

DOCUMENTO DE DISCUSIÓN

DD/10/06

Educación superior e ingresos laborales:
Estimaciones paramétricas y no
paramétricas de la rentabilidad por niveles y
carreras en el Perú

Gustavo Yamada
Juan F. Castro



UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO
CENTRO DE INVESTIGACIÓN

DOCUMENTO DE DISCUSIÓN

DD/10/06

© 2010 Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico

DD/10/06

Documento de Discusión

Educación superior e ingresos laborales: Estimaciones paramétricas y no paramétricas de la rentabilidad por niveles y carreras en el Perú

Elaborado por Gustavo Yamada y Juan F. Castro[†].

Diciembre 2010

Resumen

Si relacionamos el logaritmo del ingreso laboral con los años de educación a través de una especificación “minceriana” tradicional obtenemos que, en el Perú, el rendimiento de un año adicional de educación sería del orden del 10%. En la primera parte de este estudio, sin embargo, encontramos que los principales supuestos que permiten relacionar este porcentaje con el concepto de retorno no se verifican para el caso peruano. Proponemos hasta cinco estrategias más flexibles para modelar los salarios en función de la educación. Encontramos que cada año adicional de educación puede provocar un incremento en salarios que fluctúa entre 3.5% y casi 30%, dependiendo de si se trata de la instrucción básica o superior, o si estamos hablando de cursar el nivel o completar el nivel. Se confirman dos elementos característicos del mercado laboral peruano: (i) los rendimientos crecientes de la educación (o “convexificación” de los retornos); y (ii) la prima salarial asociada a completar cada nivel de instrucción (o “efecto diploma”). En la segunda parte del estudio, empleamos la metodología de cuantiles para estimar rendimientos diferenciados para la educación superior, distinguiendo entre distintos tipos de instrucción y familias de carreras universitarias. Asimismo, utilizamos los costos directos de la educación y proyectamos los ingresos laborales utilizando un método no paramétrico flexible para hallar indicadores de rentabilidad más precisos, tanto para el promedio del mercado laboral como para diversos puntos de la distribución. Encontramos:

(i) que el nivel universitario y, al interior de éste, las carreras de Medicina e Ingeniería prometen el retorno más alto para aquellos con la habilidad necesaria para ubicarse en el 10% superior de ingresos; también dominan si tomamos en cuenta las pérdidas y ganancias potenciales bajo escenarios más extremos que el promedio; y (ii) que las carreras de Pedagogía y Otras Ciencias de la Salud no han permitido utilizar la habilidad para capitalizar los años de educación y, en términos monetarios, no deberían haber sido atractivas incluso después de incorporar consideraciones de riesgo. Por tanto, otras consideraciones, tales como restricciones financieras, de habilidades, de información y preferencias vocacionales, parecieran ser las razones que explican su alta participación en la fuerza laboral profesional.

Key words: Retornos, educación superior, Mincer, no paramétrico.

E-mail de los autores: Yamada_ga@up.edu.pe y Castro_jf@up.edu.pe

Las opiniones expresadas en los Documentos de Discusión son de exclusiva responsabilidad de los autores y no expresan necesariamente aquellas del Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. Los Documentos de Discusión difunden los resultados preliminares de las investigaciones de los autores con el propósito de recoger comentarios y generar debate en la comunidad académica.

[†]Los autores desean agradecer a Roberto Asmat y Fernando Mendo por su excelente colaboración en la elaboración del presente documento.



UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO
CENTRO DE INVESTIGACIÓN

1. Motivación y objetivos

La estimación del coeficiente asociado a los años de educación en una ecuación de ingresos laborales *a la* Mincer ha sido el enfoque tradicional para computar los retornos a la educación en el mercado laboral en casi todos los países del mundo. La validez de estos estimados, sin embargo, depende de una serie de supuestos que determinan tanto el uso de este coeficiente como el uso de la ecuación para caracterizar el perfil de ingresos para diferentes años de escolaridad y experiencia.

En la primera parte del estudio analizamos las implicancias teóricas y empíricas asociadas al uso de la ecuación de Mincer. Luego, utilizamos información del mercado laboral peruano para verificar si las restricciones impuestas por la especificación minceriana se cumplen o no. Asimismo, construimos estimaciones alternativas basadas en especificaciones más flexibles y comparamos sus resultados.

En la segunda parte del estudio, procedemos a realizar estimaciones paramétricas a-la-Mincer y por cuantiles y cálculos no paramétricos de la rentabilidad en el mercado laboral de distintos niveles de instrucción superior (universitaria y no universitaria) y siete familias de carreras universitarias, con información de encuestas de hogares entre el 2007 y 2009. Esta información resulta de mucha utilidad para guiar las decisiones de diversos agentes (jóvenes, padres de familia, instituciones educativas, responsables de la política educativa y competitividad del país) en un mercado plagado de asimetrías de información y ausencia de mecanismos confiables de aseguramiento de la calidad y pertinencia de la oferta.

2. La ecuación de Mincer versus enfoques alternativos

En los últimos 50 años, virtualmente todo trabajo empírico que necesitó una especificación para el ingreso laboral utilizó la denominada ecuación de Mincer. Formalmente:

$$\ln Y(s, x) = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + \varepsilon \quad (1.)$$

donde $Y(s, x)$ representa los ingresos laborales de una persona con “s” años de educación y “x” años de experiencia laboral potencial, y ε es un error no sistemático

que cumple con $E(\varepsilon | s, x) = 0$. Por lo general, β_1 es interpretado como el retorno porcentual que brinda un año de educación adicional, aunque esto, tal como se discutirá más adelante, depende del cumplimiento de algunos supuestos importantes.

Esta especificación responde a dos planteamientos teóricos distintos desarrollados en Mincer (1958, 1974). Aunque la especificación final es exactamente la misma, el contenido económico de cada uno de los modelos difiere considerablemente.

A. Modelos teóricos

a. Compensación de diferencias

Este planteamiento sostiene que las diferencias en los ingresos laborales entre individuos responden únicamente a las discrepancias que existen entre los periodos de preparación necesarios para el desarrollo de los distintos roles en la economía. Para validar esto se asume agentes homogéneos (con iguales habilidades y oportunidades), mercados completos y ausencia de incertidumbre. Además, se asume que el único costo de estudiar son los ingresos que se dejan de percibir durante los años de estudio ignorándose los costos de matrícula y los no pecuniarios.

En el contexto descrito, para que existan individuos que ocupen las distintas actividades en la economía, el valor presente de los ingresos netos que generen cada una de ellas debe ser el mismo. A partir de esta igualdad se construye la especificación de Mincer para describir los ingresos laborales.

No es difícil darse cuenta que el supuesto de homogeneidad entre agentes y valor presente de los ingresos asociados a las distintas ocupaciones es poco realista. Por lo mismo, el grueso del análisis teórico se basa en el planteamiento siguiente.

b. Identidad Contable

Este modelo se construye tomando en cuenta la relación existente entre los ingresos potenciales, los observados y las inversiones en capital humano. A diferencia del modelo anterior, se asume que los agentes son heterogéneos antes de invertir en capital humano por lo que el retorno de dicha inversión varía entre los agentes.

Para un agente particular, el costo de invertir en capital humano en un determinado periodo (C_t) es una fracción (k_t) de los ingresos potenciales (P_t) que el individuo puede obtener en dicho periodo: $C_t = k_t P_t$. Esta inversión aumenta el ingreso potencial del individuo proporcionalmente al costo de la misma: $P_t = P_{t-1}(1 + \rho_{t-1}k_{t-1}) = P_0 \prod_{j=0}^{t-1} (1 + \rho_j k_j)$. Así, ρ_t representa la tasa de retorno promedio de la inversión hecha en el periodo correspondiente.

