

Educación y mercados de trabajo. El papel del púeso en las remuneraciones.

Paz, Jorge Augusto.

Cita:

Paz, Jorge Augusto (Diciembre, 2008). *Educación y mercados de trabajo. El papel del púeso en las remuneraciones. Ruención Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. Asociación Argentina de Economía Política, Córdoba.*

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/jorge.paz/28>

ARK: <https://n2t.net/ark:/13683/prpd/cns>



Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons.
Para ver una copia de esta licencia, visite
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.es>.

Acta Académica es un proyecto académico sin fines de lucro enmarcado en la iniciativa de acceso abierto. Acta Académica fue creado para facilitar a investigadores de todo el mundo el compartir su producción académica. Para crear un perfil gratuitamente o acceder a otros trabajos visite: <https://www.aacademica.org>.



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLIII Reunión Anual de la AAEP

Noviembre de 2008

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-99570-6-6

Educación y mercados de trabajo.
El papel del puesto en las remuneraciones

Jorge A. Paz

Educación y mercados de trabajo. El papel del puesto en las remuneraciones

Jorge A. Paz*

* Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y Universidad Nacional de Salta (UNSa)

Resumen

En este trabajo se estudia la relación entre la educación formal de los trabajadores y sus remuneraciones, teniendo en cuenta el rol que juegan las ocupaciones, además de atributos propios de los individuos, tales como la experiencia.

Para hacer esto se aplicó el procedimiento de corrección por sesgo de selección endógena de Lee (1983) a una muestra de asalariados e independientes de Argentina, entrevistados durante el año 2006 por la Encuesta Permanente de Hogares.

Los resultados muestran que los retornos a la educación son sensibles a la consideración del lugar que le toca ocupar al trabajador en la estructura productiva.

Códigos JEL: [I2] [J3]

Abstract

This paper studies the relationship between workers' formal education and their remunerations, taking into account the role played by the positions they hold, besides personal attributes.

To do so, the endogenous selection bias correction procedure proposed by Lee (1983) was applied to a sample of salaried and self-employed workers in Argentina, who were interviewed during the Permanent Household Survey carried out in 2006.

The results show that returns to education are sensitive to the consideration of the place held by the worker in the productive structure.

JEL Codes: [I2] [J3]

Educación y mercados de trabajo. El papel del puesto en las remuneraciones¹

Jorge A. Paz*

* Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y Universidad Nacional de Salta (UNSa)

I. Introducción

Según estudios realizados en cientos de países durante casi cuarenta años, la rentabilidad de la educación estaría en torno al 10% por cada año invertido, valor superior al que arrojan otros varios activos². Dada la importancia de esta cifra como insumo para la toma de decisiones, tanto públicas como privadas, resulta más que interesante saber cuán confiable es y cuáles son sus principales fortalezas y debilidades. El presente estudio pretende contestar las siguientes preguntas: ¿A cuánto asciende la rentabilidad de la educación en la Argentina en la actualidad? ¿Existe algún sesgo debido a la inserción de la población en determinadas ocupaciones y empleos? ¿Qué efecto produce dicho sesgo sobre la rentabilidad estimada?

No existen dudas acerca de correlación fuerte y positiva entre la educación y las remuneraciones, especialmente las provenientes del trabajo: Los más educados perciben remuneraciones significativamente más elevadas que los menos educados³. El problema reside en la razón por la cual esas diferencias existen, como así también por qué persisten a lo largo del tiempo. Hay al menos dos respuestas a este interrogante:

- a. La brecha de remuneraciones entre individuos similares en todo, excepto en su nivel educativo se debe a la productividad potenciada por la educación. Dicho de otro modo, la educación aumenta la productividad de la fuerza laboral.
- b. Puede haber una tercera variable asociada con las otras dos (educación y remuneraciones) que hace que los individuos más educados ganen más que los menos ocupados: Las habilidades innatas hacen menos costoso el proceso de adquisición de conocimientos y, a la vez, generan ganancias que pueden obtenerse en el mercado laboral (o en otros mercados de otros activos).

Nótese que esas dos respuestas aluden a atributos propios de los individuos. Estas consideraciones teóricas poco o nada agregan acerca del rol que desempeña el puesto laboral en la determinación de las remuneraciones. Las más de las veces, los individuos son contratados para una tarea específica, estando las remuneraciones adosadas a atributos propios del puesto, limitándose el individuo a aceptar o rechazar esas características. Las remuneraciones aparecen así como parte de las propiedades o atributos del empleo más que del individuo que lo ocupa.

¹ Este artículo muestra algunos de los resultados del proyecto Exclusión Sociolaboral en la Argentina, parcialmente financiado por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) mediante el Proyecto de Investigación Plurianual (PIP) N° 5058. También se comprometieron fondos del Proyecto de Investigación Científico y Tecnológico (PICT) N° 32604 de la Agencia Nacional de promoción Científica y Tecnológica, a través del Fondo Nacional de Ciencia y Tecnología. Una primera versión de este trabajo fue presentada en la 6ª Jornadas de Mercados de Trabajo y Equidad, organizadas por el Instituto de Ciencias de la Universidad Nacional de General Sarmiento (UNGS) en el mes de noviembre de 2007. El autor agradece los comentarios recibidos de los participantes a dicha reunión.

² Rendimiento que se sitúa aproximadamente en un 8%.

³ Se puede ver en el Gráfico 1 (Apéndice de Gráficos y Tablas) alguna información acerca de la situación reciente en la Argentina.

En un interesante artículo Beccaria (1985) rescata la relación existente entre los retornos a la educación y el mercado de trabajo; o, más específicamente, la relación entre las ganancias que pueden obtenerse de la inversión en educación y las características de la inserción en el mercado de trabajo. Según este texto, resulta sumamente probable la rentabilidad calculada sin considerar las características de la inserción laboral, esté sobrestimado el impacto de la educación en sistemas productivos con escaso crecimiento y en mercados laborales tensos y sometidos a fuerte inestabilidad. En definitiva, la reflexión de Beccaria conduce de manera casi natural a replantearse la naturaleza de la relación e interacción entre la educación y la estructura productiva.

Ese es el marco general que guía la construcción del presente trabajo. Se estiman aquí retornos a la educación teniendo en cuenta el marco tradicional (Becker, 1975), profundizando luego el análisis de la relación entre educación y mercado laboral con los aportes de Card (1994), pasando por los importantes estudios de Spence (1973), Griliches (1977) y Willis (1986), entre tantos otros. Sin embargo, el autor que precede en el plano teórico-conceptual al estudio que aquí se presenta, es John Knight (Knight, 1979 y De Beyer y Knight, 1989), quien a nuestro criterio fue el primero en conjugar los principales hallazgos realizado por los autores mencionados anteriormente.

En el plano metodológico se aplican los recientes desarrollos para corregir las estimaciones por sesgo de selección endógena (Bourguignon *et al.*, 2007). La idea a la cual se pretende aportar evidencia empírica es la siguiente: Los individuos eligen una ocupación determinada, basados en una serie de elementos que lo caracterizan, elementos entre los que se incluye su nivel educativo. Las empresas seleccionan para ocupar esos puestos entre individuos heterogéneos, teniendo en cuenta los costos de entrenamiento, que convierte al trabajo en un factor cuasi fijo (Oi, 1962). Entonces, antes de estimar las ecuaciones de Mincer (1974) para calcular retornos es necesario corregir el sesgo producido por la elección de una ocupación por parte del individuo y la importancia que en ese proceso juega la educación.

Este documento se ha organizado de la siguiente manera. En la sección siguiente se discute el marco conceptual usado en trabajo empírico. La sección 3 se ocupa de la metodología aplicada y la 4 de comentar algunos resultados, todavía muy fragmentarios e incompletos. En la sección 5 se presentan conclusiones acerca de las estimaciones conseguidas.

