

INSTITUTO DE ESTUDIOS LABORALES Y DEL DESARROLLO ECONÓMICO (ielde)
Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales
Universidad Nacional de Salta (UNSa)
Salta
Argentina

Documentos de Trabajo

Retornos a la educación en Argentina. Estructura regional.

Jorge A. Paz

Diciembre de 2009
Nº 4

ielde – Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales - UNSa
<http://www.economicas.unsa.edu.ar/ielde>
UNSa: Av. Bolivia 5150, A4408FVY, Salta, Argentina
ISSN 1852-1118 (impreso), ISSN 1852-1223 (en línea)
Editor: Jorge A. Paz ielde@unsa.edu.ar

Retornos a la educación en Argentina. Estructura regional

Jorge A. Paz

Resumen

En este trabajo se estiman retornos a la educación en Argentina y se exploran algunas hipótesis derivadas del marco teórico-conceptual propuesto por el trabajo de Knighth (1979) y Beccaria (1986), según el cual es importante incorporar consideraciones acerca de la estructura productiva en la cual se insertan los ocupados.

Los datos provienen de la Encuesta Permanente de Hogares, modalidad puntual y corresponden al período 1995-2003. La metodología consiste en estimar funciones de Mincer total y por regiones y computar los retornos, tanto bajo la hipótesis de retornos lineales por año de educación, como así también por máximo nivel alcanzado.

El resultado más relevante es la relativa uniformidad de los retornos a la educación entre las regiones que se compararon y el diferencial regional en cuanto al efecto que introduce la consideración del sesgo por inserción laboral de los ocupados. También pudo constatarse una disparidad entre géneros en los retornos corregidos por sesgo.

Palabras claves: [Retornos a la educación] [Capital Humano] [Argentina]
Clasificación JEL: [J24] [R19]

Retornos económicos de la educación en Argentina. Estructura regional

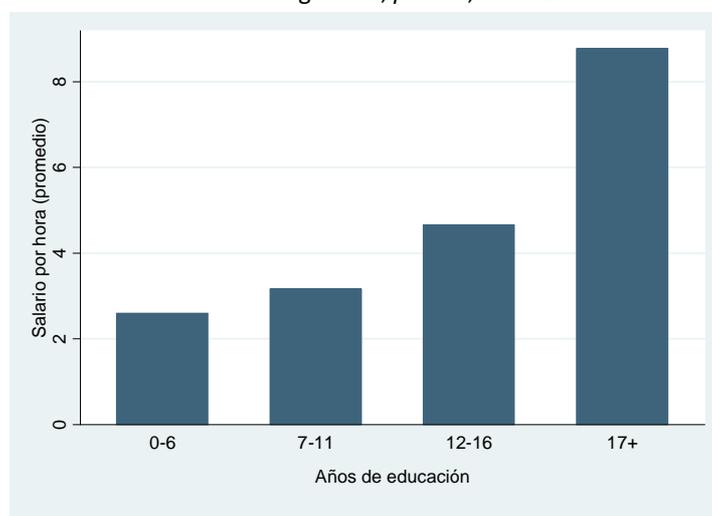
Jorge A. Paz

1. Introducción

El tema de este estudio es el vínculo entre la educación formal y el mercado de trabajo, y su objetivo puntual el de computar los retornos económicos a la educación (REE) para Argentina y sus regiones, usando microdatos del período 1995-2003.

Saber a cuánto ascienden los REE permite contestar al menos —y aunque más no sea en parte— una muy importante pregunta: cuál es el impacto que la educación ejerce sobre los salarios (o remuneraciones) de los individuos. La evidencia empírica al respecto es contundente: los mayores niveles educativos van acompañados (siempre) de salarios más elevados; dicho de otra manera, los trabajadores más educados perciben remuneraciones más altas que los menos educados¹. Argentina no es la excepción y, como puede observarse claramente en la Figura 1 este principio se cumple plenamente, lo que es un poderoso argumento para considerar a la educación formal como uno de los dispositivos (supuestamente) eficaces de las políticas redistributivas².

Figura 1
Salario según nivel educativo. Hombres de 25 a 54 años de edad.
Ciudades de Argentina, *pooled*, 1995-2003



Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, Encuesta Permanente de Hogares, modalidad Puntual (EPHP).

¹ Los estudios de Psacharopoulos y otros (Psacharopoulos, 1973, 1985, 1994; y Psacharopoulos y Patrinos 2002) presentan evidencias para cientos de países en momentos del tiempo diferentes. El trabajo de Cohn y Addison (1998) hace lo propio para países de la OECD.

² Los programas de becas para los sectores de menores ingresos familiares y los programas de transferencias monetarias condicionadas usan, aunque de manera implícita, este argumento que en la mayor parte de los casos funciona como un axioma.

Sin embargo ocurre también que países con alto y creciente nivel educativo (como Argentina) han experimentado derroteros económicos declinantes en nivel y creciente desigualdad en la distribución del ingreso (ver gráficos A.1a, A.1b A.5 y A.6 del Apéndice de Gráficos); esto es, exactamente lo opuesto a lo que predice la correlación positiva mayor educación – mayores ingresos³. Es por ello esencial pensar cuáles pueden ser las razones que podrían esgrimirse para compatibilizar hechos como éstos, con los planteamientos teóricos originales que sustentan el cálculo de la REE.

En este sentido, el debate teórico principal gira en torno a las razones que subyacen a la correlación positiva educación–salarios, o educación–remuneraciones. Desde la perspectiva del capital humano (o hipótesis de capital humano HCH) la educación formal contribuye de manera directa a aumentar la productividad del trabajo y facilita la adquisición de habilidades propias del puesto, lo que se constituye en una fuente adicional de mejora de la productividad. Los mayores salarios son sólo una consecuencia (o expresión monetaria si se quiere) de esa productividad potenciada por la educación. Si esto es así, la educación tendría efectos no sólo sobre la equidad, sino también sobre la eficiencia⁴.

A pesar de lo sugestivo e intuitivamente lógico de la HCH, la literatura de economía de la educación ofrece interpretaciones alternativas del vínculo. Entre ellas interesan más aquí las que muestran la plausibilidad de la correlación positiva educación-salarios aún manteniéndose inalterada la productividad de los perceptores de ingresos: la hipótesis de las señales (Spence, 1973), los mercados internos de trabajo (Piore, 1973), las habilidades innatas (Card, 1994) y el filtrado hacia abajo (Knight, 1979). Si la correlación educación-salarios es espuria, cabe la posibilidad de que una expansión educativa no se traduzca en distribuciones de ingresos menos desiguales y que no se verifique el efecto sobre el crecimiento del producto. En suma, podría ocurrir que el impacto de la educación sobre a eficiencia y la equidad termine siendo nulo y que la evolución del producto y de su distribución sea independiente del nivel educativo de la población.

A partir de las contribuciones en torno a la solidez del vínculo y a la validez teórica de la HCH, en este estudio se explora el sesgo que introduce el tipo de inserción laboral de los trabajadores en el cálculo de los REE. Esta es una implementación empírica de la propuesta teórica de Knight (1979) y de Beccaria (1985). Si bien ya se dispone de una buena cantidad de cómputos de retornos a la educación en Argentina (FIEL, 2002; López Boo, 2008; Pessino, 1995; Paz, 2007), y de estudios empíricos que exploran el sesgo por inserción (De Beyer y Knight, 1994 y Paz, 2009), la originalidad del presente documento reside en que se presentan por primera vez cómputos por aglomerados y regiones

³ No se ignora aquí el problema llamado de la “falacia del nivel equivocado”, esto es suponer como válidos comportamientos que se verifican en un nivel de análisis a otro nivel con una agregación mayor.

⁴ En lo atinente a los impactos de la educación sobre la eficiencia podría diferenciarse el efecto sobre el propio individuo educado (más productivo) y el efecto que la educación ejerce sobre la productividad de los otros individuos y de los demás factores productivos. Fue Lucas (1988) quien llamó la atención sobre esta externalidad.

estadísticas⁵ que incluyen, además, corrección por sesgo de selección muestral (para las mujeres), e inserción laboral de los ocupados (para ambos sexos).

La hipótesis de Knight-Beccaria permite conectar los salarios esperados a la estructura productiva, concibiendo a la educación como promotora de productividad sólo en algunas ocupaciones (Beccaria, 1985) y a la vez, como un insumo que ayuda y facilita a los individuos a ocupar puestos de trabajo que tienen asociados niveles salariales más elevados. Además incorpora la valoración subjetiva que cada individuo hace del valor que le reporta la educación formal (y de sus costos) y obtiene el equilibrio entre esa valoración y la valoración que hace el mercado a través de las ocupaciones (Knight, 1979) que conduce a los individuos a los que les cuesta menos educarse, con alto nivel educativo y ocupando las posiciones más elevadas en la estructura ocupacional; y a los que les cuesta menos educarse, con bajo nivel educativo y ocupados en las posiciones salarialmente menos favorecidas, que es lo que muestran los hechos (Figura 1).

Se considera que lo expresado en el párrafo precedente es un motivo más que suficiente para conectar los REE con los hechos ocurridos en la economía argentina hacia fines de los años noventa y principios de la presente década. Se parte de suponer que la recesión económica que experimentó el país desde 1998 y que culminó con la feroz crisis del último tramo de este período (2001/2002) impactó en los REE, como lo hicieron también otros fenómenos tales como la hiperinflación de fines de los años ochenta (Pessino, 1995) y el muy elevado nivel de desempleo de mediados de los noventa (Adrogué, 2005).

El artículo está organizado según el siguiente plan. En la próxima sección se presenta el marco conceptual alrededor del cual se plantea la estrategia de estimación de los REE. En la sección 3 se desarrolla el marco metodológico y se describen los datos empleados en las estimaciones. En la sección 4 se discuten algunos resultados y la sección 5 concluye. El documento contiene también dos apéndices: uno con los cuadros y tablas, y otro con los gráficos correspondientes. Ambos sirven de sustento a la interpretación que se hace de los datos.

2. Marco conceptual

El punto de partida de las mediciones de los REE es ciertamente la hipótesis de capital humano (HCH): la formación adquirida por las personas, ya sea en la escuela o en el puesto de trabajo, es un capital, y el proceso mediante el cual se acumula ese capital es la inversión en educación o conocimientos (Becker y Chiswick, 1966; Becker, 1975). Es decir, educarse implica sacrificar consumo actual por consumo futuro; la educación, o bien, de manera más general, la formación, puede ser vista como un proceso de intercambio (*trade-off*) de recursos presentes por recursos futuros. Desde

⁵ El concepto de “regiones estadísticas” es tomado de la manera en que lo emplea el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) en sus informes/comunicados de prensa (www.indec.gov.ar).

esta perspectiva teórica, 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 (Figura 1), 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 (HCH) sostienen que la educación acrecienta la productividad del trabajador lo que, bajo ciertos supuestos acerca de la estructura del mercado de trabajo, termina impactando positivamente 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. Un conjunto de trabajos surgido principalmente durante la primera mitad de la década de 1970, han apuntado su crítica a la HCH aduciendo que si bien la educación y los ingresos monetarios están altamente relacionados (Figura 1), podría tratarse de una relación espuria. Podría ocurrir, por ejemplo, que los individuos innatamente más hábiles estudien más y permanezcan más tiempo (deserten menos) en el sistema educativo justamente por ser más hábiles que el resto. A la vez podría suceder que sea esa capacidad innata sea la que los conduzca a ser más productivos en sus empleos y que ello termine impactando positivamente en sus ingresos monetarios. Es decir, sería la habilidad innata la que haría estudiar más a los individuos y también sería la fuente de la mayor productividad e ingresos monetarios (Griliches, 1977; Card, 1994).

Pero si esto fuera efectivamente así todavía restaría por contestar 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 es una de las maneras menos costosa para individuos y firmas 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. Los trabajadores más productivos, por su parte, encuentran en la educación una señal importante para diferenciarse de los trabajadores menos productivos. A su vez (y esto es crucial), 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 invertir en generarla. Puede demostrarse que concibiendo el problema de esta manera se llega a un equilibrio en el mercado laboral: los menos hábiles/capaces/productivos eligen no educarse y los más hábiles/capaces/productivos eligen hacerlo; los empleadores contratan a ambos para desarrollar tareas diferentes y pagan salarios más bajos a los trabajadores menos hábiles/capaces/productivos (que son menos educados), y salarios más altos a los más hábiles/capaces/productivos (que son los más educados). Visto desde “fuera” la educación tiene

efectivamente un retorno privado (Figura 1), 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 menos.

En una línea un tanto diferente Knight (1979) y Beccaria (1985) proponen la siguiente hipótesis: la educación aumenta la productividad de los individuos sólo en algunas ocupaciones y lo hace con intensidad variable. Por ejemplo, poco o nada agrega a la productividad de un cadete de banco el completar estudios de nivel medio y/o superior en administración o contabilidad. Tampoco agrega demasiado a la productividad de un ascensorista el haber obtenido un diploma de piloto de avión comercial. Sin embargo la revisión de las registraciones contables y la conducción de un avión comercial requieren de los individuos un cúmulo mínimo de conocimientos que se adquieren a lo largo de un proceso de formación. La capacitación que excede a ese mínimo indispensable hará a los individuos más productivos en una ocupación específica y el mercado premiará ese *plus* productivo-educativo con salarios más altos.

