

# Relación entre educación e ingresos en las regiones geográficas de Argentina\*

Gabriela Liliana GALASSI y Marcos Javier ANDRADA

*Universidad Nacional de Córdoba/  
Universidad Nacional de La Rioja*

## *Resumen*

Como propone la teoría del capital humano, la educación es uno de los principales determinantes de los ingresos de los individuos. Además, es importante controlar las características socioeconómicas y demográficas, porque la calidad de vida y los hábitos afectan el modo de inserción en el mercado laboral y, en consecuencia, los ingresos. En este trabajo se indaga la relación empírica entre el ingreso y la educación recibida, para los trabajadores de las seis regiones de Argentina para el año 2010, empleando los datos de la Encuesta Permanente de Hogares. Se emplea la conocida especificación de la Ecuación de Mincer, incorporando dos refinamientos: la corrección de Heckman por sesgo de selección, y la introducción de una serie de variables socioeconómicas y demográficas mutuamente correlacionadas en el modelo.

*Palabras clave:* educación, determinación del ingreso, ecuaciones de Mincer, variables socio-económicas y demográficas, sesgo de selección.

## *Abstract*

*Relation between education and income between the geographic regions of Argentina*

According to the Human Capital Theory, education is one of the main determinants of individual income. It is also important to control for socio-economic and demographic individual characteristics, because life quality and habits affect people's position in labor market and, consequently, their income. This work explores the empirical relationship between workers' income and their formal education in the six Argentinean regions in 2010. Data used for this analysis come from the Permanent Household Survey. We apply the Mincer Equation, but incorporating two additional refinements: Heckman correction for selection bias, and the introduction in the model of a set of socio-economic and demographic variables mutually correlated.

*Key words:* education, income determination, Mincer equations, socio-economic and demographic variables, selection bias.

\* Se agradece la colaboración de Christian F.A. Negre de la Facultad de Ciencias Químicas y de Verónica Herrero de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Córdoba, por sus comentarios y por el útil debate metodológico proporcionado.

## INTRODUCCIÓN

**E**l debate sobre los determinantes de los ingresos y los métodos correctos para su estudio tiene una larga tradición. Es sabido que la determinación de los salarios es un proceso complejo en el que intervienen varios factores. En general (Ramoni *et al.*, 2007), dichos factores se clasifican en dos grupos: las características del trabajo y las características del trabajador. Sin embargo, en la práctica, la determinación del salario se basa más en los atributos de los trabajadores que en las características del trabajo.

En este argumento se apoya la teoría del capital humano, presentada por Becker en 1964 en su famoso libro “El capital humano” (Becker, 1964). Esta teoría ha tenido una gran aceptación en la investigación académica, ya que tiene un fuerte soporte tanto teórico como empírico. En pocas palabras, Becker define al capital humano como el conjunto de habilidades, capacidades y conocimientos inherentes a los trabajadores, que pueden adquirirse mediante el estudio, la formación y la experiencia.

Existen tres hipótesis acerca de los efectos de la educación en la determinación de los salarios (Jhones, 1995). La primera de ellas sostiene que la educación aumenta la productividad marginal del individuo. Como los salarios responden a la misma (bajo el supuesto de maximización de los beneficios por las empresas), cuanto mayor es el nivel de educación, mayor es la retribución al trabajo.

En segundo lugar, el modelo de identificación propone que la educación es una herramienta que permite a las empresas identificar a los trabajadores más productivos; la productividad, por su parte, es sólo una función de las capacidades individuales innatas. Este argumento se conoce como “Hipótesis de señalización-selección” (Blaug, 1996), e implica simultáneamente selección por parte de las empresas y señalización por parte de los trabajadores. Los empresarios utilizan a la educación como un filtro para identificar a los trabajadores con hábitos de trabajo deseable. Estos últimos, a su vez, frente a este comportamiento de las empresas, tienen incentivos para generar señales de tal forma de maximizar la probabilidad de ser seleccionados, es decir, por medio de la obtención de un título. Bajo esta argumentación, la educación es económicamente valiosa, más por las características de comportamiento que genera (puntualidad, perseverancia, atención, responsabilidad, búsqueda del éxito, cooperación, sumisión, etc.) y su señalización, que debido a su efecto sobre la productividad y la adquisición de conocimientos (Barceinas *et al.*, 2003).

Finalmente, el modelo de selección establece que la educación, cuando señala la productividad del trabajador (en concordancia con la hipótesis de identificación), permite a las empresas hacer una asignación más eficiente de la fuerza de trabajo, otorgando tareas que requieren mayor destreza a los trabajadores más educados, y tareas menos complejas a aquéllos con un menor nivel de instrucción.

Estos dos últimos modelos tienen diferentes implicancias en términos económicos: bajo el supuesto de identificación, la educación no tiene ningún resultado de eficiencia, mientras que en el modelo de selección la educación permite aumentar la productividad global a través de una mejor asignación de los trabajadores. Destaca que las tres hipótesis coinciden en señalar, por distintos motivos, una relación directa entre educación y retribución al trabajo. Esta conclusión ha sido verificada en muchos estudios empíricos.

El presente trabajo tiene como objetivo explorar la relación empírica entre el salario y la educación en las seis zonas geográficas en las que suele dividirse al país (Gran Buenos Aires, Noroeste, Noreste, Cuyo, Pampeana y Patagónica). La utilidad de un enfoque regional consiste en efectuar una aproximación a la heterogeneidad de resultados a nivel país (aunque cabe mencionar que no se tienen en cuenta las diferencias intra-regionales). En la siguiente sección, se hará una breve revisión del marco conceptual sobre la relación entre educación e ingresos. Luego, se presentarán los resultados de la estimación de varias versiones de las ecuaciones de Mincer, en base a la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) por zonas, usando los datos del segundo trimestre de 2010, que son los últimos disponibles.

## MARCO CONCEPTUAL

El debate sobre la relación entre la educación y la generación de ingresos de los hogares se ha situado en un espacio ideológico, involucrando en sus raíces a la definición de “capital”. En el núcleo de la teoría económica, se han realizado vastos esfuerzos a fin de conceptualizar el “capital” (Fisher, 1904). Pueden mencionarse dos líneas principales de pensamiento: una versión más restringida, que establece que el capital no puede aplicarse a los hombres, en la cual se enrojan John Stuart Mill y Alfred Marshall, entre otros, y otra versión más amplia, planteada por Irving Fisher, quien declaró que el capital es el *stock* de recursos que permite a las personas generar flujos de ingresos futuros. Esta última acepción es la que permite la aplicación del concepto de capital a las personas, dando lugar al desarrollo de las teorías del capital humano.

En un primer momento, la educación se consideraba simplemente un mecanismo de obtener una sociedad más igualitaria y justa, a través de los valores humanos y sociales impartidos a través de ella. Posteriormente, han surgido visiones más “productivistas” de la relación entre economía y educación, que consideran al capital humano cualquier movilización voluntaria de recursos escasos destinados a aumentar la capacidad productiva del individuo. Los economistas inscriptos en la teoría del capital humano, en el marco neoclásico, presentan al proceso educativo como una decisión de inversión: los agentes invierten en educación para incrementar sus capacidades personales y, por lo tanto, su productividad. Esto necesariamente se traduce en un incremento de salarios<sup>1</sup>. Bajo esta conceptualización, el gasto en educación es una inversión y no únicamente consumo, y el *stock* de conocimientos es considerado un bien de capital.

### Teoría de Becker del capital humano

La teoría del capital humano fue desarrollada por Becker (1964). Su estudio fue motivado por el hallazgo de una proporción sustancial de crecimiento de ingreso no explicado en Estados Unidos luego de aislar el efecto del aumento del capital físico y la mano de obra. La hipótesis de Becker, en concordancia con lo que algunos economistas ya habían expuesto respecto a la importancia de la educación en la promoción del desarrollo económico, era que este residuo en el crecimiento se debía al capital humano, no incluido en las mediciones tradicionales a partir de la contabilidad del crecimiento. A pesar de que no fue el primer autor que se refirió al impacto de la educación en el salario, fue el que formalizó la teoría del capital humano, como una explicación de una amplia gama de fenómenos observados empíricamente.

Los hechos estilizados que motivaron el planteo teórico de Becker son:

1. Los ingresos laborales de los individuos aumentan con la edad a una tasa decreciente, aunque positivamente relacionada con el nivel de habilidad.
2. Las tasas de desempleo y los niveles de habilidad muestran una relación negativa.
3. Las empresas situadas en países en desarrollo tienen un comportamiento más paternalista hacia los empleados que en los países industrializados.

<sup>1</sup> En un mundo neoclásico, la retribución a los factores se determina según su rendimiento marginal o productividad

4. Las personas más jóvenes tienen una mayor movilidad laboral que los adultos mayores, y ellos también reciben más educación y formación en el trabajo.
5. La función de distribución de los ingresos tiene un sesgo positivo, especialmente entre los trabajadores altamente calificados.
6. La cantidad de la educación y otro tipo de formación recibida por las personas más capaces es mayor que la recibida por el resto.
7. La extensión del mercado limita las posibilidades de división del trabajo.
8. Los inversores de capital humano tienden a ser más impulsivos y más propensos a cometer errores que aquéllos que invierten en capital físico.

En otro trabajo, Becker (1962) hace referencia a que mientras algunas actividades impactan principalmente en el presente, otras pueden tener un efecto sobre el bienestar futuro. La educación, por su parte, tiene tanto efectos presentes (costo de recursos dedicados a la educación y de ingresos no percibidos por la postergación de la inserción laboral) como futuros (modificación del perfil de ingresos).

Las diferencias de ingresos entre los distintos países y dentro del mismo país han sido identificadas y estudiadas con anterioridad a la formulación de Becker. Sin embargo, fueron atribuidas a la cantidad de capital físico, sobre la base de la observación de que este tipo de capital se concentra más en las sociedades más ricas. Sin embargo, los trabajos sobre crecimiento del ingreso llevaron a confirmar que hay otros factores incluso más relevantes que los físicos en la determinación de dicho crecimiento. Entre estos otros factores, que se caracterizan por su intangibilidad (y, por ello, la dificultad de ser medidos), el más importante es el capital humano.