2. Marco conceptual

Se examina aquí empíricamente la siguiente hipótesis: El impacto final que la educación ejerce sobre las remuneraciones depende del tipo de inserción laboral lograda por los individuos. En la diversidad de las ocupaciones que pueden localizarse en una estructura económica, los conocimientos y las competencias proporcionadas por la educación formal ejercen impacto diferencial sobre la productividad de los trabajadores; en algunas ocupaciones dicho impacto es muy fuerte, en otras, en cambio, no tanto. Lo que se aprecia entonces es la existencia de un gradiente de ocupaciones ordenadas por la influencia que la educación formal o escolaridad ejerce sobre los ingresos monetarios de las personas.

Una de las explicaciones de este hecho la proporciona la misma característica que hace de la fuerza laboral un factor cuasi fijo (Oi, 1962), con costos de reclutamiento (ubicación y selección) y entrenamiento no despreciables. Teniendo en cuenta que el desarrollo de una ocupación requiere un aprendizaje no formal, la hipótesis planteada aquí relaciona la velocidad y facilidad de ese aprendizaje en el puesto con el capital humano acumulado en la educación formal. Esto equivale a afirmar que el conocimiento previo necesario adquirido en el sistema educativo proporciona las habilidades básicas para la inserción laboral, facilitando el acceso a la ocupación, mientras que la influencia del aprendizaje en el puesto generaría los aumentos de productividad e ingresos ulteriores. Una forma un tanto diferente de plantear el mismo problema: El conocimiento adquirido en las instituciones de enseñanza formal es inocuo en el mercado laboral de no ser por la base material en la cual se

materializa; esa base la proporcionan las ocupaciones. Es decir, la secuencia mayor educación–mayor productividad está mediada por las ocupaciones, no siendo siempre necesariamente verificable.

Lo anterior invita a examinar el problema de la relación educación-remuneraciones desde la perspectiva del puesto más que de las características de los individuos que los ocupan. Ambas corrientes teóricas tienen amplios antecedentes en la literatura económica. Los estudios basados principalmente en el individuo son los de Becker (1975) y Card (1994), mientras que los que incorporan aspectos relacionados al puesto son los de Rosen (1986) y Willis (1986). Para los primeros, la educación impacta positivamente sobre la productividad de los individuos, por lo que una mayor educación va necesariamente acompañada por mayores ingresos del trabajo. En el caso de Card (1994), son las habilidades innatas las que hacen que los individuos más capaces sean los que, a la vez, y por el mismo motivo, adquieren más educación y perciben remuneraciones más elevadas. Por otra parte, las teorías que ponen el acento en el puesto, destacan el carácter hedónico de los salarios (Rosen, 1986) y la función niveladora de sus atributos no pecuniarios, la existencia de barreras a la entrada, y de los costos de selección y entrenamiento que la educación formal permite ahorrar al empleador (De Beyer y Knight, 1989). Dentro de esta última visión se podrían incluir los problemas de información que impiden a los que contratan trabajo saber quiénes son los más hábiles para desarrollar determinadas ocupaciones y que terminan buscando en la titulación las señales apropiadas de la productividad (Spence, 1973).

Como una consecuencia probable de este problema, muestra Knight (1979) que si los retornos a la educación dependen del puesto que ocupan los individuos, un aumento en la masa de trabajadores educados provocará un *filtering down*, un drenado de individuos hacia tareas que no requieren la calificación por ellos adquirida en el sistema educativo formal. Esta sobreeducación implica una utilización no eficiente del gasto educativo y el replanteamiento acerca de la efectividad de dicho gasto para redistribuir ingresos. A esto último se podría agregar la siguiente consecuencia no deseada desde una perspectiva de política pública: Al producirse la inflación de credenciales, los costos del traslado de nivel requerido para acceder y/o permanecer en determinados puestos termina perjudicando desigualmente a miembros de la población diferenciados por su nivel educativo. Aquellos con mayor facilidad o posibilidad de financiar diplomas con un valor más alto para el mercado terminan pagando los costos de dicha inflación.

III. Metodología y datos

De las múltiples alternativas metodológicas para abordar el problema que se trata en este documento, se rescatan las siguientes: a) Incorporar en las ecuaciones de Mincer un control por el tipo de tarea desarrollada por el individuo; b) estimar ecuaciones de Mincer para cada grupo ocupacional y comparar los retornos a la educación obtenidos; c) corregir por sesgo de selección de ocupaciones las estimaciones mínimo cuadráticas anteriores. Para elegir la más adecuada se deberá, primero, detectar el verdadero problema que presentan las estimaciones más tradicionales y juzgar a la luz de la disponibilidad práctica e implementación, cuáles son las mejores soluciones.

A- La manifestación metodológica y su solución

Uno de los métodos más empleados para el cálculo de la rentabilidad de la educación es el de la ecuación de Mincer (1974). En su forma básica se estima una regresión que responde a la siguiente especificación:

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + u_i . \quad [1]$$

Donde $\ln w_i$ es el logaritmo natural de la tasa de salario, s_i los años de educación, x_i la edad o experiencia potencial y u_i el término de error que se supone normalmente distribuido, con

media cero y varianza constante. En este caso β_0 es el salario (logaritmo de) que obtendría un individuo con cero años de educación y ninguna antigüedad en el empleo, mientras que β_1 una semielasticidad que representaría la tasa de rentabilidad buscada. Claro está que este método reemplaza al denominado “algebraico” que si bien es más completo y arroja estimaciones más precisas, es mucho más exigente en términos de la cantidad de datos y de información que requiere.

Esta forma elemental y básica se asienta en un importante conjunto de supuestos y, en el mejor de los casos, proporciona un valor promedio del rendimiento pecuniario de la inversión privada en educación. Una manera de disminuir la carga de los supuestos de la forma básica es recurrir a las ampliaciones tradicionales de la ecuación de Mincer. En la literatura aparecen incorporados en el lado derecho de la ecuación variables tales como la región de residencia de los individuos, estado civil y posición en el hogar, género y, lo que más importa en el presente contexto, el lugar que el individuo ocupa en la estructura ocupacional, tanto desde una visión horizontal (rama) como vertical (ocupaciones)⁴. De esta forma se estaría solucionando un problema de variables omitidas. Si se hace esto, la especificación tomaría la siguiente forma:

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + F\Gamma + O\Theta + u_i . \quad [2]$$

Donde, a diferencia de la forma básica, se suman las matrices F y O (con los parámetros a estimar) que incluyen variables representativas de la situación familiar y ocupacional de los individuos. Hecho esto, β_1 estaría representando la rentabilidad de la educación, libre del sesgo debido a la omisión de variables explicativas relevantes.

Permanecen, sin embargo, otros inconvenientes. En la forma ampliada de la ecuación de Mincer [2] se está suponiendo que la situación familiar y laboral de los individuos no dependen del nivel educativo. Esto es equivalente a ignorar toda la literatura que advierte acerca de los procesos subyacentes a la elección del nivel educativo, de la ocupación, de las habilidades y de los costos de entrenamiento⁵. Si se supone que tanto la elección de una ocupación por parte de un individuo como la asignación de las ocupaciones por parte del empleador, dependen del nivel educativo de las personas, como así también de factores no observables⁶, hay razones suficientes para sospechar que el valor de β_1 , y de otros parámetros de la ecuación de Mincer están contaminados por algún proceso de selección endógena.

La clásica corrección por sesgo en poblaciones endógenamente seleccionadas es la propuesta por Heckman (1979). No obstante, si el proceso de selección involucra alternativas múltiples, como en el caso de ocupaciones, la especificación *multinomial logit* (ML) resulta ser la más adecuada. Los enfoques existentes para incluir la ML en un modelo de corrección por sesgo de selección provienen de Lee (1982 y 1983), Dubin y McFadden (1984) y el semiparamétrico de Dahl (2002). En un estudio reciente, Bourgignon *et al.* (2007) se resume la literatura y se muestran las ventajas y limitaciones de los métodos involucrados en las ecuaciones de selección. Además estos autores proponen un método alternativo consistente en una variante del método de Durbin y McFadden.

