

## ¿SON SIEMPRE LAS UNIVERSIDADES LA MEJOR OPCIÓN PARA UN TÍTULO PROFESIONAL?

Evidencia chilena\*

*Patricio Meller y David Rappoport\*\**

### RESUMEN

En este artículo se cuestiona el planteamiento de que los conocimientos y capacidades proporcionados por los institutos profesionales (IP) serían inferiores a los de universidades. Para esto se comparan los ingresos laborales de los egresados lo que resuelve varios problemas metodológicos presentes en los trabajos previos que comparan universidades y otras opciones de educación superior. Específicamente, se compara carreras impartidas simultáneamente por universidades e IP y se utiliza cohortes reales en lugar de artificiales. Los resultados obtenidos refutan las pruebas hasta ahora disponibles que sugerían una dominación relativa de las universidades sobre otras opciones de educación superior. Uno de los resultados interesantes obtenidos es que al controlar por la calidad de los estudiantes admitidos el rendimiento de los estudios en IP es entre 4 y 9 puntos porcentuales superior respecto a los universitarios.

\* *Palabras clave:* educación superior, institutos profesionales, ingresos. *Clasificación JEL:* I23, J31. Artículo recibido el 19 de diciembre de 2006 y aceptado el 30 de julio de 2007. Se agradece los valiosos comentarios de dos dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO y de los participantes en el Encuentro de la Sociedad de Economía de Chile 2006. Este artículo ha sido elaborado en el marco del Programa “Diagnóstico de la situación laboral de los egresados de la educación superior” que realiza conjuntamente el Departamento de Ingeniería Industrial de la Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas de la Universidad de Chile y la Escuela de Gobierno de la Universidad Adolfo Ibáñez, con apoyo del Ministerio de Educación. Como es tradicional, los errores u omisiones son responsabilidad de los autores.

\*\* Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile (correos electrónicos: pmeller@dii.uchile.cl y davidr@dii.uchile.cl). David Rappoport se encontraba trabajando en el Banco Central de Chile cuando se realizó este trabajo.

## ABSTRACT

In this article we question the notion that the knowledge and abilities provided by professional institutes are necessarily lower than those of universities. In order to do so we compare labor incomes of their graduates correcting several methodological problems of previous studies that compare universities and other alternatives of higher education. Specifically, we compare programs given simultaneously by universities and professional institutes and use real cohorts instead of artificial ones. Our results refute the available evidence about labor income which suggests a relative dominance of universities over professional programs. An interesting result obtained is that controlling for the quality of the students received, the return to education at professional institutes is between 4 and 9 percentage points higher than the return to education at universities.

## INTRODUCCIÓN

Tanto en la América Latina y el Caribe (ALC) como en el resto del mundo las instituciones de educación superior (ES) que ofrecen programas relativamente más cortos y orientados al mercado han recibido críticas de los sectores universitarios tradicionales de la enseñanza postsecundaria. Al respecto hay críticas a la calidad y la empleabilidad que tendrían los egresados de instituciones de ES que no son universitarias. En este artículo se refuta el planteamiento de que los conocimientos y capacidades proporcionados por los institutos profesionales (IP) tienen una tasa de rendimiento que es forzosamente inferior a la de los universitarios. Aún más, un egresado de la enseñanza secundaria podría obtener mejores remuneraciones y mayores tasas de rendimiento optando por un instituto profesional *vis à vis* una universidad.

En estas otras instituciones de ES (diferentes de las universitarias) ingresan estudiantes de menor calidad relativa que los que ingresan a las universidades; además, los docentes son de jornada parcial y tienen en general una orientación menos académica que los profesores universitarios. De lo anterior supuestamente podría inferirse que los egresados universitarios deberían tener mayores remuneraciones relativas. Sin embargo, dependiendo del tipo de carrera, podría argumentarse que profesores de jornada parcial provenientes de la actividad empresarial tendría ventajas comparativas para proporcionar a los estudiantes una mejor vinculación entre el aprendizaje y los requerimientos del mercado laboral.

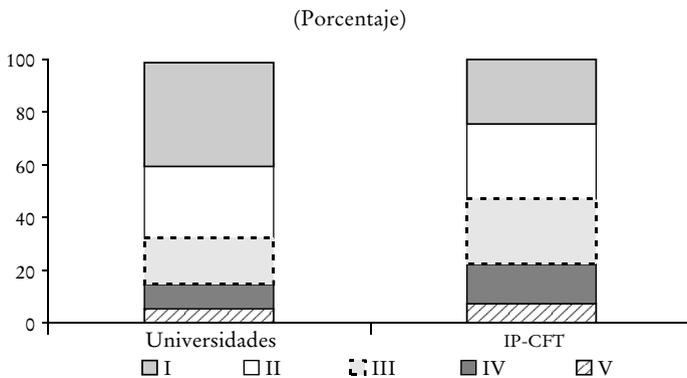
En Chile los IP sólo pueden otorgar títulos profesionales en las carreras

que no son conducentes a grados de licenciatura; esto excluye la mayoría de las carreras universitarias tradicionales. Los IP además pueden otorgar toda clase de títulos técnicos. Por último en oposición a las universidades, los IP pueden perseguir fines de lucro. Cómo se verá en este trabajo, hay pocas carreras que son simultáneamente impartidas por IP y universidades como por ejemplo contador-auditor, educadora parvularia, ingeniero de ejecución en informática, construcción civil...

La opción que ofrecen los institutos profesionales en Chile, como una opción de educación superior (ES) no universitaria, es muy necesaria en ALC. El importante aumento en la cobertura de la educación secundaria en la región ha aumentado la demanda por ES. Además, esta demanda es actualmente muy heterogénea. En realidad, hay muchos jóvenes que desean obtener instrucción superior que vienen de estratos socioeconómicos de bajos ingresos y que han completado una educación secundaria de calidad mediocre. Luego, se inclinarán por opciones más cortas y que requieran una menor preparación previa. La opción de ofrecer sólo instrucción universitaria dejaría fuera a los más pobres (De Moura Castro y Bernasconi, 2005). En efecto, la participación en la matrícula (de la educación superior) de los estratos socioeconómicos más bajos en Chile es mayor en las opciones no universitarias (gráfica 1).