Becker define a la inversión en capital humano como la actividad que repercute sobre la renta monetaria y psíquica futura de los individuos a través del incremento de recursos incorporados a los mismos. Esta inversión puede materializarse a través de escolarización, formación en el empleo, atención médica, migraciones y adquisición de información sobre el sistema económico. Los conocimientos adquiridos aumentan la capacidad física y mental de las personas y, consecuentemente, incrementan la productividad individual y las perspectivas de ingresos.

Este concepto de inversión en capital humano es bastante amplio. Las personas pueden modificar su trayectoria futura de salarios, luego de costear su formación en la actualidad. De este modo, como la educación, la

formación y el aprendizaje pueden ser analizados en términos de inversión, es posible obtener sus retornos.

La teoría del capital humano tuvo una espectacular expansión durante los años sesenta, cuando se hizo un fuerte énfasis en la educación como una de las claves en el desarrollo económico y la reducción de las desigualdades sociales, ya que posibilita aumentar simultáneamente la eficiencia y la igualdad.

A lo largo del tiempo, el desarrollo de Becker ha sido criticado y ampliado por muchos autores. Pero ningún otro enfoque ha tenido la misma aceptación en los círculos académicos, conservando dicha teoría su hegemonía en los estudios acerca de la educación.

### **Tasa de retorno de la educación**

Habiendo hecho mención a la relación positiva entre la educación y la determinación de los salarios, implicada por la teoría del capital humano, es importante identificar los factores determinantes de la magnitud de las inversiones en capital humano. El más importante es la tasa de retorno a la educación (Becker, 1962). Sin embargo, no puede soslayarse la dificultad inherente a su identificación, principalmente debido a la extensión y la variabilidad del período durante el cual tiene lugar la inversión. Por lo tanto, resulta complejo obtener una medida de la tasa de rendimiento por medio de las herramientas tradicionales de evaluación de proyectos de inversión.

La tasa de retorno a la educación es el vínculo entre el mercado de trabajo y el sistema educativo, ya que expresa el ingreso adicional que proporciona un año extra de educación. Esta tasa actúa como una guía en las decisiones de la demanda educativa, llevando a que se privilegie la elección de aquellos tipos de educación con mayores retornos. Pero como el retorno desciende a medida que aumenta la oferta de trabajo de dicho tipo, las tasas de rendimiento de los diferentes niveles de educación tienden a igualarse. Sin embargo, la existencia de algunos desequilibrios entre oferta y demanda, principalmente por la concesión de subvenciones públicas a determinados niveles educativos<sup>2</sup> hace que esta predicción no se mantenga. En suma, el criterio de elección de la cantidad de educación consiste en demandar educación hasta que el rendimiento neto de la inversión privada en la misma se agote.

<sup>2</sup> Las subvenciones públicas a la educación, sobre todo en niveles superiores, provocan rupturas en la relación entre demanda en el sistema educativo y las necesidades de capital humano del sistema productivo.

Existen diferencias en las tasas de rendimiento entre países. En los países en desarrollo, los rendimientos son generalmente más altos que en los países desarrollados debido al acceso limitado a la educación,<sup>3</sup> y una mayor concesión de subvenciones públicas al sistema educativo. Por otra parte, las tasas de rentabilidad social de la educación tienden a ser inferiores a las privadas en los tramos superiores de educación, debido a que incorporan el costo de oportunidad de los fondos públicos destinados al sistema educativo; lo contrario ocurre en la educación básica, donde el rendimiento social es mayor al privado debido a la gran cantidad de externalidades positivas (reducción de la delincuencia, mejora de responsabilidad social, etc.). De aquí suele recomendarse reasignar fondos desde la educación superior hacia la básica.

En suma, la tasa de rendimiento de la educación determina la dinámica del mercado de educación (compuesto por la demanda y la oferta de educación) para responder a los cambios en el mercado de trabajo. Sin embargo, dado que la formación de capital humano toma tiempo y que la respuesta del sistema educativo no es inmediata, existe una trayectoria de ajuste que implica un período de desequilibrio, requiriendo intervención pública en la oferta educativa.

En cuanto a la estimación de la tasa de rendimiento de la educación, dos son los métodos más difundidos (Margot, 2001). El más apropiado es el dinámico, que consiste en obtener el perfil de ingresos observados de una persona (o cohorte). Este enfoque, a pesar de ser metodológicamente conveniente (por su analogía con la evaluación de un proyecto de inversión), se ve limitado por la escasez de datos longitudinales.

La estrategia estática, por su parte, permite el uso de datos de corte transversal. La idea principal es inferir el perfil de ingresos de una persona a lo largo de su vida a partir de ingresos de otras personas con las mismas características. El autor más famoso inscripto en esta línea es Jacob Mincer.

### **Enfoque de Mincer: la ecuación de ingresos**

De acuerdo con la teoría del capital humano, Jacob Mincer, en su trabajo “Escolarización, experiencia, e ingresos” (Mincer, 1974), presentó un modelo de determinación de los ingresos. El modelo se centra en la dinámica de los ciclos de vida de los ingresos, explorando la relación entre los in-

<sup>3</sup> Siendo más limitado el acceso a la educación en los países en desarrollo, el capital humano es más escaso y, por tanto, su retribución es superior. Esto está en consonancia con la ley de rendimientos marginales decrecientes.

gresos observados, los potenciales, y la inversión en capital humano, tanto en términos de educación formal como de entrenamiento laboral. Una de las propiedades más interesantes del modelo consiste en que no depende de supuestos explícitos acerca del contexto económico (Heckman, 2003), posibilitando su aplicación y comparación a nivel de regiones o países.

Partiendo del resultado implícito en la teoría del capital humano de que existe una relación positiva entre el número de años de escolaridad adquirido por los individuos y sus ingresos a futuro, la formulación de la determinación de los salarios también da cuenta de la observación de que la porción de la variación del salario explicada por las diferencias en los años de escolaridad se incrementa de manera significativa si se controla por la edad. Sin embargo, Mincer concluye que ni el modelo básico (con años de educación formal como el único predictor), ni el modelo de escolaridad-más-edad, explican más de 15 por ciento de la variación sobre los ingresos. El autor propone, para completar el modelo básico, la introducción de variables tales como la inversión postescolar y las semanas trabajadas por año.

La idea subyacente es que, una vez que las personas han terminado la escuela, continuarán invirtiendo en sí mismos trabajando en ocupaciones con salarios más bajos, pero que proporcionan un mayor contenido de capacitación laboral, en los primeros años de su tránsito por el mercado laboral. Los años siguientes, pueden acceder a ocupaciones mejor pagadas, porque la formación comienza a dar sus frutos. Se supone que la elección de los individuos de la ocupación es tal que se iguala el valor presente de los ingresos de por vida. Se observa que, dentro de cierta cohorte, existe una alta dispersión inicial de los ingresos producidos por la educación debido a la presencia de inversión post-escolar. Sin embargo, la dispersión empieza a disminuir y, por último, aumenta de nuevo en las últimas etapas de la vida laboral. El momento en que se reduce al mínimo la dispersión se llama “punto de adelantamiento”, señalado por Mincer entre siete y nueve años después de haber ingresado al mercado de trabajo. En dicho punto, el efecto de la educación formal es máximo debido a que el rendimiento de la formación post-escolar iguala a su costo. Al controlar por la experiencia, la educación pasa a explicar alrededor de un tercio de las variaciones de los salarios. Si además es posible controlar por las diferencias en la inversión post-escolar y el número de semanas trabajadas por año, el poder explicativo del modelo se eleva a más de 50 por ciento. Aún más, este porcentaje puede ser aumentado a 60 o 70 por ciento mediante la estandarización de las diferencias en la calidad de la enseñanza.

Sobre la base de sus observaciones, Mincer introdujo un nuevo concepto en la relación clásica entre el salario y los años de escolaridad: la experiencia laboral. Esta es una innovación con respecto a trabajos anteriores, en los que se introducía a la edad como proxy de la experiencia, aún cuando los individuos de la misma edad con diferentes años de escolarización difieran en el número de años de experiencia. Sin embargo, debido a la falta de información directa sobre los años de experiencia laboral, se suele emplear el concepto de “experiencia potencial”, que se define generalmente como la edad menos los años de escolaridad menos los años de iniciación (seis por convención). Además, para capturar el efecto decreciente de la experiencia sobre la renta, se añade un término cuadrático.

En suma, la famosa ecuación de Mincer propone expresar a los ingresos en función de los años de educación y los años de experiencia potencial en el mercado laboral. La versión más generalizada de esta ecuación propone a los ingresos (más precisamente, logaritmo natural del ingreso por hora) como la suma de una función lineal de los años de educación y una cuadrática de los de experiencia potencial, tal como se muestra en la ecuación 1:

$$\ln[w(s, x)] = \alpha_0 + \rho_s s + \beta_0 x + \beta_1 x^2 + \varepsilon \quad (1)$$

siendo  $w$  los ingresos laborales,  $s$  los años de escolaridad,  $x$  la experiencia potencial en el mercado laboral,  $\alpha_0$ ,  $\rho_s$ ,  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ , los parámetros de la regresión, y  $\varepsilon$  un término de error, que se supone de media de cero (ruido blanco).

No hay una única tasa de rendimiento de la educación, sino un conjunto de tasas diferentes, una para cada grupo con distinto nivel de experiencia. Por otro lado, los perfiles experiencia-ingreso son relativamente paralelos para grupos de educación diferentes. En consecuencia, la introducción de la experiencia potencial en lugar de la edad en las ecuaciones de determinación de los salarios es una manera de capturar tanto la forma del perfil edad-ingreso como las diferencias en las pendientes de dichos perfiles entre grupos con diferente nivel de educación. Es decir, al controlar por los años de experiencia potencial, se obtiene una única tasa de retorno a la educación en el mercado laboral. Es debido a este resultado que la ecuación de Mincer es la herramienta de mayor difusión en la investigación empírica para estimar el efecto causal de la educación en los ingresos.

Mincer reconoce que el argumento que subyace a su ecuación de determinación de los salarios es incompleto. El modelo de salarios determinado por la inversión en los individuos se centra en la oferta de capital humano, dejando de lado los efectos de la demanda creada en el mercado laboral.

Además, mientras que la distribución de los ingresos se explica por la distribución del capital humano acumulado, este último es a su vez explicado por la distribución de las capacidades y oportunidades.