⁴ En un trabajo anterior, se denominaron a esas ecuaciones la forma ampliada de las ecuaciones de Mincer (Paz, 2007). Esa ampliación podía provenir de considerar aspectos familiares del perceptor de ingresos o aspectos relacionados con su posición laboral. Se mostró en ese trabajo que lo verdaderamente importante para la rentabilidad estimada tiene es la posición ocupacional del individuo.

⁵ Literatura que incluye el problema de información propio del mercado de trabajo (Spence, 1973), del capital humano heterogéneo (Willis, 1986) y todo lo atinente a las funciones de producción de la ocupación (Knight, 1979 y De Beyer y Knight, 1989). Para una reseña de esta literatura puede consultarse Paz (2005).

⁶ Es difícil imaginar un individuo con muy bajo nivel educativo eligiendo ocuparse en puestos gerenciales o a un piloto de avión ofreciendo su fuerza laboral como maletero en un aeropuerto.

En este trabajo se aplica el procedimiento de Lee (1983). Su implementación, como los demás métodos de corrección por sesgo, requiere de dos etapas claramente diferenciadas: Primero, se especifica y se estima una ecuación de selección cuya variable dependiente es nominal y que contiene, por ejemplo, M categorías, a cada una de las cuales el agente decisor asigna un valor determinado (que un enfoque tradicional podría denominarse “utilidad”). La forma algebraica de la ecuación estimada sería:

$$y_j^* = z\gamma_j + \eta_j, \text{ con } j = 1, \dots, M. \quad [3]$$

En la que y_j^* representa la utilidad (no observada) que le reporta al agente la ocupación j , y que depende de una serie de factores resumidos en z , el vector con los determinantes de la elección. El problema consiste en estimar los parámetros desconocidos reunidos en el vector γ . Una vez hecho esto, la segunda etapa se concentra en una variable de resultado, por ejemplo los ingresos de la ocupación 1 (recuérdese que $j = 1, 2, \dots, M$):

$$y_1 = x\beta_1 + u_1. \quad [4]$$

Donde y_1 es, en este caso, la remuneración del trabajador que ha elegido la ocupación 1 entre las M ($M=4$ en esta investigación) disponibles.

Hay que tener en cuenta que la variable de resultado (la remuneración) podrá observarse si y solo si la categoría 1 es la elegida por el individuo, lo que ocurre cuando:

$$y_1^* > \max_{j \neq 1}(y_j^*), \quad [5]$$

la utilidad que le reporta al sujeto esta ocupación es la máxima, comparada siempre con la utilidad que obtiene de las otras ocupaciones.

Si se supone que los η_j están independiente e idénticamente distribuidos, puede trabajarse con una distribución Gumbel, la que conduce a un modelo ML. Esto es la probabilidad de que el individuo juzgue la ocupación 1 como la mejor de todas, dados determinados valores de sus determinantes, es:

$$P(\varepsilon_1 < 0|z) = \frac{e^{z\gamma_1}}{\sum_j e^{z\gamma_j}}. \quad [6]$$

Cuyos parámetros (γ_j) pueden estimarse por máxima verosimilitud.

Generalizando el modelo de Heckman, la probabilidad de un individuo de elegir la alternativa k , vendrá dada en este contexto por:

$$P_k = \frac{e^{z\gamma_k}}{\sum_j e^{z\gamma_j}}.$$

Con lo cual:

$$E(u_1|\varepsilon_1 < 0, \Psi) = \mu(P_1, \dots, P_M).$$

En este caso: $\Psi = \{z\gamma_1, z\gamma_2, \dots, z\gamma_M\}$.

La etapa siguiente del procedimiento, consiste en estimar la ecuación de Mincer de la siguiente manera:

$$y_1 = x_1\beta_1 + \mu(P_1, \dots, P_M) + w_1. \quad [7a]$$

O bien:

$$y_1 = x_1\beta_1 + \lambda(\Psi) + w_1. \quad [7b]$$

Donde w_1 es el término residual, ya completamente independiente de los regresores incluidos en dicha ecuación. El β_1 (el retorno a la educación) estimado en este caso estaría también libre de sesgo por selección de ocupaciones.

Nótese que esta manera de solucionar el problema de la inserción ocupacional es muy diferente a la tradicional de calcular rendimientos por ocupación o de incluir a las ocupaciones como regresores en la ecuaciones de Mincer tradicionales. Acá se está incorporando el problema del sesgo introducido por la elección de las ocupaciones y que termina impactando en los retornos a la escolaridad.

B- Los datos

Los datos usados provienen de una muestra de la base usuarios (BU) de la Encuesta Permanente de Hogares correspondiente al año 2006⁷. Para la confección de la muestra se usaron las BU trimestrales y se seleccionaron de allí a trabajadores asalariados e independientes a tiempo completo, varones, con edades comprendidas entre los 25 y los 54 años de edad. La elección del grupo por edad y sexo obedeció a la necesidad de evitar los problemas derivados de la autoselección muestral entre actividad e inactividad, más frecuentes entre mujeres, menores de 25 años y la población adulta mayor⁸. La tasa de actividad en la muestra usada fue del 95,3%, la de empleo del 89%, la desocupación del 6% y la tasa de informalidad de los asalariados del 36%. El 74,5% de los ocupados reportaron como asalariados, el 20,5% como trabajadores independientes y el 5% restante como patrones y trabajadores familiares sin salario.

En este estudio se trabajó con una muestra ponderada de 5216 adultos varones residentes en las regiones estadísticas Gran Buenos Aires (GBA), Noroeste Argentino (NOA), Cuyo (CUY) y Pampeana (PAM). Los respondentes fueron entrevistados a lo largo de cuatro trimestres en el año 2006. Muchos de ellos fueron reentrevistados, debido al sistema de rotación previsto en la encuesta. Las bases finalmente usadas fueron corregidas por reentrevista, tomando siempre a un único individuo a lo largo del año en estudio.

C- Las ocupaciones

Los análisis de la rentabilidad de la educación rara vez incluyen controles acerca de las ocupaciones que desarrollan los individuos. Un motivo de la omisión tiene que ver con la falta de información o con la pobreza relativa del dato correspondiente a esta variable. Para este trabajo se ha considerado el 5° dígito de la C lasificador Nacional de Ocupaciones (CIO) que se ha incorporado en las bases de las encuestas a hogares en el año 2003 y que corresponde al usado en la Argentina en el año 2001, en ocasión del último Censo Nacional de Población. Este dígito tiene la peculiaridad de identificar la tarea en función del grado de complejidad que requiere su desempeño, distinguiéndose cuatro niveles: a) Profesional, b) Calificación Técnica, c) Calificación Operativa; c) No calificada. Lo interesante de esta clasificación es que no tiene que ver con el nivel educativo requerido por las personas que ejecutan estas tareas, sino por el grado de complejidad de la tarea misma.

IV. Resultados

En las páginas que siguen se comentan los principales resultados obtenidos de tomar en cuenta las ocupaciones en el momento de definir la rentabilidad de la educación. En primer lugar se describe la situación, para luego analizar la evidencia que se desprende de las regresiones estimadas. Los resultados provenientes de las estimaciones fueron ordenados según la siguiente lógica: Se presentan primero las ecuaciones de Mincer tradicionales, usando dos definiciones para medir la educación: como años de escolaridad o como

⁷ Estas fueron obtenidas de la página del INDEC: www.mecon.indec.gov.ar.

⁸ Esto tiene que ver con los usos alternativos del tiempo: la producción doméstica para las mujeres, el estudio para los más jóvenes y las actividades recreativas y de ocio de los adultos mayores, actividades que suelen ser agrupadas en la categoría única de inactividad en las encuestas a hogares.

máximo nivel educativo. Luego se presenta y discuten las regresiones ML resultantes de la elección de ocupaciones por parte de individuo. Al final se muestran las estimaciones que resultan de aplicar la corrección de Lee (1983) a la muestra analizada.

