

Paz, Jorge A.

Working Paper

Retornos laborales a la educación en la Argentina: Evolución y estructura actual

Serie Documentos de Trabajo, No. 355

Provided in Cooperation with:

University of CEMA, Buenos Aires

Suggested Citation: Paz, Jorge A. (2007) : Retornos laborales a la educación en la Argentina: Evolución y estructura actual, Serie Documentos de Trabajo, No. 355, Universidad del Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina (UCEMA), Buenos Aires

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/84195>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

**UNIVERSIDAD DEL CEMA
Buenos Aires
Argentina**

Serie
DOCUMENTOS DE TRABAJO

Área: Economía

**RETORNOS LABORALES A LA
EDUCACIÓN EN LA ARGENTINA.
EVOLUCIÓN Y ESTRUCTURA ACTUAL**

Jorge A. Paz

**Agosto 2007
Nro. 355**

**www.cema.edu.ar/publicaciones/doc_trabajo.html
UCEMA: Av. Córdoba 374, C1054AAP Buenos Aires, Argentina
ISSN 1668-4575 (impreso), ISSN 1668-4583 (en línea)
Editor: Jorge M. Streb; asistente editorial: Valeria Dowding <jae@cema.edu.ar>**

RETORNOS LABORALES A LA EDUCACIÓN EN LA ARGENTINA EVOLUCIÓN Y ESTRUCTURA ACTUAL

Jorge A. Paz
CONICET – UCEMA

Resumen

En este trabajo se estiman los retornos individuales y privados de invertir en educación. Se realizaron cálculos para la Argentina (año 2001 y período 2003-2006), y para el Gran Buenos Aires, entre 1974-2006. Se tomaron en cuenta algunos problemas que surgen en el momento de decidir la tasa de retorno que representa el verdadero rendimiento de la inversión en educación: la base de datos usada, la variable dependiente elegida, la estrategia de estimación y la especificación de los modelos. La principal conclusión es que la mayor diferencia proviene de esta última; más concretamente: Ignorar la complejidad de la tarea desarrollada en el puesto (omisión común en las investigaciones canónicas), provoca una fuerte sobreestimación de los retornos laborales monetarios de la educación.

Clasificación JEL: I20, J24

Abstract

This paper estimates the private (individual) returns on education. The analysis is done for Argentina for the year 2001 and the period 2003-2006, and for the region of Gran Buenos Aires for the period 1974-2006. The paper addresses some usual problems that arise when assuming that the return rate estimated reflects the real return of an educative investment: Data selection, the determination of the dependent variable, the model specification and the estimation strategy. The paper finds that ignoring the complexity of the work performed by the individuals in the calculation (a common omission in this kind of research) substantially overestimates the pecuniary labor returns on education.

JEL Codes: I20, J24

RETORNOS LABORALES A LA EDUCACIÓN. EVOLUCIÓN Y ESTRUCTURA ACTUAL EN LA ARGENTINA

Jorge A. Paz¹
CONICET – UCEMA

1- Introducción

Los estados, las familias y los individuos destinan una importante cantidad de recursos a la educación. Aproximadamente la mitad del tiempo que una persona joven permanece despierta, es usada para actividades relacionadas con la educación: asistencia a clases, a cursos de educación no formal, a tareas ya sean curriculares o extracurriculares, al estudio, etc. Por otro lado, una cantidad no despreciable de los individuos mayores de 25 años comienza sus estudios o continúa su formación. Pero lo que es más notable aún, la mirada retrospectiva advierte que no sólo aumenta el número de educandos, sino que esta propensión a gastar tiempo y dinero en educación está en franco crecimiento. Dicho de otra manera: se gasta en educación más hoy de lo que se gastaba hace 50, 70 o 100 años atrás. Ante esta situación, es lógico preguntarse: ¿Cuáles son las razones que impulsan a los individuos (y eventualmente a los estados) a realizar este gasto —o inversión— de dinero y tiempo?

La literatura reconoce dos motivos principales que impulsan a las personas a estudiar. Uno, que tiene un fuerte componente de consumo; otro un fuerte componente de inversión². El primer motivo es independiente del provecho que pueda extraerse del haber dedicado recursos a esta actividad; en síntesis una persona estudia porque le provoca placer hacerlo, porque aumenta su flujo de utilidad y bienestar, porque le permite mejorar el aprecio por las cosas del mundo; dicho de una manera ligeramente diferente, ese aprecio será diferente y más reconfortante de lo que podría ser si no se hubiese adquirido educación. En este sentido, la educación comparte con otros bienes del mercado, un valor de uso. Según el componente de inversión, se estudia por que eso aumenta el flujo de ingresos en el futuro. Esto es, si la educación impacta positivamente sobre los ingresos monetarios de la gente, puede que a los gobiernos les resulte conveniente realizar este tipo de inversión, aunque más no sea con el sólo propósito de redistribuir ingresos, o bien, generar movilidad social. Además, si ese aumento en el ingreso monetario proviene de la productividad aumentada de los individuos, esto puede que sea un factor importante para mejorar la eficiencia de la economía. Hay, entonces, buenas razones para justificar la asignación de recursos a la producción de educación o de lo que se puede llamar, de manera más general, a la acumulación en capital humano.

Claro que para hacer esto racionalmente sería conveniente saber cuál es el rendimiento de la inversión en capital humano, de la misma manera que a un inversor en capital físico le interesa conocer la rentabilidad de su propio proyecto. La respuesta a esta pregunta puede interesar tanto al inversor privado (el individuo o la familia) como al Estado. Según estudios realizados en cientos de países durante casi cuarenta años, esta inversión tendría un rendimiento privado aproximado del 10% por cada año de educación invertida, valor superior al que arrojan otros activos³. Claro que sería bueno saber

¹ Las opiniones vertidas en el documento representan las del autor; no involucran a las instituciones para las cuales éste trabaja.

² En la realidad ambos motivos aparecen mezclados, siendo muy improbable encontrar casos en los que sólo aparezca el motivo consumo, o sólo el motivo inversión.

³ Rendimiento que se sitúa aproximadamente en un 8%.

cuán confiables son estas estimaciones y cuáles sus principales debilidades, a fin de que las decisiones que las mismas orientan sean las más precisas de todas las posibles.

Acotando aún más la pregunta de investigación: ¿En qué medida los retornos laborales a la educación están sobre o sub estimados? ¿Cuáles son las fuentes de estos probables sesgos en los cálculos? El propósito de este documento es proporcionar estimaciones de los retornos la educación en la Argentina tratando de capturar algunas de las posibles fuentes de error o de sesgo de las estimaciones de la rentabilidad de la educación. En particular, se examinará primero en qué medida los retornos monetarios a la educación obtenidos con métodos convencionales son sensibles a cambios en la base de datos usada, en la variable dependiente, en el método de estimación y en la especificación de los modelos. Luego se dirá algo acerca del impacto que la educación ejerce sobre dimensiones no monetarias del mercado laboral. Ambos ejercicios serán llevados a cabo con definiciones empíricas alternativas de logro educativo: años de escolaridad por un lado, máximo nivel alcanzado, por otro. Las estimaciones realizadas abarcan al país en su conjunto, pero también se realizaron cálculos para cada uno de las ciudades más importantes.

Una vez hecho esto, se seguirá la trayectoria temporal de la rentabilidad monetaria de la educación en la Argentina. Para ello se seleccionará una variable dependiente, una estrategia de estimación y se trabajará con dos especificaciones que parecen ser las más pertinentes: la que incluye el control por la tarea realizada por los trabajadores y la que no lo incluye. La razón de presentar los resultados obtenidos de la primera de las especificaciones mencionadas es por el convencimiento de que esta tasa es la que refleja mejor el verdadero retorno de la educación, mientras que la segunda especificación es la que aparece en prácticamente toda la literatura sobre el tema. Esto permitirá emitir algunos juicios comparativos.

También se realizan cálculos de la rentabilidad que podría denominarse laboral, pero que trasciende el ámbito de las remuneraciones. Concretamente se estudia el papel que juega la educación en la probabilidad que tienen los ocupados de perder sus empleos y en los no ocupados de conseguir empleos de calidad, temas ambos de gran importancia en la economía argentina.

Este artículo está organizado de la siguiente manera. La próxima sección está destinada a revisar los argumentos que subyacen a las estimaciones empíricas de los retornos a la educación. La sección 3 se ocupa de las cuestiones empíricas derivadas de los debates teóricos y del tratamiento que de ellas se hace en el presente documento. La sección 4 se aboca de manera plena a discutir las evidencias para la Argentina. El documento termina con un listado de las conclusiones relevantes relacionadas con el problema tratado en este trabajo.

2- Fundamentos teóricos

El propósito principal de esta sección es presentar los argumentos que justifican el cálculo de una medida de los rendimientos de las inversiones en educación formal o escolaridad. Se comenzará presentando el enfoque pionero en estos temas para, a partir de allí, trazar los hilos de las principales críticas que se le han realizado a dicho enfoque⁴.

Todas estas consideraciones abren al menos dos caminos para la reflexión. Primero, decir que la educación no determina causalmente los ingresos monetarios es equivalente a plantear la existencia de una o varias variables que impactan tanto en la educación como en los ingresos monetarios, haciendo que se muevan al unísono y provocando, de este modo, una relación espuria entre ambas. Es lo que

⁴ Un resumen coloquial e intuitivo de estas posturas teóricas puede hallarse en una trabajo previo publicado en esta misma serie: Paz (2005).

ocurre cuando se introduce la habilidad innata como un factor importante en la determinación no sólo de los ingresos sino también de la educación. Por otro lado, decir que la educación tiene efectos que van más allá de lo estrictamente monetario equivale a admitir que, por alguna razón, el *cash-flow* usado para el cálculo de los retornos, no está incorporando algunos de los beneficios que efectivamente produce este tipo de acumulación de capital humano⁵.

Los casos mencionados en el párrafo anterior sirven para ejemplificar cómo los cambios en el enfoque teórico para el análisis de un problema en particular, inciden sobre aspectos empíricos que hacen a la medición de algunas de las dimensiones del tema. Para el caso del que se ocupa este estudio, la consideración teórica de la relación entre educación e ingresos monetarios tiene implicancias claras para el cálculo de los retornos en educación lo que, por ende, repercute en las decisiones de inversión que toman, o que pueden llegar a tomar, personas, familias y gobiernos.

A continuación se mencionan, sin profundizar, los tres puntos teóricos considerados más importantes para alcanzar los objetivos de la presente investigación: En primer lugar, la hipótesis fundacional; luego, dos de las críticas que orientan el trabajo empírico que se desarrolla en las secciones 3 y siguientes. Se agrega una igualmente breve mención al tema de los retornos no monetarios, considerados de vital importancia en el momento de la toma de decisiones relacionadas con la educación y los mercados de trabajo.

2.1- Hipótesis principal del enfoque del capital humano

La principal hipótesis de los estudios pioneros en economía de la educación establece que la formación adquirida por las personas, ya sea en la escuela o en el puesto de trabajo, es un capital, y que el proceso mediante el cual se acumula ese capital es la inversión en educación o conocimientos⁶. Es decir, se sacrifica un determinado flujo de consumo actual en pro de obtener beneficios futuros. En este sentido la educación, o de manera más general, la formación, puede ser vista como un proceso de intercambio de recursos presentes por recursos futuros. De esta forma un individuo decidirá adquirir una unidad adicional de educación comparando los beneficios y los costos marginales de hacerlo.

Dado que la evidencia empírica muestra una indiscutible relación positiva y significativa entre nivel educativo e ingresos monetarios, la pregunta cuya respuesta divide la literatura en economía de la educación se refiere a la razón por la cual una persona que ha invertido más en educación percibe, a lo largo de su vida, un flujo de ingreso mayor que otra, idéntica en todo, pero que ha invertido menos. Los pioneros en este campo de estudio sostienen que la educación acrecienta la productividad del trabajador lo que, bajo ciertos supuestos acerca de la estructura del mercado de trabajo, termina impactando sobre los ingresos que percibe. En suma, los individuos ganan más porque son más productivos y lo que los hace más productivos son estas habilidades y conocimientos llamados “capital humano”. Las críticas a esta postura provienen de fuentes diversas, algunas de las cuales se tratan en los acápites siguientes.

2.2- Críticas: Habilidad, identificación y selección

Trabajos surgidos principalmente durante la primera mitad de la década de 1970, han apuntado su crítica a la hipótesis principal de la teoría del capital humano aduciendo que si bien la educación y los

⁵ Este último tema es tratado en profundidad en el estudio de Adrogué (2006).

⁶ Véase por ejemplo: Schultz (1961) para un enfoque más global y con aplicaciones concretas al campo de la salud. Becker y Chiswick (1966) y Becker (1975), se centran más en la educación y muestran claras preocupaciones distributivas.

ingresos monetarios están altamente relacionados, se trata de una relación espuria. Esto se debe a que los más hábiles estudian más, permanecen más tiempo en el sistema educativo y a la vez, aunque no necesariamente como consecuencia de lo anterior, son más productivos, por lo que terminan percibiendo ingresos monetarios más elevados. Es decir, la habilidad y no la educación, es la fuente de la mayor productividad y de los ingresos monetarios más altos⁷.

Pero si esto es así ¿por qué los individuos más hábiles incurren en el costo que implica la acumulación de capital humano si lo que premia el mercado es su habilidad y no la educación adquirida? Arrow (1973) y Spence (1973), entre tantos otros, advirtieron que la inversión en educación se realiza porque es una de las maneras posibles de resolver un problema de asimetría de información en el mercado laboral. Los empleadores desconocen la productividad de los trabajadores que contratan y apelan a indicadores y señales para detectar esa productividad (Streb, 2006). Los trabajadores más productivos, por su parte, encuentran en la educación una señal importante para diferenciarse de los trabajadores menos productivos. A su vez, el costo de producir esa señal está inversamente relacionado con la capacidad de los agentes, por lo que a los más productivos puede quizá reportarles ganancias el invertir en la producción de la señal. Puede demostrarse que así concebido el problema, existe un equilibrio en el mercado laboral: los menos productivos eligen no educarse y los más productivos eligen hacerlo; los empleadores contratan a ambos y pagan salarios más bajos a los trabajadores menos productivos (que son menos educados) y pagan salarios más altos a los más productivos (que son los más educados). Visto desde “fuera” la educación tiene efectivamente un retorno privado, pero lo que hace ganar más dinero a los más productivos es su capacidad innata que es lo que, a su vez, los hace adquirir más años de educación, porque les cuesta menos⁸.

