
Gustavo Yamada

**RETORNOS A LA EDUCACIÓN SUPERIOR EN EL MERCADO
LABORAL: ¿VALE LA PENA EL ESFUERZO?**

© Universidad del Pacífico
Centro de Investigación
Avenida Salaverry 2020
Lima 11, Perú
www.up.edu.pe

© Consorcio de Investigación Económica y Social
Antero Aspíllaga 584, El Olivar
Lima 27, Perú
www.cies.org.pe

Retornos a la educación superior en el mercado laboral:

¿vale la pena el esfuerzo?

Gustavo Yamada

1a. edición: marzo 2007

Diseño: Ícono Comunicadores

I.S.B.N.: 978-9972-57-111-4

Hecho el depósito legal en la Biblioteca Nacional del Perú: 2007-03106

Este documento corresponde al n° 30 de la serie *Diagnóstico y Propuesta* del Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES).

BUP-CENDI

Yamada Fukusaki, Gustavo

Retornos a la educación superior en el mercado laboral: ¿vale la pena el esfuerzo? / Gustavo Yamada Fukusaki. — Lima : Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico ; CIES, 2007. — (Documento de Trabajo ; 78).

/MERCADO DE TRABAJO/EDUCACIÓN SUPERIOR/UNIVERSIDADES/PROFESIONALES/PERÚ/

331.96 (85) (CDU)

Miembro de la Asociación Peruana de Editoriales Universitarias y de Escuelas Superiores (Apesu) y miembro de la Asociación de Editoriales Universitarias de América Latina y el Caribe (Eulac).

Este documento es resultado del proyecto homónimo desarrollado en el marco del sistema de concursos del CIES, con el auspicio de la Agencia Canadiense para el Desarrollo Internacional (ACDI) y el Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC).

El Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico y el Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES) no se solidarizan necesariamente con el contenido de los trabajos que publican. Prohibida la reproducción total o parcial de este documento por cualquier medio sin permiso de la Universidad del Pacífico y el CIES.

Derechos reservados conforme a Ley.



Índice

Introducción	7
1. Motivación y objetivos del proyecto	15
2. Evolución de los retornos a la educación en el Perú, con énfasis en la educación superior: metodología, estimaciones y análisis 1985-2004	21
2.1 Marco teórico, metodología y trabajos previos	21
2.2 Resultados «macro» 1985-2004: retornos a la educación ...	25
2.2.1 Retornos lineales	25
2.2.2 Convexidad en los retornos	27
2.2.3 Retornos por grupos poblacionales importantes	30
2.2.4 Resultados con una acumulación (pool) de datos 1985-2000	35
2.2.5 Retornos por niveles	38
3. Una exploración más profunda a los retornos en el año 2004	41
3.1 Corrección por sesgo de selección	41
3.2 Variables instrumentales	44
3.3 Metodología de cuantiles	46
3.4 La tasa de rentabilidad privada y social de la educación superior en el Perú	49
4. La microeconomía del estudio: resultados de profesiones emblemáticas	53



5. Conclusiones e implicancias de política	67
Bibliografía	79
Anexos	83



Introducción*

En las últimas décadas, el número de profesionales que ingresan cada año al mercado laboral peruano se ha multiplicado 65 veces. Hoy en día, estudian en el Perú medio millón de jóvenes en 85 universidades, mientras que otros cerca de cuatrocientos mil jóvenes se forman en más de un millar de institutos superiores no universitarios. La oferta de educación superior parece crecer sin mayores límites, mientras que los jóvenes pasan de la secundaria a los estudios superiores casi por inercia.

La imagen temible del profesional taxista, abiertamente desempleado o que gana muy poco en su propia especialidad, asusta. Sin embargo, todos los años siguen egresando en nuestro país cerca de cien mil profesionales universitarios y técnicos con estudios superiores. Y muchos se preguntan si vale la pena todo este esfuerzo de inversión individual, familiar y como sociedad en su conjunto. ¿Es cierto todavía que una carrera superior universitaria o no universitaria aumenta los ingresos esperados del individuo en el complicado mercado laboral peruano? ¿Resulta tan rentable como

* El autor agradece la excelente asistencia de investigación de María de los Ángeles Cárdenas y los comentarios y sugerencias de Martín Benavides, Juan Chacaltana, Javier Luque, Iván Montes, Germán Reaño, un lector anónimo de una versión previa de este informe y los participantes de la «Conferencia de Políticas de Empleo y Capital Humano en la Región Andina», la «Segunda Conferencia de Economía Laboral» y el «XVII Seminario Anual del CIES». De igual manera, agradece el financiamiento otorgado por la Agencia Canadiense para el Desarrollo Internacional, a través del Consorcio de Investigación Económica y Social. Todas las opiniones expresadas aquí y eventuales errores de interpretación son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen a la Universidad del Pacífico.



cualquier otra inversión económica o financiera alternativa? La respuesta es mixta: depende del tipo de educación superior realizada.

La presente investigación encuentra evidencia mixta acerca de la rentabilidad de la inversión en educación superior en el mercado laboral peruano. Gracias a la convexificación de los retornos a la educación, la educación universitaria (tanto privada como pública) ofrece en la actualidad rentabilidades privadas y sociales comparables, en términos reales, con otras alternativas de inversión financiera y económica disponibles en el país. En cambio, la educación superior no universitaria tiene rentabilidades privadas y sociales muy por debajo de cualquier inversión alternativa disponible, e incluso cercanas a cero en términos reales.

Esta situación se explica, posiblemente, por factores tanto de demanda como de oferta. Por un lado, todos los sectores están demandando cada vez más mano de obra calificada porque sus procesos productivos requieren de competencias profesionales transversales en sistemas, tecnologías de la información y otros campos del saber. Por otro lado, se requiere compensar las falencias de la educación básica en nuestro país con más años de educación (llegando hasta el nivel superior universitario), para poder alcanzar el mínimo adecuado de competencias laborales necesarias para desenvolverse en un puesto de trabajo competitivo, en pleno siglo XXI.

En la parte «macro» de nuestro análisis, encontramos que los datos de corte transversal no arrojan mayor vinculación de los retornos promedio a la educación con el estado del ciclo económico. Sin embargo, regresiones con datos acumulados *pool* sí muestran una relación positiva con el ciclo: los retornos promedio lineales bajan hasta 7% en períodos recesivos y aumentan hasta 11% en períodos de expansión económica. En este sentido, no existe tendencia secular alguna para el aumento o disminución de los retornos a la educación en el Perú. Los datos más bien indican que los retornos han fluctuado alrededor del 10% en los últimos veinte años. La corrección por sesgo de selección de Heckman reduce este retorno promedio a 7% por cada año de educación. Una corrección alternativa por variables instrumentales también ajusta hacia abajo los retornos a la



educación, situándolos alrededor de 8%. Por último, todas las pruebas efectuadas indican la existencia de una convexidad en los retornos a la educación en el Perú, que se acentuó en la década pasada y se ha mantenido desde entonces.

En cuanto a los retornos diferenciados por género, se observa que el retorno a la educación femenina resulta alrededor de un punto porcentual menor que el retorno a la educación masculina, lo que da indicios de discriminación potencial en esta dimensión. Por otro lado, se aprecia un retorno numéricamente muy superior para la educación privada en comparación con la pública, a pesar de su calidad heterogénea. Es más, la brecha entre ambas parecería estar creciendo como consecuencia del deterioro adicional de la educación pública ocurrido en las últimas décadas.

Los retornos a la educación son heterogéneos a lo largo de la distribución de individuos por ingresos. Los retornos fluctúan entre 9% para el decil más bajo de la distribución y 12% para el decil más alto de la distribución, y crecen de manera monótonica a lo largo de todos los deciles. Este resultado evidencia que los retornos a la educación están correlacionados de manera positiva con variables no observables de los individuos, tales como el talento innato, los antecedentes familiares, la calidad de la educación y las redes sociales, lo que hace que los retornos más altos se ubiquen en las partes más altas de la distribución de ingresos.

Existe un significativo castigo remunerativo para las generaciones que nacieron de 1960 en adelante y que recibieron educación pública, 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. Sin embargo, un número lo suficientemente elevado de años de educación le permitiría a individuos de estas cohortes recientes impedir que estas presiones del mercado laboral afecten su remuneración relativa.

En cuanto a los retornos por niveles educativos a lo largo del tiempo, existen tendencias importantes. El retorno a la educación primaria (tanto



completa como incompleta) ha disminuido (se ubica en 5,6% para la primaria incompleta y en 3,8% para la primaria completa, en el 2004). Aun más notoriamente, el retorno a la educación secundaria se ha reducido a la mitad de sus niveles de la década de 1980 (se sitúa en 5,1% para la secundaria incompleta y en 6,3% para la secundaria completa, en el 2004). El retorno a la educación superior no universitaria parece haber disminuido también, aunque de manera moderada (se ubica en 10,8% en el 2004), mientras que, claramente, los retornos a la educación universitaria se han incrementado en cerca de cincuenta por ciento respecto de la década de 1980 (se sitúan en 17,3% en el 2004).

Por ello, la fotografía final del 2004 muestra una fuerte convexidad de los retornos que imprime unos rendimientos adicionales crecientes para los niveles de educación superior. Más aun, las correcciones por sesgo de selección de Heckman amplían las brechas a favor de la educación superior, en especial de la universitaria. Mientras que en las estimaciones MICO (mínimos cuadrados ordinarios) el retorno a la educación superior universitaria es 2,7 veces el retorno a la educación secundaria completa (17,3% frente a 6,3%), corrigiendo por sesgo de selección, el ratio de retornos universitaria / secundaria es superior a 5 veces (14,6% frente a 2,8%). Por su parte, la ventaja de la educación universitaria por sobre la superior no universitaria crece de 60 por ciento (17,3% frente a 10,8%) a 92 por ciento (14,6% frente a 7,6%).

La rentabilidad privada y social de la inversión en educación superior se mide por las tasas internas de retorno (TIR), que consideran todos los costos incurridos y los coeficientes de regresión de mínimos cuadrados ordinarios. Las TIR privada y social en el 2004 para un profesional que culminó sus estudios en una universidad pública se han estimado en 21,6% y 16,9% con mínimos cuadrados ordinarios, rentabilidad que, en términos reales, supera a las mejores alternativas de inversión financiera en el país. La TIR para el caso del profesional que estudió en una universidad privada se calculó en 18,4%.

En el caso de la educación superior no universitaria, las rentabilidades privadas y sociales se reducen enormemente para los estudios tanto en institu-



tos públicos como en privados. En las instituciones públicas, las TIR reales con mínimos cuadrados ordinarios se han estimado en 9,6% (en el ámbito privado) y 7,8% (en el ámbito social), porcentajes que resultan inferiores a las mejores rentabilidades ofrecidas por ahorros a largo plazo en el sistema financiero peruano y a la rentabilidad de los proyectos de inversión pública que aprueba el SNIP (Sistema Nacional de Inversión Pública). Más aun, en las instituciones privadas, la TIR respectiva es apenas de 2,8%, lo que es una clara señal de alarma para la inmensa cantidad de jóvenes que ingresan año tras año a institutos superiores tecnológicos privados de dudosa calidad y pertinencia.

Cuando se incorporan al cálculo de las TIR los ajustes de Heckman, los retornos reales se mantienen aún en tasas competitivas para los niveles de educación superior universitaria pública (14,7%) y privada (12,2%). La TIR social en este primer caso asciende a 12% anual. En cambio, los retornos reales para la educación superior no universitaria resultan muy bajos y hasta cercanos a cero. Para el nivel no universitario público, la TIR privada real asciende a 6,4%, mientras que su equivalente social es de 5,5%. En el caso del nivel no universitario privado, la TIR es de 1,2% anual.

La ingeniería civil resulta ser la profesión mejor remunerada en el mercado peruano, con un promedio de 4.079 soles mensuales. También aparecen percibiendo más de tres mil soles mensuales en promedio: los economistas, con 3.711 soles; los administradores de empresas, con 3.600 soles; los profesionales de informática, con 3.322 soles; y los demás ingenieros, con 3.204 soles mensuales. En el otro extremo, con remuneraciones inferiores a los mil soles mensuales, encontramos a los profesores de educación pública primaria (754 soles) y secundaria (731 soles), y también a los profesores de educación primaria en escuelas privadas (939 soles). Las profesiones en este grupo obtienen menos de la mitad de la remuneración promedio profesional en el Perú.

En el caso de las profesiones no universitarias o carreras técnicas, las cuatro primeras ocupaciones del *ranking* demandan carreras técnicas de administración para su desempeño: los técnicos en administración obtienen una



media mensual de 1.644 soles; los cajeros y cobradores de ventanilla ganan 1.397 soles; los agentes técnicos de ventas, 1.292 soles; y los empleados administrativos en general obtienen 1.276 soles mensuales. El grupo de carreras no profesionales con remuneraciones menores a mil soles mensuales lo encabezan las secretarías, con 922 soles mensuales. Los auxiliares de contabilidad, administración y derecho obtienen en promedio 855 soles, mientras que los profesores (sin título universitario) de educación pública secundaria y primaria ganan 851 y 798 soles mensuales, respectivamente. Al final de la tabla figura el personal de enfermería de nivel medio, con 679 soles mensuales.

El ingreso esperado mensual de las profesiones emblemáticas capturadas por nuestra metodología es de 1.726 soles, y es fruto de las siguientes situaciones. Cerca de la mitad (48,7%) de los profesionales activos trabajan en la profesión que estudiaron y obtienen un promedio de ingresos de 2.027 soles mensuales. Cerca de la quinta parte (18,9%) de los profesionales labora en profesiones diferentes de las que estudió y genera ingresos promedio de 1.775 soles. Lamentablemente, casi 3 de cada 10 profesionales (28,5%) se ven forzados a trabajar en ocupaciones que requieren mucha menor preparación académica y obtienen, en promedio, 1.419 soles. Por último, un 3,9% está abiertamente desempleado. Asimismo, un 10% de los profesionales permanece fuera de la fuerza laboral.

El *ranking* de ingresos esperados lo encabezan los ingenieros civiles, con prácticamente tres mil (2.966) soles mensuales, a pesar de tener la tasa de desempleo abierto profesional más alta (10%). Se trata de una profesión con calificaciones bastante específicas que no son fácilmente adaptables a otras ocupaciones. El segundo lugar de este *ranking* lo ocupan los administradores de empresas, con 2.597 soles mensuales. En este caso, el nivel de aparente subempleo profesional es bastante elevado (51,9%). No obstante, esta situación no implica una penalización excesiva en los ingresos. Los médicos ocupan el tercer lugar del *ranking*, con 2.568 soles de ingresos esperados. La medicina es una ocupación muy especializada que es ejercida por casi las tres cuartas partes (72,7%) de quienes la estudiaron.



En la peor situación económica encontramos a los profesores de primaria, que trabajan fundamentalmente en escuelas públicas, con ingresos esperados mensuales de 816 soles; luego, a los profesores de secundaria que laboran principalmente en escuelas públicas, con ingresos promedio de 827 soles; y, seguidamente, a los profesores de educación primaria ubicados en escuelas privadas, con ingresos promedio de 840 soles.

Cuando se realiza este análisis por profesiones con el auxilio de regresiones, se confirma que la ingeniería civil sería la profesión más rentable en nuestro país, puesto que los individuos que la estudiaron y la ejercen tienen una remuneración casi 60% mayor que el promedio de la educación superior universitaria. Sin embargo, los ingenieros civiles que se encuentran profesionalmente subempleados sufren castigos remunerativos considerables, de manera tal que terminan obteniendo 15% menos que el promedio general para los profesionales. En cuanto a las profesiones que remuneran menos que el promedio del mercado, encontramos a los enfermeros, que reciben ingresos 57% menores que el promedio para trabajadores con educación superior en el Perú.

Esta investigación ha identificado a la reforma de la educación superior no universitaria como una prioridad de política pública, puesto que no está generando suficiente rentabilidad ni pública ni privada, de acuerdo con los resultados agregados de las encuestas nacionales de hogares. El Estado y la sociedad civil deberían exigir a cada uno de los centros de educación superior información verificable acerca del destino laboral de sus graduados, con el objetivo de mejorar la toma de decisiones de los jóvenes. Las acreditaciones que deberían obtener obligatoriamente todas estas instituciones para poder mantenerse en el sistema educativo, tendrían que incluir indicadores mínimos de inserción laboral adecuada de sus graduados.

Si bien los resultados agregados muestran rentabilidades competitivas para la educación universitaria, no puede descartarse que exista un grupo importante de universidades privadas y públicas en todo el país que tampoco esté formando profesionales que se puedan insertar de manera adecuada en



el mercado laboral. El Estado y la sociedad civil deben exigir información verificable en este sentido, para todas las universidades por igual.

La otra dimensión de la información ausente en el momento de decidir qué estudiar son los resultados laborales desagregados por carrera universitaria y técnica. Los estimados aquí presentados demuestran que se puede procesar información útil para una mejor toma de decisiones sobre el futuro profesional de los jóvenes, que combine elementos de vocación y aptitud con la realidad del mercado laboral. Muchas administraciones públicas en el mundo, ya sea desde los ministerios de trabajo o desde los de educación, toman esta tarea como parte esencial de su servicio a los ciudadanos.

Por razones de eficiencia económica y equidad social, el Estado peruano necesita apostar por producir, exigir y difundir más información acerca del mercado de educación superior. Una primera medida sería incluir en las encuestas nacionales de hogares una pregunta permanente acerca de la profesión específica estudiada. Asimismo, dada la heterogeneidad de formación entre carreras dentro de un mismo centro y las diversas condiciones de demanda, el Estado y la sociedad civil deben exigir a cada institución de educación superior información desagregada por carreras sobre el desempeño laboral de sus graduados.

De hecho, en vista del nivel de desinformación existente, una medida urgente sería la realización de una megaencuesta (que se puede actualizar cada tres años), o la inclusión de las preguntas pertinentes en el próximo censo nacional para obtener información representativa de los ingresos esperados por carrera y universidad o instituto, y que se pueda difundir masivamente a través de Internet.



1. Motivación y objetivos del proyecto

En las últimas décadas, el número de profesionales que ingresa cada año al mercado laboral peruano se ha multiplicado 65 veces. En efecto, mientras que en 1960 se graduaron 900 profesionales en todo el Perú, en el 2004 salieron de las aulas universitarias 59.014 nuevos profesionales (ANR 2005). La tasa de crecimiento registrada en este lapso de tiempo es de un altísimo 10% promedio anual. Este hecho puede tener una lectura positiva, pues demostraría que el grado de calificación de nuestra oferta laboral ha mejorado de manera significativa. Sin embargo, la lectura pesimista de esta tendencia es que, lamentablemente, muchos de estos graduados habrían terminado por frustrarse laboralmente, ya que las oportunidades de trabajo profesional en el Perú no habrían podido crecer a un ritmo de 10% anual en las últimas cuatro décadas.

Hoy en día, estudian en el Perú 498.502 jóvenes en 85 universidades (en 1960, solo había 10 universidades), mientras que otros 384.956 jóvenes se forman en 1.046 institutos superiores no universitarios. Existen universidades en todos los departamentos del país, las cuales 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).

En síntesis, la oferta de educación superior parece crecer sin mayores límites, mientras que muchos jóvenes pasan de la secundaria a los estudios



superiores casi por inercia¹. Transcurren los años y las décadas, y todos los actores involucrados (los propios jóvenes, sus padres, las autoridades educativas y los políticos) nos seguimos quejando de que no existe mayor orientación acerca de si vale la pena seguir estudiando, hasta qué nivel y en qué especialidades en concreto.

La imagen temible del profesional taxista, abiertamente desempleado o que gana muy poco en su propia especialidad, asusta (Burga y Moreno 2001, Herrera 2006). Sin embargo, todos los años siguen egresando en nuestro país cerca de cien mil profesionales universitarios y técnicos con estudios superiores.