A – Un breve repaso descriptivo

Se muestra en el Gráfico 2a la relación entre el nivel educativo y la remuneración, pero contraladas las ocupaciones que desarrollan los individuos. Una manera posible de analizar este gráfico consiste en evaluar la remuneración dentro de un mismo nivel educativo. Queda claro así que para un individuo con educación universitaria no resulta trivial el sector en el cual desempeña su tarea, percibiendo en las ocupaciones tipo 1 (O1) una remuneración marcadamente más elevada que la que obtiene un agente con idéntica educación pero que se desempeña en la ocupación tipo 4 (O4). El problema, claro está, se podría plantear también indagando los diferenciales de remuneración entre niveles educativos dentro de una misma ocupación. Es lo que puede verse en el Gráfico 2b. Resulta notoria la menor dispersión entre la remuneración por hora correspondiente a niveles educativos conforme disminuye la calificación requerida, aunque en rigor esa menor dispersión es sólo aparente y viene dada por las diferencias de remuneración entre los individuos con educación superior/universitaria completa. Las brechas entre ocupaciones para aquellos con menor nivel de instrucción es muy pequeña.

En la Tabla 1 se reseña la composición de la muestra de trabajadores incluidos en este estudio. La mayor proporción de ellos se desempeña en tareas que requieren calificación operativa. Le siguen en orden de importancia los que realizan tareas para las que no se requiere ningún tipo de calificación (14%), los de calificación técnica (11%) y los de calificación más elevada (7%). Como era de esperar por el grupo de edad considerado, la mayor proporción de los trabajadores son jefes de hogar (75%) y un 24% de ellos nació en un lugar diferente, pero dentro de la Argentina, al que resultó encuestado. La proporción mayor de los trabajadores reside en el GBA (71%). Debe recordarse aquí que en las regresiones que se comentan a continuación se trabajó siempre con las muestras ponderadas.

B– La elección de la ocupación

Como se adelantó en la sección metodológica, la elección de ocupaciones se estudió usando un modelo ML en el que el acceso a la ocupación O_i en relación con la ocupación de base (en este estudio la menos calificada de los cuatro niveles de calificación analizados), es explicada por un vector de características personales y familiares. La Tabla 2a presenta los resultados de las estimaciones.

Se aprecia claramente que un año más de educación aumenta significativa y monótonamente la probabilidad de desarrollar una ocupación que requiere para ser ejecutada, niveles cada vez mayores de calificación. Esta evidencia no permite pues rechazar la hipótesis que establece un claro impacto positivo de la educación formal sobre la probabilidad de ocupar posiciones laborales más calificadas de la economía. La evidencia conduce asimismo a sospechar cierta injerencia de las ocupaciones sobre las remuneraciones. Si son las ocupaciones más calificadas las más remuneradas, puede ocurrir que el retorno monetario a la educación esté sobreestimando el verdadero efecto de la educación formal sobre los salarios.

También aumenta la probabilidad de insertarse en las ocupaciones más calificadas una edad más avanzada, el ser jefe de hogar (contra la alternativa de ser hijo del jefe de hogar) y un ingreso familiar más elevado. Nótese que estos factores están relacionados con el salario de reserva de los trabajadores. Un salario de reserva más elevado implica una búsqueda de empleo más prolongada y, por ende, una ocupación de mayor nivel de calificación y con remuneración más elevada. Otros indicadores del salario de reserva incluidos en las regresiones parecen operar en este sentido. La probabilidad de insertarse en las ocupaciones de menor calificación relativa se reduce marcadamente conforme aumenta el

número de menores en el hogar (hijos) y el residir en la región NOA. El haber nacido en otro país parece también tener un efecto negativo sobre la probabilidad de ocupar posiciones laborales de mayor calificación.

En la Tabla 2b se muestran los resultados de una regresión similar a la anterior pero en la que se tuvo en cuenta una definición alternativa de las categorías educativas: El máximo nivel alcanzado. Puede constatarse allí que los niveles más elevados de educación formal promueven inserciones laborales en tareas que requieren un grado de complejidad mayor. Un análisis un poco más detallado se obtiene al examinar las cifras para cada uno de los máximos niveles. Así por ejemplo, la probabilidad de acceso a las ocupaciones profesionales y a las más calificadas aumenta muy fuertemente para los individuos que cuentan con una educación formal de nivel terciario, universitario o superior. Asimismo, los niveles más bajos deprimen la participación en las ocupaciones más calificadas de la economía.

Con los datos de las dos tablas analizadas y con la ayuda de los promedios muestrales se han estimado probabilidades de inserción para cada una de las ocupaciones definidas previamente (Gráfico 3). Estas probabilidades reflejan lo que se vino diciendo en los párrafos anteriores. La probabilidad de inserción en las ocupaciones cuyo desarrollo es más complejo aumenta conforme crece el nivel educativo. Los individuos más educados eligen estas ocupaciones, entre otras cosas, para recuperar la inversión realizada en educación y las empresas los ocupan porque ellos tienen costos de entrenamiento menores a los de individuos idénticos pero menos educados. Resulta interesante el comportamiento predicho por la probabilidad de elegir o pertenecer a la ocupación O_3 . Nótese que la misma crece conforme aumenta el nivel educativo pero a niveles bajos y luego disminuye conforme aumenta el nivel educativo.

C- Los ingresos

En la Tabla 3 se muestran las ecuaciones de Mincer para dos especificaciones tradicionales: La que considera los años de educación y la que incluye el máximo nivel para medir retornos por tramos del sistema educativo. También hay dos especificaciones según se incluya o no las ocupaciones entre las variables explicativas. De la misma manera en que se había mostrado ya en otro trabajo (Paz, 2007), el retorno estimado resulta sumamente sensible a la consideración de la inserción ocupacional. Así, al incluir *dummies* de inserción el retorno estimado cae en 3 puntos porcentuales, siendo esta diferencia estadísticamente significativa. También caen drásticamente los retornos por nivel.

Esto obliga a particionar la muestra. Los resultados se muestran en las tablas 4a para la educación definida como años y en la 4b, como máximo nivel. Se observa cómo la rentabilidad decrece conforme disminuye el nivel de calificación requerido por la tarea desarrollada: Pasa del casi 10% para los que se desempeñan en tareas que requieren calificación profesional, al 5% para los que desarrollan tareas no calificadas. Pero esto no estaría respondiendo a lo esperado según el marco conceptual discutido en la sección anterior, aunque podría decirse que todo depende del tramo de la función de producción de la educación en la cual se ubiquen los puntos de la línea de regresión estimada. Las disparidades de rentabilidad estimadas responden claramente sí a la evidencia empírica plasmada en el Gráfico 2, por lo que no resultaría correcto estimar una única ecuación de Mincer.

D- La corrección por sesgo

A continuación se discuten los resultados de las ecuaciones de ingreso estimadas luego de controlar por sesgo de selección según el procedimiento de Lee (1983). La ecuación de selección es una logit multinomial con la especificación que aparece en la Tabla 2b. A la vez, los resultados se presentan con la educación como años (Tabla 5a) y como máximo nivel (Tabla 5b).

Como puede apreciarse, la significatividad de la educación como determinante de las remuneraciones se desvanece para el grupo de ocupaciones más calificadas. Esto significa que el año adicional de educación formal no es remunerado en los puestos de máxima calificación aunque, como se vio, es un elemento clave para facilitar el acceso a dichas ocupaciones (Tabla 2a). Este resultado advierte también del sesgo de los estimadores mínimo cuadráticos cuando no se corrige por selección endógena. Una tasa muy elevada, de casi el 10% (Tabla 4a, primera regresión), no es significativamente distinta de cero al corregir por sesgo de selección.

La escolaridad formal sí ejerce cierta influencia en los puestos de calificación intermedia y lo hace a manera de “U” invertida: La más elevada (6%) se registra en los puesto de calificación media-baja. Estos resultados son completamente concordantes con el marco conceptual. La mayor educación permite acceder a los puestos de mayor complejidad de ejecución debido a que reduce los costos cuasi fijos de entrenamiento y capacitación. Debe destacarse sin embargo que si bien en O_2 , O_3 y O_4 se aprecian retornos positivos, estos son marcadamente menores que los encontrados en las ecuaciones de Mincer que incorporan la ocupación como independiente.