2.3- Críticas: Producción de ocupaciones

En un trabajo que ha quedado un tanto en el olvido, John Knight (1979) propone la siguiente hipótesis: la educación aumenta la productividad sólo en algunas ocupaciones y la aumenta en unas más que en otras⁹. Por ejemplo, poco o nada agrega a la productividad de un cadete de banco el completar estudios de nivel medio y menos aún de nivel superior; o a la productividad de un ascensorista el haber obtenido un diploma de piloto de avión comercial. Obviamente, en esto está presente el tema de la sobreeducación: el autor muestra el proceso mediante el cual la disminución del poder de diferenciación del diploma provocado por la generalización del nivel, atenta contra el poder de señalización para la asignación de puestos, disminuyendo el valor del insumo educación en la función de producción.

El concepto de “función de producción de la ocupación” le permite a Knight afirmar que el acceso a una ocupación determinada requiere que los agentes tengan un mínimo de educación formal. Una vez en el puesto esa educación aumentará o no la productividad. El retorno a la educación estará dado en este caso por dos variables: por la brecha salarial entre los más y los menos educados y por la probabilidad de ocupar una posición en las mejores ocupaciones. La educación es vista en este caso como un insumo para acceder a determinadas ocupaciones y como una herramienta para obtener

⁷ Por ejemplo Griliches (1977) y más recientemente Card (2004).

⁸ Alrededor del tema de la habilidad innata y del sesgo que introduce en la medición de los retornos se ha acumulado una inmensa literatura que tiene al trabajo de Zvi Griliches (1977) como uno de los pioneros.

⁹ Para la elaboración de este documento he seguido la producción de John Knight posterior a este artículo, pudiendo constatar que diez años después apareció otro (De Beyer y Knight, 1989) que proporciona evidencia empírica a su esquema de 1979. También pude ver que luego de la publicación de estas (a mi criterio) centrales contribuciones aparecidas ambas en *Oxford Economics Papers*, la temática de la relación educación, ocupación e ingresos monetarios no se ha tratado en profundidad.

mayores ingresos vía mayor productividad una vez dentro de una ocupación determinada (Beccaria, 1985).

En el eclecticismo del esquema de Knight (1979) radica su gran potencia. Incorpora elementos de la teoría del capital humano (más centrada en el lado de la oferta) y hace depender los retornos a la educación del tipo de ocupación desarrollada por los trabajadores (más centrada en el lado de la demanda). En aquellas ocupaciones en las que la educación tiene un cierto poder para aumentar la productividad la mayor educación estará asociada a salarios elevados, mientras que en aquellas otras para las cuales la educación no ejerce ningún efecto sobre la productividad, la mayor educación no se verá reflejada en mayores ingresos. De esta manera, el marco conceptual propuesto por este autor se constituye en una importante síntesis de las visiones del capital humano y de la crítica, a la vez que incorpora aspectos fundamentales para países en proceso de desarrollo: la estructura del mercado de trabajo y las consecuencias de algunos problemas que en él se verifican (por ejemplo, la asimetría de la información) tan importantes para entender el funcionamiento de las economías duales.

2.4- Un enfoque más amplio

Un grupo de autores preocupados más de cuestiones relacionadas con el desarrollo que con lo propia y exclusivamente laboral, han venido insistiendo acerca de la necesidad de incorporar a los cálculos de los retornos a la educación los denominados por ellos mismos “retornos no monetarios”, los que van, desde los retornos laborales propiamente a dimensiones tales como la salud, el número de hijos, la independencia personal, la inclusión social, etc. Según estos autores, existirían motivos adicionales para invertir en educación (o para que la educación pueda ser considerada como un bien preferente); razones que trascienden las ganancias dinerarias adicionales que puede llegar a obtener un individuo a lo largo de su ciclo vital; razones que tienen que ver con aspectos propios del empoderamiento y la realización personal. De no considerar estos retornos se estaría subestimando el verdadero valor que puede llegar a tener la educación para la economía y para la sociedad como un todo¹⁰.

3- Cuestiones empíricas

Muchos de los temas teóricos planteados en la sección anterior se hacen presentes en el plano de la medición, pero cada uno de ellos por un motivo que lo diferencia de los demás. Así, si la versión extrema de la hipótesis de la señalización está en lo cierto, el retorno a la escolaridad no debiera ser significativamente distinto de cero. Además si todo lo que hace la educación es permitir a los agentes a acceder a algunos puestos de trabajo estables y con alta remuneración, como podría sostenerse apoyándose en una versión extrema de la hipótesis de la función de producción de la ocupación, una vez controladas la ocupación que desarrollan los agentes económicos, el retorno estimado para los años de escolaridad, tampoco debiera ser significativamente distinto de cero. Un tema común a ambos ejemplos es la sensibilidad de los retornos monetarios a ciertas variables que aparecen como muy importantes en el mercado de trabajo.

Para entender los posibles sesgos de las estimaciones con las que se cuentan resulta importante primero repasar la manera en que el cómputo se realiza. Existen varias maneras de calcular los retornos

¹⁰ Se podría citar como un documento paradigmático el de Ranis y Ramírez (1997) (o su versión más compacta y moderna: Ranis y Ramírez, 2000), por su carácter abarcador y potente en el tratamiento de la relación macro entre la educación y el sistema económico.

(monetarios) a la educación¹¹. Se mencionarán aquí sólo dos de ellas: La primera lo hace mediante el método algebraico o numérico; la segunda (que es la usada en este trabajo), mediante el método de la función estadística de ingresos.

El método algebraico o numérico, consiste en resolver la ecuación siguiente:

$$\sum_{t=a}^T (w_t^s - w_t^{s-1})(1+r)^{-t} = \sum_{t=0}^{a-1} C_t^s (1+r)^{-t} \quad [1]$$

Donde w es el salario percibido por el trabajador, el subíndice se refiere al período en el que el individuo espera recibir ese salario y el supraíndice al nivel educativo alcanzado. Por su parte, C representa los costos que el trabajador tuvo que afrontar hasta alcanzar el nivel educativo s , a es el inicio en la actividad económica, T la edad al retiro o la muerte (lo que suceda primero) y r es la tasa de retorno buscada. Este método, llamado algebraico, es muy exigente en términos de información requerida. Para implementarlo se necesita conocer, entre otras cosas, los costos en los que incurre una persona (en el caso de estar calculando la tasa privada) o la sociedad como un todo (si se está calculando la tasa social) para obtener un nivel educativo dado. Además se requiere ajustar los perfiles de ingresos por probabilidad de muerte del trabajador y por probabilidad de conseguir un empleo remunerado¹².

Por su parte, el método de la función estadística de ingresos consiste en estimar un parámetro que represente lo más adecuadamente posible el cambio en el salario de un trabajador típico imputable al cambio en su nivel educativo. Esta es la forma usada en este estudio, por lo que dedicamos el apartado siguiente a discutir detalles sobre este último método.

3.1- La especificación básica y el método tradicional

La hipótesis básica derivada de la teoría del capital humano conduce casi de manera directa a una especificación empírica tentadoramente simple:

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

Donde w_i es la tasa salarial de i -ésimo individuo, β_0 es el logaritmo del salario percibido por un trabajador con cero años de educación y cero años de experiencia, s_i (como antes) es una medida del logro educativo (por lo general años de educación), x_i la experiencia potencial (y su cuadrado)¹³ y u_i el término de perturbación que se supone normalmente distribuido con media cero y varianza constante. Es la especificación que usó Mincer (1974) en su trabajo seminal y que luego, a pesar de las críticas recibidas, fuera defendida en trabajos posteriores por investigadores tales como Psacharopoulos (1984 y 1994) y Psacharopoulos y Patrinos (2002).

¹¹ Si se quiere ampliar este tema puede verse el Capítulo III de Becker (1975). Hay también excelentes libros de texto que permiten hacerlo: véase por ejemplo Johnes (1995).

¹² Finis Welch y Robert Willis calcularon de este modo tasas para los Estados Unidos (Willis, 1986), Delfino (1997), FIEL (2002) y Margot (2001), lo hicieron para la Argentina.

¹³ En el momento de concebir esta ecuación, las bases de datos existentes no relevaban variables que permitieran aproximar la experiencia del sujeto en el puesto de trabajo. Por ese motivo Mincer ideó la conocida fórmula de cálculo de lo que denominó “experiencia potencial”: $x = \text{edad} - \text{años de escolaridad} - 6$, que tiene implícito el supuesto que el individuo comienza a trabajar inmediatamente después de finalizada su escolaridad. La edad al cuadrado se incorpora en la ecuación para capturar el perfil cóncavo experiencia ingresos monetarios.

Los parámetros de la ecuación [2] son habitualmente estimados con Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). En esta especificación β_1 es la tasa de retorno de la educación (TRED) y si la función de ingresos es cóncava en experiencia como sugiere la teoría del capital humano, β_2 será positivo y β_3 negativo. El parámetro que de interés (β_1) indica el cambio porcentual en el salario por hora que puede adjudicarse a un año adicional de educación ($\partial \ln w_i / \partial s_i$). Por lo tanto, es equivalente a la tasa privada de retorno que obtiene un inversor medio de capital humano en el lugar y en el momento del tiempo para el que dicho parámetro fue estimado.

Al correr la regresión [2], Mincer (1974) obtuvo para los Estados Unidos un β_1 de 0,107, lo que indica que el salario por hora aumenta en un casi 11% por cada año de educación acumulado por los trabajadores. Psacharopoulos y Layard (1979) encuentran tasas cercanas al 10% con idéntica especificación pero con datos de Inglaterra. Usando la edad en lugar de la experiencia, Trostel *et al.* (2002) informan que las tasas de retorno para Europa calculadas por ellos van de un 2,2% en Noruega a un 12% en Gran Bretaña. El trabajo de Psacharopoulos y Patrinos (2002) da cuenta de valores para diversos países del mundo con una media del 7% para Europa y del 12% para América Latina. En la Tabla 1 se muestran tasas estimadas por estos autores para un conjunto de países de América Latina por el método que se está comentando aquí.

Tabla 1: América Latina, países y años seleccionados. Retornos privados a la educación.

País	Año	TRED
Argentina	1989	10,3
Bolivia	1993	10,7
Brasil	1989	14,7
Chile	1989	12,0
Colombia	1989	14,0
Costa Rica	1991	8,5
Ecuador	1987	11,8
Guatemala	1989	14,9
Honduras	1991	9,3
México	1992	7,6
Nicaragua	1996	12,1
Panamá	1990	13,7
Paraguay	1990	11,5
Uruguay	1989	9,7

Fuente: Psacharopoulos y Patrinos (2002)

Como puede apreciarse, los valores encontrados son asombrosamente semejantes entre sí, independientemente de los países considerados, de las bases de datos usadas, de los autores responsables del cálculo, entre tantas otras diferencias. Nótese que algunos de los valores reportados superan el rendimiento de inversiones en capital físico y de otros activos diferentes al capital humano, justificando cualquier esfuerzo de los estados y de las personas de aplicar recursos a la acumulación de años adicionales de educación.

Resulta atinado preguntarse entonces hasta qué punto estos cómputos son confiables y cuáles son los probables errores que pudieran llegar a contener, a fin de tenerlos en cuenta en el momento de usar la tasa de retorno como un instrumento para la toma de decisiones tanto en el plano social como individual. A fin de organizar la discusión se han clasificado los posibles problemas de cómputo en los siguientes puntos: a) los relacionados con la forma funcional y, más generalmente, con la especificación del modelo; b) los que tienen que ver con las estrategias de estimación de los parámetros.

3.2- Formas funcionales y problemas de especificación

Varios estudios posteriores al de Mincer (1974) se dedicaron a probar el impacto que cambios en las formas funcionales o en la especificación básica, provocaba sobre los retornos a la educación estimados. Para enfocar esta discusión resulta conveniente definir la función estadística de ingresos de la manera siguiente:

$$\ln y_i = f(s_i, x_i, z_i) + u_i. \quad [3]$$

En la que $\ln y_i$ es el logaritmo natural de las remuneraciones (horarias o mensuales) del i -ésimo trabajador, s_i una medida de su escolaridad o de su logro educativo, x_i el stock de experiencia (o experiencia potencial), z_i todos los factores que afectan el nivel de las remuneraciones tales como la localización geográfica, las condiciones locales del mercado de trabajo, las condiciones familiares de los trabajadores, etc. Por su parte, u_i es un término de perturbación que refleja las características no observadas de los individuos (habilidad o talento, por ejemplo) y la aleatoriedad de las estadísticas de remuneraciones. Como se planteó en el apartado anterior, se supone que u_i está normalmente distribuido con media cero y varianza constante.

La manera tradicional de encarar el estudio de la relación entre productividad/salarios y educación es mediante la especificación:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + z\Gamma + u_i. \quad [4]$$

Ecuación para la cual se supone, como antes, que β_1 y $\beta_2 > 0$ y $\beta_3 < 0$. Si en las estimaciones no se incluye la matriz z se tiene lo que se puede llamar *forma básica* de la ecuación de Mincer. Si se la incluye se estaría en presencia de la *forma ampliada*. En realidad, en el estudio pionero de Mincer (1974) aparece la primera, agregándose luego algunas de las variables del entorno familiar del trabajador, lo que sugiere que el propio Mincer estaba pensando en algún problema de especificación.