La definición estándar de «retornos a la educación» en la literatura económica es: el ingreso adicional que una persona recibe una vez insertada en el mercado laboral, por cada año o nivel adicional de educación que invirtió en su juventud. Dado el énfasis en esta investigación sobre la educación superior universitaria y no universitaria, nos interesará fundamentalmente el ingreso adicional recibido por haber cursado el nivel de educación superior, en comparación con el ingreso recibido por tener hasta educación secundaria.

Por tanto, la contraparte en el ámbito académico de la temida imagen de profesional subempleado o desempleado sería que los retornos a la educación superior son bastante bajos o incluso negativos, y que han ido decreciendo como fruto de una insuficiente absorción de profesionales por el mercado laboral peruano.

Por otro lado, sin embargo, hay una creciente literatura en América Latina y Asia (Bourguignon, Ferreira y Lustig 2005, Banco Mundial 2006) acerca de la convexificación de los retornos a la educación, es decir que los retornos a la educación superior más bien están creciendo como consecuencia del proceso de apertura de nuestras economías, la globalización, el cambio

1. Aproximadamente uno de cada cinco jóvenes que terminan la educación secundaria continúa con estudios superiores universitarios o no universitarios.



tecnológico y la complementariedad del capital humano calificado con el capital físico.

¿Cuál es la realidad concreta en el caso peruano reciente? ¿Cuál es su tendencia de mediano plazo?

El objetivo general de este proyecto de investigación es evaluar el comportamiento de los retornos a la educación superior en un mercado laboral tan complicado como el peruano, para así brindar una orientación acerca de hacia dónde nos dirigimos en esta inercia y qué cambios estratégicos hay que emprender.

Los trabajos teóricos seminales de Gary Becker (1975) y los modelos empíricos de Jacob Mincer (1974), mejorados a lo largo de los años por una vasta literatura empírica (véase Psacharopoulos 1981 y Blundell *et al.* 2001) y, más recientemente, por Heckman *et al.* (2003), permiten abordar este tema con los datos disponibles para el caso peruano.

Los objetivos específicos son, en primer lugar, a nivel «macro», precisar el comportamiento reciente y la tendencia de mediano plazo de los retornos a la educación en el Perú, en especial la de nivel superior universitario y no universitario.

Si los retornos por nivel educativo tienen una pendiente decreciente (es decir, decrecen conforme aumenta el nivel educativo), esto sería consistente con el principio general de rendimientos marginales decrecientes de la teoría económica, y su implicancia de política sería la tradicional de los organismos multilaterales de desarrollo, de priorizar la inversión en educación básica, que es la que tendría mayores retornos. En cambio, si los retornos tienen una tendencia creciente, entonces valdría 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 retornos también tendría fuertes implicancias sobre el proceso de «chorreo» o su ausencia, es decir, sobre el impacto 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 retorno relativo a este se estuviera deteriorando a favor de la mano de obra más calificada con educación superior, entonces el proceso de «cho- rreo» se debilitaría o simplemente dejaría de existir.

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, la única manera de asegurar su salida permanente de la pobreza.

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

Esta es una antigua discusión en el caso peruano, pero que no se ha tratado de manera suficiente en el ámbito académico debido a la poca disponibilidad de datos. Es común leer en los medios de comunicación masiva que en el Perú sobran profesionales pero faltan técnicos. Que el sistema ha promocionado de manera desmesurada 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 retornos a la educación superior no universitaria excederían a los de la educación universitaria.

Más aun, el tercer objetivo específico es ahondar en los aspectos más microeconómicos del tema y explotar al máximo la información de las encuestas de hogares entre 1985 y el 2004, con el propósito de dar luces acerca de las ocupaciones y profesiones que tienen mayores retornos en el mercado peruano actual, para que puedan servir de orientación en las decisiones de política de educación superior y en las de los jóvenes y padres de familia.

La aparición de encuestas nacionales de hogares permite estos cálculos. El principal estudio realizado sobre el tema en el caso peruano es el de Saavedra



y Maruyama (1999), que explora los retornos a la educación en cuatro períodos entre 1985 y 1997, exclusivamente desde el punto de vista «macro». Sin embargo ahora tenemos, desde el año 1998 en adelante, una serie anual de encuestas de hogares que nos permiten obtener resultados sobre el comportamiento fino de los retornos, tanto en el nivel «macro» como en el nivel de las principales ocupaciones y profesiones. Asimismo, una dimensión insuficientemente explotada de las encuestas nacionales de niveles de vida de 1997 y el 2000 es que incluyen información específica y simultánea de la profesión estudiada y la ocupación efectivamente realizada. Burga y Moreno (2001) y, más recientemente, Herrera (2006) han realizado contribuciones importantes a este tema incidiendo de manera particular en la dimensión cuantitativa de la sobreeducación o subempleo profesional a nivel agregado, más que en los retornos específicos por profesión, materia que es el foco de nuestro interés.

Más bien, el primer trabajo no econométrico que exploró el tema de los ingresos y concordancia ocupacional por profesiones específicas fue el de Arregui (1993), con información para Lima Metropolitana del Ministerio de Trabajo. Desde esta perspectiva, nuestra investigación pretende aplicar las herramientas econométricas «macro» de los retornos a la educación a la esfera microeconómica de profesiones específicas.

Con este estudio se espera insertar la discusión acerca de los retornos a la educación en niveles «macro» y «micro» en el conjunto de información necesaria para tomar mejores decisiones de planificación educativa «macro» y de planeamiento «micro» para las familias concretas de nuestro país. Queremos demostrar que la información «macro» y «micro» producida es útil para un mercado con mucha desinformación para tomar decisiones de inversión en capital humano de mediano plazo y que condicionan toda una vida laboral.



2. Evolución de los retornos a la educación en el Perú, con énfasis en la educación superior: metodología, estimaciones y análisis 1985–2004

2.1 Marco teórico, metodología y trabajos previos

El marco teórico de referencia que guía la investigación es la teoría de inversión en educación como inversión en capital humano, que se remonta originalmente a la visión de Adam Smith, quien señalaba, en *La riqueza de las naciones*, que «un hombre educado a un costo muy alto de tiempo y trabajo es comparable a una máquina muy costosa»; y que fue desarrollada modernamente por Gary Becker (1975).

Según la teoría del capital humano, la educación es una inversión que se realiza para incrementar la capacidad productiva futura. Así, los individuos eligen su nivel óptimo de educación hasta el punto en que los costos y los beneficios involucrados se igualan. Los costos son los gastos en educación, así como el costo de oportunidad por dejar de trabajar. A su vez, los beneficios son los mayores ingresos laborales esperados. Por lo tanto, los ingresos laborales de los más educados deben ser lo suficientemente mayores como para compensar los costos asociados a obtener mayor educación.

Al mismo tiempo, el nivel del retorno a la educación y su evolución en el tiempo dependen de factores de oferta y demanda. En el caso de la oferta, se trata de la cantidad de profesionales y técnicos que egresan de las instituciones educativas e ingresan al mercado laboral. En el caso de la demanda, se trata del aparato productivo de bienes y servicios que



demanda la mano de obra calificada. Esta demanda se ve potencialmente afectada por el ritmo de crecimiento de la economía en su conjunto, por el modelo de desarrollo vigente, por el grado de apertura de la economía, por el ritmo y sesgo del cambio tecnológico, etcétera.

Sin necesidad de asumir como dogma esta teoría, su gran ventaja es que nos permite tener un punto de partida inicial con una metodología empírica accesible y flexible, que es la ecuación de Mincer (1974). La ecuación de ingresos por capital humano de Mincer relaciona, por medio de una regresión, el logaritmo natural de los ingresos laborales con las inversiones realizadas en capital humano (aproximadas empíricamente con los años de educación y años de experiencia laboral). El coeficiente de la variable «años de educación» se interpreta con frecuencia como la tasa de retorno a la educación, pero esta interpretación es estrictamente correcta solo bajo ciertos supuestos (Chiswick 1997).

La inversión en capital humano adicional (por ejemplo, un año más de educación) haría más productivo a un trabajador en el futuro, y, por tanto, este tendría un potencial de ingresos mayor. Para capturar de manera sencilla, pero rigurosa, esta característica básica de la ecuación de Mincer, seguiremos el muy didáctico trabajo de Chiswick (1997), definiendo:

- E_o = Ingresos anuales en el caso de un trabajador sin educación
- E_t = Ingresos anuales en el caso de tener un nivel t de educación
- C_t = Valor monetario de la inversión realizada en el nivel t de educación
- r_t = Tasa de retorno a la inversión en el nivel t de educación
- $K_t = C_t / E_{t-1}$ = Inversión en el nivel de educación t como proporción del ingreso anual potencial si no se hubiese realizado la inversión en el nivel t de educación

En el marco de esta investigación, centrada en los retornos a la inversión en educación, ignoramos por el momento la inversión poseducativa en entrenamiento y experiencia laboral (aunque luego la incorporaremos en las regresiones).



Si hubiese un período de inversión en educación, sus ingresos, después de completar ese período de educación, serían:

$$(1) E_1 = E_0 + r_1 C_1 = E_0 + r_1 K_1 E_0 = E_0 (1 + r_1 K_1)$$

Si hubiese dos períodos de inversión en educación:

$$(2) E_2 = E_1 + r_2 C_2 = E_1 + r_2 K_2 E_1 = E_0 (1 + r_1 K_1) (1 + r_2 K_2)$$

Por inducción, para el caso de t períodos de inversión:

$$(3) E_s = E_0 \prod_{t=1}^s (1 + r_t K_t)$$

donde S es el número de años o niveles de educación completados.

Tomando logaritmos naturales a (3):

$$(4) \ln E_s = \ln E_0 + \sum_{t=1}^s \ln(1 + r_t K_t)$$

Si $r_t K_t$ es un valor pequeño, se puede aplicar la regla práctica que encuentra que $\ln(1 + e)$ es aproximadamente igual a e para valores pequeños de e . Entonces:

$$(5) \ln E_s = \ln E_0 + \sum_{t=1}^s (r_t K_t)$$

Valores separados de $r_t K_t$ se pueden estimar para cada nivel de S , ya sean años individuales de educación o niveles (primaria, secundaria, superior).

Si asumimos, como Mincer (1974) y cientos de trabajos empíricos posteriores, que r_t y K_t no varían con los años de educación ($r_t = r_0$ para todo t y $K_t = K_0$ para todo t), entonces:

$$(6) \ln E_s = \ln E_0 + (r_0 K_0) S$$



Nótese que el coeficiente de los años de educación de esta ecuación no es la tasa de retorno a la educación sino $r_o K_o$. Si se conoce K_o y beta es el coeficiente de los años de educación de la ecuación, entonces el retorno a la educación r_o es igual a beta/K_o .

Para que beta sea interpretado correctamente como el retorno a la educación hay que asumir $K = 1$, lo que implicaría que el valor de la inversión en educación equivale aproximadamente a un año completo de ingresos potenciales. Este supuesto sería realista si no hubiesen costos directos de educación y el costo de oportunidad fuese un año completo de ingresos potenciales. Pero, en realidad, K puede ser mayor o menor a uno si se consideran los costos directos de la educación o si se asume que la asistencia a la escuela o universidad no excluye de manera completa actividades remuneradas a lo largo del año.

También es claro que los valores de r o K para un país o momento específico del tiempo no tienen por qué ser constantes entre niveles de educación. Si consideramos tres niveles: primaria (P), intermedia (I) y avanzada (A):

$$(7) \quad \text{Ln}E_s = \text{Ln}E_o + (r_p K_p) P + (r_i K_i) I + (r_a K_a) A$$

donde $S = P + I + A$

Un procedimiento alternativo es utilizar en la regresión variables *dummy* para cada nivel de escolaridad. Si definimos D_p , D_i y D_a como las variables *dummy* que toman el valor de 1 si la persona ha cursado los niveles de educación primaria, intermedia y avanzada, respectivamente, en tal caso, el coeficiente de regresión de la variables *dummy* D_j es $r_j K_j S_j$, donde S_j es el número de años de educación del nivel de educación D_j .

En la literatura peruana sobre educación y mercado laboral (Barrantes e Iguíñiz 2004), destacan los trabajos de Rodríguez (1993), Ramos (1996) y Saavedra y Maruyama (1999), que encuentran retornos a la educación del tipo Mincer (privados no ajustados) que fluctúan entre 4 y 11%.



Estos retornos se ubican dentro de rangos relativamente bajos para niveles internacionales en un país de ingreso medio (Psacharopoulos 1981). En Chile, por ejemplo, estos retornos han oscilado alrededor del 13% desde 1982 (Bravo y Marinovic 1997, Yamada 2004).

Por otro lado, en cuanto a la evolución en el tiempo, Saavedra y Maruyama (1999) encontraron que los retornos cayeron de 10% en 1985 a 7% en 1991, pero luego crecieron a 9% en 1994 y hasta 10% en 1997, y sugieren que tienen un patrón procíclico.

2.2 Resultados «macro» 1985–2004: retornos a la educación

2.2.1 Retornos lineales

El cuadro 1 resume nuestros resultados entre los años 1985 y 2004 para la especificación clásica de Mincer de retornos a la educación lineales, estimados con el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO)². La hipótesis de retornos a la educación procíclicos esbozada por Saavedra y Maruyama (1999) se basó en la evidencia recopilada entre 1985 y 1997 por las Encuestas Nacionales de Medición de Niveles de Vida (ENNIV). Los retornos 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 redujeron en períodos de recesión económica (8,6% en 1991)³. Sin embargo, el último dato disponible de la serie ENNIV muestra que el retorno a la educación se mantuvo estable entre 1997 y el 2000 (10,8% en este último período), a pesar de la aguda recesión económica que se inició en 1998 y se prolongó hasta el 2001.

2. En el anexo 1 aparece un ejemplo para el 2004 de las especificaciones completas de las regresiones, que incluye, además de los años de educación, las variables de experiencia potencial y su cuadrado, estado civil, género y tipo de empleo. Los ingresos computados corresponden al logaritmo del ingreso por hora reportado en la actividad principal y secundaria (tanto dependiente como independiente) en las zonas urbanas, y está deflactado a precios de Lima Metropolitana.

3. Las pequeñas diferencias en los niveles (mas no en la tendencia) de los retornos en relación con los reportados por Saavedra y Maruyama se deben a que, por fines de comparabilidad con años recientes, nuestras estimaciones no incluyen las variables de experiencia laboral específica ni entrenamiento ocupacional. Cabe mencionar que la ENNIV (Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida) de 1991 no incluyó a la selva en su muestra.



Cuadro 1
Retornos a la educación (%)

Año	ENNIV	Enaho
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

Nota: todos los coeficientes incluidos en este cuadro son estadísticamente significativos al 99% de confianza. Los intervalos de confianza para todas las estimaciones aparecen en el anexo 2.

Fuentes: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-1986, 1991, 1994, 1997 y 2000; e INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, y 2004.

La serie anual de las Encuestas Nacionales de Hogares de los últimos años nos ofrece evidencia adicional sobre el comportamiento de los retornos, indicando que no existiría mayor relación entre la evolución de los retornos y el estado del ciclo económico. Así, por ejemplo, se habrían experimentado aumentos en los retornos en plena crisis (de 8,4% en 1997 a 11,1% en 1999), caídas posteriores hasta 9,6% en el 2001 y una recuperación de los retornos hasta 10,3% en el 2004. Sin embargo, el nivel final de los retornos 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 retornos a la educación en el Perú. Los datos más bien nos indican que los retornos han fluctuado alrededor del 10% en los últimos veinte años.



2.2.2 Convexidad en los retornos

Nuestra discusión teórica de la primera parte nos indicaría que la especificación lineal de Mincer no necesariamente refleja toda la realidad de los rendimientos de la educación. La teoría neoclásica tradicional que enfoca a la educación con inversión en capital humano postularía rendimientos marginales decrecientes en la educación (y, por tanto, cierta concavidad de los retornos), mientras que los trabajos recientes de Bourguignon *et al.* (2005) y el Banco Mundial (2006), entre otros, argumentarían que está ocurriendo una convexificación de los retornos, puesto que se premia relativamente más a los más educados.

Cuadro 2
Convexidad en los retornos a la educación

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
2001	-	-	-0,047	7,2
2002	-	-	-0,073	8,8
2004	-	-	-0,049	7,5

Nota: todos los coeficientes incluidos en este cuadro son estadísticamente significativos al 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} .

Fuentes: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-1986, 1991, 1994, 1997 y 2000; e INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, y 2004.

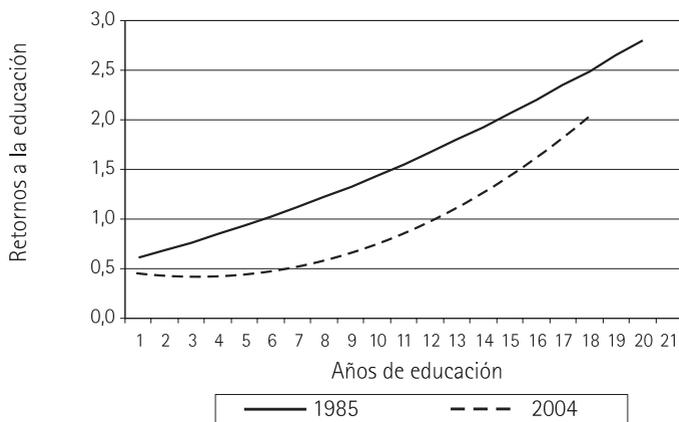


Para evaluar estas hipótesis, añadimos al componente lineal de Mincer un término cuadrático cuyo coeficiente resultó significativo en todos los periodos ensayados, con excepción de 1991, tal como se puede apreciar en el cuadro 2. Al ser positivo en todos los casos, nos indica la existencia de una convexidad en los retornos a la educación en el Perú⁴. Más aun, el tamaño de este coeficiente ha tenido una tendencia de mediano plazo creciente, sobre todo desde mediados de la década de 1990. Por ello, el grado de convexificación de los retornos ha aumentado, tal como se puede apreciar en el gráfico 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 aún se asemeja bastante a una línea recta, mientras que la curva del 2004 refleja mucho más claramente la convexidad de los retornos.

Gráfico 1

Ln (ingresos) por año de educación

(ingresos en nuevos soles de Lima Metropolitana a junio del 2004^{1/a})



^{1/a} Los ingresos fueron deflactados usando el IPC (índice de precios del consumidor) departamental del INEL.

Fuentes: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNV) 1985-1986; e INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 2004.

4. La convexidad en la curva de niveles de ingreso conforme aumentan los años de educación del trabajador es un resultado conocido ampliamente en la literatura y consistente con los retornos a la educación lineales de Mincer. Lo que se establece con estos resultados es la convexidad en los retornos mismos.

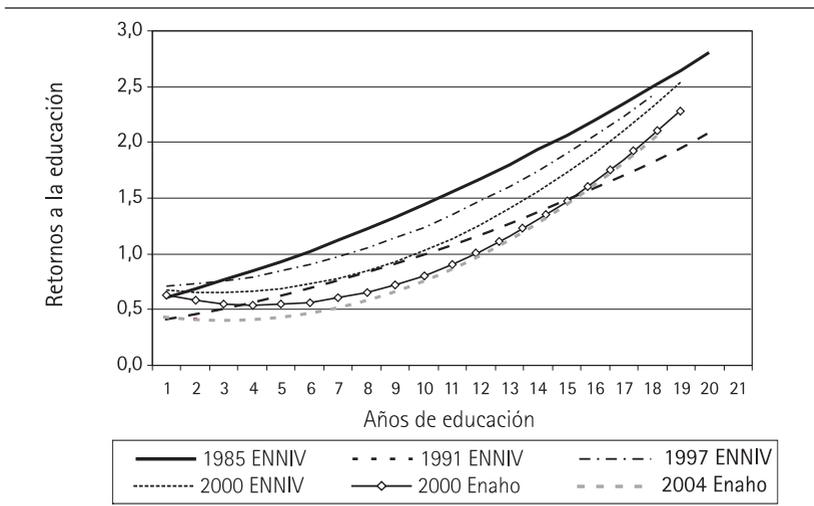


El gráfico 2 repite las dos curvas anteriores, pero les añade las curvas de 1991, 1997 y 2000 (tanto ENNIV como Enaho) para ensayar una interpretación de lo sucedido con los ingresos reales y retornos a la educación en los últimos veinte años en el Perú. La crisis de hiperinflación de la segunda mitad de la década de 1980 y el ajuste posterior trasladaron toda la cuasi-recta de retornos de 1985-1986 para abajo hacia una nueva cuasi-recta de retornos de 1991 (de hecho, recuérdese que el término cuadrático no es estadísticamente significativo en este año). El nuevo modelo y la recuperación económica hasta 1997 trasladaron hacia arriba los ingresos reales, pero diferenciadamente, de manera tal que se observa una fuerte convexificación de los retornos a la educación: se recuperaron más los ingresos de los trabajadores de menor nivel (hasta educación primaria) y de mayor nivel (educación superior), pero menos los de nivel medio (educación secundaria).