Este problema de equidad se exagera en ALC por la reducida cantidad de empleos laborales de jornada parcial. La fracción de la población entre 19 y 22 años de edad que trabaja y estudia se encuentra en torno de 11% para la

GRÁFICA 1. *Composición de la matrícula por quintiles de ingreso según tipo de institución (2000)*



FUENTE: Uribe (2004).

mayoría de los países latinoamericanos, lo cual es relativamente bajo comparado con los Estados Unidos (Edwards, 2005). Hay una baja proporción de estudiantes en ALC que trabajan por horas o medio tiempo. Cabe preguntarse el papel del sistema de educación en general, y del sistema de educación superior en particular, en relación con el nivel de empleabilidad de los estudiantes. Este tema se torna en particular relevante al considerar que uno de los factores asociados a las bajas tasas de cobertura de la ES en la región es la falta de acceso de los sectores de menores ingresos. Las instituciones de ES no universitarias que imparten programas más flexibles y están más orientadas al mercado, que las universidades, serían una opción natural para generar mayor empleabilidad de los jóvenes.

En Chile, al igual que en el resto de la región, cuando se termina la educación secundaria, se cree que la única secuencia lógica para incrementar el capital humano individual es el ingreso a la universidad. Este enfoque ignora totalmente otras opciones de formación existente: institutos profesionales (IP) y centros de formación técnica (CFT); éstas serían opciones supuestamente sólo válidas para los jóvenes que no tienen un puntaje mínimo —en las pruebas de selección universitaria— para ingresar a una universidad. Como veremos en este trabajo esta es una percepción errónea que ha emergido como consenso debido a la precariedad de la información que hasta hoy se ha analizado.

Aún más, si un joven quisiera estudiar una carrera que se enseña simultáneamente en una universidad y en un IP, y si tuviera el puntaje suficiente como para estudiar en una universidad, ¿debería siempre desechar la opción de estudiar dicha carrera en un IP? Uno de los principales resultados de este artículo es que hay carreras para las cuales la evidencia empírica (estadísticamente significativa) proporciona una respuesta negativa a este interrogante.

Si bien existe un amplio número de trabajos que estiman empíricamente tasas de rendimiento a la educación, que incluye varios países latinoamericanos, estos estudios no consideran separadamente las distintas instituciones que conforman la ES (véase Psacharopoulos y Patrinos, 2004). Así, la bibliografía que compara opciones universitarias y no universitarias de ES ha estado centrada en el papel que cumplen los *community college* en los Estados Unidos. Por un lado, el análisis ha girado en torno del efecto de los *community college* en la escolaridad de la población. En esta dimensión los trabajos muestran: i) el ingreso a un *community college* disminuye la probabilidad de obtener un título académico de cuatro años entre 20 y 30% respecto a haber ingresado a un *college* o universidad (véase por ejemplo, Alfonso *et al*, 2005;

Alfonso, 2006; Leigh y Gill, 2003; Pascarella *et al*, 1998); *ii*) los *community college* permiten el ingreso a la ES de estudiantes que no hubieran ingresado a una opción tradicional (*college* o universidad). Más aún, este último efecto dominaría en el agregado permitiendo incrementar la escolaridad de la población entre 0.5 y 1 año (Rouse, 1998; Leigh y Gill, 2003). Cabe señalar que en el caso de Chile los IP —a diferencia de los *community college* en los Estados Unidos— están facultados para otorgar toda clase de títulos profesionales no conducentes a licenciatura universitaria (véase apéndice); luego los estudiantes no tienen la necesidad de transferirse a una universidad a partir del tercer año como ocurre en los Estados Unidos para obtener un título profesional. El alumnado de los IP representa alrededor de 18% de la matrícula total de la ES chilena.

Por otro lado, la bibliografía respecto a los *community college* en los Estados Unidos ha investigado los diferenciales de ingresos y tasas de rendimiento entre las distintas opciones de ES. Kane y Rouse (1999) revisan las estimaciones de seis trabajos que comparan los ingresos de estudiantes de *community college* con universitarios. En cinco de estos seis trabajos se consideran las diferencias anteriores en capacidades académicas ya sea considerando los puntajes en pruebas estandarizadas o la calidad en la educación media o ambos. De esta revisión los autores desprenden las siguientes conclusiones: *i*) los estudios en *community college* permiten aumentar los ingresos laborales respecto a los egresados de educación media; *ii*) el rendimiento por año de educación se encuentra entre 5 y 8%, rendimiento equivalente al estimado para los estudios en instituciones de cuatro años. En otras palabras el rendimiento de los años de estudio es similar en los *community college* que en las universidades (o *college*). Recientemente, Miller (2007) compara el desempeño laboral de jóvenes que inician sus estudios en *community colleges* y luego obtienen un título universitario con aquellos que efectúan desde el comienzo sus estudios en la universidad. Una de las conclusiones de este autor es que no existe en realidad un efecto estadísticamente distinguible en los ingresos laborales entre los jóvenes que inician sus estudios en un *community colleges* o en una universidad. Nuestro artículo está abocado a una temática similar a la de Miller (2007); sin embargo, hay una diferencia importante. Los jóvenes empiezan y terminan sus estudios en un instituto profesional; su desempeño laboral se compara con jóvenes que empiezan y terminan sus estudios en una universidad en carreras similares.

El análisis de la conveniencia de proseguir los estudios para los jóvenes

chilenos egresados de la educación media está centrado en la estimación de las tasas de rendimiento de la ES. Hay numerosos estudios de estimaciones de la tasa de rendimiento en Chile;<sup>1</sup> sin embargo, pocos trabajos consideran separadamente las distintas instituciones que componen la ES. El primer trabajo en examinar separadamente a las universidades de los IP y CFT (conjuntamente) es el de Butelman y Romaguera (1993). Ese artículo constituye el único trabajo en el que las tasas de rendimientos estimadas para las universidades son relativamente menores (que para los IP y CFT en conjunto). Este resultado contrasta con lo obtenido en las investigaciones posteriores que llegan a la conclusión que la educación universitaria tiene tasas de rendimientos muy superiores a las de la educación técnico-profesional (Arellano y Braun, 1999; Mideplan, 2000).<sup>2</sup>