Las formas funcionales y las especificaciones alternativas a la tradicional tienen que ver con la naturaleza de la variable dependiente, con la naturaleza de algunas de las variables independientes consideradas clásicas (tales como la edad o la experiencia potencial o la antigüedad en el puesto), con la relación que puede establecerse entre s_i y x_i y con las variables incluidas en z_i .

Con respecto al primero de los temas, la literatura parece haber encontrado un punto de acuerdo en considerar al salario horario (o remuneración por hora) como la variable dependiente a considerar. No obstante, buena parte de los trabajos realizados en la Argentina ha apelado a las remuneraciones mensuales, con el argumento de que la utilización de la remuneración por hora se justificaría sólo en aquellos casos en que la elasticidad del salario mensual respecto a las horas trabajadas sea igual a la unidad, supuesto que no parece ser corroborado por la evidencia disponible (Claramunt y Fornero, 1989). Una buena cantidad de estudios europeos usan el salario por semana y otros el ingreso mensual (Blau y Khan, 1996), lo que no resulta inadecuado si lo que hacen los agentes es maximizar un concepto de ingresos menos volátil que la tasa salarial. Además en muchos países —incluida la Argentina— los salarios se pactan por mes, lo cual le quita a la remuneración el significado que pudiera tener en países con instituciones algo diferentes como los Estados Unidos.

Por otra parte, muchos autores optan por usar la edad (y su cuadrado) y no la experiencia potencial (minceriana) para capturar los perfiles de ingresos; otros introducen términos polinómicos (edad al cubo y a la cuarta por ejemplo) entre las variables independientes. El mismo Mincer (1974) incorpora el cuadrado de los años de educación y la interacción entre la educación y la experiencia potencial. Si bien se aprecia cierta sensibilidad de la TRED ante estos cambios en la especificación, éstos no resultan ser lo suficientemente marcados como para justificar la menor parsimonia de este tipo de modelos. Además las modificaciones que se producen son sistemáticas. Por ejemplo, al usar la edad y no la experiencia potencial se obtienen TRED más bajas.

Los autores que optan por incluir el producto entre la edad (o experiencia potencial) y la educación (s y x en la ecuación anterior) buscan hallar algún tipo de impacto de la interacción entre ambas variables, bajo la sospecha que la acumulación de experiencia tiene un efecto distinto entre los más educados comparados con los menos educados. El mismo Mincer (1974) realiza ese ejercicio resultando el parámetro estimado para esa variable positivo y significativamente distinto de cero. Esto estaría significando que, *ceteris paribus*, la mayor experiencia combinada con la mayor educación ejercen un efecto positivo sobre el salario horario.

Por último, las variables incluidas en z varían grandemente de un autor a otro. En la literatura aparecen con cierta recurrencia controles por lugar de residencia, estado civil y género (cuando se estiman ecuaciones de ingresos para ambos sexos, conjuntamente). En la presente investigación se da mucha importancia a esta matriz, ya que en ella se incluyen características de los puestos de trabajo que determinan el nivel y la estructura de las remuneraciones. Una, sino la más importante, de esas variables, es la complejidad de la tarea que desarrolla el trabajador en su puesto laboral y que tiene que ver, pero no estrictamente, con su nivel de educación formal. Esta es una manera posible de incorporar en la metodología canónica de las funciones de Mincer, ajustes que tomen en cuenta no sólo la crítica teórica, sino también aspectos importantes de la realidad de países con menor nivel de desarrollo relativo.

3.3- Estrategias alternativas

Si se opta por el método de las regresiones, se podrán estimar los parámetros de la ecuaciones [2] o [4] usando MCO. Esta es la estrategia que puede denominarse tradicional o clásica, dado que es el que aparece en el trabajo seminal de Mincer (1974). Al proceder de esta manera se presentan algunos problemas que merecen corrección. En primer lugar, las estimaciones mínimo cuadráticas de los TRED muestran el efecto de cambios en la educación sobre el promedio de ingresos de las personas, y, como se verá en breve, la variabilidad de los salarios alrededor de esa media es muy elevada en algunos casos. En segundo lugar, el método infiere los retornos de toda la población a partir de los datos disponibles para las personas que trabajan (y, en algunos casos, que trabajan a tiempo completo).

En la Tabla 2 se muestran algunos estadísticos descriptivos (media, y dispersión) relacionados con remuneraciones de los trabajadores asalariados de la Argentina en 2001. Nótese allí, por ejemplo, el comportamiento en forma de U de la variabilidad con respecto a los quintiles de salario por hora: el coeficiente de variación (o el desvío estándar) primero disminuye para aumentar nuevamente en el tramo de salarios más elevados.

Tabla 2: Medidas descriptivas del log del salario según quintil de pertenencia. Asalariados a tiempo completo de la Argentina, año 2001

Quintiles	Media (en log)	Mínimo (en log)	Máximo (en log)	Desvío estándar	Coficiente variación
1	0,141	-2,955	0,580	0,395	2,80
2	0,754	0,580	0,916	0,105	0,14
3	1,109	0,916	1,294	0,107	0,10
4	1,504	1,294	1,727	0,128	0,08
5	2,204	1,730	4,135	0,402	0,18
Total	1,047	-2,955	4,135	0,716	0,68

Fuente: Encuesta de Condiciones de Vida 2001 – Tabulado inédito preparado por el autor.

Una estrategia posible para tener en cuenta este tema es la estimación de los parámetros de [1] o [4] mediante regresiones por cuantiles (*quantile regression*), tal como lo hace Buchinsky (1994) y muchos otros posteriormente¹⁴. Este método tiene la propiedad de capturar la rentabilidad de la educación en diversos tramos de la distribución de los salarios. Mediante los resultados obtenidos puede inferirse además si la educación aumenta o reduce la desigualdad salarial. Al aplicarlo se debe tener en cuenta que algunos de los agentes que se ubican en los cuantiles altos tengan educación baja y que al menos algunos de los que se ubican en la parte baja de la distribución de los salarios tengan educación elevada. Afortunadamente, las tres muestras trabajadas para el examen transversal de los retornos a la educación, contienen los casos que exige el método¹⁵.

Otro tema con una ya larga tradición en la literatura es el de la selección muestral. En la Figura 1a y 1b (Apéndice de Gráficos)¹⁶ se presentan la tasa de actividad calculada por género y la tasa de trabajo a tiempo completo por edad y por género registradas durante el período 2003-2006, respectivamente. Se aprecia claramente que menos mujeres que hombres participan en la actividad económica remunerada y que esta brecha de participación se va ampliando a medida que aumenta la edad de las personas. Se ve también que entre las mujeres que trabajan, las que lo hacen a tiempo completo son menos que los hombres que trabajan a tiempo completo entre los ocupados. Claro que si se mira la historia de estos fenómenos se puede corroborar que estas diferencias por género son cada vez menos fuertes, pues la participación femenina ha venido aumentando bastante durante las últimas décadas, como así también el trabajo femenino a tiempo completo.

La participación diferencial en la actividad económica conduce a considerar el problema de la selección muestral. De los parámetros obtenidos por MCO se infieren aspectos de la población en general, pero si se observan los salarios de tan sólo una porción de la fuerza laboral y entre los ocupados, sólo una parte, los de tiempo completo, entonces ¿cuán confiables son esas estimaciones?; ¿Cuál sería el salario del 40% de mujeres que decide no participar en el mercado laboral?; ¿Por qué deciden no participar? ¿Acaso la productividad de las actividades que desarrollan fuera del mercado es superior a la que ellas estiman que tendrían dentro del mercado laboral?; y, por último, ¿Cuál sería el retorno a la educación de las mujeres si todas las potencialmente activas estarían participando en la actividad económica o se decidieran a hacerlo?

Para solucionar estos problemas se estima el modelo de selección de Heckman (1979). Se procede en dos etapas: la primera consiste en estimar una ecuación de selección o de decisión de participación en el mercado laboral, o directamente de empleo; la segunda etapa consiste en incorporar los residuos de la ecuación de selección dentro de la función de salarios. Con ello se estaría logrando capturar el efecto de variables inobservables que podrían estar explicando el nivel de los salarios. El parámetro estimado para los años de educación, cuya interpretación es idéntica a la que se obtiene con el método de los MCO, estaría a diferencia de aquella, libre del sesgo de selección.

¹⁴ Los artículos posteriores del propio Buchinsky (1997 y 1998) son altamente recomendables. Puede consultarse también el libro de Cameron y Triverdi (2005). El artículo de Sosa Escudero (2005) es una excelente introducción a esta técnica con fuerte crecimiento entre los econométricos aplicados.

¹⁵ En la Argentina, en 2001, aproximadamente un 12% de los asalariados mayores de 25 años cuyos salarios por hora se ubican en el quintil 1 de la distribución tienen más de 12 años de educación. De los que perciben salarios ubicados en quintil más alto, sólo el 4,5% tienen menos de 7 años de educación formal. No obstante, en ambos extremos de la distribución se encontraron niveles extremos de escolaridad.

¹⁶ Todos los gráficos están en el Apéndice.

3.4- Impactos no monetarios

Como pudo verse, los problemas anteriores recibieron considerable atención en la literatura. Si bien se valoran aquí en toda su magnitud los esfuerzos realizados en este sentido, se entiende que se dejaron de lado (o al menos no se consideraron de la manera que se considera aquí merecen) los retornos no monetarios a la educación. Si la hipótesis de Knight (1979) está en lo cierto, resulta conveniente no solamente corregir los retornos monetarios a la educación, sino tratar de explicar en qué medida la educación impacta sobre la probabilidad de conseguir empleos mejores, no sólo en lo atinente a remuneraciones.

Para ello se trabaja con las dimensiones siguientes: La probabilidad de perder un empleo, la calidad de los empleos conseguidos, tanto en lo referente a la existencia de aportes para la seguridad social, como así también a atributos relacionados con el tiempo dedicado a la actividad productiva. Es esperable que la probabilidad de quedar sin empleo disminuya conforme aumenta el nivel educativo de las personas; y que la probabilidad de tener un buen empleo aumente a más educación.

Al proceder de esta manera se están dejando de lado no solamente otros posibles impactos de la educación (por ejemplo los relacionados con la fecundidad o con la mortalidad infantil), sino retornos que probablemente abarquen otras dimensiones de la acumulación de capital humano, como puede ser la mayor movilidad geográfica y/o los cambios en el lugar de residencia en busca de mejores empleos. Tampoco se pueden medir con los datos existentes, aspectos tales como el placer (o el displacer) que genera el desarrollo de determinadas actividades productivas, temas que de darse, constituyen verdaderos “retornos laborales” a la educación.

4- Evidencias para la Argentina

4.1- Fuentes de información

Los datos usados en este trabajo provienen de dos fuentes de información situadas en distintos momentos del tiempo: Por una parte se emplea la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2001 (ECV2001); por otra, la segunda onda de la Encuesta Permanente de Hogares, modalidad Puntual (EPHP) para el mismo año. También se realizan cálculos con la Encuesta Permanente de Hogares, modalidad Continua (EPHC) para el período 2003-2006¹⁷. La decisión incluir cifras del año 2001 se debió a la disponibilidad de una base de datos tan completa como la ECV2001 y a la vez, diferente de las ya tradicionales bases de la EPH para este tipo de análisis.

La ECV2001 ha sido desarrollada por el programa Sistema de Información, Monitoreo y Evaluación de Programas Sociales (SIEMPRO) del Consejo Nacional de Coordinación de Políticas Sociales, con la colaboración del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). La EPH, por su parte, es un programa llevado a cabo por el INDEC y en el que participan las direcciones de estadística de las provincias argentinas.

La ECV2001 fue diseñada sobre la base de la Encuesta de Desarrollo Social (EDS) del SIEMPRO en 1997. Cubre áreas temáticas diversas, aunque siempre en la órbita de las condiciones de vida de la población: vivienda, familia, aspectos sociodemográficos de la población, acceso a servicios y

¹⁷ Para conocer con precisión los cambios que generó el pasaje de la EPH modalidad puntual a la EPH modalidad continua, pueden verse los documentos que están disponibles en el sitio web del INDEC: www.indec.mecon.gov.ar.

programas sociales, educación, salud, entre muchas otras. Esta gama de temas examinados por la encuesta la convierte en una de las fuentes más importantes de la Argentina dada su potencialidad para el análisis de la situación económica y social.

El total de hogares encuestados por la ECV2001 asciende a 19.606 que incluyen 71.574 personas. Se conoce la condición de actividad económica de 50.799 personas, de las cuales 25.330 declararon trabajar al menos una hora por semana (definición operativa de ocupados para la encuesta), 5.526 dijeron no estar ocupados y estar buscando activamente empleo (desempleados) y 19.943 declararon no estar trabajando ni buscando empleo activamente. Los 25.330 ocupados representan a los 11.636.711 ocupados de la Argentina en Noviembre de 2001, estimados de acuerdo al esquema muestral de la encuesta. De los 25.330 ocupados se seleccionaron a los asalariados mayores de 24 años y menores de 65 que declararon trabajar 35 horas o más por semana. La muestra definitiva quedó conformada por 13.731 personas, de los cuales 9.406 fueron hombres y 4.325 mujeres.

A diferencia de la ECV2001 que tiene representatividad nacional, la EPH recolecta información sólo de los centros urbanos más importantes del país en términos de tamaño de población. Esto es, las muestras tomadas por la EPH son representativas de las ciudades pero no del conjunto provincial y es por ello que las estimaciones que se logran congregando encuestas de los distintos centros urbanos no se refieren a la totalidad "Argentina". La EPH de octubre de 2001 contiene información de 22.694 ocupados entre 25 y 64 años de edad, de los cuales se seleccionaron asalariados *full-time*, los que conformaron una muestra final de 10.706 personas, 7.130 hombres y 3.576 mujeres.

Las mediciones correspondientes al período 2003-2006 se realizaron con la EPHC cuatrimestral, cubriendo la situación de los aglomerados que comenzaron a conformar la muestra en 2003: Gran La Plata, Gran Rosario, Gran Mendoza, Gran Córdoba, Gran Tucumán y Tafí Viejo, Ciudad de Buenos Aires y Partidos y Mar del Plata y Batán. Esta aclaración vale dado que en 2006 se incorporaron a la muestra otros aglomerados, los que fueron excluidos del presente estudio para mantener la coherencia y la compatibilidad geográfica de los resultados.