Gráfico 2

Ln (ingresos) por año de educación

(ingresos en nuevos soles de Lima Metropolitana a junio del 2004^{1/a})



^{1/a} Los ingresos fueron deflactados usando el IPC (índice del precio del consumidor) 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 (Escobal y Castillo 1994).

Fuentes: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-1986, 1991, 1997 y 2000; e INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 2000 y 2004.



Con la crisis de la última parte de la década de 1990, los ingresos reales cayeron, pero nuevamente de manera diferenciada: disminuyeron más los ingresos de los sectores con educación media (convexificando más la curva de retornos: véase la curva 2000 ENNIV). Entre la curva 2000 ENNIV y la curva 2000 Enaho hay una diferencia de nivel (la curva Enaho se sitúa por debajo de la ENNIV) atribuible a una diferencia de bases de datos. Luego, cuando comparamos la curva Enaho 2004 con la curva Enaho 2000, no apreciamos mayor diferencia, de manera tal que la convexificación de los retornos a la educación persiste. Estos resultados deberían tener su correlato en retornos diferenciados por niveles de educación, tema que abordamos más adelante.

2.2.3 Retornos por grupos poblacionales importantes

El cuadro 3 resume nuestras estimaciones de retornos a la educación para el caso de regresiones separadas por género, para varios años representativos entre 1985 y el 2004. En el caso del retorno lineal de Mincer, se observa que, tanto al principio como al final de la serie, el retorno a la educación femenina resulta alrededor de un punto porcentual menor que en el caso de la educación masculina (en el 2004, los retornos respectivos fueron de 9,3% y 10,5% para mujeres y hombres, respectivamente), lo que da indicios de discriminación potencial en esta dimensión. Cabe destacar que ha ocurrido un retroceso en este caso, puesto que hacia mediados de la década de 1990 esta brecha de género prácticamente se había cerrado.

Cuando se incluyen los términos cuadráticos en las regresiones respectivas, se aprecia que el incremento en la convexificación a lo largo del tiempo ha ocurrido en ambos géneros (de hecho, en los primeros años de la serie no existía evidencia de convexidad para el caso de las mujeres), y que se ha mantenido un mayor grado de la misma para el caso de los hombres.



Cuadro 3
Retornos a la educación lineales y convexos, por género

Año	ENNIV				Enaho			
	Mujer		Hombre		Mujer		Hombre	
1985-1986	10,3%		11,1%		-		-	
1991	6,1%		9,9%		-		-	
1994	11,2%		11,4%		-		-	
1997	10,5%		10,6%		8,1%		8,9%	
1998	-		-		9,2%		10,4%	
2004	-		-		9,3%		10,5%	
Modelo cuadrático	Mujer		Hombre		Mujer		Hombre	
	L	C	L	C	L	C	L	C
1985-1986	0,07	1,9 (n.s.)	0,05	3,1	-		-	
1991	0,02 (n.s.)	1,9 (n.s.)	0,02 (n.s.)	3,8	-		-	
1994	-0,01 (n.s.)	5,9	-0,02 (n.s.)	6,4	-		-	
1997	0,01 (n.s.)	5,2	0,01 (n.s.)	5,9	-		-	
2000	-	-	-	-	0,07	7,5	-0,09	8,8
2004	-	-	-	-	-0,04	7	-0,07	8,3

L = coeficiente de la variable lineal de educación.

C = coeficiente de la variable cuadrática de educación multiplicado por 10^{-3} .

(n.s.) = coeficiente no significativo.

Fuentes: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-1986, 1991, 1994 y 1997; e INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 1997, 1998, 2000 y 2004.

El cuadro 4 presenta las estimaciones de retornos separadas para el caso de trabajadores asalariados y de trabajadores independientes. El retorno lineal minceriano es claramente superior para los trabajadores asalariados, y en algunos casos (1991 y 1997) llega a más que duplicar el retorno correspondiente para los independientes. Asimismo, resulta notorio que los retornos a la educación son más inestables en el caso del autoempleo. En el año 2004, el retorno promedio por año de educación para los asalariados fue de 12,5%, mientras que resultó de 6,5%



para los independientes. En resumen, la educación incrementa los ingresos en ambas opciones laborales pero mucho menos y con mayores fluctuaciones en el caso del autoempleo.

Cuadro 4
Retornos a la educación, lineales y convexos, por tipo de empleo

Año	ENNIV				Enaho			
	Asalariado		Independiente		Asalariado		Independiente	
1985-1986	11,8%		9,3%		-		-	
1991	11,3%		5,0%		-		-	
1994	12,5%		9,5%		-		-	
1997	12,2%		8,2%		10,1%		4,2%	
1998	-		-		1082%		8,6%	
2004	-		-		12,5%		6,5%	
Modelo cuadrático	Asalariado		Independiente		Asalariado		Independiente	
	L	C	L	C	L	C	L	C
1985-1986	0,05	3,1	0,08	0,7 (n.s.)	-		-	
1991	0,08	1,7 (n.s.)	0,03	0,8 (n.s.)	-		-	
1994	-0,01 (n.s.)	6,3	-0,01 (n.s.)	5,6	-		-	
1997	-0,04 (n.s.)	7,9	0,06	1,1 (n.s.)	-		-	
2000	-		-		-0,06	8,2	-0,05	5,8
2004	-		-		-0,07	9,1	-0,01 (n.s.)	4,3

L = coeficiente de la variable lineal de educación.

C = coeficiente de la variable cuadrática de educación multiplicado por 10^{-3} .

(n.s.) = coeficiente no significativo.

Fuentes: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-1986, 1991, 1994 y 1997; e INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 1997, 1998, 2000 y 2004.

Al añadirse los términos cuadráticos en las regresiones respectivas, se confirma que el aumento de la convexificación ha sucedido en ambas opciones laborales, aunque más nítidamente en el caso de los asalariados (de hecho, la convexidad estuvo ausente hasta por lo menos 1997 en el caso de los independientes). Esto significa que los mayores nive-



les de educación pagan mucho más, fundamentalmente en el caso de las opciones asalariadas.

En el cuadro 5 se resumen estimaciones separadas de retornos a la educación privada y pública, tomando como base la información del último centro educativo al que se asistió (público o privado). Se aprecia un retorno numéricamente muy superior para la educación privada, a pesar de su calidad heterogénea. Es más, la brecha parecería estar creciendo como consecuencia del deterioro adicional de la educación

Cuadro 5
Retornos a la educación, lineales y convexos, por tipo de educación

Año	ENNIV				Enaho			
	Educ. privada		Educ. pública		Educ. privada		Educ. pública	
1985-1986	14,6%		13,5%		-		-	
1991	1,6%		8,9%		-		-	
1994	14,8%		10,5%		-		-	
1997	19,2%		10,3%		-		-	
1998	17,3%		10,4%		12,4%		9,4%	
2004	-		-		17,9%		9,3%	
Modelo cuadrático	Educ. privada		Educ. pública		Educ. privada		Educ. pública	
	L	C	L	C	L	C	L	C
1985-1986	0,18	-1,6 (n.s.)	0,19	-3,5	-		-	
1991	-0,10 (n.s.)	4,8 (n.s.)	0	4,2	-		-	
1994	0,06 (n.s.)	3,7 (n.s.)	-0,01	5,6	-		-	
1997	-0,62	29,5	0,03 (n.s.)	6,7	-		-	
2000	-0,33	19,0	-0,07 (n.s.)	8,2	-0,31	16,8	-0,10	9,6
2004	-		-		-0,38	21,1	-0,05 (n.s.)	7,3

L= coeficiente de la variable lineal de educación.

C= coeficiente de la variable cuadrática de educación multiplicado por 10^{-3} .

(n.s.)= coeficiente no significativo.

Fuentes: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-1986, 1991, 1994, 1997 y 2000; e INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 2000 y 2004.



pública ocurrido en las últimas décadas. Mientras que en 1985-1986 el retorno público era un punto porcentual menor que el privado (13,5% frente a 14,6%), en el 2004 fue prácticamente la mitad (9,3% frente a 17,9%).

Cuando se incluyen los términos cuadráticos en las regresiones respectivas, se aprecia que el incremento en la convexificación ha ocurrido en ambos tipos de educación, aunque de manera menos marcada en el caso de la educación pública. Esto indicaría que los retornos a la educación superior pública crecen menos que los retornos a su contraparte privada.

El cuadro 6 presenta las estimaciones de retornos separadas para el caso de trabajadores en Lima Metropolitana y en el resto de las ciudades del país (conglomerado denominado «resto urbano»). En la actualidad, los retornos son tres puntos porcentuales mayores en Lima Metropolitana (12,2% frente a 9,2%), y esta brecha se ha ampliado en comparación con lo que ocurría dos décadas atrás. El mercado laboral de Lima Metropolitana, por ser el más grande, capitalizado y sofisticado del país, es capaz de absorber una mayor proporción de trabajadores con mayores niveles de educación, y eso se refleja en los mayores retornos a la educación.

Al añadirse los términos cuadráticos en las regresiones respectivas, se confirma que el aumento de la convexificación ha sucedido en ambas zonas geográficas, aunque más nítidamente en el caso de Lima (de hecho, la convexidad estuvo ausente hasta por lo menos 1997 en el caso del resto de ciudades). Esto significa que los mayores niveles de educación pagan mucho más fundamentalmente en el caso de Lima Metropolitana (cabe reiterar que todas las remuneraciones han sido deflactadas a precios de Lima, lo que permite una comparación geográfica que ya incorpora diferencias en el costo de vida).



Cuadro 6
Convexidad en los retornos a la educación, por zona

Año	ENNIV				Enaho			
	Lima Metropolitana		Resto urbano		Lima Metropolitana		Resto urbano	
1985-1986	11,7%		10,3%		-		-	
1991	9,5%		8,0%		-		-	
1994	12,0%		10,9%		-		-	
1997	11,7%		10,0%		9,0%		7,8%	
1998	-		-		12,9%		7,7%	
2004	-		-		12,2%		9,2%	
Modelo cuadrático	Lima Metropolitana		Resto urbano		Lima Metropolitana		Resto urbano	
	L	C	L	C	L	C	L	C
1985-1986	0,05	3,0	0,08	1,0 (n.s.)	-	-	-	-
1991	-0,01 (n.s.)	4,1	0,06 (n.s.)	0,8 (n.s.)	-	-	-	-
1994	-0,07	9,1	0,02 (n.s.)	4,1	-	-	-	-
1997	-0,07	9,2	0,06	2,2 (n.s.)	-	-	-	-
2000	-	-	-	-	-0,11	10,5	-0,03 (n.s.)	6,0
2004	-	-	-	-	-0,11	11,0	-0,01 (n.s.)	5,4

L = coeficiente de la variable lineal de educación.

C = coeficiente de la variable cuadrática de educación multiplicado por 10^{-3} .

(n.s.) = coeficiente no significativo.

Fuentes: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-1986, 1991, 1994 y 1997; e INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 1997, 1998, 2000 y 2004.

2.2.4 Resultados con una acumulación (*pool*) de datos 1985-2000

Las Encuestas Nacionales de Medición de Niveles de Vida se pueden acumular en un gran *pool* de datos que nos permite corroborar algunos resultados sobre los retornos 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 *pool* de



datos con la posibilidad de diversos coeficientes de retornos 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: a) una variable *dummy* que tomaba el valor de uno si el individuo había nacido de 1960 en adelante⁵, y b) esta misma variable *dummy* multiplicada por el número total de años de educación del individuo.

El cuadro 7 resume los resultados encontrados. En primer lugar, hallamos una evidencia más clara de prociclicidad de los retornos lineales a la educación, que disminuyen de 11,2% en 1985 a 7,4% en 1991, en consonancia con la severa crisis económica ocurrida; luego se recuperan a 9,2% y 10,5% en los años de expansión económica de 1994 a

Cuadro 7

Resultados con datos acumulados *pool* 1985–2000* (MICO)

Regresión lineal	Total <i>pool</i>	Institución pública	Institución privada
Retorno en 1985–1986	11,2%	10,8%	11,0%
Retorno en 1991	7,4%	7,0%	7,4%
Retorno en 1994	9,2%	8,6%	10,5%
Retorno en 1997	10,5%	9,9%	10,6%
Retorno en el 2000	8,9%	8,3%	9,3%
Premio-castigo a cohorte 1960+	-29,2%	-32,0%	-28,4% (n.s.)
Retorno adicional a cohorte 1960+	2,3%	3,2%	1,2% (n.s.)

* Todos los coeficientes son estadísticamente significativos, salvo referencia en contrario. (n.s.) = coeficiente no significativo.

Fuente: anexo 3.

5. Algunos especialistas en educación identifican el inicio de los dos turnos en las escuelas públicas (con la consecuente disminución de la cantidad de horas lectivas de cuarenta a veinticinco horas semanales), a partir de mediados de la década de 1960, como un símbolo del comienzo del deterioro de la calidad de la educación pública en el Perú (Barrón 2006).



1997; y nuevamente caen a 8,9% en un contexto de recesión como el año 2000. Similares patrones se encuentran para los individuos que culminaron sus estudios en instituciones públicas o privadas⁶.

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 peruana⁷. Sin embargo, la educación, al menos un número suficiente elevado de años de educación, permitiría a individuos de estas cohortes recientes impedir que estas presiones en el mercado laboral afecten su remuneración relativa. Esto sucede porque existe un retorno adicional por año de educación en estas cohortes, estimado en 2,3%. De esta manera, un profesional nacido a partir de la década de 1960 y con dieciséis años de educación, tiene un pequeño premio neto de 7,6%. En cambio, un trabajador de esta cohorte solo con estudios secundarios completos, tiene una penalización de 3,9%. Más aun, el individuo que solo cursó la primaria completa tiene un castigo remunerativo de 15,4%.

Como era de esperarse, 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 retorno adicional por año de educación, en 3,2%. Por el contrario, cuando se segmenta el *pool* solo para individuos que culminaron su educación en instituciones privadas, se pierde la significancia estadística de los resultados, lo que sería consistente con una mayor regularidad a lo largo del tiempo (a través de las diversas cohortes) en la calidad de la educación privada, así como con una mejor capacidad de sostener sus niveles remunerativos reales gracias a un mayor acceso a las mejores oportunidades laborales del mercado.

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

7. Los resultados no variaron mayormente cuando se estableció alternativamente como fecha de nacimiento para la variable dummy años contiguos anteriores o posteriores a 1960.



2.2.5 Retornos por niveles

Tal como vimos en la sección 2.1, la ecuación de Mincer se puede modificar reemplazando variables *dummy* por nivel educativo en vez de la variable de años de escolaridad, con el propósito de estimar los retornos por niveles educativos (Chiswick 1997). Consideramos particularmente relevante estimar los retornos anualizados para los niveles educativos siguientes: primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, superior no universitaria y superior universitaria⁸.

Cuadro 8

Retornos anualizados a la educación por niveles de escolaridad alcanzados (en porcentajes)

Nivel	ENNIV 1985	ENNIV 1991	ENNIV 1994	ENNIV 1997	Enaho 1997	ENNIV 2000	Enaho 2000	Enaho 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

Fuentes: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-1986, 1991, 1994, 1997 y 2000; e INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 2000 y 2004.

El cuadro 8 muestra nuestras estimaciones de retornos privados para años seleccionados entre 1985 y el 2004. Tal como se vislumbraba desde nuestras estimaciones cuadráticas, los retornos no son homogéneos por niveles desde el inicio de la serie. Más aun, las diferencias entre ellos se han ido ampliando a lo largo del tiempo. En 1985, el retorno promedio de un año de educación primaria adicional era de 9,1% (en relación con los ingresos de trabajadores sin escolaridad alguna). Sorprendentemente, el retorno del año de culminación de la

8. Los niveles de educación de posgrado, preguntados a partir de las encuestas del 2000, presentan todavía muy pocas observaciones como para tener representatividad estadística.



educación primaria no rendía más que el resto de años de la primaria (ausencia del efecto «diploma» o «credencial»), sino más bien menos (4,2%).

En el caso de la educación secundaria, un año adicional de educación en este nivel retornaba 10,5% de ingresos adicionales y el año final de la secundaria sí rendía más que los anteriores (13,1%), por lo que se apreciaba un efecto «diploma» o «credencial». Los retornos a los años de educación superior eran similares entre sí (12,6% para la educación superior no universitaria y 12,7% para la educación universitaria), y algo menores a los retornos a la secundaria completa. Por tanto, la leve convexidad de los retornos en 1985, encontrada en la sección anterior, afectaba con un retorno mayor en el margen sobre todo a la culminación de la educación secundaria, pero no se registraba un efecto adicional para la educación superior.

A lo largo de estas dos décadas, se han observado fluctuaciones en el comportamiento de la mayoría de retornos por niveles. Sin embargo, si se compara los niveles más recientes de retornos con los iniciales, existen tendencias importantes. El retorno a la educación primaria (tanto completa como incompleta) ha disminuido (se ubicó en 5,6% para la primaria incompleta y 3,8% para la primaria completa, en el 2004). Más notoriamente todavía, el retorno a la educación secundaria se ha reducido a la mitad de sus niveles de la década de 1980 (se situó en 5,1% para la secundaria incompleta y 6,3% para la secundaria completa, en el 2004). El retorno a la educación superior no universitaria parece haber disminuido también, aunque moderadamente (se ubicó en 10,8% en el 2004), mientras que claramente los retornos a la educación universitaria se ha incrementado en cerca de cincuenta por ciento respecto de la década de 1980 (se situaron en 17,3% en el 2004).

Por ello, la fotografía final del 2004 muestra una fuerte convexidad de los retornos, que imprime unos rendimientos adicionales crecientes para los niveles de educación superior no universitaria y universitaria.



3. Una exploración más profunda a los retornos en el año 2004

3.1 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 retorno a la educación de la ecuación de ingresos de Mincer) calculados con el método de mínimos cuadrados ordinarios sufrían potencialmente de un sesgo de selección. Ello debido a que la muestra sobre la que se estima la regresión MICO no es aleatoria, sino que excluye a grupos de la población perfectamente identificables (en nuestro caso, se trata de individuos con diversos niveles educativos que están fuera de la fuerza laboral o que están desempleados). Podría ser que ellos tuviesen una menor tasa de retorno a la educación en el mercado laboral (por ello, su ausencia del mismo o sus dificultades para obtener empleo) y, por tanto, la regresión MICO que los excluye podría estar sesgando hacia arriba los retornos a 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 (de hecho, paquetes estadísticos como Stata lo tienen incorporados entre sus opciones). Se trata, en una primera etapa, de estimar una ecuación de selección, que en nuestro caso estima 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 partici-



pación en la población empleada y se incorporan como un regresor adicional en la ecuación de la segunda etapa del modelo, que en el presente caso es la ecuación de ingresos de Mincer. De esta manera, el nuevo coeficiente de años de educación estimado está «limpio» del potencial sesgo de selección.

El cuadro 9 resume los resultados de retornos a la educación corregidos por el método de Heckman de dos etapas para el 2004¹ y los compara con los retornos MICO. Conforme a la hipótesis planteada en el párrafo anterior, los retornos corregidos por sesgo de selección son menores a los retornos MICO. En el caso de la especificación lineal, el retorno se reduce en un tercio, de 10,3% a 6,9%. En el caso de la especificación cuadrática, la convexidad se mantiene de manera robusta.