En este artículo se resuelven varios problemas metodológicos comprendidos en los trabajos previos y que distorsionan la comparación de las tasas de rendimiento entre universidades e IP: *i*) se ha *separado* los IP de los CFT. En otras palabras, se consideran separadamente cada uno de los tres tipos de institución de la ES: universidad, IP y CFT. Dado que en este artículo estamos interesados en la comparación de carreras profesionales impartidas por las universidades y los IP, se omite la información respecto a los CFT.<sup>3</sup>

*ii*) La comparación a nivel agregado para el conjunto de carreras impartidas por las universidades y el conjunto de carreras impartidas por los IP sesga los resultados y es poco informativa. En efecto, los IP están restringidos en las carreras que pueden ofrecer lo que perjudicaría su desempeño relativo en relación con las universidades,<sup>4</sup> mientras que las últimas tienen el monopolio de las carreras que poseen (en el mercado laboral) los más altos ingresos relativos (véase el sitio [www.futurolaboral.cl](http://www.futurolaboral.cl)).<sup>5</sup> Luego, la comparación pertinente a nivel agregado entre universidades e IP debiera ser para el mismo conjunto de carreras impartidas simultáneamente por ambos tipos de instituciones.

<sup>1</sup> Véase por ejemplo Riveros (1989), Butelman y Romaguera (1993), Arellano y Braun (1999), Beyer (2000), Mideplan (2000), Sapelli (2003), Mizala y Romaguera (2004), todos los cuales utilizan información de cohorte transversal.

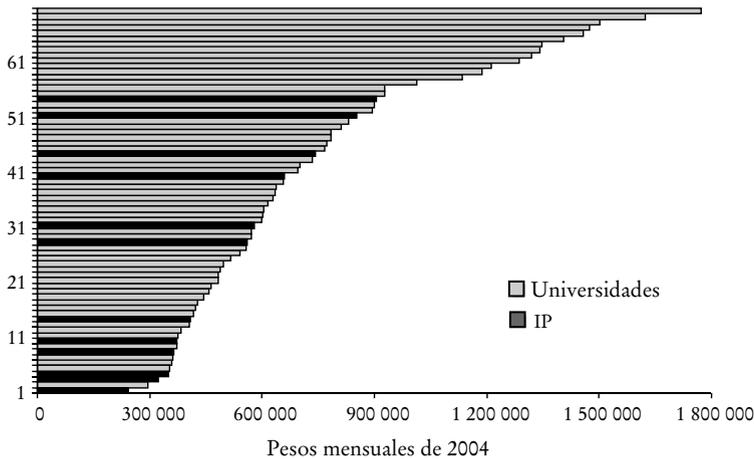
<sup>2</sup> Las estimaciones anteriores de tasas de rendimiento de IP y universidades se revisan en la próxima sección.

<sup>3</sup> Como se describe en el apéndice los CFT están facultados sólo para impartir carreras técnicas. Luego, como se comparan carreras similares (profesionales) impartidas en distintas instituciones, esto conduce a excluir a los CFT del análisis.

<sup>4</sup> Véase marco legal de los IP en el apéndice.

<sup>5</sup> [www.futurolaboral.cl](http://www.futurolaboral.cl) es una página *web* que proporciona al público información de ingresos, actividad económica y el campo ocupacional de 113 carreras ofrecidas por las instituciones de educación superior (universidades, IP y CFT) en Chile.

GRÁFICA 2. *Ingresos promedios para 70 carreras de ES*  
(Ingreso al quinto año de postitulación)



FUENTE: Futuro Laboral 2005.

iii) Sin embargo, como lo ha analizado Rappoport (2004), el determinante principal de los ingresos de los titulados de la ES en Chile es la carrera cursada. Este hecho se ilustra en la gráfica 2, en la que se presentan los ingresos promedios de las carreras de la ES chilena. Dado lo anterior, lo relevante es la comparación de los ingresos y tasas de rendimiento de universidades e IP separadamente para cada carrera impartida por ambas instituciones.

iv) Por último, las estimaciones de panel basadas en cohortes artificiales<sup>6</sup> tienen graves problemas cuando ha habido cambios estructurales importantes. En efecto, en los pasados 25 años Chile en general y la educación superior en el país en particular han experimentado considerables transformaciones.<sup>7</sup> En ese periodo de cambios estructurales reales las tasas de rendimientos estimadas con cohortes artificiales serían un pobre indicador de la rentabilidad de la educación (Sapelli, 2003).<sup>8</sup> Luego, son muy cuestionables las estima-

<sup>6</sup> Las cohortes artificiales se generan a partir de datos provenientes de un corte transversal (*cross section*), es decir, una muestra de individuos en un momento dado. Los trabajos con este tipo de datos suponen que éstos corresponden a una sola cohorte, lo que en la práctica implica que no se identifican efectos cohortes, es decir, cambios comunes a toda una generación. Las estimaciones podrían verse afectadas por este tipo de efecto; los estimadores representan los promedios para todas las cohortes presentes en la muestra.

<sup>7</sup> Chile ha aumentado su ingreso *per capita* (medido en dólares reales a PPC) en 200% desde 5 680 dólares en 1980 a 11 640 en 2005. A su vez, en el mismo periodo el número de instituciones de ES ha aumentado de 8 a más de 200, la matrícula del sistema se incrementó de 200 mil a más de 600 mil estudiantes y la cobertura aumentó de 8 a 33% (Uribe, 2004, y [www.mineduc.cl](http://www.mineduc.cl)).

<sup>8</sup> Como se describe en la subsección III.2, al utilizar cohortes artificiales o datos de corte transversal,

CUADRO 1. *Revisión de estimaciones de tasas de rendimientos para institutos profesionales y universidades*  
(Porcentaje)

Trabajo	Butelman y Romaguera (1993)		Arellano y Braun (1999)		Mideplan (2000)				
	Casen 1990	MCO	Casen 1994	MCO	Casen 1990 (hombre)	Casen 1992 (hombres)	Casen 1994 (hombres)	Casen 1996 (hombres)	Casen 1998 (hombres)
Muestra									
Método									
$r_U$	15.0				21.3	22.7	22.8	22.5	22.4
$r_{IP}^a$	21.2				13.0	16.1	14.7	16.8	13.6
$r_U$			19.3		22.4	29.3	27.3	28.9	22.9
$r_{IP}^b$			15.3		13.2	14.8	15.5	20.3	18.7
<i>Variables</i>									
Hombres	0.149		0.328						
Experiencia	0.030		0.036		0.034	0.032	0.033	0.029	0.023
Experiencia <sup>2</sup>	0.0004		0.0005		0.0004	0.0004	0.0004	0.0003	0.0002
Hombre * experiencia	0.002								
Horas			0.392						
Regiones <sup>c</sup>	No		Sí		Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Sectores económicos	No		No		Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Tamaño de la empresa	No		No		Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

<sup>a</sup> Las estimaciones de Butelman y Romaguera (1993), Arellano y Braun (1999) y Mideplan (2000) consideran IP y CFT.

