

RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN SUPERIOR EN EL MERCADO LABORAL

El caso de Perú*

*Gustavo Yamada***

RESUMEN

Perú ha experimentado en los decenios recientes un significativo incremento en su cobertura de educación, en general, y de la educación superior, en particular. Sin embargo, las altas tasas de desempleo y subempleo existentes siembran dudas acerca del rendimiento de las inversiones en educación realizadas. Este artículo estima la evolución de los rendimientos de la educación en los pasados dos decenios en Perú y encuentra pruebas mixtas acerca de la rentabilidad de la educación superior en el mercado laboral peruano. Gracias a la convexificación de los rendimientos, la educación universitaria ofrece actualmente tasas promedio de rendimiento privado y social en términos reales estimadas entre 12 y 15%. Por lo contrario, la educación superior no universitaria otorga tasas de rendimiento privado y social en promedio poco atractivas, y hasta cercanas a 0, por lo que parece justificada una profunda evaluación de la efectividad y pertinencia de este estrato educativo.

ABSTRACT

Peru has experienced during the last decades a significant increase in its educational coverage at all levels, including higher education. However, currently high unem-

* *Palabras clave:* rendimientos de la educación, educación superior, mercado de trabajo, Perú. *Clasificación JEL:* I22, I28, J24, J31, O15. Artículo recibido el 28 de junio de 2007 y aceptado el 25 de junio de 2008.

** Universidad del Pacífico, Lima.

ployment and underemployment rates cast doubt about the profitability of the investments in education undertaken. This paper estimates the evolution of the returns to education in the last two decades in Peru, and finds mixed evidence on the profitability of higher education in the Peruvian labor market. Due to the convexification of returns, university education shows average private and social rates of return estimated between 12 to 15%. On the contrary, non university higher education shows on average rather low private and social rates of return, even close to zero. Therefore, a deep evaluation on the effectiveness and relevance of that education level seems warranted.

INTRODUCCIÓN

En los decenios recientes el número de profesionales que ingresa cada año al mercado laboral peruano se ha multiplicado 65 veces.¹ Este hecho puede tener una lectura positiva pues demostraría que el grado de calificación de la oferta laboral peruana ha mejorado de manera importante. Sin embargo, la lectura pesimista de esta tendencia sería que, lamentablemente, muchos de estos graduados habrían acabado frustrándose, ya que las oportunidades de trabajo profesional en el Perú no habrían podido crecer a un ritmo de 10% anual en los pasados cuatro decenios.

Hoy en día estudian en el Perú 498 502 jóvenes en 85 universidades (en 1960 sólo habían 10 universidades), mientras que otros 384 956 jóvenes se forman en 1 046 institutos superiores no universitarios. La tasa bruta de matrícula en educación superior para jóvenes entre 18 y 23 años de edad se ha incrementado de 16.2% en 1985 a 25.5% en 2005.² Asimismo, la cobertura de educación superior entre la fuerza laboral peruana ha alcanzado el 19.2% en este último año.³

En síntesis, la oferta de educación superior parece crecer sin mayores límites, mientras que muchos jóvenes pasan casi por inercia de la secundaria a los estudios superiores. Transcurren los años y los decenios y todos los actores implicados (los propios jóvenes, sus padres, las autoridades educativas

¹ En efecto, mientras que en 1960 se graduaron 900 profesionales en todo el Perú, en 2004 salieron de las aulas universitarias 59 014 nuevos profesionales (ANR, 2005). La tasa de crecimiento presentada en ese lapso es de un altísimo 10% promedio anual.

² Por su parte, las tasas brutas de matrícula de educación primaria y secundaria han alcanzado 100 y 77.2%, respectivamente, en 2005.

³ Existen universidades en todos los departamentos del país que ofrecen un total de 138 carreras profesionales de pregrado. Las carreras más ofertadas son las de contabilidad (en 56 universidades), administración (54 universidades) y educación (52 universidades).

y los políticos) continúan quejándose de que no existe mayor orientación acerca de si vale la pena seguir estudiando, hasta qué grado escolar y en qué especialidades concretamente.⁴

La definición estándar de rendimientos de la educación en la bibliografía económica es el ingreso adicional que una persona recibe una vez insertada en el mercado laboral por cada año o grado escolar adicional que invirtió en su juventud. Dado el hincapié en esta investigación en la educación superior universitaria y no universitaria, interesa fundamentalmente el ingreso adicional recibido por haber cursado la educación superior comparado con el ingreso recibido por tener hasta educación secundaria. Por tanto, la contraparte académica de la temida imagen del profesional subempleado o desempleado sería que los rendimientos de la educación superior son muy bajos o hasta negativos y que han ido decreciendo como fruto de una insuficiente absorción de profesionales por el mercado laboral peruano.

Por otra parte, sin embargo, hay una creciente bibliografía en la América Latina y Asia (Bourguignon, Ferreira y Lustig, 2005; Banco Mundial, 2006) acerca de la convexificación de los rendimientos de la educación, es decir que los rendimientos de la educación superior en realidad están creciendo como consecuencia del proceso de apertura de nuestras economías, la globalización, el cambio tecnológico y la complementariedad del capital humano calificado con el capital físico.

Los trabajos teóricos seminales de Becker (1975) y los modelos empíricos de Mincer (1974), mejorados a lo largo de los años por una vasta bibliografía empírica (véase Psacharopoulos, 1983, 1994; Psacharopoulos y Patrinos, 2004, y Blundell *et al*, 2001), y más recientemente de Heckman *et al* (2003) permiten abordar este tema con los datos disponibles para el caso peruano.

Los objetivos específicos del artículo son, en primer lugar, a nivel macro precisar el comportamiento reciente y la tendencia de mediano plazo de los rendimientos de la educación en el Perú, sobre todo la superior universitaria y no universitaria. En esta dimensión, el presente artículo contribuye con la evaluación de diversas técnicas econométricas utilizadas para estimar los rendimientos de la educación, sus virtudes y debilidades. Se presenta primero las clásicas especificaciones de Mincer, pero luego se corrigen por sesgo de selección con el método de Heckman, con variables instrumentales y

⁴ Las imágenes del profesional taxista, abiertamente desempleado o ganando muy poco en su propia especialidad son emblemáticas (Burga y Moreno, 2001; Herrera, 2006). Sin embargo, aún egresan cerca de 100 mil profesionales universitarios y técnicos con estudios superiores todos los años en el país.

se extienden a regresiones por cuantiles. Asimismo, se construye una acumulación (*pool*) de datos comparables 1985-2000 para evaluar adicionalmente los efectos edad y cohorte.

Si los rendimientos por estrato educativo tienen una pendiente decreciente (es decir decrecen conforme aumenta el grado educativo), esto es congruente con el principio general de rendimientos marginales decrecientes de la teoría económica y su consecuencia política sería la tradicional de los organismos multilaterales de desarrollo de destacar la inversión en educación básica, que es la que tendría mayores rendimientos. En cambio, si los rendimientos tienen una tendencia creciente, entonces vale la pena reevaluar nuestra imagen estereotipada de inversión superflua en la educación superior de nuestros países y habría que otorgarle mayor prioridad política.

La convexificación o no de los rendimientos también tendría grandes consecuencias en el efecto del crecimiento y desarrollo en la reducción de la pobreza y la desigualdad. El principal activo de los pobres es su mano de obra y escaso capital humano. Si el rendimiento relativo a éste se está deteriorando en favor de la mano de obra más calificada con educación superior, entonces, el proceso de *trickle down* se debilita o simplemente no existe. En este caso habría que acelerar la inversión en educación básica para los pobres y no quedarse allí; también habría que promover su inserción en la educación superior, única manera de asegurar su salida permanente de la pobreza.