Del estudio de los parámetros estimados para la educación como máximo nivel surge que si bien los retornos aumentan conforme crece el máximo nivel alcanzado, esto se cumple sólo el los grupos ocupacionales de calificación media-baja y baja: O_3 y O_4 y con algunas particularidades que vale la pena destacar: a) En O_3 los escalones más elevados de educación formal empujan los ingresos al alza con mayor fuerza, excepto para el nivel superior completo. El tener o no este nivel no parece agregar ingresos adicionales muy diferentes que el haber completado el nivel medio en O_3 , pero en O_4 eleva fuertemente las remuneraciones.

V. Conclusiones

En este trabajo se ha estudiado en qué medida la educación formal impacta sobre las remuneraciones de los individuos luego de haber controlado la inserción laboral en ocupaciones definidas por la complejidad que requiere su desarrollo. Dicha complejidad es definida por la característica de la ocupación y no por el nivel educativo de quien, eventualmente, la realiza.

Siguiendo un trabajo de Beccaria (1985), la hipótesis que se testea en este trabajo establece que la relación entre la educación y las remuneraciones está mediada por el tipo de inserción ocupacional. Razones ligadas al costo cuasifijo del trabajo hace que los empleadores contraten individuos más educados (formalmente) para desarrollar las tareas más complejas y, a la vez, los individuos más educados buscan esas ocupaciones por las que se pagan un salario más elevado. De esta manera en el equilibrio se encuentran individuos más educados percibiendo ingresos monetarios más elevados que los menos educados.

El problema no resulta trivial desde la perspectiva de la política pública. En la medida en que el impacto de la educación sobre resultados tales como la productividad dependa de ciertos condicionamientos dados por la estructura productiva, las políticas redistributivas que fijen como eje la expansión y la difusión de la educación en la población, no sólo no generarán el efecto deseado sino que probablemente terminen perjudicando a un sector no menor de la población ocupada. En el trabajo pionero de Knight (1979) la expansión educativa sin una expansión concomitante de la demanda laboral para puestos en los que el despliegue pueda concretarse en aumentos de la productividad, provoca un *filtering down* y desemboca inevitablemente en sobreeducación. También algunos autores, como Spence (1973) advierten sobre la probable inflación de credenciales y la necesidad del mercado laboral de buscar en otros niveles educativos las señales de las diferencias de productividad de los individuos.

El problema tampoco resulta trivial si el análisis se refiere a las estructuras productivas de América Latina y, en particular de la Argentina, donde aproximadamente un 40% de la población está desarrollando su trabajo en ocupaciones de tipo informal y más de un 80% ejecuta tareas que requieren poca o ningún tipo de calificación. Esto es, en mercados de trabajo con mercados de trabajo segmentados, el tema de los retornos a la educación requiere un cuidadoso trabajo de análisis de las funciones de Mincer tradicionalmente usadas para estimar retornos. Si ocurre que la relación entre educación y productividad tiene algo de espurio, los retornos estimados con las ecuaciones de Mincer tradicionales (Mincer, 1974) estarán sobreestimando el efecto que la educación tiene en la economía.

Los resultados obtenidos en este trabajo sugieren lo siguiente:

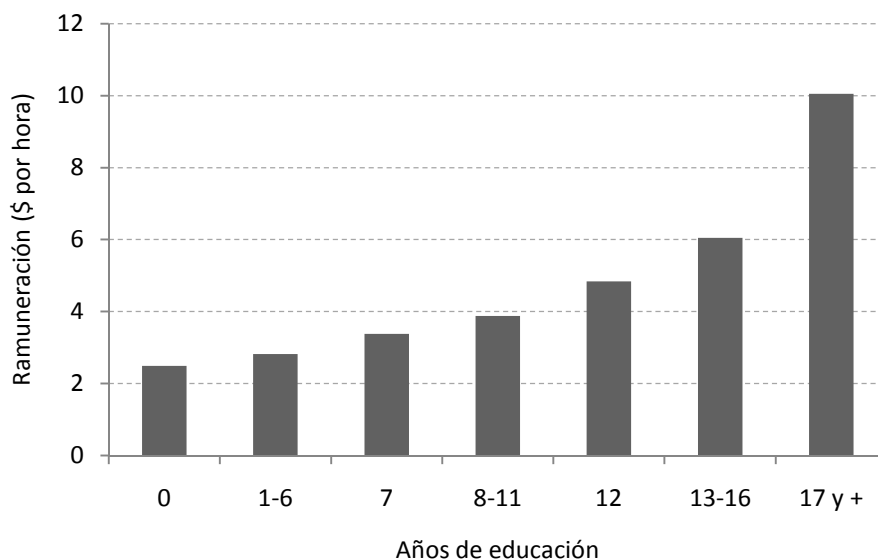
- La educación formal es un importante determinante de acceso a los puestos de trabajo que requieren niveles superiores de calificación.
- La probabilidad de acceso a los puestos con creciente complejidad, aumenta conforme aumenta el nivel educativo.
- Los retornos a la escolaridad son positivos para los grupos ocupacionales Calificación técnica, calificación operativa y no calificados; pero no resultan significativamente distintos de cero en la determinación de los ingresos para los grupos con calificación profesional.
- El grupo de calificación operativa, el más numeroso por la cantidad de trabajadores que lo componen, es el que arroja los retornos más elevados a la educación formal. De todos los niveles, el haber completado la educación superior/universitaria es el que provoca el salto más importante, sugiriendo la existencia de cierto credencialismo.

Los resultados anteriores deben ser sometidos a pruebas de consistencia, evaluando su estabilidad ante cambios en la fecha de relevamiento y de otras variables que pueden resultar importantes en lo que a determinantes salariales se refiere. Esto es lo que se pretende hacer en una versión más avanzada del presente ensayo.

Apéndice de Gráficos

Gráfico 1

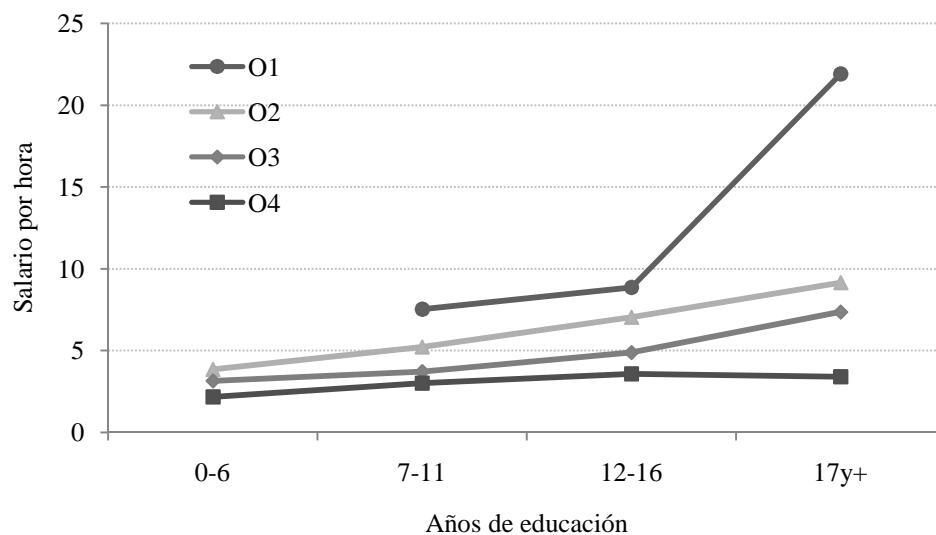
Remuneración por hora, varones (independientes y asalariados) entre 25 y 54 años de edad que trabajan a tiempo completo. Argentina, 2006.



Fuente: Construcción propia con datos de INDEC – EPHC.