Cuadro 9

Retornos a la educación corregidos por sesgo de selección, procedimiento de Heckman (2004)

Modelo	Retornos (controlando por selección)	Retornos (sin controlar)
Modelo lineal	6,9%	10,3%
Modelo cuadrático		
Coefficiente lineal	-0,063	-0,049
Coefficiente cuadrático	0,007	0,008
Modelo por nivel		
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%

Nota: todos los coeficientes resultaron estadísticamente significativos al 99% de confianza.

Fuente: INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 2004.

1. Un ejemplo de modelo completo de corrección con el procedimiento de Heckman aparece en el anexo 4.



En cuanto a los retornos por niveles, las caídas más fuertes se suceden en los niveles de educación básica (primaria y secundaria), que pierden, en promedio, dos terceras partes de sus retornos, mientras que en el caso de la educación superior, la reducción de los retornos oscila alrededor de un quinto. De esta manera, la brecha entre la educación universitaria y secundaria crece fuertemente. Mientras que en las estimaciones MICO el retorno a la educación superior universitaria era 2,7 veces el retorno a la educación secundaria completa, corrigiendo por sesgo de selección, el ratio de retornos universitaria / secundaria es ahora superior a 5 veces. Por su parte, la ventaja de la educación universitaria por sobre la superior no universitaria crece de 60 a 92%.

Completamos este análisis de Heckman replicando las regresiones de *pool* estimadas en la sección anterior con el procedimiento MICO. Las estimaciones que aparecen en el cuadro 10 confirman los resultados encontrados anteriormente: una leve prociclicidad de los retornos a la educación y el castigo remunerativo a las cohortes nacidas a partir de 1960 parcialmente compensadas con mayores retornos a la educación.

Cuadro 10

Resultados con datos acumulados *pool* 1985-2000* (procedimiento de Heckman)

Regresión lineal	Total <i>pool</i>	Institución pública	Institución privada
Retorno en 1985-1986	10,8%	9,5%	8,7%
Retorno en 1991	7,0%	6,0%	5,3%
Retorno en 1994	8,6%	7,2%	8,0%
Retorno en 1997	9,9%	8,5%	8,3%
Retorno en el 2000	8,3%	7,1%	7,0%
Premio-castigo a cohorte 1960+	-19,4%	-22,2%	-17,3% (n.s.)
Retorno adicional a cohorte 1960+	1,3%	1,8%	0,3% (n.s.)

* Todos los coeficientes son estadísticamente significativos, salvo referencia en contrario.
n.s. = coeficiente no significativo.

Fuente: anexo 5.



3.2 Variables instrumentales

La correcta estimación de la ecuación de ingresos de Mincer y el retorno a la educación por el método de MICO dependen crucialmente del supuesto de exogeneidad de la variable «educación». Si, por el contrario, la educación fuera endógena, el estimador MICO de los retornos a la educación sería inconsistente. Se requeriría entonces de una metodología alternativa de variables instrumentales (VI) que permitan estimar de manera consistente los retornos a la educación.

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 habilidad innata», que no es observada por el econométrista en los datos. Ahora bien, el nivel de motivación o habilidad del individuo afecta tanto los años de educación (S) como el nivel de 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 cero. Por tanto, el coeficiente de retornos a la educación no puede ser identificado correctamente con el procedimiento MICO.

El procedimiento de variables instrumentales consiste en encontrar una variable alternativa Z que cumpla con dos requisitos fundamentales: 1) que no esté correlacionada con el error (es decir que $E(Ze)$ sea cero), y 2) que esté correlacionada con la variable S que va a reemplazar (es decir que $E(ZS)$ sea diferente de cero). En pocas palabras, se debe buscar una variable alternativa Z que esté relacionada con los años de educación del individuo, pero que no afecte sus ingresos². Esta tarea no es fácil. Por

2. 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 educación, por ejemplo). En la segunda, se utilizan los valores predichos de la variable endógena como regresor en la ecuación de ingresos (Barceñas 2003).



ejemplo, se ha utilizado con frecuencia el nivel educativo de los padres como variable instrumental, ya que suele estar correlacionada con el nivel educativo del individuo. Sin embargo, es difícil argumentar que la educación de los padres no tiene ningún efecto directo sobre el nivel de 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 nivel educativo alcanzado, afecta las posibilidades de colocación laboral e ingresos de sus hijos.

Otra posibilidad de instrumentos que pueden utilizarse son los llamados «experimentos naturales». Se trata de «tratamientos» relativamente aleatorios recibidos por grupos específicos de individuos, con los que se obtienen variaciones exógenas de los datos. Angrist y Krueger (1991) fueron pioneros en esta idea: utilizaron el trimestre de nacimiento como instrumento de los años de escolaridad, en el entendido de 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 es aplicable en el caso peruano). La literatura indica que estos casos producen retornos a la educación consistentes, pero válidos solamente para los grupos que han recibido el tratamiento.

Barceinas (2003) realiza una ingeniosa aplicación de variables macroeconómicas como instrumentos para los años de educación. Nosotros aplicamos su método para el caso de la Enaho 2004. La lógica es la siguiente: el contexto macroeconómico puede afectar de manera significativa las decisiones individuales de escolaridad (ya sean autónomas o realizadas por los padres). Supongamos un entorno de crisis «macro»: la teoría económica nos diría 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 PBI per cápita en tres momentos de la niñez del individuo (en su año de nacimiento, cuando tenía seis años y cuando tenía once años) como el mejor modelo empírico para reflejar este postulado, y las tres variables resultaron estadísticamente significativas. El estimado corregido de los retornos a la educación en la segunda etapa del modelo VI, reportado en el anexo 6, es de 8,5%, lo que significa una reducción de algo menos de un quinto en el retorno comparado con el estimado MICO.

3.3 Metodología de cuantiles

Otra crítica que se ha hecho a los retornos clásicos de Mincer es que se asumen iguales para toda la población, limitación que es intrínseca a los métodos estadísticos de MICO y también de corrección por sesgo de selección y variables instrumentales. Sin embargo, ahora 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 nos 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 retorno a la educación es distinto para los grupos de individuos con ingresos más bajos que para aquellos en la parte más alta de la distribución³. Ya que se controlará por las características observables de los individuos, si se encontrara dife-

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



rencias, estas serían originadas por factores no observables relacionados con la posición del individuo en la distribución de ingresos, tales como la calidad de la escuela, contactos sociales, etcétera.

El cuadro 11 muestra que, en efecto, los retornos a la educación (calculados por MICO) son heterogéneos a lo largo de la distribución de individuos, tanto para el caso de la especificación lineal como en el caso del modelo cuadrático. En el primer caso, los retornos fluctúan entre 9,1% para el primer decil (más bajo) de la distribución y 12,2% para el noveno decil (más alto) de la distribución, y crecen de manera monótonica a lo largo de todos los deciles. Este resultado evidencia que los retornos a la educación están correlacionados de manera positiva con variables no observables de los individuos, tales como el talento innato, los antecedentes familiares, la calidad de la educación y las redes sociales, que hacen que los retornos 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.

Cuadro 11

Retornos a la educación por el método de cuantiles, especificación lineal y cuadrática (2004)

Cuantil	Especificación lineal	Especificación cuadrática	
		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

L = coeficiente de la variable lineal de educación.

C = coeficiente de la variable cuadrática de educación multiplicado por 10^{-3} .

Fuente: INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 2004.



La especificación cuadrática resulta estadísticamente significativa para todos los deciles y muestra niveles de convexidad cada vez mayores conforme se asciende en la distribución del ingreso, lo que es consistente con la correlación entre retornos y variables no observables discutida en este mismo párrafo.

El cuadro 12, por su parte, aplica la misma técnica de cuantiles para los retornos (MICO) por niveles de educación. Aquí se observa que donde se dan fundamentalmente las diferencias de retornos por cuantiles (monotónicamente crecientes) es en el nivel de educación superior (universitaria y no universitaria). El retorno a la educación superior universitaria para el cuantil más alto supera en dos tercios al mismo retorno para el cuantil más bajo. Por su parte, el retorno a la educación superior no universitaria del noveno cuantil es casi cincuenta por ciento superior al mismo retorno para el primer cuantil. Por tanto, las variables no observables, como el talento innato, los antecedentes familiares, la calidad de la educación y las redes sociales, juegan un papel clave de diferenciación de retornos e ingresos en este nivel educativo.

Cuadro 12

Retornos a la educación por el método de cuantiles, especificación por niveles (2004)

Nivel	Primaria incompleta	Primaria completa	Secundaria incompleta	Secundaria completa	Superior no universitaria	Superior universitaria
Cuantil 1	0,0771	0,0399	0,0462	0,0772	0,1045	0,1495
Cuantil 2	0,0829	0,0334	0,0604	0,0653	0,0925	0,1710
Cuantil 3	0,0465	0,0388	0,0590	0,0545	0,1105	0,1957
Cuantil 4	0,0562	0,0396	0,0404	0,0594	0,1243	0,2014
Cuantil 5	0,0501	0,0400	0,0455	0,0607	0,1285	0,2145
Cuantil 6	0,0571	0,0557	0,0280	0,0638	0,1343	0,2093
Cuantil 7	0,0531	0,0485	0,0278	0,0647	0,1460	0,2209
Cuantil 8	0,0714	0,0313	0,0570	0,0591	0,1435	0,2320
Cuantil 9	0,0755	0,0038	0,0729	0,0762	0,1504	0,2386

Fuente: INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 2004.



3.4 La tasa de rentabilidad privada y social de la educación superior en el Perú

Para culminar con esta parte agregada del análisis y conectarla a la siguiente sección, más específica por profesiones, procedemos a estimar la tasa de rentabilidad neta privada y social de la educación superior en el 2004. Para ello, utilizamos los coeficientes de la ecuación de ingresos de Mincer en su versión MICO y de Heckman, para simular los ingresos anuales reales de un individuo prototipo con educación superior (universitaria o no universitaria) a medida que va adquiriendo mayor experiencia laboral potencial. Asimismo, incorporamos información representativa de costos directos de matrícula y pensiones mensuales en los casos de entidades privadas⁴, costos adicionales asumidos por las familias⁵ y el presupuesto del Estado por estudiante⁶. Por otro lado, ahora que consideramos todos los costos involucrados, procedemos también a estimar con mayor precisión los beneficios obtenidos, utilizando la expresión $r = (e^b - 1)/K$ en vez de la aproximación $r = b/K$ usada hasta el momento. La técnica utilizada para realizar estas estimaciones de rentabilidad es la de tasa interna de retorno (TIR) proveniente del campo de las finanzas. Esta TIR es, por definición, aquella tasa que iguala los flujos descontados de todos los ingresos futuros reales⁷ con los flujos descontados de costos reales (directos y de oportunidad) asumidos en los años de inversión (Beltrán 2000), en este caso, en educación superior.

El cuadro 13 muestra los resultados para el caso de las estimaciones de TIR con los coeficientes de mínimos cuadrados ordinarios. La TIR en el 2004 para un profesional que culminó sus estudios en una universidad pública se estima en 21,6% en términos reales, rentabilidad que supera con creces a las mejores alternativas de inversión financiera en el país.

4. Se realizó una recopilación de datos en tres universidades y cinco institutos superiores tecnológicos privados de Lima Metropolitana.

5. Capturados en las Encuestas Nacionales de Hogares.

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

7. Se asumió una vida laboral activa hasta los 65 años de edad.



La TIR para el caso del profesional que estudió en una universidad privada se calcula en 18,4%, nivel menor al anterior debido al desembolso de recursos realizados para financiar la educación privada (nótese que el mayor retorno 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 para los estudios tanto en institutos públicos como en privados. En el primer caso, la TIR se estima en 9,6% en términos reales, que ya resulta comparable con las mejores rentabilidades de ahorros a largo plazo en el sistema financiero formal peruano. No obstante, en el caso de la educación no universitaria privada, la TIR solo es de 2,8%, lo cual es una clara señal de alarma para la inmensa cantidad de jóvenes que ingresan año tras año a institutos superiores tecnológicos privados de dudosa calidad y pertinencia⁸.

Cuadro 13
Tasas internas de retorno (estimación MICO) (2004)

Grupo	Superior universitaria		Superior no universitaria		TIR social	
	Pública	Privada	Pública	Privada	Univ.	No univ.
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: INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 2004, SIAF.

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

8. De acuerdo con teorías sociológicas alternativas a la de capital humano, esta reducida rentabilidad se podría deber, en parte, al hecho de que la sociedad no ha «legitimado» el nivel técnico superior con un estatus suficiente y, por tanto, lo recompensa mucho menos que al nivel 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 nivel superior no universitario.



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% frente a 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 ligera 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 a favor de los asalariados, de más de tres puntos porcentuales (19,8% frente a 16,5%). El mismo patrón se repite cuando se hace la distinción entre individuos que trabajan en Lima Metropolitana en comparación con el resto urbano. Existe una ligera ventaja a favor de los primeros, que se hace más notoria en el caso de profesionales de universidades privadas (20,4% frente a 16,9%).

Podemos ajustar las TIR para el caso de las instituciones públicas para reflejar la rentabilidad desde el punto de vista social o del Estado, incluyendo dentro de los costos los presupuestos públicos promedio otorgados por alumno. Dicha información aparece en las siguientes columnas del cuadro 13. Observamos que, en el ámbito global, la TIR de las carreras universitarias desde el punto de vista del Estado disminuye a 16,9%, nivel que sigue siendo muy competitivo en términos del uso de recursos escasos del Estado en inversiones altamente productivas. En cambio, la inversión que realiza el sector público en institutos superiores no universitarios tiene una rentabilidad social (7,8%) que puede ser insuficiente comparada con inversiones más rentables en otros sectores.

El cuadro 14 muestra las TIR estimadas con los coeficientes corregidos de Heckman. Por definición, las tasas de retorno se reducen en todos los casos. Sin embargo, las TIR en términos reales todavía se mantienen en niveles competitivos, en comparación con otras opciones de inversión real o financiera para los niveles de 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 retorno para la educación superior no universitaria resultan muy bajas e incluso cercanas a cero. Para



el nivel no universitario público, la TIR privada asciende a 6,4%, mientras que su equivalente social es de 5,5%. En el caso del nivel no universitario privado, la TIR es de 1,2%.

Cuadro 14
Tasa interna de retorno (estimación Heckman) (2004)

Grupo	Superior universitaria		Superior no universitaria		Social	
	Pública	Privada	Pública	Privada	Univ.	No univ.
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: INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 2004, SIAF.



4. La microeconomía del estudio: resultados de profesiones emblemáticas

Existe una demanda importante de información acerca de cómo son remuneradas las profesiones y carreras técnicas específicas, como herramienta necesaria para la toma de decisiones de jóvenes, familias, universidades e instituciones de educación superior, y el Estado. Para estos propósitos, una sola encuesta nacional de hogares con veinte mil hogares en un año es insuficiente, porque el número de observaciones encontradas por profesión o carrera resulta muy pequeño. Felizmente, la acumulación de encuestas nacionales de hogares entre 1997 y el 2004 en una base de datos multianual agregada (*pool*) permite un número lo suficientemente amplio de observaciones en el ámbito de ocupaciones realizadas por profesionales universitarios y técnicos con carreras superiores no universitarias. Sin embargo, una limitación de las Enaho es que no preguntan específicamente acerca de la profesión o carrera técnica estudiada. Las debemos inferir a partir de ocupaciones que tienen el nombre equivalente a las carreras. A pesar de esta limitación, gracias al importante número de observaciones acumuladas, encontramos resultados de suma utilidad para diversos agentes de la sociedad peruana.

El cuadro 15 presenta un *ranking* de las profesiones universitarias mejor remuneradas en promedio en los últimos años en el ámbito nacional urbano, en soles constantes de Lima Metropolitana del 2004. Hemos podido identificar veintiuna ocupaciones con títulos idénticos a la profesión y con más de treinta observaciones en esta muestra acumulada de datos.



Cuadro 15
Ranking de profesiones universitarias mejor remuneradas

	Ocupación	Número de observaciones	Ingreso mensual (en nuevos soles de Lima Metropolitana del 2004)			Relativo a la mediana total 1
			Promedio	Mediana	Relativo al promedio total 1	
1	Ingenieros civiles	87	4.079	3.108	1,67	1,85
2	Economistas y planificadores	44	3.711	2.518	1,52	1,5
3	Administradores de empresas	129	3.600	1.984	1,48	1,18
4	Profesionales de la informática	46	3.322	1.789	1,36	1,07
5	Otros ingenieros	115	3.204	2.667	1,31	1,59
6	Técnicos en administración	259	2.930	1.910	1,2	1,14
7	Abogados	196	2.910	1.935	1,19	1,15
8	Inspectores de obras, prevención e investigación de incendios	184	2.733	2.296	1,12	1,37
9	Contadores	259	2.523	1.962	1,04	1,17
10	Arquitectos, urbanistas	63	2.425	1.755	0,99	1,05
11	Agrónomos y afines	68	2.173	1.622	0,89	0,97
12	Médicos y profesionales afines (excepto el personal de enfermería)	239	1.952	1.930	0,8	1,15
13	Odonólogo (cirujanos)	36	1.727	1.272	0,71	0,76
14	Profesores de educación privada secundaria	32	1.647	1.172	0,68	0,7
15	Profesores de universidades, Escuelas Superiores de Educación y otros centros de educación	184	1.612	1.209	0,66	0,72
16	Oficiales de las Fuerzas Armadas y Policiales	30	1.585	1.135	0,65	0,68
17	Trabajo Social, Antropología, Sociología y afines	34	1.578	1.049	0,65	0,63
18	Personal de enfermería de nivel superior (diplomados)	140	1.095	953	0,63	0,62
19	Profesores de primaria (sector privado)	34	939	781	0,45	0,57
20	Profesores de primaria (sector público)	117	754	769	0,39	0,47
21	Profesores de educación secundaria (sector público)	138	731	693	0,31	0,46
Total 1 ^{a/}		2.434	2.438	1.678	1,0	1,0
Total 2 ^{b/}		9.484	1.569	959	-	-

^{a/} El total corresponde a las diez profesiones reportadas.

^{b/} El total corresponde a todas las observaciones excluyendo a los estudiantes, a los cargos directivos y a los *outliers* en relación con el ingreso. Fuente: INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002 y 2004.



El promedio de ingresos mensuales netos autoreportados¹ de estas veintiuna profesiones es de 2.438 soles (penúltima fila), monto que es superior al promedio total de remuneración de las ocupaciones profesionales (lo que incluye otras ocupaciones-profesiones con muy pocas observaciones como para presentarlas separadamente), de 1.569 soles mensuales.

Los resultados se presentan en cuatro grupos: el primero incluye a aquellas profesiones con remuneración neta mayor a tres mil soles mensuales; el segundo, considera a profesiones con sueldos netos entre dos mil y tres mil soles mensuales; el tercero, a profesiones entre mil y dos mil soles; y, por último, el cuarto grupo considera las profesiones que pagan menos de mil soles mensuales en términos netos. La ingeniería civil resulta ser la profesión mejor remunerada, con un promedio de 4.079 soles mensuales (también tiene la mediana más alta, ascendente a 3.108 soles), lo que supera en 81% a la remuneración profesional promedio. También aparecen en este primer grupo los economistas, con 3.711 soles mensuales promedio; los administradores de empresas, con 3.600 soles; los profesionales de informática, con 3.322 soles; y los demás ingenieros, con 3.204 soles mensuales².

En el segundo grupo encontramos a los abogados, que ocupan el séptimo lugar con un promedio de 2.910 soles mensuales. Los contadores aparecen en el noveno lugar, con un promedio de 2.523 soles mensuales. Por su parte, los arquitectos e ingenieros agrónomos son relativamente menos remunerados que el resto de ingenieros, con promedios de 2.425 y 2.173 soles, respectivamente

El grupo de profesionales con ingresos netos entre mil y dos mil soles mensuales lo encabezan los médicos y otros profesionales afines (1.952 soles) y los odontólogos (1.727 soles), mientras que al otro extremo de este

1. Se trata del total de ingresos monetarios y en especie netos de descuentos de ley, en el caso de profesionales asalariados, y de las ganancias netas de los profesionales independientes.