El segundo objetivo específico es dilucidar si los rendimientos de la educación superior son mayores en el nivel técnico no universitario o si vale la pena invertir unos años más hasta obtener un título profesional universitario.⁵

I. EVOLUCIÓN DE LOS RENDIMIENTOS DE LA ESCOLARIDAD EN PERÚ CON HINCAPIÉ EN LA EDUCACIÓN SUPERIOR (1985-2004)

En la bibliografía peruana acerca de la educación y el mercado laboral (Barrantes e Iguñiz, 2004) destacan los trabajos de Rodríguez (1993), Ramos (1996) y Saavedra y Maruyama (1999), que encuentran rendimientos de la

⁵ Esta es una antigua discusión en el caso peruano pero que no se ha tratado de manera suficiente a nivel académico debido a la poca disponibilidad de datos. Es común leer en los medios de comunicación masiva que en Perú sobran profesionales pero faltan técnicos. Que el sistema ha promovido desmesuradamente el nivel universitario mientras que se ha descuidado la formación de técnicos calificados que son más útiles y más demandados por el aparato productivo peruano. Si esta afirmación fuera cierta, su contraparte empírica sería que los rendimientos de la educación superior no universitaria excederían a los de la educación universitaria.

educación del tipo Mincer que fluctúan entre 4 y 11%. Estos rendimientos se ubican dentro de rangos relativamente bajos para niveles internacionales en un país de ingreso medio (Psacharopoulos, 1983). Por ejemplo, en Chile estos rendimientos han oscilado alrededor de 13% desde 1982 (Bravo y Marinovic, 1997; Sapelli, 2003).

Por otro lado, en cuanto a la evolución en el tiempo, Saavedra y Maruyama encontraron que los rendimientos cayeron de 10% en 1985 a 7% en 1991 pero luego crecieron en 1994 a 9% y hasta 10% en 1997, lo que sugiere una pauta procíclica con la evolución de la economía peruana.

1. *Rendimientos lineales*

El cuadro 1 resume los resultados entre 1985 y 2004 para la especificación clásica de Mincer de rendimientos de la educación lineales estimados con el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).⁶ La hipótesis de rendimientos de la educación procíclicos esbozada por Saavedra y Maruyama (1999) se basó en la evidencia recopilada entre 1985 y 1997 por las Encuestas de Niveles de Vida (ENNIV). Los rendimientos fueron más altos en años de relativa expansión económica (11% en 1985-1996, 11.3% en 1994 y 10.7% en 1997) mientras que se reducían en periodos de recesión económica (8.6% en 1991).⁷ Sin embargo, el último dato disponible de la serie ENNIV muestra que el rendimiento de la educación se mantuvo estable entre 1997 y 2000 (10.8% en este último periodo), a pesar de la aguda recesión económica iniciada en 1998 y prolongada hasta el 2001.

La serie anual de las Encuestas Nacionales de Hogares de los años recientes ofrece pruebas adicionales del comportamiento de los rendimientos que indican que no existiría mayor relación entre la evolución de los rendimien-

⁶ Un ejemplo para 2004 de las especificaciones completas de las regresiones que incluyen, además de los años de educación, las variables de experiencia potencial y su cuadrado, estado civil, género y tipo de empleo, aparece en el apéndice. Los ingresos computados corresponden al logaritmo del ingreso por hora registrado en la actividad principal y secundaria (tanto dependiente como independiente) en las zonas urbanas, y está deflacionado a precios de Lima Metropolitana.

⁷ Las pequeñas diferencias en los montos (más no en la tendencia) de los rendimientos en relación con los presentados por Saavedra y Maruyama se deben a que, para fines de comparabilidad con años recientes, nuestras estimaciones no incluyen las variables de experiencia laboral específica ni capacitación ocupacional. Cabe destacar que la ENNIV de 1991 no incluyó en su muestra a la región Selva. Por otra parte, esta investigación no utiliza la ENNIV de 1990 (que aparece citada en trabajos como Psacharopoulos, 1994) debido a que esta última encuesta sólo cubrió Lima Metropolitana y se realizó en un ambiente de hiperinflación (inflación de más de 1% diario durante junio y julio de 1990) por lo que existió mucha imprecisión en la captura de ingresos comparables entre personas y a lo largo del tiempo.

CUADRO 1. *Rendimientos de la educación*^a

(Porcentaje)

<i>Año</i>	<i>ENNIV</i>	<i>ENAHO</i>
1985-1986	11.0	—
1991	8.6	—
1994	11.3	—
1997	10.7	8.4
1998	—	9.9
1999	—	11.1
2000	10.8	9.7
2001	—	9.6
2002	—	10.5
2004	—	10.3
Promedio	10.5	9.9

FUENTE: Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-1986, 1991, 1994, 1997 y 2000. INEI: Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, y 2004.

^a Todos los coeficientes incluidos aquí son estadísticamente significativos a 99% de confianza.

tos y el estado del ciclo económico. Así por ejemplo, se habrían experimentado aumentos en los rendimientos en plena crisis (de 8.4% en 1997 a 11.1% en 1999), caídas posteriores hasta 9.6% en 2001 y una recuperación de los rendimientos hasta 10.3% en 2004.⁸ Sin embargo, el último rendimiento todavía es inferior al máximo alcanzado en 1999. Tampoco se puede afirmar que exista alguna tendencia secular al aumento o a la disminución de los rendimientos de la educación en el Perú. Los datos más bien indican que los rendimientos han fluctuado alrededor de 10% en los pasados 20 años.⁹

2. *Convexidad en los rendimientos*

El análisis conceptual anterior indicaría que la especificación lineal de Mincer no forzosamente refleja toda la realidad de los rendimientos de la educación.

⁸ Cuando se excluye del modelo de regresión la variable de tipo de empleo, tal como sugirió un dicaminador anónimo de EL TRIMESTRE ECONÓMICO respecto a la base de Psacharopoulos y Patrinos (1994), no se alteran significativamente los resultados. Por ejemplo, el rendimiento para 2004 se sitúa en 10.5 por ciento.

⁹ Un tema no explorado aquí en detalle es el efecto del sector público como empleador en el Perú (presumiblemente con reglas de comportamiento distintas del sector privado). Como se ha señalado líneas arriba, las regresiones agregan a todos los trabajadores urbanos tanto públicos como privados. En la actualidad, el sector público en las áreas urbanas en el Perú emplea sólo 10.1% de la fuerza laboral. En pruebas adicionales no presentadas en el texto principal, se excluyó a los trabajadores del sector público de las regresiones y se encontró diferencias menores a un punto porcentual en los rendimientos promedio lineales. Asimismo, se comprobó que la convexificación de los rendimientos, que se analiza a continuación, se mantenía y que persistían los rendimientos más altos en la educación universitaria.

CUADRO 2. *Convexidad en los rendimientos de la educación*^a

Año	ENNIV		ENAHO	
	Lineal (L)	Cuadrático (C)	L	C
1985-1986	0.066	2.3	—	—
1991	0.038	2.4 (n.s.)	—	—
1994	0.018	6.3	—	—
1997	0.002	5.1	0.049	6.6
1998	—	—	0.015	5.6
1999	—	—	0.028	6.8
2000	0.039	7.1	0.068	8.0
2001	—	—	0.047	7.2
2002	—	—	0.073	8.8
2004	—	—	0.049	7.5

FUENTE: Cuadro 1.

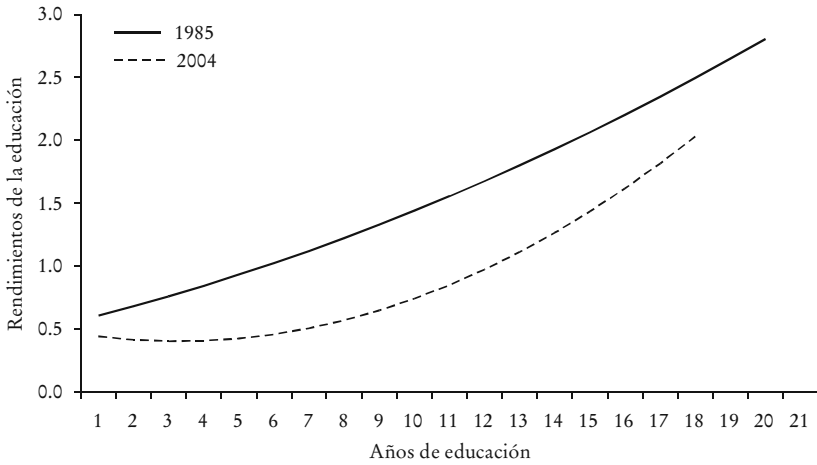
^a Todos los coeficientes incluidos en este cuadro son estadísticamente significativos a 99% de confianza, salvo el coeficiente cuadrático de 1991 (n.s.). *L* coeficiente de la variable lineal de educación. *C* coeficiente de la variable cuadrática de educación multiplicado por 10^{-3} .