Si se asume que ρ_t solo adopta dos valores: ρ_s para los de estudio (aquellos en los cuales $k_t = 1$) y ρ_x para las inversiones en capital humano de los años posteriores, se obtiene el siguiente comportamiento para los ingresos potenciales en el momento t.

$$\begin{aligned}
 P_t &= P_0 \prod_{j=0}^{s-1} (1 + \rho_s) \prod_{i=s}^{t-1} (1 + \rho_0 k_i). \\
 \ln P_t &= \ln P_0 + s \ln(1 + \rho_s) + \sum_{i=s}^{t-1} \ln(1 + \rho_0 k_i) \\
 \ln P_t &\approx \ln P_0 + s \rho_s + \rho_0 \sum_{i=s}^{t-1} k_i
 \end{aligned} \tag{2}$$

Si suponemos que las inversiones en capital humano durante la vida laboral decrecen de forma que $k_{s+x} = \chi \left(1 - \frac{x}{T}\right)$ donde $x = t - s > 0$ son los años de experiencia, se tiene que los ingresos potenciales se pueden expresar como:

$$\ln P_{s+x} \approx \ln P_0 + s \rho_s + \left(\rho_0 \chi + \frac{\rho_0 \chi}{2T} \right) x - \frac{\rho_0 \chi}{2T} x^2 \tag{3}$$

Dado que los ingresos observados son los ingresos potenciales menos los costos de invertir en capital humano, se llega a la ecuación de Mincer para los ingresos laborales.

$$\ln Y_{s+x} \approx \ln P_t - \chi(1 - x/T)$$

$$\ln P_{x+s} = (\ln P_0 - x) + \rho_s s + \left(\rho_0 \chi + \frac{\rho_0 \chi}{2T} + \frac{\chi}{T} \right) x - \frac{\rho_0 \chi}{2T} x^2 \quad (4.)$$

Nótese que el coeficiente ρ_s es la tasa de retorno promedio de un año de educación y no la tasa interna de retorno marginal ex ante adecuada para determinar las decisiones de inversión.

B. Implicancias de la ecuación de Mincer

La ecuación “minceriana” indicada en (1.) puede ser usada tanto para estimar directamente los retornos a la educación (a partir del valor estimado del parámetro β_1) como para proyectar el perfil de ingresos promedio según se acumulan años de educación o experiencia. Cada tipo de análisis tiene implícito un conjunto de supuestos y el hecho de que éstos se verifiquen o no depende de las características del mercado educativo y laboral de la economía bajo análisis. Por ejemplo, para que β_1 pueda ser interpretado directamente como el retorno a la educación, debe cumplirse que el único costo asociado a estudiar sea el costo de oportunidad; es decir, el ingreso que se deja de percibir.

Por otro lado, e incluso cuando sólo pretendemos estimar una ecuación de salarios, el uso de la especificación dada en (1.) implica imponer restricciones sobre el comportamiento de estos ingresos a lo largo de la vida laboral de una persona. En esta sección se discuten brevemente estas restricciones. En la sección siguiente se prueban y rechazan para el caso peruano.

i. Perfiles de log-ingresos - experiencia paralelos entre diferentes niveles educativos.

Si partimos de lo indicado en (1.), esto implica que $\frac{\partial \ln Y(s, x)}{\partial s \partial x} = 0$.

Dado que en la especificación de Mincer no incluye interacciones entre los años de educación y los de experiencia, se tiene que un año de experiencia laboral adicional aporta lo mismo al ingreso, independientemente de la instrucción del individuo. Gráficamente esto se reflejaría en líneas paralelas (una para cada nivel de instrucción) en el plano log-ingreso - experiencia.

ii. *Perfiles de log-ingresos - edad divergentes entre diferentes niveles educativos.*

De acuerdo con lo indicado en (1.), esto implica que $\frac{\partial \ln Y(s, x)}{\partial t \partial s} > 0$. Es decir, el incremento que genera en el salario el hecho de ser un año mayor es creciente en los años de educación de la persona. Gráficamente, esto se reflejaría en líneas divergentes (una para cada nivel de instrucción) en el plano log-ingreso - edad.

iii. *La varianza de los ingresos a lo largo del ciclo de vida tiene forma de U con un punto mínimo asociado a un determinado nivel de experiencia.*

Este resultado se obtiene si se asume que solo los ingresos potenciales (P_t) y los niveles de inversión (χ) varían entre la población y que estos no se encuentran correlacionados.

C. Evidencia empírica para el Perú

En esta sección se procede a comprobar las implicancias teóricas asociadas a la especificación “minceriana” con la “realidad” del mercado laboral peruano. Para esto, se utilizó la información de educación e ingresos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH). Debido a la ausencia relativa de algunos perfiles en la encuesta de un año (por ejemplo, individuos en el mercado laboral urbano sin ningún nivel educativo o individuos en el mercado laboral rural con nivel educativo superior universitario), se procedió a construir un “pool” de datos con la información de los años 2004 al 2008. De esta manera, se cuenta con mayor información para cada perfil laboral/educativo, sobre todo para aquellos con menor presencia relativa en los datos.

Ya que nos interesa estudiar las trayectorias “reales” que describe el ingreso a lo largo de los años de experiencia y de la edad del individuo, se utilizó un método de estimación no paramétrico que relacione las variables descritas sin necesidad de imponer una estructura tan particular como aquella asociada a la ecuación de Mincer¹.

El estudio de los retornos en el mercado laboral peruano amerita ciertas consideraciones metodológicas, dada su heterogeneidad. Por un lado, debido a la

¹ En el Anexo 1 se describe el método empleado.

heterogeneidad en el mercado laboral peruano dentro de las actividades dependientes, se incluyeron las siguientes fuentes adicionales de ingresos no presentes en el salario: gratificaciones por Navidad y Fiestas Patrias, bonificaciones por vacaciones y escolaridad, participación de utilidades de la empresa, CTS y otras bonificaciones extraordinarias². Se espera que a mayor nivel/calidad educativa, habrá mayores oportunidades de conseguir un trabajo con estos beneficios laborales adicionales. Por otro lado, debido a la heterogeneidad del mercado laboral peruano según ámbito geográfico, la estimación no paramétrica se realizó para trabajadores del ámbito urbano y rural por separado.

En los paneles A y B del Gráfico 1 se observa claramente que el perfil de ingreso respecto a la experiencia no se comporta de manera paralela para distintos niveles de instrucción. Por lo mismo, no podemos decir que el aporte de un año más de experiencia sea independiente del grado educativo. Por el contrario, se observa cierta tendencia a que los ingresos converjan para niveles de experiencia mayores, siendo esto particularmente cierto en el ámbito rural y causado, fundamentalmente, por el hecho de que la experiencia rápidamente exhibe rendimientos decrecientes para aquellos con instrucción superior.

La segunda restricción, referida a la divergencia del perfil de ingresos con respecto a la edad, tampoco se cumple. Tal como se observa en el Gráfico 2, los perfiles de ingreso-edad para los individuos con instrucción primaria y secundaria son paralelos en el ámbito urbano, y a éstos se agrega el perfil para individuos sin instrucción en el ámbito rural. Sólo en el caso de la instrucción superior se observa que el aporte de un año adicional de vida es significativamente mayor que en el resto de niveles, pero esto es cierto sólo hasta los 45 años, aproximadamente.

Gráfico 1

² En el caso de la actividad independiente se incluyó a la ganancia auto-reportada y al autoconsumo generados en dicha actividad.

Perfil del logaritmo del ingreso por hora versus años de experiencia según nivel educativo alcanzado

