trabajos precedentes.
- La señalización de obtener título de posgrado es del 62% para el año 2006.
- La variable educación presenta un efecto positivo y significativo sobre el nivel salarial. Este comportamiento es similar con la variable experiencia (y experiencia al cuadrado).

Los aportes de este trabajo a la discusión en Colombia sobre la rentabilidad al título consisten en mostrar que existe un efecto significativo tanto del título universitario como de posgrado sobre la rentabilidad de los salarios. Especialmente, obtener título de posgrado presentaría una alta rentabilidad, la cual se ha incrementado de 38% en el año 2002 a 62% en el año 2006.

Por variables de credencialismo, S6 (personas con 6 años de estudio) no presenta un efecto positivo sobre el nivel salarial promedio, tal como lo estableció Lopez (2008) y el Banco Mundial.

S11 (título profesional) presentaría un efecto positivo y significativo. Según el modelo obtener título de profesional incidiría en un incremento salarial del 33% en el año 2000 y del 36% en el año 2006, mostrando ganancias de

señalización en el período de análisis. Por su parte, S16 (posgrado) presenta un efecto mucho más significativo en el incremento del salario.

El modelo permite establecer que obtener título de posgrado generaría un efecto importante sobre el salario, demostrando alta señalización en el mercado laboral colombiano, especialmente en Bucaramanga, Pereira, Medellín, Villavicencio, Bogotá y Cartagena, resultado que se contrasta efectivamente con los resultados de las tablas del anexo 5 (Ver cuadros A5.1. a A5.3).

Los resultados del modelo Seudo panel corroboran el efecto credencialismo, y destacan el efecto de la experiencia en el mercado laboral. Los resultados presentan consistencia y significancia estadística que permiten determinar la robustez de los parámetros y estimadores, ya que los resultados en la regresión con ponderación y sin ponderación son muy similares.

7. Bibliografía

AKERLOF, G.A. (1970) "The Market of *Lemons*: Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism" en *Quarterly Journal of Economics*, 84. Págs. 488-500.

AMADOR, D. (2008) "Imagining Education: Educational Policy and the Labor Earnings Distribution". Documento CEDE No. 22. Universidad de los Andes.

ARABSHEIBANI, G., y REES, H. (1997) "*On the weak versus the strong version of the screening hypothesis*". *Economics of Education Review*, 17(2), Págs. 189-192.

ARANGO, Luis Eduardo, Carlos Esteban Posada, José Darío Uribe (2005) "Cambios en la estructura de salarios urbanos en Colombia, 1984-2000". *Lecturas de Economía*, 63. PP. 9-42. Universidad de Antioquia.

ARKES, J. (1999) "*What do Educational Credentials Signal and Why do Employers Value Credentials?*" En: *Economic of Education Review*, 18, p.p. 133-141.

ARROW, K. (1973) "Higher Education as a Filter". En: *Journal of Public Economics*, 2, pp. 193-216.

AYALA, Luis, Carolina Navarro y Mercedes Sastre (2006) "Attrition y movilidad de ingresos: un análisis comparado con el panel de hogares de la Unión Europea". España.

BARCEINAS, Fernando Et al. (2003) "Hipótesis de señalización frente a capital humano. Evidencia para el caso español".

BECKER, G.S. (1964) "Human Capital". Columbia University Press.

BROWN, S y SESSIONS, J. (1999) "*Education and Employment Status: a Test of the Strong Screening Hypothesis in Italy*", *Economic of Education Review*, 18, p.p. 397-404.

BROWN, S y SESSIONS, J. (2004) "Signalling and Screening". En: "International handbook on the economics of education" Editado por Geraint Johnes y Jill Johnes. Edward Elgar publishing limited.

BUCHELI, Marisa (2000) "El empleo de los trabajadores con estudios universitarios y su prima salarial". Documento de trabajo No.8. Septiembre.

CARDONA, Marleny, et. al (2007) "Capital humano: una mirada desde la educación y la experiencia laboral". Universidad Eafit. Cuadernos de Investigación, Número 56. Medellín.

CASTELLAR, Carlos E. y URIBE, José I. (2003) "*Capital Humano y Señalización: Evidencia para el Área Metropolitana de Cali 1988-2000*" de la

investigación "Rentabilidad de la Educación en el Área Metropolitana de Cali en el periodo 1988-2000".

CASTILLO C, Maribel (2007) "Desajuste educativo por regiones en Colombia: ¿competencia por salarios o por puestos de trabajo?"

CERQUERA, Daniel, Paula JARAMILLO y Natalia SALAZAR (2000) "La educación en Colombia: evolución y diagnóstico". Boletines de divulgación económica.

CHAVEZ, Álvaro H. y ARIAS, Helmuth Y. (2002) "Cálculo de la tasa interna de retorno de la educación en Colombia". Documentos de Trabajo UEC 002077, Universidad Externado De Colombia.

CLARK, Andrew (2000) "Signalling and Screening in a Transition Economy. Three Empirical Models Applied to Russia". Center for Economic Reform and Transformation (CERT). Discussion Paper No. 2000/03

CLAVIJO, Sergio (2009) "Retornos a la educación superior: ¿Qué pasa en Colombia?". Comentarios económicos del día. Centro de estudios económicos –ANIF–. Citibank-Colombia S.A. 15 abril.

COHN, E., Kiker, B.F. y MÉNDEZ DE OLIVEIRA, M. (1987) "Further Evidence on the Screening Hypothesis", Economics Letters, 25, p.p. 289-294.

CRESPO, Anna y CORTÉZ, Mauricio (2005) "The sheepskin effects Evolution Form 1982 To 2002 In Brazil: The Roles Of Labor Supply And Demand Changes". ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia, Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia, número 167.

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

DEATON, A. (1999) "Randomization in the tropics, and the search for the elusive keys to economic development". Research Program in Development Studies.

FARNÉ, Stefano y Vergara Carlos Andrés. (2008) "Se reduce la diferencia salarial entre trabajadores profesionales y bachilleres". Investigaciones de la Universidad Externado de Colombia (UEC). Tomado de el periódico El Tiempo 4 de Diciembre de 2008. Disponible en: http://www.eltiempo.com/vidadehoy/educacion/se-reduce-la-diferencia-salarial-entre-trabajadores-profesionales-y-bachilleres_4704329-1

FORERO, Nohora y RAMÍREZ, Manuel (2007) "Determinantes de los ingresos laborales de los graduados universitarios durante el periodo 2001-2004". Serie documentos de trabajo, No. 31. Universidad del Rosario facultad de economía.

GREENE, William H. (2003) "Econometric Analysis". Fourth Edition. Prentice Hall. New Jersey.

GONZALEZ, Natalia, Juan Carlos Gómez, John James Mora, Blanca Zuluaga (2004) "Las ganancias de señalar en el mercado laboral en Cali". Universidad ICESI.

GORDILLO, Marcelo y Natalia Ariza (2005) "Evolución de los resultados de la educación en Colombia (1997 - 2003)". DNP. Bogotá.

GROOT, W, y H. OOSTERBEEK (1994) "*Earnings effects of different component of schooling human capital versus screening*". The review of economics and statistics, Vol. LXXXVI, N° 2, Mayo, págs. 317-321.

GRUBB, W. (1993) "*Further Test of Screening on Education and Observed Ability*", Economics of Education Review, 11(1), p.p.61-65.

HECKMAN, J. (1979) "Sample Selection Bias As a Specification Error (with an Application to the Estimation of Labor Supply Functions)," NBER Working Papers 0172, National Bureau of Economic Research, Inc

HERRERA, Catalina (2006) "Informalidad y salarios relativos en Colombia, 1994-2004; factores de oferta y demanda". Archivos de economía. Documento 302. Marzo 31.

HOLM-NIELSEN, L. (2002) "Trade in education... Why are we here?". OECD-US. Washington, D.C.

HSIAO, C. (1986) "Analysis of panel data". Econometric Society monographs No. 11. Cambridge University press.

HUNGERFORD, T. y SOLON, G. (1987) "*Sheepskin Effects in the Returns to Education*". Review of Economics and Statistics, 69, p.p. 175-177.

KROCH, E. A., y SJOBLAM, K. (1994) "*Schooling as Human Capital or a Signal*". En the Journal of Human Resources, XXIX, 1, págs. 156-180.

LAMBROPOULOS, H. (1992) "*Further Evidence on the Weak and Strong Version of the Screening Hypothesis in Greece*", Economics of Education review, 11(1), p.p. 61-95.

LAYARD & G. PSACHAROPOULOS (1974) "*The screening hypothesis and the returns to education*", *Journal of Political Economy* 82 5, pp. 985-998.

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

LÓPEZ C., Hugo (2009) "La desaceleración económica y el mercado laboral colombiano". Banco de la República-Medellín. Febrero 4.

MADDALA, G.S. (1987) "Recent developments in the econometrics of panel data analysis". Transportation research-A. Vol. 21^a.

MARTINS, P. y Pereira, P. (2003) "Does Education Reduce Wage Inequality?" Quantile Regression Evidence from 16 Countries". *Journal of Labor Economics* 11: pp 355-371.

MINCER, Jacob (1962) "On-the-Job Training: Costs, Returns and Some Implications" *Journal of Political Economy*, 70(5) Part 2, S50-S79.

MINCER, Jacob (1974) "*Schooling, Experience and Earnings*". New York: National Bureau of Economic Research.

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

MORA, Jhon James (2003) "*Sheepskin effects and Screening in Colombia*". *Colombian Economic Journal* pág. 95-108.

MORA, Jhon James, et. al. (2004) "*Las Ganancias de Señalizar en el Mercado Laboral en Cali*". Universidad ICESI.

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

MORA, Jhon James y MURO, Juan (2007) "*Sheepskin effects by cohorts in Colombia*". En: *International Journal of Manpower*, ISSN: 0143-7720.

MORA, Jhon James & Juan Muro (2007) "Testing for sample selection bias in pseudo panels," *Apuntes de Economía* 003558, Universidad Icesi

NÚÑEZ, J y Sánchez, F. (2003) "A dynamic analysis of human capital, female work-force participation, returns to education and changes in household structure in urban Colombia, 1976-1998", *Colombian Economic Journal*, 1 vol. 1, núm. 1, págs.110-149.

OOSTERBEEK, H. (1992) "*Evidence on Screening: a Comment*", *Economics of Education Review*, 12 (1), p.p. 89-90.