La teoría neoclásica tradicional que enfoca la educación como inversión en capital humano postularía rendimientos marginales decrecientes en la educación (y, por tanto, cierta concavidad de los rendimientos), mientras que los trabajos recientes de Bourguignon *et al* (2004) y Banco Mundial (2006), entre otros, argumentarían que está ocurriendo una convexificación de los rendimientos puesto que se premia relativamente más a los más escolarizados.

Para evaluar estas hipótesis se añadió al componente lineal de Mincer un término cuadrático cuyo coeficiente resultó significativo en todos los periodos ensayados con excepción de 1991, como se observa en el cuadro 2. Al ser positivo en todos los casos, indica la existencia de una convexidad en los rendimientos a la educación en el Perú.¹⁰ Más aún, el tamaño de este coeficiente ha tenido una tendencia de mediano plazo creciente, sobre todo desde mediados del decenio de los noventa. Por ello el grado de convexificación de los rendimientos ha aumentado, como se observa en la gráfica 1 que simula los ingresos (en logaritmos) del trabajador promedio de la población para cada año de educación alcanzado con los coeficientes de las regresiones respectivas. La curva de 1985-1986 semeja todavía una línea recta, mientras que la curva del 2004 refleja más claramente la convexidad de los rendimientos, a partir de la escuela primaria.

¹⁰ La convexidad en la curva del ingreso conforme aumentan la escolaridad del trabajador es un resultado conocido ampliamente en la bibliografía y congruente con los rendimientos a la educación lineales de Mincer. Aquí lo que se establece con estos resultados es la convexidad en los rendimientos mismos.

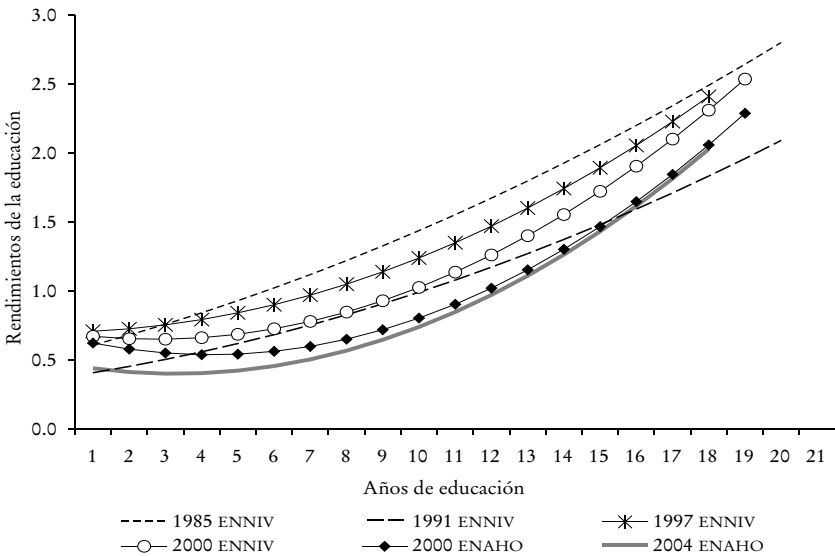
GRÁFICA 1. Ln (ingresos) por año de escolaridad^a
(Nuevos soles de Lima Metropolitana a junio de 2004)



FUENTE: ENNIV 1985-1986, ENAHO 2004.

^a Los ingresos fueron deflacionados usando el IPC departamental del INEI.

GRÁFICA 2. Ln (ingresos) por año de escolaridad^a
(Nuevos soles de Lima Metropolitana a junio de 2004)



FUENTES: Cuadro 1.

^a Los ingresos fueron deflacionados usando el IPC departamental del INEI para todos los años, con excepción de las ENNIV 1985-1986 y 1991 para las que se utilizó el índice de precios geométrico (Escobar y Castillo (1994)).

La gráfica 2 repite las dos curvas anteriores pero añade las curvas de 1991, 1997 y 2000 (tanto ENNIV como ENAHO) para ensayar una interpretación de lo sucedido con los ingresos reales y rendimientos a la educación en los pasados 20 años en el Perú. La crisis de hiperinflación de la segunda mitad de los años ochenta y el ajuste posterior trasladaron toda la cuasi recta de rendimientos de 1985-1986 para abajo hacia una nueva cuasi recta de rendimientos de 1991 (de hecho, recuérdese que el término cuadrático no es estadísticamente significativo en ese año). El nuevo modelo y la recuperación económica hasta 1997 trasladaron hacia arriba los ingresos reales pero diferenciadamente de manera que se observa una gran convexificación de los rendimientos de la educación: se recuperaron más los ingresos de los trabajadores de menor escolaridad (hasta educación primaria) y de mayor escolaridad (educación superior) pero menos los de escolaridad media (educación secundaria).

Con la crisis de la última parte de los años noventa, los ingresos reales cayeron, pero nuevamente de manera diferenciada, disminuyendo más los ingresos de la escolaridad media (convexificando más la curva de rendimientos: véase la curva 2000 ENNIV). Entre la curva 2000 ENNIV y la curva 2000 ENAHO hay una diferencia (la curva ENAHO se sitúa por debajo de la ENNIV) atribuible a una disimilitud en la base de datos. Luego, cuando se compara la curva ENAHO 2004 con la curva ENAHO 2000 no se observa mayor diferencia, de manera que la convexificación de los rendimientos de la educación persiste. Estos resultados deberían tener su correlato en rendimientos diferenciados por la escolaridad, tema que abordamos más adelante.

3. Resultados con una acumulación (pool) de datos 1985-2000

Las Encuestas Nacionales de Niveles de Vida se pueden acumular en un conjunto de datos que permita corroborar algunos resultados de los rendimientos y sus tendencias a lo largo del tiempo, y además evaluar algunos cambios por cohortes de individuos. Se procedió a estimar una ecuación de ingresos de Mincer para el conjunto de datos con la posibilidad de distintos coeficientes de rendimientos de educación para cada año, los mismos controles socioeconómicos usados para las regresiones de corte transversal (experiencia lineal y al cuadrado, estado civil, sexo, región y tipo de relación laboral) y dos variables adicionales para rescatar un posible efecto generacional en estas ecuaciones de ingreso de Mincer: τ) una variable ficticia o di-

cotómica (*dummy*) que tomaba el valor de 1 si el individuo había nacido de 1960 en adelante,¹¹ y *ii*) esta misma variable ficticia multiplicada por el número total de años de escolaridad del individuo.

El cuadro 3 resume los resultados encontrados. En primer lugar presentamos una evidencia más clara de prociclicidad de los rendimientos lineales de la escolaridad que disminuyen de 11.2% en 1985 a 7.4% en 1991, en consonancia con la severa crisis económica acontecida; luego se recuperan a 9.2 y 10.5% en los años de expansión económica de 1994 y 1997, y nuevamente caen a 8.9% en un contexto de recesión de 2000. Similares pautas se encuentran para los individuos que culminaron sus estudios en instituciones públicas o privadas.¹²

CUADRO 3. *Resultados con datos acumulados (1985-2000) (MCO)*^a
(Porcentaje)

<i>Regresión lineal</i>	<i>Total</i>	<i>Institución pública</i>	<i>Institución privada</i>
Rendimiento en 1985-1986	11.2	10.8	11.0
Rendimiento en 1991	7.4	7.0	7.4
Rendimiento en 1994	9.2	8.6	10.5
Rendimiento en 1997	10.5	9.9	10.6
Rendimiento en el 2000	8.9	8.3	9.3
Premio-castigo a cohorte 1960+	29.2	32.0	28.4 (n.s.)
Rendimiento adicional a cohorte 1960+	2.3	3.2	1.2 (n.s.)

FUENTE: ENNIV 1985-1986, 1991, 1997 y 2000.

^a Todos los coeficientes son estadísticamente significativos a 99% de confianza, salvo referencia en contrario. n.s. = coeficiente no significativo.