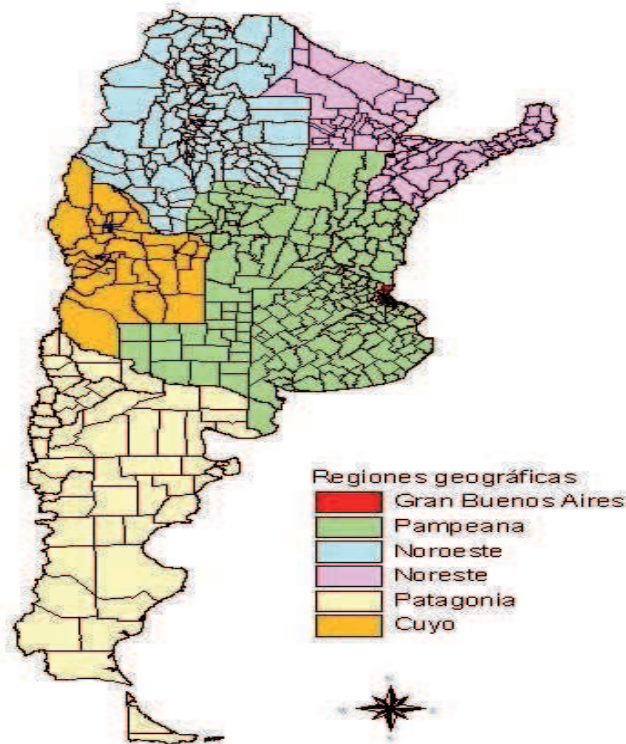
Sin embargo, es notable que más de treinta años después de la formulación de Mincer, su función de ingresos continúa siendo empleada en casi todos los estudios sobre la determinación del ingreso, en su especificación original o en versiones modificadas. Se ha verificado que, para la mayoría de los conjuntos de datos, la ecuación 1 representa el modelo más parsimonioso de determinación de ingresos de todos aquéllos que se obtendrían mediante pruebas de especificación econométrica, sugiriendo que la ecuación de Mincer es una especie de “ley” de la determinación de los ingresos. Además, la difusión de esta ecuación permite la comparación entre países y períodos, que es una característica muy valiosa del modelo. David Card (1999) proporciona una síntesis completa de los principales trabajos de investigación que han empleado a la ecuación de Mincer. Dichos trabajos se centran generalmente en la estimación de la incidencia promedio de la escolaridad en los ingresos, por medio de mínimos cuadrados ordinarios y técnicas de variables instrumentales. Se han hecho intentos de construir una formulación dinámica de las ecuaciones de Mincer (Andini, 2007), sobre el argumento de que los ingresos observados no se ajustan de forma instantánea a los ingresos potenciales netos, introduciendo un término con salario rezagado como predictor. Sin embargo, esta propuesta requiere datos longitudinales, escasamente disponibles.

En Argentina, Jorge Paz (2000, 2001, 2005, 2007) ha trabajado extensivamente con la ecuación de Mincer con diferentes objetivos: indagar en su potencialidad y limitaciones metodológicas, explorar la relación entre el ingreso y las condiciones de desigualdad y pobreza, analizar la diferencia de ingresos entre cónyuges, trabajar con el concepto de ingreso potencial, entre otros. De este modo, queda en evidencia la gran versatilidad del uso de esta ecuación, particularmente en Argentina, y mediante las encuestas de hogares que proporcionan información sobre los ingresos. Otros trabajos que han aplicado la ecuación de Mincer al caso argentino han indagado en la existencia de diferenciales de ingreso entre determinadas ocupaciones (Herrero *et al.*, 2004a; Calderón y Ríos Rolla, 2003), para estimar los retornos a la educación en determinadas actividades (Lema y Casellas, 2009), para comparar una estimación estática de los rendimientos de la educación con una de tipo dinámico (Margot, 2001), etcétera.

Para concluir con esta breve revisión de la propuesta de Mincer, cabe mencionar que su argumento no distingue la causa del incremento en los

ingresos provocado por la educación (Castellar y Uribe, 2003), pudiendo derivarse indistintamente de un aumento de la productividad por la escolarización, o de un proceso de identificación o de señalización. En estos términos, la ecuación de Mincer es coherente con cualquier hipótesis de la teoría del capital humano.

Mapa 1. Regiones geográficas de Argentina, clasificación de INDEC



Fuente: elaboración propia sobre la base de INDEC.

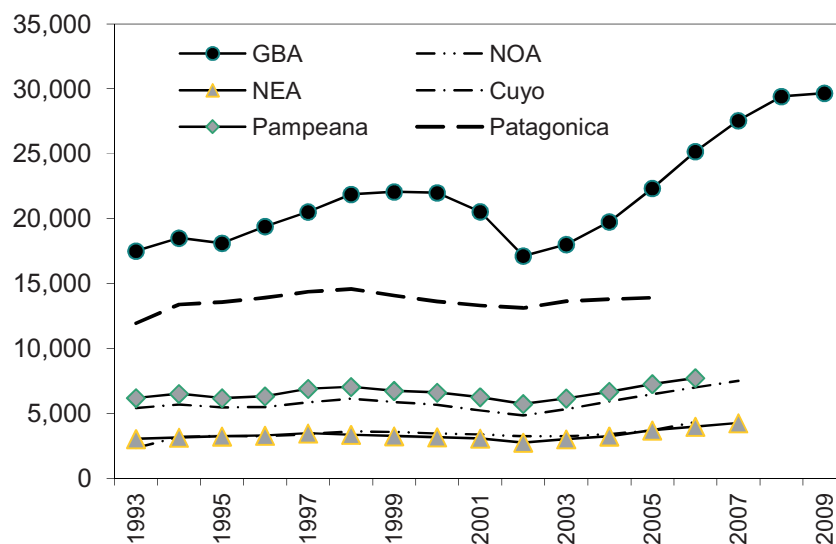
## RESULTADOS

En esta sección, se presentan los resultados de las estimaciones de varias versiones de las ecuaciones de Mincer, destinadas a analizar los efectos de la escolarización en los ingresos. El análisis se realiza para las distintas regiones de Argentina. Las mismas han presentado distintos patrones históricos de desarrollo socio-económico. Tradicionalmente, se ha aludido a que la Argentina es un país con un norte pobre y un sur rico. En el mapa

1 se muestra la definición de regiones que realiza el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC); seis regiones son identificadas: Gran Buenos Aires (GBA), Noreste (NEA), Noroeste (NOA), Cuyo, Pampeana y Patagonia.

En la gráfica 1 se constata lo dicho respecto a la pobreza relativa del norte comparado con el sur del país. El producto bruto geográfico (PBG) por habitante en la región Patagónica, considerada la más rica del país, más que triplica al de NEA, la más pobre. El Gran Buenos Aires (en particular, la capital del país) es un caso aparte, dado que su nivel de desarrollo supera ampliamente al de cualquier enclave del país.

Gráfica 1. Evolución del PBG per cápita por regiones geográficas de Argentina. En millones de AR\$ de 1993



Nota: debido a la falta de información desagregada del PBG para los partidos del Gran Buenos Aires, aquí se incluye en dicha región únicamente a la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA).

Fuente: elaboración propia sobre la base de Centro de Estudios para la Producción (CEP).

Estas diferencias de desarrollo en las distintas regiones geográficas de Argentina hacen interesante el estudio de los rendimientos a la educación comparando entre ellas. Como ya fuera comentado anteriormente, a nivel mundial se ha encontrado una relación negativa entre desarrollo y rendimientos a la educación.

Los datos más adecuados para el estudio del rendimiento a la educación provienen de las encuestas de hogares, dado que son fuentes de información exhaustivas acerca de los atributos demográficos y socio-económicos de la población. Estas encuestas son la fuente de las cifras oficiales de empleo y pobreza.

Los resultados presentados en esta sección corresponden a la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de Argentina. El contenido de la misma está fuertemente sesgado al tratamiento del mercado laboral. Se relevan los principales aglomerados urbanos del país y la información se presenta en dos niveles de análisis: individual y a nivel de hogares. Para este estudio, se usan los datos correspondientes al segundo trimestre de 2010, el último periodo disponible hasta el momento. El hogar fue elegido como unidad de análisis, en línea con la mayoría de los estudios de calidad de vida.

Para adaptar las variables recogidas a nivel individual al nivel de los hogares, dos opciones fueron consideradas: para algunas variables, se empleó la información de los jefes de hogares y, para otras, la media o la suma de los atributos de los miembros del hogar.