PARK, J. H. (1999) "*Estimation of Sheepskin Effects Using the Old and New Measures of Educational Attainment in the Current Population Survey*", *Economics Letters*, 62(2), p.p. 237-240.

PONS, Blasco, María Amparo (1999) "*Determinación salarial, educación y habilidad. Análisis teórico y empírico del caso español*". Universidad de Valencia, Departamento de Análisis Económico, Documento de Trabajo.

PONS, Blasco, María Amparo (2001) "*Contraste de la Hipótesis de Señalización, una Panorámica*". *Revista de Educación* #326. Pág. 375-394.

PONS, María Amparo y BLANCO, Juan M. (2000) *“El Papel de la Educación en la Determinación Salarial: Diferencias por Sexo y Sector”*. Documentos de Trabajo # 00-01, Universidad de Valencia.

PONS, María Amparo (2004) *“Determinación salarial: educación y habilidad. Análisis teórico y empírico del caso español”*. Universitat de Valencia. Servei de Publicacions.

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

PRADA, Carlos Felipe (2006) *“¿Es rentable la Decisión de Estudiar en Colombia?”* Revista ESPE, núm. 51, edición especial. Educación, p.p. 226-323

PSACHARAPOULOS, G. (1979) *“On the Weak versus the Strong Version of the Screening Hypothesis”*, Economics Letters, 4, pp. 181-185.

RILEY, J. (1979) *“Testing the educational screening hypothesis”*, Journal of political economy, 87(5): 227-252.

SPENCE, M. (1973) *“Job Market Signalling”*. Quarterly Journal of Economics, 87, pp. 355- 374.

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

STOLORZ, Sebastian (2005) *“A Test of the Signalling Hypothesis - Evidence from Natural Experiment”*. Labor and Demography 0512008, EconWPA.

TRIBIN, Ana M. (2005) *“Evolución y causas de los cambios en la desigualdad salarial en Bogotá”*. Revista ESPE, núm. 51, edición especial Educación. Páginas 34-87.

TUCKER III, I.B. (1986) *“Evidence on the weak and the strong version of the screening hypothesis in the United States”*, Economics Letters, 21, págs. 391-404.

WOOLDRIDGE, J. M. (2005) *“Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”*. MIT press.

ZIDERMAN, A. (1992) *“Evidence on Screening: P Tests for Israel”*. En Economics of Education Review, Vol. 11, N° 1, págs. 67-69.

Anexo 1: Consistencia de selección de cohortes.

Cuadro A1.1: Probabilidad de estar en la cohorte 1

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	0.106*** [0.0229]	0.105*** [0.00968]	0.108*** [0.0106]	0.0896*** [0.00762]	0.0814*** [0.00955]
Experiencia	0.135*** [0.0205]	0.0605*** [0.00826]	0.0642*** [0.00880]	0.0460*** [0.00678]	0.0129 [0.00865]
Experiencia^2	0.00607*** [0.00189]	-7.41E-06 [0.000740]	-0.000604 [0.000745]	-0.000424 [0.000530]	0.00121** [0.000604]
Dummy 6 años de educación	-0.0861 [0.0930]	-0.0711* [0.0413]	-0.0941** [0.0465]	-0.0732** [0.0346]	-0.0931** [0.0446]
Dummy 11 años de educación	0.326*** [0.108]	0.298*** [0.0466]	0.234*** [0.0522]	0.234*** [0.0384]	0.231*** [0.0487]
Dummy 16 años de educación	-0.303 [0.481]	1.062* [0.635]	0.135 [0.241]	0.206** [0.101]	0.197* [0.101]
Medellín	-0.00822 [0.0740]	0.00772 [0.0315]	0.00235 [0.0313]	0.0713*** [0.0221]	0.115*** [0.0286]
Barranquilla	0.0432 [0.0774]	-0.122*** [0.0347]	-0.117*** [0.0366]	-0.126*** [0.0251]	-0.0678** [0.0302]
Bogotá	0.0438 [0.0732]	-0.00219 [0.0314]	0.0276 [0.0317]	0.0341 [0.0219]	0.0388 [0.0280]
Cartagena	-0.123 [0.0914]	0.0449 [0.0370]	-0.0437 [0.0395]	0.0475* [0.0251]	-0.0223 [0.0297]
Manizales	-0.229*** [0.0724]	-0.165*** [0.0328]	-0.175*** [0.0336]	-0.113*** [0.0250]	0.0108 [0.0324]
Montería	-0.196*** [0.0731]	-0.345*** [0.0313]	-0.328*** [0.0333]	-0.299*** [0.0233]	-0.285*** [0.0303]
Villavicencio	0.0431 [0.0698]	-0.0323 [0.0309]	-0.0874*** [0.0329]	-0.0296 [0.0232]	0.039 [0.0302]
Pasto	-0.200*** [0.0763]	-0.287*** [0.0325]	-0.267*** [0.0347]	-0.323*** [0.0255]	-0.345*** [0.0333]
Cúcuta	0.00688 [0.0712]	-0.112*** [0.0329]	-0.202*** [0.0355]	-0.138*** [0.0244]	-0.0669** [0.0315]
Pereira	0.0453 [0.0780]	0.0227 [0.0307]	0.0785** [0.0326]	0.0510** [0.0230]	0.130*** [0.0301]
Bucaramanga	-0.0511 [0.0855]	-0.137*** [0.0351]	-0.0777** [0.0379]	-0.0852*** [0.0269]	0.104*** [0.0342]
Ibagué	-0.0648 [0.0703]	-0.131*** [0.0301]	-0.165*** [0.0319]	-0.107*** [0.0239]	-0.0993*** [0.0315]
Constante	5.337*** [0.238]	5.524*** [0.0958]	5.611*** [0.105]	5.800*** [0.0875]	6.053*** [0.154]
Observaciones	7655	9514	8309	13978	7817
R-cuadrado	0.108	0.173	0.183	0.228	0.261

Ocupación, estado civil y las variables de interacción fueron incluidos pero no reportadas.

Errores estándar entre corchetes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A1.2: Probabilidad de estar en la cohorte 2

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	0.0801*** [0.0163]	0.0736*** [0.00673]	0.0817*** [0.00807]	0.0640*** [0.00632]	0.0605*** [0.00903]
Experiencia	0.0403** [0.0161]	0.0194*** [0.00686]	0.0297*** [0.00795]	0.0305*** [0.00659]	0.0222** [0.00982]
Experiencia^2	-0.000103 [0.000979]	0.000451 [0.000386]	-6.08E-05 [0.000412]	-0.000506 [0.000318]	-4.67E-05 [0.000444]
Dummy 6 años de educación	-0.0449 [0.0707]	-0.0263 [0.0295]	-0.0913*** [0.0350]	-0.0500* [0.0280]	-0.0453 [0.0401]
Dummy 11 años de educación	0.311*** [0.0861]	0.312*** [0.0354]	0.232*** [0.0422]	0.284*** [0.0333]	0.315*** [0.0476]
Dummy 16 años de educación	0.208 [0.153]	0.467*** [0.0510]	0.576*** [0.0560]	0.589*** [0.0399]	0.643*** [0.0564]
D_6xD_m_6	-0.039 [0.0678]	0.0427 [0.0296]	0.0791** [0.0355]	0.0793*** [0.0298]	0.0774* [0.0409]
D_11xD_m_11	-0.229*** [0.0514]	-0.232*** [0.0212]	-0.173*** [0.0251]	-0.194*** [0.0198]	-0.250*** [0.0281]
D_16xD_m_16	-0.0199 [0.141]	-0.154*** [0.0449]	-0.267*** [0.0464]	-0.184*** [0.0305]	-0.317*** [0.0428]
Medellín	-0.0327 [0.0530]	-0.0197 [0.0222]	0.0333 [0.0242]	0.0666*** [0.0192]	0.0484* [0.0273]
Barranquilla	-0.0767 [0.0542]	-0.185*** [0.0226]	-0.185*** [0.0259]	-0.108*** [0.0203]	-0.150*** [0.0283]
Bogotá	0.117** [0.0506]	-0.0178 [0.0215]	0.0101 [0.0242]	0.0492*** [0.0188]	0.0385 [0.0261]
Cartagena	-0.131** [0.0574]	-0.0345 [0.0240]	-0.0239 [0.0275]	0.0283 [0.0201]	-0.0474* [0.0266]
Manizales	-0.0611 [0.0520]	-0.101*** [0.0226]	-0.119*** [0.0253]	-0.0750*** [0.0212]	-0.0455 [0.0299]
Montería	-0.0862 [0.0534]	-0.248*** [0.0226]	-0.214*** [0.0253]	-0.209*** [0.0199]	-0.218*** [0.0286]
Villavicencio	0.0273 [0.0531]	-0.0173 [0.0228]	0.00802 [0.0253]	-0.0239 [0.0207]	0.0759*** [0.0287]
Pasto	-0.280*** [0.0544]	-0.251*** [0.0232]	-0.230*** [0.0260]	-0.286*** [0.0208]	-0.272*** [0.0304]
Cúcuta	0.059 [0.0568]	-0.0746*** [0.0251]	-0.121*** [0.0279]	-0.105*** [0.0215]	-0.101*** [0.0309]
Pereira	0.0624 [0.0569]	0.0459** [0.0219]	0.0492** [0.0251]	0.0561*** [0.0201]	0.0782*** [0.0287]
Bucaramanga	0.0549 [0.0631]	-0.0736*** [0.0248]	-0.0394 [0.0298]	-0.0193 [0.0230]	0.0664** [0.0323]

Ibagué	-0.0836	-0.117***	-0.195***	-0.100***	-0.0852***
	[0.0514]	[0.0218]	[0.0250]	[0.0205]	[0.0292]
Constante	5.958***	5.935***	6.027***	5.999***	5.830***
	[0.232]	[0.0938]	[0.114]	[0.0951]	[0.209]
Observaciones	14871	16637	12396	18909	9476
R-cuadrado	0.131	0.298	0.318	0.356	0.364

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

Errores estándar entre corchetes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A1.3: Probabilidad de estar en la cohorte 3