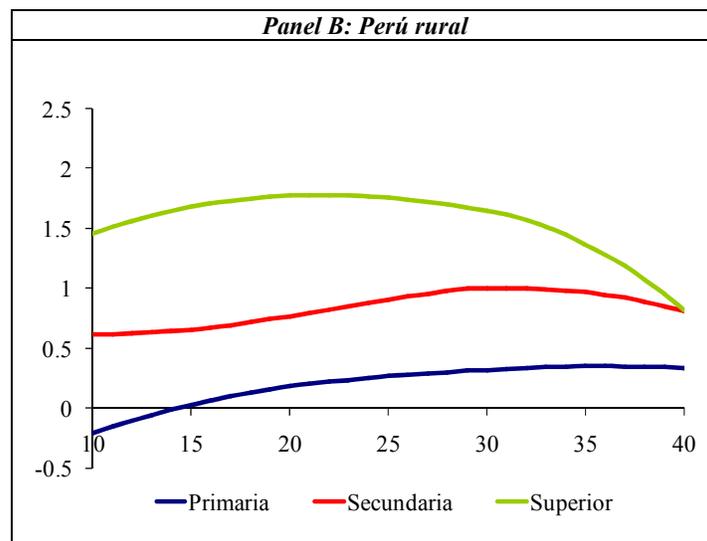
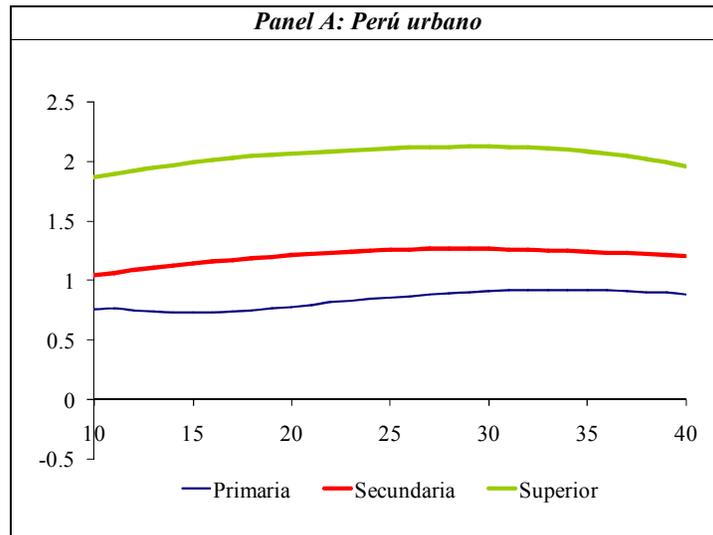
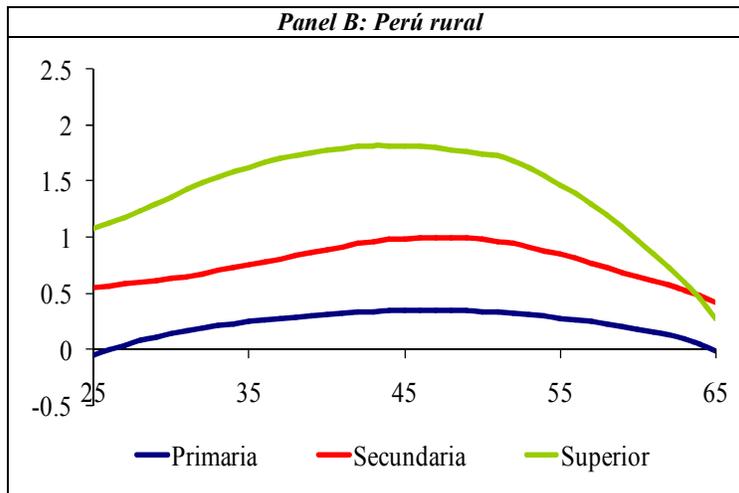
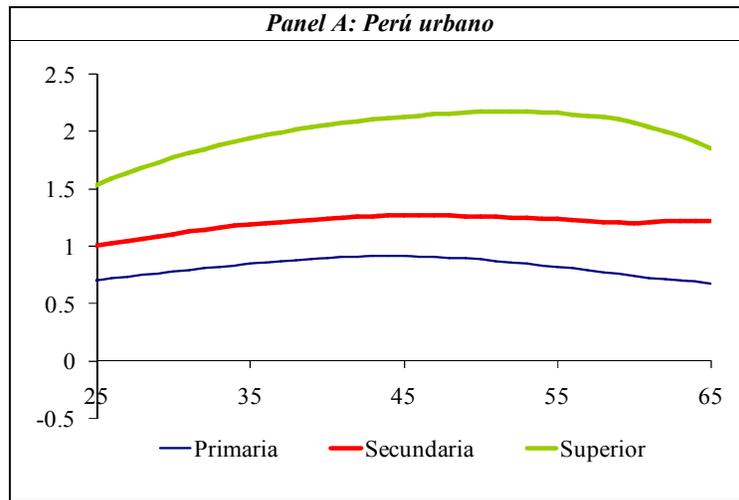


Gráfico 2

Perfil del logaritmo del ingreso por hora versus edad según nivel educativo alcanzado



Finalmente, en el Anexo 3 se muestra que la tercera implicancia de la especificación de la ecuación de Mincer tampoco se valida en el caso peruano: la varianza de los perfiles de ingresos no tienen un punto mínimo común. Dichos puntos mínimos no coinciden para ninguno de los perfiles en ninguno de los ámbitos geográficos.

Los resultados anteriores muestran que en el mercado laboral peruano (tanto del ámbito urbano como rural), el perfil de ingresos según años de educación y experiencia no es consistente con las restricciones que implica el uso de la especificación “minceriana” discutida en la sección anterior. Esto sugiere la necesidad

de utilizar especificaciones alternativas para caracterizar los salarios en función de los años de educación y estimar sus retornos. Para esto, en la sección siguiente se analiza cómo cambian los retornos a la educación cuando son estimados a partir de diferentes especificaciones para la ecuación de ingresos. En estas especificaciones se relajan las restricciones discutidas en los párrafos anteriores y también se plantea una estimación a partir de los resultados del método no paramétrico empleado para esta sección.

D. Implicancias sobre los retornos

En esta sección se plantea una comparación entre cinco maneras distintas de aproximar los retornos a la educación para el caso peruano. Los resultados se muestran en el Cuadro 1. Las dos primeras filas corresponden a los resultados calculados a partir de una especificación “minceriana” tradicional. En particular, la primera consiste en una estimación directa del retorno a la educación a partir del coeficiente asociado a los años de escolaridad en una ecuación como (1). Para la segunda, en cambio, se procedió a construir el flujo de caja para la opción de educarse y la tasa corresponde a la tasa interna de retorno (TIR) de dicha opción.

De acuerdo con lo planteado en Heckman *et al.* (2006), la tasa interna de retorno *ex ante* (\hat{r}_t) de invertir en un determinado nivel de instrucción es aquella que hace indiferente al individuo entre escoger dicho nivel de educación y el anterior. Esto se traduce en la siguiente ecuación.

$$\sum_{x=0}^T \frac{E(Y(s+j, x)/s, x)}{(1+\hat{r}_t)^{s+x+j}} - \sum_{x=0}^T \frac{E(Y(s, x)/s, x)}{(1+\hat{r}_t)^{s+x}} - \sum_{x=1}^j \frac{v}{(1+\hat{r}_t)^{s+x}} = 0 \quad (5.)$$

donde s denota el nivel de instrucción, x la experiencia laboral, Y el ingreso, v los costos económicos asociados al estudio (como los costos de matrícula) y j los periodos de educación necesarios para pasar del nivel de instrucción s al nivel $s+j$. Una adecuada estimación del perfil de ingresos que los agentes anticipan tener con su actual nivel educativo, $E(Y(s, x)/s, x)$, y con el siguiente, $E(Y(s+j, x)/s, x)$, constituye el principal insumo para resolver la ecuación planteada.

Para la segunda fila del Cuadro 1, la estimación de dicho perfil de ingresos se hizo a partir de la especificación “minceriana” tradicional dada en (1.). Es por esto que los resultados coinciden (excepto por algunos decimales producto del redondeo) con la estimación directa. De hecho, en ninguno de los dos casos es posible capturar un retorno diferenciado para los 6 intervalos propuestos en la medida en que esta especificación tiene implícito el supuesto de que todos los años de educación exhiben el mismo retorno.

Para todos los resultados que siguen se empleó el mismo enfoque de tasa interna de retorno, pero modificando la especificación utilizada para proyectar el perfil de ingresos asociado a las distintas opciones educativas.

Empezar a relajar las restricciones discutidas en el acápite anterior implica dejar abierta la posibilidad de que un año adicional de educación tenga un retorno distinto según sea el nivel de escolaridad alcanzado. Una manera relativamente sencilla de introducir este efecto es modificando la especificación original dada en (1.) de modo que cada nivel educativo tenga un coeficiente distinto para los años de educación asociados al mismo. Tal como se observa en la tercera fila del Cuadro 1, esto permite que cada nivel educativo exhiba un retorno distinto: el rendimiento anual de los recursos invertidos en la opción de educarse es distinto según sea el intervalo de años de educación considerado.

Nótese que esta primera especificación alternativa permite diferenciar retornos para la educación superior universitaria y no universitaria, pero no permite hacer una distinción al interior de un mismo nivel. Al respecto, dos resultados llaman la atención: (i) se observa que los retornos a la educación son crecientes respecto al nivel (cada año de educación superior universitaria tiene un rendimiento más de tres veces mayor al que tiene cada año de educación primaria); y (ii) la educación superior universitaria tiene un retorno casi dos veces mayor que la educación superior no universitaria.

Estos resultados ya han sido encontrados en ejercicios empíricos anteriores (Yamada, 2007) y el primero, referido como un proceso de “convexificación” de los retornos a la educación, es evidencia clara de la baja calidad de la instrucción básica en nuestro país.

La cuarta opción considerada en el Cuadro 1 plantea una manera alternativa de permitir que el retorno a la educación dependa de los años de escolaridad: con una especificación cuadrática para los años de educación en la ecuación de salarios. La quinta opción, por último, corresponde a una estimación del perfil de ingresos a partir del método no paramétrico empleado en la sección anterior. Como se indica, esta última opción deja abierta la posibilidad de que cada año de educación tenga un retorno distinto y, además, que el efecto de la experiencia sobre el perfil de ingresos sea también función de los años de educación.