El análisis empírico de los retornos laborales a la educación se ha dividido en dos grandes partes: a) la dedicada a los retornos monetarios; y b) la dedicada a los retornos no monetarios. No se pretende con ello agotar la temática, sino más bien concentrarse en los impactos más puntuales de la inversión en educación sobre el mercado laboral. Dentro del primer grupo se captarán aquellos reflejados en la remuneración declarada por los trabajadores, mientras que dentro del segundo se considerarán sólo los relacionados con el desempleo y con la calidad del puesto¹⁸.

Además debe aclararse que esta investigación trata de manera exclusiva a la educación formal y por ello se hablará indistintamente de educación o escolaridad¹⁹. Para captar el efecto de la educación tanto en los retornos monetarios como no monetarios se emplearon dos definiciones de nivel o logro educativo: los años de escolaridad, primero, y el máximo nivel alcanzado, después. El primer indicador permite formarse una idea acerca del rendimiento promedio por año de educación, bajo el supuesto de linealidad del efecto: es decir, un año más de educación reporta una ganancia equivalente en una persona que ha completado sus estudios primarios como en aquella otra que ha concluido sus estudios universitarios. El otro indicador de logro, el máximo nivel alcanzado, permite contar con una cifra de rendimiento por nivel. Es decir, permite responder cuánto aumenta el ingreso (o cuál es el premio) por avanzar un escalón más en la educación formal.

¹⁸ Por ejemplo, la literatura muestra que mayores logros educativos van asociados a menores tasas de fecundidad. Dado que la menor fecundidad "libera" recursos hogareños, se podría pensar que esta reducción del número medio de hijos por mujer generaría para las familias un retorno monetario equivalente a los recursos liberados por los nacimientos evitados. Este tipo de retorno no está computado en este capítulo.

¹⁹ Es decir, se deja de lado la educación no formal (cursos de capacitación, entrenamiento en el puesto, etc.).

4.2- Algunos de los estudios existentes en el país

De la gran cantidad de estudios sobre los retornos a la educación en la Argentina, se comentarán aquí solamente los más relacionados al tema objeto de la presente investigación. Tal es el caso de Claramunt y Fornero (1989), quienes estimaron funciones de Mincer usando datos del Gran Mendoza de octubre de 1987. Los autores emplearon el ingreso mensual como variable dependiente e incluyeron las horas trabajadas por semana como un regresor más. Dado que la intención de ese trabajo fue la de explicar aspectos de la distribución de los ingresos familiares, los autores observaron tres unidades analíticas: familia, principal aportante y perceptores de ingresos. Las tasas de retorno calculadas tienen escasa o nula variabilidad, situándose entre 7,5 y 8,5%.

Por su parte, Pessino (1995) analiza el comportamiento de los retornos en un episodio hiperinflacionario y en el período posterior de estabilidad de precios. Se muestra que los retornos registran un fuerte aumento de los retornos durante la hiperinflación (10% en 1986, 12,5% en 1989 y 9% en 1990), sugiriendo de esta manera el poder de la educación para proteger a las personas de crisis como la observada en 1989 en la Argentina. Un aspecto a destacar del trabajo de Pessino, es el llamado de atención que hace respecto a las fluctuaciones de corto plazo de los retornos a la educación. Normalmente, la literatura de los países industrializados pone el acento (como es esperable) en las tendencias de largo alcance, siendo las de corto plazo muy importantes para economía altamente inestables, como la Argentina.

El trabajo de Delfino (1997) arroja tasas de retorno relativamente bajas, que se sitúan entre el 5,3% y el 5,7%. Justamente por ese motivo resulta muy interesante repasar la estructura de las funciones estimadas por este autor. Nótese que entre sus variables explicativas figura un grupo que arroja luz acerca del lado de la demanda de trabajo: la categoría de la ocupación, por un lado y el tamaño del establecimiento por otro. En este último grupo se estaría trabajando implícitamente la hipótesis de rendimientos diferenciales según segmentos diferentes del mercado de trabajo argentino.

Más recientemente, Giovagnoli *et al.* (2005) cubre el período 1992 a 2002, estimando funciones típicamente mincerianas. Encuentra un importante aumento de los retornos para el conjunto de la población durante la década cubierta por el estudio: de 8,6% al 11,4%, un poco más elevado para los hombres comparados con las mujeres. Esa brecha entre géneros disminuye un tanto al corregir los resultados por selección muestral. El aumento más importante lo encuentra para el período 1992 y 1994 y entre 1999-2000, para estabilizarse luego en los dos años siguientes. También en este trabajo se estiman retornos por nivel encontrando que el aumento verdaderamente importante se aprecia para aquellos que cursaron estudios universitarios, independientemente de su completitud. Estos importantes hallazgos advierten sobre la tendencia temporal observada de las TRED en la economía argentina, tema que se aborda también, aunque no con demasiado detalle, en este trabajo.

4.3- Evidencias – total país y ciudades más importantes

En las tablas A.1, A.2a y A.2b del Apéndice de Tablas se muestran 162 estimaciones de la TRED. Los valores obtenidos varían entre un máximo de 11,5% y un mínimo de 3,1%, con un promedio simple de 8% para el total de la población y casi sin diferencias por género. El valor más elevado (11,5%) se encontró para mujeres, usando la ECV2001, el logaritmo del salario por hora como variable dependiente, el modelo de selección de Heckman y la especificación básica. El valor más bajo (3,1%) se registró con la EPHP de 2001, también para mujeres, al usar el ingreso mensual como dependiente, el método de Heckman y la especificación que incluye todas las variables de control (modelo ampliado). Cabe aclarar un resultado muy alentador: a nivel de dos dígitos y en promedio, no se aprecian diferencias por fuente de datos: las mediciones de la ECV y de la EPHP para 2001 arrojaron un 8% de retorno (media simple), mientras que la EPHC de un 7,7% para 2003-2006.

Una primera conclusión que se desprende de estas tablas tiene que ver con el origen de las principales disparidades: Obsérvese que las diferencias más importantes en las TRED provienen de cambios en la especificación del modelo. Por ejemplo, en la Tabla A.1 si se toma la estimación por MCO, se encuentra que el salario por hora de los hombres entre 25 y 64 años aumenta: a) 9,5% por año adicional de educación acumulado cuando no se controla por característica de la inserción; y b) 5,1% por año adicional de educación, cuando sí se controla. Todavía más; hay una característica de la ocupación que tiene una importancia peculiar: la complejidad de la tarea que realizan los trabajadores. Cuando se consideran ciertas características de la inserción laboral, pero no la calidad de la tarea, se encuentra una TRED de 7,9%, mientras que cuando se incluye la complejidad, la TRED disminuye al 5,1% mencionado. Como conclusión puede afirmarse que el no controlar por tipo de inserción ocupacional desemboca en una sobreestimación de la TRED, y de esas características de la inserción, la complejidad de la tarea es la que provoca el sesgo mayor. Por eso mismo, lo correcto es adoptar como tasa de retorno a la educación los valores que arroja la especificación que incluye el tipo de inserción ocupacional, en especial la complejidad de la tarea realizada. Esta advertencia puede hallarse en estudios anteriores (por ejemplo Beccaria, 1985).

Vale la pena destacar que con la especificación básica, la TRED femenina supera siempre la masculina. Esto va en la dirección de lo que muestra la literatura sobre el tema (que, además, recalca lo paradójico del hallazgo debido a que el salario femenino se sitúa siempre por debajo del masculino). Lo curioso ocurre al cambiar la especificación del modelo. La introducción de la complejidad de la tarea disminuye la TRED femenina más de lo que disminuye la TRED masculina, dando como resultado final una diferencia favorable a los varones. Esto probablemente tenga que ver con la elevada proporción de mujeres ocupadas en empleo doméstico, mayor aún a los varones ocupados en tareas de construcción, ambos tipos de puestos de escasa o nula calificación y en los que la educación adicional no eleva marcadamente el ingreso monetario.

Para capturar los determinantes de las disparidades entre géneros de una manera todavía más precisa se corrió una regresión usando como variable dependiente la diferencia de retornos entre hombres y mujeres y como explicativas, la fuente de datos (ECV y EPHP versus EPHC) y la especificación, capturada con una dummy con valor 1 para la ampliada. Los resultados muestran que la brecha entre géneros de retornos no difiere significativamente entre ECV y EPHC, pero sí entre éstas y la EPHP, siendo más alta para los varones en esta última fuente. Se encuentra también que la especificación ampliada arroja brechas genéricas muy elevadas favorables a la población masculina, confirmando lo evaluado mediante una inspección ocular simple y descriptiva.

En las tablas A.3 y A.4 se presentan las TRED estimadas para las ciudades más importantes de la Argentina en octubre de 2001. Se ha trabajado solamente con las especificaciones básica y la ampliada que incluye el control por la complejidad de la tarea desarrollada por el trabajador. La variable dependiente fue el salario por hora y no se generaron estimaciones para ambos sexos por separado. Como puede verse en el Gráfico 2, los resultados no proporcionan una relación clara entre las TRED estimadas y el nivel de desarrollo socioeconómico de los aglomerados urbanos (en este caso medido por el logaritmo ingreso familiar per cápita). Los centros urbanos con las TRED máxima y mínima varían cuando se cambia el método de estimación, aunque quizá pueda considerarse una regularidad que de los seis máximos calculados (tres para el modelo básico y tres para el ampliado), cuatro pertenecen a provincias del norte: Formosa, Jujuy y Tucumán; mientras que de los seis mínimos, cuatro corresponden al Gran San Juan.

Estas evidencias no son completamente consistentes con los hallazgos de Psacharopoulos (1985) en cuanto a la relación inversa entre las TRED y el nivel socioeconómico de países y regiones. Claro que este autor, en todos sus trabajos, se refiere siempre a la especificación básica y allí es donde encuentran para la Argentina la mayor relación. Si del Gráfico 2 se excluye la Ciudad de Buenos Aires por tratarse de un *outlier* (obsérvese el punto situado en el noreste del gráfico), aparece una correlación inversa. Si se deja el gráfico como está, una relación con la forma de “U” parece insinuarse: retornos elevados en

las ciudades más pobres y en las más ricas y rendimientos bajos en las ciudades con un nivel intermedio de desarrollo. Este tema merece (como muchos de los esbozados en este estudio) un examen mucho más detallado. Para el modelo ampliado, todo tipo de correlación desaparece, siendo la regularidad mayor la enorme variabilidad de retornos en torno a los centros urbanos de menor nivel de desarrollo.

4.4- Evidencias: lo ocurrido a lo largo del tiempo

En el Gráfico 3 se muestra la serie más extensa de retornos a la educación que pudo construirse con los datos disponibles. La información proviene del aglomerado urbano Gran Buenos Aires y cubre, con algunas interrupciones, el período que va desde 1974 a 2006²⁰. El gráfico presenta las TRED para el total de la población y para hombres por separado y se apoya en dos modelos: el básico (B) y el ampliado (A). A pesar de la falta de algunas cifras se cree que la serie es buena por los motivos siguientes: a) el GBA es un aglomerado que representa bastante bien la media nacional en algunas variables laborales; b) los datos usados son homogéneos pues provienen de la misma fuente; y c) las estimaciones logradas mediante ecuaciones de Mincer arrojaron parámetros siempre significativamente distintos de cero.

En términos muy generales, se aprecia un aumento de las TRED en la primera década cubierta por los datos (1975-1982), luego, con ostensibles fluctuaciones, se registran caídas hasta 1994. La caída más fuerte de los retornos se observa durante los primeros años de la década de los noventa luego de la hiperinflación de 1989, lo que sugiere que el estancamiento económico fue concomitante con un estancamiento de las TRED. Evidentemente, existe algún tipo de relación entre la TRED y la evolución de la economía en el corto plazo. Es completamente perceptible que los retornos aumentaron con la hiperinflación y disminuyeron de manera abrupta con el hiperdesempleo. Esto plantea ciertos interrogantes en el momento de juzgar los retornos laborales no monetarios, como por ejemplo el efecto que la educación ejerce sobre la participación de la población en la actividad económica y en la probabilidad de empleo. Un rasgo notable de la evolución de los retornos es su aumento luego de consolidarse las reformas (1995-2002), a pesar de la caída sistemática y monótona que se aprecia en el último tramo cubierto por la serie (2003-2006).

La evidencia sugiere aumentos de las TRED en los períodos recesivos, con picos en los extremos de la actividad económica. Este fenómeno que había sido objeto de los trabajos de Pessino (1995), se repite al enfrentar una crisis un tanto diferente a la de 1995, pero similar a juzgar por los impactos que generó en el desempleo. Nótese que entre 1999 y 2002 la TRED pasó del 10,1% al 12,5%, aumento similar al registrado entre 1993 y 1995, como así también al ocurrido entre 1986 y 1989. Esto permite formarse una idea, aunque más no sea intuitiva y un tanto imprecisa aún, acerca del rol que desempeña la educación en las fases recesivas y expansivas como en los períodos de quiebre de la actividad económica general.

Un aspecto destacable dado el objeto de este estudio tiene que ver con las disparidades entre las estimaciones con y sin control de la complejidad de la tarea. Nótese que éstas cobran importancia en el último tramo del período, tendiendo a reducirse en la parte final de la serie disponible²¹. Es precisamente durante esos años en los que las condiciones del mercado de trabajo se endurecieron de manera notable, lo que se ve claramente reflejado en la fuerte expansión del empleo sin registro en la seguridad social o empleo no regular. Es de recordar también la importancia de los perfiles de los

²⁰ Esto no está exento de problema. El período 2003-2006 está capturado de una manera muy diferente al período 1974-2002. Puede consultarse las posibles diferencias metodológicas y empíricas en www.indec.mecon.gov.ar.