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	0.0402*** [0.0150]	0.0595*** [0.00686]	0.0569*** [0.00807]	0.0557*** [0.00663]	0.0577*** [0.00905]
Experiencia	0.021 [0.0185]	0.0291*** [0.00921]	0.0295*** [0.0112]	0.0071 [0.00969]	0.0503*** [0.0133]
Experiencia^2	-0.000165 [0.000721]	-5.32E-04 [0.000335]	-0.000395 [0.000379]	1.84E-05 [0.000311]	-0.000933** [0.000404]
Dummy 6 años de educación	0.106* [0.0622]	-0.0309 [0.0284]	0.0139 [0.0333]	-0.0202 [0.0275]	-0.0224 [0.0378]
Dummy 11 años de educación	0.468*** [0.0832]	0.320*** [0.0377]	0.328*** [0.0452]	0.237*** [0.0366]	0.342*** [0.0502]
Dummy 16 años de educación	0.509*** [0.0983]	0.640*** [0.0444]	0.687*** [0.0532]	0.648*** [0.0427]	0.622*** [0.0571]
D_6xD_m_6	0.0118 [0.0628]	0.0503* [0.0286]	-0.0843** [0.0357]	-0.0316 [0.0290]	-0.0382 [0.0396]
D_11xD_m_11	-0.313*** [0.0521]	-0.248*** [0.0235]	-0.268*** [0.0282]	-0.211*** [0.0228]	-0.258*** [0.0312]
D_16xD_m_16	-0.260*** [0.0752]	-0.264*** [0.0328]	-0.327*** [0.0395]	-0.287*** [0.0306]	-0.215*** [0.0412]
Medellín	-0.00596 [0.0512]	-0.008 [0.0238]	0.0187 [0.0269]	0.0396* [0.0212]	0.165*** [0.0295]
Barranquilla	-0.160*** [0.0507]	-0.194*** [0.0234]	-0.155*** [0.0280]	-0.106*** [0.0225]	-0.103*** [0.0301]
Bogotá	-0.0294 [0.0486]	-0.0179 [0.0228]	-0.0236 [0.0268]	0.0277 [0.0209]	0.0863*** [0.0286]
Cartagena	-0.113** [0.0531]	-0.0364 [0.0243]	-0.0345 [0.0288]	0.0077 [0.0217]	0.0463* [0.0281]
Manizales	-0.123** [0.0496]	-0.123*** [0.0234]	-0.144*** [0.0275]	-0.0515** [0.0229]	0.0095 [0.0313]
Montería	-0.232*** [0.0505]	-0.211*** [0.0241]	-0.169*** [0.0281]	-0.138*** [0.0225]	-0.158*** [0.0309]
Villavicencio	-0.0435 [0.0525]	-0.00283 [0.0238]	0.0261 [0.0286]	-0.0591** [0.0233]	0.132*** [0.0316]
Pasto	-0.288*** [0.0508]	-0.230*** [0.0236]	-0.248*** [0.0278]	-0.242*** [0.0225]	-0.179*** [0.0321]
Cúcuta	0.0191 [0.0546]	-0.113*** [0.0257]	-0.0839*** [0.0304]	-0.0773*** [0.0238]	-0.0131 [0.0336]
Pereira	-0.0326 [0.0540]	0.0424* [0.0236]	0.0433 [0.0279]	0.0563** [0.0228]	0.162*** [0.0307]
Bucaramanga	0.00965 [0.0604]	-0.0857*** [0.0258]	0.00797 [0.0316]	0.0266 [0.0251]	0.165*** [0.0342]

Ibagué	-0.155***	-0.163***	-0.209***	-0.104***	-0.0265
	[0.0494]	[0.0225]	[0.0271]	[0.0224]	[0.0309]
Constante	5.725***	6.199***	5.883***	6.529***	5.638***
	[0.322]	[0.122]	[0.151]	[0.155]	[0.227]
Observaciones	15062	15768	11509	16656	8463
R-cuadrado	0.176	0.375	0.376	0.378	0.403

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

Errores estándar entre corchetes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A1.4: Probabilidad de estar en la cohorte 4

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	-0.00445 [0.0235]	0.0402*** [0.0112]	0.0311** [0.0143]	0.013 [0.0119]	0.0604*** [0.0164]
Experiencia	0.000183 [0.000645]	-0.000698** [0.000292]	-0.000576 [0.000355]	-0.000105 [0.000282]	-0.00104*** [0.000375]
Experiencia^2	-0.0745 [0.0568]	-0.0448* [0.0252]	-0.0377 [0.0310]	3.23E-03 [0.0253]	0.0136 [0.0358]
Dummy 6 años de educación	0.269*** [0.0784]	0.345*** [0.0357]	0.340*** [0.0437]	0.403*** [0.0355]	0.438*** [0.0497]
Dummy 11 años de educación	0.345*** [0.0927]	0.610*** [0.0431]	0.582*** [0.0532]	0.622*** [0.0431]	0.791*** [0.0584]
Dummy 16 años de educación	0.00558 [0.0571]	0.0541** [0.0265]	0.0138 [0.0318]	0.00144 [0.0267]	0.0109 [0.0377]
D_6xD_m_6	-0.138*** [0.0521]	-0.251*** [0.0237]	-0.274*** [0.0288]	-0.281*** [0.0235]	-0.295*** [0.0330]
D_11xD_m_11	-0.128* [0.0685]	-0.241*** [0.0320]	-0.239*** [0.0392]	-0.273*** [0.0316]	-0.379*** [0.0430]
D_16xD_m_16	0.0308 [0.0495]	0.0195 [0.0231]	0.037 [0.0272]	0.0394* [0.0216]	0.0912*** [0.0299]
Medellín	-0.111** [0.0501]	-0.144*** [0.0236]	-0.107*** [0.0280]	-0.134*** [0.0226]	-0.0688** [0.0322]
Barranquilla	-0.0304 [0.0497]	0.0134 [0.0232]	0.0349 [0.0276]	0.0437** [0.0221]	0.0375 [0.0309]
Bogotá	-0.126** [0.0522]	-0.000656 [0.0240]	-0.0331 [0.0291]	0.0168 [0.0219]	0.00604 [0.0301]
Cartagena	-0.0571 [0.0488]	-0.0570** [0.0230]	-0.0986*** [0.0273]	-0.107*** [0.0230]	-0.0195 [0.0323]
Manizales	-0.166*** [0.0514]	-0.177*** [0.0240]	-0.125*** [0.0286]	-0.214*** [0.0228]	-0.173*** [0.0327]
Montería	-0.0074 [0.0522]	0.0672*** [0.0244]	0.00644 [0.0286]	-0.0585** [0.0242]	0.0282 [0.0342]
Villavicencio	-0.209*** [0.0510]	-0.174*** [0.0233]	-0.218*** [0.0282]	-0.222*** [0.0227]	-0.235*** [0.0331]
Pasto	0.0451 [0.0540]	0.00448 [0.0254]	-0.0461 [0.0312]	-0.0463* [0.0237]	-0.015 [0.0351]
Cúcuta	0.0114 [0.0528]	0.0952*** [0.0236]	0.0928*** [0.0277]	0.0399* [0.0228]	0.125*** [0.0325]
Pereira	0.0311 [0.0604]	-0.00423 [0.0254]	0.0148 [0.0319]	0.0279 [0.0258]	0.208*** [0.0363]
Bucaramanga	-0.0254 [0.0500]	-0.0761*** [0.0227]	-0.153*** [0.0272]	-0.116*** [0.0227]	-0.0637** [0.0320]

Ibagué	0.0604***	0.0634***	0.0552***	0.0470***	0.0410***
	[0.0139]	[0.00620]	[0.00760]	[0.00618]	[0.00874]
Constante	6.348***	5.759***	6.034***	6.228***	5.199***
	[0.359]	[0.169]	[0.208]	[0.179]	[0.337]
Observaciones	14731	17262	11827	18232	8638
R-cuadrado	0.207	0.393	0.382	0.389	0.389

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

Errores estándar entre corchetes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A1.5: Probabilidad de estar en la cohorte 5

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	-0.00299 [0.0254]	0.0473*** [0.0149]	0.0797*** [0.0175]	0.0348** [0.0145]	-0.00534 [0.0220]
Experiencia	0.000163 [0.000543]	-0.000765** [0.000304]	-0.00130*** [0.000346]	-0.000525* [0.000276]	8.85E-05 [0.000406]
Experiencia^2	-0.0704 [0.0499]	-3.81E-02 [0.0263]	0.0228 [0.0307]	-8.10E-03 [0.0253]	-0.0407 [0.0372]
Dummy 6 años de educación	0.324*** [0.0694]	0.398*** [0.0381]	0.376*** [0.0442]	0.376*** [0.0362]	0.241*** [0.0528]
Dummy 11 años de educación	0.368*** [0.0857]	0.600*** [0.0460]	0.670*** [0.0525]	0.577*** [0.0434]	0.568*** [0.0649]
Dummy 16 años de educación	0.0501 [0.0556]	0.00822 [0.0283]	0.0123 [0.0342]	-0.0394 [0.0281]	-0.0141 [0.0414]
D_6xD_m_6	-0.171*** [0.0489]	-0.271*** [0.0269]	-0.280*** [0.0305]	-0.280*** [0.0253]	-0.188*** [0.0364]
D_11xD_m_11	-0.178*** [0.0637]	-0.223*** [0.0343]	-0.282*** [0.0384]	-0.240*** [0.0316]	-0.235*** [0.0480]
D_16xD_m_16	0.031 [0.0493]	0.0367 [0.0263]	0.0109 [0.0283]	0.0818*** [0.0226]	0.119*** [0.0334]
Medellín	-0.061 [0.0481]	-0.184*** [0.0269]	-0.139*** [0.0294]	-0.0845*** [0.0241]	-0.101*** [0.0349]
Barranquilla	0.000876 [0.0482]	-0.035 [0.0266]	0.0166 [0.0292]	0.0382 [0.0234]	0.0777** [0.0347]
Bogotá	-0.108** [0.0502]	0.0173 [0.0268]	-0.0015 [0.0301]	0.0522** [0.0229]	0.0656* [0.0337]
Cartagena	-0.0944** [0.0474]	-0.0978*** [0.0260]	-0.0949*** [0.0285]	-0.0653*** [0.0245]	-0.0167 [0.0355]
Manizales	-0.0877* [0.0506]	-0.167*** [0.0270]	-0.156*** [0.0295]	-0.157*** [0.0244]	-0.224*** [0.0363]
Montería	0.0287 [0.0504]	0.0221 [0.0278]	0.0587** [0.0296]	0.000967 [0.0252]	0.0860** [0.0371]
Villavicencio	-0.154*** [0.0491]	-0.174*** [0.0269]	-0.136*** [0.0298]	-0.163*** [0.0246]	-0.213*** [0.0375]
Pasto	-0.00811 [0.0531]	-0.0228 [0.0291]	-0.0590* [0.0332]	-0.0253 [0.0260]	-0.0191 [0.0383]
Cúcuta	0.0329 [0.0518]	0.0535** [0.0262]	0.0342 [0.0295]	0.0934*** [0.0240]	0.150*** [0.0359]
Pereira	0.0628 [0.0590]	0.0132 [0.0291]	0.0611* [0.0339]	0.0509* [0.0269]	0.238*** [0.0403]
Bucaramanga	-0.0611 [0.0474]	-0.0931*** [0.0256]	-0.162*** [0.0286]	-0.0702*** [0.0238]	-0.0603* [0.0353]