Como se observa, estas dos opciones permiten capturar un fenómeno adicional conocido en la literatura como *sheepskin effect* o “efecto diploma”. Como su nombre en castellano lo indica, el efecto se traduce en un mayor retorno anual para los recursos invertidos en completar un nivel educativo en comparación con aquel retorno para los recursos invertidos para avanzar a través del mismo. Así, por ejemplo, si nos enfocamos en la especificación más flexible, notaremos que el retorno asociado a cada año dedicado a cursar la secundaria (4%; capturado al comparar los perfiles de ingreso con 10 y 7 años de educación) es hasta diez puntos porcentuales menor que el retorno asociado al año dedicado a terminar la secundaria (14.1%; capturado al comparar los perfiles de ingreso con 11 y 10 años de educación).

Cuadro 1
Perú: Tasas internas de retorno anuales según rango de años y especificación para la ecuación de ingresos laborales

	Primaria		Secundaria		Sup. Univ. Incompleta / Técnica completa	Sup. Univ. Completa
	1 – 5	5-6	7-10	10-11	12-14	15-17
1) Especificación “minceriana”; estimación directa	9.2%	9.2%	9.2%	9.2%	9.2%	9.2%
2) Especificación “minceriana”; TIR	9.6%	9.6%	9.6%	9.6%	9.6%	9.6%
3) Aporte distinto según nivel						
Universitaria	5.1%	5.1%	7.0%	7.0%	16.0%	16.0%
No Universitaria	5.1%	5.1%	7.0%	7.0%	8.9%	-.
4) Relajando efecto lineal años de educación		3.8%	4.0%	14.6%	10.9%	34.1%
5) Relajando efecto lineal años de educación y perfil paralelo	3.5%	10.9%	4.0%	14.1%	12.2%	29.2%

La principal lección de la comparación planteada en el Cuadro 1 tiene que ver con los elementos característicos del mercado laboral peruano que no seríamos capaces de capturar si es que imponemos una estructura “minceriana” tradicional para el perfil de ingresos. En particular, las restricciones discutidas en el acápite anterior impedirían que nuestra estimación de los retornos refleje dos elementos importantes: (i) los rendimientos crecientes de la educación (o “convexificación” de los retornos); y (ii) la prima salarial asociada a completar cada nivel de instrucción (o “efecto diploma”).

En otras palabras, decir que en el Perú el retorno a la educación está entre 9% y 10% (tal como lo indican estimaciones basadas en una especificación “minceriana” tradicional) implica ofrecer un panorama demasiado simplificado de una realidad bastante más compleja. En nuestro país, los recursos invertidos en la educación pueden tener un rendimiento anual que fluctúa entre 3.5% y casi 30%, dependiendo de si estamos hablando de la instrucción básica o superior, o si estamos hablando de cursar el nivel o completar el nivel.

3. Estimaciones de rentabilidad para distintos tipos de instrucción superior y carreras en el Perú

En esta segunda parte del estudio, utilizamos el pool de cortes transversales de las ENAHOS 2007 a 2009 para estimar los rendimientos en el mercado laboral peruano de inversiones alternativas en educación superior para grupos poblacionales heterogéneos. Para este fin, además de las especificaciones tradicionales de Mincer computadas por mínimos cuadrados ordinarios (MICO), usamos la metodología de cuantiles que permite estimar retornos diferenciados por grupos poblacionales heterogéneos (ver Anexo 2). Asimismo, computamos proyecciones no paramétricas de ingresos laborales para estimar las tasas internas de retorno (TIR) y los valores actuales netos (VAN) de inversiones alternativas en educación superior.

Cabe recordar que en la primera parte del estudio se discutió cómo los supuestos que están implícitos en la Ecuación de Mincer no permiten que dicha estrategia empírica sea la más adecuada para caracterizar los retornos a la educación. Con esto en mente, los objetivos de la presente sección son: (i) aprovechar la metodología de cuantiles para comparar el incremento en salarios, producto de la educación, en grupos

poblacionales con habilidades distintas; (ii) comparar estos diferenciales de salarios con los retornos obtenidos a partir del método no paramétrico discutido en la sección anterior; y (iii) evaluar la dispersión de estos retornos para distintos tipos de instrucción superior y carreras.

A. Retornos mincerianos por cuantiles

En el Cuadro 2 se muestran los coeficientes asociados a los años de educación en una especificación minceriana tradicional estimada por MICO y para distintos cuantiles de ingreso. La primera columna del Cuadro 2 indica que la educación superior realizada en un instituto superior público no universitario ofrece el retorno promedio más bajo en el mercado laboral peruano (10.1% de retorno por cada año de inversión en dicho nivel educativo). En segundo lugar, se ubica la inversión en un instituto privado de educación superior no universitaria que ofrece 11.3% de retorno anual. En tercer puesto, se encuentra la educación universitaria realizada en una institución pública, la cual ofrece 15.2% de rendimiento promedio anual. Por último, la rentabilidad más alta sucede en el caso de la universidad privada que brinda 17.9% de retorno por cada año estudiado en ella.

Cuadro 2
Tasas de retorno mincerianas según nivel educativo (MICO y por cuantiles)

	MCO	Cuantil 1	Cuantil 9
Experiencia	0.02	0.02	0.02
Experiencia al cuadrado	-0.0002	-0.0003	-0.0002
Años de primaria	0.04	0.03	0.06
Años de secundaria	0.05	0.06	0.06
Años de instituto privado	0.11	0.10	0.12
Años de instituto público	0.10	0.09	0.09
Años de universidad privada	0.18	0.17	0.19
Años de universidad pública	0.15	0.14	0.15
Rural	-0.08	-0.30	0.02
Mujer	-0.36	-0.57	-0.24
Lima	0.07	0.21	-0.03
Constante	0.30	-0.47	1.03

Nota: Todos los coeficientes son significativos al 99%

El ranking discutido líneas arriba era esperable, aunque es necesario tomar los niveles con cuidado debido a los problemas que acarrea el uso de una especificación

minceriana para caracterizar los retornos. Antes de revisar los resultados a nivel de carreras y compararlos con los de la estrategia no paramétrica, creemos conveniente hacer una estimación por cuantiles. ¿Qué lecciones adicionales podemos encontrar al estimar los retornos de esta manera? Una de las críticas que se hace a los retornos clásicos de Mincer es que se asumen igual para toda la población. Sin embargo, se puede evaluar si existen retornos diferenciados a la educación dependiendo del percentil de ingresos del individuo en la distribución total. Para ello se usa la técnica de cuantiles (Koenker y Bassett, 1978), que permite estimar diferentes rendimientos a la educación para distintos puntos de la distribución de ingresos, una vez que se han controlado por las características observables de los individuos (Yamada, 2007).

En este sentido, se trata de comprobar si el retorno a la educación es distinto para los grupos de individuos con ingresos (y habilidades) más bajos que para aquellos en la parte más alta de la distribución³. Ya que se controla por las características observables de los individuos, si se encuentran diferencias, ellas serían originadas por factores no observables relacionados con la posición del individuo en la distribución de ingresos, tales como sus habilidades innatas, la calidad de las instituciones educativas que atendió, sus redes de contactos familiares y sociales, etc. En suma, se trata de factores difícilmente observables que permiten que algunos individuos obtengan más o menos retorno que otros por cada año adicional de educación. Si relacionamos el cuantil de ingreso con la habilidad de manera positiva, se esperaría que el retorno sea mayor para los individuos en los cuantiles de ingresos más altos.

La segunda y tercera columna del Cuadro 2 muestran los resultados de la ecuación de Mincer estimados para el percentil 10 más bajo de la distribución condicionada y para el percentil 90 en la parte alta de la distribución de ingresos laborales. Las diferencias saltan a la vista, aunque los ordenamientos relativos se mantienen. Así, para los individuos que tienden a concentrarse en la parte baja de la distribución condicionada de ingresos, sigue siendo verdad que la inversión menos rentable sería la educación superior no universitaria pública (8.9% de retorno promedio anual) y la más rentable sería la educación universitaria privada (16.6% de retorno). En cambio, para los

³ Una aplicación de esta técnica de cuantiles para el caso de los diferenciales salariales por raza en el Brasil se realizó en Arias, Yamada y Tejerina (2004) y otra estimación para el caso de la distribución de horas trabajadas se realizó en Yamada (2005).

profesionales con mayor propensión a situarse en la parte alta de la distribución condicionada de ingresos, los años en educación superior no universitaria pública rinden 9.5% promedio anual, mientras que los mismos en una universidad privada reeditúan 19.4% anual.