<sup>b</sup> Arellano y Braun (1999) consideran duraciones de las carreras universitarias y técnicas y profesionales de cinco y tres años, respectivamente. Las tasas de rendimiento corresponden al promedio de los efectos marginales y las estimaciones obtenidas al considerar los costos directos y la probabilidad de desempleo. Mideplan (2000) considera duraciones de carreras universitarias y profesionales de cinco y cuatro años, respectivamente.

<sup>c</sup> En las estimaciones de Arellano y Braun (1999) se consideran las variables indicativas Santiago y urbano.

ciones anteriores de tasas de rendimiento de la educación superior. En este trabajo se utiliza información de la base Futuro Laboral 200, que consiste en información en formato de panel,<sup>9</sup> es decir, los mismos individuos a lo largo del tiempo (cohortes reales).

El hecho de que en las instituciones de ES que imparten una misma carrera existan grandes diferencias en los ingresos y en las tasas de rendimientos de los egresados tiene importantes consecuencias en la elección de opciones académicas por parte de los postulantes (y sus familias). Además, afecta la elaboración de las políticas públicas; también, esta evidencia debiera ser considerada por los administradores de las instituciones de ES.

Este trabajo se organiza como sigue. En la sección I se revisa la evidencia existente para Chile que permite comparar el desempeño relativo de universidades e institutos profesionales (IP) por medio de estimaciones de tasas de rendimiento. En la sección II se compara los ingresos de los titulados de carreras específicas que son simultáneamente impartidas por universidades e IP. En la sección III con la información de panel de la base Futuro Laboral 2005 se calcula y compara los ingresos y tasas de rendimiento entre las distintas carreras ofrecidas simultáneamente por IP y universidades. Finalmente, se resume las principales conclusiones del artículo.

## I. COMPARACIONES ANTERIORES DE IP Y UNIVERSIDADES

En esta sección se revisa las pruebas que comparan el desempeño relativo de universidades e IP por medio de estimaciones de tasas de rendimiento. Estos trabajos representan las pruebas disponibles para comparar los desempeños relativos en el mercado laboral de los titulados de estas instituciones.<sup>10</sup>

El cuadro 1 proporciona las estimaciones de trabajos anteriores en los que se estima la tasa de rendimiento ( $r$ ) para IP y universidades.<sup>11</sup> Como se

no es posible identificar el efecto de cambios estructurales o permanentes hasta que la última cohorte que no fue afectada por el cambio desaparezca del corte transversal utilizado.

<sup>9</sup> La base Futuro Laboral 2005 corresponde a la información fuente para la elaboración de las estadísticas de ingreso del sitio *web* [www.futurolaboral.cl](http://www.futurolaboral.cl). Esta base de datos ha sido elaborada gracias a la colaboración de las instituciones de ES (universidades, IP y CFT), el Servicio de Impuestos Internos (SII) y el Ministerio de Educación, velándose en todo momento por la confidencialidad de la información. La base contiene información de los ingresos reales (pesos de 2005) brutos declarados al SII para el periodo 1996-2003. Véase una descripción más detallada en [www.futurolaboral.cl](http://www.futurolaboral.cl).

<sup>10</sup> Otro tipo de análisis interesante sería la comparación del desempleo entre los titulados de estas entidades, además del periodo de demora para obtener el primer empleo de postulación.

<sup>11</sup> Véase otras estimaciones de la tasa de rendimiento a la ES en referencias de la nota 1 de pie de página.

observa sólo Butelman y Romaguera (1993) estiman una tasa de rendimiento para los IP superior a la de las universidades; utilizando la encuesta de cohorte transversal CASEN 1990 obtienen una tasa de rendimiento para los IP ( $r_{IP}$ ) de 21% y una tasa de rendimiento para las universidades ( $r_U$ ) de 15%. El resto de los estudios consideran junto con el rendimiento a la educación ( $r$ ), el premio de completar los estudios ( $p$ ) en estas instituciones (*sheepskin effect*). Arellano y Braun (1999) con datos de la encuesta CASEN 1994 estiman tasas de rendimientos (incluyendo los premios de completar los estudios) de 19% para universidades y 15% para IP. Similares resultados (en promedio) obtiene Mideplan (2000) con tasas de rendimiento estimadas para universidades e IP de 22 y 15%, respectivamente, estimaciones que aumentan a 26 y 17% al considerar los premios del término de los estudios en estas instituciones. Las estimaciones de Mideplan (2000) usan cada una de las encuestas CASEN realizadas bianualmente entre 1990 y 1998. La evidencia empírica asociada a las mayores tasas relativas de rendimiento de las universidades es congruente con la teoría de capital humano; la productividad aumenta proporcionalmente con los estudios realizados.

Todas las estimaciones presentadas en el cuadro 1 consideran por una parte a las universidades y por otra parte a los IP conjuntamente con los CFT. Además, las estimaciones son efectuadas a nivel agregado para todos los titulados de estas instituciones. Como se señaló líneas arriba, esto genera una sobreestimación relativa de las tasas de rendimiento de las universidades, por cuanto éstas están facultadas para impartir de manera exclusiva carreras con ingresos promedios más altos que el promedio (gráfica 2).

## II. COMPARACIONES DE PROGRAMAS SIMILARES DE IP Y UNIVERSIDADES

### 1. Ingresos de titulados de IP y universidades

En esta sección se comparan los ingresos de los titulados para seis programas impartidos simultáneamente por universidades como por IP. Estas carreras son: contador-auditor, educación parvularia, ingeniería de ejecución en informática, pedagogía en educación general básica, construcción civil y servicio social. Para esta comparación se ha usado la información individual de la base Futuro Laboral 2005. Las carreras seleccionadas cumplían con el requerimiento de tener al menos 40 titulados tanto en IP como en universidades.