Ibagué	0.0647***	0.0566***	0.0577***	0.0539***	0.0557***
	[0.0120]	[0.00653]	[0.00751]	[0.00620]	[0.00909]
Constante	6.761***	5.593***	5.223***	5.940***	6.954***
	[0.430]	[0.261]	[0.267]	[0.244]	[0.426]
Observaciones	15216	16039	12090	17461	8408
R-cuadrado	0.239	0.39	0.395	0.398	0.38

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

Errores estándar entre corchetes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A1.6: Probabilidad de estar en la cohorte 6

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	0.0209 [0.0327]	0.0560*** [0.0169]	0.0857*** [0.0213]	0.0553*** [0.0190]	0.0345 [0.0253]
Experiencia	-3.27E-05 [0.000569]	-0.000732** [0.000286]	-0.00141*** [0.000347]	-0.000699** [0.000301]	-5.86E-04 [0.000390]
Experiencia^2	-0.0124 [0.0538]	3.89E-02 [0.0278]	-0.0647* [0.0340]	1.47E-02 [0.0283]	-0.0311 [0.0391]
Dummy 6 años de educación	0.316*** [0.0774]	0.470*** [0.0395]	0.323*** [0.0476]	0.431*** [0.0407]	0.372*** [0.0545]
Dummy 11 años de educación	0.322*** [0.0945]	0.567*** [0.0475]	0.667*** [0.0601]	0.637*** [0.0487]	0.627*** [0.0678]
Dummy 16 años de educación	-0.062 [0.0623]	0.00986 [0.0332]	-0.0148 [0.0414]	-0.0382 [0.0327]	0.0429 [0.0463]
D_6xD_m_6	-0.182*** [0.0575]	-0.305*** [0.0294]	-0.235*** [0.0354]	-0.298*** [0.0293]	-0.270*** [0.0396]
D_11xD_m_11	-0.155** [0.0688]	-0.210*** [0.0356]	-0.250*** [0.0443]	-0.269*** [0.0351]	-0.319*** [0.0497]
D_16xD_m_16	-0.00374 [0.0557]	0.0625** [0.0296]	0.0378 [0.0337]	0.0694*** [0.0263]	0.0364 [0.0378]
Medellín	-0.112** [0.0549]	-0.143*** [0.0295]	-0.0725** [0.0355]	-0.0792*** [0.0279]	-0.0898** [0.0392]
Barranquilla	0.0355 [0.0549]	-0.0175 [0.0299]	0.0276 [0.0350]	8.32E-05 [0.0272]	0.0467 [0.0383]
Bogotá	-0.133** [0.0564]	-0.00778 [0.0302]	0.0592 [0.0363]	0.0263 [0.0275]	0.025 [0.0375]
Cartagena	-0.112** [0.0524]	-0.0218 [0.0285]	-0.0640* [0.0336]	-0.112*** [0.0276]	-0.0116 [0.0395]
Manizales	-0.144*** [0.0555]	-0.112*** [0.0300]	-0.0725** [0.0344]	-0.147*** [0.0283]	-0.0981** [0.0401]
Montería	0.00184 [0.0574]	0.0614** [0.0301]	0.121*** [0.0347]	-0.02 [0.0289]	0.118*** [0.0415]
Villavicencio	-0.198*** [0.0558]	-0.132*** [0.0299]	-0.0600* [0.0355]	-0.194*** [0.0290]	-0.137*** [0.0424]
Pasto	0.0414 [0.0602]	0.0135 [0.0321]	0.0162 [0.0380]	-0.0439 [0.0299]	0.0507 [0.0428]
Cúcuta	-0.00913 [0.0581]	0.120*** [0.0289]	0.144*** [0.0340]	0.0721** [0.0282]	0.153*** [0.0397]
Pereira	-0.00691 [0.0651]	0.0278 [0.0324]	0.0899** [0.0394]	0.0229 [0.0313]	0.293*** [0.0461]
Bucaramanga	-0.0634 [0.0544]	-0.0730*** [0.0283]	-0.0484 [0.0330]	-0.150*** [0.0279]	-0.0851** [0.0393]

Ibagué	0.0754***	0.0541***	0.0573***	0.0543***	0.0499***
	[0.0130]	[0.00654]	[0.00807]	[0.00680]	[0.00931]
Constante	5.610***	5.018***	5.170***	5.725***	6.230***
	[0.672]	[0.324]	[0.403]	[0.346]	[0.570]
Observaciones	11615	13723	9478	13534	6673
R-cuadrado	0.262	0.424	0.415	0.431	0.438

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

Errores estándar entre corchetes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A1.7: Probabilidad de estar en la cohorte 7

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	0.0526 [0.0376]	0.0724*** [0.0250]	0.0862*** [0.0272]	0.0696*** [0.0227]	0.0831*** [0.0322]
Experiencia	-6.73E-04 [0.000552]	-0.000863** [0.000357]	-0.00109*** [0.000376]	-0.000813*** [0.000307]	-0.00110*** [0.000425]
Experiencia^2	-0.0733 [0.0554]	0.0701** [0.0318]	0.044 [0.0374]	-1.93E-02 [0.0308]	-0.00244 [0.0443]
Dummy 6 años de educación	0.305*** [0.0845]	0.476*** [0.0492]	0.398*** [0.0554]	0.399*** [0.0461]	0.351*** [0.0647]
Dummy 11 años de educación	0.324*** [0.0982]	0.585*** [0.0575]	0.684*** [0.0658]	0.637*** [0.0534]	0.657*** [0.0743]
Dummy 16 años de educación	0.0815 [0.0677]	-0.000973 [0.0400]	-0.0934** [0.0467]	0.0615 [0.0387]	0.0494 [0.0533]
D_6xD_m_6	-0.167** [0.0659]	-0.304*** [0.0372]	-0.203*** [0.0423]	-0.219*** [0.0351]	-0.172*** [0.0489]
D_11xD_m_11	-0.0416 [0.0701]	-0.161*** [0.0408]	-0.232*** [0.0486]	-0.272*** [0.0387]	-0.220*** [0.0542]
D_16xD_m_16	-0.140** [0.0604]	0.0322 [0.0352]	-0.0244 [0.0392]	0.0748** [0.0307]	0.119** [0.0472]
Medellín	-0.0914 [0.0584]	-0.0775** [0.0348]	-0.194*** [0.0409]	-0.00598 [0.0328]	-0.0681 [0.0462]
Barranquilla	0.000633 [0.0596]	-0.0803** [0.0350]	0.0201 [0.0409]	4.14E-02 [0.0315]	0.0146 [0.0458]
Bogotá	-0.161** [0.0638]	0.0396 [0.0358]	-0.0351 [0.0423]	0.0885*** [0.0317]	0.0545 [0.0448]
Cartagena	-0.0746 [0.0555]	-0.0208 [0.0330]	-0.173*** [0.0382]	-0.0640** [0.0313]	0.0194 [0.0454]
Manizales	-0.0076 [0.0598]	-0.121*** [0.0345]	-0.129*** [0.0401]	-0.105*** [0.0324]	-0.0997** [0.0467]
Montería	0.0393 [0.0610]	0.0392 [0.0353]	-0.00298 [0.0419]	0.00359 [0.0336]	0.0781 [0.0489]
Villavicencio	-0.177*** [0.0599]	-0.115*** [0.0351]	-0.130*** [0.0402]	-0.0776** [0.0339]	-0.147*** [0.0487]
Pasto	-0.0103 [0.0645]	0.0417 [0.0381]	-0.0818* [0.0456]	0.0168 [0.0347]	0.0578 [0.0507]
Cúcuta	0.0207 [0.0618]	0.0725** [0.0334]	-0.00767 [0.0394]	0.0777** [0.0313]	0.164*** [0.0472]
Pereira	0.0765 [0.0728]	0.024 [0.0382]	0.0511 [0.0465]	0.0825** [0.0372]	0.215*** [0.0518]
Bucaramanga	0.00911 [0.0577]	-0.0706** [0.0325]	-0.187*** [0.0386]	-0.0397 [0.0317]	-0.00907 [0.0464]

Ibagué	0.0781***	0.0529***	0.0519***	0.0613***	0.0516***
	[0.0132]	[0.00778]	[0.00874]	[0.00730]	[0.0101]
Constante	5.473***	5.102***	4.700***	4.892***	5.344***
	[0.796]	[0.512]	[0.554]	[0.519]	[0.748]
Observaciones	9262	10116	7418	10901	5328
R-cuadrado	0.321	0.461	0.449	0.448	0.449

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

Errores estándar entre corchetes

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Fuente: Elaboración Propia

Anexo 2: Número de individuos y medias de las variables.