2. Si se realiza el ranking considerando la mediana de ingresos, se mantienen todas estas profesiones en el grupo más alto de remuneraciones, salvo la de profesionales de informática, que es reemplazada por la de inspectores de obras en este grupo selecto de profesiones.



mismo grupo se encuentran los enfermeros profesionales, con 1.095 soles. Entre estas profesionales relacionadas con la salud encontramos a los profesores de educación secundaria privada (1.647 soles) y a los profesores de educación superior, con 1.612 soles. Asimismo, al grupo de oficiales de las Fuerzas Armadas y Policiales (que es un promedio de todos los rangos de oficiales encontrados), con 1.585 soles; y, por último, a las ocupaciones relacionadas con las Ciencias Sociales, tales como el Trabajo Social, la Antropología, la Sociología y otras, con 1.578 soles mensuales.

En el último grupo, con remuneraciones inferiores a los mil soles mensuales, encontramos a los profesores de educación pública primaria (754 soles) y secundaria (731 soles), y también a los profesores de educación primaria en escuelas privadas (939 soles). Las profesiones en este grupo obtienen menos de la mitad de la remuneración promedio profesional en el Perú.

Cabe indicar que el anexo 7 también incluye estadísticas de variabilidad de las remuneraciones en cada profesión para destacar el hecho de que las remuneraciones dentro de cada profesión posiblemente varían de acuerdo con la calidad de la educación recibida, el tipo de empresa en la que se labora, la experiencia laboral acumulada, el total de horas trabajadas, los antecedentes personales y familiares, y las habilidades y el esfuerzo propios de cada profesional, entre otros factores. Algunas de estas características pueden ser controladas en las regresiones que discutiremos después, sin embargo, otras no son observadas en los datos de las encuestas. No obstante, los coeficientes de variabilidad (desviación estándar dividida sobre el promedio) encontrados en esta acumulación de base de datos son relativamente pequeños, y superan el valor de 1 solo para el promedio general y en el caso de los técnicos de administración, abogados, agrónomos y odontólogos³.

3. El anexo 7 muestra otros datos estadísticos promedio en el ámbito de estas profesiones, tales como la edad promedio, los años de educación total y el promedio de horas trabajadas semanalmente. No se encuentra mayor variabilidad en los dos primeros casos. Solo en el caso de las horas, se observa que las profesiones mejor (peor) remuneradas implican también un mayor (menor) número de horas promedio de trabajo. La excepción es el caso de los oficiales de las Fuerzas Armadas y Policiales, que ocupan el puesto 16 en el ranking de remuneraciones, pero el primer lugar en horas trabajadas (69 horas semanales).



En el caso de las profesiones no universitarias o carreras técnicas, el cuadro 16 presenta los resultados que se han podido obtener para un número suficiente de observaciones por carrera⁴. El promedio general de remuneración es de 851 soles mensuales netos (mediana de 696 soles), mientras que el promedio de las carreras específicas estimadas es de 1.104 soles (mediana de 837 soles). El cuadro se ha dividido en dos grupos, dependiendo de si la remuneración supera o no los mil soles mensuales. Las cuatro primeras ocupaciones del *ranking* demandan carreras técnicas de administración para su desempeño: los técnicos en Administración obtienen una media mensual de 1.644 soles; los cajeros y cobradores de ventanilla ganan 1.397 soles; los agentes técnicos de ventas, 1.292 soles; y los empleados administrativos, en general, obtienen 1.276 soles mensuales. El quinto lugar de la lista lo ocupan los inspectores de obra, que necesitan una carrera técnica de por lo menos tres años en el ramo de la construcción⁵.

El grupo de carreras no profesionales con remuneraciones menores a mil soles netos mensuales lo encabezan las secretarías, con 922 soles mensuales. Los auxiliares de Contabilidad, Administración y Derecho obtienen en promedio 855 soles, mientras que los profesores (sin título universitario) de educación pública secundaria y primaria ganan 851 y 798 soles mensuales, respectivamente. Al final de la tabla figura el personal de enfermería de nivel medio, con 679 soles mensuales. La variabilidad de los ingresos en estas carreras no universitarias, que se muestra en el anexo 8, resulta menor que en el caso de los profesionales: en ningún caso se supera el valor de uno en el coeficiente de variabilidad, y el promedio es de 0,8.

Una limitación importante de las Enaho es que no identifican de manera específica la profesión o carrera superior estudiada. En la historia reciente de las estadísticas nacionales solo ha habido dos casos de encuestas representativas en las que se preguntó por la carrera específica estudiada, ade-

4. El cuadro 16 solo ha incluido a personas con por lo menos tres años de educación superior no universitaria, para asegurarnos de que se trata de carreras relativamente completas.

5. El ranking de este primer grupo no varía cuando se considera la mediana de ingresos netos en vez del promedio aritmético.



Cuadro 16
Ranking de profesiones no universitarias mejor remuneradas

Ocupación	Número de observaciones	Ingreso mensual (en nuevos soles de Lima Metropolitana del 2004)			Relativo a la mediana total 1
		Promedio	Mediana	Relativo al promedio total 1	
1 Técnicos en Administración	239	1.644	1.119	1,49	1,34
2 Cajeros, pagadores, cobradores de ventanilla	68	1.397	1.044	1,27	1,25
3 Agentes técnicos de ventas, viajeros, representante de fábricas	78	1.292	1.042	1,17	1,25
4 Empleados de servicios administrativos	89	1.276	1.036	1,16	1,24
5 Inspectores de obras, prevención e investigación de incendios	102	1.232	868	1,12	1,04
6 Secretarías, taquígrafas, mecanógrafas y operadoras de máquinas	316	922	758	0,84	0,91
7 Auxiliares en Administración, Contabilidad, Derecho	101	855	697	0,77	0,83
8 Profesores de educación pública secundaria	81	851	814	0,77	0,97
9 Profesores de educación pública primaria	204	798	822	0,72	0,98
10 Personal de enfermería de nivel medio	225	679	640	0,62	0,77
Total 1 ^{a/}	1.503	1.104	837	1,00	1,00
Total 2 ^{b/}	10.472	851	696	-	-

^{a/} El total reportado corresponde a las diez profesiones reportadas.

^{b/} El total reportado corresponde a todas las observaciones, excluyendo a los estudiantes, a los cargos directivos, y a los *outliers* en relación con el ingreso.

Fuente: INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002 y 2004.



más de los años de educación acumulados. Este es el caso de las Encuestas Nacionales de Medición de Niveles de Vida de 1997 y 2000⁶. Más importante aun, en estos dos casos se capturó de manera simultánea la profesión estudiada y la ocupación o profesión efectivamente ejercida, lo que nos brinda información importantísima acerca del desempeño en el mercado laboral para el caso de algunas carreras emblemáticas. Para obtener la mayor cantidad de observaciones posibles, acumulamos los datos de ambas encuestas (*pool*) manteniendo constante el valor real de las remuneraciones capturadas.

Este ejercicio nos ha permitido identificar doce profesiones con por lo menos treinta observaciones cada una. Como siguiente paso, construimos una metodología empírica para revelar varias características cruciales del desempeño laboral de estos profesionales. En un caso extremo, los profesionales pueden estar ausentes (no participar) del mercado laboral. Entre las opciones que existen luego de decidida la participación laboral, la menos deseable sería, sin duda, el desempleo abierto a pesar de los estudios superiores realizados. La segunda alternativa, y quizás las más esperada de todas, sería trabajar en la profesión que se estudió. Sin embargo, este no es el destino laboral de todos los profesionales. Pueden estar trabajando en otras ocupaciones que demandan un nivel de educación similar o superior al estudiado, lo que sería considerado un desempeño tan satisfactorio como trabajar en la misma profesión (ingenieros que se dedican a la Economía, por ejemplo). Por último, los profesionales también pueden verse forzados a trabajar en ocupaciones que demandan un nivel de educación mucho menor que el estudiado para ejercerla (el caso de los profesionales taxistas es el ejemplo más emblemático), y estos casos pueden ser considerados como parte del subempleo profesional.

Podemos construir un indicador de ingreso esperado mensual para cada una de las doce profesiones emblemáticas sobre la base de los ingresos promedio recibidos en cada una de las cuatro opciones posibles de desem-

6. Estas encuestas, sin embargo, abarcaron a un número total de hogares mucho menor que las Enaho (3.843 y 3.977 en 1997 y el 2000, respectivamente) porque no pretendían tener representatividad estadística en el ámbito departamental.



peño laboral (las participaciones relativas de cada opción laboral funcionan como ponderadores de los ingresos promedio recibidos en cada caso). Empecemos el análisis del cuadro 17 observando los promedios generales obtenidos. El ingreso esperado mensual de todas las profesiones emblemáticas capturadas es de 1.726 soles netos, que son fruto de las situaciones que se mencionan a continuación. Cerca de la mitad (48,7%) de los profesionales activos trabajan en la profesión que estudiaron y obtienen un promedio de ingresos de 2.027 soles mensuales. Cerca de la quinta parte (18,9%) de los profesionales laboran en profesiones diferentes de las que estudiaron y generan ingresos promedio de 1.775 soles. Lamentablemente, casi 3 de cada 10 profesionales (28,5%) se ven forzados a trabajar en ocupaciones que requieren de mucha menor preparación académica y obtienen en promedio 1.419 soles. Por último, 3,9% están abiertamente desempleados. Asimismo, 10,4% de los profesionales permanecen fuera de la fuerza laboral.

El *ranking* de ingresos esperados lo encabezan los ingenieros civiles (profesión que ocupó también el primer lugar en el ordenamiento de los ingresos obtenidos de las Enaho) con prácticamente tres mil (2.966) soles mensuales netos. En este caso, un poco más de la mitad (52,5%) de los ingenieros civiles ejercen efectivamente su profesión y obtienen un ingreso promedio mensual neto de 4.418 soles. Un 15% adicional trabajan en otras ocupaciones que requieren de un nivel profesional universitario similar, y generan un ingreso mensual promedio de 2.545 soles. La tasa de subempleo profesional de los ingenieros civiles es menor que el promedio (22,5%), pero el castigo salarial en este caso es bastante fuerte (obtienen solo 1.180 soles netos mensuales). Asimismo, los ingenieros civiles tienen la tasa de desempleo abierto profesional más alta (10%). Se trata, pues, de una profesión con calificaciones bastante específicas que no son fácilmente adaptables a otras ocupaciones.

El segundo lugar del *ranking* de ingresos esperados lo ocupan los administradores de empresas (que suben un puesto con respecto del ordenamiento parcial obtenido con las Enaho), con 2.597 soles mensuales netos. En este caso, el nivel de aparente subempleo profesional es bastante elevado (51,9%).



Cuadro 17
Ranking de profesiones universitarias por ingresos esperados mensuales

Ranking	Profesión	Fuera de la PEA (%)	Desempleo (%)	Empleo Adecuado				Subempleo (%)	Subempleo (Ingreso mensual)	Ingreso esperado	Obs.
				Occupación = Profesión (%)	Occupación = Profesión (ing. mensual)	Occupación ~ = Profesión (%)	Occupación ~ = Profesión (Ingreso mensual)				
1	Ingenieros civiles	0,0%	10,0%	52,5%	4.418	15,0%	2.545	22,5%	1.180	2.966	40
2	Administradores de empresas	8,3%	3,9%	23,4%	4.021	20,8%	2.824	51,9%	2.060	2.597	84
3	Médicos y profesiones afines	5,7%	6,1%	72,7%	3.120	0,0%	--	21,2%	1.408	2.568	35
4	Abogados	2,9%	1,5%	72,1%	2.637	14,7%	1.265	11,8%	1.634	2.278	70
5	Economistas y planificadores	10,0%	8,9%	8,9%	4.007	28,9%	2.587	53,3%	1.624	1.970	50
6	Otros ingenieros	5,6%	5,9%	17,6%	3.571	36,5%	1.864	40,0%	1.550	1.930	90
7	Contadores	11,6%	1,9%	53,3%	2.506	20,6%	1.335	24,3%	1.228	1.908	121
8	Agrónomos y afines	15,6%	7,4%	22,2%	1.755	29,6%	2.608	40,7%	1.398	1.732	32
9	Profesores de educación secundaria (s. priv.)	28,8%	4,8%	14,3%	843	19,0%	1.500	61,9%	936	986	59
10	Profesores de primaria (s. priv.)	31,5%	10,0%	32,0%	938	16,0%	1.125	42,0%	858	840	73
11	Profesores de educación secundaria (s. púb.)	2,0%	0,0%	79,6%	837	14,3%	808	6,1%	750	827	100
12	Profesores de primaria (s. púb.)	6,3%	0,0%	85,6%	827	8,9%	764	5,6%	733	816	96
Total		10,4%	3,9%	48,7%	2.027	18,9%	1.775	28,5%	1.419	1.726	850

Fuente: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1997 y 2000.



No obstante, esta situación no implica una penalización excesiva en los ingresos (el monto promedio en este caso es de 2.060 soles mensuales). Al parecer, las habilidades innatas y adquiridas de los administradores de empresas se utilizan en otros entornos profesionales y no profesionales con relativa efectividad.

Los médicos ocupan el tercer lugar del *ranking*, con 2.568 soles de ingresos esperados (suben desde el puesto doce del *ranking* parcial de la Enaho, aunque se trata de una muestra mucho más pequeña en este caso). La medicina es un ocupación muy especializada que es ejercida por casi las tres cuartas partes (72,7%) de quienes la estudiaron, que en este caso obtienen una remuneración neta promedio de 3.120 soles. Sin embargo, uno de cada cinco médicos (21,2%) no puede ejercer su carrera y termina en el subempleo profesional, generando menos de la mitad (1.408 soles) de los ingresos de sus colegas médicos en ejercicio. Asimismo, 6,1% están abiertamente desempleados.

Los abogados aparecen en el cuarto lugar de la lista, con 2.278 soles de ingresos netos. Tienen, al igual que los médicos, un alto grado de correspondencia entre la profesión estudiada y ejercida (72,1%), aunque el ingreso promedio obtenido en la misma ya está por debajo de los tres mil soles (2.637). Asimismo, los abogados tienen castigos fuertes cuando se dedican a otras profesiones (1.265 soles) y otras ocupaciones no profesionales (1.634 soles).

Los economistas descienden del segundo lugar relativo en el ordenamiento de las Enaho al quinto lugar en este *ranking* de ingresos esperados (1.970 soles), debido a que menos de uno de cada diez de ellos (8,9%) efectivamente se dedica a la ocupación de economista (en estos escasos casos, obtienen una remuneración relativamente elevada, de cuatro mil soles). Tres de cada diez (28,9%) se dedican a otras labores profesionales, pero en ese caso ya reciben una penalización (2.587 soles); y más de la mitad (53,3%) están subempleados profesionalmente y obtienen un promedio de 1.624 soles. Además, 8,9% están desempleados.



Casos similares de baja correspondencia entre la profesión estudiada y ejercida lo ostentan los grupos de otros ingenieros y agrónomos y afines (que ocupan el sexto y octavo lugar del *ranking*, respectivamente, con 1.930 y 1.732 soles de ingresos esperados mensuales). Solo 17,6% de estos ingenieros y 22,2% de estos agrónomos laboran específicamente en la profesión que estudiaron y ambas especialidades tienen 40% de subempleo profesional estimado. Los contadores (séptimo lugar en el *ranking*, con 1.908 soles de ingresos mensuales esperados) logran una correspondencia profesional en un poco más de la mitad de los casos (53,3%) y obtienen 2.500 soles de ingresos mensuales promedio. Sin embargo, cuando se dedican a otras ocupaciones profesionales o no profesionales, pierden prácticamente la mitad de sus remuneraciones. Un aspecto positivo, por el contrario, es la baja tasa de desempleo abierto que ostentan (1,9%).

Al final del *ranking* aparecen, al igual que en el ordenamiento de las Enaho, los profesionales de la educación básica del país. Dentro de este grupo, la situación relativa es la siguiente: en la peor situación económica encontramos a los profesores de primaria que trabajan fundamentalmente en escuelas públicas (85,6% de ellos así lo hacen), con ingresos esperados mensuales de 816 soles; luego, a los profesores de secundaria que laboran principalmente en escuelas públicas (79,6% de ellos así lo hacen), con ingresos promedio de 827 soles; y seguidamente, a los profesores de educación primaria ubicados en escuelas privadas (32% así lo hacen), con ingresos promedio de 840 soles. Nótese que la diferencia de ingresos entre estos tres grupos es mínima. En cambio, los profesores de educación secundaria que laboran en escuelas privadas (14,3% así lo hacen) tendrían una situación ligeramente mejor, con un ingreso neto de prácticamente mil (986) soles mensuales. Este resultado es consistente con el obtenido con las Enaho, que también distinguía a este grupo del resto de los profesores de la educación básica. Lo notable en este caso (y, en menor medida, en el caso de los profesores de escuelas primarias privadas) es que los ingresos que les permiten diferenciarse son los que estos educadores obtienen laborando en actividades profesionales diferentes al ejercicio del profesorado: 19% de ellos logran obtener 1.500 soles mensuales. Incluso el 61,9% calificado



como dentro del subempleo profesional consigue en promedio más ingresos de esa manera que trabajando como profesor de secundaria (936 frente a 843 soles mensuales promedio).

Por último, cabe señalar que no se ha podido producir un cuadro similar para el caso de las carreras técnicas no universitarias debido a la insuficiente cantidad de observaciones encontradas en cada carrera. Por otro lado, podemos dar un paso adicional en lo encontrado hasta el momento con un análisis de regresiones, para tratar de verificar si las diferencias relativas encontradas se mantienen luego de controlar por la variabilidad de diversas características socioeconómicas y laborales entre los individuos. Para ello, utilizaremos una versión ampliada de la ecuación de Mincer modificada por Heckman, que incorpora variables *dummy* para capturar los premios o castigos relativos por profesiones específicas.

El cuadro 18 resume los resultados por profesión que resultaron estadísticamente significativos. Se confirma que la ingeniería civil sería la profesión más rentable en nuestro país⁷, puesto que los individuos que la estudiaron y la ejercen tienen una remuneración casi 60% (59,7%) mayor que el promedio de la educación superior universitaria. Sin embargo, los ingenieros civiles que se encuentran profesionalmente subempleados (22,5%) sufren castigos remunerativos considerables (-74,4%), de manera tal que terminan obteniendo 14,7% menos que el promedio general para los profesionales. En segundo lugar, encontramos a la carrera de economista, que otorga una remuneración 58% por encima del promedio profesional para quienes la ejercen. No obstante, el castigo por subempleo es mayor en este caso (-121,4%), de manera que un economista subempleado percibe 63% menos que el promedio general para profesionales. Los siguientes lugares en el *ranking* los ostentan los médicos, contadores, administradores y abogados, que ganan, respectivamente, 51%, 36%, 32,5% y 29,3% por encima del promedio profesional cuando se desempeñan en sus respectivas carreras o en puestos afines. En el caso de los contadores, existe un castigo

7. Esta afirmación, sin embargo, no considera que las carreras de ingeniería civil o arquitectura demandan inversiones mayores en materiales durante el desarrollo de los estudios universitarios.



remunerativo de 70% cuando se cae en el subempleo profesional. En cuanto a las profesiones que remuneran menos que el promedio del mercado, encontramos a los enfermeros, que reciben ingresos 57% menores que el promedio para trabajadores con educación superior en el Perú. En las demás profesiones no se pudo obtener resultados estadísticamente significativos, salvo la magnitud del castigo remunerativo para el subempleo en los casos de profesores de educación primaria pública (51,5%), primaria privada (67,2%) y secundaria privada (118,7%).

Cuadro 18

Retornos por profesión (adicionales al promedio).