Ahora bien, el acceso de la población a niveles educativos más elevados (generalización de la educación) puede desembocar en dos resultados posibles: a) Una caída del premio por el *plus* educativo; b) Un avance de la población ahora más educada sobre las ocupaciones desempeñadas por personas menos educadas. Si los salarios son inflexibles a la baja el mercado no ajustará como lo predice la opción a), con lo cual, el exceso de oferta de población más educada en las ocupaciones mejor remuneradas se resuelve con la incorporación de la población más educada a las ocupaciones peor remuneradas (opción b). Es lo que Knight (1979) llama “*filtering down*”. Esta desvalorización (expresada como sobre-educación⁶) puede ser entendida como una inflación de credenciales educativas.

Si bien puede seguir analizándose la secuencia de hechos que aparecen como consecuencia de la generalización de la educación, interesa más en este estudio los que tienen que ver con las consecuencias de este fenómeno sobre los REE. La predicción a) del párrafo anterior, al reducir el pago por niveles educativos más altos, reduce la brecha que separa los salarios de los más educados y de los menos educados. Es por ese motivo que podría esperarse que la expansión educativa se transforme en una reducción de los REE. La predicción b) por el contrario conduce a una ampliación de la brecha. Los más educados desplazarían a los menos educados (los que pasarían a una ocupación todavía más baja o, en casos extremos al desempleo) y pasarían a ganar el salario asociado a la tarea. En términos agregados como ahora son más los que ganan menos y menos los que ganan más, los promedios se alteran provocando una brecha mayor que la existente antes de la expansión.

⁶ La sobre-educación es un fenómeno que puede ser definido de la manera siguiente: nivel educativo mayor que el requerido por una tarea específica. Puede expresarse en años de educación excedentes o *plus*-educación.

Pero hay un tema más a tener en cuenta: El *filtering-down* analizado por Knight (1979) viene provocado por la expansión educativa sin cambios en la estructura productiva. Pero es posible también que el *filtering-down* sea una consecuencia de una contracción de la estructura productiva permaneciendo sin cambios la oferta de conocimientos y educación.

Es en el eclecticismo del esquema de Knight (1979) donde radica su gran potencia. Incorpora elementos de la HCH (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 suma, 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, especialmente en aquellas en las que la escasez de mano de obra calificada no es el problema, sino más bien la estrechez de la estructura productiva incapaz de absorber la oferta creciente de mano de obra educada y provocando, en consecuencia, una *plus-educación*.

3. Métodos y datos

La estrategia empírica explicada a continuación apunta al objetivo principal del estudio: El cómputo de los REE para Argentina y regiones, usando microdatos del período 1995-2003. No obstante lo anterior, se usaron también otros métodos de tipo descriptivo para contestar algunos interrogantes que permiten contextualizar el problema. Esos métodos serán mencionados oportunamente en la sección dedicada a la discusión de resultados.

3.1.- El método de Mincer

Los REE se calcularon usando el procedimiento de Mincer (1974) que consiste en estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) una ecuación de salarios que permite conocer en qué medida la educación impacta sobre el salario/ingreso de los trabajadores. Dicha ecuación puede ser escrita de la manera siguiente:

$$\log w_i = \beta_0 + \beta_1 educ_i + \beta_2 exp_i + \beta_3 exp_i^2 + \sum_{j=4}^k \beta_j otros det_{ij} + u_i. [1]$$

Aquí la variable dependiente, $\log w_i$, es el logaritmo natural del salario horario del *i-ésimo* individuo. Las otras: $educ$, exp y exp^2 expresan los años de escolaridad, la experiencia potencial y su cuadrado,

respectivamente. La experiencia potencial es estimada usando la conocida expresión $exp_i = edad_i - educ_i - 6$. El subíndice j en la ecuación 1 representa la j -ésima variable tomada en cuenta en las ecuaciones de salarios.

En [1] el parámetro β_j es el REE buscado: la derivada parcial del logaritmo del salario respecto a la educación; o cómo cambia (porcentualmente) el salario al aumentar en un año el nivel educativo de la persona en una unidad (año).

En [1] aparece también explicitada “*otros det_{ij}*” que es el conjunto de variables que afectan el salario y que no son afectadas por la educación. La exclusión o inclusión de estos determinantes define la forma básica y ampliada de las ecuaciones mincerianas, respectivamente. Si no se los considera se está en presencia de la ecuación minceriana tradicional (forma básica) con educación y experiencia como determinantes de los salarios. Buena parte de la literatura estima este tipo de ecuaciones y obtiene el valor de los REE con el β_j que obtienen de esa manera. En este estudio se sostiene que esta manera de proceder incurre en un serio error de especificación, pues omite variables muy relevantes.

Entre los “*otros det*” considerados aquí figuran: el año de la encuesta, la onda de la EPH, la categoría de la ocupación, la rama de actividad, la región de residencia, ciertas características que hacen a la calidad del puesto y, ciertamente la más importante, la calificación de la tarea desarrollada⁷.

En este trabajo se computan también retornos por nivel educativo completo. El método es idéntico al descrito anteriormente y la ecuación de Mincer en este caso viene dada por:

$$\log w_i = \beta_0 + \beta_{11}e_pc_i + \beta_{12}e_sec_i + \beta_{13}e_suc_i + \beta_2exp_i + \beta_3exp_i^2 + \sum_{j=4}^k \beta_j otros\ det_{ij} + u_i. \quad [2]$$

En este caso: e_pc significa primaria completa; e_sec secundaria completa; y e_suc superior completa. Se excluye la categoría “menos que primaria completa”, la que estaría operando como referencia, por lo que de cumplirse la correlación mayor educación–mayor ingreso/salario, se espera que β_{11} , β_{12} y β_{13} arrojen signo positivo y sean estadísticamente distintos de cero.

Con la especificación log-lineal mostrada en [2] los retornos para cada nivel educativo completo vienen dados por:

$$TR_{pc} = \frac{(e^{\widehat{\beta_{11}}})}{s_{pc}}. \quad [3a]$$

$$TR_{sec} = \frac{(e^{\widehat{\beta_{12}}})}{s_{sec}}. \quad [3b]$$

$$TR_{suc} = \frac{(e^{\widehat{\beta_{13}}})}{s_{suc}}. \quad [3c]$$

⁷ Para un detalle sobre las variables incluidas en las regresiones puede verse la Tabla A.1 del Apéndice de Tablas. En esa tabla está también la definición operativa de esas variables.

Donde s_{pc} , s_{sec} y s_{suc} , son los años de educación de los niveles primario, secundario y superior, respectivamente. Los años considerados en este estudio son: 7 para la primaria, 12 para la educación media y 18 para la superior⁸.

3.2.- Las correcciones por sesgos

Los REE calculados tanto por [1] como por [2] son confiables en la medida en que la población ocupada sea representativa de la población total. Es justamente por ese motivo que se recorta la población bajo estudio a los comprendidos entre los 25 y los 54 años de edad. Antes de los 25, las actividades de acumulación de capital humano alteran el salario de reserva de los individuos; como después de los 54, el retiro de la actividad comienza a ser cada vez más frecuente. Pero si bien alrededor de la totalidad de los hombres entre 25 y 54 están en el mercado laboral, no ocurre lo mismo con las mujeres. En éstas, el valor de las tareas del hogar (por las razones que sean) suele actuar como un salario sombra que impacta fuertemente en las decisiones de participar en la actividad económica. Es así que puede suceder que las mujeres ocupadas no sean representativas del grupo de mujeres de 25 y 54 años de edad y que por consiguiente, los betas estimados (β_1 por un lado y β_{11} , β_{12} y β_{13} , por otro) tengan algún tipo de sesgo y sea necesario corregirlos.

Para llevar adelante la corrección por selección muestral se aplicó el método de Heckman (1979) que consiste en incluir en la ecuación de salarios la *Inverse Mills Ratio* (IMR o λ) obtenida tras estimar por máxima verosimilitud una ecuación probit de participación económica para las mujeres. La cuestión en términos simbólicos puede ser escrita de la manera siguiente:

$$\begin{cases} \log w_i = \beta_1 educ_i + \sum_{j=2}^k \beta_j otros det_{ij} + u_i. \\ activa_{i*} = x_i' \gamma + \varepsilon_i. \end{cases}$$

Donde la primera ecuación recibe el nombre de ecuación de regresión (que es equivalente a [1] o a [2]), y la segunda que es la ecuación de selección.

Es decir, la aplicación del método de Heckman (1979) requiere estimar esa *probit* (o *logit*) de participación utilizando todas las observaciones disponibles (participantes y no participantes en el mercado laboral: activas e inactivas; $i=1, 2, \dots, N$). Luego, tomar solamente el conjunto de activos incluyendo el λ (IMR) en la ecuación de Mincer [1] o [2], haciendo consistentes las estimaciones de los betas.

⁸ En este caso se sumó un año al tradicionalmente usado para la educación universitaria completa. La razón se debe a que existe una diferencia entre la duración teórica y real y se incluyen aquí también a los egresados del nivel superior no universitario.

Si bien con este procedimiento se obtienen estimadores consistentes de los betas de interés, no se resuelve aún el sesgo que introduce la inserción ocupacional de los individuos. Si se supone que tanto la elección de una ocupación por parte de un individuo como la asignación de las ocupaciones por parte del empleador dependen tanto del nivel educativo de las personas, como de factores no observables⁹, hay razones suficientes para sospechar que el valor de β_1 , y de otros parámetros de la ecuación de Mincer están contaminados por algún proceso de selección endógena.

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

Si bien el procedimiento de Bourguignon *et al.* (2007) arroja algunos resultados satisfactorios¹⁰, en este trabajo se ha optado por una alternativa consistente en estimar ecuaciones de Mincer separadas para cada tipo de calificación de la ocupación suponiendo que el individuo elige la ocupación de una manera exógena y que la educación entra como un insumo en dicha elección¹¹.

3.3 Los datos

Los datos usados en este estudio provienen de la Encuesta Permanente de Hogares, modalidad Puntual (EPHP). Esta encuesta (actualmente en su modalidad “continua”) es coordinada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) de Argentina, y ejecutada por las direcciones de estadísticas de las provincias. Se realiza en los aglomerados urbanos más poblados del país y recolecta información sobre la participación de la población en el mercado de trabajo, además de otras características sociodemográficas.

Los datos empleados aquí corresponden al período mayo 1995–mayo 2003. Si bien actualmente la EPH se realiza en 33 ciudades de Argentina, para este estudio se contó con información comparable de 23 aglomerados urbanos. Exceptuando 2003 (que fue captado la primera mitad por la modalidad puntual y la segunda mitad por la continua), para cada año se contó con dos cortes transversales: uno que corresponde al mes de mayo (onda 1) y otro a octubre (onda 2). Se construyó entonces una base de datos conjunta (*pooled*) de todo el período y se agruparon los aglomerados urbanos en las

⁹ Es difícil imaginar un individuo con muy bajo nivel educativo eligiendo ocuparse en puestos gerenciales o a un piloto de avión ofreciendo su fuerza laboral como maletero en un aeropuerto.

¹⁰ Una aplicación a la Argentina puede verse en Paz (2008).

¹¹ Que es el procedimiento que usan De Beyer y Knight (1989).

denominadas por INDEC “regiones estadísticas”: Noroeste Argentino (NOA), Nordeste Argentino (NOA), Cuyo, Región Pampeana, Patagonia y Gran Buenos Aires (GBA).

La muestra definitiva estuvo compuesta por adultos entre 25 y 54 años de edad, grupo en el cual se verifica la mayor tasa de actividad y que arroja el valor alternativo del tiempo más alto. Se hicieron estimaciones separadas por género, con muestras ponderadas de 167.397 hombres y 113.582 mujeres. La totalidad de casos incluidos fue ciertamente mayor: 219.539 hombres y 248.274 mujeres. Es importante aclarar esto dado que en las ecuaciones de selección para estas últimas se incluyeron todos los casos antes de operar directamente con las ocupadas. La distribución según regiones geográficas para las muestras no expandidas puede consultarse en las Tablas A.2a y A.2b del Apéndice de Tablas.

Para el análisis de las ocupaciones se ha considerado el 5° dígito de la Clasificador Nacional de Ocupaciones (CNO) incorporado en las bases de las encuestas a hogares en el año 2003 y que corresponde al usado en la Argentina en el año 2001, en ocasión del último Censo Nacional de Población. Este dígito tiene la peculiaridad de identificar la tarea en función del grado de complejidad que requiere su desempeño, distinguiéndose cuatro niveles: a) Profesional, b) Calificación Técnica, c) Calificación Operativa; c) No calificada. Esta clasificación no considera es el nivel educativo de las personas, sino por la complejidad de la tarea misma.

La definición de las variables incluidas en el análisis puede verse en la Tabla A.1 del Apéndice de Tablas. Figuran ahí también los valores medios para hombres y mujeres por separado, los que serán objeto de algunos comentarios en la próxima sección.