El siguiente objetivo empírico es replicar las estimaciones anteriores distinguiendo siete familias de carreras universitarias en el Perú: 1) Economía y Negocios, 2) Derecho, 3) Pedagogía, 4) Humanidades y Otras Ciencias Sociales, 5) Ingeniería y Otras Ciencias Exactas, 6) Medicina, y 7) Otras Ciencias de la Salud. La primera columna del Cuadro 3 muestra que entre el 2004 y 2008, en promedio, Pedagogía fue la especialidad con menor retribución en el mercado laboral con un retorno de 11.2% por año estudiado. Muy cerca de ella, se ubicaba la familia de Humanidades y Otras Ciencias Sociales con 12.3% de retorno anual. En un segundo grupo, con retornos intermedios, se pueden considerar a Otras Ciencias de la Salud, con 14.7% de retorno, y Derecho, con 15.0%. En el grupo de mayores rendimientos se encontraban Medicina, con 17.7% anual, Ingeniería y Otras Ciencias Exactas, con 16.4%, y Economía y Negocios, con 16.0%.

Cuadro 3
Tasas de retorno mincerianas según nivel educativo y familia de carreras
(MICO y por cuantiles)

	MCO	Cuantil 1	Cuantil 9
Experiencia	0.02	0.02	0.02
Experiencia al cuadrado	-0.0002	-0.0003	-0.0002
Años de primaria	0.04	0.03	0.05
Años de secundaria	0.06	0.06	0.07
Años de instituto	0.10	0.09	0.08
Años de economía	0.16	0.14	0.17
Años de derecho	0.15	0.13	0.15
Años de educación	0.11	0.12	0.07
Años de humanidades	0.12	0.10	0.15
Años de ingeniería	0.16	0.15	0.17
Años de medicina	0.18	0.15	0.17
Años de otras salud	0.15	0.17	0.11
Años de posgrado	0.25	0.27	0.24
Rural	-0.08	-0.31	0.02
Mujer	-0.35	-0.57	-0.20
Lima	0.08	0.21	-0.03

Nota: Todos los coeficientes son significativos al 99%

Las regresiones por cuantiles cambian significativamente el ordenamiento promedio de rentabilidades por carreras. Para la población profesional que se concentra en la parte baja de la distribución condicionada de ingresos, la familia de carreras menos rentable resulta la de Humanidades y Otras Ciencias Sociales, con 9.9% de rendimiento. Pedagogía se vuelve una alternativa relativamente mas atractiva, con 12.4% de retorno, junto con Derecho (13.2%). A su vez, las familias de Economía y Negocios (14.3% de retorno), Ingeniería y Otras Ciencias Exactas (14.6%) y Medicina (14.9%) aparecen muy cerca entre ellas. Mas bien, Otras Ciencias de la Salud se distingue nítidamente con 17.4% de rendimiento anual.

Este ranking se revierte significativamente si nos movemos a la parte alta de la distribución condicionada de ingresos. En ella, Pedagogía resulta claramente una opción muy poco rentable con sólo 6.9% de retorno promedio anual. Otras Ciencias de la Salud rinden 11.2% anual. En cambio, Derecho (15.5%) y Humanidades (15.2%) reditúan bastante más. No obstante, los mayores rendimientos para este tipo de profesionales se encuentran en Medicina (17.2%), Ingeniería (17.4%) y Economía y Negocios (17.5%).

Si llevamos a cabo el ejercicio de relacionar el cuantil de ingresos con la habilidad, los resultados mostrados en los cuadros 2 y 3 nos transmiten varios mensajes importantes. Para facilitar el análisis, conviene considerar que en el Cuadro 2 las diferencias encontradas entre cuantiles son atribuibles (principalmente) al tipo de instrucción superior cursada (es decir, al proveedor del servicio educativo) más que a un mercado laboral específico. Lo contrario sería cierto para los resultados mostrados en el Cuadro 3: las diferencias pueden ser atribuidas, principalmente, a las características del mercado laboral específico asociado a la especialidad o carrera.

Con esto en mente, las diferencias reportadas en el Cuadro 2 son bastante típicas. Para cada proveedor del servicio educativo, los individuos más hábiles obtienen un mayor retorno. Una mirada inter-proveedores, por otro lado, revela que a una persona con el potencial para ubicarse en el cuantil más alto de ingresos le resulta más rentable estudiar en una universidad privada. Asimismo, este nivel y tipo de instrucción es el que ofrece una mayor “prima por habilidad”: si comparamos el retorno del primer y

décimo cuantil notamos que el diferencial de retorno anual es cercano a los 3 puntos porcentuales.

Tal como se discutió en los párrafos anteriores, una mirada inter-carreras en el Cuadro 3 revela que a un individuo con la habilidad necesaria para ubicarse en el 10% superior de ingresos le es más rentable elegir las carreras de Economía y Negocios, Ingeniería y Medicina.

Una mirada intra-carreras, sin embargo, resulta algo más difícil de interpretar y, a primera vista, luce menos intuitivo asociar cuantil con habilidad. Nótese que en las carreras de Pedagogía y Otras Ciencias de la Salud, el retorno en el decil superior de la distribución de ingresos condicionada es menor que en el decil inferior. Para interpretar esto conviene aclarar el concepto de “prima por habilidad” utilizado en el párrafo anterior: para determinada carrera, esta prima mide qué tanto se podrá utilizar la habilidad para capitalizar los años de educación.

Una “prima por habilidad” negativa, por tanto, no debe ser interpretada como señal de que el mercado laboral asociado a la carrera “castiga” la habilidad. De hecho, la premisa de este análisis es que los que más ganan (condicionado a los años de educación) son los más hábiles. Lo que implica es que el mercado laboral en cuestión no permite aprovechar esta habilidad para incrementar el diferencial de salarios obtenido por cada año adicional de educación.

A la luz de esta interpretación, la especialidad con mayor “prima por habilidad” sería Humanidades y Otras Ciencias Sociales. Por otro lado, los diferenciales negativos asociados a Pedagogía y Otras Ciencias de la Salud serían producto de la existencia de topes salariales a los que puede accederse independientemente de la habilidad. Llama la atención que estas carreras hayan concentrado históricamente una proporción significativa de servidores públicos cuya trayectoria laboral no estuvo determinada por la meritocracia.

B. Retornos no paramétricos

Otra manera de estimar los rendimientos económicos por niveles y familias de carreras es evitar los supuestos de Mincer y emprender cálculos no paramétricos de los ingresos laborales proyectados y, subsecuentemente, estimar las TIR y los VAN para grupos poblacionales que se encuentran en la parte alta, media y baja de las distribuciones de ingresos. Además de relajar los supuestos referidos a los efectos lineales y constantes por años de educación y experiencia (parte de los cuales ya hemos relajado al diferenciar años de educación por tipo de instrucción y carrera), una contribución importante de este análisis es que permite considerar los costos directos de la educación.

En este punto conviene recordar que aún si se cumplieren los supuestos que permiten relacionar salarios y educación a-la-Mincer, debe aún verificarse que el único costo asociado a la educación es el costo de oportunidad para que el coeficiente estimado pueda ser interpretado como un retorno en el sentido estricto del término (de otro modo se trataría del efecto que tiene un año más de estudio sobre el salario). Este último supuesto es bastante restrictivo para la realidad educativa del Perú y la marcada heterogeneidad en la oferta y sus costos directos asociados hace necesaria esta extensión.

Para tal efecto, las propias bases de datos de la ENAHO son muy útiles pues incluyen en la sección de “Gastos del Hogar” los reportes detallados de gastos efectivamente realizados por las familias y que se relacionan directamente con los estudios superiores: pago de matrícula, pensiones de enseñanza, compra de materiales de estudio, gastos de transporte, etc. Estos montos también pueden ser aproximados para distintas familias de carreras⁴.

Si observamos la primera columna del Cuadro 4, notamos la reducción generalizada en los retornos por niveles y tipos de instituciones de educación superior, en comparación con los estimados a-la-Mincer previos. Este resultado es fruto de la incorporación de los costos directos de la educación superior en el Perú, que pueden ser muy significativos en el caso de las instituciones privadas. En el caso de las

⁴ En el Anexo 4 se detallan estos costos.

instituciones públicas, la diferencia de retornos dependerá, en otras cosas, de la manera como se distribuyen los flujos de ingreso laboral. Las reducciones no son proporcionales y se generan cambios muy importantes en el ranking.