Cuadro A2.1: Número de individuos por cohorte en cada ciudad

Cohorte	2002	2003	2004	2005	2006	Total
Medellín						
1	730	955	1,298	1,515	817	5,315
2	1,474	1,670	1,793	1,962	953	7,852
3	1,449	1,501	1,631	1,711	816	7,108
4	1,644	1,838	1,749	1,907	1,005	8,143
5	1,617	1,810	1,826	1,980	982	8,215
6	1,266	1,499	1,390	1,554	736	6,445
7	1,033	1,066	1,167	1,203	494	4,963
Total	9,213	10,339	10,854	11,832	5,803	48,041
Barranquilla						
1	635	660	761	985	687	3,728
2	1,298	1,509	1,357	1,558	802	6,524
3	1,366	1,452	1,298	1,365	751	6,232
4	1,372	1,515	1,442	1,573	735	6,637
5	1,482	1,435	1,503	1,467	776	6,663
6	1,097	1,284	1,075	1,147	603	5,206
7	895	912	878	879	504	4,068
Total	8,145	8,767	8,314	8,974	4,858	39,058
Bogotá						
1	721	911	1,184	1,536	882	5,234
2	1,602	1,814	1,791	2,095	1,110	8,412
3	1,608	1,664	1,587	1,816	929	7,604
4	1,446	1,691	1,601	1,751	870	7,359
5	1,522	1,591	1,627	1,717	814	7,271
6	1,143	1,335	1,232	1,344	700	5,754
7	929	1,013	989	1,130	549	4,610
Total	8,971	10,019	10,011	11,389	5,854	46,244
Cartagena						
1	478	694	716	1,033	751	3,672
2	1,183	1,443	1,370	1,650	1,037	6,683
3	1,295	1,433	1,438	1,550	963	6,679
4	1,301	1,663	1,499	1,787	923	7,173
5	1,420	1,666	1,643	1,792	864	7,385
6	1,121	1,351	1,136	1,243	705	5,556
7	777	974	919	1,000	534	4,204
Total	7,575	9,224	8,721	10,055	5,777	41,352
Manizales						
1	667	692	829	904	487	3,579
2	1,366	1,323	1,310	1,251	624	5,874
3	1,375	1,288	1,291	1,186	598	5,738
4	1,413	1,503	1,375	1,371	674	6,336
5	1,487	1,442	1,485	1,284	670	6,368
6	1,225	1,314	1,122	1,122	542	5,325
7	1,058	1,006	1,037	975	496	4,572
Total	8,591	8,568	8,449	8,093	4,091	37,792
Montería						
1	842	1,053	1,084	1,313	688	4,980
2	1,438	1,598	1,569	1,761	820	7,186

3	1,476	1,368	1,343	1,395	694	6,276
4	1,293	1,475	1,331	1,556	698	6,353
5	1,294	1,419	1,438	1,436	670	6,257
6	1,102	1,214	1,156	1,129	561	5,162
7	881	959	930	929	471	4,170
Total	8,326	9,086	8,851	9,519	4,602	40,384
Villavicencio						
1	832	932	1,000	1,212	644	4,620
2	1,298	1,403	1,422	1,414	751	6,288
3	1,160	1,331	1,214	1,170	613	5,488
4	1,138	1,327	1,274	1,193	574	5,506
5	1,240	1,249	1,414	1,243	619	5,765
6	913	1,183	1,087	1,017	496	4,696
7	775	860	826	808	392	3,661
Total	7,356	8,285	8,237	8,057	4,089	36,024
Pasto						
1	677	824	900	958	528	3,887
2	1,266	1,349	1,359	1,487	689	6,150
3	1,395	1,383	1,401	1,393	628	6,200
4	1,301	1,581	1,414	1,587	700	6,583
5	1,416	1,398	1,473	1,417	641	6,345
6	1,040	1,201	1,062	1,040	514	4,857
7	861	879	946	842	449	3,977
Total	7,956	8,615	8,555	8,724	4,149	37,999
Cúcuta						
1	802	797	846	1,009	562	4,016
2	1,088	1,087	1,136	1,224	575	5,110
3	1,067	1,062	1,049	1,058	490	4,726
4	1,082	1,236	1,094	1,246	518	5,176
5	1,068	1,107	1,111	1,071	537	4,894
6	818	990	898	868	422	3,996
7	652	710	692	677	336	3,067
Total	6,577	6,989	6,826	7,153	3,440	30,985
Pereira						
1	535	915	1,014	1,246	644	4,354
2	985	1,510	1,397	1,523	730	6,145
3	994	1,267	1,253	1,224	646	5,384
4	1,039	1,369	1,350	1,425	654	5,837
5	1,037	1,426	1,293	1,382	640	5,778
6	814	1,246	1,122	1,038	530	4,750
7	666	961	932	978	420	3,957
Total	6,070	8,694	8,361	8,816	4,264	36,205
Bucaramanga						
1	480	675	661	764	428	3,008
2	766	1,054	880	981	489	4,170
3	789	1,027	850	888	448	4,002
4	750	1,160	871	926	444	4,151
5	765	1,081	915	945	426	4,132
6	657	922	732	727	311	3,349
7	481	688	517	535	299	2,520
Total	4,688	6,607	5,426	5,766	2,845	25,332
Ibagué						
1	790	994	1,091	1,081	551	4,507

2	1,446	1,551	1,423	1,402	675	6,497
3	1,432	1,530	1,369	1,274	634	6,239
4	1,323	1,615	1,421	1,414	685	6,458
5	1,502	1,585	1,462	1,426	684	6,659
6	1,078	1,380	1,235	1,075	554	5,322
7	912	1,075	984	921	447	4,339
Total	8,483	9,730	8,985	8,593	4,230	40,021
Cali						
1	851	992	1,202	1,530	827	5,402
2	1,426	1,613	1,661	1,833	883	7,416
3	1,445	1,551	1,473	1,673	844	6,986
4	1,424	1,669	1,517	1,707	821	7,138
5	1,401	1,440	1,575	1,659	795	6,870
6	1,092	1,222	1,211	1,272	596	5,393
7	863	966	996	1,049	487	4,361
Total	8,502	9,453	9,635	10,723	5,253	43,566

Fuente: elaboración propia.

Cuadro A2.2: Media de las principales variables

Años	Cohorte	Ingresos labores	Horas de trabajo	Salario por hora	Años de educación	Años de experiencia
2002	1	226704.6	35.91438	6558.972	8.733267	3.782662
	2	331002	38.61655	8767.438	10.00984	7.086894
	3	418532.4	40.50721	9147.303	10.05198	12.01168
	4	472511.1	41.29136	9025.374	9.719071	17.36413
	5	505904.4	41.69364	8992.097	9.413938	22.64618
	6	546245.5	41.94187	8726.689	9.065899	27.92333
	7	573806.8	41.9745	8600.651	8.649654	33.37689
2003	1	255127.9	45.0823	1425.604	9.187042	4.147556
	2	368141.7	47.9432	1905.251	10.22686	7.754798
	3	446368	48.54343	2244.524	10.09446	12.82823
	4	467918	48.79865	2334.48	9.603518	18.34489
	5	487934	48.44533	2439.286	9.299881	23.61496
	6	514638.2	48.31417	2589.364	9.037233	28.75483
	7	520987.2	47.41155	2710.893	8.570653	34.26282
2004	1	301985.7	46.26966	1647.009	9.756504	4.580971
	2	424477.3	48.28807	2174.48	10.53806	8.444814
	3	481072.4	48.92766	2418.644	10.16048	13.82941
	4	507292.2	48.82373	2523.947	9.669428	19.31386
	5	536352.8	48.685	2671.57	9.482757	24.46569
	6	555099.6	48.25944	2814.027	9.082861	29.80117
	7	570201.4	47.50402	2947.818	8.701523	35.18186
2005	1	355272.5	47.14729	1882.794	10.1034	5.187218
	2	490454	48.64927	2485.184	10.8081	9.172906
	3	554471.1	49.14466	2735.25	10.31086	14.69248
	4	565335.9	48.89215	2805.565	9.765376	20.29788
	5	592902.9	48.79266	2947.76	9.495608	25.45089
	6	615902.9	48.34529	3097.971	9.192919	30.72836
	7	625709.1	47.37892	3246.285	8.759909	36.12362
2006	1	414574.4	47.97363	2134.665	10.39212	5.840722
	2	543810.8	48.90807	2720.037	10.91127	9.979448
	3	597487.6	49.24663	2926.552	10.36831	15.59357
	4	602915.8	48.94398	2980.524	9.795815	21.15597
	5	626835.2	48.86324	3116.108	9.502913	26.33092
	6	652040	47.87524	3306.972	9.231384	31.59184
2006	7	668729.8	47.25008	3470.149	8.74214	37.08117

Fuente: elaboración propia.

ANEXO 3: Estimaciones señalización por cohortes.

Cuadro A3.1: Señalización ventanas de tiempo Cohorte 1

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	0.118*** [0.0185]	0.136*** [0.00736]	0.142*** [0.00758]	0.133*** [0.00529]	0.115*** [0.00667]
Experiencia	0.125*** [0.0200]	0.0441*** [0.00800]	0.0450*** [0.00830]	0.0210*** [0.00627]	-0.0106 [0.00788]
Experiencia^2	-0.00461*** [0.00178]	0.00227*** [0.000683]	0.00150** [0.000670]	0.00197*** [0.000467]	0.00314*** [0.000527]
Dummy 6 años de educación	-0.0842 [0.0742]	-0.123*** [0.0328]	-0.164*** [0.0375]	-0.168*** [0.0279]	-0.157*** [0.0359]
Dummy 11 años de educación	0.0925 [0.0582]	0.00805 [0.0246]	-0.0252 [0.0267]	-0.0660*** [0.0192]	-0.0184 [0.0245]
Dummy 16 años de educación	-0.19 [0.480]	0.0328 [0.131]	0.170*** [0.0619]	0.219*** [0.0350]	0.148*** [0.0366]
Medellín	-0.00427 [0.0741]	0.0201 [0.0316]	0.00504 [0.0313]	0.0750*** [0.0222]	0.115*** [0.0287]
Barranquilla	0.046 [0.0775]	-0.119*** [0.0348]	-0.116*** [0.0367]	-0.129*** [0.0252]	-0.0699** [0.0303]
Bogotá	0.0457 [0.0732]	0.00112 [0.0316]	0.0279 [0.0318]	0.0371* [0.0220]	0.0405 [0.0281]
Cartagena	-0.125 [0.0915]	0.05 [0.0372]	-0.0457 [0.0396]	0.0470* [0.0251]	-0.0202 [0.0297]
Manizales	-0.231*** [0.0724]	-0.161*** [0.0330]	-0.179*** [0.0336]	-0.119*** [0.0250]	0.0104 [0.0325]
Montería	-0.195*** [0.0731]	-0.344*** [0.0315]	-0.329*** [0.0334]	-0.300*** [0.0234]	-0.286*** [0.0304]
Villavicencio	0.0363 [0.0698]	-0.0351 [0.0310]	-0.0916*** [0.0330]	-0.0361 [0.0233]	0.0374 [0.0303]
Pasto	-0.201*** [0.0763]	-0.290*** [0.0326]	-0.269*** [0.0348]	-0.322*** [0.0256]	-0.345*** [0.0334]
Cúcuta	0.00387 [0.0712]	-0.110*** [0.0330]	-0.204*** [0.0356]	-0.138*** [0.0245]	-0.0639** [0.0316]
Pereira	0.0346 [0.0780]	0.023 [0.0308]	0.0756** [0.0327]	0.0478** [0.0230]	0.131*** [0.0302]
Bucaramanga	-0.0467 [0.0856]	-0.130*** [0.0353]	-0.0740* [0.0379]	-0.0784*** [0.0270]	0.108*** [0.0343]
Ibagué	-0.0634 [0.0703]	-0.126*** [0.0302]	-0.162*** [0.0320]	-0.104*** [0.0240]	-0.0962*** [0.0316]
Constante	5.262*** [0.230]	5.339*** [0.0914]	5.439*** [0.0991]	5.591*** [0.0841]	5.899*** [0.152]