4. Resultados

Antes de presentar y discutir los resultados del cómputo de los REE en Argentina y sus regiones, se hará un repaso de los hechos estilizados considerados básicos para encuadrar la discusión posterior. Los primeros hechos pretenden mostrar la situación de los logros educativos alcanzados por la población del país usando para eso las siguientes preguntas ordenadoras de la discusión: ¿Ha habido expansión educativa en Argentina? ¿Cuál ha sido la especificidad regional si es que la hubo? Un segundo grupo de hechos tiene que ver con la estructura la estructura educativa relacionada con el mercado laboral: ¿Cómo ha evolucionado el nivel educativo según la condición de actividad de las personas? ¿Hay alguna evidencia de *filtering down* en Argentina?

4.1.- Los hechos estilizados

Una manera de saber si es que hubo expansión educativa en Argentina es computando algún indicador de logro educativo y siguiendo su trayectoria a lo largo del tiempo. Es lo que se hace en la Tabla 1 y en el Gráfico A.2a y A.2b (Apéndice de Gráficos), usando la información provista por la EPHP entre

1995 y 2003. En la Tabla 1 se muestran, diferenciados por género, los años de escolaridad promedio (media aritmética simple) para la población con mayor frecuencia de participación en el mercado de trabajo, y cuya fecha de nacimiento se ubica en algún tramo del período que arranca en la década de 1930.

Tabla 1
Años de escolaridad promedio por sexo, según cohorte de nacimiento.
Argentina (23 aglomerados)

Década de nacimiento	Hombres	Mujeres	Total
1930-39	8.4	7.8	8.1
1940-49	8.9	8.7	8.8
1950-59	9.6	9.9	9.8
1960-69	10.2	10.7	10.5
1970-79	10.2	10.9	10.6

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP.

Puede verse en esa tabla que el nivel educativo de Argentina (áreas urbanas) aumentó en un poco más de 2,5 años en 4 décadas aproximadamente. Además puede comprobarse con claridad que dicho aumento fue mayor entre las mujeres (3 años), haciendo que hacia el final del período de observación éstas tengan un nivel educativo mayor que el de los hombres. El cambio de la relación entre géneros aparece entre los nacidos en la década de 1950. Hasta ese entonces, el nivel educativo femenino había sido menor que el masculino.

También puede apreciarse claramente que la brecha entre géneros se fue ampliando de generación en generación. Por ejemplo, la diferencia de años de educación para los nacidos entre 1940 y 1949 era prácticamente nula, mientras que para los nacidos entre 1970 y 1979 se había ensanchado a 0,7 años. Este efecto de agrandamiento de la brecha educativa entre géneros puede verse más claramente en el Gráfico A.2a del Apéndice de Gráficos.

En todas las regiones de Argentina se aprecian comportamientos temporales análogos al descrito en la Tabla 1. En los gráficos A.3 y A.4 del Apéndice de Gráficos se muestra el aumento del nivel educativo de hombres y mujeres para las 6 regiones estadísticas consideradas en este estudio. En todas estas regiones aumenta con mayor celeridad el educativo femenino. El GBA es el que arroja la brecha entre géneros más elevada para la cohorte más reciente de nacidos: 1970. La brecha más baja se aprecia para el NEA, aunque es ésta la única región en la cual el proceso de aumento del nivel educativo general parece continuar a una tasa constante.

El aumento del nivel educativo comentado en los párrafos anteriores se verificó tanto para ocupados como para desempleados e inactivos (Tabla 2 y Gráfico A.2b del Apéndice de Gráficos). Si bien el nivel educativo más alto independientemente del año de nacimiento corresponde a los ocupados, los aumentos mayores se dieron entre los desocupados y los inactivos, sin diferenciar por género. No se descarta aquí la hipótesis acerca de que haya sido precisamente la expansión educativa la que haya

elevado el salario de reserva de hombres y mujeres generando este incremento relativamente más alto entre los desocupados y los inactivos.

Tabla 2
Años de escolaridad promedio por condición de actividad, según cohorte de nacimiento.
Argentina (23 aglomerados urbanos)

Década de nacimiento	Ocupados	Desocupados	Inactivos
1930-39	8.9	7.5	7.6
1940-49	9.4	8.0	8.0
1950-59	10.3	8.9	8.6
1960-69	11.0	9.7	9.2
1970-79	10.9	10.2	10.3

Fuente: Construcción propia INDEC, EPHP.

El nivel educativo más alto corresponde a mujeres ocupadas, mientras que el más bajo a mujeres inactivas y hombres desempleados. Si bien esta evidencia es escasa para arribar a conclusiones robustas, esto puede estar mostrando mayores exigencias de capital humano invertido para las mujeres comparadas con sus pares masculinos y, de ser esto así, cierta discriminación por género en el empleo. También podría estar mostrando que para las mujeres con menor nivel educativo el salario de mercado no logre compensar el valor de las tareas domésticas sacrificadas por participar en la fuerza laboral, lo que no es sino una manera en que opera la discriminación y la segregación por género. El mayor nivel educativo de las mujeres ocupadas se verifica desde épocas pasadas, sin embargo entre los hombres llama la atención el aumento que registró el grupo de inactivos que pertenecen a la generación nacida en la década de 1970.

Como puede apreciarse muy claramente en la Tabla 3, en Argentina no solo aumentó el nivel educativo sino que la educación se distribuyó más igualitariamente entre la población. Para ver este fenómeno se aplicó el procedimiento de Jolliffe y Krushelnytsky (1999) consistente en computar el coeficiente de Gini con estimación *bootstrap* de la varianza muestral.

Tabla 3
Coeficiente de Gini de los años de escolaridad por género, según cohorte de nacimiento.
Argentina (23 aglomerados urbanos)

Década de nacimiento	Hombres			Mujeres		
	Gini	LI	LS	Gini	LI	LS
1940-49	0.246	0.242	0.249	0.245	0.242	0.248
1950-59	0.225	0.223	0.227	0.230	0.228	0.231
1960-69	0.201	0.199	0.203	0.209	0.208	0.210
1970-79	0.175	0.173	0.177	0.180	0.177	0.182

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP. Nota: Los intervalos de confianza fueron estimados con *bootstrap* de 50 replicaciones cada una. LI=Límite inferior, LS=Límite superior, al 95% de confianza.

El fenómeno de distribución más igualitaria de la educación se observó tanto para hombres como para mujeres y tuvo una declinación monótona a lo largo de las cohortes de nacimiento incluidas en el

análisis. Para todas las cohortes se aprecia que la educación estuvo un poco más igualitariamente distribuida entre los hombres.

Un último hecho por analizar consiste en las pruebas acerca de la existencia de un *filtering down* en Argentina. Para hacerlo se calcularon años de escolaridad promedio por tipo de ocupación, caracterizando a las ocupaciones según el grado de complejidad de la tarea: O_1 , tareas que requieren calificación profesional; O_2 , tareas que requieren calificación técnica u operativa; O_3 tareas semi-calificadas; O_4 , tareas que no requieren ningún tipo de calificación para ser desarrolladas. Los resultados pueden verse en la Tabla 4.

Tabla 4
Años de escolaridad promedio por condición de actividad
según cohorte de nacimiento por calificación de la tarea.
Argentina (23 aglomerados urbanos)

Cohorte	Hombres				Mujeres			
	O_1	O_2	O_3	O_4	O_1	O_2	O_3	O_4
1940-49	15.5 (2.9)	11.2 (3.7)	7.9 (3.2)	6.9 (3.3)	15.9 (2.2)	13.3 (3.2)	9.5 (3.6)	6.8 (3.3)
1950-59	15.9 (2.3)	12.1 (3.5)	8.5 (3.1)	7.6 (3.3)	16.5 (1.6)	14.3 (3.1)	10.3 (3.4)	7.5 (3.2)
1960-69	16.0 (2.1)	12.8 (3.3)	9.3 (3.1)	8.4 (3.1)	16.6 (1.4)	15.0 (2.7)	11.2 (3.4)	8.5 (3.1)
1970-79	15.7 (2.1)	13.2 (2.7)	9.9 (2.9)	9.1 (2.9)	16.3 (1.6)	14.9 (2.5)	12.0 (2.9)	9.7 (3.1)

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP.

Nota: Entre paréntesis se reporta el desvío estándar.

Un primer comentario muy general: los datos disponibles permiten apreciar un *filtering down* de intensidad variable según el género. Este proceso se verifica en la medida que el nivel educativo de las ocupaciones menos calificadas aumentó más que el promedio: mientras que las ocupaciones que requieren más calificación agregaron 0,2 (hombres) y 0,4 (mujeres) años de educación, la educación añadida a las ocupaciones menos calificadas fueron 2,1 (hombres) y 2,9 (mujeres) años de educación. Se aprecia también una reducción de la variabilidad promedio dentro de los grupos, tanto para hombres como para mujeres. Este hecho es coherente con los datos que se mostraron en la Tabla 3 acerca de la menor desigualdad del nivel educativo observada globalmente. El proceso de *filtering down* se verifica en la medida en que los requerimientos de calificación de las tareas definidas hayan permanecido constantes. Este supuesto no parece demasiado exigente, en especial para las ocupaciones que requieren menos calificación: O_3 y O_4 , por ejemplo.

¿Qué pasó con los salarios para cada grupo ocupacional así definidos? En la Tabla 4 se muestra la evolución de un índice salarial que permite poner en perspectiva la dimensión monetaria del mercado laboral con la dimensión educativa evaluada en la Tabla 3.

Tabla 4
Evolución del salario por hora (base cohorte 1940-49)
según cohorte de nacimiento por calificación de la tarea.
Argentina (23 aglomerados urbanos)

Cohorte	Hombres				Mujeres			
	O ₁	O ₂	O ₃	O ₄	O ₁	O ₂	O ₃	O ₄
1940-49	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1950-59	99.1	97.5	97.2	101.9	88.4	97.2	98.4	88.3
1960-69	81.7	85.6	89.7	93.1	79.3	86.4	95.1	86.8
1970-79	64.3	78.8	80.4	80.0	61.0	76.8	86.2	76.2

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP.

Los datos proporcionados por la Tabla 4 sugieren una caída generalizada del salario por hora, la que afectó más a las ocupaciones más calificadas (O₁=profesionales) y con un derrotero temporal no muy diferente por género. Pero si bien el salario de las ocupaciones más calificadas sufrió el mayor deterioro generacional, puede verse en los Gráficos A7a (hombres) y A7b (mujeres) que los trabajadores con niveles más elevados ocupados en este tipo de tareas no sintieron el fuerte impacto de la reducción salarial. Es decir la educación ciertamente operó como un amortiguador de la caída generalizada de los salarios registrada para las cohortes sucesivas.

4.2.- Retornos a la educación en Argentina. Estructura regional

A nivel macroeconómico, el período abarcado por el presente estudio se caracterizó por una prolongada recesión que comenzó en 1998 y que culminó con la fuerte y estrepitosa crisis de 2001-2002. Desde 1995 y hasta 1998 la economía había experimentado una recuperación luego del abrupto y fuerte aumento de la desocupación que sobrevino a la crisis mexicana de ese año.

Mirado desde el mercado de trabajo, entre 1995 y 2003 el salario de los trabajadores fue disminuyendo *vis a vis* con la caída generalizada del producto de la economía. El derrotero del salario afectó al conjunto de los trabajadores, independientemente de sus ocupaciones. La retracción fue más fuerte en aquellas que requieren mayor calificación e impactó con más fuerza entre los trabajadores menos educados. Combinando estos hechos con los repasados en el acápite anterior, puede decirse que la educación morigeró el impacto de la crisis sobre el bienestar (Gráficos A.7a y A.7b).

Desde el punto de vista educativo hubo en Argentina expansión educativa y bien fue muy general, estuvo liderada por las mujeres. Además, se vio que la generalidad de esta expansión hizo retroceder los niveles de desigualdad educativa de la población. El aumento proigualitario del nivel educativo se verificó en todas las regiones de Argentina, siendo la Pampeana la que registró el nivel más elevado y el NEA la del aumento más importante, en especial el observado entre los hombres nacidos en la década de 1950. La expansión educativa impactó en los ocupados, desempleados e inactivos, y más en

estas dos últimas categorías que en la primera, y avanzó con mayor virulencia entre las ocupaciones menos calificadas y de calificación intermedia, lo que hace presumir un proceso de *filtering down*.

A. Los resultados más generales

Las tablas A.3a hasta A.9b (Apéndice de Tablas) muestran la información más importante que provee este estudio. Todas tienen una estructura idéntica: Las dos primeras columnas, (1) y (2), contienen las funciones de Mincer con la educación definida por años de escolaridad formal. Por su parte (2) se diferencia de (1) en que esta última no incluye el control por ocupaciones (calificación, rama, etc.), mientras que (2) sí lo hace. En las columnas (3) y (4) se cambia la definición de educación por el máximo nivel y, al igual que la diferencia entre las dos primeras, (3) no incluye el control por ocupaciones, mientras que (3) sí lo hace. Un resumen de los resultados se muestra en la Tabla 5 y en las Figuras 2a, 2b, 3a y 3b.

Tabla 5
Retornos a la educación (%) tasa anual y por niveles
según género y región. *Pooled*, 1995-2003.