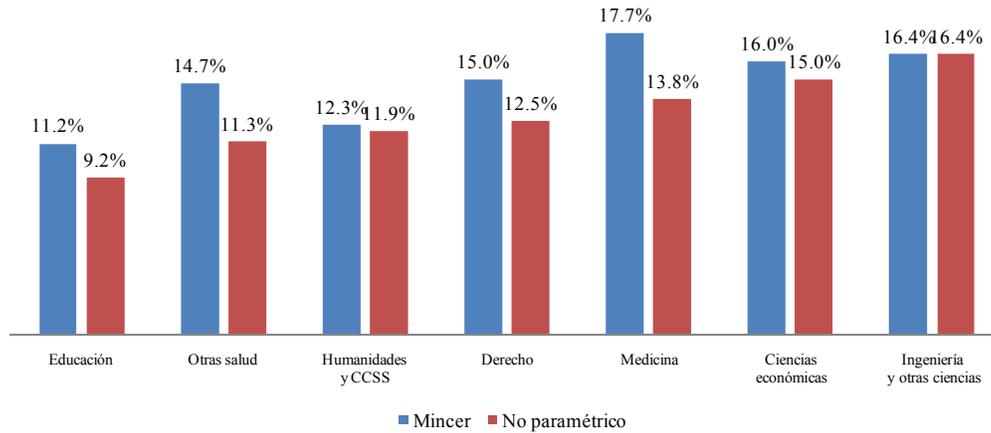
Cuadro 4
Tasas de retorno según tipo de institución superior
(Mincerianas y no paramétricas)

	Mincer	No paramétrico
Instituto privado	11.3%	6.8%
Instituto público	10.1%	7.7%
Universidad privada	17.9%	11.5%
Universidad pública	15.2%	16.5%

El primer cambio significativo sucede con la elección de un instituto público o privado, pues se revierte el ordenamiento previo a-la-Mincer. Ahora, la tasa interna de retorno más baja del sistema la obtiene un técnico que asistió a un instituto superior privado con un 6.8% de rendimiento promedio (11.3% previamente). En cambio, el egresado de un instituto público obtiene una tasa interna de retorno de 7.7% promedio anual (comparado a 10.1%). Los profesionales de universidades privadas reducen su retorno promedio de 17.9% a 11.5%, siendo desplazados del primer lugar del ranking por los egresados de universidades públicas que obtienen ahora 16.5% de tasa interna de retorno (en comparación con el 15.2% previo).

Por último, cabe anotar que la variabilidad de los retornos por niveles y tipos de instituciones de educación superior también crece considerablemente con la incorporación de costos y la flexibilización de los supuestos de trayectoria de ingresos profesionales. Las tasas internas de retorno anual van ahora de 6.8% a 16.5% (diez puntos porcentuales de rango), en comparación con retornos mincerianos que iban de 11.3% a 17.9% (menos de siete puntos porcentuales de diferencia).

Gráfico 3
Tasas de retorno según familia de carrera universitaria
(Mincerianas y no paramétricas)



Como se observa en el Gráfico 3, todas las estimaciones de rendimientos por carreras sufren una reducción absoluta en sus tasas, con la excepción de Ingeniería. Así, por ejemplo, Pedagogía se mantiene como la profesión de menor rentabilidad en el mercado laboral con una tasa interna de retorno de 9.2% (comparado con un rendimiento a-la-Mincer de 11.2%). En el caso de Medicina, su TIR de 13.8% queda por debajo de retorno a-la-Mincer calculado en 17.7%, lo que sucede por tratarse de la carrera más costosa y larga del sistema. El caso de Ingeniería también es notable porque mantiene inalterada su tasa de retorno (16.4%), a pesar de la incorporación de los costos directos de la carrera.

C. Riesgos versus retornos a la educación superior

El Perú ha presenciado en las últimas décadas una expansión sin precedentes de la matrícula en educación superior universitaria y técnica, como producto de la explosión demográfica de la segunda mitad del siglo XX, y la legítima aspiración de los jóvenes por una movilidad social ascendente que un título superior universitario o técnico le debería garantizar. Sin embargo, se percibe desde hace varios años una desmedida heterogeneidad en la calidad académica y pertinencia laboral de las universidades, institutos y carreras, que generan un riesgo (de baja empleabilidad

futura y fracaso en el mercado laboral) difícil de controlar para los jóvenes a la hora de tomar sus decisiones acerca de qué carrera estudiar y dónde hacerlo.

Se puede utilizar la variabilidad de ingresos profesionales recopilada en las Encuestas de Hogares 2004-2008 para aproximar una medida del riesgo asumido en las inversiones por tipos de instrucción superior y familias de carreras. En este sentido, utilizaremos a los deciles inferior y superior de las distribuciones de ingresos laborales condicionados por experiencia⁵ para aproximar los conceptos de desempeño deficiente y sobresaliente en el mercado laboral para cada tipo de institución y familia de carreras. Por su parte, para aproximar un desempeño promedio se empleó la distribución completa de ingresos condicionada por experiencia.

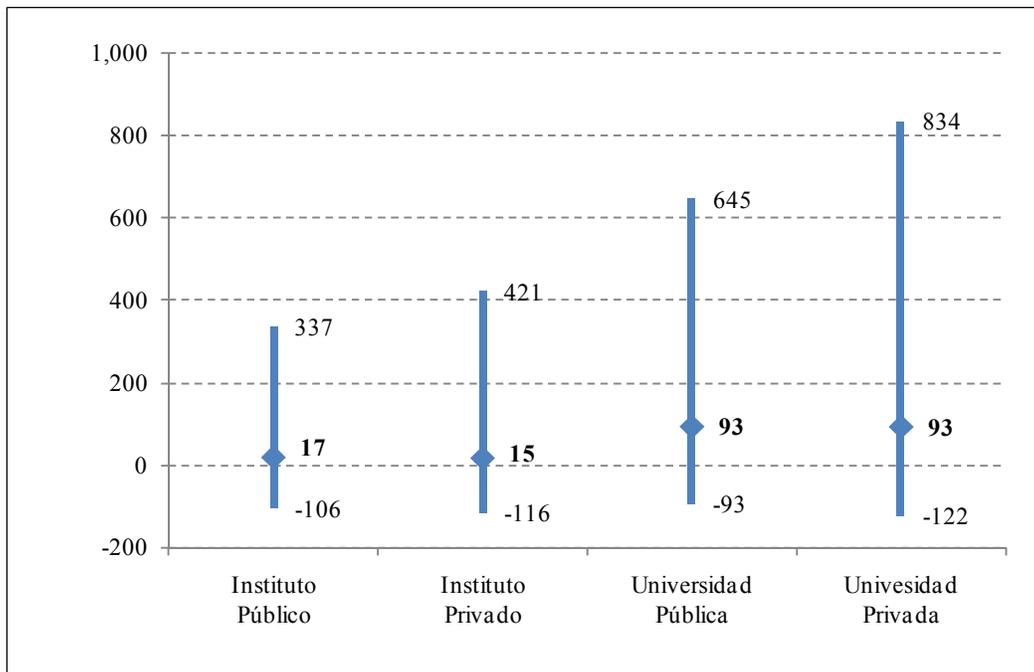
Otro concepto emparentado a la metodología de tasas internas de retorno nos servirá para ilustrar resultados inéditos para el mercado laboral peruano: el Valor Actual Neto (VAN). Consideramos a la educación superior como una inversión de tiempo y recursos de varios años (3 a 7 años) en búsqueda de unos flujos de ingresos incrementales posteriores en el mercado laboral (por encima de lo que se ganaría con solo tener educación secundaria completa) hasta la edad de jubilación (65 años). El VAN es la suma en valor presente de todos estos flujos⁶.

El Gráfico 4 muestra los siguientes resultados: La inversión en un instituto público puede rendir desde -106 mil soles en un escenario pesimista hasta 337 mil soles en una situación optimista, con un valor intermedio de 17 mil soles. Es decir, un promedio de 17 mil soles con un rango de 442 mil soles. En cambio, la inversión en un instituto privado puede reeditar desde -116 mil soles hasta 421 mil soles con un valor medio de 15 mil soles. Un promedio de 15 mil soles y un rango de 536 mil soles.

⁵ Se separaron los deciles superior e inferior de ingresos para intervalos de 5 años experiencia, y se ajustó su trayectoria utilizando el método no paramétrico explicado el Anexo 1. Estas trayectorias fueron utilizadas para construir los flujos de caja empleados para el cálculo de los indicadores de rentabilidad que se discuten en el texto.

⁶ Se utilizó una tasa de descuento conservadora de 5% que corresponde aproximadamente al promedio de retorno para un depósito de plazo en el sistema bancario.