El resultado más novedoso de esta regresión tipo *pool* es el significativo castigo remunerativo (29.2%) recibido por las generaciones que nacieron de 1960 en adelante, posiblemente debido a que fueron las más afectadas por la combinación de crisis económica secular, explosión demográfica y disminución de la calidad de la educación peruana.¹³ Sin embargo, la educación, al menos un número suficiente grande de años de educación, le permitiría a in-

¹¹ Algunos especialistas en educación identifican al inicio de los dos turnos en las escuelas públicas (con la consecuente disminución de la cantidad de horas lectivas de 40 a 25 horas semanales) a partir de mediados de los años sesenta como un símbolo del comienzo del deterioro de la calidad de la educación pública en el Perú (Barrón, 2006).

¹² En regresiones no presentadas aquí se comprobó también la creciente convexidad de los rendimientos a lo largo del tiempo, tal como se apreció en el análisis de los cortes transversales.

¹³ Los resultados no variaron mayormente cuando se estableció de manera alterna como fecha de nacimiento para la variable ficticia años contiguos anteriores o posteriores a 1960.

dividuos de las cohortes recientes impedir que estas presiones en el mercado laboral afecten su remuneración relativa. Esto sucede porque existe un rendimiento adicional por año de educación en estas cohortes estimado en 2.3%. De esta manera, un profesional nacido a partir de los años sesenta con 16 años de escolaridad, tiene un pequeño premio neto de 7.6%. En cambio, un trabajador de esta cohorte con sólo estudios secundarios completos tiene una penalización de 3.9%. Más aún, el individuo que sólo cursó la primaria completa tiene un castigo remunerativo de 15.4 por ciento.

Como era de esperar, estos resultados se mantienen para el caso de los miembros de las cohortes recientes que culminaron sus estudios en instituciones públicas: el castigo “bruto” se estima en 32% y el rendimiento adicional por año de educación en 3.2%. Por lo contrario, cuando se segmenta el conjunto de datos sólo para individuos que culminaron su educación en instituciones privadas, se pierde la significación estadística de los resultados, lo cual sería congruente con una mayor regularidad a lo largo del tiempo (a través de los distintos cohortes) en la calidad de la educación privada, así como con una mejor capacidad de sostener sus remuneraciones reales gracias a un mayor acceso a mejores oportunidades laborales en el mercado.

4. Rendimientos por grados

La ecuación de Mincer se puede modificar reemplazando variables ficticias por grado educativo en vez de la variable de años de escolaridad a fin de estimar los rendimientos por grados educativos (Chiswick, 1997). Para el caso peruano consideramos particularmente relevante estimar los rendimientos marginales anualizados para los siguientes grados educativos: primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, superior no universitaria¹⁴ y superior universitaria.¹⁵

El cuadro 4 muestra estimaciones de rendimiento privados para años seleccionados entre 1985 y 2004. Tal como se vislumbraba desde las estima-

¹⁴ Lamentablemente las encuestas de hogares en el Perú no permiten distinguir con claridad los subsistemas que existen dentro de este grado superior no universitario. Se trata de una sola pregunta agregada que engloba a carreras técnicas en institutos pedagógicos, institutos tecnológicos, escuelas de administración técnica, escuelas de suboficiales de las fuerzas armadas y policiales, etc.

¹⁵ Los grados de educación de posgrado preguntados a partir de las encuestas del 2000 presentan todavía muy pocas observaciones como para ser consideradas con representatividad estadística. La categoría omitida en las regresiones fue “sin educación formal alguna”. Sin embargo, para efectos de calcular el rendimiento marginal de cada grado educativo, se sustrajo al coeficiente de la variable ficticia del grado respectivo, el coeficiente de la variable ficticia del grado inmediato inferior.

CUADRO 4. *Rendimientos anualizados de la educación por escolaridad alcanzada*

(Porcentaje)

<i>Grado</i>	1985	1991	1994	1997	1997	2000 ^a	2000 ^b	2004
Primaria incompleta	9.1	5.1	2.3	8.8	9.5	11.7	9.9	5.6
Primaria completa	4.2	7.9	9.2	6.0	4.5	2.7	2.7	3.8
Secundaria incompleta	10.5	6.8	5.9	0.9	4.0	3.9	5.9	5.1
Secundaria completa	13.1	9.2	9.1	17.7	5.7	9.1	7.0	6.3
Superior no universitaria	12.6	5.6	13.4	9.9	12.7	10.5	9.8	10.8
Superior universitaria	12.7	11.0	16.4	16.5	15.0	16.6	16.7	17.3

FUENTE: Cuadro 1.

^a ENNV.

^b INAHO.

ciones cuadráticas, los rendimientos no son homogéneos por grados desde el inicio de la serie. Más aún, las diferencias entre ellos se han ido ampliando a lo largo del tiempo. En 1985 el rendimiento promedio de un año de educación primaria adicional era de 9.1% (en relación con los ingresos de trabajadores sin escolaridad alguna). Sorprendentemente, el rendimiento del año de culminación de la educación primaria no era mayor que el resto de años de la primaria (ausencia del efecto diploma o credencial), sino más bien menor (4.2 por ciento).

En el caso de la educación secundaria, un año adicional de educación en este grado rendía 10.5% de ingresos adicionales al promedio anual de primaria y el año final de secundaria sí rendía más que los anteriores (13.1%) por lo que se observaba un efecto diploma o credencial para este grado. Los rendimientos de los años de educación superior eran similares entre sí (12.6% para la educación superior no universitaria y 12.7% para la educación universitaria adicionales al promedio de secundaria) y algo menores a los rendimientos de la secundaria completa. Por tanto, la pequeña convexidad de los rendimientos en 1985 encontrada en la sección anterior afectaba con un rendimiento mayor en el margen, sobre todo a la culminación de educación secundaria, pero no se tiene un efecto adicional para la educación superior.

A lo largo de estos dos decenios se han observado fluctuaciones en el comportamiento de la mayoría de rendimientos por grados. Sin embargo, si se compara los montos más recientes de rendimientos con los iniciales, existen tendencias importantes. El rendimiento de la educación primaria (tanto completa como incompleta) ha disminuido (se ubica en 5.6% para la primaria incompleta y 3.8% para la primaria completa en 2004). Más notoriamente,

te, el rendimiento a la educación secundaria se ha reducido a la mitad del tenido en el decenio de los ochenta (se sitúa en 5.1% para la secundaria incompleta y 6.3% para la secundaria completa en 2004). El rendimiento a la educación superior no universitaria parece haber disminuido aunque moderadamente (se ubica en 10.8% en 2004), mientras que los de la educación universitaria se han incrementado en cerca de 50% respecto a los años ochenta (se sitúan en 17.3% en 2004).¹⁶

Por ello, la fotografía final de 2004 muestra una gran convexidad de los rendimientos que imprime montos adicionales crecientes para los grados de educación superior no universitaria y universitaria.

II. UNA EXPLORACIÓN MÁS PORMENORIZADA DE LOS RENDIMIENTOS EN 2004

1. *Corrección por sesgo de selección*

Heckman (1979) y Lee (1978) fueron los primeros economistas econometristas en argumentar que los coeficientes de regresión (concretamente en nuestro caso, el rendimiento de la educación de la ecuación de ingresos de Mincer) calculados con el método de mínimos cuadrados ordinarios tenían potencialmente un sesgo de selección. Ello debido a que la muestra en la que se estima la regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) no es aleatoria, sino que excluye a grupos de la población perfectamente identificables (en este estudio se trata de individuos con diversos grados educativos que están fuera de la fuerza laboral o que están desempleados). Podría ser que ellos tuviesen una menor tasa de rendimiento de la escolaridad en el mercado laboral (por ello su ausencia en el mismo o sus dificultades para obtener empleo) y por tanto, la regresión de MCO que los excluye podría estar sesgando hacia arriba los rendimientos de la educación.

El procedimiento de corrección de este potencial sesgo de selección fue propuesto por Heckman (1979) y es ampliamente reconocido y utilizado en la actualidad.¹⁷ Se trata en una primera etapa de estimar una ecuación de selección que en el presente estudio calcula la probabilidad de pertenecer a la población empleada remunerada en función de una serie de características socioeconómicas. Luego se estiman los residuos entre los valores observados y predichos de participación en la población empleada y se incorporan

¹⁶ En Colombia se ha estimado un rendimiento de la educación universitaria de 20% en 2000 (Banco Mundial, 2004). En el caso de Chile se ha calculado un rendimiento de 22.8% para 1998 (Sapelli, 2003).