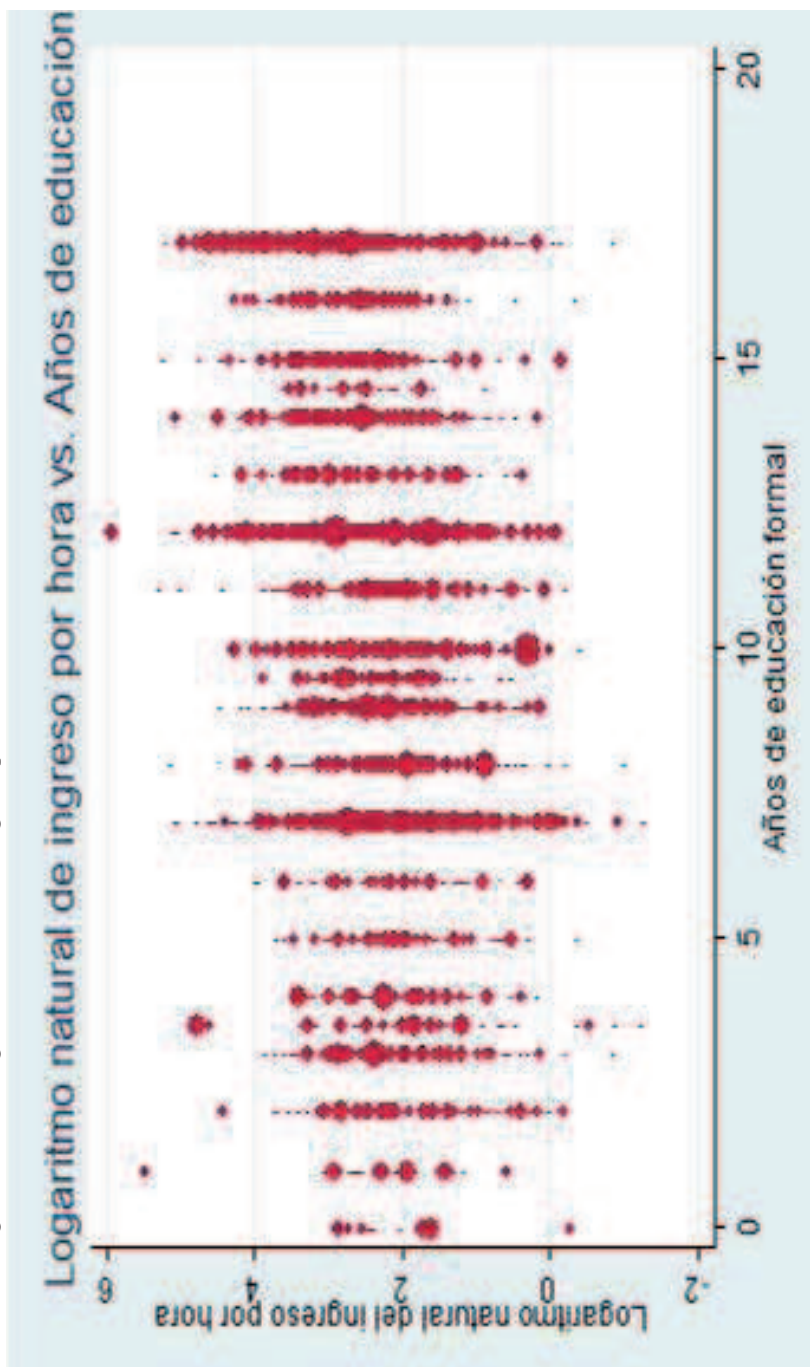
Luego de la eliminación de todos los casos en que no había respuesta individual, y la consolidación de toda la información a nivel de hogar, la cantidad de observaciones resultante es de 17 796, de los cuales 11 614 pertenecen a hogares con jefe ocupado, con ingreso positivo en su actividad principal y que declaran un número positivo de horas trabajadas.<sup>4</sup> Del número total de observaciones, 65 por ciento de los jefes de hogar son hombres y 35 por ciento son mujeres. A su vez, entre los jefes empleados, hay una mayor participación de los hombres (74 por ciento), mientras que las mujeres sólo constituyen el restante 26 por ciento.

### **Estimación de la versión más simple de la ecuación de Mincer**

Previo a realizar cualquier estimación, se presenta gráficamente la relación entre el logaritmo natural del ingreso por hora y el número de años de educación formal en la gráfica 2. Como puede verse, estas dos variables tienen una relación positiva, aunque existe una gran dispersión causada, entre otras cosas, por la experiencia en el mercado laboral. Si tenemos en cuenta que el salario está en términos logarítmicos, la pendiente de la relación entre ambas variables es mayor que a primera vista.

<sup>4</sup> El número de horas trabajadas fue corregido por inconsistencias, asignando el promedio de los casos válidos a los casos sin dato o con información incoherente.

Gráfica 2. Argentina 2010: logaritmo natural del ingreso por hora vs. Años de educación formal



Fuente: elaboración propia sobre la base de la EPH (segundo trimestre de 2010).

Cuadro 1. Estimación de la versión más sencilla de la ecuación de Mincer por regiones

| Variables                | Gran Buenos Aires    | NOA                  | NEA                   | Cuyo                 | Pampeana              | Patagónica            |
|--------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Años de educación formal | 0.0818***<br>(18.73) | 0.0891***<br>(21.80) | 0.100***<br>(19.30)   | 0.0899***<br>(16.34) | 0.0811***<br>(26.39)  | 0.0638***<br>(14.18)  |
| Experiencia              | 0.0044<br>(0.91)     | 0.0166***<br>(3.58)  | 0.0244***<br>(4.47)   | 0.0097<br>(1.71)     | 0.0228***<br>(7.49)   | 0.0275***<br>(6.22)   |
| Experiencia al cuadrado  | -0.0000<br>(-0.34)   | -0.0002**<br>(-2.76) | -0.0003***<br>(-3.43) | -0.0001<br>(-1.24)   | -0.0003***<br>(-6.71) | -0.0004***<br>(-5.69) |
| Constante                | 1.524***<br>(16.19)  | 0.924***<br>(11.18)  | 0.643***<br>(6.30)    | 1.149***<br>(10.67)  | 1.201***<br>(19.47)   | 1.751***<br>(20.40)   |
| N                        | 1667                 | 1989                 | 1232                  | 1085                 | 3696                  | 1945                  |
| R <sup>2</sup>           | 0.1864               | 0.2097               | 0.2574                | 0.2191               | 0.1838                | 0.1228                |
| F                        | 128.22***            | 176.87***            | 143.26***             | 102.37***            | 278.31***             | 91.68***              |

Nota: el valor de los estadísticos de la prueba t de significancia individual están entre paréntesis. Significancia estadística por niveles de confianza: \* 90 por ciento, \*\* 95 por ciento, \*\*\* 99 por ciento.

Fuente: elaboración propia sobre la base de la EPH (Segundo trimestre de 2010).

Resulta interesante que hay un cambio de pendiente en siete años de escolaridad aproximadamente, la cantidad de años dedicados a la educación básica. Esto sugiere que el premio de un año adicional de escolarización aumenta a un ritmo menor una vez concluida la escuela primaria. Tanto en la educación secundaria como en la superior, parece haber un menor rendimiento que en la educación primaria.

Como una primera aproximación a la relación entre el salario y la educación, podemos estimar la ecuación de Mincer en su formulación original.<sup>5</sup> Las variables que intervienen son:

- Logaritmo natural del ingreso por hora de la actividad principal, que se obtiene al dividir el ingreso mensual de la actividad principal por el número de horas trabajadas por mes en ella.
- Años de escolaridad, derivado del colapso de las variables de nivel educativo y último año aprobado.
- Años de experiencia potencial en el mercado laboral, calculada como la edad menos los años de educación formal, menos los años de la iniciación en el sistema educativo (siendo seis por convención), y lo mismo se aplica al término cuadrático de la experiencia.

Los resultados de la estimación de la ecuación de Mincer como se indica en (1) se muestran en el cuadro 1.

Cabe destacar que los coeficientes de los años de educación son significativos en todas las regiones. En GBA y Cuyo, la experiencia potencial no tiene coeficientes (ni lineal ni cuadrático) estadísticamente diferentes de cero; esto puede deberse tanto al tamaño reducido del efecto como al tamaño de la muestra para cada región. Respecto a la determinación global de los modelos, aunque los coeficientes de determinación ( $R^2$ ) puedan parecer bajos (entre 12 y 26 por ciento), está en línea con lo prescripto por Mincer de que a pesar de que se controle por la experiencia, la educación llega a explicar hasta un tercio de las variaciones en el salario, a causa de que se están omitiendo variables, muchas de las cuales no son observables.

En Gran Buenos Aires la tasa de retorno a un año adicional de educación es 8.2 por ciento; en NOA, 8.9 por ciento; en NEA, 10 por ciento; en Cuyo, nueve por ciento; en la Región Pampeana, 8.1 por ciento; y en la Patagónica, 6.4 por ciento. Es interesante el orden de magnitud relativo de dichas tasas, ya que son crecientes a medida que decrece el nivel de desarrollo de las regiones. Así, las regiones históricamente más rezagadas del país, como son el Noreste y el Noroeste, denotan las tasas de rendimien-

<sup>5</sup> La única diferencia con la formulación original de Mincer es que la experiencia está definida en su versión "potencial".

to más elevadas, mientras que aquéllas con mayor nivel socioeconómico en general (medido por el PBG per cápita) ostentan las menores tasas de rendimiento. Esto va en línea con la predicción de la teoría económica respecto a que en las zonas de menor desarrollo socioeconómico, debido a la escasez de mano de obra calificada (por el limitado acceso al sistema educativo), el retorno a un año adicional de educación es mayor.

Los coeficientes de la función cuadrática de la experiencia tienen el signo esperado (positivo para el término lineal y negativo para el cuadrático) en todas las regiones, reflejando un efecto positivo pero decreciente de los años de experiencia potencial en el mercado laboral (aunque no significativo en GBA y Cuyo).

### Corrección por sesgo de selección

Cabe mencionar que la población incluida en la estimación anterior incluye sólo a los jefes de hogar ocupados y que declaran un salario y una cantidad de horas trabajadas positivos. Sin embargo, los jefes de hogar que no están empleados (tanto porque están desempleados como no económicamente activos) probablemente tienen un salario de reserva superior al de la población ocupada. Es decir, puede existir un sesgo de selección. Por lo tanto, es necesario corregir la muestra por este sesgo. De no hacerlo, los resultados podrían estar sesgados debido a que los individuos ocupados pueden constituir una muestra no aleatoria.

Siguiendo la metodología empleada en un artículo de Herrero, De Santis y Gertel (2004b), se estima entonces una ecuación de Mincer incluyendo la corrección por el sesgo de selección muestral propuesto por Heckman (1979), como muestra la ecuación 2.

$$W = X\beta + \lambda\alpha + u \quad (2)$$

donde  $W$  es el vector con los ingresos por hora,  $X$  es la matriz de las variables de capital humano observadas (educación, experiencia laboral, etc) y las características personales que identifican a los individuos,  $\beta$  es el vector con las tasas de rendimiento de las anteriores variables,  $\lambda$  es el factor para la corrección de la selección de la muestra (inversa del ratio de Mills<sup>6</sup>),  $\alpha$  es el vector de coeficientes asociados a la relación inversa del ratio de Mills y  $u$  es el término de error.

<sup>6</sup> La inversa del ratio de Mills ( $\alpha$ ) es una función inversa monótona de la probabilidad de participar en el mercado laboral y se calcula como el cociente entre la función de densidad de la probabilidad antedicha y su función acumulada.