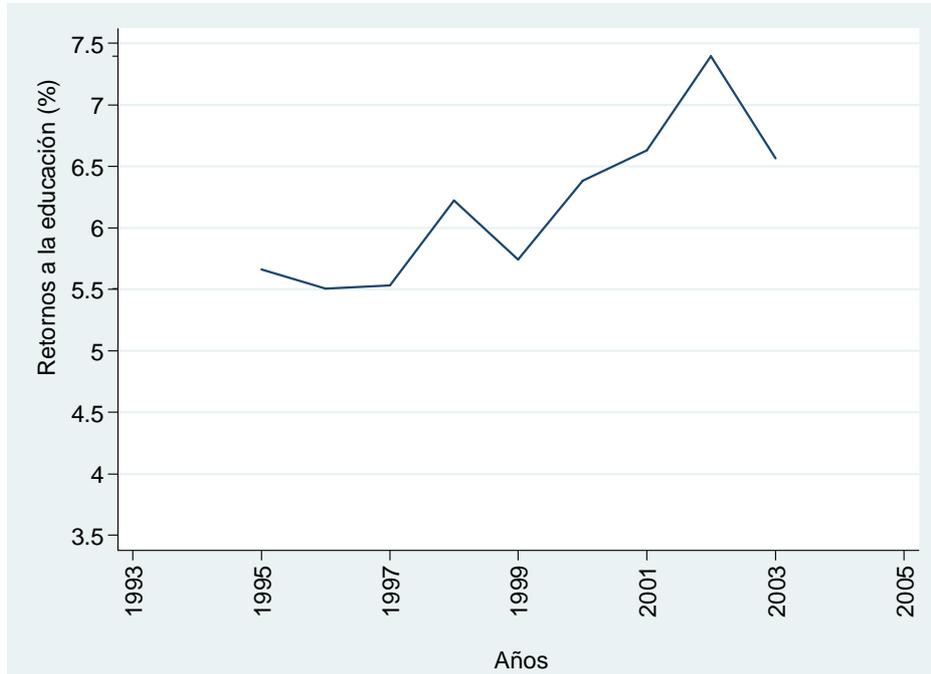
Género/Región	Tasa anual (años)	Niveles		
		Primario	Secundario	Superior
Hombres				
Total	6.0	16,1	11,9	11,0
NOA	5.4	15,5	11,1	10,5
NEA	5.4	16,2	11,8	10,8
Cuyo	6.2	16,4	12,2	11,1
Pampeana	5.1	16,0	11,6	10,1
Patagonia	5.2	16,6	11,6	10,6
GBA	6.2	16,0	12,0	11,2
Mujeres				
Total	4.7	(*)	10,1	8,6
NOA	3.7	(*)	9,4	7,9
NEA	4.2	(*)	9,9	6,3
Cuyo	4.0	(*)	9,4	7,9
Pampeana	3.2	13,8	9,0	7,2
Patagonia	4.4	(*)	9,4	8,6
GBA	5.2	(*)	10,4	9,1

(*) Parámetro no significativamente diferente de cero.

Fuente: Tablas 1a a 7b del Apéndice de Tablas.

Figura 2a

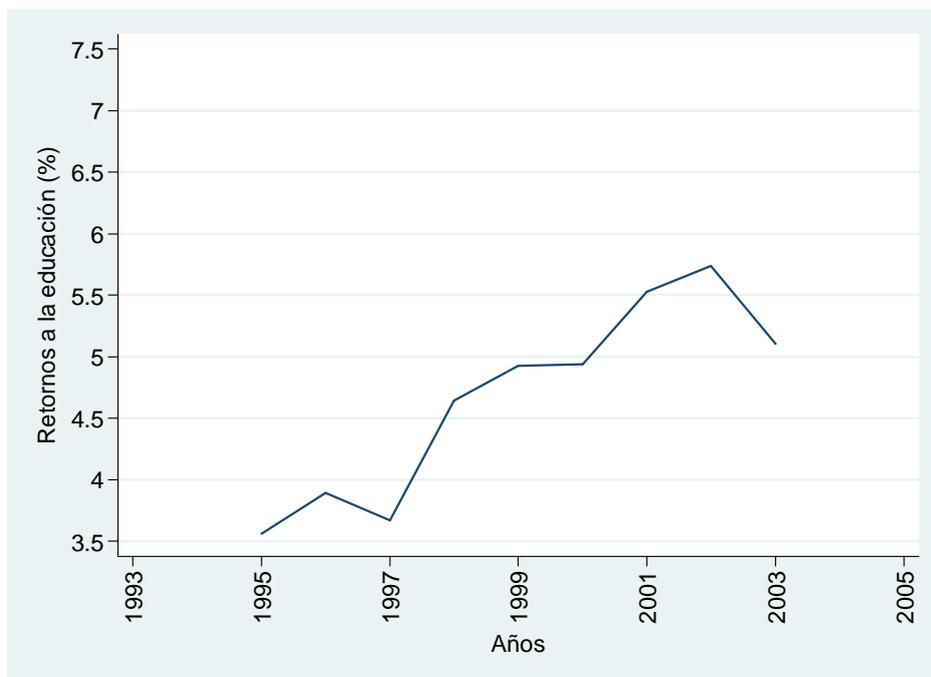
Retornos a la educación en Argentina. Hombres 25-54 años de edad.



Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP, años 1995-2003.

Figura 2b.

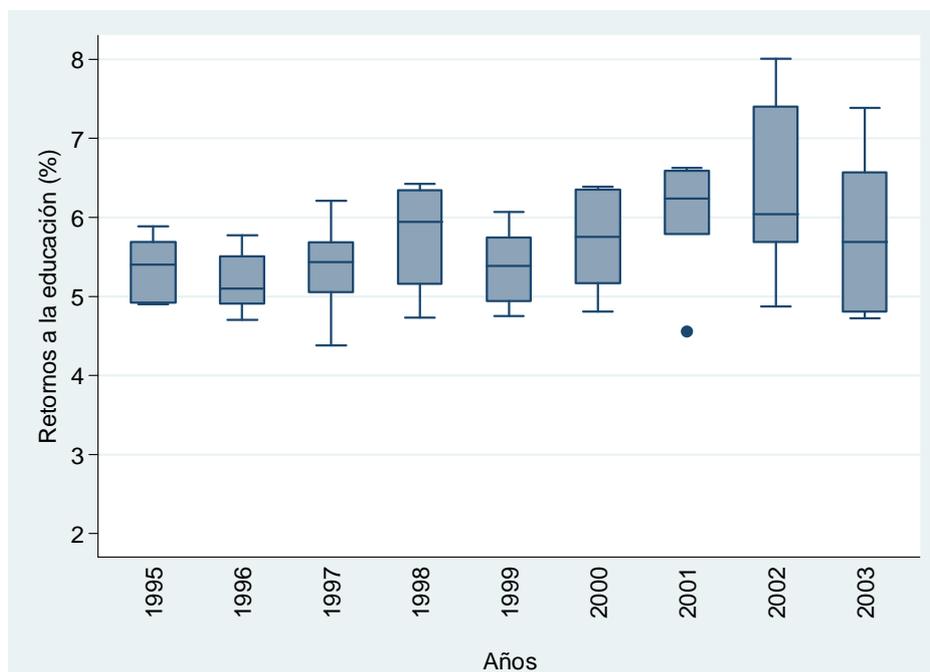
Retornos a la educación en Argentina. Mujeres 25-54 años de edad.



Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP, años 1995-2003.

Figura 3a.

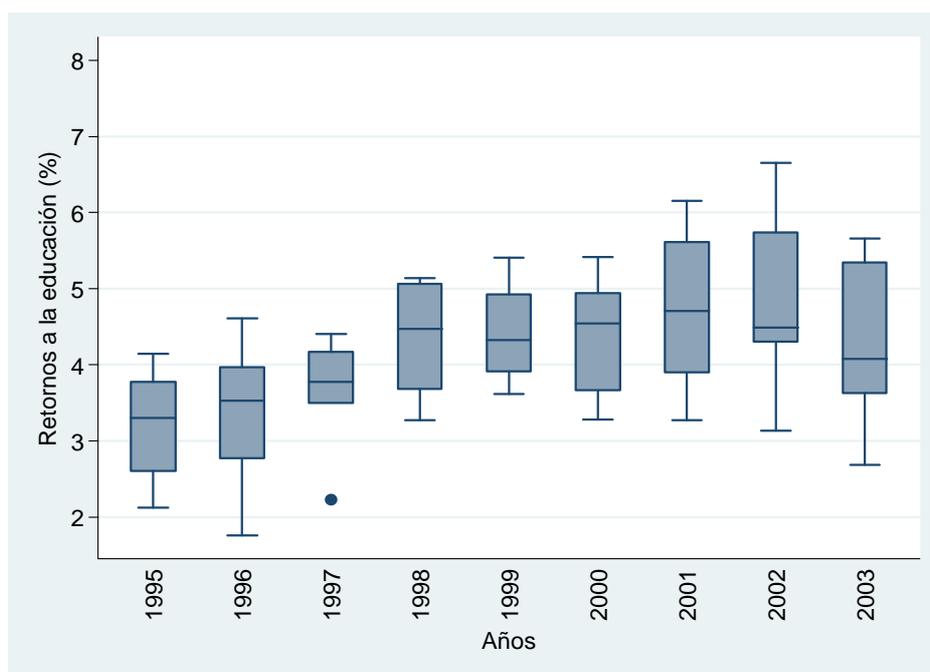
Estructura regional de los retornos a la educación en Argentina. Hombres 25-54 años de edad.



Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP, años 1995-2003.

Figura 3b.

Estructura regional de los retornos a la educación en Argentina. Mujeres 25-54 años de edad.



Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP, años 1995-2003.

Cabe aclarar que en todos los casos se computó aquí la tasa privada de retorno a la educación formal. Es decir no se incluyeron en los cálculos los subsidios otorgados a la educación pública y privada, como así tampoco la ganancia del Estado en concepto de impuestos, ni otro tipo de ganancias o beneficios sociales debido a externalidades difícilmente observables.

Puede verse que las tasas de REE se sitúan en torno al 5% por cada año de educación invertido, con un máximo de 6,2% (Cuyo, hombres) y un mínimo de 3,2% (Región Pampeana, mujeres); que las tasas masculinas son mayores que las femeninas, y que hay pocas diferencias regionales, no detectándose, por ende, disparidades por nivel de desarrollo relativo de las mismas. Esto último podría deberse a la cobertura más o menos generalizada del sistema educativo nacional, que si bien comporta disparidades regionales, éstas son menores a juzgar por la evidencia disponible en los estudios que trabajan con países como unidades de análisis (por ejemplo, Psacharopoulos y Patrinos, 2002)¹².

Siempre con la información resumida en la Tabla 5, puede apreciarse que los REE por nivel completo de educación siguen patrón decreciente: Disminuyen conforme aumenta el nivel educativo máximo alcanzado por las personas. Argentina es un país con un alto nivel educativo en América Latina y el Caribe, y el perfil que aparece en la Tabla 3 se asemeja al observado en los países más desarrollados del mundo¹³.

B. Los diferenciales por género y región

Como ya se adelantó, los REE de las mujeres (en general y en todos los niveles), se sitúan sistemáticamente por debajo del de los hombres. Además, en casi todas las regiones los REE femeninos del nivel primario completo son nulos con respecto al grupo de referencia: menos que primario completo. Las diferencias por género son notorias no sólo en cada año, sino también en el comportamiento temporal como se ve en las Figuras 2a y 2b. Además el género arroja resultados diferentes no sólo en nivel sino también en distribución de los retornos por regiones (Figuras 3a y 3b).

En cuanto al nivel es claro el aumento que registra el REE entre los años cubiertos por este estudio, tanto para hombres como para mujeres. El aumento de los REE femeninos comienza en 1997 y el masculino en 1999. Alcanza el máximo en 2002 y comienza a decrecer a partir de allí. Esto es, un aspecto que llama la atención es el comportamiento contra-cíclico de los REE. Para el total del país (Figuras 2a y 2b) y para las regiones (Figuras 3a y 3b) se aprecia que los retornos aumentan en las fases recesivas y se reducen en las expansivas.

¹² Estos autores encuentran retornos más elevados en los países más pobres del mundo. Es decir ahí donde la educación está menos generalizada y más desigualmente distribuida encuentran retornos más elevados. Un hallazgo por lo demás intuitivamente correcto a juzgar por la hipótesis de los rendimientos decrecientes.

¹³ Nuevamente, pueden consultarse los trabajos de Psacharopoulos, en especial los de Psacharopoulos y Patrinos (2002).

Los REE femeninos describen una dispersión regional mayor que los masculinos. Esto induce a pensar que los factores idiosincráticos de tipo regional/provincial impactan más los resultados laborales de mujeres que de hombres; o dicho de otra manera, el mercado laboral masculino tiene un comportamiento un tanto más universal o estructural que el femenino. Quizá esto está mostrando una situación intuitivamente perceptible: el que los factores culturales o propios de cada región limitan más el accionar de las mujeres que el de los hombres.

Si bien el patrón según el nivel es un rendimiento menor cuanto mayor es el nivel educativo (o bien el rendimiento disminuye *pari passu* conforme aumenta la escala educativa), la reducción entre el nivel medio (secundario) y superior es mucho más marcada entre las mujeres. Es decir que si bien las mujeres lideraron la expansión educativa y aventajan claramente a los hombres en nivel educativo, los REE que obtienen ellas por esa educación más elevada es marcadamente menor que el que obtienen los hombres.