²¹ La diferencia entre las especificaciones fueron de: 1,6 puntos porcentuales (pp) antes de los 90, de 4,2 pp entre 1999 y 2002 y de 3,6 pp entre 2003 y 2006. Se trata de promedios simples.

trabajadores desempleados luego del choque tecnológico que ocurrió en la Argentina durante la primera mitad de los noventa.

Llama la atención que el aumento de las TRED entre 1994 (justo antes de la crisis) y 2002 difiere según se trate de la estimación básica o ampliada. En el primer caso y mirando sólo hombres a tiempo completo, entre 1994 y 2002 la TRED aumentó en 7,1 puntos porcentuales, mientras que si se consulta qué sucedió con la TRED estimada con la especificación ampliada, el aumento es de 4,1 puntos porcentuales. Esto muestra a las claras la característica inserción laboral de la población trabajadora durante la segunda mitad de los noventa. En el período más reciente no sólo esas diferencias desaparecen, sino que no existen evidencias de que se hayan producido diferencias importantes.

Sobre la base de estas estimaciones se avanzó corriendo regresiones por cuantiles, para diferentes tramos de la distribución de los salarios. Los resultados aparecen en los Gráficos 4a y 4b. Con algunas pequeñas diferencias, las tendencias comentadas en párrafos anteriores se mantienen al evaluar lo ocurrido con los retornos cuantílicos. Se aprecia una caída durante los 80, un aumento en los 90 y una nueva caída en el período más reciente, acompañado este último caso con una convergencia entre cuantiles.

De nuevo en este caso, son notorias las diferencias debidas a la especificación de los modelos. El ignorar las características de la inserción laboral (o el lado de la demanda de las ecuaciones de Mincer), conduce a subestimar las caídas de los retornos y a sobreestimar sus aumentos. La sobreestimación es un tanto más elevada para los trabajadores de salarios más bajos, cuya mayor proporción se concentra, probablemente, en los sectores en los que el poder de la credencial educativa es menor o, en algunos casos, insignificante.

4.5- Retornos por nivel educativo

Las estimaciones anteriores basadas en los años de educación formal como principal variable explicativa, tienen como principal supuesto la independencia de los retornos a los años de educación incorporados por los individuos. Esto significa que, por ejemplo, un año más de educación aumentará en un porcentaje idéntico los ingresos tanto de un individuo que haya acumulado 17 años de escolaridad formal, como el de otro que sólo acumuló 3 años. Este es, ciertamente, un supuesto muy fuerte. Trabajos más antiguos que el de Mincer presentan evidencias acerca de tasas de rendimientos marginales decrecientes para la escolaridad (tal es el caso de Hanoch, 1967).

Es por este motivo que se computaron tasas de retorno monetarios por nivel educativo para proporcionar evidencias un tanto más completas y realistas que los promedios analizados hasta este momento²². En la Tabla A.6 se presentan los rendimientos medios y marginales para el período más reciente, considerando las especificaciones básica y ampliada, solamente. Nuevamente se aprecian importantes diferencias según cuál sea la especificación del modelo, arrojando siempre valores mayores que los retornos obtenidos con la especificación que omite el control de la complejidad de la tarea a realizar por el trabajador (también llamada calificación de la tarea).

No se aprecian rendimientos medios decrecientes, con excepción (y con algunas salvedades por la falta de monotonía del comportamiento) de las mujeres para la especificación ampliada. No obstante, para esta última especificación, los rendimientos marginales son claramente decrecientes y que van desde aproximadamente un 10% para los que completaron la secundaria, hasta un 5% para los que completaron la educación superior. Este patrón tiene un diferencial por género, sobre el que no se profundizará en este examen. Para Willis (1986) las elevadas tasa de retorno de los niveles más bajos de escolaridad podrían obedecer a al sesgo de capacidad y las tasas más bajas de los niveles más altos

²² Para detalles de cálculo e interpretación puede consultarse Chiswick (1997).

de educación a becas que disminuyen el costo de estudiar pero que no pueden ser capturadas con los procedimientos de estimación como los usados en este trabajo.

4.6- Impactos no monetarios

Como se explicó en el apartado 3.4, los aspectos no monetarios de los retornos se evalúan considerando primero, la probabilidad de perder el empleo, la que se mide tomando en cuenta a los desempleados que declaran haber sido despedidos (independientemente de que ese despido haya sido un fenómeno masivo o no), o que haya culminado algún trabajo temporal. Es decir, se trata de personas cesantes (ya tuvieron un trabajo previo) y tienen dificultades de inserción en el mercado de trabajo. Tomando en cuenta esta definición de desempleo, la probabilidad está medida contra la probabilidad de tener un empleo o de estar desempleado por alguna otra causa.²³

Realizado lo anterior y con el objetivo de analizar la calidad del empleo, se centró la atención en dos dimensiones relacionadas ambas con el puesto de trabajo (más que con el individuo que lo cubre): a) Precariedad; y b) Calidad. Tales dimensiones se operacionalizaron con dos variables categóricas cada una. Para la precariedad se consideró primero si el puesto ocupado por los trabajadores asalariados estaba o no registrado; y, segundo, si además correspondía a un puesto generado por un plan de empleo (básicamente derivado del Programa Jefes de Hogar). Para la calidad se analizó si el individuo estaba subocupado primero, para luego agregar a esta deficiencia, la sobreocupación. De esta manera se generaron dos variables dicotómicas:

Preca1, que asume valor 1 si el individuo ocupa un puesto asalariado no registrado y cero si ocupa cualquier otro tipo de puesto o se encuentra inactivo.

Preca2, que asume valor 1 para Preca1=1 y, además, si el empleo está generado por un plan de empleo.

Good1, con valor 1 si el empleo es registrado y con una jornada superior a las 34 horas semanales, y cero en los demás casos.

Good2, si además de cumplir con lo exigido por Good1, no se verifica sobreocupación (empleos de más de 44 horas por semana).

Tanto en Good1 como en Good2 no fueron considerados los inactivos.

En la medida en que la decisión de estudiar incluya la de hacer mínima la probabilidad de perder el empleo, o de hacer máxima la de obtener un buen empleo, se está en condiciones de sostener que estas dimensiones no monetarias del mercado laboral constituyen auténticos retornos a la inversión en educación.

En la Tabla A7 se resumen los resultados obtenidos tras estimar regresiones *probit* con cada una de estas variables como dependientes y con los años de escolaridad como principal explicativa. La tabla contiene la derivada parcial calculada con los 42 parámetros estimados, los que corresponden a las 5 variables explicadas, las 3 especificaciones y para el total, varones y mujeres por separado. Las especificaciones son idénticas a las empleadas como control en las funciones de ingreso mencionadas y analizadas precedentemente. Como puede apreciarse claramente, en todos los casos pudo rechazarse la hipótesis de igualdad a cero, queriendo significar con esto que la educación, medida en este caso como años de escolaridad concluidos, impacta, *ceteris paribus*, sobre los indicadores del empleo. También los signos operan en la dirección esperada: Negativo para la precariedad y positivo para la calidad. En las columnas (4), (6) y (8) de la Tabla A.7 se muestra el promedio de para cada una de las 5 variables a

²³ Entre otras causas, la Encuesta de Condiciones de Vida menciona como razones del alejamiento del último trabajo la jubilación, el retiro voluntario, la falta de pago y la falta de clientes para los trabajadores independientes.

explicar. Esta cifra tiene importancia pues es a partir de ella que se computan las derivadas parciales que aparecen en las columnas predecesoras.

En términos de intensidad del impacto, se percibe cierta proporcionalidad con el volumen del fenómeno (el impacto es más elevado cuanto más importante cuantitativamente es el fenómeno en cuestión). Nótese que los parámetros mostrados son derivadas parciales, y los cambios que producen son evaluados en las medias muestrales respectivas. Es por ello que en la Tabla 3 se ha calculado en tanto por ciento, el cambio que provoca un año más de educación en el porcentaje total de individuos que se encuentran en cada una de las condiciones definidas por las variables dependientes. Nótese que como casi no existen diferencias entre los valores que arrojan las especificaciones 1 y 2, se ha realizado para ellas un cálculo conjunto, diferenciándolas de la correspondiente a la especificación 3.

Tabla 3: Cambios proporcionales en la probabilidad de ser precario y de tener un buen empleo, según sexo. Argentina, período 2003-2006.

Variable	Especificación	Todos	Hombres	Mujeres
Preca1	Promedio	6,2	6,1	5,9
Preca1	1 y 2	7,0	7,5	6,0
Preca1	3	4,5	3,3	5,4
Preca2	Promedio	8,3	7,0	9,0
Preca2	1 y 2	8,8	8,3	8,8
Preca2	3	7,4	4,3	9,2
Good1	Promedio	9,7	7,0	13,2
Good1	1 y 2	10,7	7,5	14,7
Good1	3	7,8	5,9	10,3
Good2	Promedio	10,8	8,9	13,2
Good2	1 y 2	12,6	10,3	15,3
Good2	3	7,4	6,0	9,1

Fuente: Tabla A7, Apéndice de tablas.

Para lo que se denominó “precariedad genuina” no se aprecian diferencias importantes por género. Un año de educación estaría reduciendo un 6% la probabilidad que tiene un individuo promedio de desempeñarse en una ocupación precaria. Tampoco aparecen diferencias notables en lo que hace al otro tipo de precariedad laboral (la que incluye los puestos generados por los planes de empleo). Las diferencias por sexo son ostensibles en la probabilidad de insertarse en un buen puesto. La disparidad mayor se registra con la probabilidad de insertarse en un empleo con una jornada con duración entre las 35 y las 44 horas semanales de trabajo y que se trate de un empleo regular (no precario); situación capturado por la variable Good2. Mientras que un año más de educación eleva en un 15% la probabilidad de una mujer de ocupar un puesto bueno en este sentido, aumenta en un 10% la de un hombre (siempre con respecto a la categoría de base).

Otro aspecto a destacar y que se desprende de la lectura de la Tabla 3 tiene que ver con las diferencias en la especificación del modelo. Como ya se había observado en los retornos monetarios, cuando se controla –por la estructura del empleo (tamaño, rama, calificación de la tarea), el retorno de la educación se reduce marcadamente. Si bien persiste la significatividad de la educación, su poder de mejoramiento de la calidad del puesto claramente se resiente.

4.6- Un pseudo meta-análisis

Usando las estimaciones de la TRED hechas para esta investigación (y que se muestran en las tablas A.1, A.2a y A.2b) se pretende en este acápite resumir los hallazgos en lo atinente a los retornos monetarios a la educación. Para ello se procedió mediante lo que se denominó un *pseudo meta análisis*. Esto es, no se trata de un meta análisis en el sentido puro, porque la base de datos no proviene de otras investigaciones ni surgieron de la revisión de la literatura realizada. La variable a explicar son las tasas de retornos obtenidas con las bases de datos ya mencionadas (Encuesta de Condiciones de Vida y Encuesta Permanente de Hogares en sus modalidades Puntual y Continua), con las estrategias de estimación consideradas (Mínimos Cuadrados Ordinarios, Método de Heckman, Regresión por Cuantiles), por género y con las variables dependientes posibles y relevantes: El salario por hora y el salario por mes. Cabe aclarar que los resultados a obtener no persiguen el objetivo que normalmente se fijan al correr una regresión tradicional. Más bien es una utilización del método que usa el análisis de regresión para evaluar los cambios que provocan en el valor estimado de la tasa de retorno, los cambios en los entornos mencionados: base, estrategia de estimación, variables dependientes y género.

Las variables incluidas en este análisis de meta regresión aparecen en la tabla A.8, y los resultados del resumen puede verse en la Tabla 4 siguiente.

Tabla 4: Resultados de la meta regresión

Variable	Parámetro	Desvío est.
Hombre	-0,002	0,001
Mampt	-0,052 ***	0,002
Mampf	-0,003 *	0,002
Ecv	0,005 ***	0,002
Ephp	0,003	0,002
Hm	-0,004 **	0,002
Qr	-0,001	0,002
Ln w hor	0,005 ***	0,002
Ordenada	0,099 ***	0,001
R ² ajustado	0,905	
F (8, 99)	128,36 ***	

Fuente: Construcción propia en base a Tablas A1, A2a y A2b, Apéndice de Tablas.

Nota: Se rechaza H₀: Parámetro = 0 al: *** 1%, ** 5%, * 10%. Ausencia de estrella: No se rechaza H₀. El significado de las variables puede verse en la Tabla A.8 del Apéndice de Tablas.

Aparece así expresado más claramente lo que se dijo a lo largo del texto. Las diferencias entre géneros no son significativas, como tampoco difieren entre sí las TRED calculadas con las EPHP y la EPHC, ni se aprecian diferencias entre las TRED computadas con la Regresión por Cuantiles y los MCO. Resultan interesantes dos puntos: la TRED es altamente sensible al control de la ocupación y también, aunque en mucha menor medida, al control de variables del entorno familiar y geográfico del individuo. Asimismo, el uso del salario por hora tiende a disminuir el valor de la TRED comparado con el que se obtiene del uso del salario por mes. El impacto más fuerte se aprecia para el control de las ocupaciones, para el cual, la TRED disminuye en 5,2 puntos porcentuales respecto al promedio que se obtiene con las medias muestrales.

5- Conclusiones

Los retornos monetarios a la educación se estimaron en este trabajo empleando dos (o tres) fuentes de información²⁴, dos versiones de la variable dependiente, tres estrategias de estimación y cuatro especificaciones del modelo. Como hallazgo más importante al respecto puede decirse que se sobreestima la tasa de retorno a la educación (TRED) si no se incluye entre los regresores la inserción ocupacional. La característica de inserción más importante parece ser la complejidad de la tarea realizada por los ocupados y el sesgo provocado por su omisión es muy importante.