Observaciones	7655	9514	8309	13978	7817
R-cuadrado	0.106	0.166	0.179	0.222	0.256

Errores estándar entre corchetes

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A3.2: Señalización ventanas de tiempo Cohorte 2

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	0.126*** [0.0118]	0.118*** [0.00490]	0.117*** [0.00566]	0.103*** [0.00445]	0.116*** [0.00621]
Experiencia	0.0108 [0.0147]	-0.0140** [0.00629]	0.00219 [0.00732]	-9.69E-05 [0.00605]	-0.0215** [0.00905]
Experiencia^2	0.00196** [0.000857]	0.00259*** [0.000344]	0.00159*** [0.000368]	0.00114*** [0.000285]	0.00217*** [0.000399]
Dummy 6 años de educación	-0.160*** [0.0561]	-0.115*** [0.0237]	-0.150*** [0.0275]	-0.125*** [0.0224]	-0.154*** [0.0318]
Dummy 11 años de educación	-0.0195 [0.0438]	-0.0241 [0.0185]	-0.0308 [0.0217]	-0.00521 [0.0173]	-0.0691*** [0.0246]
Dummy 16 años de educación	0.106* [0.0628]	0.248*** [0.0247]	0.265*** [0.0270]	0.352*** [0.0209]	0.246*** [0.0289]
Medellín	-0.0344 [0.0530]	-0.0178 [0.0223]	0.0351 [0.0243]	0.0665*** [0.0192]	0.0467* [0.0275]
Barranquilla	-0.0828 [0.0542]	-0.186*** [0.0227]	-0.188*** [0.0260]	-0.113*** [0.0204]	-0.157*** [0.0285]
Bogotá	0.113** [0.0507]	-0.0209 [0.0216]	0.0145 [0.0242]	0.0523*** [0.0189]	0.038 [0.0263]
Cartagena	-0.139** [0.0574]	-0.0356 [0.0241]	-0.0284 [0.0276]	0.0251 [0.0201]	-0.0450* [0.0267]
Manizales	-0.0701 [0.0520]	-0.106*** [0.0227]	-0.124*** [0.0253]	-0.0818*** [0.0212]	-0.0500* [0.0301]
Montería	-0.0894* [0.0534]	-0.254*** [0.0227]	-0.217*** [0.0254]	-0.213*** [0.0200]	-0.218*** [0.0288]
Villavicencio	0.0211 [0.0531]	-0.0175 [0.0229]	0.00314 [0.0253]	-0.0302 [0.0208]	0.0663** [0.0289]
Pasto	-0.289*** [0.0544]	-0.253*** [0.0233]	-0.232*** [0.0261]	-0.288*** [0.0209]	-0.273*** [0.0306]
Cúcuta	0.0536 [0.0568]	-0.0768*** [0.0252]	-0.125*** [0.0280]	-0.108*** [0.0216]	-0.106*** [0.0311]
Pereira	0.0558 [0.0569]	0.0443** [0.0220]	0.0461* [0.0252]	0.0528*** [0.0202]	0.0766*** [0.0289]
Bucaramanga	0.0536 [0.0631]	-0.0701*** [0.0249]	-0.0393 [0.0299]	-0.0155 [0.0231]	0.0593* [0.0325]
Ibagué	-0.0874* [0.0515]	-0.117*** [0.0219]	-0.195*** [0.0251]	-0.102*** [0.0206]	-0.0854*** [0.0294]
Constante	5.807*** [0.229]	5.807*** [0.0929]	5.929*** [0.113]	5.896*** [0.0944]	5.693*** [0.210]
Observaciones	14871	16637	12396	18909	9476

R-cuadrado	0.13	0.292	0.313	0.351	0.356
------------	------	-------	-------	-------	-------

Errores estándar entre corchetes

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A3.3: Señalización ventanas de tiempo Cohorte 3

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	0.0953*** [0.0110]	0.103*** [0.00515]	0.112*** [0.00595]	0.100*** [0.00494]	0.107*** [0.00662]
Experiencia	-0.0315* [0.0166]	-0.0223*** [0.00829]	-0.0241** [0.0101]	-0.0425*** [0.00868]	0.00261 [0.0119]
Experiencia^2	0.00204*** [0.000634]	0.00148*** [0.000295]	0.00154*** [0.000335]	0.00170*** [0.000274]	0.000598* [0.000357]
Dummy 6 años de educación	-0.0202 [0.0490]	-0.115*** [0.0223]	-0.142*** [0.0264]	-0.133*** [0.0219]	-0.156*** [0.0297]
Dummy 11 años de educación	0.0258 [0.0421]	-0.0386** [0.0197]	-0.0629*** [0.0230]	-0.0784*** [0.0190]	-0.0232 [0.0261]
Dummy 16 años de educación	0.201*** [0.0555]	0.338*** [0.0258]	0.298*** [0.0300]	0.311*** [0.0246]	0.359*** [0.0323]
Medellín	-0.0107 [0.0512]	-0.00885 [0.0239]	0.021 [0.0271]	0.0373* [0.0213]	0.164*** [0.0296]
Barranquilla	-0.169*** [0.0507]	-0.200*** [0.0235]	-0.167*** [0.0281]	-0.114*** [0.0225]	-0.113*** [0.0302]
Bogotá	-0.0337 [0.0486]	-0.0171 [0.0229]	-0.0241 [0.0269]	0.0296 [0.0210]	0.0911*** [0.0287]
Cartagena	-0.122** [0.0531]	-0.0432* [0.0244]	-0.0438 [0.0290]	-0.000416 [0.0218]	0.0472* [0.0282]
Manizales	-0.129*** [0.0496]	-0.130*** [0.0236]	-0.155*** [0.0276]	-0.0584** [0.0230]	0.00405 [0.0314]
Montería	-0.239*** [0.0506]	-0.215*** [0.0242]	-0.175*** [0.0282]	-0.140*** [0.0226]	-0.169*** [0.0310]
Villavicencio	-0.0514 [0.0525]	-0.0122 [0.0239]	0.0129 [0.0287]	-0.0657*** [0.0234]	0.116*** [0.0317]
Pasto	-0.291*** [0.0509]	-0.233*** [0.0237]	-0.249*** [0.0279]	-0.241*** [0.0226]	-0.185*** [0.0322]
Cúcuta	0.0199 [0.0547]	-0.115*** [0.0258]	-0.0900*** [0.0306]	-0.0802*** [0.0239]	-0.0192 [0.0338]
Pereira	-0.0408 [0.0541]	0.0446* [0.0237]	0.0397 [0.0281]	0.0528** [0.0229]	0.162*** [0.0308]
Bucaramanga	0.00724 [0.0605]	-0.0847*** [0.0259]	0.000271 [0.0317]	0.0221 [0.0252]	0.159*** [0.0343]
Ibagué	-0.156*** [0.0494]	-0.166*** [0.0226]	-0.214*** [0.0273]	-0.108*** [0.0225]	-0.0325 [0.0310]
Constante	5.739*** [0.322]	6.277*** [0.122]	5.959*** [0.151]	6.627*** [0.155]	5.727*** [0.227]
Observaciones	15062	15768	11509	16656	8463

R-cuadrado	0.174	0.369	0.37	0.373	0.398
------------	-------	-------	------	-------	-------

Errores estándar entre corchetes

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A3.4: Señalización ventanas de tiempo Cohorte 4

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	-0.0338 [0.0211]	-0.0227** [0.00988]	-0.0332*** [0.0127]	-0.0579*** [0.0105]	-0.0199 [0.0149]
Experiencia	0.00103* [0.000571]	0.00101*** [0.000254]	0.00108*** [0.000311]	0.00164*** [0.000246]	0.000903*** [0.000334]
Experiencia^2	-0.124*** [0.0451]	-0.118*** [0.0202]	-0.132*** [0.0248]	-0.106*** [0.0204]	-0.105*** [0.0286]
Dummy 6 años de educación	0.0830** [0.0405]	0.00443 [0.0187]	-0.0276 [0.0228]	0.02 [0.0185]	0.0201 [0.0261]
Dummy 11 años de educación	0.221*** [0.0567]	0.374*** [0.0261]	0.344*** [0.0313]	0.344*** [0.0252]	0.417*** [0.0354]
Dummy 16 años de educación	0.0284 [0.0495]	0.0179 [0.0232]	0.0329 [0.0273]	0.0405* [0.0217]	0.0998*** [0.0301]
Medellín	-0.116** [0.0501]	-0.149*** [0.0237]	-0.118*** [0.0281]	-0.145*** [0.0227]	-0.0713** [0.0325]
Barranquilla	-0.0327 [0.0497]	0.00836 [0.0233]	0.0234 [0.0277]	0.0460** [0.0222]	0.045 [0.0311]
Bogotá	-0.129** [0.0522]	-0.0116 [0.0241]	-0.0407 [0.0292]	0.0105 [0.0219]	0.0144 [0.0302]
Cartagena	-0.0609 [0.0488]	-0.0641*** [0.0231]	-0.111*** [0.0274]	-0.112*** [0.0231]	-0.0158 [0.0325]
Manizales	-0.167*** [0.0514]	-0.182*** [0.0241]	-0.138*** [0.0287]	-0.216*** [0.0229]	-0.165*** [0.0329]
Montería	-0.0104 [0.0522]	0.0552** [0.0245]	-0.00775 [0.0287]	-0.0652*** [0.0243]	0.0271 [0.0345]
Villavicencio	-0.211*** [0.0510]	-0.181*** [0.0234]	-0.227*** [0.0283]	-0.219*** [0.0228]	-0.224*** [0.0333]
Pasto	0.0456 [0.0540]	0.00233 [0.0255]	-0.0513 [0.0313]	-0.0479** [0.0239]	-0.0094 [0.0353]
Cúcuta	0.0131 [0.0528]	0.0933*** [0.0237]	0.0888*** [0.0278]	0.0410* [0.0229]	0.132*** [0.0327]
Pereira	0.0309 [0.0604]	-0.00708 [0.0255]	0.0085 [0.0320]	0.0265 [0.0259]	0.215*** [0.0365]
Bucaramanga	-0.0267 [0.0500]	-0.0793*** [0.0228]	-0.156*** [0.0273]	-0.118*** [0.0229]	-0.0597* [0.0323]
Ibagué	0.0811*** [0.0108]	0.0986*** [0.00489]	0.0948*** [0.00596]	0.0905*** [0.00484]	0.0915*** [0.00685]
Constante	6.492*** [0.355]	6.144*** [0.167]	6.432*** [0.205]	6.701*** [0.175]	5.730*** [0.336]
Observaciones	14731	17262	11827	18232	8638