Heckman propone una metodología para realizar la corrección explicada mediante un modelo de dos ecuaciones simultáneas, cuyo vector de variables dependientes está formado por el ingreso observado y el salario de reserva (ingreso no observado). Los ocupados son aquéllos cuyo salario de reserva es inferior al de mercado. El salario de reserva no puede observarse directamente, pero puede ser estimado sobre la base de variables que representan características de los individuos, incluyendo la productividad en actividades fuera del mercado laboral (tales como el cuidado de los hijos, las tareas domésticas, etc), los retornos a la inversión en capital humano y la preferencia por el ocio. El salario de mercado, a su vez, está determinado por la cantidad de capital humano (educación, formación en el empleo, etc.). Con estas variables, se corre un modelo Probit incluyendo a toda la población. Las variables determinantes de la participación incluidas en el modelo Probit en este caso son:

- Salario, aproximado por las variables de la ecuación de Mincer original (años de educación formal y de experiencia potencial en el mercado laboral y su término cuadrático).
- Propiedad de la vivienda, que toma el valor 1 si la familia es propietaria del terreno o la vivienda donde vive, y 0 en caso contrario.
- Vivienda inadecuada, que es 1 si el hogar no habita en casa o departamento, o si no tiene provisión de agua por drenaje dentro de la casa o instalación de sanitario, o si la vivienda está construida con materiales inapropiados.
- Cantidad de niños de cinco años o menos en el hogar.
- Cantidad de niños de entre seis y 12 años de edad en el hogar.
- Número de perceptores de ingresos, que es el número de personas en el hogar que ganan algún ingreso.

Los coeficientes de la ecuación de participación por regiones se muestran en el cuadro 2.

La existencia de la selectividad es confirmada por el nivel de significación del  $X^2$  utilizado en la prueba de Wald. Este coeficiente, comúnmente conocido como “rho”, es empleado para testear la independencia entre las dos ecuaciones involucradas en la especificación de Heckman: la de participación y la de salarios. Si son independientes, es decir, si la hipótesis nula es rechazada, entonces es posible corregir por el sesgo de selección. Este es el caso de Gran Buenos Aires, NEA y Patagonia, mientras que en NOA, Cuyo y la región Pampeana no se verifica la independencia entre ambas ecuaciones, aunque los resultados pueden proporcionar indicios sobre el efecto de las variables sobre la probabilidad de participar en el empleo.

Cuadro 2. Estimación de la ecuación de participación por regiones

| Variables                   | Gran Buenos Aires |           | NOA     |           | NEA     |           |
|-----------------------------|-------------------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|
|                             | Coef.             | Ef. marg. | Coef.   | Ef. marg. | Coef.   | Ef. marg. |
| Años de educación formal    | -0.0046           | -0.0017   | -0.0026 | -0.0009   | -0.0079 | -0.0030   |
| Experiencia                 | 0.0694            | 0.0252    | 0.0952  | 0.0348    | 0.0765  | 0.0294    |
| Experiencia al cuadrado     | -0.0016           | -0.0006   | -0.0020 | -0.0007   | -0.0017 | -0.0007   |
| Propiedad de la vivienda    | -0.2000           | -0.0709   | -0.1960 | -0.0705   | 0.1450  | 0.0559    |
| Vivienda inadecuada         | -0.1510           | -0.0562   | -0.1250 | -0.0464   | -0.3660 | -0.1436   |
| Niños de cinco años y menos | 0.0842            | 0.0305    | 0.0371  | 0.0136    | 0.0324  | 0.0124    |
| Niños entre 6 y 12 años     | -0.1050           | -0.0379   | -0.0196 | -0.0072   | 0.0156  | 0.0060    |
| Perceptores de ingreso      | 0.1760            | 0.0637    | 0.1160  | 0.0426    | 0.1490  | 0.0573    |
| Constante                   | 0.3430            |           | 0.0504  |           | -0.1430 |           |
| Log. pseudoverosimilitud    | -4 658 266        |           |         | -719 189  |         | -393 215  |
| Test de Wald ( $\chi^2$ )   | 3.53*             |           |         | 0.11      |         | 13.30***  |
| N                           | 2 599             |           |         | 3 043     |         | 1 945     |
| No observadas               | 932               |           |         | 1,054     |         | 713       |
| Observadas                  | 1 667             |           |         | 1 989     |         | 1 232     |
| Media variable dependiente  | 0.6692            |           |         | 0.6606    |         | 0.6090    |

Significancia estadística por niveles de confianza: \* 90 por ciento, \*\* 95 por ciento, \*\*\* 99 por ciento.  
Fuente: elaboración propia sobre la base de la EPH (Segundo trimestre de 2010).

Cuadro 2. Estimación de la ecuación de participación por regiones

| Variables                  | Cuyo    |           | Pampeana |            | Patagónica |           |
|----------------------------|---------|-----------|----------|------------|------------|-----------|
|                            | Coef.   | Ef. marg. | Coef.    | Ef. marg.  | Coef.      | Ef. marg. |
| Años de educación formal   | -0.0064 | -0.0023   | 0.0007   | 0.0003     | 0.0098     | 0.0031    |
| Experiencia                | 0.0741  | 0.0270    | 0.0845   | 0.0328     | 0.0561     | 0.0176    |
| Experiencia al cuadrado    | -0.0018 | -0.0007   | -0.0018  | -0.0007    | -0.0015    | -0.0005   |
| Propiedad de la vivienda   | -0.1990 | -0.0715   | 0.0009   | 0.0003     | -0.2970    | -0.0898   |
| Vivienda inadecuada        | 0.0095  | 0.0034    | -0.2240  | -0.0883    | -0.0317    | -0.0100   |
| Niños (de 5 años y menos)  | -0.0775 | -0.0282   | 0.0205   | 0.0080     | 0.0127     | 0.0040    |
| Niños (entre 6 y 12 años)  | -0.0892 | -0.0325   | 0.0062   | 0.0024     | 0.0166     | 0.0052    |
| Perceptores de ingreso     | 0.1650  | 0.0600    | 0.1450   | 0.0561     | 0.1990     | 0.0626    |
| Constante                  | 0.5380  |           | -0.1110  |            | 0.5850     |           |
| Log. pseudoverosimilitud   |         | -469 745  |          | -2 082 859 |            | -291 116  |
| Test de Wald ( $\chi^2$ )  |         | 1.64      |          | 2.48       |            | 6.88***   |
| N                          |         | 1 648     |          | 5 876      |            | 2 685     |
| No observadas              |         | 563       |          | 2 180      |            | 740       |
| Observadas                 |         | 1 085     |          | 3 696      |            | 1 945     |
| Media variable dependiente |         | 0.6660    |          | 0.5944     |            | 0.7553    |

Significancia estadística por niveles de confianza: \* 90 por ciento, \*\* 95 por ciento, \*\*\* 99 por ciento.  
Fuente: elaboración propia sobre la base de la EPH (Segundo trimestre de 2010).

Los resultados de la estimación de la ecuación de participación sugieren las siguientes observaciones:

- Un año de educación adicional afecta negativamente a la probabilidad de participar en el mercado laboral en la mayoría de las regiones (a excepción de la Pampeana y Patagónica), probablemente porque para una persona educada es importante continuar con la educación o conseguir un trabajo de mayor calidad. La educación formal aumenta el salario de reserva y desalienta a las personas a ingresar al mercado laboral.
- La experiencia incentiva a las personas para entrar en el mercado laboral, lo que es un resultado intuitivo. Además, la experiencia tiene un efecto positivo pero decreciente sobre la probabilidad de participar en el mercado laboral.
- El hecho de que el hogar sea propietario de la vivienda que habita afecta negativamente la probabilidad de trabajar en todas las regiones con excepción de NEA y la región Pampeana. Esto puede deberse a que la propiedad de la vivienda es un indicador de riqueza, y cuanto mayor cantidad de activos físicos posee un hogar, menos urgente le resulta obtener ingresos adicionales, elevando el salario de reserva.
- La existencia de hijos menores de cinco años en el hogar aumenta las chances de estar ocupado (excepto en Cuyo), presumiblemente debido a la mayor responsabilidad que implica la tenencia de menores dependientes. Los niños menores de seis a 12 años generan una menor probabilidad de entrar en el mercado laboral en algunos casos y mayor en otros, probablemente por las obligaciones que implica el cuidado de los niños, elevando el salario de reserva.
- La probabilidad de participar en el mercado de trabajo aumenta con el número de perceptores de ingresos en el hogar. Esto probablemente se relaciona con la cultura de valoración del trabajo.
- Por el contrario, si el hogar habita una vivienda en malas condiciones, los individuos tienen un menor incentivo para participar en el mercado laboral (excepto en Cuyo). Esto resulta paradójico si se considera a la falta de una vivienda adecuada como un indicador de necesidades más urgentes. Pero en este caso, el hecho de desalentar la participación en el trabajo, puede deberse a que las personas que viven en casas con privaciones tienen una menor valoración por el trabajo, o que gozan de otro tipo de ingresos (como planes sociales, por ejemplo), lo cual estaría aumentando su salario de reserva.

Cuadro 3. Estimación de la ecuación de Mincer corregida por sesgo de selección, por regiones

| Variables                | Gran Buenos Aires    | NOA                  | NEA                  | Cuyo                 | Pampeana              | Patagónica            |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Años de educación formal | 0.0828***<br>(17.89) | 0.0877***<br>(16.90) | 0.0981***<br>(14.88) | 0.0898***<br>(13.70) | 0.0812***<br>(19.26)  | 0.0642***<br>(11.88)  |
| Experiencia              | 0.0079<br>(1.37)     | 0.0140<br>(1.17)     | 0.0004<br>(0.04)     | 0.0161<br>(1.96)     | 0.0299***<br>(6.34)   | 0.0335***<br>(6.57)   |
| Experiencia al cuadrado  | -0.0000<br>(-0.84)   | -0.0001<br>(-0.48)   | 0.0002<br>(1.47)     | -0.0002<br>(-1.45)   | -0.0004***<br>(-5.05) | -0.0005***<br>(-5.67) |
| Trabajo no asalariado    | -0.146**<br>(-2.92)  | -0.291***<br>(-6.79) | -0.459***<br>(-8.95) | -0.260***<br>(-4.77) | -0.246***<br>(-6.07)  | -0.345***<br>(-6.40)  |
| Constante                | 1.485***<br>(14.06)  | 1.037***<br>(5.40)   | 1.152***<br>(7.16)   | 1.106***<br>(8.28)   | 1.146***<br>(13.02)   | 1.707***<br>(17.23)   |
| N                        | 2599                 | 3043                 | 1945                 | 1648                 | 5876                  | 2685                  |
| Estadístico de Wald      | 357.06***            | 345.71***            | 360.39***            | 238.96***            | 437.76***             | 251.94***             |

Nota: el valor de los estadísticos de la prueba t de significancia individual están entre paréntesis. Significancia estadística por niveles de confianza: \* 90 por ciento, \*\* 95 por ciento, \*\*\* 99 por ciento.