CUADRO 2. *Estadísticas descriptivas para programas comparables de IP y universidades*

Programa	Institución	Titulados	Ingreso <sup>a</sup>		Hombres (porcentaje)	Edad promedio
			Promedio	Desviación estándar		
1 Contador-auditor	U	770	736 622	455 923	55.8	32.6
	IP	482	780 732	457 253	65.4	33.0
2 Educación parvularia	U	680	310 472	134 165	0.0	29.5
	IP	211	269 523	106 892	0.0	31.5
3 Ingeniería de ejecución en informática	U	212	977 396	393 861	58.5	31.0
	IP	238	821 224	414 395	81.1	33.1
4 Pedagogía en educación general básica	U	527	355 717	119 390	17.8	32.1
	IP	152	373 836	122 118	23.0	34.8
5 Construcción civil	U	660	873 158	499 414	80.6	34.5
	IP	44	581 097	274 343	86.4	33.3
6 Servicio social	U	432	474 443	193 154	18.8	31.2
	IP	58	466 632	227 295	13.8	29.8

FUENTE: Elaboración propia con base en Futuro Laboral 2005.

<sup>a</sup> El ingreso corresponde al quinto año de postitulación.

El cuadro 2 proporciona para cada programa y tipo de institución (IP y universidad) el número de titulados considerados en el análisis, el ingreso promedio (al quinto año postitulación) y su desviación estándar, el porcentaje de hombres y la edad promedio. El resultado más interesante observado en este cuadro 2 es que no hay un predominio de los ingresos (promedio) de las universidades sobre los IP. Incluso es posible advertir que el ingreso (promedio) de los titulados de los programas de contador-auditor y pedagogía en educación general básica de los IP es 5-6% superior al de los titulados universitarios.

Para examinar estadísticamente los diferenciales de ingresos de los titulados por tipo de institución en cada uno de los seis programas analizados, el cuadro 3 proporciona las pruebas *t* de igualdad de medias para el (logaritmo del) ingreso. Se observa que tanto en contador-auditor como en pedagogía en educación general básica las diferencias de ingreso señaladas antes y que son favorables a los IP son estadísticamente significativas a 10% de confianza. Además las pruebas de igualdad de medias permiten apreciar que en el caso de servicio social, si bien el ingreso medio de los titulados universitarios es mayor (1.7%) al de los titulados de los IP, dada la varianza existente,

CUADRO 3. *Pruebas de igualdad de medias para seis programas entre IP y universidades<sup>a</sup>*

Programa	Institución	ln(y) promedio	$H_1^b$			
			U	IP	U	IP
1 Contador-auditor	U	13.32				
	IP	13.39	0.019*	0.038*	0.981	
2 Educación parvularia	U	12.56				
	IP	12.43	1.000	0.000**	0.000**	
3 Ingeniería de ejecución en informática	U	13.70				
	IP	13.48	1.000	0.000**	0.000**	
4 Pedagogía en educación general básica	U	12.73				
	IP	12.78	0.051*	0.102	0.949	
5 Construcción civil	U	13.51				
	IP	13.13	1.000	0.000**	0.000**	
6 Servicio social	U	12.98				
	IP	12.95	0.662	0.675	0.338	

FUENTE: Elaboración propia con base en Futuro Laboral 2005.

<sup>a</sup> Prueba *t* para dos poblaciones con igual varianza para el logaritmo del ingreso al quinto año de postulación. El supuesto de igualdad de varianzas no se rechaza en cinco de los seis casos.

<sup>b</sup> Los valores presentados corresponden a los *p* valores con la hipótesis nula de igualdad de medias entre instituciones y con otras hipótesis especificadas. La antepenúltima, penúltima y última columna del cuadro corresponden a las otras hipótesis, ingreso mayor en IP, ingresos distintos e ingreso mayor en U, respectivamente.

\* Significativo a 10 por ciento.

\*\* Significativo a 1 por ciento.

no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de ingresos entre ambos tipos de titulados. Por otra parte, en los otros tres programas, educación parvularia, ingeniería en informática y construcción civil, los mayores ingresos relativos de los titulados de las universidades son estadísticamente significativos.

En resumen, al comparar seis programas equivalentes entre IP y universidades se observa un predominio de los IP según los ingresos de sus titulados en dos programas, mientras que las universidades dominan en tres; en el sexto programa no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de ingresos (desde el punto de vista estadístico) entre ambos tipos de titulados. Cabe señalar que estas comparaciones no consideran las diferencias en las características de los titulados en cada institución, lo que podría sesgar las comparaciones. En el resto del artículo pasamos a comparar instituciones según las características de los titulados.

## 2. Clasificación de IP y universidades para las mismas carreras impartidas

Si un joven quiere escoger una profesión con base en el ingreso potencial (que tendría una vez que se titulara), debería primero seleccionar la carrera y sólo después la institución en que estudiaría dicha carrera. Esta aseveración está basada en una investigación que al examinar la varianza de los ingresos de los profesionales universitarios ha concluido que los diferenciales de ingresos de las distintas carreras (universitarias) es significativamente mayor que los diferenciales de ingresos por medio de las diversas universidades (Rappoport, 2004).

Por otra parte, dada la compartimentalización entre las carreras de una universidad, al escoger una carrera profesional, un joven no ingresa realmente a la universidad (o a un IP) sino que ingresa a una carrera; esto es bastante generalizado en la ES latinoamericana. En consecuencia, una vez que ha definido sus preferencias respecto a la carrera que quiere estudiar, lo que un joven necesita en realidad para escoger entre distintas opciones es información específica no respecto a la universidad (o IP) en general, sino información referente a la carrera concreta.