Gráfico 2a

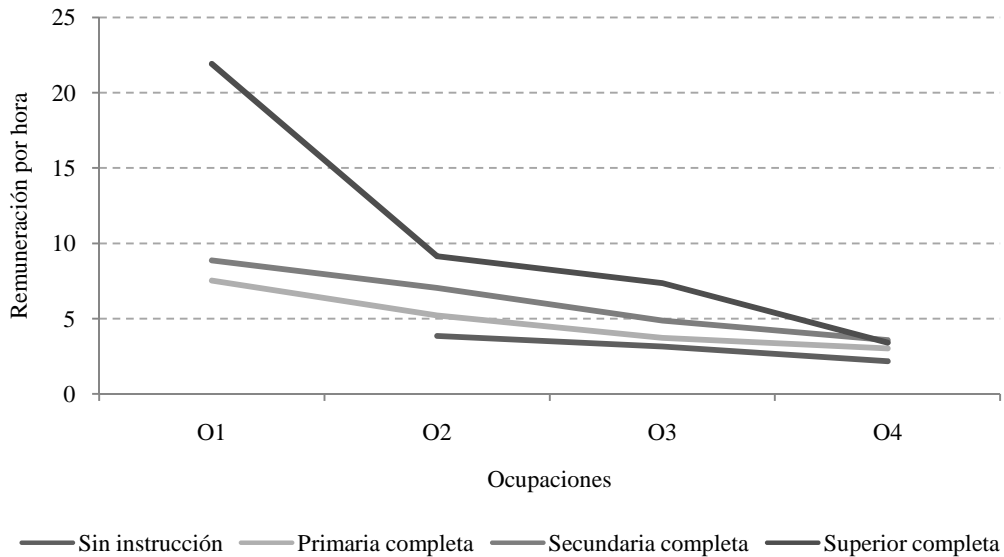
Salario por hora, hombres entre 25 y 54 años de edad, según años de educación y ocupación. Argentina, 2006.



Fuente: Construcción propia con datos provenientes de INDEC, EPHC.

Gráfico 2b

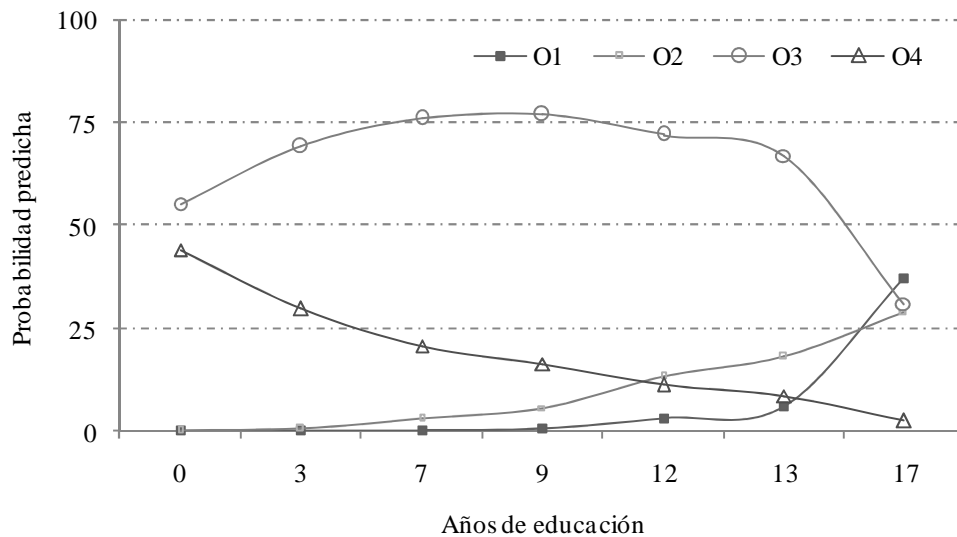
Salario por hora, hombres entre 25 y 54 años de edad, según ocupación y máximo nivel educativo alcanzado. Argentina, 2006.



Fuente: Construcción propia con datos provenientes de INDEC, EPHC.

Gráfico 3

Probabilidad predicha de insertarse en una ocupación determinada. Hombres entre 25 y 54 años de edad, asalariados e independientes, que trabajan a tiempo completo. Argentina, 2006.



Fuente: Construcción propia en base a INDEC, EPHC.

Apéndice de Tablas

Tabla 1: Variables usadas. Significado y estadísticos descriptivos

| Variable | Significado | Media | Desvío |
|----------|-------------------------------------|---------|----------|
| o1 | Profesional | 0.066 | 0.248 |
| o2 | Calificación Técnica | 0.112 | 0.315 |
| o3 | Calificación Operativa | 0.679 | 0.467 |
| o4 | No calificado | 0.143 | 0.350 |
| educ | Educación (años) | 10.425 | 3.687 |
| epc | Educación: Primaria completa | 0.264 | 0.441 |
| esei | Educación: Secundaria incompleta | 0.190 | 0.392 |
| esec | Educación: Secundaria completa | 0.233 | 0.423 |
| esui | Educación: Superior incompleta | 0.132 | 0.338 |
| esuc | Educación: Superior completa | 0.131 | 0.337 |
| | Referencia: Menos que primaria | 0.051 | |
| x | Edad | 20.819 | 9.566 |
| jefe | Posición en el hogar: Jefe | 0.751 | 0.432 |
| cony | Posición en el hogar: Cónyuge | 0.048 | 0.213 |
| | Referencia: Otros familiares | 0.201 | |
| hchl04 | Niños entre 0 y 4 años | 0.423 | 0.660 |
| hchl512 | Niños entre 5 y 12 años | 0.639 | 0.903 |
| hchl1317 | Jóvenes entre 13 y 17 años | 0.345 | 0.646 |
| infam | Ingreso familiar (promedio en \$) | 806.586 | 1136.011 |
| innl | Ingreso no laboral (Promedio en \$) | 116.395 | 374.651 |
| m1dom | Migrante interno | 0.245 | 0.430 |
| m1int | Migrante externo | 0.067 | 0.251 |
| | Referencia: Nativo | 0.687 | |
| reg40 | Residente en NOA | 0.036 | 0.187 |
| reg42 | Residente en Cuyo | 0.053 | 0.225 |
| reg43 | Residente en Pampeana | 0.200 | 0.400 |
| | Referencia: GBA | 0.710 | |
| Obs. | | 5216 | |

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPC, año 2006.

Tabla 2a. Elección de ocupaciones: Hombres de 25 a 54 años de edad, asalariados e independientes a tiempo completo (35 horas y más). Educación como años.

| Variable explicativa | O ₁ | | O ₂ | | O ₃ | |
|------------------------|----------------|-------|----------------|-------|----------------|-------|
| | B | de | β | de | β | de |
| Educación (años) | 0,761 *** | 0,039 | 0,448 *** | 0,026 | 0,129 *** | 0,019 |
| Edad | 0,045 *** | 0,012 | 0,032 *** | 0,010 | 0,014 ** | 0,007 |
| Jefe de hogar | 1,376 *** | 0,280 | 1,173 *** | 0,213 | 0,701 *** | 0,141 |
| Presencia de cónyuge | 0,596 | 0,490 | 0,897 ** | 0,358 | 0,354 | 0,238 |
| Niños entre 0 y 4 | -0,537 *** | 0,164 | -0,377 *** | 0,113 | -0,302 *** | 0,076 |
| Niños entre 5 y 12 | -0,306 ** | 0,126 | -0,230 ** | 0,093 | -0,044 | 0,059 |
| Niños entre 13 y 17 | -0,166 | 0,168 | -0,294 ** | 0,126 | -0,054 | 0,083 |
| Ingreso familiar | 0,000 *** | 0,000 | 0,000 *** | 0,000 | 0,000 *** | 0,000 |
| Ingreso no laboral | 0,001 *** | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Migrante interno | 0,153 | 0,225 | -0,222 | 0,172 | -0,128 | 0,125 |
| Migrante internacional | -0,801 | 0,599 | -0,696 * | 0,387 | 0,239 | 0,233 |
| Residente NOA | -0,602 * | 0,309 | -0,210 | 0,209 | -0,319 ** | 0,138 |
| Residente Cuyo | -0,189 | 0,271 | -0,011 | 0,203 | -0,151 | 0,144 |
| Residente Pampeana | -0,390 * | 0,203 | -0,453 *** | 0,162 | -0,259 * | 0,124 |
| Ordenada | -1,210 * | 0,681 | -6,348 *** | 0,436 | -0,272 | 0,296 |
| Wald Chi ² | 768,3 | | | | | |
| Pseudo R ² | 0,181 | | | | | |
| Nº casos | 5216 | | | | | |

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHC, año 2006.