C. Diferenciales por control de la inserción ocupacional

Si se comparan los resultados obtenidos controlando y no controlando por inserción ocupacional se obtiene siempre lo mismo: El control por inserción hace disminuir sistemáticamente esta rentabilidad. Por ejemplo, para el total de aglomerados pasa del 10% al 6% en hombres y del 9% al 5% en mujeres (Tablas A.3a y A.3b, en cifras redondas). Es decir que el control de la inserción reduce en un 41% la REE masculina y en un 47% la femenina. En esta comparación aparecen sí algunas divergencias regionales. El impacto mayor para los hombres se aprecia en la región Patagónica y el menor en Cuyo. Para las mujeres, el impacto mayor se registra en el NOA y el menor en GBA. En términos de políticas lo anterior implica que la ampliación de oportunidades que ofrece la educación difiere entre géneros y entre regiones y que en esto tiene mucho que ver la estructura productiva en la que termina inserto el trabajador.

Los REE por máximo nivel alcanzado permiten conocer en qué medida los valores sin corregir por inserción ocupacional están sobreestimado la verdadera rentabilidad de la educación; esto es la rentabilidad en la ocupación que al individuo le toca desempeñar. Así, los datos de las Tablas A.3a a A.9b permitieron computar los REE con y sin corrección, y con ello concluir lo siguiente: El sesgo es más fuerte conforme se avanza en el nivel educativo (para ambos sexos) y resulta más intenso, en valor absoluto, entre los hombres comparados con las mujeres. Ejemplos: la corrección por inserción reduce un 17% los REE masculinos y un 12% los femeninos, ambos del nivel medio; y un 45% los REE masculinos y un 38% los femeninos, del nivel superior. Esta regla no siempre se cumple para todas las regiones. En las regiones NEA y NOA los retornos femeninos de la educación superior están más sobreestimados que los masculinos.

6. Conclusiones

En términos muy generales, el documento invita a reflexionar acerca de la relación entre la educación y los mercados de trabajo desde una perspectiva que no ignore, como suele hacerse, la estructura productiva y el nexo innegable que existe entre ésta y las remuneraciones que percibe la población ocupada. Se plantea aquí que no considerar la inserción productiva específica de la fuerza de trabajo, introduce un importante sesgo en los retornos económicos a la educación. Además se observó que dicho sesgo es diferencial por género y región.

Los retornos a la educación en Argentina se sitúan entre el 6% y el 3% de acuerdo a las regiones estadísticas consideradas, con una media en el 5% aproximadamente. Estos valores están varios puntos por debajo de los cálculos convencionales realizados en otras investigaciones que no toman en cuenta la tarea que desarrollan las personas. Una ventaja importante de la fuente de datos usada en este estudio, la Encuesta Permanente de Hogares, es que permite clasificar a las ocupaciones de acuerdo al grado de complejidad de la tarea, desligándola en cierto sentido del nivel educativo de quien la ocupa en un momento dado del tiempo.

Un aspecto muy interesante tiene que ver con la dispersión regional de los retornos a la educación. Pudo apreciarse que si bien existe, esa diáspora es mínima, fluctuando entre un máximo de 6,2% (Cuyo, GBA) y un mínimo de 5,1% (Región Pampeana) entre los hombres; y un máximo de 5,2% (GBA) y un mínimo de 3,2% (Región Pampeana) entre las mujeres. Vale notar sin embargo que muchas de las investigaciones sobre el tema en Argentina usan como fuente de información la base de datos del GBA, la que arroja siempre resultados que se sitúan por encima de la media nacional.

También se observó que el sesgo por inserción ocupacional tiene una clara dimensión de género. Los retornos a la educación femeninos disminuyen más que los masculinos al controlar por inserción (y, naturalmente, por selección muestral), lo que termina ampliando la brecha de retornos entre hombres y mujeres. Si bien no se indagaron las razones que pueden estar provocando este efecto, ellas pueden tener que ver con la discriminación por género en el empleo, o con cuestiones culturales, difícilmente observables con los datos disponibles, que pueden estar operando en un sentido desfavorable a las mujeres, especialmente a las más educadas.

Apéndice de tablas

Tabla A.1
Variables usadas para el cómputo de la rentabilidad de la educación.
Definición y valores promedios todos los aglomerados según género.
(Pooled 1995-2003)

Rótulo	Definición conceptual	Tipo	Definición operativa	Media	
				Hombres	Mujeres
logw	logaritmo del salario horario	Escala		1.106	1.122
educ	Años de educación	Escala		9.799	10.278
epc	Educación, máximo nivel	Dummy	Primaria completa = 1	0.283	0.265
esec	Educación, máximo nivel	Dummy	Secundaria completa = 1	0.510	0.476
esuc	Educación, máximo nivel	Dummy	Superior completa = 1	0.114	0.169
	Referencia		[Menos que primaria]		
exp	Experiencia	Escala	Edad-educ-6	22.450	22.407
exp2	Cuadrado de la experiencia	Escala	exp x exp		
onda1	Onda	Dummy	Onda 1 (mayo) = 1	0.531	0.529
	Referencia		[Onda 2]		
y95	Año de la encuesta	Dummy	1995=1	0.106	0.107
y96	Año de la encuesta	Dummy	1996=1	0.106	0.104
y97	Años de la encuesta	Dummy	1997=1	0.113	0.112
y98	Año de la encuesta	Dummy	1998=1	0.117	0.119
y99	Año de la encuesta	Dummy	1999=1	0.120	0.121
y00	Años de la encuesta	Dummy	2000=1	0.122	0.123
y01	Año de la encuesta	Dummy	2001=1	0.125	0.124
y02	Año de la encuesta	Dummy	2002=1	0.127	0.126
	Referencia		[2003]		
o1	Ocupación	Dummy	Profesionales = 1	0.088	0.108
o2	Ocupación	Dummy	Calificados = 1	0.159	0.244
o3	Ocupación	Dummy	Semicalificado = 1	0.570	0.284
	Referencia		[No calificado]		
asa_f	Categoría de la ocupación	Dummy	Asalariado formal = 1	0.380	0.218
Indep	Categoría de la ocupación	Dummy	Trabajador independiente = 1	0.217	0.105
	Referencia		[Asalariado informal]		
asa_p	Categoría de la ocupación	Dummy	Asalariado permanente = 1	0.701	0.428
	Referencia		[Asalariado inestable]		
Pleno	Compromiso con el mercado laboral	Dummy	Ocupado pleno = 1	0.708	0.362
	Referencia		[Ocupado no pleno: Sub o sobre ocupado]		
ram_ap	Rama de actividad	Dummy	Actividad primaria = 1	0.012	0.002
ram_cn	Rama de actividad	Dummy	Construcción = 1	0.141	0.003
ram_co	Rama de actividad	Dummy	Comercio = 1	0.159	0.095
ram_tr	Rama de actividad	Dummy	Transporte = 1	0.118	0.013
ram_fi	Rama de actividad	Dummy	Servicios financieros = 1	0.091	0.056
rama_pb	Rama de actividad	Dummy	Sector público = 1	0.084	0.049
rama_ed	Rama de actividad	Dummy	Educación = 1	0.027	0.093
rama_sa	Rama de actividad	Dummy	Salud = 1	0.029	0.063
rama_ot	Rama de actividad	Dummy	Otras ramas = 1	0.156	0.566
	Referencia		[Industria manufacturera]		
Cohorte	Entrada al mercado laboral	Escala	Año de entrada		
reg40	Región de residencia	Dummy	NOA = 1	0.096	0.098
reg41	Región de residencia	Dummy	NEA = 1	0.040	0.040
reg42	Región de residencia	Dummy	Cuyo = 1	0.064	0.068
reg43	Región de residencia	Dummy	Pampeana = 1	0.172	0.168
reg44	Región de residencia	Dummy	Patagonia = 1	0.031	0.030
reg50	Referencia		[GBA]		
	Número de observaciones			219539	248274

Fuente: Construcción propia en base a INDEC, EPHP.

Tabla A.2a
Valores promedio de las variables usadas para el cómputo de la rentabilidad de la educación.
Hombres 25-54 años por región.
(Pooled 1995-2003)

Variable ¹	NOA	NEA	Cuyo	Patagonia	Pampeana	GBA
logw	0.803	0.738	0.855	1.037	1.330	1.215
educ	9.809	9.507	9.820	10.117	9.769	9.888
epc	0.270	0.278	0.274	0.261	0.259	0.295
esec	0.530	0.488	0.533	0.525	0.547	0.505
esuc	0.108	0.107	0.107	0.130	0.106	0.123
exp	22.131	22.583	22.524	21.982	22.088	22.310
onda1	0.524	0.520	0.511	0.539	0.526	0.530
y95	0.104	0.092	0.114	0.114	0.098	0.110
y96	0.108	0.117	0.082	0.094	0.113	0.110
y97	0.116	0.121	0.120	0.121	0.115	0.119
y98	0.120	0.123	0.124	0.125	0.118	0.125
y99	0.118	0.125	0.123	0.126	0.118	0.124
y00	0.124	0.121	0.123	0.129	0.120	0.123
y01	0.125	0.120	0.122	0.118	0.126	0.119
y02	0.121	0.117	0.128	0.112	0.122	0.112
o1	0.070	0.073	0.078	0.082	0.081	0.085
o2	0.206	0.236	0.196	0.143	0.256	0.139
o3	0.496	0.460	0.517	0.592	0.499	0.604
asa_f	0.394	0.444	0.406	0.431	0.435	0.500
indep	0.285	0.287	0.280	0.275	0.206	0.236
asa_p	0.784	0.825	0.836	0.842	0.839	0.864
Pleno	0.851	0.884	0.865	0.877	0.924	0.874
ram_ap	0.018	0.013	0.028	0.012	0.088	0.004
ram_cn	0.149	0.144	0.134	0.134	0.134	0.115
ram_co	0.188	0.189	0.183	0.172	0.132	0.168
ram_tr	0.101	0.091	0.100	0.110	0.091	0.145
ram_fi	0.065	0.055	0.070	0.084	0.059	0.113
rama_pb	0.160	0.215	0.119	0.120	0.213	0.068
rama_ed	0.047	0.045	0.042	0.035	0.036	0.025
rama_sa	0.035	0.039	0.026	0.040	0.035	0.032
rama_ot	0.109	0.115	0.104	0.104	0.094	0.107
Observaciones	40547	19205	23545	30884	29483	23733

Fuente: Construcción propia en base a INDEC, EPHP.

¹ Para saber qué significa cada variable véase Tabla A.1.

Tabla A.2b
Valores promedio de las variables usadas para el cómputo de la rentabilidad de la educación.
Mujeres 25-54 años por región.
(Pooled 1995-2003)

Variable ¹	NOA	NEA	Cuyo	Patagonia	Pampeana	GBA
logw	0.799	0.748	0.888	1.042	1.322	1.241
educ	11.208	11.026	11.384	11.554	11.157	11.269
epc	0.201	0.196	0.203	0.195	0.178	0.217
esec	0.471	0.447	0.473	0.453	0.515	0.451
esuc	0.250	0.257	0.264	0.285	0.236	0.262
exp	21.188	20.924	21.460	20.802	20.740	21.257
onda1	0.529	0.519	0.512	0.537	0.524	0.530
y95	0.094	0.088	0.102	0.109	0.087	0.101
y96	0.099	0.104	0.079	0.084	0.102	0.100
y97	0.110	0.107	0.115	0.112	0.106	0.109
y98	0.115	0.112	0.121	0.118	0.115	0.125
y99	0.119	0.120	0.125	0.124	0.121	0.128
y00	0.128	0.124	0.126	0.129	0.127	0.123
y01	0.127	0.128	0.128	0.129	0.134	0.120
y02	0.132	0.139	0.135	0.125	0.138	0.124
o1	0.078	0.085	0.092	0.101	0.087	0.111
o2	0.267	0.247	0.261	0.243	0.283	0.236
o3	0.255	0.291	0.280	0.285	0.278	0.283
asa_f	0.397	0.431	0.389	0.400	0.326	0.464
indep	0.186	0.160	0.191	0.218	0.120	0.201
asa_p	0.774	0.825	0.847	0.846	0.829	0.868
pleno	0.730	0.802	0.727	0.742	0.804	0.726
ram_ap	0.003	0.002	0.005	0.002	0.009	0.002
ram_cn	0.004	0.006	0.006	0.005	0.004	0.004
ram_co	0.180	0.143	0.169	0.161	0.141	0.142
ram_tr	0.012	0.008	0.017	0.019	0.017	0.025
ram_fi	0.044	0.042	0.065	0.074	0.062	0.111
rama_pb	0.123	0.176	0.108	0.107	0.200	0.071
rama_ed	0.218	0.199	0.205	0.186	0.208	0.166
rama_sa	0.114	0.123	0.099	0.129	0.107	0.110
rama_ot	0.248	0.264	0.237	0.249	0.211	0.252
Observaciones	28377	12717	15121	22255	19120	15992

Fuente: Construcción propia en base a INDEC, EPHP.

¹ Para saber qué significa cada variable véase Tabla A.1.