¹⁷ Paquetes estadísticos como STATA lo tienen incorporados entre sus opciones.

como un regresor adicional en la ecuación de la segunda etapa del modelo, que en este caso se trata de la ecuación de ingresos de Mincer. De esta manera el nuevo coeficiente de años de escolaridad estimado está “limpio” del potencial sesgo de selección.

El cuadro 5 resume los resultados de rendimientos de la escolaridad corregidos por el método de Heckman de dos etapas para 2004 y los compara con los rendimientos de MCO. Conforme a la hipótesis planteada en el párrafo anterior, los rendimientos corregidos por sesgo de selección son menores a los rendimientos de MCO. En el caso de la especificación lineal, el rendimiento se reduce en un tercio, de 10.3 a 6.9%. En el caso de la especificación cuadrática la convexidad se mantiene de manera sólida.

CUADRO 5. *Rendimientos de la escolaridad corregidos por sesgo de selección*^a
(Procedimiento de Heckman, 2004; porcentaje)

<i>Modelo</i>	<i>Rendimientos</i>	
	<i>Controlando por sección</i>	<i>Sin controlar</i>
Modelo lineal	6.9	10.3
Modelo cuadrático		
Coeficiente lineal	0.063	0.049
Coeficiente cuadrático	0.007	0.008
Modelo por grado		
Primaria incompleta	2.3	5.6
Primaria completa	0.2	3.8
Secundaria incompleta	1.9	5.1
Secundaria completa	2.8	6.3
Superior no universitaria	7.6	10.8
Superior universitaria	14.6	17.3

FUENTE: ENAHO 2004.

^a Todos los coeficientes resultaron estadísticamente significativos a 99% de confianza.

En cuanto a los rendimientos por grados, las caídas más grandes suceden en la educación básica (primaria y secundaria) que pierden en promedio dos terceras partes de sus rendimientos, mientras que en el caso de la educación superior la reducción de los rendimientos oscila alrededor de un quinto. De esta manera la brecha entre la educación universitaria y secundaria crece. Mientras que en las estimaciones de MCO el rendimiento a la educación superior universitaria era 2.7 veces el de la educación secundaria completa, corrigiendo por sesgo de selección la proporción rendimiento universitario/secundaria es ahora superior a 5. Por su parte, la ventaja de la educación universitaria por sobre la superior no universitaria crece de 60 a 92 por ciento.

CUADRO 6. *Resultados con datos acumulados (1985-2000)*^a

(Procedimiento de Heckman; porcentaje)

<i>Regresión lineal</i>	<i>Total</i>	<i>Institución pública</i>	<i>Institución privada</i>
Rendimiento en 1985-1986	10.8	9.5	8.7
Rendimiento en 1991	7.0	6.0	5.3
Rendimiento en 1994	8.6	7.2	8.0
Rendimiento en 1997	9.9	8.5	8.3
Rendimiento en el 2000	8.3	7.1	7.0
Premio-castigo a cohorte 1960+	19.4	22.2	17.3 (n.s.)
Rendimiento adicional a cohorte 1960+	1.3	1.8	0.3 (n.s.)

FUENTE: Cuadro 3.

^a Todos los coeficientes son estadísticamente significativos a 99% de confianza, salvo referencia en contrario. n.s. = coeficiente no significativo.

Se completa este análisis de Heckman repitiendo las regresiones de acumulación estimadas en la sección anterior con el procedimiento de MCO. Las estimaciones que aparecen en el cuadro 6 confirman los resultados encontrados anteriormente: una pequeña prociclicidad de los rendimientos de la educación y el castigo remunerativo a las cohortes nacidas a partir de 1960, parcialmente compensadas con mayores rendimientos de la educación.

2. *Variables instrumentales*

La correcta estimación de la ecuación de ingresos de Mincer y el rendimiento de la educación por el método de MCO depende de manera decisiva del supuesto de exogeneidad de la variable educación. Si, por lo contrario, la educación fuera endógena, el estimador de MCO de los rendimientos de la educación sería incongruente. Se requeriría entonces de otra metodología de variables instrumentales (VI) que permita estimar congruentemente los rendimientos de la escolaridad.

Supóngase por ejemplo que en el modelo empírico simplificado de ingresos de Mincer:

$$\ln E = \ln E_0 + rS + e$$

en el término de error (e) de la ecuación se encuentra la variable motivación o capacidad innata que no es observada por el econometrista en los datos. Ahora bien, la motivación o capacidad del individuo afecta tanto los años de educación (S) como los ingresos del individuo ($\ln E$). Por ello, la variable

educación (S) ya no es exógena en la regresión y técnicamente la varianza entre ella y el error, $E(Se)$, no es 0. Por tanto, el coeficiente de rendimientos de la escolaridad no puede ser identificado correctamente con el procedimiento de MCO.

El procedimiento de variables instrumentales consiste en encontrar una variable alternativa Z que cumpla con dos requisitos fundamentales: *i*) que no esté correlacionada con el error (es decir que $E(Ze)$ sea 0), y *ii*) que esté correlacionada con la variable S que va a remplazar (es decir que $E(ZS)$ sea diferente de 0). En pocas palabras se debe buscar otra variable Z que esté relacionada con los años de escolaridad del individuo pero que no afecte sus ingresos.¹⁸ Esta tarea no es fácil. Por ejemplo, se ha utilizado con frecuencia la escolaridad de los padres como variable instrumental, ya que suele estar correlacionada con el grado educativo del individuo. Sin embargo, es difícil argumentar que la educación de los padres no tiene ningún efecto directo en los ingresos que logran sus hijos. Arias, Yamada y Tejerina (2004) han demostrado para Brasil que esto no es cierto: la posición económica y social que logran los padres gracias, entre otros factores, a su escolaridad alcanzada, afecta las posibilidades de colocación laboral e ingresos de sus hijos.

Otra posibilidad de instrumentos por utilizarse son los llamados “experimentos naturales”. Se trata de “tratamientos” relativamente aleatorios recibidos por grupos específicos de individuos, obteniéndose variaciones exógenas de los datos. Angrist y Krueger (1991) fueron precursores en esta idea utilizando el trimestre de nacimiento como instrumento de los años de escolaridad, en el entendido que los individuos que nacen a principios de año tendrían una escolaridad promedio menor debido a que alcanzan la edad mínima obligatoria de permanecer en la escuela antes que los demás (este precepto de edad mínima obligatoria no aplica en el caso peruano). La bibliografía indica que estos casos tienen rendimientos de la educación congruentes, pero válidos solamente para los grupos que han recibido el tratamiento.

Barceinas (2002) realizó una ingeniosa aplicación de variables macroeconómicas como instrumentos para los años de educación en el caso de México. Aquí se aplica su método para el caso de la ENAHO 2004 en el Perú. La lógica es la siguiente: el contexto macroeconómico puede afectar significati-

¹⁸ El método de estimación mismo actúa en dos etapas. En la primera se estima una ecuación cuya variable dependiente es la variable endógena de la ecuación de ingresos (años de escolaridad, por ejemplo). En la segunda se utiliza los valores predichos de la variable endógena como regresor en la ecuación de ingresos (Barceinas, 2002).

vamente las decisiones individuales respecto a la escolaridad (ya sean propias o realizadas por los padres). Supongamos un entorno de crisis macro; la teoría económica predeciría que existen dos efectos contrapuestos, ya que por el efecto precio las menores remuneraciones potenciales en el mercado laboral inducirían a una permanencia mayor en la escuela. Sin embargo, por el efecto ingreso negativo el empobrecimiento relativo empujaría a una mayor participación en el mercado laboral y a mayores índices de deserción escolar. Por tanto, la respuesta final sería empírica.