Nota: Entre paréntesis el desvío estándar (se ignora el signo). Significativamente distinto de cero al * 10%, ** 5%, *** 1%. La ocupación elegida para las comparaciones es O₄, no calificados.

Tabla 2b. Elección de ocupaciones: Hombres de 25 a 54 años de edad, asalariados e independientes a tiempo completo (35 horas y más). Educación como máximo nivel.

| Variables explicativas | O ₁ | | O ₂ | | O ₃ | |
|------------------------|----------------|-------|----------------|-------|----------------|-------|
| | β | de | β | de | β | de |
| Primaria completa | 19,962 | | 0,804 | 0,707 | 0,409 * | 0,215 |
| Secundaria incompleta | 22,977 *** | 1,076 | 2,115 *** | 0,694 | 0,857 *** | 0,224 |
| Secundaria completa | 23,744 *** | 1,045 | 3,284 *** | 0,690 | 0,927 *** | 0,238 |
| Superior incompleta | 25,794 *** | 1,046 | 4,474 *** | 0,704 | 1,408 *** | 0,279 |
| Superior completa | 28,445 *** | 1,056 | 5,785 *** | 0,743 | 2,009 *** | 0,362 |
| Edad | 0,047 *** | 0,013 | 0,035 *** | 0,010 | 0,014 ** | 0,007 |
| Jefe de hogar | 1,350 *** | 0,283 | 1,165 *** | 0,214 | 0,686 *** | 0,142 |
| Presencia de cónyuge | 0,599 | 0,490 | 0,862 ** | 0,359 | 0,332 | 0,235 |
| Niños entre 0 y 4 | -0,516 *** | 0,165 | -0,352 *** | 0,113 | -0,301 *** | 0,077 |
| Niños entre 5 y 12 | -0,291 ** | 0,126 | -0,211 ** | 0,093 | -0,040 | 0,059 |
| Niños entre 13 y 17 | -0,145 | 0,168 | -0,273 ** | 0,127 | -0,050 | 0,082 |
| Ingreso familiar | 0,000 *** | 0,000 | 0,000 *** | 0,000 | 0,000 *** | 0,000 |
| Ingreso no laboral | 0,001 *** | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Migrante interno | 0,171 | 0,227 | -0,191 | 0,175 | -0,131 | 0,125 |
| Migrante internacional | -0,722 | 0,605 | -0,637 * | 0,383 | 0,251 | 0,233 |
| Residente NOA | -0,657 ** | 0,311 | -0,255 | 0,210 | -0,338 ** | 0,138 |
| Residente Cuyo | -0,210 | 0,273 | -0,030 | 0,202 | -0,158 | 0,144 |
| Residente Pampeana | -0,384 * | 0,204 | -0,453 *** | 0,163 | -0,260 ** | 0,125 |
| Ordenada | -27,49 *** | 1,066 | -4,519 *** | 0,746 | 0,190 | 0,311 |
| Wald Chi ² | 768,3 | | | | | |
| Pseudo R ² | 0,186 | | | | | |
| Nº casos | 5.215 | | | | | |

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHC, año 2006.

Nota: Entre paréntesis el desvío estándar (se ignora el signo). Significativamente distinto de cero al * 10%, ** 5%, *** 1%. La ocupación elegida para las comparaciones es O₄, no calificados.

Tabla 3. Ecuaciones de Mincer sin y con control de la calificación requerida por la tarea desempeñada. Hombres de 25 a 59 años de edad, trabajadores asalariados e independientes a tiempo completo.

| Variables explicativas | Sin controlar O_i | | Controlando O_i | |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Años | Máx. Niv. | Años | Máx. Niv. |
| Epc | | 0.165*** (0.038) | | 0.148*** (0.037) |
| Esei | | 0.323*** (0.040) | | 0.267*** (0.039) |
| Esec | | 0.547*** (0.040) | | 0.457*** (0.039) |
| Esui | | 0.819*** (0.042) | | 0.650*** (0.043) |
| Esuc | | 1.225*** (0.042) | | 0.880*** (0.045) |
| X | 0.029*** (0.004) | 0.037*** (0.004) | 0.026*** (0.004) | 0.031*** (0.004) |
| x2 | -0.000*** (0.000) | -0.001*** (0.000) | -0.000*** (0.000) | -0.000*** (0.000) |
| reg40 | -0.413*** (0.042) | -0.418*** (0.042) | | |
| reg42 | -0.208*** (0.036) | -0.203*** (0.036) | | |
| reg43 | -0.076*** (0.019) | -0.079*** (0.019) | | |
| Educ | 0.096*** (0.002) | | 0.067*** (0.003) | |
| o1 | | | 0.791*** (0.039) | 0.749*** (0.041) |
| o2 | | | 0.464*** (0.032) | 0.440*** (0.032) |
| o3 | | | 0.210*** (0.022) | 0.211*** (0.022) |
| Constant | -0.005 (0.050) | 0.436*** (0.052) | 0.075 (0.052) | 0.340*** (0.053) |
| Observations | 5877 | 5877 | 5877 | 5877 |
| R-squared | 0.242 | 0.258 | 0.283 | 0.287 |

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHC, año 2006.

La ocupación elegida para las comparaciones es O_4 , no calificados. La región de comparación es el Gran Buenos Aires (GBA). El nivel educativo para comparar es menos que primario completo.

Tabla 4a. Ecuaciones de Mincer por ocupaciones. Educación como años. Hombres de 25 a 59 años de edad, trabajadores asalariados e independientes a tiempo completo.

| Variables explicativas | O ₁ | O ₂ | O ₃ | O ₄ |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Educ | 0.099*** (0.013) | 0.069*** (0.008) | 0.068*** (0.003) | 0.050*** (0.007) |
| X | 0.074*** (0.016) | 0.024** (0.010) | 0.020*** (0.004) | 0.015 (0.011) |
| x2 | -0.001*** (0.000) | -0.000 (0.000) | -0.000*** (0.000) | -0.000 (0.000) |
| reg40 | -0.598*** (0.203) | -0.367*** (0.119) | -0.380*** (0.051) | -0.379*** (0.092) |
| reg42 | -0.307** (0.137) | -0.277*** (0.093) | -0.172*** (0.043) | -0.170* (0.093) |
| reg43 | -0.258*** (0.072) | -0.123** (0.056) | -0.059*** (0.022) | 0.051 (0.048) |
| Constant | -0.019 (0.256) | 0.583*** (0.146) | 0.376*** (0.064) | 0.368** (0.148) |
| Observations | 387 | 690 | 3951 | 846 |
| R-squared | 0.235 | 0.131 | 0.124 | 0.079 |

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHC, año 2006.

La región de comparación es el Gran Buenos Aires (GBA). El nivel educativo para comparar es menos que primario completo.