Tabla A.3a
Ecuación de salarios.
Hombres 25-54 años de edad, todos los aglomerados.
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.101*** (0.000)	0.060*** (0.001)		
Epc			0.183*** (0.007)	0.117*** (0.006)
Esec			0.544*** (0.007)	0.358*** (0.006)
Esuc			1.289*** (0.008)	0.685*** (0.009)
Exp	0.023*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.023*** (0.001)	0.015*** (0.001)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Region	Si	Si	Si	Si
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.282*** (0.012)	23.765*** (0.436)	0.285*** (0.012)	25.393*** (0.440)
Observaciones	168604	167397	168604	167397
R ² ajustado	0.268	0.400	0.246	0.389

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla A.3b
Ecuación de salarios con corrección por selección.
Mujeres 25-54 años de edad, todos los aglomerados.
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.089*** (0.001)	0.047*** (0.001)		
Epc			-0.018* (0.010)	0.001 (0.009)
Esec			0.313*** (0.010)	0.188*** (0.010)
Esuc			0.919*** (0.011)	0.438*** (0.012)
Exp	0.014*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.021*** (0.001)	0.009*** (0.001)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Region	Si	Si	Si	Si
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.245*** (0.017)	29.691*** (0.670)	0.382*** (0.017)	31.473*** (0.672)
Observaciones	184179	183569	184179	183569
Wald χ^2	30595.9***	62501.2***	28892.9***	60931.8***

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla 4a
Ecuación de salarios.
Hombres 25-54 años de edad, Noroeste Argentino (NOA).
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.098*** (0.001)	0.054*** (0.001)		
Epc			0.184*** (0.013)	0.081*** (0.011)
Esec			0.538*** (0.013)	0.288*** (0.012)
Esuc			1.270*** (0.016)	0.638*** (0.017)
Exp	0.031*** (0.002)	0.019*** (0.001)	0.032*** (0.002)	0.019*** (0.001)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.826*** (0.025)	16.080*** (0.870)	-0.287*** (0.025)	17.601*** (0.877)
Observaciones	40805	40547	40805	40547
R ² ajustado	0.217	0.380	0.193	0.370

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla A.4b
Ecuación de salarios con corrección por selección.
Mujeres 25-54 años de edad, Noroeste Argentino (NOA).
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.103*** (0.001)	0.037*** (0.001)		
Epc			0.086*** (0.020)	-0.004 (0.017)
Esec			0.501*** (0.020)	0.119*** (0.018)
Esuc			1.164*** (0.022)	0.349*** (0.022)
Exp	0.027*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.015*** (0.002)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.930*** (0.036)	23.767*** (1.303)	-0.331*** (0.036)	25.755*** (1.302)
Observaciones	47057	46922	47057	46922
Wald χ^2	8102.8***	19478.7***	7132.3***	19274.5***

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla A.5a
Ecuación de salarios.
Hombres 25-54 años de edad, Nordeste Argentino (NEA).
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.101*** (0.001)	0.054*** (0.002)		
Epc			0.250*** (0.017)	0.123*** (0.015)
Esec			0.650*** (0.017)	0.344*** (0.016)
Esuc			1.356*** (0.022)	0.667*** (0.024)
Exp	0.034*** (0.002)	0.021*** (0.002)	0.033*** (0.002)	0.019*** (0.002)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.906*** (0.038)	19.099*** (1.275)	-0.405*** (0.036)	20.255*** (1.284)
Observaciones	19333	19205	19333	19205
R ² ajustado	0.228	0.398	0.205	0.389

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla A.5b
Ecuación de salarios con corrección por selección.
Mujeres 25-54 años de edad, Nordeste Argentino (NEA).
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.102*** (0.002)	0.042*** (0.002)		
Epc			0.078*** (0.027)	0.003 (0.024)
Esec			0.544*** (0.027)	0.174*** (0.025)
Esuc			1.193*** (0.029)	0.426*** (0.032)
Exp	0.030*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.036*** (0.003)	0.018*** (0.003)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.909*** (0.054)	21.250*** (2.016)	-0.359*** (0.053)	23.732*** (2.019)
Observaciones	21801	21732	21801	21732
Wald χ^2	3991.3***	8210.0***	3626.9***	8080.2***

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla A.6a
Ecuación de salarios.
Hombres 25-54 años de edad, Cuyo.
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.097*** (0.001)	0.062*** (0.001)		
Epc			0.222*** (0.017)	0.137*** (0.015)
Esec			0.571*** (0.017)	0.379*** (0.016)
Esuc			1.246*** (0.021)	0.693*** (0.023)
Exp	0.029*** (0.002)	0.023*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.019*** (0.002)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.630*** (0.032)	18.791*** (1.103)	-0.106*** (0.032)	20.982*** (1.116)
Observaciones	23724	23545	23724	23545
R ² ajustado	0.217	0.356	0.185	0.340

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla A.6b
Ecuación de salarios con corrección por selección.
Mujeres 25-54 años de edad, Cuyo.
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.102*** (0.002)	0.040*** (0.002)		
Epc			0.028 (0.029)	-0.020 (0.025)
Esec			0.391*** (0.029)	0.121*** (0.027)
Esuc			1.076*** (0.032)	0.349*** (0.032)
Exp	0.023*** (0.003)	0.017*** (0.002)	0.030*** (0.003)	0.019*** (0.002)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.865*** (0.048)	24.879*** (1.749)	-0.168*** (0.049)	26.873*** (1.750)
Observaciones	27577	27504	27577	27504
Wald χ^2	4176.5***	9642.9***	3820.5***	9491.7***

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla A.7a
Ecuación de salarios.
Hombres 25-54 años de edad, Región Pampeana.
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.087*** (0.001)	0.051*** (0.001)		
Epc			0.197*** (0.014)	0.115*** (0.013)
Esec			0.520*** (0.014)	0.327*** (0.013)
Esuc			1.125*** (0.017)	0.593*** (0.018)
Exp	0.021*** (0.002)	0.015*** (0.001)	0.019*** (0.002)	0.012*** (0.002)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.328*** (0.027)	19.896*** (0.921)	0.142*** (0.026)	21.212*** (0.927)
Observaciones	31162	30884	31162	30884
R ² ajustado	0.203	0.333	0.181	0.323

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla A.7b
Ecuación de salarios con corrección por selección.
Mujeres 25-54 años de edad, Región Pampeana.
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.074*** (0.001)	0.032*** (0.002)		
Epc			-0.061*** (0.023)	-0.036* (0.021)
Esec			0.176*** (0.023)	0.073*** (0.022)
Esuc			0.707*** (0.025)	0.259*** (0.026)
Exp	0.017*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.025*** (0.002)	0.011*** (0.002)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.345*** (0.037)	27.197*** (1.418)	0.231*** (0.037)	28.534*** (1.421)
Observaciones	32836	32703	32836	32703
Wald χ^2	3476.9***	9018.2***	3439.5***	8871.3***

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla A.8a
Ecuación de salarios.
Hombres 25-54 años de edad, Patagonia.
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.098*** (0.001)	0.052*** (0.001)		
Epc			0.245*** (0.015)	0.151*** (0.014)
Esec			0.564*** (0.016)	0.328*** (0.014)
Esuc			1.295*** (0.019)	0.645*** (0.020)
Exp	0.041*** (0.002)	0.028*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.025*** (0.002)
Exp ²	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.303*** (0.031)	22.185*** (1.117)	0.220*** (0.030)	23.466*** (1.124)
Observaciones	29660	29483	29660	29483
R ² ajustado	0.200	0.371	0.176	0.362

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla A.8b
Ecuación de salarios con corrección por selección.
Mujeres 25-54 años de edad, Patagonia.
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.094*** (0.001)	0.044*** (0.002)		
Epc			0.050** (0.023)	0.007 (0.021)
Esec			0.360*** (0.023)	0.123*** (0.022)
Esuc			1.016*** (0.026)	0.441*** (0.027)
Exp	0.028*** (0.002)	0.020*** (0.002)	0.035*** (0.002)	0.023*** (0.002)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.336*** (0.040)	25.676*** (1.727)	0.284*** (0.039)	27.425*** (1.727)
Observaciones	30165	30090	30165	30090
Wald χ^2	4906.1***	9800.5***	4476.7***	9734.5***

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

Tabla A.9a
Ecuación de salarios.
Hombres 25-54 años de edad, Gran Buenos Aires (GBA).
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.107*** (0.001)	0.062*** (0.001)		
Epc			0.167*** (0.018)	0.116*** (0.016)
Esec			0.541*** (0.018)	0.364*** (0.017)
Esuc			1.338*** (0.022)	0.697*** (0.023)
Exp	0.020*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.021*** (0.002)	0.014*** (0.002)
Exp ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.284*** (0.034)	26.816*** (1.188)	0.329*** (0.033)	28.557*** (1.200)
Observaciones	23920	23733	23920	23733
R ² ajustado	0.244	0.389	0.220	0.377

Nota: Significativo al *** 1%, ** 5%, *10%. Error estándar entre paréntesis.

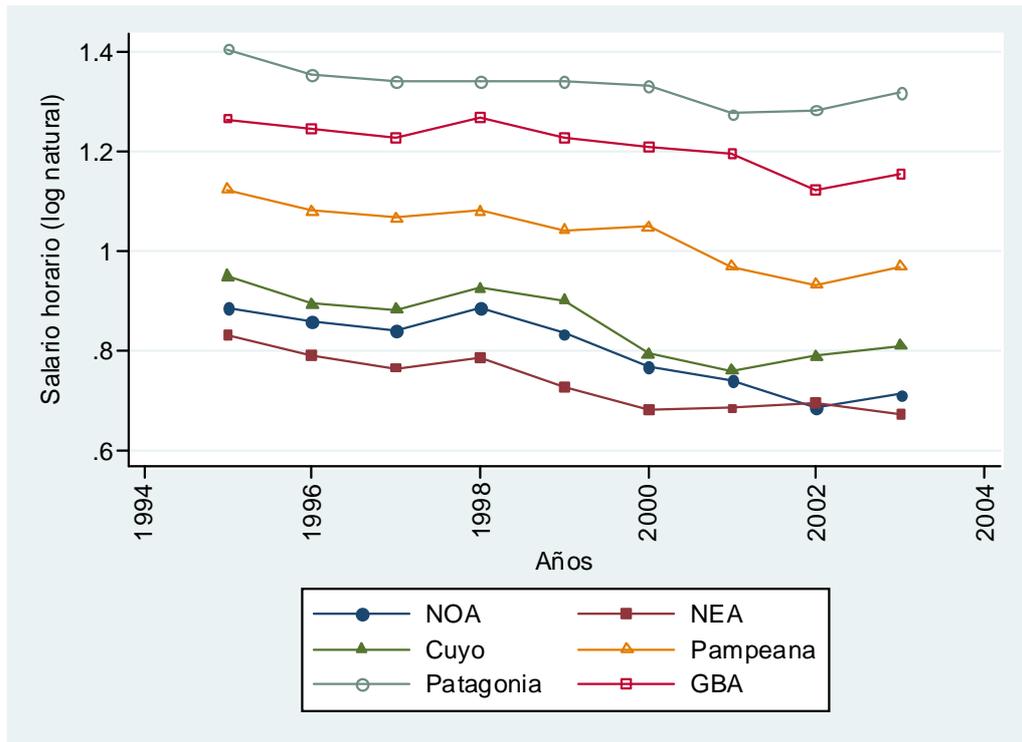
Tabla A.9b
Ecuación de salarios con corrección por selección.
Mujeres 25-54 años de edad, Gran Buenos Aires (GBA).
Pooled 1995-2003.

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Educ	0.088*** (0.002)	0.052*** (0.002)		
Epc			-0.052* (0.028)	0.003 (0.025)
Esec			0.275*** (0.028)	0.222*** (0.027)
Esuc			0.879*** (0.031)	0.490*** (0.032)
Exp	0.009*** (0.002)	0.004* (0.002)	0.016*** (0.003)	0.006** (0.002)
Exp ²	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)
<i>Dummies por:</i>				
Fecha	Si	Si	Si	Si
Ocupación	No	Si	No	Si
Ordenada	-0.180*** (0.045)	31.699*** (1.853)	0.463*** (0.046)	33.489*** (1.859)
Observaciones	24743	24618	24743	24618
Wald χ^2	3148.1***	7447.1***	2983.5***	7203.8

Nota: Significativo al: *** 1%, ** 5%, * 10%. Error estándar entre paréntesis.