A continuación, para cada una de las seis carreras (o programas) impartidas simultáneamente por universidades y por IP, se encasillan a nivel desagregado las carreras de estas instituciones en distintas categorías. Para este efecto se utilizará la metodología clasificatoria para instituciones de ES en primera (\*\*\*) , segunda (\*\* ) y tercera (\*) categoría según el modelo multinivel utilizado por Rappoport, Benavente y Meller (2004).<sup>12</sup> Estos autores suponen una relación estadística lineal entre el (logaritmo del) ingreso y sus determinantes,<sup>13</sup>

$$y_{ij} = x_{ij} \beta_j + u_{ij} \quad (1)$$

en que  $y_{ij}$  es el (log del) ingreso del titulado  $i$  egresado de la institución  $j$ ,  $x_{ij}$  es el vector fila con las características que determinan el ingreso (genero,

<sup>12</sup> De manera natural el modelo multinivel estructura la información de titulados de la ES en dos niveles; los titulados de una misma carrera (nivel 1) agrupados en distintas instituciones (nivel 2).

<sup>13</sup> Se utiliza el supuesto tradicional de linealidad o constancia en la tasa marginal de rendimiento de la educación por simplificación, factibilidad de las estimaciones y para facilitar las comparaciones con otros trabajos respecto a esta materia. Trostel (2005) sugiere que la existencia de no linealidad generaría sesgos en las estimaciones. Sin embargo, en este trabajo se han estimado las diferencias porcentuales entre instituciones lo cual es robusto al problema de no linealidad; estos resultados son congruentes con los obtenidos al utilizar el supuesto de linealidad en el cálculo de las tasas de rendimiento.

CUADRO 4. *Número de establecimientos por categoría de ingreso y tipo de institución para seis programas (ingreso al quinto año de postulación)*

Programa	Institución	Categoría		
		Primera	Segunda	Tercera
1 Contador-auditor	U	3	11	1
	IP	1	8	2
2 Educación parvularia	U	1	21	0
	IP	0	7	1
3 Ingeniería de ejecución en informática	U	2	3	0
	IP	0	7	2
4 Pedagogía en educación general básica	U	0	14	0
	IP	1	3	0
5 Construcción civil	U	1	10	0
	IP	0	2	0
6 Servicio social	U	0	8	0
	IP	0	4	0

FUENTE: Elaboración propia con base en Futuro Laboral 2005.

edad y experiencia),  $\mu_j$  denota un vector de parámetros por estimar asociados a esas características,  $u_j$  es el término aleatorio asociado a la institución  $j$ , y  $\varepsilon_{ij}$  es el término aleatorio asociado al titulado  $i$  de la institución  $j$ .<sup>14</sup> En este modelo (incluyendo una constante) los diferenciales de ingreso para una institución  $j$ , respecto al promedio de todas las instituciones, corresponde a la estimación del término del error asociado a cada institución,  $\hat{u}_j$ .

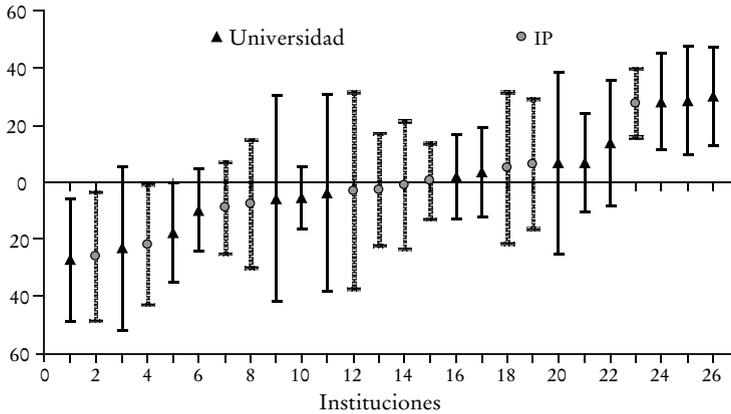
La variable utilizada para la clasificación de instituciones en primera, segunda y tercera categoría es el ingreso de los titulados al quinto año de postulación. Una carrera de una institución (IP o universidad) será clasificada como de primera (tercera) categoría si la estimación del diferencial promedio de ingresos es positiva (negativa) y el intervalo de confianza no contiene al 0. A su vez, en los casos en que el intervalo de confianza contiene al 0 el establecimiento es clasificado en la segunda categoría.

El cuadro 4 presenta el número de establecimientos de educación superior por categoría de ingreso y tipo de institución, para los seis programas analizados. De existir un dominio de un tipo de institución esperaríamos obser-

<sup>14</sup> La especificación de la distribución del término aleatorio es un elemento distintivo entre los modelos de regresión y multinivel; véase un análisis más extenso respecto a la comparación entre el modelo multinivel y el modelo de regresión en Rappoport *et al* (2004).

GRÁFICA 3. Contador-auditor: Estimaciones e intervalos de confianza<sup>a</sup> para 26 instituciones del diferencial del ingreso o promedio respecto al total

(Ingreso al quinto año de postulación; porcentaje)



FUENTE: Elaboración propia con base en Futuro Laboral 2005.

<sup>a</sup> Intervalos de confianza a 95 por ciento.

var todos los establecimientos del tipo dominante en la primera categoría (establecimientos que destacan por las rentas de sus titulados).

Tanto en las carreras de pedagogía en educación general básica como de contador-auditor se observa al menos un IP que es clasificado en la primera categoría de ingreso. Dichos IP se posicionan en estas dos carreras relativamente mejor que muchas universidades. Por otra parte, consideremos los casos en que las universidades poseen un ingreso en promedio superior al de los IP (estadísticamente significativo a 10%): educación parvularia, ingeniería de ejecución en informática y construcción civil. Aun en estos casos encontramos IP ubicados en la segunda categoría de ingresos.

Al analizar la carrera de contador-auditor se observa que tanto las universidades como los IP tienen instituciones en todas las categorías de ingresos. Específicamente, en la primera categoría hay un IP que queda mejor clasificado que 12 universidades. En la segunda categoría hay ocho IP que quedan mejor clasificados que una universidad. Este tipo de resultados es estadísticamente significativo a 95 por ciento.

La gráfica 3 proporciona la clasificación para todos los establecimientos de ES en la carrera de contador-auditor. Esta clasificación está ordenada respecto al ingreso promedio de los egresados de la respectiva institución. Además, la gráfica 3 proporciona los intervalos de confianza para las esti-

maciones del diferencial del ingreso promedio, respecto al promedio de la carrera, al nivel de establecimiento. Luego, la gráfica 3 permite observar visualmente la poca o nula diferencia que hay entre IP y universidades.