Tabla 4b. Ecuaciones de Mincer por ocupaciones. Educación como máximo nivel. Hombres de 25 a 59 años de edad, trabajadores asalariados e independientes a tiempo completo.

| Variables explicativas | O ₁ | O ₂ | O ₃ | O ₄ |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| epc | 0.000 (0.000) | -0.320 (0.307) | 0.121*** (0.044) | 0.224*** (0.071) |
| esei | 0.552 (0.547) | -0.159 (0.302) | 0.242*** (0.045) | 0.401*** (0.081) |
| esec | 1.099** (0.523) | 0.243 (0.298) | 0.419*** (0.046) | 0.431*** (0.080) |
| esui | 1.333** (0.521) | 0.360 (0.300) | 0.605*** (0.050) | 0.678*** (0.108) |
| esuc | 1.581*** (0.517) | 0.507* (0.300) | 0.900*** (0.055) | 0.671*** (0.157) |
| x | 0.071*** (0.016) | 0.024** (0.010) | 0.027*** (0.005) | 0.015 (0.011) |
| x2 | -0.001*** (0.000) | -0.000 (0.000) | -0.000*** (0.000) | -0.000 (0.000) |
| reg40 | -0.598*** (0.203) | -0.370*** (0.118) | -0.387*** (0.051) | -0.385*** (0.092) |
| reg42 | -0.304** (0.136) | -0.273*** (0.092) | -0.169*** (0.043) | -0.172* (0.093) |
| reg43 | -0.256*** (0.072) | -0.114** (0.055) | -0.065*** (0.022) | 0.048 (0.048) |
| Constant | 0.089 (0.515) | 1.187*** (0.304) | 0.657*** (0.063) | 0.473*** (0.138) |
| Observations | 387 | 690 | 3951 | 846 |
| R-squared | 0.249 | 0.151 | 0.131 | 0.088 |

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

Standard errors in parentheses

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHC, año 2006.

La región de comparación es el Gran Buenos Aires (GBA). El nivel educativo para comparar es menos que primario completo.

Tabla 5a. Ecuaciones de Mincer corregidas por sesgo de selección (Lee, 1983). Educación como años. Hombres de 25 a 59 años de edad, trabajadores asalariados e independientes a tiempo completo.

| Variables explicativas | O ₁ | O ₂ | O ₃ | O ₄ |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Educ | 0.035 (0.050) | 0.058*** (0.008) | 0.062*** (0.003) | 0.048*** (0.007) |
| x | 0.064*** (0.015) | 0.025** (0.011) | 0.018*** (0.004) | 0.008 (0.011) |
| x2 | -0.001*** (0.000) | -0.000 (0.000) | -0.000*** (0.000) | -0.000 (0.000) |
| reg40 | -0.592*** (0.143) | -0.325*** (0.099) | -0.315*** (0.040) | -0.309*** (0.079) |
| reg42 | -0.304*** (0.101) | -0.274*** (0.078) | -0.193*** (0.033) | -0.189*** (0.073) |
| reg43 | -0.265*** (0.067) | -0.145*** (0.052) | -0.064*** (0.021) | -0.020 (0.048) |
| _m1 | -0.245 (0.206) | -1.487 (2.031) | -3.238*** (0.918) | -0.627 (1.544) |
| _m2 | | 0.188 (0.406) | -1.834** (0.748) | -0.028 (1.029) |
| _m3 | | 0.071 (3.382) | -1.793** (0.755) | -0.199 (1.725) |
| _m4 | | -0.068 (1.759) | -1.996** (0.907) | 0.248 (0.397) |
| Constant | 1.373 (1.061) | 0.311 (2.351) | -0.111 (0.204) | -0.024 (0.929) |
| Observations | 387 | 689 | 3952 | 845 |
| R-squared | 0.238 | 0.137 | 0.160 | 0.135 |

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHC, año 2006.

La región de comparación es el Gran Buenos Aires (GBA). El nivel educativo para comparar es menos que primario completo.

Tabla 5b. Ecuaciones de Mincer corregidas por sesgo de selección (Lee, 1983). Educación como máximo nivel. Hombres de 25 a 59 años de edad, trabajadores asalariados e independientes a tiempo completo.

| Variables explicativas | O ₁ | O ₂ | O ₃ | O ₄ |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Epc | -0.783 (0.835) | -0.476 (0.353) | 0.111** (0.045) | 0.213*** (0.076) |
| esei | -0.454 (0.428) | -0.386 (0.349) | 0.190*** (0.046) | 0.366*** (0.084) |
| esec | 0.002 (0.322) | -0.030 (0.346) | 0.381*** (0.047) | 0.432*** (0.085) |
| esui | 0.018 (0.214) | 0.068 (0.349) | 0.526*** (0.051) | 0.593*** (0.107) |
| esuc | 0.000 (0.000) | 0.190 (0.349) | 0.825*** (0.056) | 0.591*** (0.148) |
| x | 0.064*** (0.016) | 0.026** (0.011) | 0.026*** (0.005) | 0.006 (0.011) |
| x2 | -0.001*** (0.000) | -0.000 (0.000) | -0.000*** (0.000) | -0.000 (0.000) |
| reg40 | -0.582*** (0.144) | -0.311*** (0.098) | -0.327*** (0.040) | -0.310*** (0.080) |
| reg42 | -0.307*** (0.100) | -0.260*** (0.078) | -0.194*** (0.033) | -0.185** (0.073) |
| reg43 | -0.265*** (0.067) | -0.139*** (0.051) | -0.068*** (0.021) | -0.022 (0.048) |
| _m1 | -0.308 (0.227) | -2.084 (2.040) | -3.066*** (0.916) | -0.504 (1.553) |
| _m2 | | 0.110 (0.413) | -1.921*** (0.745) | 0.091 (1.037) |
| _m3 | | -0.721 (3.404) | -1.717** (0.752) | -0.107 (1.731) |
| _m4 | | -0.479 (1.779) | -1.949** (0.904) | 0.295 (0.400) |
| Constant | 2.024*** (0.263) | 0.478 (2.336) | 0.130 (0.203) | 0.136 (0.933) |
| Observations | 387 | 689 | 3952 | 845 |
| R-squared | 0.251 | 0.154 | 0.168 | 0.137 |

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHC, año 2006.

La región de comparación es el Gran Buenos Aires (GBA). El nivel educativo para comparar es menos que primario completo.

Referencias

- Beccaria, L. (1985): "Algunas reflexiones sobre las investigaciones empíricas de la distribución del ingreso", *Desarrollo Económico*, (24) 96: 617-625.
- Becker, G. (1975): *El capital humano*. Alianza Editorial, Madrid. (Traducción de: *Human Capital – A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education – Second Edition*. Columbia University Press, New York. La primera edición de este libro es del año 1964. La traducción usada en esta investigación es del año 1983.)
- Bourignon, F.; Fournier, M. y Gurgand, M. (2007): "Selection bias corrections based on the Multinomial Logit Model: Monte Carlo comparisons" *Journal of Economic Surveys*, 21 (1): 174-232.
- Card, D. (1994): *Earnings, Schooling, and Ability*, NBER Working Papers Series, N°4832.
- Knight, J. B. (1979): "Job Competition, Occupational Production Functions, and Filtering Down" *Oxford Economics Papers*, 31 (2): 187-204.
- De Beyer, J. y Knight, J. (1989): "The Role of Occupation in the Determination of Wages" *Oxford Economic Papers*, 41 (3): 595-618.
- Lee, L. (1982): "Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias", *The Review of Economic Studies*, 49 (3): 355-372
- Lee, L. (1983): "Generalized Econometric Models with Selectivity" *Econometrica*, 51: 507-512.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earning*, Columbia University Press, Washington D. D
- Oi, W. (1962): "Labor as a Quasi Fixed Factor" *The Journal of Political Economy*, 70 (6): 538-555.
- Paz (2005): *Educación y mercado laboral. Revisión de la literatura y algunos hechos para la Argentina*. Universidad del CEMA, Documento de Trabajo N° 311, Buenos Aires. Disponible en: www.cema.edu.ar/publicaciones.
- Paz, J. (2007): *Retornos laborales a la educación en la Argentina. Evolución y estructura actual*. Universidad del CEMA, Documento de Trabajo N° 355, Buenos Aires. Disponible en: www.cema.edu.ar/publicaciones.
- Rosen, Sh. (1986): "The Theory of Equalizing Difference" En Ashenfelter, O. y R. Layard (Compiladores): *Handbook of Labor Economics*, North Holland, Amsterdam.
- Schmidt, P. y Strauss, R. (1975): "The prediction of occupation using multiple logit models", *International Economics Review*, 16 (2): 471-486.
- Spence, M. (1973): "Job Market Signaling" *The Quarterly Journal of Economics*, 87 (3): 355-374.
- Willis, R. (1986): "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions", Ch. 10 *Handbook of Labor Economics*, Vol. I: 525-602.