R-cuadrado	0.206	0.387	0.376	0.383	0.38
------------	-------	-------	-------	-------	------

Errores estándar entre corchetes

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A3.5: Señalización ventanas de tiempo Cohorte 5

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	-0.0493** [0.0224]	-0.0251* [0.0130]	-0.00408 [0.0154]	-0.0411*** [0.0128]	-0.0723*** [0.0192]
Experiencia	0.00119** [0.000473]	0.000765*** [0.000263]	0.000416 [0.000303]	0.000970*** [0.000241]	0.00136*** [0.000350]
Experiencia^2	-0.112*** [0.0415]	-0.120*** [0.0217]	-0.0756*** [0.0251]	-0.120*** [0.0208]	-0.118*** [0.0302]
Dummy 6 años de educación	0.102*** [0.0372]	0.0560*** [0.0200]	0.00543 [0.0233]	0.017 [0.0191]	-0.0139 [0.0278]
Dummy 11 años de educación	0.223*** [0.0537]	0.415*** [0.0289]	0.411*** [0.0326]	0.361*** [0.0268]	0.337*** [0.0388]
Dummy 16 años de educación	0.0293 [0.0493]	0.0349 [0.0264]	0.00872 [0.0284]	0.0799*** [0.0227]	0.118*** [0.0334]
Medellín	-0.0671 [0.0481]	-0.190*** [0.0270]	-0.153*** [0.0296]	-0.0938*** [0.0242]	-0.107*** [0.0350]
Barranquilla	-0.00379 [0.0482]	-0.0388 [0.0267]	0.0123 [0.0293]	0.0363 [0.0235]	0.0765** [0.0348]
Bogotá	-0.113** [0.0502]	0.0099 [0.0269]	-0.0131 [0.0302]	0.0472** [0.0230]	0.0622* [0.0337]
Cartagena	-0.0964** [0.0474]	-0.102*** [0.0261]	-0.104*** [0.0285]	-0.0726*** [0.0246]	-0.0208 [0.0355]
Manizales	-0.0882* [0.0506]	-0.174*** [0.0271]	-0.161*** [0.0296]	-0.162*** [0.0245]	-0.227*** [0.0364]
Montería	0.0258 [0.0504]	0.0157 [0.0279]	0.046 [0.0296]	-0.00795 [0.0253]	0.0811** [0.0372]
Villavicencio	-0.154*** [0.0491]	-0.179*** [0.0270]	-0.142*** [0.0299]	-0.162*** [0.0247]	-0.216*** [0.0376]
Pasto	-0.00581 [0.0531]	-0.0236 [0.0292]	-0.0627* [0.0333]	-0.0259 [0.0261]	-0.0204 [0.0384]
Cúcuta	0.0326 [0.0518]	0.0496* [0.0263]	0.0291 [0.0297]	0.0932*** [0.0241]	0.146*** [0.0359]
Pereira	0.0621 [0.0590]	0.0112 [0.0292]	0.0571* [0.0341]	0.0520* [0.0270]	0.239*** [0.0404]
Bucaramanga	-0.0633 [0.0474]	-0.0959*** [0.0256]	-0.167*** [0.0287]	-0.0745*** [0.0239]	-0.0682* [0.0354]
Ibagué	0.0857*** [0.00987]	0.0892*** [0.00543]	0.0971*** [0.00605]	0.0925*** [0.00505]	0.0848*** [0.00732]
Constante	7.166*** [0.418]	6.261*** [0.253]	6.035*** [0.256]	6.695*** [0.234]	7.694*** [0.410]
Observaciones	15216	16039	12090	17461	8408

R-cuadrado	0.238	0.385	0.39	0.393	0.377
------------	-------	-------	------	-------	-------

Errores estándar entre corchetes

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A3.6: Señalización ventanas de tiempo Cohorte 6

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	-0.0271 [0.0287]	-0.0145 [0.0152]	0.0157 [0.0190]	-0.0442*** [0.0166]	-0.0593*** [0.0226]
Experiencia	0.000834* [0.000493]	0.000504** [0.000255]	-0.000212 [0.000306]	0.000921*** [0.000260]	0.000913*** [0.000345]
Experiencia^2	-0.0879* [0.0450]	-0.0474** [0.0235]	-0.147*** [0.0286]	-0.0978*** [0.0235]	-0.112*** [0.0327]
Dummy 6 años de educación	0.0980** [0.0423]	0.111*** [0.0218]	0.0343 [0.0267]	0.0579*** [0.0223]	0.0223 [0.0308]
Dummy 11 años de educación	0.200*** [0.0607]	0.444*** [0.0312]	0.468*** [0.0376]	0.406*** [0.0312]	0.363*** [0.0422]
Dummy 16 años de educación	-0.00683 [0.0557]	0.0620** [0.0297]	0.034 [0.0338]	0.0679** [0.0264]	0.0307 [0.0380]
Medellín	-0.116** [0.0549]	-0.149*** [0.0296]	-0.0843** [0.0356]	-0.0878*** [0.0280]	-0.105*** [0.0394]
Barranquilla	0.0328 [0.0549]	-0.0242 [0.0301]	0.0256 [0.0351]	0.000592 [0.0273]	0.0392 [0.0385]
Bogotá	-0.136** [0.0564]	-0.0172 [0.0303]	0.0512 [0.0364]	0.0209 [0.0276]	0.0174 [0.0376]
Cartagena	-0.115** [0.0525]	-0.0277 [0.0287]	-0.0718** [0.0337]	-0.118*** [0.0278]	-0.0159 [0.0397]
Manizales	-0.145*** [0.0555]	-0.119*** [0.0301]	-0.0780** [0.0345]	-0.146*** [0.0284]	-0.104*** [0.0403]
Montería	-0.00097 [0.0574]	0.0568* [0.0302]	0.113*** [0.0348]	-0.0215 [0.0290]	0.104** [0.0417]
Villavicencio	-0.195*** [0.0558]	-0.141*** [0.0301]	-0.0636* [0.0356]	-0.191*** [0.0291]	-0.138*** [0.0426]
Pasto	0.0457 [0.0602]	0.0118 [0.0322]	0.0145 [0.0381]	-0.0416 [0.0300]	0.0483 [0.0430]
Cúcuta	-0.0093 [0.0581]	0.118*** [0.0290]	0.137*** [0.0341]	0.0715** [0.0283]	0.149*** [0.0399]
Pereira	-0.00887 [0.0651]	0.0232 [0.0326]	0.0862** [0.0395]	0.0244 [0.0315]	0.283*** [0.0463]
Bucaramanga	-0.0661 [0.0544]	-0.0772*** [0.0284]	-0.0531 [0.0330]	-0.151*** [0.0280]	-0.0904** [0.0395]
Ibagué	0.0979*** [0.0111]	0.0848*** [0.00558]	0.0865*** [0.00690]	0.0925*** [0.00570]	0.0846*** [0.00785]
Constante	6.160*** [0.647]	5.852*** [0.312]	6.032*** [0.385]	7.038*** [0.324]	7.498*** [0.552]
Observaciones	11615	13723	9478	13534	6673

R-cuadrado	0.261	0.419	0.412	0.425	0.432
------------	-------	-------	-------	-------	-------

Errores estándar entre corchetes

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro A3.7: Señalización ventanas de tiempo Cohorte 7

VARIABLES	2002	2003	2004	2005	2006
Educación	0.0248 [0.0331]	-0.0155 [0.0216]	0.00994 [0.0237]	-0.0215 [0.0200]	0.0104 [0.0286]
Experiencia	-0.000251 [0.000481]	0.000423 [0.000305]	-1.66E-05 [0.000326]	4.39E-04 [0.000269]	-0.000113 [0.000374]
Experiencia^2	-0.0787* [0.0470]	-0.004 [0.0269]	-0.0483 [0.0316]	-0.0661** [0.0262]	-0.0397 [0.0368]
Dummy 6 años de educación	0.123*** [0.0467]	0.132*** [0.0274]	0.157*** [0.0316]	0.118*** [0.0263]	0.125*** [0.0378]
Dummy 11 años de educación	0.361*** [0.0665]	0.506*** [0.0395]	0.496*** [0.0431]	0.442*** [0.0358]	0.495*** [0.0500]
Dummy 16 años de educación	-0.136** [0.0604]	0.0355 [0.0353]	-0.0236 [0.0393]	0.0746** [0.0308]	0.116** [0.0473]
Medellín	-0.0885 [0.0584]	-0.0853** [0.0349]	-0.203*** [0.0409]	-0.0129 [0.0329]	-0.0768* [0.0462]
Barranquilla	0.0031 [0.0596]	-0.0782** [0.0351]	0.0166 [0.0410]	0.042 [0.0316]	0.00997 [0.0459]
Bogotá	-0.158** [0.0638]	0.0365 [0.0359]	-0.0448 [0.0423]	0.0814** [0.0318]	0.0511 [0.0448]
Cartagena	-0.0733 [0.0555]	-0.0192 [0.0331]	-0.182*** [0.0382]	-0.0637** [0.0314]	0.0138 [0.0454]
Manizales	-0.00469 [0.0599]	-0.120*** [0.0346]	-0.132*** [0.0402]	-0.0995*** [0.0325]	-0.0946** [0.0467]
Montería	0.0393 [0.0611]	0.033 [0.0354]	-0.011 [0.0419]	0.00548 [0.0337]	0.0699 [0.0489]
Villavicencio	-0.177*** [0.0599]	-0.113*** [0.0352]	-0.131*** [0.0403]	-0.0670** [0.0340]	-0.145*** [0.0487]
Pasto	-0.00715 [0.0646]	0.0412 [0.0382]	-0.0801* [0.0456]	0.0231 [0.0348]	0.0604 [0.0508]
Cúcuta	0.0248 [0.0619]	0.0721** [0.0335]	-0.0128 [0.0395]	0.0820*** [0.0314]	0.163*** [0.0473]
Pereira	0.0778 [0.0728]	0.0219 [0.0383]	0.0418 [0.0466]	0.0863** [0.0374]	0.207*** [0.0519]
Bucaramanga	0.00958 [0.0578]	-0.0732** [0.0326]	-0.192*** [0.0387]	-0.0382 [0.0318]	-0.0153 [0.0464]
Ibagué	0.0865*** [0.0115]	0.0793*** [0.00677]	0.0763*** [0.00774]	0.0840*** [0.00649]	0.0714*** [0.00888]
Constante	5.879*** [0.751]	6.457*** [0.475]	5.927*** [0.512]	6.416*** [0.488]	6.576*** [0.704]
Observaciones	9262	10116	7418	10901	5328

R-cuadrado	0.321	0.457	0.446	0.444	0.446
------------	-------	-------	-------	-------	-------

Errores estándar entre corchetes

El sesgo de selección fue corregido con Heckman ML.