Por último, como se observa en el cuadro 2 los ingresos de los titulados de una misma carrera en el mismo tipo de institución presentan una alta varianza.<sup>15</sup> Luego, es posible que haya titulados de un IP que tengan ingresos superior al promedio de todos los titulados de esa carrera, incluso cuando el ingreso promedio de los titulados de los IP es más bajo que el de los titulados de las universidades. En efecto, el cuadro 5 muestra la fracción de titulados por encima del ingreso medio y mediano (percentil 50) de las seis carreras analizadas. Se observa que tanto en contador-auditor como en pedagogía (carreras en que los ingresos de los titulados de IP son mayores), más de la mitad de los titulados de IP tienen ingresos por encima de la mediana (y el promedio) de toda la carrera. En otras carreras se observa que una fracción significativa de los titulados de IP presentan un ingreso superior a la mediana de la carrera: encima del 40% en las carreras de párvulos, informática y servicio social. Incluso en la carrera de construcción civil se observa que casi

CUADRO 5. *Porcentaje de titulados respecto a la media y la mediana del ingreso para la carrera por tipo de institución para seis programas (ingreso al quinto año de postitulación)*

(Porcentaje)

Programa		Titulados sobre el total de la carrera	
		Universidad	IP
1 Contador-auditor	Media	51.8	57.3
	Mediana	47.8	53.5
2 Educación parvularia	Media	52.4	38.9
	Mediana	52.8	40.8
3 Ingeniería de ejecución en informática	Media	67.0	50.0
	Mediana	59.0	42.0
4 Pedagogía en educación general básica	Media	51.4	59.9
	Mediana	48.2	55.9
5 Construcción civil	Media	56.5	38.6
	Mediana	51.5	27.3
6 Servicio social	Media	56.0	51.7
	Mediana	50.9	43.1

FUENTE: Elaboración propia con base en Futuro Laboral 2005.

<sup>15</sup> La prueba de igualdad de varianzas de cada carrera para IP y universidades no es rechazado en cinco de los seis casos. Véase cuadro A1 del apéndice.

CUADRO 6. *Número de titulados para las seis carreras analizadas según cohorte y sexo*

Carrera	Cohorte		Hombres		Mujeres	
	1995	1998	1995	1998	1995	1998
Contador-auditor	598	802	366	449	232	353
Educación parvularia	624	623	0	0	624	628
Ingeniería de ejecución en informática	159	318	112	221	47	97
Pedagogía en educación general básica	370	402	65	84	305	318
Construcción civil	341	453	281	367	60	86
Servicio social	227	333	43	58	184	275

FUENTE: Futuro Laboral 2005.

30% de los titulados de IP tienen ingresos por encima del ingreso del percentil 50 de todos los titulados de la carrera.

### III. ESTIMACIÓN DE LOS DIFERENCIALES DE INGRESOS DE LOS TITULADOS DE IP Y UNIVERSIDADES CONTROLANDO POR LAS CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES

Los diferenciales de ingresos observados de los titulados de la ES reflejan la influencia de dos factores distintos: las diferentes calidades de las instituciones y las diferentes características de los jóvenes. En esta sección se analiza las diferencias de ingresos de los titulados de IP y universidades controlando por las características individuales de los jóvenes.

La información corresponde a individuos titulados en los años 1995 y 1998. El cuadro 6 presenta el número de titulados en cada cohorte de cada carrera para ambos tipos de instituciones. La base contiene información de los ingresos reales brutos declarados al Servicio de Impuestos Internos (SII), velándose en todo momento por la confidencialidad de la información.<sup>16</sup> La base presenta los ingresos declarados para el periodo 1996-2003. La base además contiene información de edad y sexo de los titulados. Con base en la edad se construyó la variable *vintage* que representa la edad al momento de titulación (fija a lo largo del tiempo para un mismo individuo). Suponemos además que los titulados acumulan experiencia laboral desde el año de titulación.<sup>17</sup>

<sup>16</sup> El ingreso incluye sueldos y honorarios, ingresos de sociedades anónimas e ingresos de sociedades profesionales.

<sup>17</sup> Por otra parte consideramos que los titulados acumulan experiencia sólo si trabajaron ese año y los resultados presentados a continuación son robustos a este supuesto. Se optó por considerar la experiencia potencial de manera de hacer las estimaciones más comparables a los trabajos anteriores.



en el que  $y_{ijt}$  corresponde al ingreso del titulado  $i$ , del programa  $j$  en el año  $t$ ;  $\alpha_i$  capta la heterogeneidad individual;  $x_{ijt}$  es el vector fila de controles (*vintage*, sexo, experiencia y experiencia al cuadrado);  $\beta_j$  representa un vector de parámetros por estimar asociados a esos controles;  $z_j$  es un vector fila de características de los programas (carrera y puntaje mínimo de entrada);  $\delta_j$  denota un vector de parámetros estimar asociados a esos controles;  $\gamma_j$  indica si el programa  $j$  es impartido por una universidad, y  $\epsilon_{ijt}$  es el término aleatorio. Para evaluar el desempeño relativo de los titulados de IP y universidades hay que observar lo que sucede con la variable  $\gamma_j$ . Además, en las estimaciones de tasas de rendimiento se considera la duración de los programas y la interacción de ésta con la variable que indica el tipo de institución.

$$\ln y_{ijt} = \alpha_i + \beta_j x_{ijt} + z_j + d_j + \gamma_j \gamma_j^U + \epsilon_{ijt} \tag{2}$$

en que  $d_j$  corresponde a la duración en años del programa  $j$ , y  $\gamma_j$  y  $\gamma_j^U$  son parámetros por estimar, en que  $\gamma_j^U$  corresponde a la tasa de rendimiento en IP (universidades).

En este contexto una opción de estimación es el estimador *pooled OLS* que no aprovecha la estructura de panel de la información. Por otra parte, la base Futuro Laboral 2005 sólo permite controlar por *vintage*, sexo y experiencia, luego resulta natural estimar un modelo de panel en el que la heterogeneidad individual se incluye ya sea como un efecto fijo o como parte del término aleatorio. Esta heterogeneidad representa todas las diferencias inherentes a los individuos invariantes en el tiempo, en particular las diferencias en cuanto a capital humano adquirido antes de los estudios superiores y en cuanto a las capacidades individuales (en la medida que éstas no cambien con el tiempo).