Modelo de Heckman para el *pool* 1997-2000

Profesión	Retorno al empleo adecuado	Castigado por subempleo
Ingeniero civil	59,7%	-74,4%
Economista	58,0%	-121,4%
Médico	51,0%	(n.s.)
Contador	36,0%	-70,5%
Administrador	32,5%	(n.s.)
Abogado	29,3%	(n.s.)
Enfermero	-57,1%	(n.s.)
Profesor de secundaria (sistema privado)	(n.s.)	-118,7%
Profesor de primaria (sistema privado)	(n.s.)	-67,2%
Profesor de primaria (sistema público)	(n.s.)	-51,5%

Nota: todos los retornos son estadísticamente significativos al 90% de confianza, salvo indicación (n.s.).

Fuente: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1997 y 2000.

Consideramos que la información procesada, sobre todo para el caso de las carreras universitarias, con las limitaciones del caso discutidas, puede ser una guía útil para la toma de decisiones a los diversos agentes de la sociedad peruana con interés en la educación superior. Sin embargo, la información sería mucho más detallada y valiosa si se incorporara de manera permanente la pregunta sobre la profesión estudiada en las rondas anuales



de encuestas de hogares. Es decir, se trataría de contar con el enfoque de las ENNIV de 1997 y el 2000, pero con una mayor cantidad de datos, de manera anual y permanente, para poder hacerle seguimiento continuo a estos desempeños profesionales por carrera.



5. Conclusiones e implicancias de política

El presente estudio empírico ha utilizado la mayor cantidad de bases de datos disponibles para comprobar la existencia robusta y persistente de una relación positiva entre el nivel de educación alcanzado y los ingresos obtenidos en el mercado laboral. Sin embargo, contrario a los resultados tradicionales, el estudio ha mostrado evidencia de retornos a la educación convexos. Por ello, si bien los retornos a niveles iniciales de educación encontrados son menores a los convencionales, los retornos a la educación superior, en especial la universitaria, son relativamente altos. Las correcciones econométricas para tomar en cuenta el sesgo de selección en el retorno reducen los retornos promedio, pero mantienen el resultado de la convexidad de los retornos por niveles.

De esta manera, la rentabilidad real de la inversión en educación universitaria, tanto privada como social, resulta comparable con rentabilidades esperadas en otros sectores financieros y económicos. Sin embargo, la rentabilidad real de la educación superior no universitaria, las llamadas «carreras técnicas», es bastante mediocre, e incluso puede ser cercana a cero, lo que pone en duda su racionalidad económica y social.

Los principales resultados de la investigación realizada son:

1. En la parte «macro» de nuestro análisis, hemos encontrado que los datos de corte transversal no arrojan mayor vinculación de los retornos a la educación con el estado del ciclo económico. Sin embargo, regresiones con datos acumulados *pool* sí mostraron una relación positiva con el



ciclo: los retornos promedio lineales bajan hasta 7% en períodos recesivos y aumentan hasta 11% en períodos de expansión económica. En este sentido, no existe tendencia secular alguna al aumento o disminución de los retornos a la educación en el Perú. Los datos más bien indican que los retornos han fluctuado alrededor del 10% en los últimos veinte años. La corrección de sesgo de selección de Heckman reduce este retorno promedio a 7% por cada año de educación. Una corrección alternativa por variables instrumentales también ajusta hacia abajo los retornos a la educación y los sitúa alrededor del 8%.

2. Todas las pruebas efectuadas indican la existencia de una convexidad en los retornos a la educación en el Perú (el componente cuadrático de los años de educación resultó significativamente positivo en todas las regresiones), que se acentuó en la década pasada y se ha mantenido desde entonces.
3. En cuanto a los retornos diferenciados por género, se observó que, tanto al principio como al final de la serie, el retorno a la educación femenina resulta alrededor de un punto porcentual menor que el de la educación masculina (en el 2004, los retornos respectivos fueron de 9,3% y 10,5% para mujeres y hombres, respectivamente), lo que da indicios de discriminación potencial en esta dimensión. Cabe destacar que ha ocurrido un retroceso en este caso, puesto que hacia mediados de la década de 1990 esta brecha de género prácticamente se había cerrado.
4. En el caso de los retornos por tipo de empleo, el retorno lineal es claramente superior para los trabajadores asalariados, y llega, en algunos casos (1991 y 1997), a más que duplicar el retorno correspondiente para los independientes. Asimismo, resulta notorio que los retornos a la educación son más inestables en el caso del autoempleo. En resumen, la educación incrementa los ingresos en ambas opciones laborales, pero mucho menos y con mayores fluctuaciones en el caso del autoempleo.
5. En cuanto a retornos a la educación privada y pública, se aprecia un retorno numéricamente muy superior para la educación privada, a pe-



sar de su calidad heterogénea. Es más, la brecha entre ambas parecería estar creciendo como consecuencia del deterioro adicional de la educación pública ocurrido en las últimas décadas. Mientras que en 1985-1986 el retorno público era un punto porcentual menor que el privado, en el 2004 fue prácticamente la mitad.

6. En cuanto a zonas geográficas, en la actualidad los retornos son tres puntos porcentuales mayores en Lima Metropolitana, y esta brecha se ha ampliado en comparación con lo que ocurría dos décadas atrás. El mercado laboral de Lima Metropolitana, por ser el más grande, capitalizado y sofisticado del país, es capaz de absorber una mayor proporción de trabajadores con mayores niveles de educación, y eso se refleja en los mayores retornos a la educación.
7. Los retornos a la educación son heterogéneos a lo largo de la distribución de individuos por ingresos. Los retornos fluctúan entre 9,1% para el primer decil (más bajo) de la distribución y 12,2% para el noveno decil (más alto) de la distribución, y crecen de manera monótonica a lo largo de todos los deciles. Este resultado evidencia que los retornos a la educación están correlacionados positivamente con variables no observables de los individuos, tales como el talento innato, los antecedentes familiares, la calidad de la educación y las redes sociales, que hacen que los retornos 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.
8. Existe un significativo castigo remunerativo para las generaciones que nacieron de 1960 en adelante y que recibieron educación pública, 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. Sin embargo, un número lo suficientemente elevado de años de educación permitiría a individuos de estas cohortes recientes impedir que estas presiones del mercado laboral afecten su remuneración relativa.



9. En cuanto a los retornos por niveles educativos a lo largo del tiempo, existen tendencias importantes. El retorno por mínimos cuadrados ordinarios a la educación primaria (tanto completa como incompleta) ha disminuido (se ubicó en 5,6% para la primaria incompleta y 3,8% para la primaria completa en el 2004). Más notoriamente todavía, el retorno a la educación secundaria se ha reducido a la mitad de sus niveles de la década de 1980 (se situó en 5,1% para la secundaria incompleta y 6,3% para la secundaria completa en el 2004). El retorno a la educación superior no universitaria parece haber disminuido también, aunque moderadamente (se ubicó en 10,8% en el 2004), mientras que, claramente, los retornos a la educación universitaria se han incrementado en cerca de cincuenta por ciento respecto de la década de 1980 (se situaron en 17,3% en el 2004).
10. Por ello, la fotografía final del 2004 muestra una fuerte convexidad de los retornos, que imprime unos rendimientos adicionales crecientes para los niveles de educación superior no universitaria y universitaria. Más aun, las correcciones por sesgo de selección de Heckman amplían las brechas a favor de la educación superior, en especial la universitaria; mientras que en las estimaciones MICO el retorno a la educación superior universitaria es 2,7 veces el retorno a la educación secundaria completa (17,3% frente a 6,3%), en las estimaciones con corrección por sesgo de selección el ratio de retornos a la educación universitaria frente a la secundaria es superior a 5 veces (14,6% frente a 2,8%). Por su parte, la ventaja de la educación universitaria por sobre la superior no universitaria crece de 60 por ciento (17,3% frente a 10,8%) a 92 por ciento (14,6% frente a 7,6%)
11. Las rentabilidades privada y social de la educación superior se miden con las tasas internas de retorno (TIR), que consideran todos los costos incurridos y los coeficientes de las regresiones de mínimos cuadrados ordinarios y de Heckman. Las TIR privada y social en el 2004 para un profesional que culminó sus estudios en una universidad pública se estiman en 21,6% y 16,9% por mínimos cuadrados ordinarios,



rentabilidades reales que superan a las mejores alternativas de inversión financiera en el país y a los retornos esperados en los proyectos públicos evaluados por el SNIP. La TIR para el caso del profesional que estudió en una universidad privada se calcula en 18,4%.

12. En el caso de la educación superior no universitaria, las rentabilidades se reducen enormemente para los estudios tanto en institutos públicos como en privados. En el primer caso, las TIR privada y social se estiman en 9,6% y 7,8% en términos reales, que ya resultan inferiores a las mejores rentabilidades de ahorros a largo plazo en el sistema financiero peruano y la rentabilidad de los mejores proyectos de inversión pública. No obstante, en el segundo caso, la TIR privada solo es de 2,8%, lo que es una clara señal de alarma para la inmensa cantidad de jóvenes que ingresan año tras año a institutos superiores tecnológicos privados de dudosa calidad y pertinencia.
13. Cuando se incorporan al cálculo de las TIR los ajustes de Heckman, los retornos reales todavía se mantienen en tasas competitivas para los niveles de educación superior universitaria pública (14,7%) y privada (12,2%). La TIR social en este primer caso asciende a 12%. En cambio, los retornos reales para la educación superior no universitaria resultan muy bajos y hasta cercanos a cero. Para el nivel no universitario público, la TIR privada asciende a 6,4%, mientras que su equivalente social es de 5,5%. En el caso del nivel no universitario privado, la TIR es de 1,2%.
14. La ingeniería civil resulta ser la profesión mejor remunerada, con un promedio de 4.079 soles mensuales (también tiene la mediana más alta, ascendente a 3.108 soles), lo que supera en 81% a la remuneración profesional promedio. También aparecen en este primer grupo, con remuneraciones mayores a tres mil soles: los economistas, con 3.711 soles mensuales promedio; los administradores de empresas, con 3.600 soles; los profesionales de informática, con 3.322 soles; y los demás ingenieros, con 3.204 soles mensuales.



15. En el segundo grupo encontramos a los abogados, que ocupan el séptimo lugar con un promedio de 2.910 soles mensuales. Los contadores aparecen en el noveno lugar, con un promedio de 2.523 soles mensuales. Por su parte, los arquitectos e ingenieros agrónomos son remunerados relativamente menos que el resto de ingenieros, con promedios de 2.425 y 2.173 soles, respectivamente.
16. El grupo de profesionales con ingresos netos entre mil y dos mil soles mensuales lo encabezan los médicos y otros profesionales afines (1.952 soles) y los odontólogos (1.727 soles), mientras que al otro extremo, en este mismo grupo, se encuentran los enfermeros profesionales, con 1.095 soles. Entre estas profesionales relacionadas con la salud encontramos a los profesores de educación secundaria privada (1.647 soles) y los profesores de educación superior, con 1.612 soles. Asimismo, al grupo de oficiales de las Fuerzas Armadas y Policiales (que es un promedio de todos los rangos de oficiales encontrados), con 1.585 soles; y, por último, las ocupaciones relacionadas con las Ciencias Sociales, tales como Trabajo Social, Antropología, Sociología y otras, con 1.578 soles mensuales.
17. En el último grupo, con remuneraciones inferiores a los mil soles mensuales, encontramos a los profesores de educación pública primaria (754 soles) y secundaria (731 soles), y también a los profesores de educación primaria en escuelas privadas (939 soles). Las profesiones en este grupo obtienen menos de la mitad de la remuneración promedio profesional en el Perú.
18. En el caso de las profesiones no universitarias o carreras técnicas, las cuatro primeras ocupaciones del *ranking* demandan carreras técnicas de Administración para su desempeño: los técnicos en Administración obtienen una media mensual de 1.644 soles; los cajeros y cobradores de ventanilla ganan 1.397 soles; los agentes técnicos de ventas, 1.292 soles; y los empleados administrativos en general obtienen 1.276 soles mensuales. El quinto lugar de la lista lo ocupan los inspectores de obra, que necesitan una carrera técnica de por lo menos tres años en el ramo de la construcción.



19. El grupo de carreras no profesionales con remuneraciones menores a mil soles netos mensuales lo encabezan las secretarías, con 922 soles mensuales. Los auxiliares de Contabilidad, Administración y Derecho obtienen en promedio 855 soles, mientras que los profesores (sin título universitario) de educación pública secundaria y primaria ganan 851 y 798 soles mensuales, respectivamente. Al final de la tabla se encuentra el personal de enfermería de nivel medio, con 679 soles mensuales.
20. El ingreso esperado mensual de las profesiones emblemáticas capturadas es de 1.726 soles, que son fruto de las situaciones que se indican a continuación. Cerca de la mitad (48,7%) de los profesionales activos trabajan en la profesión que estudiaron y obtienen un promedio de ingresos de 2.027 soles mensuales. Cerca de la quinta parte (18,9%) de los profesionales laboran en profesiones diferentes de las que estudiaron y generan ingresos promedio de 1.775 soles. Lamentablemente, casi tres de cada diez profesionales (28,5%) se ven forzados a trabajar en ocupaciones que requieren mucha menor preparación académica y obtienen en promedio 1.419 soles. Por último, 3,9% están abiertamente desempleados. Asimismo, 10% de los profesionales permanecen fuera de la fuerza laboral.
21. El *ranking* de ingresos esperados lo encabezan los ingenieros civiles (profesión que ocupó también el primer lugar en el ordenamiento de los ingresos obtenidos de las Enaho) con prácticamente tres mil (2.966) soles mensuales, a pesar de tener la tasa más alta de desempleo abierto profesional (10%). Se trata de una profesión con calificaciones bastante específicas que no son fácilmente adaptables a otras ocupaciones. El segundo lugar del *ranking* lo ocupan los administradores de empresas (que suben un puesto con respecto del ordenamiento parcial obtenido con las Enaho), con 2.597 soles mensuales. En este caso, el nivel de aparente subempleo profesional es bastante elevado (51,9%). No obstante, esta situación no implica una penalización excesiva en los ingresos (el monto promedio en este caso es de 2.060 soles mensuales).



22. Los médicos ocupan el tercer lugar del *ranking*, con 2.568 soles de ingresos esperados. La Medicina es una ocupación muy especializada que es ejercida por casi las tres cuartas partes (72,7%) de quienes la estudiaron. Los abogados aparecen en el cuarto lugar de la lista, con 2.278 soles de ingresos netos. Tienen, al igual que los médicos, un alto grado de correspondencia entre la profesión estudiada y la ejercida (72,1%).

23. Los economistas descienden del segundo lugar relativo en el ordenamiento de las Enaho al quinto lugar en este *ranking* de ingresos esperados (1.970 soles) debido a que menos de uno de cada diez de ellos (8,9%) efectivamente se dedica a la ocupación de economista. Casos similares de baja correspondencia entre la profesión estudiada y la ejercida lo ostentan los grupos de otros ingenieros y agrónomos y afines (que ocupan el sexto y el octavo lugar del *ranking*, respectivamente, con 1.930 y 1.732 soles de ingresos esperados mensuales). Los contadores (séptimo lugar en el *ranking*, con 1.908 soles de ingresos mensuales esperados) logran una correspondencia profesional en un poco más de la mitad de los casos (53,3%) y obtienen 2.500 soles de ingresos mensuales promedio. Sin embargo, cuando se dedican a otras ocupaciones profesionales o no profesionales, pierden prácticamente la mitad de sus remuneraciones.

24. Al final del *ranking* aparecen, al igual que en el ordenamiento de las Enaho, los profesionales de la educación básica del país. En la peor situación económica encontramos a los profesores de primaria que trabajan fundamentalmente en escuelas públicas (85,6% de ellos así lo hacen), con ingresos esperados mensuales de 816 soles; luego, a los profesores de secundaria que laboran principalmente en escuelas públicas (79,6% de ellos así lo hacen), con ingresos promedio de 827 soles; y, seguidamente, a los profesores de educación primaria ubicados en escuelas privadas (32% así lo hacen), con ingresos promedio de 840 soles.



25. Cuando se realiza este análisis por profesiones con el auxilio de regresiones, se confirma que la ingeniería civil sería la profesión más rentable en nuestro país, puesto que los individuos que la estudiaron y la ejercen tienen una remuneración casi 60% mayor que el promedio de la educación superior universitaria. Sin embargo, los ingenieros civiles que se encuentran profesionalmente subempleados sufren castigos remunerativos considerables, de manera tal que terminan obteniendo 15% menos que el promedio general para los profesionales. En cuanto a las profesiones que remuneran menos que el promedio del mercado, encontramos a los enfermeros, que reciben ingresos 57% menores que el promedio para trabajadores con educación superior en el Perú.

Esta investigación ha realizado un balance completo del tema de los retornos a la educación superior en el Perú y ha servido para identificar a la reforma de educación superior no universitaria como prioridad de política pública, puesto que no está generando suficiente rentabilidad ni pública ni privada. Una buena parte de los doscientos mil jóvenes que cursan carreras técnicas están siendo virtualmente «estafados» por cientos de institutos tecnológicos que ofrecen especializaciones «de moda», pero sin mayor retribución efectiva en el mercado laboral. El presente estudio 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, con el objetivo de mejorar la toma de decisiones de los jóvenes y sus familias respecto de costosas inversiones educativas de mediano plazo. Más aun, las acreditaciones que deberían obtener obligatoriamente todas estas instituciones para poder mantenerse formalmente en el sistema educativo no deberían basarse solamente en criterios de infraestructura y plana docente adecuada, sino que tendrían que incluir indicadores del desempeño laboral de sus graduados.



En el caso de la educación universitaria, los resultados agregados muestran en la actualidad 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 falencias de la educación básica en nuestro país. Sin embargo, debe haber una alta dispersión de resultados en instituciones específicas, que no puede ser captada por las encuestas de hogares anónimas. 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 puedan 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.

La otra dimensión de la información que falta al momento de decidir qué estudiar son los resultados en el mercado laboral desagregados por carrera universitaria y técnica. La falta de información al respecto ha sido una constante en nuestro país. Esperamos que los resultados aquí presentados demuestren que se puede procesar información útil para una mejor toma de decisiones sobre el futuro profesional de los jóvenes, que combine los necesarios elementos de vocación y aptitud con la realidad de la demanda del mercado laboral. Muchas administraciones públicas en el mundo, ya sea desde los ministerios de trabajo o educación, toman esta tarea como parte esencial de su servicio a los ciudadanos. En el caso de Chile, por ejemplo, se ofrece información sobre los ingresos promedio recibidos, las características de las ocupaciones y el campo laboral de 113 carreras universitarias y no universitarias de ese país, a través del servicio «Futuro Laboral» <<http://www.futurolaboral.cl>>, patrocinado por el Ministerio de Educación y producido por un equipo de la Universidad Adolfo Ibáñez y la Universidad de Chile. En Canadá, el servicio «Job Futures» <<http://www.jobfutures.ca>> entrega información para 226 grupos ocupacionales, incluyendo remuneraciones comparativas, perspectivas de crecimiento del empleo y nivel promedio de desempleo por ocupación. Para el caso de los Estados Unidos, el Bureau of Labor Statistics produce cada dos años un manual de perspectivas ocupacionales, *Occupational Outlook Handbook* <<http://www.bls.gov/oco>>, que describe detalladamente las condiciones de



trabajo de cada carrera y ocupación, sus ingresos obtenidos y las perspectivas de crecimiento profesional.

Por razones de eficiencia económica y equidad social, el Estado peruano necesita apostar por una mayor información en el mercado de educación superior, para que los jóvenes y padres de familia tomen mejores decisiones en cuanto al tipo de educación superior y la carrera específica escogida. Una primera medida al alcance de la mano y relativamente económica sería incluir en las encuestas nacionales de hogares, de ahora en adelante y de manera permanente, una pregunta acerca de la profesión específica estudiada (adicional a las preguntas sobre el máximo nivel educativo alcanzado), para realizar un adecuado empate con la profesión efectivamente desempeñada en el mercado laboral. Asimismo, dada la heterogeneidad de la calidad de formación entre carreras en un mismo centro de estudios, así como las condiciones de demanda distintas, el Estado y la sociedad civil deben exigir también a cada institución de educación superior información desagregada por carreras acerca del desempeño laboral de sus graduados.