Gráfico 4
Valor actual neto de la inversión según trayectoria educativa
(en miles de nuevos soles)



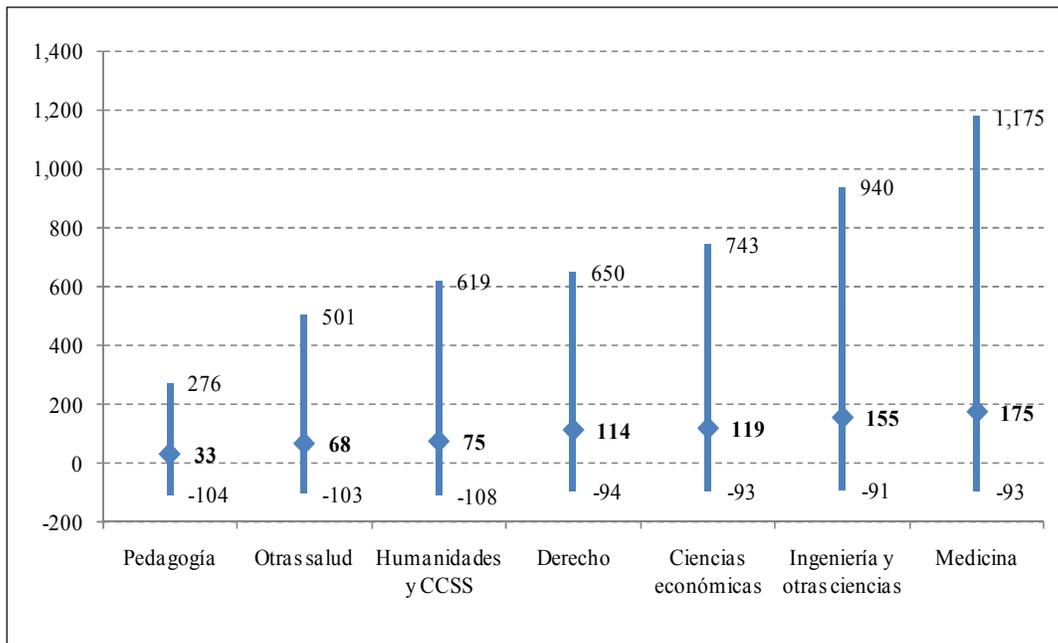
La inversión en una universidad pública puede rendir desde -93 mil soles hasta 644 mil soles con un valor intermedio de 93 mil soles. Por su parte, la inversión en una universidad privada puede redituarse desde -121 mil soles hasta 834 mil soles con un valor medio de 92 mil soles.

Varios mensajes interesantes se desprenden de estos resultados. En primer lugar es claro que bajo un escenario promedio, la opción universitaria domina a la de un instituto. Esta conclusión también es cierta si consideramos escenarios más extremos. Las ganancias adicionales generadas por el nivel universitario parecen compensar largamente las pérdidas potenciales. Por último, no existe dominancia si comparamos las opciones pública y privada dentro de cada nivel. Sin embargo, sí cabe suponer que conforme mayor sea el grado de aversión al riesgo de la familia, la opción pública será más atractiva por el hecho de ofrecer menores pérdidas potenciales.

En el caso de las familias de carreras, tal como se observa en el Gráfico 5, parece existir un ranking claro no sólo por el lado de los retornos promedio sino también si

tomamos en cuenta escenarios más extremos. Parte importante de este resultado se debe a que todas las carreras comparten un escenario pesimista similar. Por lo mismo, la dominancia viene determinada por el promedio y el escenario optimista. En este sentido, está confirmado, aún tomando en cuenta la posible dispersión de retornos, que (en términos estrictamente monetarios) la carrera de Pedagogía es la menos rentable en el mercado laboral. Asimismo, la profesión de Medicina es la más atractiva financieramente. En orden descendente, se ubican, después de Medicina, Ingeniería y Otras Ciencias Exactas, Economía y Negocios, Derecho, Humanidades y Otras Ciencias Sociales, y Otras Carreras de Salud.

Gráfico 5
Valor actual neto de la inversión en carreras profesionales
(en miles de nuevos soles)



4. Resumen de resultados y principales conclusiones

Si relacionamos el logaritmo del ingreso laboral con los años de educación y la experiencia a través de una especificación “minceriana” tradicional, y nos animamos a describir el coeficiente asociado a los años educación como un “retorno”, resulta que, en el Perú, éste sería del orden del 10%. En la primera parte de este estudio hemos verificado, sin embargo, que los principales supuestos que permitirían relacionar este coeficiente con el concepto de retorno no se cumplen para el caso peruano. El retorno no es el mismo para todos los niveles y años, los perfiles de ingreso y experiencia no son paralelos, el único costo relevante para la decisión de inversión no es el costo de oportunidad (hay un costo directo importante y marcadamente heterogéneo para la instrucción superior).

Si relacionamos los ingresos laborales con los años de educación y la experiencia a través de especificaciones más flexibles, encontramos que cada año adicional de educación puede provocar un incremento en salarios que fluctúa entre 3.5% y casi 30%, dependiendo de si estamos hablando de la instrucción básica o superior, o si estamos hablando de cursar el nivel o completar el nivel. En particular, se confirman dos elementos característicos del mercado laboral peruano: (i) los rendimientos crecientes de la educación (o “convexificación” de los retornos); y (ii) la prima salarial asociada a completar cada nivel de instrucción (o “efecto diploma”).

Bajo este mismo enfoque, luego empleamos la metodología de cuantiles para estimar rendimientos diferenciados por grupos poblacionales heterogéneos. Nuestro énfasis recae sobre la educación superior y el análisis distingue entre distintos tipos de instrucción (universitaria vs. no universitaria; pública vs. privada) y familias de carreras universitarias. Si relacionamos el cuantil de ingresos con la habilidad de manera positiva, la mirada por tipo de instrucción revela que a una persona con el potencial para ubicarse en el cuantil más alto de ingresos le resulta más rentable estudiar en una universidad privada. La mirada inter-carreras, por su parte, muestra que un individuo con la habilidad necesaria para ubicarse en el 10% superior de ingresos le es más rentable elegir las carreras de Economía y Negocios, Ingeniería y Medicina. Una comparación intra-carreras, por último, indica que para las carreras de

Pedagogía y Otras Ciencias de la Salud, el retorno en el decil superior de la distribución de ingresos condicionada es menor que en el decil inferior. Este resultado, que puede parecer contra-intuitivo a primera vista, implica que estas carreras no permiten utilizar la habilidad para capitalizar los años de educación. Con esto en mente, el resultado anterior es previsible en la medida en que las carreras antes mencionadas han concentrado históricamente una proporción significativa de servidores públicos cuya trayectoria laboral no estuvo determinada por la meritocracia, y donde existen topes salariales a los que puede accederse independientemente de la habilidad.

Nótese que hasta ahora hemos tenido cuidado en referirnos a los porcentajes anteriores como diferenciales de salario por años adicionales de educación, en lugar de utilizar directamente el concepto de retorno. Esto debido a que ninguna de estas estimaciones considera los costos directos del proyecto de inversión. En la última parte del análisis estimamos estos costos, proyectamos los flujos de ingresos laborales con un método no paramétrico flexible (que no impone las restricciones asociadas a una especificación “minceriana”) y calculamos la TIR y el VAN como indicadores de rentabilidad. Respecto a los resultados de una especificación “minceriana”, esta estrategia nos muestra que las opciones privadas (tanto a nivel de institutos como universidades) ofrecen menos retorno promedio que su contraparte pública. A nivel de carreras, Pedagogía se mantiene como la profesión de menor rentabilidad en el mercado laboral con una tasa interna de retorno de 9.2% (comparado con un rendimiento a-la-Mincer de 11.2%). Ingeniería, por su parte, queda en primer lugar con una tasa interna de retorno similar al rendimiento minceriano (16.4%).

Los promedios anteriores enmascaran otras peculiaridades de la distribución de ingresos laborales que pueden formar parte del análisis costo-beneficio de agentes adversos al riesgo. Si bien es cierto que Pedagogía ofrece la menor tasa interna de retorno promedio del mercado de trabajo, ¿es posible que ofrezca menores pérdidas potenciales y/o ganancias extraordinarias que compensen esto?

Al respecto, nuestro análisis revela lo siguiente: (i) la opción universitaria domina a la de un instituto (sus ganancias adicionales compensan largamente las pérdidas potenciales); (ii) conforme mayor sea el grado de aversión al riesgo, la opción pública

será más atractiva (es la que ofrece menores pérdidas potenciales); (iii) todas las carreras comparten un VAN similar bajo un escenario pesimista; (iv) en términos estrictamente monetarios e incluso si tomamos en cuenta escenarios más extremos de pérdidas y ganancias potenciales distintas al promedio (es decir, tomando en cuenta que son agentes adversos al riesgo lo que toman decisiones) , Pedagogía debería ser la carrera menos atractiva, mientras que Medicina quedaría primera en el ranking. Por tanto, otras consideraciones, tales como restricciones financieras, de habilidades, de información y preferencias vocacionales, parecieran ser las razones que explican la alta participación de Pedagogía en la fuerza laboral profesional.