Esta potencial correlación entre el desempeño macro y la inversión en educación en momentos clave de la niñez y juventud del individuo permite utilizar al primer factor como instrumento del segundo. Asimismo, se puede argumentar que el desempeño macro en la niñez y juventud del individuo no afecta de manera directa los ingresos del individuo durante su adultez, por lo que resulta un instrumento adecuado. En la primera etapa del método VI se ha incluido a los PIB *per capita* en tres momentos de la niñez del individuo (en su año de nacimiento, cuando tenía seis años y cuando tenía 11) como el mejor modelo empírico para reflejar este postulado, resultando estadísticamente significativas las tres variables.¹⁹ El estimado corregido de los rendimientos de la educación en la segunda etapa del modelo VI es de 8.5%, lo que significa una reducción de algo menos de un quinto en el rendimiento comparado con el estimado de MCO.²⁰

3. Metodología de cuantiles

Otra crítica que se ha hecho a los rendimientos clásicos de Mincer es que se suponen iguales para toda la población, limitación que es intrínseca a los métodos estadísticos de MCO y también de corrección por sesgo de selección y variables instrumentales. Sin embargo, ahora se puede evaluar si existen rendimientos diferenciados de la educación, dependiendo del percentil

¹⁹ Los coeficientes de correlación parcial entre los años de escolaridad alcanzados y los montos de PIB en el año de nacimiento, a los seis y a los 11 años fluctúan entre 0.115 y 0.134 y son estadísticamente significativos. También se probaron estos instrumentos como regresores de una manera reducida con la variable de interés final (Angrist y Krueger, 2001), resultando estadísticamente significativos. La R^2 obtenida en la primera etapa de instrumentalización es de 0.445 y el estadístico F es de 1 016.9 (Staiger y Stock, 1997).

²⁰ A sugerencia de uno de los dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO, se realizaron pruebas adicionales de solidez de este resultado, incluyéndose la variación del PIB del departamento de residencia (datos disponibles desde 1970 para el caso peruano), cuando los individuos tenían seis y 11 años como variables instrumentales, y se obtuvo un estimado de rendimiento de la educación de 6.5% (coeficiente similar al calculado por el método de Heckman).

de ingresos del individuo en la distribución total. Para ello se usa la técnica de cuantiles (Koenker y Bassett, 1978), que permite estimar potencialmente 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.

En este sentido se trata de comprobar si el rendimiento de la educación es distinto para los grupos de individuos con ingresos más bajos que para aquellos en la parte más alta de la distribución.²¹ Ya que se controlará por las características observables de los individuos, si se encontrara diferencias ellas serían originadas por factores no observables relacionados con la posición del individuo en la distribución de ingresos, como la calidad de la escuela, contactos sociales, etc.

El cuadro 7 muestra que efectivamente los rendimientos de la educación (calculados por MCO) son heterogéneos a lo largo de la distribución de individuos, tanto para el caso de la especificación lineal como en el del modelo cuadrático. En el primer caso, los rendimientos fluctúan entre 9.1% para el primer decil (más bajo) de la distribución y 12.2% para el noveno decil (más alto), que crecen de manera monotonía a lo largo de todos los deciles. Este resultado evidencia que los rendimientos de la educación están correlacionados positivamente con variables no observables de los individuos, como

CUADRO 7. Rendimientos de la educación por el método de cuantiles, especificación lineal y cuadrática (2004)

Cuantil	Especificación lineal	Especificación cuadrática ^a	
		L	C
10	0.0912	0.0237	0.0058
20	0.0936	0.0362	0.0065
30	0.0993	0.0475	0.0072
40	0.1008	0.0564	0.0077
50	0.1035	0.0626	0.0082
60	0.1055	0.0594	0.0081
70	0.1068	0.0723	0.0088
80	0.1142	0.0725	0.0091
90	0.1216	0.0571	0.0088

FUENTE: ENAHO 2004.

^a L coeficiente de la variable lineal de educación. C coeficiente de la variable cuadrática de educación multiplicado por 10³.

²¹ Una aplicación de esta técnica de cuantiles para el caso de los diferenciales salariales por raza en Brasil se realizó en Arias, Yamada y Tejerina (2004). Otra estimación para el caso de la distribución de horas trabajadas se realizó en Yamada (2005).

CUADRO 8. *Rendimientos de la educación por el método de cuantiles, especificación por niveles (2004)*

Cuantil	Primaria		Secundaria		Superior	
	Incompleta	Completa	Incompleta	Completa	No universitaria	Universitaria
1	0.0771	0.0399	0.0462	0.0772	0.1045	0.1495
2	0.0829	0.0334	0.0604	0.0653	0.0925	0.1710
3	0.0465	0.0388	0.0590	0.0545	0.1105	0.1957
4	0.0562	0.0396	0.0404	0.0594	0.1243	0.2014
5	0.0501	0.0400	0.0455	0.0607	0.1285	0.2145
6	0.0571	0.0557	0.0280	0.0638	0.1343	0.2093
7	0.0531	0.0485	0.0278	0.0647	0.1460	0.2209
8	0.0714	0.0313	0.0570	0.0591	0.1435	0.2320
9	0.0755	0.0038	0.0729	0.0762	0.1504	0.2386

FUENTE: ENAHO 2004.

los antecedentes familiares, la calidad de la educación, las redes sociales y posiblemente el talento innato, que hacen que los rendimientos más altos se ubiquen en las partes más altas de la distribución de ingresos, luego de controlar por todas las condiciones socioeconómicas observables en los datos. La especificación cuadrática resulta estadísticamente significativa para todos los deciles y muestra convexidad cada vez mayor conforme se asciende en la distribución del ingreso, lo cual es congruente con la correlación entre rendimientos y variables no observables analizada aquí.

El cuadro 8, por su parte, aplica la misma técnica de cuantiles para los rendimientos (MCO) por grados de educación. Aquí se observa que donde se dan fundamentalmente las diferencias de rendimientos por cuantiles (monotónicamente crecientes) es en la educación superior (universitaria y no universitaria). El rendimiento de la educación superior universitaria para el cuantil más alto supera en dos tercios al mismo rendimiento para el cuantil más bajo. Por su parte, el rendimiento de la educación superior no universitaria del noveno cuantil es casi 50% superior al mismo rendimiento para el primer cuantil. Por tanto, las variables no observables como los antecedentes familiares, la calidad de la educación, las redes sociales o el talento innato desempeñan un papel clave de diferenciación de rendimientos e ingresos en este grado educativo.²²

²² Gracias a la sugerencia de un dictaminador anónimo de EL TRIMESTRE ECONÓMICO, se realizó también estas regresiones cuantílicas por niveles en el año más antiguo de la serie disponible (1985) y en un año intermedio (1998), lo que comprobó que el aumento en el rendimiento de la educación superior universitaria tenido en los años recientes ha sido generalizado para todos los cuantiles.

4. *La tasa de rentabilidad privada y social de la educación superior*

Para culminar este documento se estima la tasa de rentabilidad neta privada y social de la educación superior en 2004. Para ello se utilizan los coeficientes de la ecuación de ingresos de Mincer en su versión de MCO y de Heckman para simular los ingresos anuales reales de un individuo prototipo con educación superior (universitaria o no universitaria) conforme va adquiriendo mayor experiencia laboral potencial.²³ Asimismo, se incorpora información representativa de costos directos de matrícula y pensiones mensuales en los casos de entidades privadas,²⁴ costos adicionales asumidos por las familias²⁵ y el presupuesto del Estado por estudiante.²⁶ La técnica utilizada para realizar estas estimaciones de rentabilidad es la de tasa interna de rendimiento (TIR). Esta TIR es, por definición, la que iguala los flujos descontados de todos los ingresos futuros reales²⁷ con los flujos descontados de costos reales (directos y de oportunidad) supuestos en los años de inversión (Beltrán, 2000), en este caso en educación superior.

El cuadro 9 muestra los resultados para el caso de las estimaciones de la TIR con los coeficientes de mínimos cuadrados ordinarios. La TIR en 2004 para un profesional que culminó sus estudios en una universidad pública se estima en 21.6% en términos reales.²⁸ La TIR para el caso del profesional que estudió en una universidad privada se calcula en 18.4%, menor al anterior debido al desembolso de recursos realizados para financiar la educación privada (nótese que el mayor rendimiento minceriano de la educación privada no es suficiente para compensar este efecto). En el caso de la educación superior no universitaria, las rentabilidades se reducen enormemente tanto para los estudios en institutos públicos como privados. En el primer caso, la TIR se estima en 9.6% en términos reales.²⁹ No obstante, en el caso de la educación no universitaria privada la TIR sólo es de 2.8%, lo cual sería una señal de

²³ Una limitación de este análisis es que no se contabiliza las posibles externalidades positivas que genera una mayor población escolarizada en la sociedad.