Fuente: elaboración propia sobre la base de la EPH (Segundo trimestre de 2010).

Una vez efectuada la corrección por el sesgo de selección, es posible volver a construir la ecuación de Mincer. Los resultados se muestran en el cuadro 3. Cabe destacar que se adicionó una variable dicotómica que asume el valor uno para el trabajo no asalariado, y cero en el asalariado. La inclusión de esta variable está destinada a evitar el problema de identificación en el marco de ecuaciones simultáneas (Wooldridge, 2001).

Todas las variables tienen coeficientes estadísticamente significativos (a excepción de los coeficientes de la experiencia en las regiones de GBA, NEA, NOA y Cuyo) y tienen los coeficientes esperados. Asimismo, la significatividad conjunta del modelo (testada mediante el estadístico de Wald para el caso del modelo corregido) también es alta (a 99 por ciento de confianza en todas las regiones). La tasa de rendimiento de la educación presenta leves modificaciones respecto al modelo sin corrección, siendo 8.3 por ciento para Gran Buenos Aires, 8.8 por ciento para NOA, 9.8 por ciento para NEA, 8.9 por ciento en Cuyo, 8.1 por ciento en la región Pampeana y 6.4 por ciento en la Patagónica. Cabe destacar que el orden de las tasas de rendimientos por regiones no se ha modificado. Finalmente, destaca que los jefes de hogar que no trabajan como asalariados, tienen un rendimiento inferior de su educación (el coeficiente de la variable correspondiente es negativo).

### **Control por variables relativas al nivel socio-económico**

Uno de los propósitos de este trabajo es explorar el efecto de las características socio-económicas y demográficas en la determinación de los salarios. A fin de incorporar algunas variables al respecto de los hogares, teniendo en cuenta la existencia de correlaciones entre ellas, se efectúa un análisis de componentes principales para evitar la multicolinealidad.

El análisis de componentes principales (Sharma, 1996) es una técnica de reducción de dimensionalidad que construye nuevas variables como combinaciones lineales de las originales. De este modo, permite el colapso y, por consiguiente, introducción en un análisis de regresión, de un conjunto de variables mutuamente correlacionadas evitando multicolinealidad. Las nuevas variables, llamadas componentes principales, no se correlacionan entre sí, porque son las proyecciones de las variables originales en un nuevo conjunto de ejes ortogonales. Además, las nuevas variables son construidas de modo tal que la primera recoge el máximo posible de la variabilidad total, la segunda, el máximo posible de la restante, y así sucesivamente. De este modo, un conjunto dado de componentes re-

coge un máximo de variabilidad atendiendo al objetivo de reducción de la dimensión del conjunto de datos. La selección de las componentes a retener puede realizarse mediante diferentes criterios; aquí se usa el de  $\alpha > 1$  (donde  $\alpha$  es el valor propio de cada componente y representa la cantidad de variabilidad que recoge). Un comentario final acerca de esta técnica es que sólo permite el colapso variables numéricas, no nominales. Las variables que se usaron para el cálculo de las componentes principales y, por ende, supuestas como intervinientes en la relación entre el salario y la educación, son de tipo demográfico, laboral y económico. Nuevamente, se tuvo en cuenta la limitación impuesta por la fuente de datos:

*Demográfico:*

- Número de personas por habitación de uso exclusivo del hogar.
- Número de niños menores de 10 años de edad en el hogar.
- Número de personas con 10 años de edad o más.
- Promedio de edad de los miembros del hogar.

*Laboral:*

- Número de ocupaciones del jefe de hogar.
- Cantidad de horas dedicadas al trabajo (tanto en la actividad principal como en las secundarias) por el jefe de hogar en la semana de referencia.
- Tasa de dependencia del hogar, que es la relación entre las personas económicamente inactivas y las económicamente activas, y representa el número de inactivos sustentados por cada activo.
- Tasa de actividad del hogar, definida como la relación entre el número de activos del hogar y el número total de miembros, que indica la proporción de personas trabajando o buscando trabajo en el hogar.

*Económico:*

- Participación de los ingresos laborales en el ingreso total del hogar.
- Participación de los ingresos no laborales en el ingreso total del hogar.

Se retienen dos componentes, siguiendo el criterio de que absorben 61 por ciento de la variabilidad total del conjunto de variables originales. Para obtener una mejor interpretación de los componentes, se aplica una rotación ortogonal mediante el método Varimax. Este método rota los ejes nuevos de manera que cada variable maximiza su carga en un eje determinado. La varianza total retenida es la misma que para las componentes sin rotar.

Las cargas para la construcción de las componentes principales rotadas se muestran en el cuadro 4.

Cuadro 4: Carga de las componentes principales rotadas

| Variables                                      | Comp. 1 | Comp. 2 |
|------------------------------------------------|---------|---------|
| Personas por habitación                        | 0.4427  | 0.0065  |
| Niños menores de 10 años                       | 0.4332  | -0.0012 |
| Personas de 10 años o más                      | 0.3641  | 0.0124  |
| Edad promedio                                  | -0.3787 | -0.2484 |
| Número de ocupaciones del jefe de hogar        | -0.1176 | 0.1761  |
| Total de horas trabajadas por el jefe de hogar | -0.1918 | 0.3735  |
| Tasa de dependencia                            | 0.4641  | -0.0543 |
| Tasa de actividad                              | -0.2165 | 0.4824  |
| Participación del ingreso laboral              | 0.1176  | 0.5157  |
| Participación del ingreso no laboral           | -0.1171 | -0.5157 |
| Rho                                            | 0.6114  |         |

Fuente: elaboración propia sobre la base de la EPH (Segundo trimestre de 2010).

La interpretación de las componentes principales se deriva de las cargas de las variables en cada componente. En el caso de estas dos variables, es claro que la primera captura la composición demográfica del hogar. La misma aumenta cuanto mayor es la dependencia del hogar, hay mayor cantidad de miembros por habitación y hay mayor cantidad de niños. La segunda componente da cuenta de la inserción laboral de los miembros del hogar, es decir, su valor se incrementa con el número de ocupaciones y horas trabajadas del jefe de hogar, la tasa de actividad del hogar y la participación del ingreso laboral.

La introducción de estas nuevas variables en la ecuación de participación arroja los resultados que se observan en el cuadro 5.

Se verifica la independencia de las ecuaciones en el NEA, en la región Pampeana y en la Patagónica. Los cambios de signo de los coeficientes de la ecuación de participación reflejan el efecto de las correspondientes variables luego de aislar por los atributos socio-económicos y demográficos. En la nueva ecuación de participación, incluyendo a las componentes principales como determinantes del salario, la educación tiene un efecto positivo sobre la participación (excepto en NOA y NEA), al igual que la experiencia, aunque el de ésta es decreciente.

Cuadro 5. Estimación de la ecuación de participación incluyendo las componentes principales por regiones

| Variables                     | Gran Buenos Aires |           | NOA      |           | NEA      |           |
|-------------------------------|-------------------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|
|                               | Coef.             | Ef. marg. | Coef.    | Ef. marg. | Coef.    | Ef. marg. |
| Años de educación formal      | 0.0056            | 0.0020    | -0.0045  | -0.0015   | -0.0259  | -0.0094   |
| Experiencia                   | 0.0614            | 0.0217    | 0.0644   | 0.0214    | 0.0540   | 0.0195    |
| Experiencia al cuadrado       | -0.001            | -0.0003   | -0.0012  | -0.0004   | -0.0011  | -0.0004   |
| Componente 1                  | -0.1210           | -0.0427   | -0.0568  | -0.0189   | -0.1310  | -0.0473   |
| Componente 2                  | 0.7930            | 0.2799    | 0.9390   | 0.3121    | 1.0280   | 0.3712    |
| Propiedad de la vivienda      | -0.0441           | -0.0155   | -0.2150  | -0.0696   | 0.0457   | 0.0166    |
| Vivienda inadecuada           | -0.0425           | -0.0151   | -0.154   | -0.0526   | -0.2050  | -0.0761   |
| Niños (de cinco años y menos) | 0.3570            | 0.1259    | 0.1840   | 0.0611    | 0.1580   | 0.0570    |
| Niños (entre 6 y 12 años)     | 0.2480            | 0.0875    | 0.1990   | 0.0659    | 0.2970   | 0.1073    |
| Perceptores de ingreso        | -0.0307           | -0.0108   | -0.0845  | -0.0281   | -0.0165  | -0.0060   |
| Constante                     | -0.4470           |           | 0.401    |           | 0.5500   |           |
| Log. pseudoverosimilitud      | -4 091 684        |           | -598 503 |           | -299 714 |           |
| Test de Wald ( $\chi^2$ )     | 2.47              |           | 0.20     |           | 6.27**   |           |
| N                             | 2 599             |           | 3,043    |           | 1 945    |           |
| No observadas                 | 932               |           | 1,054    |           | 713      |           |
| Observadas                    | 1 667             |           | 1 989    |           | 1 232    |           |
| Media variable dependiente    | 0.6900            |           | 0.7274   |           | 0.6722   |           |

Significancia estadística por niveles de confianza: \* 90 por ciento, \*\* 95 por ciento, \*\*\* 99 por ciento.