Referencias

- Arias, Omar, Gustavo Yamada y Luis Tejerina (2004) "Education, family background and racial earnings inequality in Brazil" International Journal of Manpower, Vol.25, N.3/4. Emerald, Londres.
- Cameron, Colin y Pravin Trivedi (2009). Microeconometrics Using Stata. Stata Press Publication
- Fan, J. e I. Gijbels (1996). Local Polynomial Modelling and its Applications. Chapman and Hall.
- Heckman, Lochner y Todd (2003). "Fifty Years of Mincer Earnings Regressions". Discussion Paper No. 775. IZA.
- Heckman, Lochner y Todd (2006). "Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond". Handbook of the Economics of Education. Vol. 1. Chapter 7. Edited by Eric Hanushek and Finis Welch. Elsevier.
- Heckman, James (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error." Econometrica 47(1): pp.153-161.
- Koenker, Roger and Gilbert Bassett (1978) "Regression Quantiles." Econometrica. January, 46:1, pp. 33-5
- Mincer, Jacob (1958). "Investment in human capital and personal income distribution". Journal of Political Economy, 66(4):pp.281-302.
- Mincer, Jacob (1974). Schooling, Experience and Earnings. NBER.
- Yamada, Gustavo (2004). Economía laboral en el Perú: Avances recientes y agenda pendiente. Documento de Trabajo 63. CIUP.
- Yamada, Gustavo (2007). Retornos a la educación superior en el mercado laboral: ¿Vale la pena el esfuerzo?. Documento de Trabajo 78 CIUP /CIES.

Anexo 1

Regresión lineal local

La técnica de estimación no paramétrica utilizada fue la regresión lineal local. Esta permitió recoger un perfil de ingresos para la vida laboral de la persona promedio sin imponer restricciones funcionales sobre el mismo. Esta metodología estima la media condicional del ingreso dada la experiencia $[E(y_i | x_i = x_0)]$ a través del siguiente problema de minimización:

$$\min_{a,b} \sum_{i=1}^n (y_i - a - b_1(x_i - x_0))^2 K\left(\frac{x_i - x_0}{h_n}\right)$$

Donde $K(\cdot)$ es una función Kernel y h_n es un ancho de banda que converge a cero conforme $n \rightarrow \infty$. El estimador de la media condicional es a estimado. Nótese que no se estiman parámetros sino el valor de la media condicional, por lo que para trazar un perfil de y dado diferentes valores de x se debe solucionar la minimización para distintos valores de x_0 . En cada una de las minimizaciones solo se utilizan las observaciones cuyos valores de x que cumplan con $|x - x_0| < h_n$ y los pesos de las mismas son inversamente proporcionales a esta distancia (esto se refleja en la función kernel).

El estimador de la media condicional puede ser expresado como la suma ponderada de los valores de y_i de las observaciones incluidas en la estimación.

$$a(x_0) = \sum_{i=1}^n y_i W_i(x_0)$$

Donde $W_i(x_0) = \frac{K_i \sum_{j=1}^n K_j^2 - K_i \sum_{k=1}^n K_k}{\sum_{k=1}^n K_k \sum_{j=1}^n K_j^2 - (\sum_{k=1}^n K_k)^2}$ refleja un ponderador inversamente proporcional a $|x - x_0|$.

Anexo 2

Regresiones por cuantiles

Para evaluar la existencia de brechas en los retornos a la educación se utilizó la metodología de cuantiles (Koenker y Bassett, 1978). Esta consiste en estimar los retornos para distintos puntos de la distribución condicional de ingresos luego de controlar por las características observables de los individuos. Por esto, las diferencias encontradas se atribuyen a variables no observables relacionadas con el nivel de ingresos, como por ejemplo, las habilidades cognitivas y no cognitivas de los individuos.

La metodología consiste en minimizar la siguiente función asimétrica de pérdida absoluta:

$$Q_N(\beta_q) = \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} q |y_i - x_i' \beta_q| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - q) |y_i - x_i' \beta_q| \quad (1)$$

Donde se usa β_q en vez de β para indicar que el estimador varía para cada nivel de q elegido. Por ejemplo, si $q=0.9$, se pondera más las observaciones con $y_i \geq x_i' \beta$ que las observaciones con $y_i < x_i' \beta$. Luego, el estimador del cuantil q de Y condicional a x que minimiza (1) se muestra a continuación:

$$Q_q(y_i | x_i) = x_i' \beta_q$$

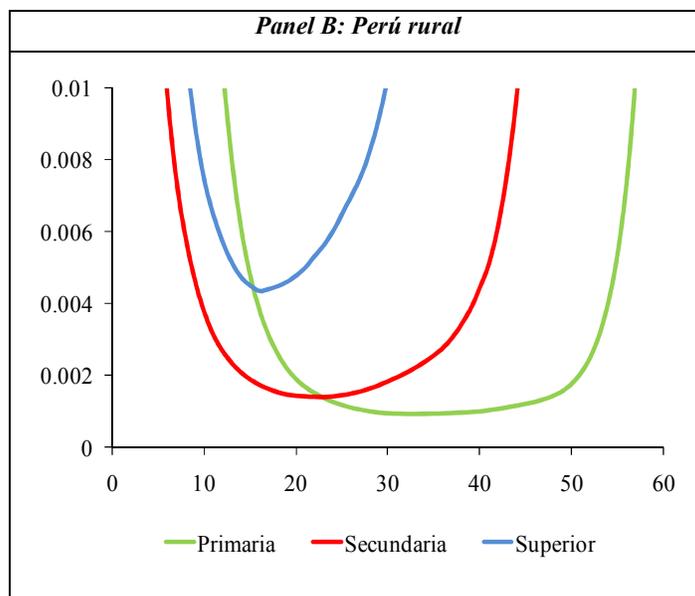
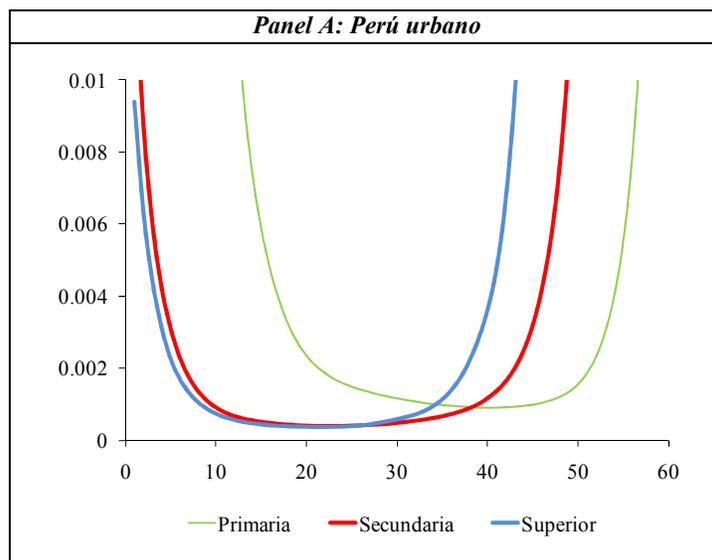
Donde, para un determinado regresor, β_q mide la derivada parcial que es equivalente al impacto ante un cambio de dicho regresor bajo el supuesto que el individuo se mantiene en el mismo percentil de la distribución de ingresos luego del cambio.

Así, esta técnica nos provee una mirada más completa de los datos ya que nos permite evaluar el impacto de los regresores sobre toda la distribución de ingresos o cualquier percentil de dicha distribución, y no solo sobre la media condicional.

Anexo 3

Regresión lineal local: varianza de los ingresos

Gráfico
Varianza de los ingresos según experiencia



Anexo 4

Costos mensuales de la educación en el Perú

	Matrícula				Pensión			
	Promedio	Max	Min	Desv. Est.	Promedio	Max	Min	Desv. Est.
Ciencias económicas	399	3,617	25	401	390	1,702	25	285
Derecho	377	2,814	10	308	333	3,215	36	274
Educación	232	1,524	20	212	181	1,299	70	127
Humanidades y CCSS	463	2,412	20	419	408	2,100	40	315
Ingeniería y otras ciencias	336	2,808	10	289	355	2,483	12	261
Medicina	442	5,043	37	492	611	2,099	100	362
Otras salud	313	2,373	15	280	290	1,791	32	168

Fuente: ENAHO 2007-2009