Pudo detectarse un cierto sesgo diferencial por género. La introducción de la complejidad de la tarea disminuye la TRED femenina más de lo que disminuye la TRED masculina, dando como resultado final una diferencia favorable a los varones. Esto puede estar mostrando que la mujer se inserta con mayor frecuencia que el hombre en empleos precarios y en los que la educación tiene poco o nulo poder para modificar en un sentido favorable la situación sociolaboral. Este es un hecho que llama a la reflexión dado que la ventaja educativa de las mujeres no se traduciría en una ventaja proporcional en los resultados logrados por ellas en el mercado de trabajo.

Se encontró también que la TRED aumentó entre 1975 y 1982, y cayó hasta 1994. Se observa también algún tipo de relación entre la TRED y la evolución de la economía en el corto plazo. Puede verse por ejemplo que los retornos aumentaron con la hiperinflación y disminuyeron de manera abrupta con el hiperdesempleo. Esto plantea ciertos interrogantes en el momento de juzgar los retornos laborales no monetarios, como por ejemplo el efecto que la educación ejerce sobre la participación de la población en la actividad económica y en la probabilidad de empleo. En el último tramo de la serie, 2003-2006 se aprecia una caída suave.

La educación ejerce impactos positivos sobre los aspectos no monetarios del mercado de trabajo: Disminuye la probabilidad de perder un empleo y aumenta la probabilidad de conseguir mejores empleos. También se registran en estos procesos algunos diferenciales por género, aunque en ese caso favorable para las mujeres. Por ejemplo, mientras que un año más de educación eleva en un 15% la probabilidad de una mujer de ocupar un puesto bueno, aumenta en un 10% la de un hombre. También tiene que ver en todo esto la especificación del modelo. Cuando se controla la calidad de la inserción el retorno de la educación se reduce marcadamente. Si bien persiste la significatividad de la educación, su poder de mejoramiento de la calidad del puesto claramente se resiente.

Hacia el final del trabajo se realizó un ejercicio que podría denominarse de meta-regresión. Se aprecia así que las diferencias de TRED entre géneros no son significativas, como tampoco difieren entre sí las TRED calculadas con las EPHP y la EPHC, ni se aprecian diferencias entre las TRED computadas con la Regresión por Cuantiles y los MCO. Resultan interesantes dos puntos: permaneciendo todo lo demás igual, la TRED es altamente sensible al control de la ocupación y también, aunque en mucha menor medida, al control de variables del entorno familiar y geográfico del individuo.

De los principales marcos conceptuales disponibles para abordar el análisis de la relación entre la educación y el mercado de trabajo los hallazgos obtenidos en esta investigación sugieren una cercanía más estrecha de la realidad con el esquema planteado en Knight (1979). Más precisamente, el impacto que la educación ejerce sobre las remuneraciones está matizado por el tipo de inserción laboral. La imposibilidad de rechazar esta hipótesis tiene un conjunto de implicancias no evaluadas en el presente trabajo:

Hay en el mercado laboral ocupaciones para las cuales la educación es un importante determinante de las remuneraciones; pero hay otro grupo de ocupaciones en las que no. Esto sugiere la existencia de

²⁴ Dos o tres según se considere o no diferentes a la EPH modalidad Continua y a la EPH modalidad Puntual.

cierta segmentación en el mercado de trabajo argentino. También se aprecian fuertes diferencias territoriales o regionales.

El poder redistributivo de la educación dependerá entonces no sólo de la oferta educativa de los individuos, sino también de la estructura del mercado laboral. En un mercado de trabajo segmentado, el mayor nivel educativo de los ocupados puede que termine generando sólo una mayor disparidad de ingresos. La ocurrencia de este fenómeno dependerá de la estructura de la demanda de trabajo y de la elasticidad de sustitución entre trabajadores más y menos educados. Saturada la demanda por trabajadores educados, un aumento del nivel educativo provocará solamente inflación de credenciales y sobreeducación. Será común entonces trabajadores desproporcionadamente calificados para las tareas que les toca realizar a la vez que, paradójicamente, buscando intrépidamente e inútilmente cuál es el curso que no han tomado aún para poder de esta manera diferenciarse del resto.

Apéndice de tablas

Tabla A.1: Argentina 2001, asalariados entre 25 y 64 años de edad que trabajan a tiempo completo. Retornos a la educación por género.

Estim.	VD/EE/ E	Todos		Hombres		Mujeres	
		β	de	β	de	β	de
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	1 - 1 - 1	0,102	0,003	0,098	0,005	0,110	0,005
2	1 - 1 - 2	0,099	0,003	0,095	0,004	0,105	0,005
3	1 - 1 - 3	0,050	0,004	0,051	0,004	0,046	0,006
4	1 - 2 - 1	0,098	0,003	0,087	0,004	0,108	0,006
5	1 - 2 - 2	0,096	0,003	0,089	0,004	0,103	0,004
6	1 - 2 - 3	0,044	0,004	0,043	0,004	0,045	0,004
7	1 - 3 - 1	0,107	0,002	0,105	0,003	0,115	0,004
8	1 - 3 - 2	0,101	0,002	0,101	0,003	0,109	0,003
9	1 - 3 - 3	0,054	0,002	0,057	0,003	0,043	0,004
10	2 - 1 - 1	0,100	0,003	0,098	0,004	0,105	0,005
11	2 - 1 - 2	0,097	0,003	0,096	0,004	0,101	0,005
12	2 - 1 - 3	0,051	0,003	0,054	0,004	0,043	0,006
13	2 - 2 - 1	0,092	0,002	0,090	0,003	0,098	0,005
14	2 - 2 - 2	0,090	0,003	0,088	0,004	0,095	0,006
15	2 - 2 - 3	0,046	0,003	0,048	0,002	0,039	0,007
16	2 - 3 - 1	0,105	0,002	0,105	0,003	0,107	0,003
17	2 - 3 - 2	0,098	0,002	0,100	0,003	0,104	0,003
18	2 - 3 - 3	0,053	0,002	0,058	0,003	0,041	0,004

Fuente: Construcción propia en base a la Encuesta de Condiciones de Vida 2001 (ECV2001)

Notas: La columna (2) muestra combinaciones posibles de:

Variable dependiente (VD)

1. Logaritmo de la remuneración por hora
2. Logaritmo de la remuneración por mes (incluye entre las explicativas el logaritmo de las horas trabajadas por semana).

Estrategia Empírica (EE)

1. Mínimos cuadrados ordinarios
2. Regresión por cuantiles
3. Modelo de selección de Heckman

Especificación (E)

1. Básica
2. Ampliada con restricciones familiares y *dummies* de región.
3. Ampliada con restricciones familiares, *dummies* de región e inserción laboral.

Las columnas (3), (5) y (7), muestran los retornos estimados para las combinaciones; y las columnas (4), (6) y (8) los desvíos estándar de las estimaciones.

Tabla A.2a: Argentina 2001, asalariados entre 25 y 64 años de edad que trabajan a tiempo completo. Retornos a la educación por género – Encuesta Permanente de Hogares, modalidad Puntual (EPHP).

Estim.	VD/EE/ E	Todos		Hombres		Mujeres	
		β	de	β	de	β	de
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	1 – 1 – 1	0,110	0,003	0,111	0,004	0,110	0,005
2	1 – 1 – 2	0,105	0,003	0,103	0,003	0,107	0,005
3	1 – 1 – 3	0,046	0,003	0,047	0,004	0,042	0,005
4	1 – 2 – 1	0,108	0,003	0,106	0,004	0,111	0,004
5	1 – 2 – 2	0,106	0,003	0,100	0,004	0,108	0,004
6	1 – 2 – 3	0,044	0,003	0,042	0,003	0,045	0,002
7	1 – 3 – 1	0,094	0,002	0,099	0,003	0,098	0,004
8	1 – 3 – 2	0,093	0,002	0,098	0,002	0,091	0,004
9	1 – 3 – 3	0,043	0,002	0,048	0,002	0,035	0,004
10	2 – 1 – 1	0,106	0,003	0,108	0,003	0,103	0,005
11	2 – 1 – 2	0,100	0,003	0,100	0,003	0,099	0,004
12	2 – 1 – 3	0,045	0,003	0,048	0,004	0,038	0,005
13	2 – 2 – 1	0,097	0,002	0,097	0,003	0,097	0,005
14	2 – 2 – 2	0,096	0,003	0,096	0,004	0,095	0,004
15	2 – 2 – 3	0,045	0,002	0,044	0,003	0,042	0,004
16	2 – 3 – 1	0,090	0,002	0,096	0,002	0,089	0,003
17	2 – 3 – 2	0,089	0,002	0,095	0,002	0,084	0,003
18	2 – 3 – 3	0,043	0,002	0,047	0,002	0,031	0,003

Fuente: Construcción propia con datos de la EPHP.

Notas: La columna (2) muestra combinaciones posibles de:

Variable dependiente (VD)

1. Logaritmo de la remuneración por hora
2. Logaritmo de la remuneración por mes (incluye entre las explicativas el logaritmo de las horas trabajadas por semana).

Estrategia Empírica (EE)

1. Mínimos cuadrados ordinarios
2. Regresión por cuantiles
3. Modelo de selección de Heckman

Especificación (E)

1. Básica
2. Ampliada con restricciones familiares y *dummies* de región
3. Ampliada con restricciones familiares, *dummies* de región e inserción laboral.

Las columnas (3), (5) y (7), muestran los retornos estimados para las combinaciones; y las columnas (4), (6) y (8) los desvíos estándar de las estimaciones.

Tabla A.2b: Argentina 2003-2006, asalariados entre 25 y 64 años de edad que trabajan a tiempo completo. Retornos a la educación por género. Encuesta Permanente de Hogares, modalidad Continua (EPHC).

Estim.	VD/EE/ E	Todos		Hombres		Mujeres	
		β	de	β	de	β	de
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	1 - 1 - 1	0,094	0,001	0,088	0,001	0,105	0,002
2	1 - 1 - 2	0,094	0,001	0,089	0,001	0,103	0,002
3	1 - 1 - 3	0,056	0,001	0,053	0,001	0,062	0,002
4	1 - 2 - 1	0,089	0,001	0,083	0,001	0,102	0,002
5	1 - 2 - 2	0,091	0,001	0,085	0,001	0,099	0,002
6	1 - 2 - 3	0,054	0,001	0,051	0,001	0,058	0,003
7	1 - 3 - 1	0,094	0,001	0,097	0,001	0,102	0,001
8	1 - 3 - 2	0,095	0,001	0,096	0,001	0,091	0,002
9	1 - 3 - 3	0,051	0,002	0,058	0,001	0,039	0,004
10	2 - 1 - 1	0,085	0,001	0,080	0,001	0,093	0,002
11	2 - 1 - 2	0,085	0,001	0,081	0,001	0,091	0,002
12	2 - 1 - 3	0,051	0,001	0,047	0,001	0,057	0,002
13	2 - 2 - 1	0,078	0,001	0,074	0,001	0,085	0,001
14	2 - 2 - 2	0,079	0,001	0,075	0,001	0,084	0,002
15	2 - 2 - 3	0,047	0,001	0,044	0,001	0,052	0,002
16	2 - 3 - 1	0,097	0,001	0,097	0,001	0,106	0,001
17	2 - 3 - 2	0,097	0,001	0,096	0,001	0,089	0,002
18	2 - 3 - 3	0,054	0,002	0,059	0,001	0,035	0,004

Fuente: Construcción propia con datos de la EPHC.

Notas: La columna (2) muestra combinaciones posibles de:

Variable dependiente (VD)

1. Logaritmo de la remuneración por hora
2. Logaritmo de la remuneración por mes (incluye entre las explicativas el logaritmo de las horas trabajadas por semana).

Estrategia Empírica (EE)

1. Mínimos cuadrados ordinarios
2. Regresión por cuantiles
3. Modelo de selección de Heckman

Especificación (E)

1. Básica
2. Ampliada con restricciones familiares y *dummies* de región y fechas de relevamiento (trimestre y años).
3. Ampliada con restricciones familiares, *dummies* de región y fechas e inserción laboral.

Las columnas (3), (5) y (7), muestran los retornos estimados para las combinaciones; y las columnas (4), (6) y (8) los desvíos estándar de las estimaciones.

Tabla A.3: Argentina 2001, asalariados entre 25 y 64 años de edad que trabajan a tiempo completo. Retornos a la educación según ciudad de residencia – **Modelo básico**.

Ciudad	Estrategia Empírica		
	MCO	QR	HM
Gran La Plata	0,092	0,086	0,082
Bahía Blanca – Cerri	0,086	0,077	0,079
Gran Rosario	0,100	0,103	0,104
Gran Santa Fé	0,093	0,089	0,086
Gran Paraná	0,092	0,089	0,091
Posadas	0,105	0,094	0,100
Gran Resistencia	0,124	0,111	0,120
Comodoro Rivadavia – Rada Tilly	0,108	0,111	0,104
Gran Mendoza	0,105	0,104	0,096
Corrientes	0,108	0,109	0,093
Gran Córdoba	0,092	0,083	0,074
Concordia	0,104	0,088	0,108
Formosa	0,121	0,126	0,110
Neuquén – Plottier	0,102	0,101	0,094
Santiago del Estero - La Banda	0,093	0,095	0,086
Jujuy – Palpalá	0,116	0,114	0,114
Río Gallegos	0,084	0,076	0,083
Gran Catamarca	0,092	0,089	0,074
Salta	0,117	0,121	0,111
La Rioja	0,086	0,078	0,082
San Luis - El Chorrillo	0,096	0,090	0,093
Gran San Juan	0,081	0,071	0,070
Gran Tucumán - Tafí Viejo	0,111	0,102	0,102
Santa Rosa – Toay	0,100	0,088	0,099
Ushuaia – Río Grande	0,077	0,073	0,075
Ciudad de Buenos Aires	0,117	0,130	0,109
Partidos del Conurbano	0,102	0,099	0,099
Mar del Plata – Batán	0,101	0,098	0,101
Río Cuarto	0,090	0,084	0,083

Fuente: Construcción propia en base a EPHP.

Notas:

MCO: Mínimos Cuadrados Ordinarios.

QR: Regresión por Cuantiles (*Quantile Regression*).