De hecho, en vista del nivel de desinformación existente, una medida urgente sería la realización de una megaencuesta (que se puede actualizar cada tres años), o la inclusión de las preguntas pertinentes en el próximo censo nacional para obtener información representativa de los ingresos esperados por carrera y universidad o instituto y que se pueda difundir masivamente a través de Internet.



Bibliografía

Angrist, J. y A. Krueger (1991). «Does Compulsory Schooling Affect Schooling and Earnings?». En: *Quarterly Journal of Economics*, pp. 979-1014.

Asamblea Nacional de Rectores – ANR (2005). *Resumen estadístico*.

Arias, Omar; Gustavo Yamada y Luis Tejerina (2004). «Education, Family Background and Racial Earnings Inequality in Brazil». En: *International Journal of Manpower*, vol. 25, N° 3/4. Londres: Emerald.

Arregui, Patricia (1993). «Empleo, ingresos y ocupación de los profesionales y técnicos en el Perú». En: *Notas para el Debate* 9. Lima: Grade, pp. 9-48.

Banco Interamericano de Desarrollo – 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.

Banco Mundial (2006). *Poverty Reduction and Growth: Virtuous and Vicious Circles*. World Bank Latin America and the Caribbean Studies.

Barceinas, Fernando (2003). «Endogeneidad y rendimientos de la educación». En: *Estudios Económicos*, vol. 18, N° 1, pp. 79-131.

Barrantes, Roxana y Javier Iguíñiz (2004). *La investigación económica y social en el Perú: balance 1999-2003 y prioridades para el futuro*. CIES.

Barrón, Ricardo (2006). «Aulas de siempre: la crisis de la educación en tiempo electoral». Suplemento *El Dominical*, año 52, N° 362. *El Comercio*, 26 de febrero, p. 4.



Becker, Gary (1975). *Human Capital*. Columbia University Press.

Beltrán, Arlette (2000). *Evaluación privada de proyectos*. Lima: CIUP.

Blinder, Alan S. (1973). «Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates». En: *Journal of Human Resources* 8, pp. 436-55.

Blundell, R.; L. Dearden y B. Sianesi (2001). *Estimating the Returns to Education: Models, Methods and Results*. University College of London e Institute for Fiscal Studies.

Bourguignon, F.; F. Ferreira y N. Lustig (eds.) (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». En: *Persona y Sociedad*, vol. XI. Ilades.

Burga, Cybelle y Martín Moreno (2001). *¿Existe subempleo profesional en el Perú urbano?* Lima: Grade y CIES.

Chacaltana, Juan; Miguel Jaramillo y Gustavo Yamada (eds.) (2005). *Cambios globales y el mercado laboral peruano: comercio, legislación, capital humano y empleo*. Lima: CIUP.

Chiswick, Barry (1997). *Interpreting the Coefficient of Schooling in the Human Capital Earnings Function*. Policy Research Working Paper 1790. The World Bank.

Escobal, Javier y Marco Castillo (1994). *Sesgos en la medición de la inflación en contextos inflacionarios: el caso peruano*. Documento de Trabajo 21. Lima: Grade.

Fan, J. e I. Gijbels (1996). *Local Polynomial Modelling and its Applications*. Chapman y Hall.

Heckman, James (1979). «Sample Selection Bias as a Specification Error». En: *Econometrica* 47(1), pp. 153-61.



Heckman, J.; L. Lochner y P. Todd (2003). *Fifty Years of Mincer Earnings Regressions*. Discussion Paper N° 775. IZA.

Herrera, Javier (2006). «Sobre y subeducación en el Perú urbano, 1995-2002». En: Chacaltana *et al.* (2005).

Juhn, Chinchui; Kevin M. Murphy y Brooks Pierce (1993). «Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill». En: *The Journal of Political Economy*, junio, pp. 410-42.

Katz, Lawrence y Kevin Murphy (1992). «Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors». En: *The Quarterly Journal of Economics*, febrero, pp. 35-78.

Koenker R. y G. Basset (1978). «Regression Quantiles». En: *Econometrica*, pp. 1-26.

Lachler, Ulrich (1998). *Education and Earnings Inequality in Mexico*. Policy Research Working Paper Series 1949. The World Bank.

Lee, L.F. (1978). «Unionism and Wage Rates: Simultaneous Equations Models with Qualitative and Limited Dependent Variables». En: *International Economic Review* 19, pp. 415-33.

Mincer, Jacob (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. NBER.

— (1958). «Investment in Human Capital and Personal Income Distribution». En: *Journal of Political Economy*, 66(4), pp. 281-302.

Mora, John James (2003). «Sheepskin Effects and Screening in Colombia». En: *Colombian Economic Journal*, N° 1, pp. 96-108.

Murphy, Kevin y Finis Welch (1992). «The Structure of Wages». En: *The Quarterly Journal of Economics*, febrero.

Oaxaca, Ronald (1973). «Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets». En: *International Economic Review* 14, pp. 673-709.



Piscoya, Luis (2006). «La formación universitaria ante el mercado laboral». Estudio para la Asamblea Nacional de Rectores.

Psacharopoulos, George (1981). «Returns to Education: An Updated International Comparison». En: Mark Blaug (ed.). *The Economic Value of Education: Studies in the Economics of Education*. International Library of Critical Writings in Economics, Vol. 17. Reino Unido: Aldershot.

Ramos, Marlon (1996). «El rol de la educación en el mercado de trabajo: ¿capital humano o credencialismo?». En: Yamada (1996).

Rodríguez, José (1993). *Retornos económicos de la educación en el Perú*. Documento de Trabajo Cisepa N° 112.

Saavedra, Jaime y Eduardo Maruyama (1999). «Los retornos a la educación y a la experiencia en el Perú: 1985-1997». En: Webb, Richard y Ventocilla (eds.). *Pobreza y economía social: análisis de una encuesta (ENNIV-1997)*. Cuánto.

Yamada, Gustavo (2005). *Horas de trabajo: determinantes y dinámica en el Perú urbano*. Documento de Trabajo 71. CIUP/CIES.

— (2004). *Economía laboral en el Perú: avances recientes y agenda pendiente*. Documento de Trabajo 63. CIUP.

— (1996). (ed.). *Caminos entrelazados. La realidad del empleo urbano en el Perú*. Lima: CIUP.



Anexos

Anexo 1

Ecuación de Mincer (MICO) para el 2004 (total urbano)

Mínimos cuadrados ordinarios (MICO)	Number of obs =	16.729
	F(7, 16721)	411,470
	Prob > F	0,000
	R-squared	0,285
	Root MSE	0,809

Lsalth	Coef.	Std. err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
Educ	0,1025486	0,0026498	38,7	0	0,0973548	0,1077425
Exp	0,0370461	0,0022729	16,3	0	0,032591	0,0415011
exp2	-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

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 educación - 6)

exp2: 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 Lima Metropolitana; 0 de otro modo

Depend: 1 si el trabajador es dependiente; 0 de otro modo

_cons: Constante



Anexo 2

Intervalos de confianza al 95% del cuadro 1

Año	ENNIV	Enaho
1985-1986	[10,1 - 11,9]	-
1991	[6,6 - 10,7]	-
1994	[10,5 - 12,2]	-
1997	[9,7 - 11,6]	[6,9 - 9,9]
1998	-	[9,0 - 10,8]
1999	-	[9,8 - 12,3]
2000	[9,7 - 11,8]	[8,4 - 10,9]
2001	-	[9,0 - 10,1]
2002	-	[9,8 - 11,1]
2004	-	[9,7 - 10,8]

Fuentes: Cuánto. Encuesta Nacional de Medición de Niveles de Vida (ENNIV) 1985-1986, 1991, 1994, 1997 y 2000; e INEI. Encuesta Nacional de Hogares (Enaho) 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, y 2004.

Anexo 3

Modelo con acumulación de datos *pool* (MICO) 1985-2004

Total

Linear	regression	Number of obs	16.764
		F(13, 16750)	212,94
		Prob > F	0
		R-squared	0,1659
		Root MSE	1,0304

Isalth	Coef.	Std. err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
r85	0,112	0,004	27,700	0,000	0,104	0,120
r91	0,074	0,004	16,410	0,000	0,065	0,082
r94	0,092	0,004	25,130	0,000	0,085	0,099
r97	0,105	0,004	27,800	0,000	0,097	0,112
r00	0,089	0,004	24,410	0,000	0,082	0,096
r1960_	0,023	0,005	4,330	0,000	0,012	0,033
d1960_	-0,292	0,067	-4,380	0,000	-0,423	-0,161
exp	0,035	0,003	11,750	0,000	0,029	0,041
exp2	0,000	0,000	-8,200	0,000	-0,001	0,000
matrim	0,134	0,022	6,230	0,000	0,092	0,177
mujer	-0,179	0,019	-9,530	0,000	-0,216	-0,142
lima	0,079	0,017	4,580	0,000	0,045	0,113
depend	0,134	0,019	6,960	0,000	0,096	0,172
_cons	-0,242	0,065	-3,760	0,000	-0,369	-0,116



Instituciones públicas

Linear regression	Number of obs	13.865
	F(13, 13851)	155,76
	Prob > F	0
	R-squared	0,1459
	Root MSE	1,0242

lalth	Coef.	Std. err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
r85	0,108	0,004	25,810	0,000	0,100 0,116
r91	0,070	0,005	15,500	0,000	0,061 0,079
r94	0,086	0,004	22,670	0,000	0,079 0,094
r97	0,099	0,004	24,150	0,000	0,091 0,107
r00	0,083	0,004	21,350	0,000	0,076 0,091
r1960+	0,027	0,006	4,750	0,000	0,016 0,039
d1960+	-0,320	0,073	-4,380	0,000	-0,463 -0,177
exp	0,037	0,003	11,030	0,000	0,030 0,043
exp2	0,000	0,000	-7,590	0,000	-0,001 0,000
matrim	0,120	0,022	5,360	0,000	0,076 0,164
mujer	-0,197	0,021	-9,250	0,000	-0,238 -0,155
lima	0,030	0,019	1,580	0,113	-0,007 0,068
depend	0,119	0,021	5,650	0,000	0,077 0,160
_cons	-0,198	0,069	-2,880	0,004	-0,333 -0,063

Instituciones privadas

Linear regression	Number of obs	2.537
	F(13, 2523)	50,82
	Prob > F	0
	R-squared	0,2019
	Root MSE	1,0029

lalth	Coef.	Std. err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
r85	0,110	0,013	8,460	0,000	0,085 0,136
r91	0,074	0,015	4,850	0,000	0,044 0,104
r94	0,105	0,012	9,110	0,000	0,083 0,128
r97	0,106	0,011	9,340	0,000	0,084 0,129
r00	0,094	0,011	8,410	0,000	0,072 0,116
r1960_	0,012	0,016	0,750	0,450	-0,019 0,044
d1960_	-0,284	0,227	-1,250	0,211	-0,730 0,161
exp	0,029	0,007	4,020	0,000	0,015 0,044
exp2	0,000	0,000	-2,730	0,006	-0,001 0,000
matrim	0,236	0,063	3,720	0,000	0,111 0,360
mujer	-0,152	0,042	-3,630	0,000	-0,234 -0,070
lima	0,235	0,049	4,770	0,000	0,139 0,332
depend	0,204	0,052	3,920	0,000	0,102 0,306
_cons	-0,262	0,190	-1,380	0,169	-0,634 0,111



Anexo 4

Modelo de Heckman para el 2004 (total urbano)

Heckman selection model
(regression model with sample selection)

Number of obs 30.951
Censored obs 14.222
Uncensored obs 16.729

Log pseudo likelihood = -5,28e+07

Wald chi2(6) 1991,07
Prob > chi2 0

	Coef.	Std. err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Isalth1						
Educ	0,0692635	0,0020382	33,98	0	0,0652688	0,0732583
Exp	0,0237029	0,0013915	17,03	0	0,0209756	0,0264302
exp2	-0,0002839	0,0000275	-10,32	0	-0,0003379	-0,00023
Lima	0,1740753	0,0130515	13,34	0	0,1484948	0,1996558
Mujer	-0,1288038	0,0123467	-10,43	0	-0,1530029	-0,1046047
Depend	0,1821775	0,0132891	13,71	0	0,1561313	0,2082238
_cons	0,2760488	0,0354571	7,79	0	0,2065541	0,3455435
Select						
Matrim	0,3370957	0,0165762	20,34	0	0,304607	0,3695844
Educ	0,056723	0,0019043	29,79	0	0,0529906	0,0604555
Edad	0,0220325	0,0005143	42,84	0	0,0210244	0,0230405
_cons	-1,350392	0,0281522	-47,97	0	-1,40557	-1,295215
/athrho	-0,2966362	0,0310582	-9,55	0	-0,3575092	-0,2357632
/lnsigma	-0,5739196	0,0127827	-44,9	0	-0,5989733	-0,5488659
Rho	-0,2882313	0,028478			-0,3430182	-0,23149
Sigma	0,5633132	0,0072007			0,5493754	0,5776045
Lambda	-0,1623645	0,0165193			-0,1947417	-0,1299872

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 91,22 Prob > chi2 = 0,0000



Anexo 5

Modelo de acumulación de datos (Heckman) (1985–2004)

Total

Heckman selection model	Number of obs	21.093
(regression model with sample selection)	Censored obs	4.329
	Uncensored obs	16.764

Log pseudolikelihood = -4,10e+07	Wald chi2(12)	1.752,23
	Prob > chi2	0

lsalth	Coef.	Std. err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
r85	0,095	0,004	22,710	0,000	0,087	0,103
r91	0,061	0,004	13,630	0,000	0,052	0,069
r94	0,075	0,004	19,530	0,000	0,068	0,083
r97	0,089	0,004	22,650	0,000	0,081	0,096
r00	0,073	0,004	19,350	0,000	0,066	0,081
r1960_	0,013	0,005	2,820	0,005	0,004	0,022
d1960_	-0,194	0,058	-3,370	0,001	-0,308	-0,081
Exp	0,026	0,003	8,760	0,000	0,020	0,032
exp2	0,000	0,000	-7,420	0,000	0,000	0,000
Mujer	-0,155	0,017	-8,980	0,000	-0,189	-0,121
Lima	0,071	0,016	4,320	0,000	0,039	0,103
depend	0,093	0,018	5,100	0,000	0,057	0,128
_cons	0,494	0,079	6,290	0,000	0,340	0,648
Select						
Matrim	0,432	0,024	17,710	0,000	0,384	0,480
Educ	0,032	0,003	12,050	0,000	0,026	0,037
Edad	0,013	0,001	13,000	0,000	0,011	0,015
_cons	-0,228	0,046	-4,940	0,000	-0,319	-0,138
/athrho	-1,183	0,066	-18,000	0,000	-1,312	-1,054
/Insigma	0,175	0,038	4,650	0,000	0,101	0,248
Rho	-0,828	0,021			-0,865	-0,783
Sigma	1,191	0,045			1,106	1,282
Lambda	-0,986	0,061			-1,106	-0,867

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 324,08 Prob > chi2 = 0,0000



Instituciones públicas

Heckman selection model
(regression model with sample selection)

Number of obs 17.400
Censored obs 3.535
Uncensored obs 13.865

Log pseudolikelihood = -3,33e+07

Wald chi2(12) 1.346,29
Prob > chi2 0

lalth	Coef.	Std. err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
r85	0,095	0,004	21,310	0,000	0,086	0,104
r91	0,060	0,005	13,080	0,000	0,051	0,069
r94	0,072	0,004	17,790	0,000	0,064	0,080
r97	0,085	0,004	19,790	0,000	0,077	0,094
r00	0,071	0,004	17,470	0,000	0,063	0,079
r1960_	0,018	0,005	3,460	0,001	0,008	0,028
d1960_	-0,222	0,064	-3,500	0,000	-0,347	-0,098
exp	0,027	0,003	8,140	0,000	0,020	0,033
exp2	0,000	0,000	-6,610	0,000	0,000	0,000
mujer	-0,170	0,019	-8,840	0,000	-0,208	-0,133
lima	0,016	0,018	0,900	0,370	-0,019	0,052
depend	0,079	0,020	3,970	0,000	0,040	0,118
_cons	0,495	0,082	6,010	0,000	0,333	0,656
select						
matrim	0,445	0,028	16,020	0,000	0,391	0,499
educ	0,025	0,003	7,960	0,000	0,019	0,031
edad	0,011	0,001	10,300	0,000	0,009	0,014
_cons	-0,094	0,051	-1,850	0,064	-0,194	0,005
/athrho	-1,194	0,073	-16,400	0,000	-1,336	-1,051
/lnsigma	0,167	0,043	3,900	0,000	0,083	0,250
rho	-0,832	0,022			-0,871	-0,782
sigma	1,181	0,050			1,086	1,284
lambda	-0,982	0,067			-1,115	-0,850

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 268,81 Prob > chi2 = 0,0000



Instituciones privadas

Heckman selection model
(regression model with sample selection)

Number of obs 3.128
Censored obs 591
Uncensored obs 2.537

Log pseudolikelihood = -6.307.952

Wald chi2(12) 329,51
Prob > chi2 0

lsalth	Coef.	Std. err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
r85	0,087	0,015	5,940	0,000	0,058	0,115
r91	0,053	0,016	3,320	0,001	0,022	0,084
r94	0,080	0,013	5,970	0,000	0,054	0,107
r97	0,083	0,013	6,340	0,000	0,057	0,108
r00	0,070	0,013	5,470	0,000	0,045	0,095
r1960_	0,003	0,015	0,170	0,864	-0,028	0,033
d1960_	-0,173	0,216	-0,800	0,423	-0,595	0,250
exp	0,025	0,008	3,360	0,001	0,010	0,040
exp2	0,000	0,000	-3,130	0,002	-0,001	0,000
mujer	-0,168	0,042	-4,030	0,000	-0,250	-0,086
lima	0,237	0,046	5,120	0,000	0,146	0,327
depend	0,158	0,049	3,250	0,001	0,063	0,253
_cons	0,582	0,275	2,120	0,034	0,043	1,122
select						
matrim	0,368	0,062	5,950	0,000	0,247	0,490
educ	0,049	0,007	7,390	0,000	0,036	0,062
edad	0,027	0,004	7,680	0,000	0,020	0,034
_cons	-0,827	0,136	-6,070	0,000	-1,093	-0,560
/athrho	-1,042	0,179	-5,840	0,000	-1,392	-0,692
/lnsigma	0,132	0,085	1,560	0,118	-0,034	0,298
rho	-0,779	0,070			-0,884	-0,599
sigma	1,141	0,097			0,967	1,348
lambda	-0,889	0,154			-1,190	-0,587

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 34,05 Prob > chi2 = 0,0000



Anexo 6

Modelo con variables instrumentales para el 2004

IV (2SLS) regression with robust standard errors	Number of obs	16.729
	F(7, 16721)	267,41
	Prob > F	0
	R-squared	0,2813
	Root MSE	0,8115

Isalth	Coef.	Std. Err.	T	P>t	[95% Conf.	Interval]
educ	0,0847329	0,0056456	15,01	0	0,0736668	0,0957989
exp	0,038069	0,0022676	16,79	0	0,0336243	0,0425137
exp2	-0,0005289	0,0000473	-11,18	0	-0,0006217	-0,0004362
matrim	0,0976845	0,0198175	4,93	0	0,05884	0,1365289
mujer	-0,2090172	0,0179722	-11,63	0	-0,2442446	-0,1737898
Lima	0,2928724	0,0186702	15,69	0	0,2562768	0,329468
depend	0,3436145	0,0202081	17	0	0,3040045	0,3832245
_cons	-0,7348215	0,0693416	-10,6	0	-0,8707383	-0,5989047

Instrumented: educ

Instruments: exp exp2 matrim mujer lima depend pbipc_nac pbipc_6 pbipc_11

(Primera etapa del modelo)