²⁴ Se recolectó información de costos y pensiones para tres universidades y cinco institutos superiores tecnológicos privados de Lima Metropolitana. Cabe anotar que, como contraparte, los ingresos proyectados tanto de Lima como del resto de zonas urbanas están simulados a precios de Lima Metropolitana.

²⁵ Captados en las Encuestas Nacionales de Hogares.

²⁶ Información recogida por el Sistema de Información y Administración Financiera del Estado.

²⁷ Se supuso una vida laboral activa hasta los 65 años de edad.

²⁸ Esta rentabilidad supera con creces a las mejores opciones de inversión financiera en el Perú actual.

²⁹ Dicha rentabilidad resulta comparable con las mejores rentabilidades de ahorros a largo plazo en el sistema financiero peruano.

CUADRO 9. *Tasas internas de rendimiento (TIR) (2004)*

(Estimación de MCO; porcentaje)

	<i>Superior universitaria</i>		<i>Superior no universitaria</i>		<i>TIR social</i>	
	<i>Pública</i>	<i>Privada</i>	<i>Pública</i>	<i>Privada</i>	<i>Universitaria</i>	<i>No universitaria</i>
Total	21.6	18.4	9.6	2.8	16.9	7.8
Mujer	21.1	17.2	9.4	2.6	16.0	7.4
Hombre	21.9	19.1	9.7	3.0	17.3	8.0
Dependiente	22.1	19.8	9.8	3.1	17.6	8.1
Independiente	21.0	16.5	9.3	2.5	15.9	7.3
Lima	22.1	20.4	9.8	3.2	17.6	8.1
Resto urbano	21.3	16.9	9.5	2.5	16.3	7.5

Fuente: ENAHO 2004, SIAF.

alarma para la inmensa cantidad de jóvenes que ingresan año tras año a institutos superiores tecnológicos privados de dudosa calidad y pertinencia.³⁰

En general, las diferencias en las TIR por género no son muy marcadas. Así por ejemplo, la TIR para el profesional varón proveniente de universidades públicas es de 21.9% mientras que la TIR para la profesional mujer es de 21.1%. El caso más notorio de diferencia, en contra de las mujeres, ocurre en el caso de las universidades privadas, ya que la TIR masculina en este caso supera por casi dos puntos porcentuales a la TIR femenina (19.1 *versus* 17.2). En el caso de las carreras no universitarias las diferencias por género son de 0.3 a 0.4 puntos porcentuales. Algo similar ocurre en el caso de las TIR estimadas para trabajadores asalariados e independientes. Hay una pequeña ventaja para los trabajadores dependientes que se hace más marcada cuando se trata de profesionales provenientes de universidades privadas. En este caso existe una diferencia en favor de los asalariados de más de tres puntos porcentuales (19.8 *versus* 16.5). La misma pauta se repite cuando se hace la distinción entre individuos trabajando en la Lima Metropolitana comparando con el resto urbano. Existe una pequeña ventaja en favor de los primeros que se hace más notoria en el caso de profesionales de universidades privadas (20.4 *versus* 16.9 por ciento).

Es posible ajustar las TIR para el caso de las instituciones públicas para reflejar la rentabilidad desde el punto de vista social o del Estado, incluyendo

³⁰ De acuerdo con teorías sociológicas distintas de la de capital humano, esta reducida rentabilidad se podría deber en parte al hecho que la sociedad no ha "legitimado" el grado técnico superior con un *status* suficiente y, por tanto, lo recompensa mucho menos que al grado universitario. En este resultado también podrían estar influyendo variables no observables como la menor capacidad, adquirida o innata, de los jóvenes que terminan incursionando en el grado superior no universitario.

CUADRO 10. *Tasa interna de rendimiento (2004)*

(Estimación Heckman; porcentaje)

	<i>Superior universitaria</i>		<i>Superior no universitaria</i>		<i>Social</i>	
	<i>Pública</i>	<i>Privada</i>	<i>Pública</i>	<i>Privada</i>	<i>Universitaria</i>	<i>No universitaria</i>
Total	14.7	12.2	6.4	1.2	12.0	5.5
Mujer	14.6	11.7	6.5	1.1	11.7	5.3
Hombre	14.8	12.5	6.6	1.3	12.2	5.5
Dependiente	14.9	12.8	6.6	1.3	12.3	5.6
Independiente	14.5	11.5	6.5	1.1	11.7	5.3
Lima	14.9	13.1	6.6	1.4	12.3	5.6
Resto urbano	14.6	11.6	6.5	1.1	11.8	5.4

FUENTE: ENAHO 2004, SIAF.

dentro de los costos los presupuestos públicos promedio otorgados por alumno. Dicha información aparece en las siguientes columnas del cuadro 9. En general, la TIR de las carreras universitarias desde el punto de vista del Estado disminuye a 16.9%, que aún es competitivo en términos del uso de recursos escasos del Estado en inversiones socialmente rentables. En cambio, la inversión que realiza el sector público en institutos superiores no universitarios tiene una rentabilidad social (7.8%), que podría ser insuficiente comparada con inversiones más rentables en otros sectores.

El cuadro 10 muestra las TIR estimadas con los coeficientes corregidos de Heckman. Por definición, las tasas de rendimiento se reducen en todos los casos. Sin embargo, las TIR en términos reales todavía se mantienen competitivas para la educación superior universitaria pública (14.7%) y privada (12.2%). La TIR social en este primer caso asciende a 12%. En cambio, las tasas de rendimiento para la educación superior no universitaria resultan muy bajas y hasta cercanas a 0. Para el grado no universitario público, la TIR privada asciende a 6.4% mientras que su equivalente social es de 5.5%. En el caso del grado no universitario privado, la TIR es de 1.2 por ciento.³¹

CONCLUSIONES

El presente estudio empírico ha utilizado la mayor cantidad de bases de datos disponibles en el Perú para comprobar la existencia sólida y persistente de una relación positiva entre la escolaridad alcanzada y los ingresos obtenidos.

³¹ Como ya se dijo líneas arriba, este estimado no incorpora la rentabilidad adicional que se generaría socialmente, por ejemplo, por medio de externalidades positivas causadas por una población más escolarizada.

nidos en el mercado laboral. Sin embargo, contrario a los resultados tradicionales, el estudio ha mostrado pruebas de rendimientos de la educación convexos. Por ello, si bien los rendimientos a grados iniciales de educación encontrados son menores a los tradicionales, los rendimientos de la educación superior, en particular la universitaria, son relativamente altos. Las correcciones econométricas para tomar en cuenta el sesgo de selección en el rendimiento reducen los rendimientos promedio pero mantienen el resultado de la convexidad de los rendimientos por grados.

De esta manera, la rentabilidad real promedio de la inversión en educación universitaria tanto privada como social resulta relativamente satisfactoria. Sin embargo, la rentabilidad real de la educación superior no universitaria, las llamadas carreras técnicas, resulta en promedio muy mediocre, que pueda ser hasta cercana a 0 y pone en duda su grado de efectividad, pertinencia y demanda potencial. Lamentablemente, la información extraída de las encuestas de hogares no permite profundizar más el análisis acerca de qué tipo de institutos específicos, sean pedagógicos, tecnológicos, administrativos u otros, serían los que tendrían mayores dificultades de vincularse con el mercado laboral y ofrecer una formación técnica de calidad y pertinencia.³²

Esta investigación ha realizado un saldo completo del tema de los rendimientos de la educación superior en el Perú y ha servido para identificar la evaluación y potencial reforma de la educación superior no universitaria como prioridad de política pública, puesto que, por lo menos algunos segmentos de la misma, no estarían generando suficiente rentabilidad ni pública ni privada. Una parte de los 200 mil jóvenes peruanos que cursan carreras técnicas estudiarían en centenares de institutos superiores que ofrecen especializaciones de moda pero sin mayor retribución efectiva en el mercado laboral.