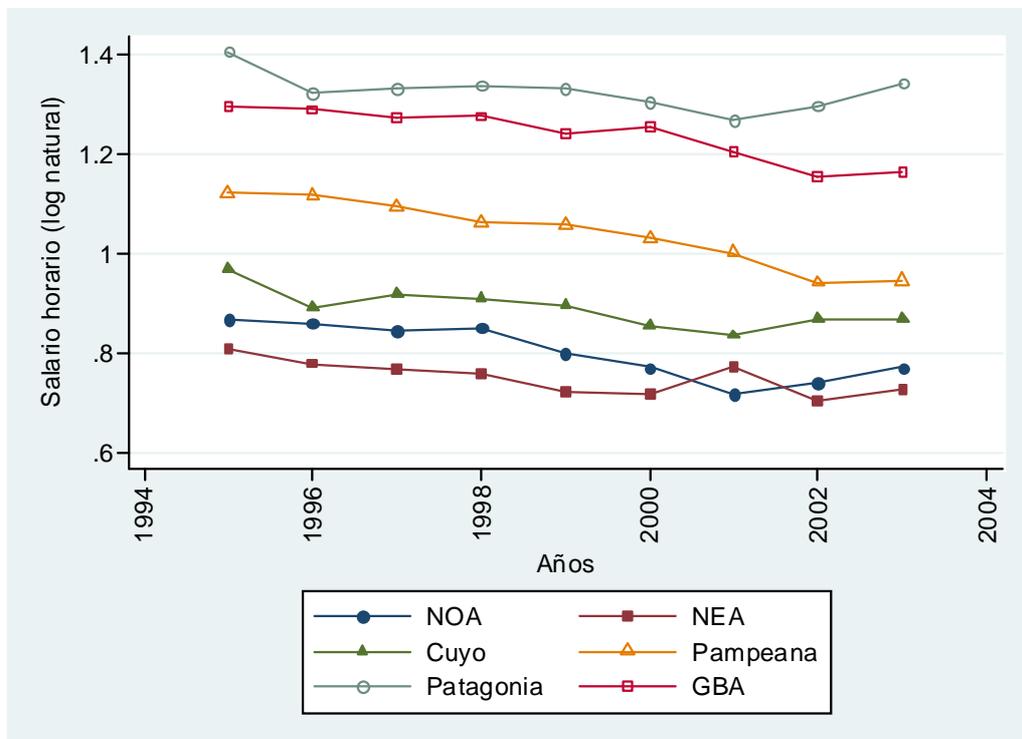
Apéndice de gráficos

Gráfico A.1a. Evolución del salario por hora según región. Hombres 25-54 años de edad, 1995-2003.



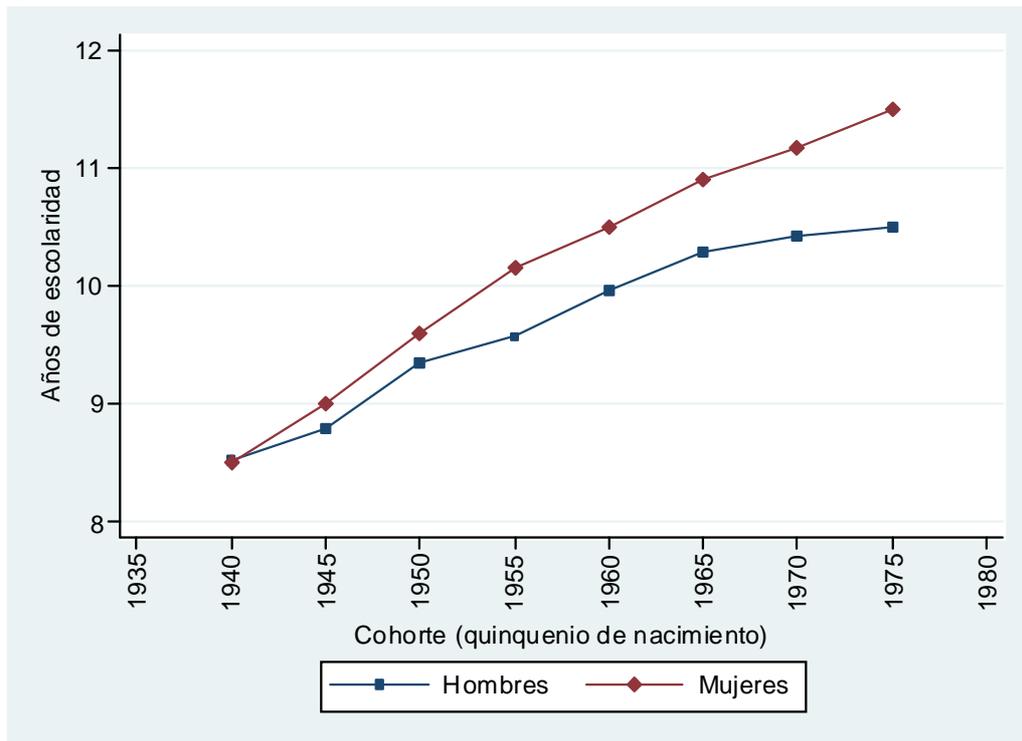
Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP.

Gráfico A.1b. Evolución del salario por hora según región. Mujeres 25-54 años de edad, 1995-2003.



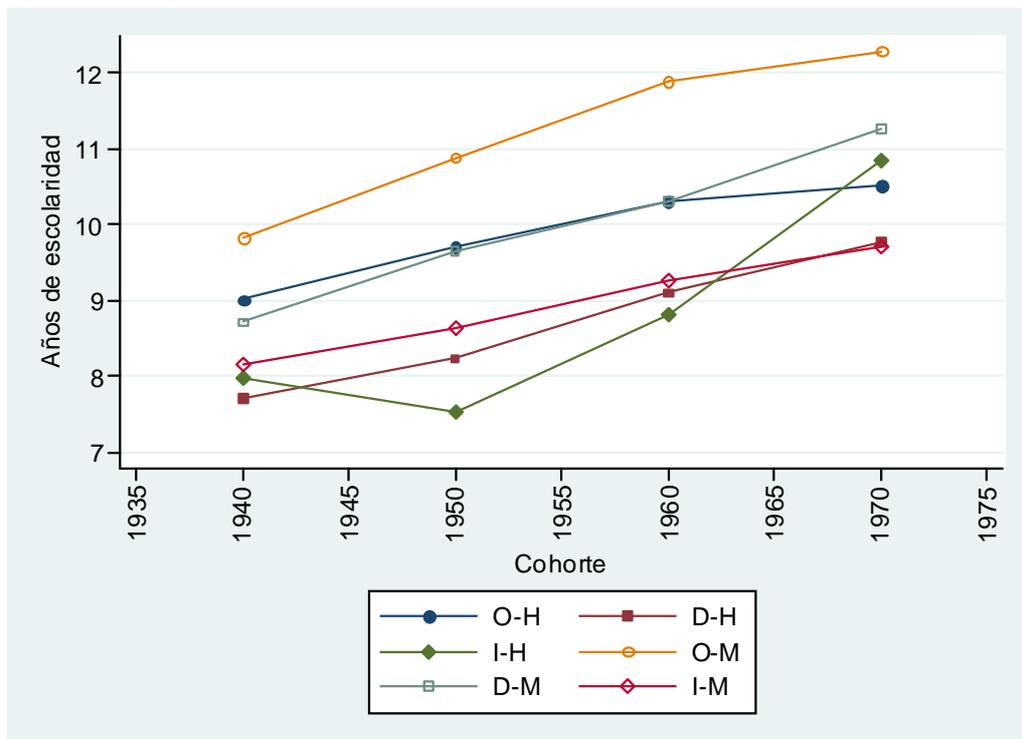
Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP.

Gráfico A.2a. Años de escolaridad por sexo según cohorte de nacimiento de las personas. Argentina, 23 aglomerados urbanos.



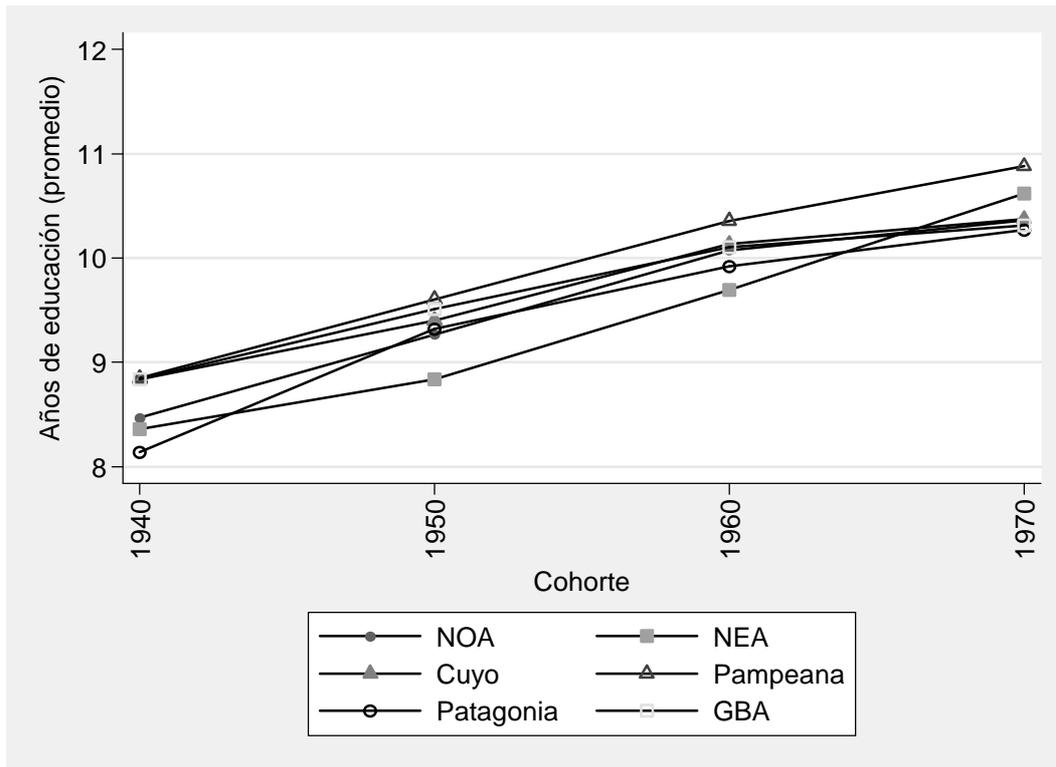
Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP, período 1995-2003.

Gráfico A.2b. Años de escolaridad por condición de actividad según cohorte de nacimiento de las personas. Argentina, 23 aglomerados urbanos.



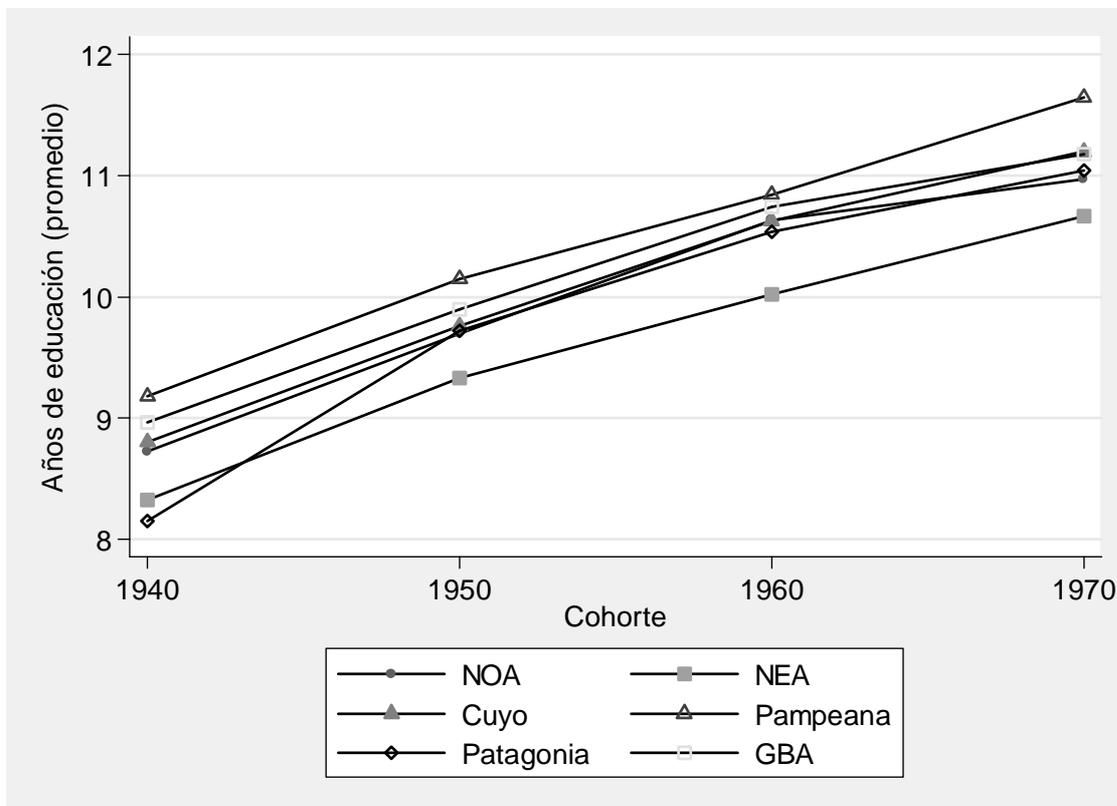
Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP, período 1995-2003.

Gráfico A.3. Años de escolaridad por región según cohorte de nacimiento de las personas. Hombres.