Regression with robust standard errors	Number of obs	=	16.729
	F(9, 16719)	=	1.016,92
	Prob > F	=	0,0000
	R-squared	=	0,4453
	Root MSE	=	2,9844

educ	Coef.	Std. Err.	T	P>t	[95% Conf.	Interval]
exp	-0,0940443	0,0166521	-5,65	0	-0,1266842	-0,0614043
exp2	-0,0053062	0,0002897	-18,32	0	-0,005874	-0,0047385
matrim	0,4671412	0,075312	6,2	0	0,3195217	0,6147606
mujer	-0,0085913	0,0685938	-0,13	0,9	-0,1430424	0,1258599
lima	0,6284969	0,0693703	9,06	0	0,4925238	0,76447
depend	0,8705078	0,0690985	12,6	0	0,7350674	1,005948
pbipc_nac	-0,0081746	0,0002433	-33,6	0	-0,0086514	-0,0076978
pbipc_6	0,0032106	0,0002017	15,92	0	0,0028153	0,0036059
pbipc_11	-0,0013452	0,0001365	-9,85	0	-0,0016129	-0,0010776
_cons	27,93102	0,5230603	53,4	0	26,90577	28,95627



Anexo 7 Ranking detallado de profesiones universitarias mejor remuneradas

Ocupación	Ingreso mensual (en nuevos soles de Lima Metropolitana del 2004)										Años promedio de educación	# Obs
	Promedio	Mediana	Relativo al promedio total 1	Relativo a la mediana total 1	Desviación estándar	Mín.	Máx.	Coefficiente de variabilidad	Edad (prom.)	Promedio de horas semanales trabajadas		
1 Ingenieros civiles	4.079	3.108	1,81	2,20	2,972	564	11.772	0,73	41	58	16,1	87
2 Economistas y planificadores	3.711	2.518	1,65	1,78	3,073	463	11.188	0,83	39	52	16,1	44
3 Administradores de empresas	3.600	1.984	1,60	1,40	3,218	349	10.828	0,89	40	56	16,2	129
4 Profesionales de la informática	3.322	1.789	1,48	1,26	3,272	467	13.759	0,99	32	52	16,2	46
5 Otros ingenieros	3.204	2.667	1,43	1,88	2,766	520	24.822	0,86	36	55	16,2	115
6 Técnicos en Administración	2.930	1.910	1,30	1,35	3,177	116	26.670	1,08	41	55	16,2	259
7 Abogados	2.910	1.935	1,29	1,37	3,197	116	17.358	1,10	36	49	16,8	196
8 Inspectores de obras, prevención e investigación de incendio	2.733	2.296	1,22	1,62	1,644	421	8.567	0,60	38	56	16,2	184
9 Contadores	2.523	1.962	1,12	1,39	1,855	401	9.292	0,74	40	50	16,1	259
10 Arquitectos, urbanistas	2.425	1.755	1,08	1,24	2,053	220	11.299	0,85	36	53	16,1	63
11 Agrónomos y afines	2.173	1.622	0,97	1,15	2,166	338	11.226	1,00	40	53	16,1	68
12 Médicos y profesionales afines (excepto el personal de enfermería)	1.952	1.930	0,87	1,36	928	206	6.896	0,48	41	48	16,9	239
13 Odontólogo (cirujanos)	1.727	1.272	0,77	0,90	1,870	381	9.202	1,08	35	42	16,4	36
14 Profesores de educación privada secundaria	1.647	1.172	0,73	0,83	1,259	351	6.563	0,76	40	43	16,0	32
15 Profesores de universidades, Escuelas Superiores de Educación y otros centros de educación	1.612	1.209	0,72	0,85	1.389	213	8.149	0,86	44	46	16,4	184
16 Oficiales de las Fuerzas Armadas y Policías	1.585	1.135	0,71	0,80	1.122	540	5.738	0,71	39	69	16,0	30
17 Trabajo Social, Antropología, Sociología y afines	1.578	1.049	0,70	0,74	1.354	341	7.126	0,86	44	47	16,0	34
18 Personal de enfermería de nivel superior (diplomados)	1.095	953	0,49	0,67	440	270	2.930	0,40	38	44	16,1	140
19 Profesores de primaria (sector privado)	939	781	0,42	0,55	836	285	5.379	0,89	43	42	16,0	34
20 Profesores de primaria (sector público)	754	769	0,34	0,54	215	198	1.305	0,28	40	41	16,1	117
21 Profesores de educación secundaria (sector público)	731	693	0,33	0,49	157	263	1.231	0,21	43	41	16,0	138
Total 1 ^{af}	2.438	1.678	1,00	1,00	2.440	116	26.670	1,00	39	51	16,3	2.434
Total 2 ^{b/}	1.569	959	-	-	1.766	100	24.822	1,13	38	44	15,6	9.484



Anexo 8
Ranking detallado de profesiones no universitarias mejor remuneradas

Ocupación	Ingreso mensual (en nuevos soles de Lima Metropolitana del 2004)					Coeficiente de variabilidad	Edad (prom.)	Horas de trabajo semanal (prom.)	Años de educación (prom.)	# Obs.
	Promedio	Mediana	Relativo al promedio total 1	Relativo a la mediana total 1	Desviación estándar					
1 Técnicos en Administración	1.644	1.119	1,49	1,34	1.366	102	7.520	58	14,1	239
2 Cajeros, pagadores, cobradores de ventanilla	1.397	1.044	1,27	1,25	919	107	3.583	51	14,3	68
3 Agentes técnicos de ventas, viajeros, representantes de fábricas	1.292	1.042	1,17	1,25	814	240	6.374	51	14,0	78
4 Empleados de servicios administrativos	1.276	1.036	1,16	1,24	825	164	4.123	48	14,4	89
5 Inspectores de obras, prevención e investigación de incendios	1.232	868	1,12	1,04	1.004	243	5.536	51	14,0	102
6 Secretarías, taquígrafas, mecanógrafas y operadoras de máquinas	922	758	0,84	0,91	554	160	3.370	47	14,0	316
7 Auxiliares en Administración, Contabilidad, Derecho	855	697	0,77	0,83	531	150	4.028	48	14,1	101
8 Profesores de educación pública secundaria	851	814	0,77	0,97	431	178	3.835	41	15,4	81
9 Profesores de educación pública primaria	798	822	0,72	0,98	212	145	1.479	40	15,7	204
10 Personal de enfermería de nivel medio	679	640	0,62	0,77	325	103	2.457	49	14,0	225
Total 1 ^{a)}	1.104	837	1,00	1,00	890	102	7.520	50	14,3	1.503
Total 2 ^{b)}	851	696	-	-	721	100	14.452	45	14,1	10.472

a) El total reportado corresponde a las diez profesiones reportadas.

b) El total reportado corresponde a todas las observaciones excluyendo a los estudiantes, a los cargos directivos, y a los outliers en relación con el ingreso.
Fuente: Enahop 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002 y 2004.



Documentos de trabajo

- 1 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *Lineamientos para un programa de estabilización de ajuste drástico*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 34 pp.
- 2 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *El programa económico de agosto de 1990: evaluación del primer año*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 42 pp.
- 3 Portocarrero S., Felipe, *Religión, familia, riqueza y muerte en la élite económica. Perú 1900-1950*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 88 pp.
- 4 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *Los problemas del orden y la velocidad de la liberalización de los mercados*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 60 pp.
- 5 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *De la desinflación a la hiperestanflación. Perú 1985-1990*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 71 pp.
- 6 Portocarrero S., Felipe y Luis Torrejón, *Las inversiones en valores nacionales de la élite económica. Perú: 1916-1932*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 57 pp.
- 7 Arias Quincot, César, *La Perestroika y el fin de la Unión Soviética*, Lima: CIUP, 1992, 111 pp.
- 8 Schwalb, María Matilde, *Relaciones de negociación entre las empresas multinacionales y los gobiernos anfitriones: el caso peruano*, Lima: CIUP, 1993, 58 pp.
- 9 Revilla, Julio, *Frenesí de préstamos y cese de pagos de la deuda externa: el caso del Perú en el siglo XIX*, Lima: CIUP, 1993, 126 pp.
- 10 Morón, Eduardo, *La experiencia de banca libre en el Perú: 1860-1879*, Lima: CIUP, 1993, 48 pp.



- 11 Cayo, Percy, *Las primeras relaciones internacionales Perú-Ecuador*, Lima: CIUP, 1993, 72 pp.
- 12 Urrunaga, Roberto y Alberto Huarote, *Opciones, futuros y su implementación en la Bolsa de Valores de Lima*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1993, 86 pp.
- 13 Sardón, José Luis, *Estado, política y gobierno*, Lima: CIUP, 1994, 128 pp.
- 14 Gómez, Rosario, *La comercialización del mango fresco en el mercado norteamericano*, Lima: CIUP, 1994, 118 pp.
- 15 Malarín, Héctor y Paul Remy, *La contaminación de aguas superficiales en el Perú: una aproximación económico-jurídica*, Lima: CIUP, 1994, 88 pp.
- 16 Malarín, Héctor y Elsa Galarza, *Lineamientos para el manejo eficiente de los recursos en el sector pesquero industrial peruano*, Lima: CIUP, 1994, 92 pp.
- 17 Yamada, Gustavo, *Estrategias de desarrollo, asistencia financiera oficial e inversión privada directa: la experiencia japonesa*, Lima: CIUP, 1994, 118 pp.
- 18 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *El programa de estabilización peruano: evaluación del período 1991-1993*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1994, 44 pp.
- 19 Portocarrero S., Felipe y María Elena Romero, *Política social en el Perú 1990-1994: una agenda para la investigación*, Lima: CIUP-SASE-CIID, 1994, 136 pp.
- 20 Schuldt, Jürgen, *La enfermedad holandesa y otros virus de la economía peruana*, Lima: CIUP, 1994, 84 pp.
- 21 Gómez, Rosario y Erick Hurtado, *Relaciones contractuales en la agroexportación: el caso del mango fresco*, Lima: CIUP, 1995, 100 pp.
- 22 Seminario, Bruno, *Reformas estructurales y política de estabilización*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1995, 153 pp.
- 23 L. Dóriga, Enrique, *Cuba 1995: vivencias personales*, Lima: CIUP, 1996, 94 pp.
- 24 Parodi, Carlos, *Financiamiento universitario: teoría y propuesta de reforma para el Perú*, Lima: CIUP, 1996, 138 pp.
- 25 Araoz, Mercedes y Roberto Urrunaga, *Finanzas municipales: ineficiencias y excesiva dependencia del gobierno central*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1996, 217 pp.



- 26 Yamada, Gustavo y José Luis Ruiz, *Pobreza y reformas estructurales. Perú 1991-1994*, Lima: CIUP-Consorcio de Investigación Económica, 1996, 116 pp.
- 27 Gómez Rosario; Roberto Urrunaga y Roberto Bel, *Evaluación de la estructura tributaria nacional: 1990-1994*, Lima: CIUP, 1997, 140 pp.
- 28 Rivas-Llosa, Roddy, *Los bonos Brady*, Lima: Universidad del Pacífico, 1997, 158 pp.
- 29 Galarza, Elsa (ed.), *Informe anual de la economía peruana: 1996*, Lima: CIUP, 1997, 116 pp.
- 30 Cortez, Rafael y César Calvo, *Nutrición infantil en el Perú: un análisis empírico basado en la Encuesta Nacional de Niveles de Vida 1994*, Lima: CIUP, 1997, 80 pp.
- 31 Yamada, Gustavo y Miguel Jaramillo, *Información en el mercado laboral: teoría y políticas*, Lima: CIUP, 1998, 104 pp.
- 32 Seminario, Bruno y Arlette Beltrán, *Crecimiento económico en el Perú 1896-1995: nuevas evidencias estadísticas*, Lima: CIUP, 1998, 330 pp.
- 33 Cortez, Rafael, *Equidad y calidad de los servicios de salud: el caso de los CLAS*, Lima: CIUP, 1998, 98 pp.
- 34 Cortez, Rafael, *Programas de bienestar e ingresos en los hogares de las madres trabajadoras*, Lima: CIUP, 1999, 78 pp.
- 35 Zegarra, Luis Felipe, *Causas y consecuencias económicas de la corrupción. Un análisis teórico y empírico*, Lima: CIUP, 1999, 71 pp.
- 36 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *Efectos de la crisis financiera internacional en la economía peruana 1997-1998: lecciones e implicancias de política económica*, Lima: CIUP-CIES, 2001, 74 pp.
- 37 Bonifaz, José Luis; Roberto Urrunaga y Jessica Vásquez, *Financiamiento de la infraestructura en el Perú: concesión de carreteras*, Lima: CIUP, 2001, 155 pp.
- 38 Cortez, Rafael, *El gasto social y sus efectos en la nutrición infantil*, Lima: CIUP, 2001, 92 pp.
- 39 Cáceres, Rubén, *Caminos al desarrollo: el modelo de integración transversal*, Lima: CIUP, 2001, 164 pp.



- 40 Espejo, Ricardo, *Teología en la universidad: ¿rezagos arqueológicos? Una propuesta desde la experiencia de la Universidad del Pacífico*, Lima: CIUP, 2001, 162 pp.
- 41 Cortez, Rafael y Gastón Yalonetzky, *Fecundidad y estado marital en el Perú. ¿Influyen sobre la calidad de vida del niño?*, Lima: CIUP, 2002, 106 pp.
- 42 Caravedo, Baltazar, *Cambio de sentido: una perspectiva para el desarrollo sostenible*, Lima: CIUP, 2002, 118 pp.
- 43 Zegarra, Luis Felipe, *La economía de la corrupción: hacia una comprensión de las causas de la corrupción y las estrategias para combatirla*, Lima: CIUP, 2002, 108 pp.
- 44 Araoz, Mercedes y Sandra van Ginhoven, *Preparación de los países andinos para integrar las redes de tecnologías de la información: el caso del Perú*, Lima: CIUP, 2002, 112 pp.
- 45 Araoz, Mercedes; Carlos Casas y Silvia Noriega, *Atracción de la inversión extranjera directa en el Perú*, Lima: CIUP, 2002, 108 pp.
- 46 Araoz, Mercedes; Carlos Carrillo y Sandra van Ginhoven, *Indicadores de competitividad para los países andinos: el caso del Perú*, Lima: CIUP, 2002, 105 pp.
- 47 Galarza, Elsa; Rosario Gómez y Luis Ángel Gonzales, *Ruta hacia el desarrollo sostenible del Perú*, Lima: CIUP, 2002, 108 pp.
- 48 Bonifaz, José Luis; Roberto Urrunaga y Jennifer Wakeham, *Financiamiento privado e impuestos: el caso de las redes viales en el Perú*, Lima: CIUP, 2002, 95 pp.
- 49 Morón, Eduardo; Carlos Casas y Eliana Carranza, *Indicadores líderes para la economía peruana*, Lima: CIUP, 2002, 68 pp.
- 50 Tarazona, Silvia y Elena Maisch, *El tránsito de la pérdida del empleo a la empleabilidad*, Lima: CIUP, 2002, 66 pp.
- 51 Naranjo, Martín; Emilio Osambela y Melissa Zumaeta, *Provisiones bancarias dinámicas: evaluación de su viabilidad para el caso peruano*, Lima: CIUP, 2002, 60 pp.
- 52 Vásquez, Enrique y Gerardo Injoque, *Competitividad con rostro humano: el caso del ecoturismo en Loreto*, Lima: CIUP, 2003, 94 pp.



- 53 Galarza, Elsa; Rosario Gómez y Luis Ángel Gonzales, *Implementación de tecnologías limpias en el Perú: el uso de GLP en taxis*, Lima: CIUP, 2003, 106 pp.
- 54 Morón, Eduardo; Claudia Gonzales del Valle y Tamiko Hasegawa, *Transparencia presupuestaria en el Perú y América Latina: el divorcio entre lo formal y lo percibido*, Lima: CIUP, DFID, 2003, 80 pp.
- 55 Tong, Jesús, *Evaluación de inversiones en mercados emergentes*, Lima: CIUP, 2003, 78 pp.
- 56 Tong, Jesús y Enrique Díaz, *Titulización de activos en el Perú*, Lima: CIUP, 2003, 138 pp.
- 57 Morón, Eduardo y Rudy Loo-Kung, *Sistema de alerta temprana de fragilidad financiera*, Lima: CIUP, 2003, 76 pp.
- 58 Schwalb, María Matilde y Emilio García, *Evolución del compromiso social de las empresas: historia y enfoques*, Lima: CIUP, 2003, 100 pp.
- 59 Pairazamán, Roberto, *El crédito de consumo en el Perú*, Lima: CIUP, 2003, 58 pp.
- 60 Alvarado, Betty; Brenda Rivera, Janet Porras y Allan Vigil, *Transferencias intergubernamentales en las finanzas municipales del Perú*, Lima: CIUP, CIES, USAID, 2003, 154 pp.
- 61 Cortez, Rafael, *Hábitos de vida, salud y productividad: una visión de responsabilidad social corporativa en las empresas peruanas*, Lima: CIUP, USAID, Perú 2021, 2003, 106 pp.
- 62 Mateu, Pedro y Jean Vilca, *Modelo de medición de impacto sobre el bienestar objetivo y subjetivo. Un análisis de caso del Proyecto de Reducción y Alivio a la Pobreza (PRA)*, Lima: CIUP, USAID, 2004, 98 pp.
- 63 Yamada, Gustavo, *Economía laboral en el Perú: avances recientes y agenda pendiente*, Lima: CIUP, 2004, 92 pp.
- 64 Schwalb, María Matilde y Emilio García, *Beneficios de la responsabilidad social empresarial y las inversiones socialmente responsables*, Lima: CIUP, 2004, 70 pp.
- 65 Rodríguez, Martha; Bruno Seminario, Carmen Astorne y Oswaldo Molina, *Efectos macroeconómicos del Acuerdo de Libre Comercio con los Estados Unidos*, Lima: CIUP, 2004, 83 pp.



- 66 Schwalb, María Matilde y Emilio García, *Instrumentos y normas para evaluar y medir la responsabilidad social empresarial*, Lima: CIUP, 2004, 105 pp.
- 67 Portocarrero, Gonzalo y Milagros Saenz, *La mentalidad de los empresarios peruanos: una aproximación a su estudio*, Lima: CIUP, Minga Perú, 2005, 59 pp.
- 68 Galarza, Elsa y Rosario Gómez, *Valorización económica de servicios ambientales: el caso de Pachacamac, Lurín*, Lima: CIUP, Grupo GEA, 2005, 85 pp.
- 69 Portocarrero S., Felipe; Hanny Cueva y Andrea Portugal, *La Iglesia Católica como proveedora de servicios sociales: mitos y realidades*, Lima: CIUP, 2005, 101 pp.
- 70 Cáceres, Rubén, *Instituciones, derecho y costos de transacción. El análisis económico del derecho en una sociedad no estructurada*, Lima: CIUP, 2005, 171 pp.
- 71 Yamada, Gustavo, *Horas de trabajo: determinantes y dinámica en el Perú urbano*, Lima: CIUP, CIES, 2005, 102 pp.
- 72 Ritter Burga, Patricia, *Beneficios potenciales y fallas comunes en la descentralización: una aproximación para América Latina*, Lima: CIUP, 2006, 126 pp.
- 73 Mindreau Montero, Manuel, *Seguridad e integración sub-regional andino-brasileña: perspectivas de política exterior para el Perú*, Lima: CIUP, 2006, 96 pp.
- 74 Galarza, Elsa, *La competitividad del cluster forestal de la madera: una aproximación*, Lima: CIUP, 2006, 144 pp.
- 75 Portocarrero S., Felipe; Bruno Tarazona y Luis Camacho, *Situación de la responsabilidad social empresarial en la micro, pequeña y mediana empresa en el Perú*, Lima: CIUP, 2006, 94 pp.
- 76 Franco Concha, Pedro, *Manual de diagnóstico. Indicadores CGS de responsabilidad social empresarial*, Lima: CIUP, 2006, 112 pp.
- 77 Morón, Eduardo y Cynthia Sanborn, *Los desafíos del policymaking en el Perú: actores, instituciones y reglas de juego*, Lima: CIUP, 2007, 112 pp.