HM: Modelo de Heckman (*Heckman Model*)

Tabla A.4: Argentina 2001, asalariados entre 25 y 64 años de edad que trabajan a tiempo completo. Retornos a la educación según ciudad de residencia – **Modelo ampliado**.

Ciudad	Estrategia Empírica		
	MCO	QR	HM
Gran La Plata	0,055	0,056	0,055
Bahía Blanca – Cerri	0,058	0,048	0,053
Gran Rosario	0,078	0,080	0,081
Gran Santa Fé	0,034	0,038	0,028
Gran Paraná	0,045	0,046	0,045
Posadas	0,051	0,059	0,049
Gran Resistencia	0,041	0,051	0,041
Comodoro Rivadavia – Rada Tilly	0,058	0,054	0,054
Gran Mendoza	0,059	0,049	0,056
Corrientes	0,058	0,049	0,054
Gran Córdoba	0,045	0,049	0,036
Concordia	0,060	0,053	0,069
Formosa	0,043	0,039	0,037
Neuquén – Plottier	0,030	0,047	0,023
Santiago del Estero - La Banda	0,042	0,038	0,037
Jujuy – Palpalá	0,065	0,061	0,067
Río Gallegos	0,036	0,024	0,036
Gran Catamarca	0,045	0,047	0,038
Salta	0,027	0,012	0,027
La Rioja	0,037	0,028	0,034
San Luis - El Chorrillo	0,048	0,027	0,048
Gran San Juan	0,021	0,023	0,015
Gran Tucumán - Tafí Viejo	0,055	0,064	0,048
Santa Rosa – Toay	0,060	0,051	0,059
Ushuaia – Río Grande	0,035	0,035	0,032
Ciudad de Buenos Aires	0,036	0,055	0,033
Partidos del Conurbano	0,040	0,034	0,040
Mar del Plata – Batán	0,062	0,055	0,056
Río Cuarto	0,033	0,032	0,028

Fuente: Construcción propia en base a EPHP.

Notas:

MCO: Mínimos Cuadrados Ordinarios.

QR: Regresión por Cuantiles (*Quantile Regression*).

HM: Modelo de Heckman (*Heckman Model*)

Tabla A.5: Gran Buenos Aires 1974-2006. Retornos a la educación.

Años	Básica (B)		Ampliada (A)	
	Todos	Hombres	Todos	Hombres
1974	7,6	6,9	5,9	5,3
1975	6,3	5,6	5,3	4,4
1976	6,6	6,5	5,8	5,5
1977	7,9	7,9	6,5	6,1
1978	9,6	9,9	8,2	8,2
1979	Sd	Sd	Sd	Sd
1980	9,9	10,2	8,1	8,3
1981	10,6	10,5	8,2	7,9
1982	11,6	11,9	10,6	11,0
1983	9,5	9,7	7,6	7,3
1984	8,8	8,3	7,4	6,9
1985	9,5	9,6	7,5	7,6
1986	8,2	8,8	6,8	7,5
1987	10,2	10,5	7,5	8,0
1988	10,9	10,9	10,8	10,9
1989	10,9	11,8	8,2	9,6
1990	sd	9,0	sd	sd
1991	sd	10,0	sd	sd
1992	8,9	9,8	5,9	6,2
1993	8,7	9,2	4,8	4,7
1994	6,0	5,9	3,6	3,6
1995	10,4	10,5	5,5	5,4
1996	9,5	9,5	5,6	5,0
1997	10,2	10,6	6,1	6,3
1998	10,8	10,4	6,2	5,7
1999	10,1	9,9	5,6	5,5
2000	11,2	11,6	6,8	6,9
2001	11,6	11,8	6,2	6,0
2002	12,5	13,0	7,4	7,7
2003	10,1	9,7	5,7	5,1
2004	9,6	9,5	6,4	5,7
2005	9,4	9,5	6,1	5,8
2006	8,8	8,8	5,4	5,1
Media	9,5	9,6	6,7	6,6
Desvío	1,6	1,7	1,5	1,8
Máximo	12,5	13,0	10,8	11,0
Mínimo	6,0	5,6	3,6	3,6

Fuente: Construcción propia estimando funciones de Mincer (1974) con datos: a) 1974-2002, onda octubre (por lo general) de la Encuesta Permanente de Hogares, modalidad puntual; b) Desde 2003 a 2006, datos cuatrimestrales de la Encuesta Permanente de Hogares, modalidad Continua.

Tabla A6: Retornos monetarios por tipo de especificación y según máximo nivel. Argentina, 2003-2006

Nivel	Medio		Marginal	
	Básica	Ampliada	Básica	Ampliada
Total				
Secundario incompleto	10,2	7,3		
Secundario completo	11,5	8,3	13,4	9,9
Superior incompleto	11,4	7,8	11,4	6,9
Superior completo	11,9	7,2	13,2	5,3
Hombres				
Secundario incompleto	9,7	7,0		
Secundario completo	10,2	7,4	10,9	8,1
Superior incompleto	10,6	7,2	11,5	6,8
Superior completo	11,4	6,9	13,9	5,8
Mujeres				
Secundario incompleto	11,8	9,4		
Secundario completo	15,0	11,3	19,8	14,2
Superior incompleto	13,7	9,7	11,2	6,6
Superior completo	13,2	8,5	11,7	4,7

Fuente: Construcción propia con datos de EPHC.

Nota: Todos los cálculos se realizaron con MCO, usando el salario por hora como variable dependiente.

Tabla A.7: Retornos laborales no monetarios a la educación por género. Argentina 2003-2006

Estim.	VD/E	Todos		Hombres		Mujeres	
		β	Media	β	Media	β	Media
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	1 - 1	-0,003*	0,038	-0,002*	0,034	-0,003*	0,044
2	1 - 2	-0,003*		-0,002*		-0,003*	
3	2 - 1	-0,014*	0,198	-0,016*	0,213	-0,011*	0,184
4	2 - 2	-0,014*		-0,016*		-0,012*	
5	2 - 3	-0,009*		-0,007*		-0,010*	
6	3 - 1	-0,020*	0,227	-0,019*	0,228	-0,020*	0,226
7	3 - 2	-0,020*		-0,019*		-0,020*	
8	3 - 3	-0,017*		-0,010*		-0,021*	
9	4 - 1	0,044*	0,412	0,033*	0,437	0,056*	0,380
10	4 - 2	0,044*		0,033*		0,056*	
11	4 - 3	0,032*		0,026*		0,039*	
12	5 - 1	0,027*	0,215	0,019*	0,184	0,039*	0,252
13	5 - 2	0,027*		0,019*		0,038*	
14	5 - 3	0,016*		0,011*		0,023*	

Fuente: Construcción propia en base a la EPHC.

Notas: La columna (2) muestra combinaciones posibles de:

Variables dependientes (VD): 1. Cesante; 2. Preca1; 3. Preca2; 4. Good1; 5. Good2

Especificación (E): 1. Básica; 2. Ampliada con restricciones familiares, *dummies* de región y de fecha (año y trimestre); 3. Ampliada con restricciones (como en 2) e inserción laboral.

“Cesante” se estima solamente con E 1 y E 2, pues no se procesaron los datos de la ocupación previa. No obstante se considera importante ampliación para versiones posteriores de estimación.

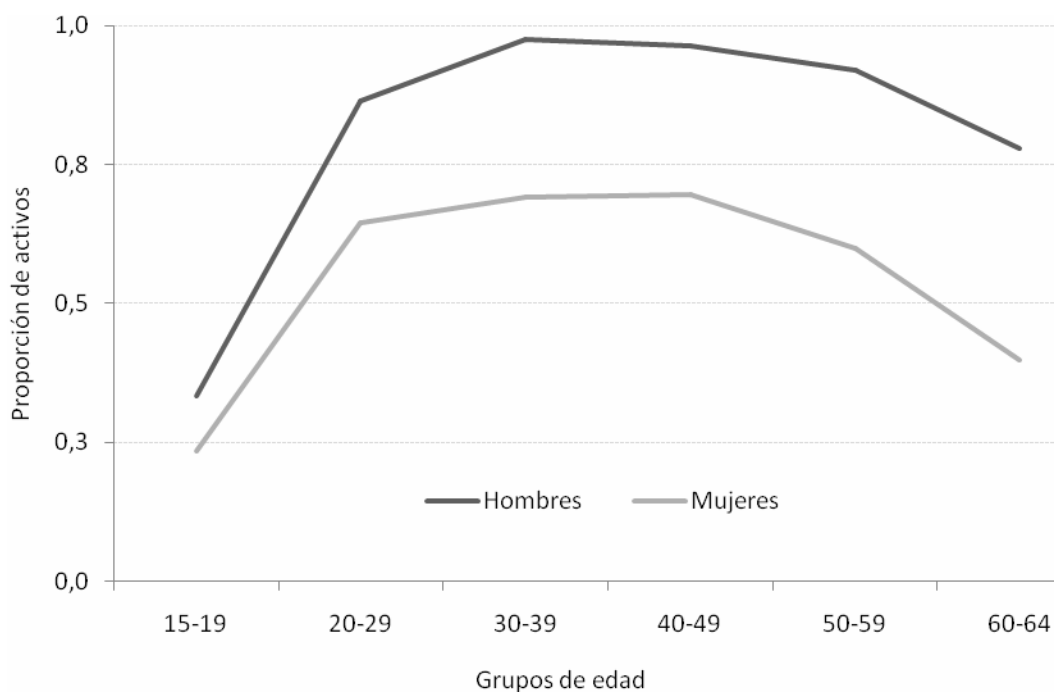
Tabla A8: Significado de las variables usadas en la pseudo meta-regresión

Variable	Valores de las <i>dummies</i>
Hombre	= 1 si la TRED corresponde a varones = 0 Grupo de control, mujeres
Mampt	= 1 si se trata del modelo ampliado con control de ocupaciones
Mampf	= 1 Si se trata del modelo ampliado sólo con familia = 0 Grupo de control, modelo básico (Minceriano)
Ecv	= 1 Si la TRED se computó con datos de la ECV 2001
Ephp	= 1 Si la TRED se computó con datos de la EPHP = 0 Grupo de control, EPHC
Hm	= 1 Si la estrategia de estimación fue el modelo de Heckman
Qr	= 1 Si la estrategia de estimación fue la Regresión por Cuantiles = 0 Grupo de control, MCO
Ln w hor	= 1 Si la variable dependiente fue el logaritmo del salario por hora = 0 Grupo de control, logaritmo del salario por mes

Fuente: Construcción propia en base a Tablas A1, A2a y A2b, de este Apéndice.

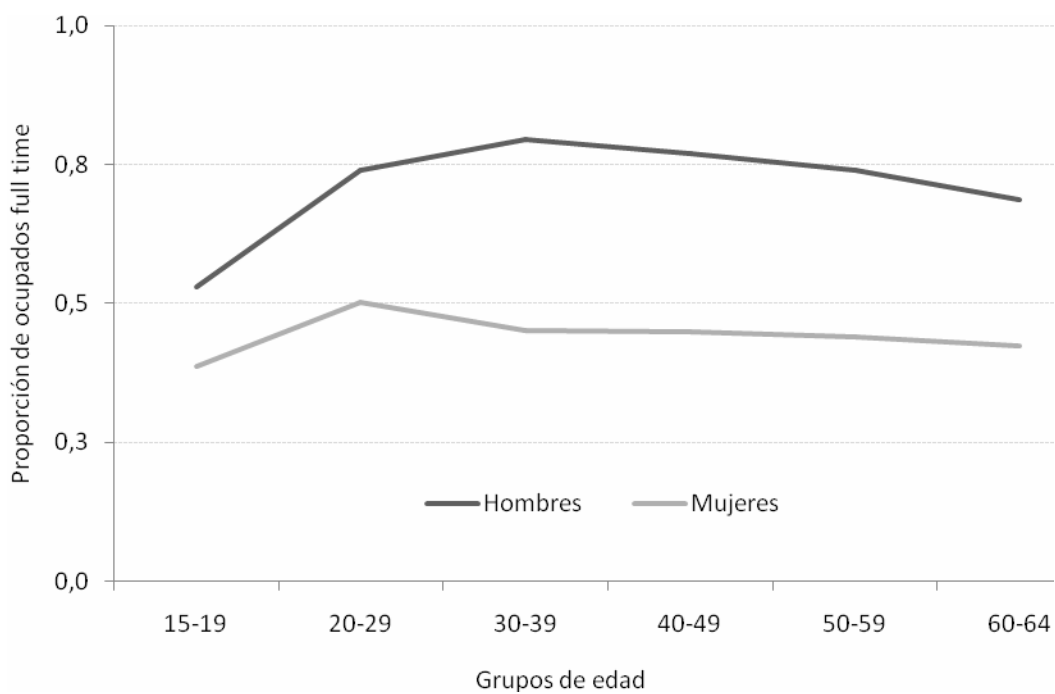
Apéndice de gráficos

Gráfico 1a: Tasas de actividad por edad y sexo. Algunas Ciudades de la Argentina 2003-2006



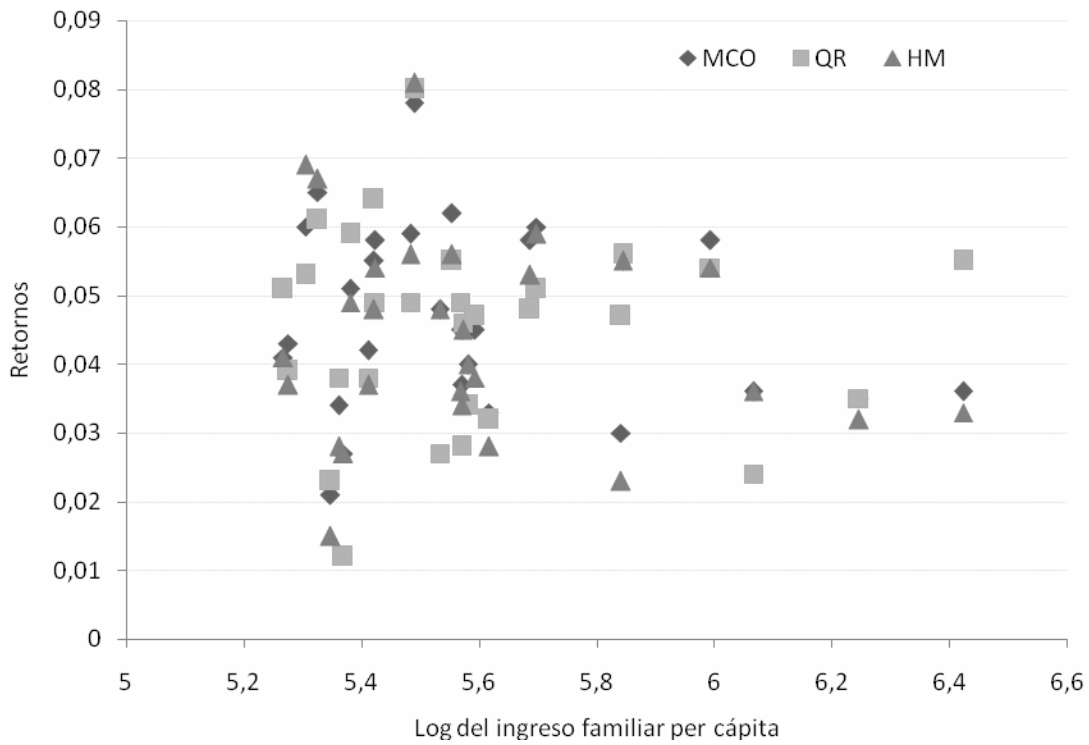
Fuente: Elaboración del autor con datos de la EPHC, INDEC.