Ocupación y estado civil fueron incluidos pero no reportados

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración Propia

ANEXO 4: Ecuación de selección pseudo-panel.

Cuadro A4.1: IV-Probit. Ecuación de selección

VARIABLES	d_emp
Tamaño del hogar	-0.156*** [0.0239]
unión	0.735*** [0.128]
casado	2.079*** [0.0960]
viudo	-7.148*** [0.956]
separado	-2.635*** [0.359]
sexo	6.026*** [0.313]
Constante	-1.775*** [0.116]
Observaciones	489057
R-cuadrado	.

Errores Estándar en paréntesis
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Fue usado el estimador en dos etapas de Newey's

Anexo 5: Promedio salarial por nivel educativo en Colombia

Cuadro A5.1: Promedios salariales para bachilleres en las áreas metropolitanas de Colombia (2000-2006)

	Medellín	Barranquilla	Bogotá	Cartagena	Manizales	Montería	Villavicencio	Pasto	Cúcuta	Pereira	Bucaramanga	Ibagué	Cali
2000	\$ 386.377,49	\$ 363.462,63	\$ 408.651,92	\$ 407.307,47	\$ 383.545,51	\$ 327.085,55	\$ 416.838,85	\$ 323.522,45	\$ 342.139,28	\$ 377.538,08	\$ 346.699,28	\$ 370.691,71	\$ 393.086,05
2001	\$ 405.406,82	\$ 384.827,02	\$ 402.841,13	\$ 410.420,19	\$ 396.938,76	\$ 344.430,44	\$ 402.091,69	\$ 326.797,30	\$ 337.818,29	\$ 402.316,58	\$ 382.099,26	\$ 384.047,52	\$ 397.156,07
2002	\$ 404.851,11	\$ 406.146,27	\$ 429.297,76	\$ 407.760,88	\$ 395.901,09	\$ 363.894,19	\$ 417.236,05	\$ 356.056,34	\$ 348.261,34	\$ 422.715,61	\$ 401.089,87	\$ 390.576,60	\$ 427.452,63
2003	\$ 440.247,62	\$ 415.715,22	\$ 437.012,08	\$ 408.924,73	\$ 427.174,35	\$ 388.744,26	\$ 435.250,06	\$ 352.921,48	\$ 371.956,19	\$ 438.372,70	\$ 404.164,27	\$ 425.496,70	\$ 428.614,67
2004	\$ 463.776,32	\$ 424.628,63	\$ 464.571,21	\$ 418.054,24	\$ 443.713,18	\$ 398.915,19	\$ 483.670,82	\$ 384.100,31	\$ 383.008,24	\$ 461.740,94	\$ 461.354,89	\$ 421.366,12	\$ 467.116,64
2005	\$ 497.743,59	\$ 461.290,66	\$ 514.154,47	\$ 487.347,05	\$ 485.762,49	\$ 429.573,87	\$ 498.377,81	\$ 408.497,05	\$ 399.138,82	\$ 487.961,76	\$ 489.587,01	\$ 443.223,79	\$ 507.274,89
2006	\$ 525.803,06	\$ 489.041,83	\$ 522.158,51	\$ 497.865,74	\$ 524.007,80	\$ 430.598,74	\$ 540.555,27	\$ 399.932,42	\$ 451.620,99	\$ 524.612,85	\$ 534.887,09	\$ 480.901,00	\$ 499.904,80

Fuente: Encuesta Continua de Hogares. DANE.

* Para el 2006 solo se tienen datos de los 2 primeros trimestres.

Cuadro A5.2: Promedios salariales para tecnólogos en las áreas metropolitanas de Colombia (2000-2006)

	Medellín	Barranquilla	Bogotá	Cartagena	Manizales	Montería	Villavicencio	Pasto	Cúcuta	Pereira	Bucaramanga	Ibagué	Cali
2000	\$ 459.675,78	\$ 503.990,41	\$ 736.533,39	\$ 868.178,71	\$ 590.770,63	\$ 638.615,91	\$ 583.957,00	\$ 486.601,09	\$ 456.566,53	\$ 563.877,80	\$ 512.356,93	\$ 425.267,11	\$ 564.614,21
2001	\$ 484.019,92	\$ 525.801,82	\$ 555.427,41	\$ 534.219,16	\$ 588.157,11	\$ 444.514,41	\$ 537.688,63	\$ 524.858,85	\$ 483.563,06	\$ 590.054,71	\$ 521.697,19	\$ 447.287,31	\$ 594.699,75
2002	\$ 667.618,74	\$ 561.369,39	\$ 665.023,41	\$ 594.237,14	\$ 573.793,48	\$ 453.138,77	\$ 605.200,02	\$ 510.799,58	\$ 502.227,05	\$ 704.447,28	\$ 552.062,41	\$ 511.714,47	\$ 610.626,57
2003	\$ 684.946,15	\$ 480.821,48	\$ 600.208,67	\$ 464.223,70	\$ 570.873,89	\$ 549.663,26	\$ 561.198,98	\$ 542.809,53	\$ 487.008,81	\$ 636.355,64	\$ 519.092,71	\$ 482.607,79	\$ 609.149,27
2004	\$ 707.561,02	\$ 521.416,73	\$ 701.630,23	\$ 459.444,56	\$ 624.543,21	\$ 648.514,22	\$ 576.398,15	\$ 542.733,52	\$ 574.031,73	\$ 567.324,26	\$ 620.454,36	\$ 568.026,20	\$ 636.543,45
2005	\$ 620.919,75	\$ 613.940,35	\$ 714.471,72	\$ 575.103,49	\$ 719.877,34	\$ 536.274,58	\$ 623.586,94	\$ 702.761,35	\$ 533.303,93	\$ 718.387,65	\$ 632.703,80	\$ 579.317,13	\$ 693.694,81
2006	\$ 644.346,53	\$ 685.604,22	\$ 690.964,42	\$ 679.011,63	\$ 619.904,04	\$ 438.368,68	\$ 711.319,71	\$ 694.001,99	\$ 569.446,39	\$ 642.319,35	\$ 694.739,87	\$ 613.444,89	\$ 618.571,05

Fuente: Encuesta Continua de Hogares. DANE.

* Para el 2006 solo se tienen datos de los 2 primeros trimestres.

Cuadro A5.3: Promedios salariales para profesionales en las áreas metropolitanas de Colombia (2000-2006)

	Medellín	Barranquilla	Bogotá	Cartagena	Manizales	Montería	Villavicencio	Pasto	Cúcuta	Pereira	Bucaramanga	Ibagué	Cali
2000	\$ 1.215.516,09	\$ 977.025,62	\$ 1.551.848,90	\$ 968.400,87	\$ 1.166.602,58	\$ 1.058.981,06	\$ 1.066.821,46	\$ 916.281,92	\$ 952.012,88	\$ 1.152.170,92	\$ 1.002.517,82	\$ 1.071.050,55	\$ 1.299.540,90
2001	\$ 1.346.217,78	\$ 1.010.962,44	\$ 1.606.452,01	\$ 1.094.728,91	\$ 1.238.511,71	\$ 997.892,07	\$ 1.172.962,23	\$ 1.004.050,61	\$ 935.797,53	\$ 1.162.823,63	\$ 1.115.941,03	\$ 1.075.700,48	\$ 1.275.322,78
2002	\$ 1.469.071,33	\$ 1.082.824,92	\$ 1.752.876,12	\$ 872.383,25	\$ 1.223.214,03	\$ 1.025.837,24	\$ 1.255.406,56	\$ 1.058.739,57	\$ 1.090.069,81	\$ 1.200.322,40	\$ 1.073.228,90	\$ 1.058.322,19	\$ 1.501.295,02
2003	\$ 1.778.548,84	\$ 1.120.880,66	\$ 1.709.773,63	\$ 992.373,11	\$ 1.309.334,23	\$ 1.147.927,86	\$ 1.250.718,50	\$ 1.147.582,66	\$ 1.217.534,14	\$ 1.334.261,52	\$ 1.198.851,70	\$ 1.092.506,37	\$ 1.367.958,15
2004	\$ 1.833.686,23	\$ 1.152.602,51	\$ 1.883.206,32	\$ 1.026.084,49	\$ 1.520.246,95	\$ 1.157.631,76	\$ 1.290.186,11	\$ 1.108.280,47	\$ 1.165.745,02	\$ 1.287.807,71	\$ 1.181.835,50	\$ 1.102.784,70	\$ 1.479.390,91
2005	\$ 1.778.512,43	\$ 1.189.952,21	\$ 1.245.247,45	\$ 1.149.106,60	\$ 1.340.915,85	\$ 1.176.085,23	\$ 1.310.386,32	\$ 1.211.809,49	\$ 1.132.012,79	\$ 1.368.423,21	\$ 1.342.775,47	\$ 1.182.371,81	\$ 1.756.732,25
2006	\$ 1.691.998,80	\$ 1.155.584,72	\$ 1.948.343,95	\$ 1.338.381,60	\$ 1.476.787,75	\$ 1.271.937,04	\$ 1.371.356,94	\$ 1.242.529,20	\$ 1.204.611,52	\$ 1.323.549,95	\$ 1.436.735,66	\$ 1.260.105,14	\$ 2.016.697,64

Fuente: Encuesta Continua de Hogares. DANE.

* Para el 2006 solo se tienen datos de los 2 primeros trimestres.