Cuadro 5. Estimación de la ecuación de participación incluyendo las componentes principales por regiones

| Variables                     | Cuyo     |           | Pampeana   |           | Patagónica |           |
|-------------------------------|----------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|
|                               | Coef.    | Ef. marg. | Coef.      | Ef. marg. | Coef.      | Ef. marg. |
| Años de educación formal      | 0.0126   | 0.0044    | 0.0158     | 0.0059    | 0.0373     | 0.0100    |
| Experiencia                   | 0.0610   | 0.0213    | 0.0411     | 0.0154    | 0.0652     | 0.0175    |
| Experiencia al cuadrado       | -0.0011  | -0.0004   | -0.0008    | -0.0003   | -0.0010    | -0.0003   |
| Componente 1                  | -0.0157  | -0.0055   | -0.1470    | -0.0549   | -0.1100    | -0.0296   |
| Componente 2                  | 0.9350   | 0.3268    | 0.8650     | 0.3243    | 1.0260     | 0.2758    |
| Propiedad de la vivienda      | 0.0186   | 0.0065    | 0.0162     | 0.0061    | -0.1060    | -0.0280   |
| Vivienda inadecuada           | 0.2000   | 0.0670    | -0.2300    | -0.0889   | -0.0045    | -0.0012   |
| Niños (de cinco años y menos) | 0.0725   | 0.0253    | 0.3080     | 0.1153    | 0.3520     | 0.0945    |
| Niños (entre 6 y 12 años)     | 0.2350   | 0.0823    | 0.3580     | 0.1341    | 0.3480     | 0.0936    |
| Perceptores de ingreso        | -0.0586  | -0.0205   | -0.0125    | -0.0047   | -0.0776    | -0.0209   |
| Constante                     | -0.1210  |           | -0.1940    |           | -0.5730    |           |
| Log. pseudoverosimilitud      | -393,774 |           | -1 694 519 |           | -242 817   |           |
| Test de Wald ( $\chi^2$ )     | 0.42     |           | 3.16*      |           | 6.70***    |           |
| N                             | 1 648    |           | 5 876      |           | 2 685      |           |
| No observadas                 | 563      |           | 2 180      |           | 740        |           |
| Observadas                    | 1 085    |           | 3,696      |           | 1,945      |           |
| Media variable dependiente    | 0.6964   |           | 0.6377     |           | 0.8129     |           |

Significancia estadística por niveles de confianza: \* 90 por ciento, \*\* 95 por ciento, \*\*\* 99 por ciento.  
Fuente: elaboración propia sobre la base de la EPH (Segundo trimestre de 2010).

Cuadro 6. Estimación de la ecuación de Mincer corregida incluyendo las componentes principales por regiones

| Variables                | Gran Buenos Aires    | NOA                  | NEA                  | Cuyo                 | Pampeana             | Patagónica            |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| Años de educación formal | 0.0810***<br>(15.69) | 0.0881***<br>(16.00) | 0.103***<br>(16.16)  | 0.0931***<br>(13.08) | 0.0827***<br>(17.66) | 0.0658***<br>(12.14)  |
| Experiencia              | 0.0029<br>(0.52)     | 0.0168**<br>(2.90)   | 0.0189**<br>(2.91)   | 0.0100<br>(1.27)     | 0.0199***<br>(5.14)  | 0.0254***<br>(4.99)   |
| Experiencia al cuadrado  | 0.0000<br>(0.26)     | -0.0001<br>(-1.44)   | -0.0001<br>(-0.76)   | -0.0000<br>(-0.19)   | -0.0002*<br>(-2.55)  | -0.0003***<br>(-3.31) |
| Componente 1             | -0.00763<br>(-0.37)  | 0.0382*<br>(2.55)    | 0.0545**<br>(2.85)   | 0.0463*<br>(2.32)    | 0.0502***<br>(3.44)  | 0.0321*<br>(2.09)     |
| Componente 2             | -0.0020<br>(-0.08)   | 0.0978**<br>(2.73)   | 0.0468<br>(1.12)     | 0.118*<br>(2.57)     | 0.119***<br>(3.79)   | 0.0488<br>(1.33)      |
| Trabajo no asalariado    | -0.135**<br>(-2.74)  | -0.276***<br>(-6.51) | -0.452***<br>(-9.10) | -0.252***<br>(-4.66) | -0.236***<br>(-5.89) | -0.333***<br>(-6.21)  |
| Constante                | 1.601***<br>(12.92)  | 0.852***<br>(7.15)   | 0.671***<br>(5.00)   | 0.978***<br>(6.08)   | 1.093***<br>(10.33)  | 1.714***<br>(14.33)   |
| N                        | 2 599                | 3 043                | 1 945                | 1 648                | 5 876                | 2 685                 |
| Estadístico de Wald      | 364.44***            | 360.27***            | 443.28***            | 233.95***            | 400.14***            | 218.37***             |

Nota: el valor de los estadísticos de la prueba t de significancia individual están entre paréntesis. Significancia estadística por niveles de confianza: \* 90 por ciento, \*\* 95 por ciento, \*\*\* 99 por ciento.

Fuente: elaboración propia sobre la base de la EPH (Segundo trimestre de 2010).

Con respecto a la propiedad de la vivienda, en algunas regiones (GBA, NOA y Patagónica) el efecto es negativo sobre la probabilidad de participar en el mercado laboral, mientras que en el resto, es positivo. El efecto de la tenencia de niños es positivo en todas las regiones, sugiriendo que la mayor dependencia genera un incentivo a que los jefes de hogar trabajen. Es llamativo que el número de perceptores de ingresos ahora tiende a reducir la probabilidad de participar en el mercado laboral, mostrando el efecto ingreso que genera esta situación. La vivienda inadecuada mantiene su efecto de aumentar el salario de reserva (excepto en Cuyo).

Con respecto a las componentes principales, la mayor dependencia demográfica del hogar tiende a reducir la probabilidad de participar en el empleo del jefe de hogar. Esto puede atribuirse a que los hogares con mayor cantidad de dependientes suelen ser aquéllos de menores recursos, siendo esto un indicador de pobreza. La segunda componente, que recoge la inserción del hogar en el mercado laboral, aumenta la propensión a que el jefe de hogar se encuentre ocupado. Este efecto podría encontrar dos explicaciones: por un lado, que una mayor participación de los miembros del hogar en el mercado laboral indica una mayor cultura del trabajo en el entorno familiar, mientras que por otro, puede considerarse un indicador de pobreza, ya que los hogares de menores recursos suelen recurrir a una mayor inserción de sus miembros en ocupaciones de menor calidad.

Incluyendo estos dos componentes en el análisis de regresión de las ecuaciones de Mincer, los resultados de la estimación se muestran en el cuadro 6.

No puede observarse una disminución de las tasas de retorno como consecuencia de la introducción de controles socio-económicos, ya que dichas tasas permanecen en valores próximos a los hallados con anterioridad: las tasas de retorno se encuentran entre 6.6 y 10.3 por ciento, mientras que anteriormente estaban entre 6.4 y 9.8 por ciento. Las tasas mantienen el mismo orden de magnitud entre las regiones, conservándose entonces la relación entre la tasa de rendimiento de la educación y el nivel de desarrollo. Con respecto a la experiencia, la misma sigue teniendo un efecto positivo y decreciente, aunque no es significativa en GBA y Cuyo. Los jefes con trabajo no asalariado muestran retornos inferiores a aquéllos asalariados, al igual que se observó con anterioridad.

En cuanto a las variables que recogen rasgos socio-económicos, aquella que indica mayor dependencia en el hogar tiene un efecto positivo sobre el salario, excepto en GBA donde el efecto no es significativo. Esto debe ser contrastado con el efecto negativo que esta variable tiene sobre la par-

participación laboral. Podría inferirse entonces que los jefes de hogares con mayor dependencia tienden a insertarse en menor proporción en el empleo, aunque cuando lo hacen, sus salarios son superiores. La mayor inserción de los miembros del hogar en el mercado laboral implica un mayor salario, pero el efecto es significativamente distinto de cero en tres de las seis regiones (NOA, Cuyo y Pampeana).

En suma, el principal resultado consiste en que las variables socio-económicas tienen efectos significativos sobre la determinación del salario y sobre la participación laboral, aunque no modifican el retorno a la educación.

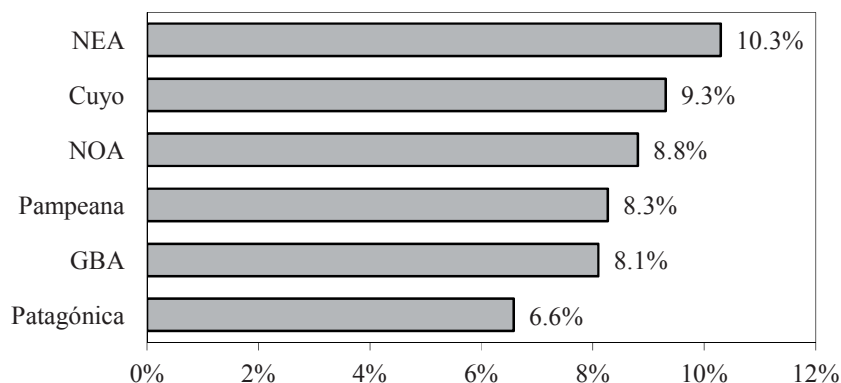
### COMENTARIOS FINALES

El análisis realizado en este trabajo ofrece interesantes notas empíricas sobre la relación entre la educación y la determinación de los ingresos. Además, el hecho de que el análisis es desarrollado por regiones geográficas, permite avanzar en las comparaciones entre emplazamientos con distintos niveles de desarrollo, aunque no puede soslayarse el hecho de que no se están considerando las heterogeneidades presentes al interior de cada región.

Se efectuó un análisis de los determinantes del ingreso de la actividad principal de los jefes de hogar, tomando en cuenta variables relativas a la teoría del capital humano (educación y experiencia) y controlando por otras indicativas del nivel socio-económico. Además, se consideró y corrigió el de sesgo de selección, debido a que la participación de las personas en el mercado laboral puede estar condicionada por el nivel de su salario de reserva. Las tasas de rendimiento de la educación obtenidas en la estimación final de la Ecuación de Mincer se muestran en la gráfica 3.

Se observa que las regiones que tienen una mayor tasa de rendimiento de la educación son NEA (10.3 por ciento), Cuyo (9.3 por ciento) y NOA (8.8 por ciento), mientras que donde el rendimiento es menor es en la región Patagónica (6.6 por ciento), Gran Buenos Aires (8.1 por ciento) y la región Pampeana (8.3 por ciento). Aunque la dispersión entre las tasas de retorno a primera vista no parece ser muy cuantiosa, en el siguiente gráfico se constata que existe una relación inversa entre dichas tasas y el nivel de desarrollo de las regiones, aproximado por el PBG per cápita. Destaca el caso de GBA (CABA específicamente), donde el nivel de desarrollo es muy superior al de las demás regiones.