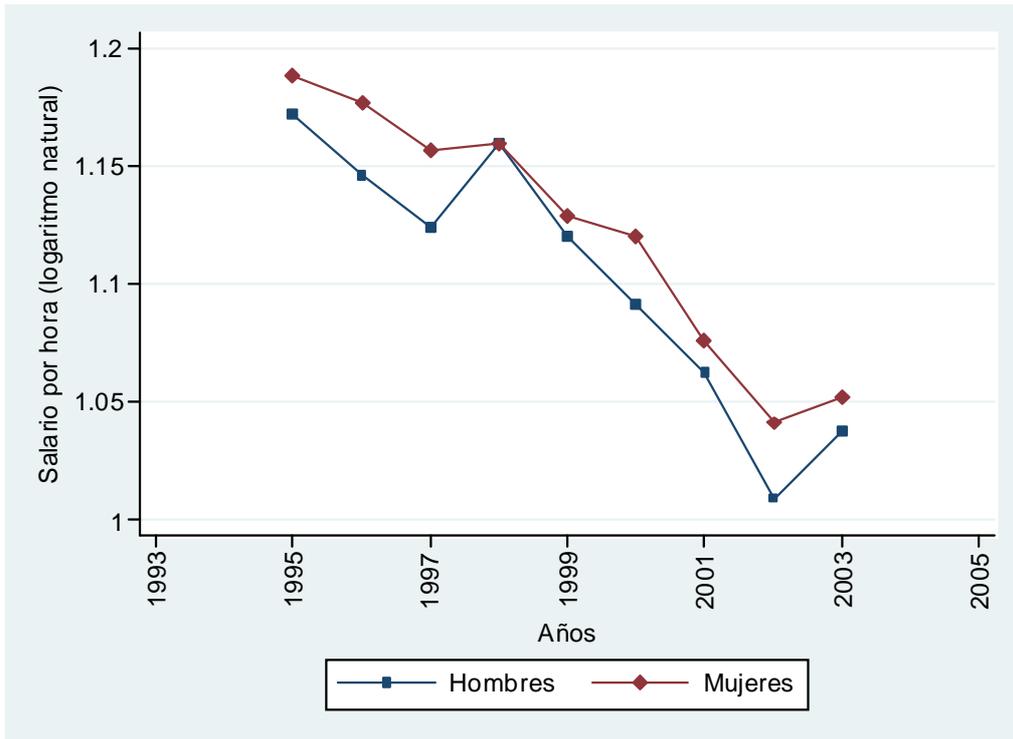
Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP, período 1995-2003.

Gráfico A.4. Años de escolaridad por región según cohorte de nacimiento de las personas. Mujeres.



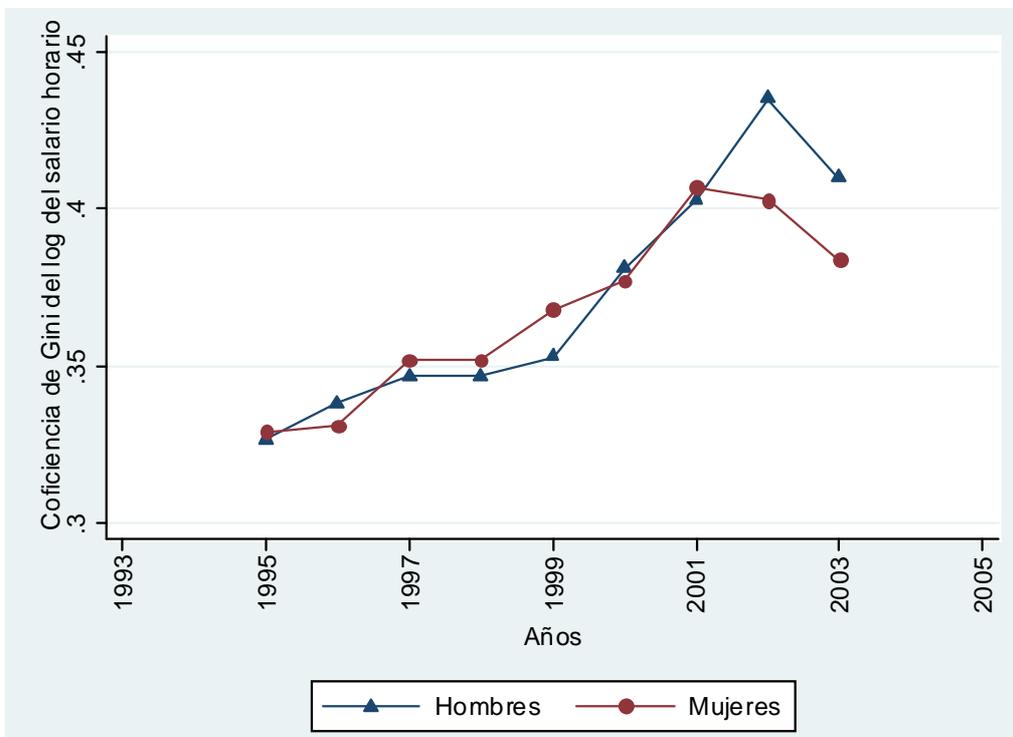
Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP, período 1995-2003.

Gráfico A.5. Evolución del logaritmo (natural) del salario por hora según género. Los 23 aglomerados de Argentina, 1995-2003.



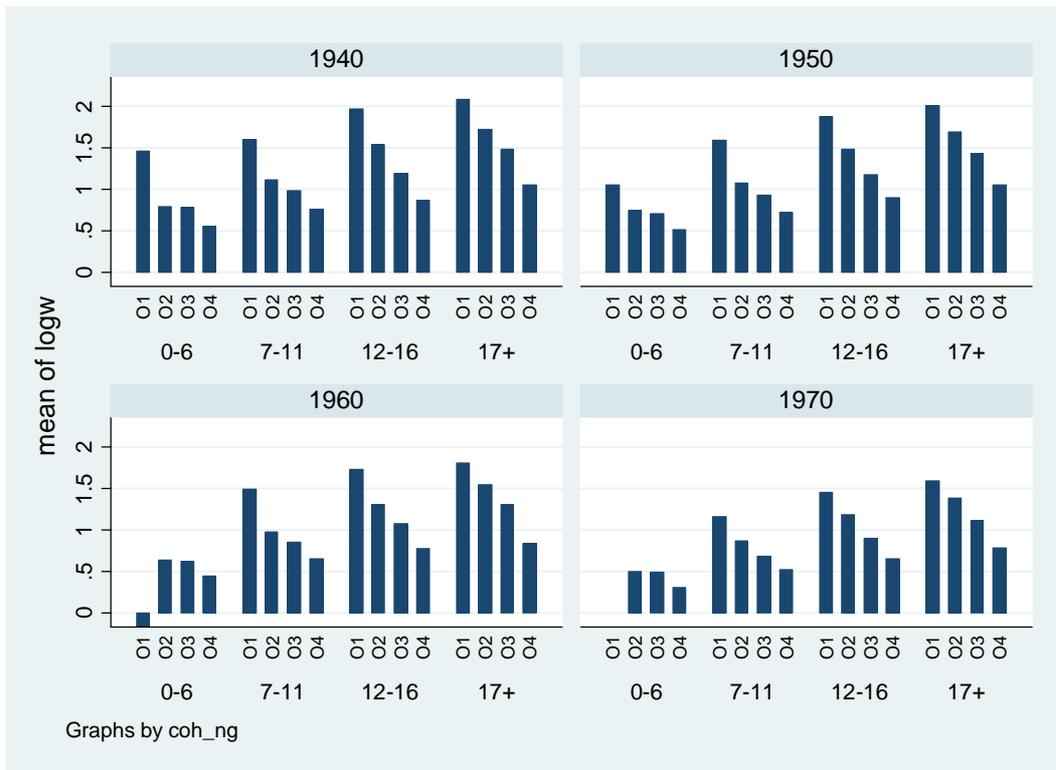
Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP.

Gráfico A.6. Evolución de la desigualdad del salario por hora según género. Los 23 aglomerados de Argentina, 1995-2003.



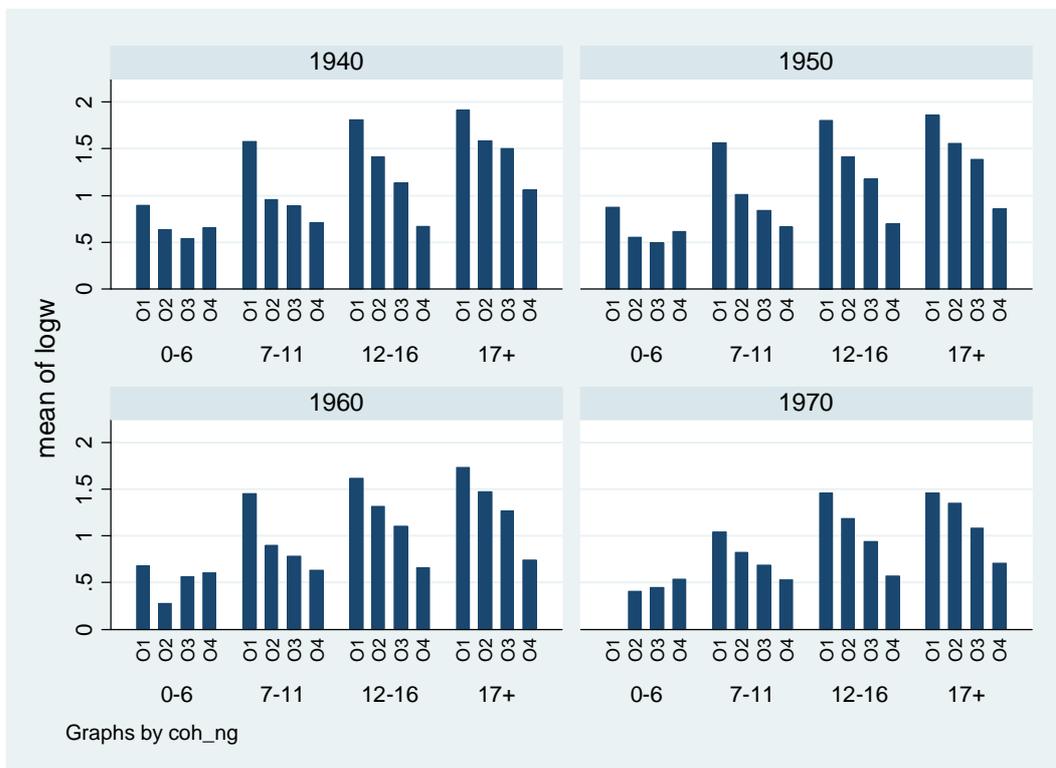
Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP.

Gráfico A.7a. Evolución del log del salario por hora según cohorte de nacimiento, ocupación y educación. Hombres 25-54 años de edad, *pooled* 1995-2003.



Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP.

Gráfico A.7b. Evolución del log del salario por hora según cohorte de nacimiento, ocupación y educación. Mujeres 25-54 años de edad, *pooled* 1995-2003.



Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHP.

Referencias

- Adrogué, C. (2005) *Desempleo y retornos a la educación en Argentina*. Tesis de maestría no publicada. Universidad del CEMA, Buenos Aires.
- 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.
- Bourguignon, F.; Fournier, M. y Gurgand, M. (2007) “Selection bias corrections based on the Multinomial Logit Model: Monte Carlo comparisons” *Journal of Economic Surveys*, 21 (1): 174-232.
- Card, D. (1994) *Earnings, Schooling, and Ability*, NBER Working Papers Series, N° 4832.
- De Beyer, J. y Knight, J. B. (1989) “The Role of Occupation in the Determination of Wages” *Oxford Economic Papers*, New Series, 41 (3): 595-618.
- Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas, FIEL (2002): *Productividad, Competitividad, Empresas. Los engranajes del crecimiento*, FIEL, Buenos Aires.
- Heckman, J. (1979) “Sample Selection Bias as a Specification Error” *Econometrica* 47 (1): 153-61.
- Jolliffe, D. y Krushelnytsky, B. (1999) “Bootstrap standard errors for indices of inequality” *Stata Technical Bulletin*, 9 (51): 28-32.
- Knight, J. B. (1979) “Job Competition, Occupational Production Functions, and Filtering Down” *Oxford Economics Papers*, 31 (2): 187-204.
- Lee, L. (1982) “Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias”, *The Review of Economic Studies*, 49 (3): 355-372
- Lee, L. (1983) “Generalized Econometric Models with Selectivity” *Econometrica*, 51: 507-512.
- Lopez Boo, F. (2008) “The evolution of returns to education: Argentina 1992-2003” *DPhil thesis Chapter* no publicado.
- Lucas, R. (1988) “On the Mechanics of Economic Development” *Journal of Monetary Economics*, 22 (1): 3-42.
- Mincer, J. (1974) *Schooling, experience and earnings*. NBER, New York.
- Paz, J. (2007) *Retornos laborales a la educación. Evolución y estructura actual*. CEMA, Documento de trabajo N° 355, Buenos Aires.
- Paz, J. (2008) “Educación y mercados de trabajo. El papel del puesto en las remuneraciones” *Anales de la AAEP*, www.aaep.org.

- Pessino, C. (1995) *Returns to Education in Greater Buenos Aires 1986-1993: From Hyperinflation to Stabilization*, CEMA, Documento de trabajo N° 104, Buenos Aires.
- Piore (1973): *Mercados internos de trabajo y análisis laboral*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social de España. Madrid.
- Psacharopoulos, G. (1973) *Returns to Education: An International Comparison*. Amsterdam, Elsevier.
- Psacharopoulos, G. (1985) "Returns to Education: A Further International Update and Implications" *Journal of Human Resources* 20 (4): 583-604.
- Psacharopoulos, G. (1994) "Returns to Investment in Education: A Global Update" *World Development* 22 (9): 1325-43.
- Psacharopoulos, G. y Patrinos, H. (2002) *Returns to Investment in Education: A Further Update*. World Bank Policy Research Working Paper 2881, Washington D. C.
- Spence, M. (1973) "Job Market Signaling" *The Quarterly Journal of Economics*, 87 (3): 355-374.
- Cohn y Addison (1998) "The Economics Returns to Lifelong Learning in OECD Countries" *Economic of Education Review*, 9: 219-227.