El presente artículo ha mostrado los resultados agregados que se infieren de trabajar con encuestas nacionales de hogares anónimas. Sin embargo, el Estado y la sociedad civil organizada (por ejemplo, las asociaciones de defensa del consumidor) deberían exigir a todos los centros de educación superior información verificable acerca del destino laboral de sus graduados, a fin de mejorar la toma de decisiones de los jóvenes y sus familias en costosas

³² Cabe destacar, sin embargo, que un trabajo adicional realizado por el autor, agregando bases de datos ENAHO anuales desde 1998 hasta 2004, encuentra que los técnicos en administración son la especialidad técnica mejor remunerada, en promedio, mientras que el personal de enfermería de mando medio y los profesores de educación pública, formados en institutos superiores no universitarios, son las ocupaciones peor remuneradas del mercado. Los resultados de esta extensión del estudio están disponibles a solicitud.

inversiones educativas de mediano plazo. Más aún, las acreditaciones que deberían obtener de manera obligatoria todas estas instituciones para poder mantenerse formalmente en el sistema educativo, no deben basarse sólo en criterios de infraestructura y personal docente adecuado, sino que deben incluir indicadores del desempeño laboral de sus graduados.

En el caso de la educación universitaria, los resultados agregados muestran actualmente rentabilidades competitivas, en parte por el aumento de la demanda de mano de obra calificada y en parte por la función de compensación que realizan las universidades para cubrir las carencias de la educación básica en el Perú. Sin embargo, debe haber una alta dispersión de resultados de instituciones específicas que no puede ser captada por las encuestas anónimas de hogares. En este sentido, no puede descartarse que exista un grupo importante de universidades privadas y públicas en todo el país que tampoco están formando profesionales que se pueden insertar adecuadamente en el mercado laboral. El Estado y la sociedad civil deben exigir información verificable en este sentido para todas las universidades por igual.³³

De hecho, en vista de la desinformación existente en el Perú respecto a este campo, una medida urgente sería la realización de una megaencuesta (que se puede actualizar cada tres años) que obtenga información representativa de los ingresos esperados por carrera y universidad o instituto y que se pueda difundir masivamente por internet.

APÉNDICE

Ecuación de Mincer (MCO) para 2004

(Total urbano)

<i>Lsalth</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	t	P > t	<i>Intervalo de confianza a 95%</i>	
Educ	0.1025486	0.0026498	38.7	0	0.0973548	0.1077425
Exp	0.0370461	0.0022729	16.3	0	0.032591	0.0415011
Exp ²	0.0004592	0.0000452	10.17	0	0.0005477	0.0003707
Matrim	0.0920392	0.0197215	4.67	0	0.053383	0.1306954
Mujer	0.2065296	0.0178084	11.6	0	0.2414359	0.1716234
Lima	0.2786497	0.0178421	15.62	0	0.2436773	0.3136221
Depend	0.3218011	0.0190294	16.91	0	0.2845016	0.3591007
Cons	0.9230923	0.0402093	22.96	0	1.001907	0.8442778

³³ La extensión del estudio, comentada en la nota anterior, estableció que la ingeniería civil es la profesión mejor remunerada en el Perú en promedio, mientras que los profesores de escuelas públicas y privadas son los profesionales peor remunerados del mercado. No obstante, no se puede establecer este tipo de clasificación por universidades específicas por ausencia de información.

APÉNDICE (*conclusión*)

Número de observaciones	16 729
$F(7.16721)$	411.470
Prob > F	0.000
R^2	0.285
Raíz MSE	0.809

Definiciones:

Lsalth	Logaritmo neperiano del ingreso por hora (tanto dependiente como independiente) de la actividad principal más secundaria.
Educ	Número de años de educación
Exp	Experiencia potencial (edad – años de escolaridad – 6)
Exp ²	Experiencia potencial al cuadrado
Matrim	1 si está casado o convive con alguien; 0 de otro modo
Mujer	1 si es mujer; 0 de otro modo
Lima	1 si el lugar de residencia es en la Lima Metropolitana; 0 de otro modo
Depend	1 si el trabajador es dependiente; 0 de otro modo
Cons	Constante

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Angrist, Joshua, y Alan Krueger (2001), “Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, núm. 4, pp. 69-85.
- Arias, Omar, Gustavo Yamada y Luis Tejerina (2004), “Education, Family Background and Racial Earnings Inequality in Brazil”, *International Journal of Manpower*, vol. 25, núm. 3/4.
- Asamblea Nacional de Rectores (ANR) (2005), “Resumen Estadístico”, Lima.
- Banco Mundial (2003), *La educación terciaria en Colombia*, Estudio del Banco Mundial, Washington.
- (2006), *Poverty Reduction and Growth: Virtuous and Vicious Circles*, Washington, World Bank Latin America and the Caribbean Studies.
- Barceñas, Fernando (2003), “Endogeneidad y rendimientos de la educación”. *Estudios Económicos*, vol. 18, núm. 1, pp. 79-131.
- Barrantes, Roxana, y Javier Iguñiz (2004), *La investigación económica y social en el Perú: Balance 1999-2003 y prioridades para el futuro*, Lima, CIES.
- Barrón, Ricardo (2006), “Aulas de siempre: La crisis de la educación en tiempo electoral”, suplemento *El Dominical*, año 52, núm.362, *El Comercio*, 26 de febrero, p. 4.
- Becker, Gary (1975), *Human Capital*, Columbia University Press.
- Beltrán, Arlette (2000), *Evaluación privada de proyectos*, Lima, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP).

- BID (2003), *Se buscan buenos empleos. Los mercados laborales en América Latina*, Informe de Progreso Económico y Social de América Latina y El Caribe, BID.
- Blundell, R., L. Dearden y B. Sianesi (2001), "Estimating the Returns to Education: Models, Methods and Results", University College London e Institute for Fiscal Studies.
- Bourguignon, F., F. Ferreira y N. Lustig (comps.) (2005), *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, BID y Banco Mundial.
- Bravo, David, y Alejandra Marinovic (1997), La educación en Chile: Una mirada desde la economía", *Persona y Sociedad*, vol. XI.
- Burga, Cybelle, y Martín Moreno (2001), *¿Existe subempleo profesional en el Perú urbano?*, Lima, GRADE y CIES.
- Chiswick, Barry (1997), "Interpreting the Coefficient of Schooling in the Human Capital Earnings Function", Policy Research Working Paper 1790, Banco Mundial.
- Heckman, James (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica* 47(1), pp.153-161.
- Heckman, Lochner, y Todd (2003), "Fifty Years of Mincer Earnings Regressions", Discussion Paper núm. 775, IZA.
- Herrera, Javier (2006), "Sobre y subeducación en el Perú urbano, 1995-2002", Juan Chacaltana, Miguel Jaramillo y Gustavo Yamada (2006), *Cambios globales y el mercado laboral peruano*, CIUP.
- Lee, L. F. Lee (1978), "Unionism and Wage Rates: Simultaneous Equations Models with Qualitative and Limited Dependent Variables", *International Economic Review* 19, pp. 415-433.
- Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, NBER.
- Psacharopoulos, George (1983), "Returns to Education: An updated international comparison". Mark Blaug (comp.), *The Economic Value of Education: Studies in the Economics of Education*, International Library of Critical Writings in Economics, vol. 17, Aldershot.
- (1994), "Returns to Education: A Global Update", *World Development* 22(9), 1325-1343.
- , y Henry Patrinos (2004), "Returns to Investment in Education: A Further Update", *Education Economics*, pp. 367-393.
- Ramos (1996), "El rol de la educación en el mercado de trabajo: ¿Capital humano o credencialismo?", Gustavo Yamada (comp.), *Caminos entrelazados. La realidad del empleo urbano en el Perú*, CIUP.
- Rodríguez, José (1993), "Retornos económicos de la educación en el Perú", Documento de Trabajo CISEPA núm. 112, Pontificia Universidad Católica del Perú.

- Saavedra, Jaime, y Eduardo Maruyama (1999), “Los retornos a la educación y a la experiencia en el Perú: 1985-1997”, Richard Webb y Ventocilla (comps.), *Pobreza y economía social: Análisis de una encuesta (ENNIV-1997)*, 1999, CUANTO.
- Sapelli, Claudio (2003), “Ecuaciones de Mincer y las tasas de retorno a la educación en Chile, 1990-1998”, Documento de Trabajo 254, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Staiger, Douglas, y James Stock (1997), “Instrumental Variables Regression with Weak Instruments”, *Econometrica*, vol. 65, núm. 3, pp. 557-586.
- Yamada, Gustavo (2005), “Horas de trabajo: Determinantes y dinámica en el Perú urbano”, Documento de Trabajo 71, CIUP/CIES.