Gráfica 3. Argentina 2010: tasas de rendimiento de un año adicional de educación formal por regiones geográficas



Fuente: elaboración propia sobre la base de la EPH (segundo trimestre de 2010).

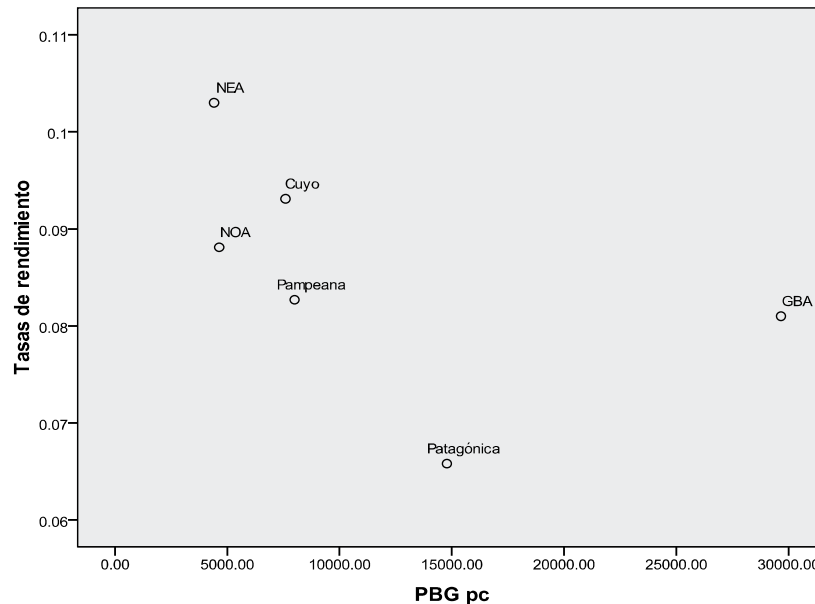
Cabe destacar la marcada influencia del tipo de inserción en el mercado laboral de todos los miembros del hogar en la determinación de los ingresos del jefe, siendo NOA, Cuyo y la región Pampeana aquéllas donde el peso de estos atributos es mayor. La estructura de dependencia de los hogares, por su parte, también tiene un importante efecto sobre la determinación del salario de los jefes de hogar en todas las regiones.

La relación inversa entre el nivel de desarrollo y el rendimiento de la educación encontrada en Argentina, que coexiste con la persistencia de diferencias en el nivel de desarrollo (testimoniada en la gráfica 1), genera cuestionamientos en el rol de la educación como promotora de desarrollo. Un mayor rendimiento de la educación en las regiones menos desarrolladas debería incentivar el incremento del nivel educativo de la población en las mismas, tendiendo a aumentar el desarrollo. Sin embargo, no se está considerando la existencia de movimientos poblacionales al interior del país, los que podrían estar detrás de la persistencia de brechas de desarrollo. Para comprender las barreras para que la educación se traduzca en mayor desarrollo socio-económico, debería indagarse en la existencia de rigideces tanto en la oferta educativa como en el mercado laboral de cada región, que pueden estar obstaculizando la convergencia.

Por otro lado, el hecho de que los factores concernientes a la estructura socio-económica de la población sean determinantes estadísticamente significativos del ingreso da indicios de que, a fin de mejorar el perfil de ingresos de la población, no es suficiente con mejorar la política educativa (en términos de cantidad y calidad), sino que no se puede desatender el

resto de los condicionantes de la calidad de vida (el entorno familiar principalmente).

Gráfica 4. Argentina: tasas de rendimiento de un año adicional de educación (2010) vs. PBG per cápita (último dato) por regiones geográficas



Fuente: elaboración propia sobre la base de la EPH (segundo trimestre de 2010).

El análisis llevado a cabo es una primera aproximación al problema de la interacción entre el mercado laboral y la educación. No puede menos que reconocerse que queda un importante espacio para continuar con la investigación al respecto.

## BIBLIOGRAFÍA

- ANDINI, Corrado, 2007, *A dynamic mincer equation with an application to portuguese data*, Discussion Paper Series, núm. 2897, Institute for the Study of Labor (IZA), Alemania.
- BARCEINAS, F., J. ALONSO, J. L. RAYMOND y J. L. ROIG, 2003, *Hipótesis de señalización frente a capital humano. Evidencia para el caso español*, Universidad Autónoma de Barcelona, España.
- BECKER, Gary, 1962, "Investment in human capital: a theoretical analysis", en *The Journal of Political Economy*, vol. 70, núm. 5, parte 2, Investment in Human Beings, Estados Unidos.

- BECKER, Gary, 1964, *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, National Bureau of Economic Research (NBER), núm. 80, Series Generales, Estados Unidos.
- BLAUG, M., 1996, "La educación y el contrato de trabajo", en E. ORDOVAL PLANAS, *Lecturas en Economía de la Educación*, Ariel, Barcelona, España.
- CALDERÓN, M. y M. RÍOS ROLLA, 2003, *¿Por qué eligen ciencias económicas? ¿Los ingresos futuros son superiores?*, 6º Congreso Nacional de Estudios del Trabajo, 13-16 de agosto, Buenos Aires, Argentina.
- CARD, David, 1999, "The causal effect of education on earnings", en O. ASHENFELTER y D. CARD, *Handbook of Labor Economics*, Nueva York, Estados Unidos.
- CASTELLAR, C. y José URIBE, 2003, *La tasa de retorno de la educación: teoría y evidencia micro y macroeconómicas en el área metropolitana de Cali*, en Documento de Trabajo núm. 3090, Universidad Del Valle/CISDE.
- FISHER, Irving, 1904, "Precedent for defining capital", en *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 18, núm. 3.
- HECKMAN, James, 1979, "Sample selection bias as a specification error", en *Econometrica*, vol. 47, núm. 1.
- HECKMAN, J., L. LOCHNER, y P. TODD, 2003, *Fifty years of Mincer earnings regressions*, NBER Working Papers, núm. 6384, National Bureau of Economic Research, Estados Unidos.
- HERRERO, V., M. DE SANTIS y H. GERTEL, 2004a, "El ingreso de los docentes en Argentina: es alto o bajo?", en *Revista de Economía y Estadística*, vol. XII (1), Instituto de Economía y Finanzas de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.
- HERRERO, V., M. DE SANTIS, y H. GERTEL, 2004b, *Un examen empírico del empleo y la remuneración docente en las escuelas de Argentina en 1998 y 2002 aplicando ecuaciones de ingreso corregidas por selectividad*, XXXIX Reunión Anual de la AAEP, Publicación Digital, Argentina.
- JHONES, G., 1995, *Economía de la educación*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, España.
- LEMA, D. y K. CASELLAS, 2009, *Retornos a la educación en zonas rurales*, XLIV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP), Universidad Nacional de Cuyo, 18-20 de noviembre, Argentina.
- MARGOT, Diego, 2001, *Rendimientos de la educación en Argentina: un análisis dinámico basado en cohortes*, XXXVI Reunión Anual de la AAEP, Publicación Digital, Argentina.
- MINCER, Jacob, 1974, *Schooling, experience and earnings*, National Bureau of Economic Research (NBER), Nueva York, Estados Unidos.
- PAZ, Jorge y Carolina PISELLI, 2000, *Desigualdad de ingresos y pobreza en Argentina*, XXXV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP), Córdoba, Argentina.
- PAZ, Jorge, 2001, *La brecha de ingresos entre cónyuges en Argentina*, Encuentro de la Red de Centros de Economía Social, Panamá.

PAZ, Jorge, 2005, *Desigualdad, pobreza y mercados de trabajo*, Cuarta Jornada sobre Mercado de Trabajo y Equidad en Argentina, Buenos Aires.

PAZ, Jorge, 2007, *Retornos laborales a la educación en Argentina. Evolución y estructura actual*, en Serie Documentos de Trabajo núm. 355, Universidad del CEMA.

RAMONI, ORLANDONI, PRASAD, RIVAS, 2007, “El factor capital humano en la determinación de los sueldos de los profesores universitarios en Venezuela”, en *Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura*, vol. XIII, núm. 2, Venezuela.

SHARMA, Subhash, 1996, *Applied multivariate techniques*, John Wiley and Sons, Inc., Estados Unidos.

*Gabriela Liliana Galassi*

Es Magíster en Demografía y Licenciada en Economía por la Universidad Nacional de Córdoba, Argentina. Es profesora ayudante B del Departamento de Economía y Finanzas de la Facultad de Ciencias Económicas en la Universidad Nacional de Córdoba. Es autora del capítulo “Hacia la matriz vulnerabilidad-clases sociales: enfoques de Rubén Kaztman y Susana Torrado”, en el Libro de *Lecturas sobre Vulnerabilidad y Desigualdad Social*, de Leandro González También es autora de “Factores de vulnerabilidad de los migrantes limítrofes en la Argentina. Un análisis comparativo de brasileros y paraguayos”, en coautoría con Pablo Sebastián Gómez, capítulo del libro *Estudos demográficos na Argentina y Brasil. Resultados de copoperação da Unicamp e UNC*, de Tirza Aidar y Enrique Pelaez (compiladores), CAPES-SPU.

Correo electrónico: gabygalassi0502@gmail.com

*Marcos Javier Andrada*

Es Magíster en Demografía (2011) y Licenciado en Psicopedagogía por la Universidad Nacional de La Rioja, Argentina. Es Becario Doctoral del CONICET. Es profesor adjunto en el Departamento Académico de Humanidades en la Universidad Nacional de La Rioja. Es autor de “Análisis comparativo de la mortalidad por grandes grupos de causas de muerte en las ciudades de Campinas (Brasil) y Córdoba (Argentina) en el período 2000-2005. Evaluación del impacto en la esperanza de vida”, capítulo del libro *Estudos demográficos na Argentina y Brasil. Resultados de copoperação da Unicamp e UNC*, de Tirza Aidar y Enrique Pelaez (compiladores).

Correo electrónico: marcosandrada80@gmail.com

Este artículo fue recibido el 7 de enero de 2010 y aprobado el 21 de febrero de 2011