Gráfico 1b: Tasas de trabajo a tiempo completo por edad y sexo. Algunas ciudades de la Argentina 2003-2006



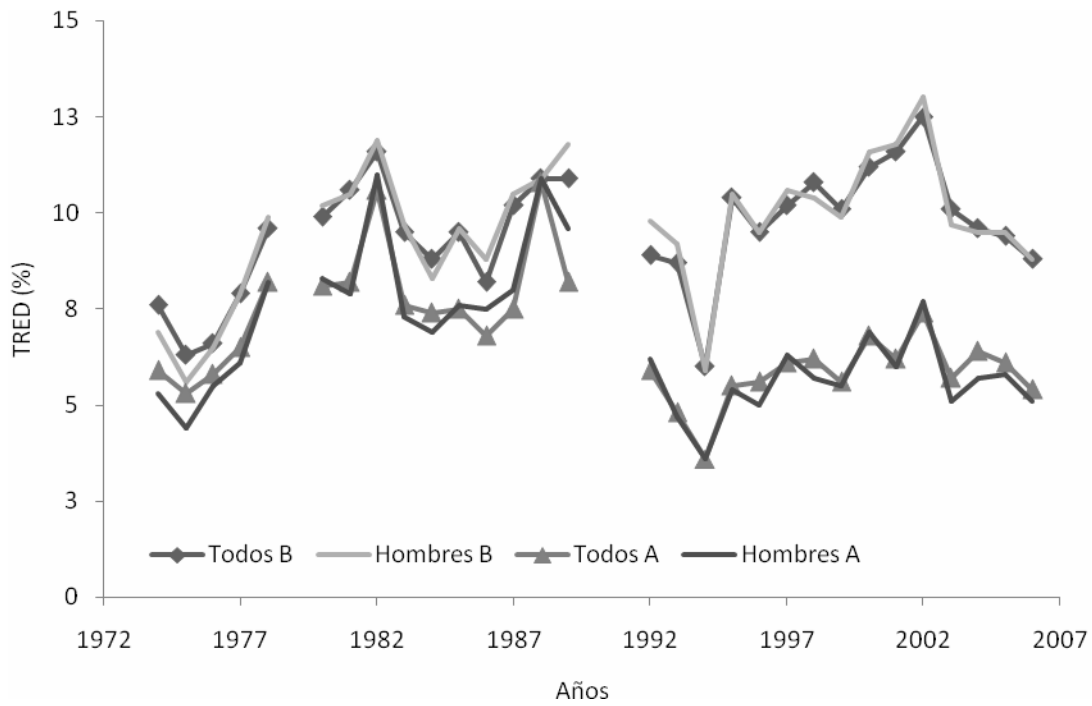
Fuente: Elaboración del autor con datos de la EPHC, INDEC.

Gráfico 2: Relación entre los retornos a la educación y el nivel socio económico de las ciudades



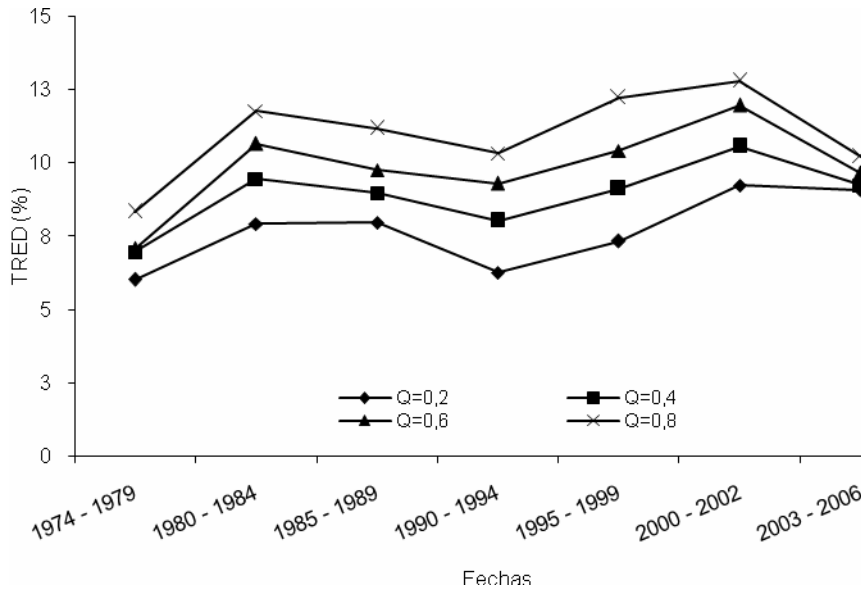
Fuente: Contrucción propia con datos de ECV 2001.

Gráfico 3: Retornos a la educación – GBA 1974-2006



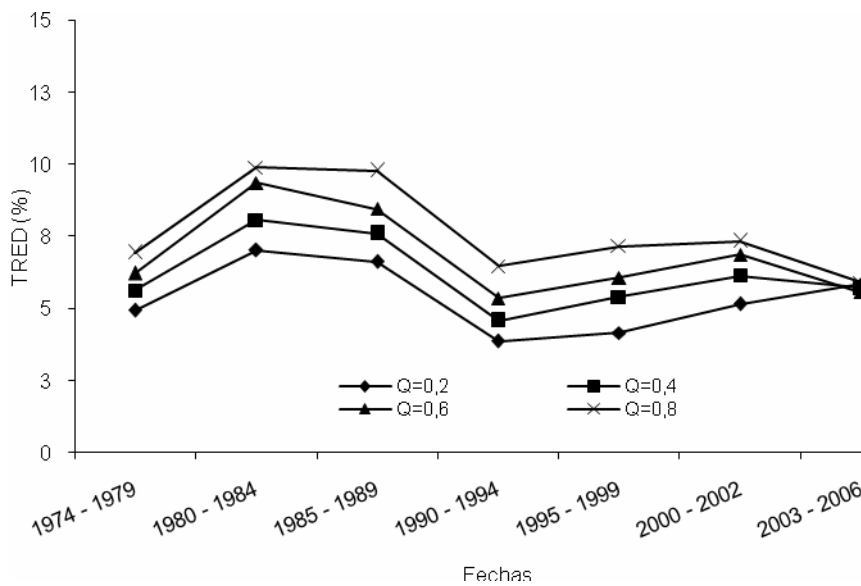
Fuente: Tabla A.5, Apéndice de tablas

Gráfico 4a: Tasas de retorno a la educación, GBA, períodos seleccionados, según cuantiles Especificación básica.



Fuente: Construcción propia estimando funciones de Mincer (1974) con datos: a) 1974-2002, onda octubre (por lo general) de la Encuesta Permanente de Hogares, modalidad puntual; b) Desde 2003 a 2006, datos cuatrimestrales de la Encuesta Permanente de Hogares, modalidad Continua (EPHC).

Gráfico 4b: Tasas de retorno a la educación, GBA, períodos seleccionados, según cuantiles Especificación ampliada.



Fuente: Construcción propia estimando funciones de Mincer (1974) con datos: a) 1974-2002, onda octubre (por lo general) de la Encuesta Permanente de Hogares, modalidad puntual; b) Desde 2003 a 2006, datos cuatrimestrales de la Encuesta Permanente de Hogares, modalidad Continua (EPHC).

Referencias

- Adrogué, C. (2006): *Desempleo y retornos a la educación superior en la Argentina (1974-2002)*, Anales, 41ª Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política: www.aaep.org.ar.
- Arrow, K. (1973): "Higher Education as a Filter", *Journal of Public Economics*, 2 (3): 193-216.
- 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.)
- Becker, G. y Chiswick, B. (1966): "Education and the Distribution of Earnings" *The American Economic Review*, 56 (1/2): 358-369.
- Blau, F. y Kahn, L. (1996): "Wage Structure and Gender Earnings Differentials: A International Comparison", *Economica*, 63: S29-S62.
- Buchinsky, M. (1994): "Changes in US Wage Structure 1963-1987: An Application of Quantile Regression" *Econometrica*, 62 (2): 405-458.
- Buchinsky, M. (1998a): "The Dynamics of Changes in the Female Wage Distribution in the USA: A Quantile Regression Approach" *Journal of Applied Econometrics*, 13 (1): 1-30.
- Buchinsky, M. (1998b): "Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guide for Empirical Research" *Journal of Human Resources*, 33 (1): 88-126.
- Cameron, C. y Triverdi, P. (2005): *Microeconometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Card, D. (1994): *Earnings, Schooling, and Ability*, NBER Working Papers Series, N° 4832.
- Claramunt, A. y Fornero, L. (1989): *Influencia de la educación en la distribución de ingresos en el Gran Mendoza*, Universidad Nacional de Cuyo, Facultad de Ciencias Económicas, Jornadas de Ciencias Económicas, Vol. II: 252-275.
- Chiswick, B. (1997): *Interpreting the Coefficient of Schooling in the Human Capital Earnings Function*, Education Group, Human Development Department.
- De Beyer, J. y Knight, J. (1989): "The Role of Occupation in the Determination of Wages" *Oxford Economic Papers*, 41 (3): 595-618.
- Delfino, J. (1997): "Educación, capital humano y crecimiento económico en Argentina", en Delfino, J. y Ferro, G.: *Rol de la educación y la capacitación en el crecimiento económico de la Argentina*, Ediciones Eudecor, Córdoba.
- Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas, FIEL (2002): *Productividad, Competitividad, Empresas. Los engranajes del crecimiento*, FIEL, Buenos Aires.
- Giovagnoli, P.; Fizben, A. y Patrinos, H. (2005): *Estimating the Returns to Education in Argentina: 1992-2002*. World Bank, Policy Research Working Paper 3715.
- Griliches, Z. (1977): "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometrica*, 45 (1): 1-22.
- Hanoch, G. (1967): "An economic analysis of earning and schooling", *Journal of Human Resources*, II (3): 310-329.

- Johnes, G. (1995): *Economía de la Educación*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Knight, J. B. (1979): "Job Competition, Occupational Production Functions, and Filtering Down" *Oxford Economics Papers*, 31 (2): 187-204.
- Margot, D. (2001): *Rendimientos a la educación en la Argentina: Un análisis de cohorte*, CEDLAS, Documento de trabajo N° 33.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earning*, Columbia University Press, Washington D. D.
- Paz, J. (2005): *Educación y mercado laboral. Revisión de la literatura y algunos hechos para la Argentina*. CEMA, Documento de trabajo N° 311. También disponible en: www.cema.edu.ar/publicaciones.
- Pessino, C. (1995): *Returns to Education in Greater Buenos Aires 1986-1993: From Hyperinflation to Stabilization*, CEMA, Documento de trabajo N° 104. También disponible en: www.cema.edu.ar/publicaciones.
- Psacharopoulos, G. (1984): "Education and economic growth in the developing countries" *Economics of Education Review*, 3 (4): 353-354.
- Psacharopoulos, G. (1994): "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, 22 (9): 1325-1243.
- Psacharopoulos, G. y Layard, R. (1979): "Human Capital and Earnings: British Evidence and a Critique" *Review of Economic Studies*, 46 (3): 485-503.
- Psacharopoulos, G. y Patrinos, H. (2002): "Returns to Investment Education: A Further Update", *Education Economics*, 12 (2): 111-134.
- Ranis, G. y Ramírez, A. (1997): *Economic Growth and Human Development*, Economic Growth Center, Yale University, Center Discussion Paper N° 787.
- Ranis, G. y Ramírez, A. (2000): "Economic Growth and Human Development", *World Development*, (28) 2: 197-219.
- Schultz, Th. (1961): "Investment in Human Capital", *The American Economic Review*, 51 (1): 1-17.
- Sosa Escudero, W. (2005): "Perspectivas y avances recientes en regresión por cuantiles" En Marchionni, M. (Editora): *Progresos en Econometría*, Temas, Buenos Aires: 101-138.
- Spence, M. (1973): "Job Market Signaling" *The Quarterly Journal of Economics*, 87 (3): 355-374.
- Streb, J. (2006): *Job market signals and signs*, Anales, 41ª Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política: www.aaep.org.ar.
- Trostel, Ph.; Walker, I. y Woolley, P. (2002): "Estimates of the economic return to schooling for 28 countries" *Labour Economics*, 9 (1): 1-16.
- Willis, R. (1986): "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions", Ch. 10 *Handbook of Labor Economics*, Vol. I: 525-602.