Las estimaciones para modelos de panel que consideramos son: efectos fijos, efectos aleatorios, el estimador *between*, y el estimador *fixed effects vector decomposition* (FEVD) propuesto por Plümer y Troeger (2004). El estimador de efectos fijos tiene la ventaja de ser consistente aun cuando exista correlación entre las variables consideradas y el componente individual; sin embargo, no permite la estimación del parámetro de interés  $\gamma_j$  por cuanto esta variable es fija en el tiempo. Por otra parte, el estimador de efectos aleatorios tiene el problema que es inconsistente en presencia de la correlación mencionada. Por medio de la prueba de Hausmann es posible verificar la hipótesis de independencia entre las variables y el componente individual, suponiendo que el modelo está bien especificado.

CUADRO 8. Estimaciones del efecto del tipo de institución en los ingresos (hombres)<sup>a</sup>

Variable	Pooled OLS		FE	RE		Between		FEVD	
<i>Vintage</i>	0.0209 (12.720)**	0.0226 (13.190)**		0.0175 (4.930)**	0.0192 (5.170)**	0.0156 (4.400)**	0.0171 (4.620)**	0.0209 (18.820)**	0.0226 (19.390)**
Experiencia	0.1876 (10.840)**	0.1918 (10.560)**	0.2016 (16.920)**	0.2005 (16.990)**	0.2021 (16.220)**	0.1276 (0.870)	0.1127 (0.730)	0.2016 (17.230)**	0.2030 (16.440)**
Experiencia <sup>2</sup>	0.0107 ( 5.430)**	0.0113 ( 5.470)**	0.0130 ( 9.380)**	0.0128 ( 9.350)**	0.0130 ( 9.000)**	0.0024 ( 0.150)	0.0020 ( 0.120)	0.0130 ( 9.710)**	0.0131 ( 9.310)**
Universidad	0.0623 (2.980)**	0.2859 ( 9.200)**		0.0632 (1.350)	0.3246 (4.680)**	0.0621 (1.320)	0.3350 ( 4.780)**	0.0627 (4.430)**	0.2861 (13.540)**
Puntaje de entrada		0.0034 (17.320)**			0.0038 (8.810)**		0.0039 (9.000)**		0.0034 (25.500)**
Ficticias de carreras	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
$R^2$ <i>within</i>			0.089	0.089	0.090	0.083	0.084		
$R^2$ <i>between</i>			0.004	0.119	0.134	0.120	0.134		
$R^2$	0.127	0.136	0.035	0.126	0.135	0.124	0.133	0.671	0.671
Observaciones	12 209	10 885	12 209	12 209	10 885	12 209	10 885	12 209	10 885
Individuos			2 138	2 138	1 907	2 138	1 907		
Prueba Hausman				0.960	0.410				

FUENTE: Elaboración propia con base en Futuro Laboral 2005.

a Variable dependiente logaritmo del ingreso.

Para verificar la solidez de los resultados utilizamos los estimadores *between* y FEDV que permiten la estimación del parámetro  $\{j, v\}$  y no presentan el problema de inconsistencia. El estimador FEVD consiste en una estimación de tres etapas en la que en la primera se estima un modelo de efectos fijos, en la segunda se descompone el vector de efectos fijos en las variables invariantes en el tiempo y en la tercera se reestima incluyendo las estimaciones (y el residuo) del proceso anterior.<sup>20</sup>

## 2. Resultados obtenidos

Debido a los potenciales problemas de sesgo de selección al considerar a las mujeres tituladas en las estimaciones, en primer lugar, tomamos en cuenta sólo a los hombres titulados en los años 1995 y 1998 en las carreras de contador-auditor, ingeniería de ejecución en informática, pedagogía en educación general básica y construcción civil.

El cuadro 8 proporciona las estimaciones de los parámetros del modelo (2). Los parámetros tienen en general los signos esperados y son significativos. El coeficiente asociado a la edad al momento de titulación (*vintage*) es aproximadamente 2%; luego los ingresos de los titulados aumentarían según la edad al momento de titulación (alrededor de 2% por año). Al comparar los parámetros estimados para los términos experiencia y experiencia al cuadrado se aprecia que estos son bastante mayores en valor absoluto a los estimados en los trabajos anteriores, 18 y 1%, respectivamente, comparado con 3 y 0.04% en los estudios anteriores (cuadro 1). Esta discrepancia se debería al menos a dos características de la base utilizada. En primer lugar, aquí se utiliza sólo la información de los primeros años en el mercado laboral de los titulados (ocho y cinco años de experiencia para las cohortes 1995 y 1998, respectivamente). Dado que al considerar la experiencia al cuadrado se subestima el incremento de los salarios al comienzo de la vida laboral (Murphy y Welch, 1990), al restringir la muestra a ese periodo esperaríamos obtener mayores valores para los coeficientes asociados a la experiencia. Además, al emplear un panel real en lugar de uno artificial implícitamente estamos controlando por efectos cohortes, los que al ser incluidos aumen-

<sup>20</sup> Otra opción es considerar el estimador de Hausman y Taylor (1981), el cual descartamos porque la información no cumple con la condición de identificación que el número de variables independientes que varían en el tiempo y que no se correlacionan con las características individuales no observables sea mayor que el número de variables independientes invariantes en el tiempo y que están correlacionadas con las características individuales no observables.

CUADRO 9. Estimaciones del efecto del tipo de institución en los ingresos (hombres)<sup>a</sup>

Variable	Pooled OLS		FE		RE		Between		FEVD	
Vintage	0.0174 (13.580)**	0.0178 (13.130)**			0.0155 (5.990)**	0.0159 (5.810)**	0.0142 (5.410)**	0.0145 (5.240)**	0.0174 (18.710)**	0.0178 (18.080)**
Experiencia	0.2374 (19.270)**	0.2359 (18.330)**	0.2371 (25.690)**	0.2356 (24.410)**	0.2400 (26.390)**	0.2383 (25.070)**	0.4866 (7.230)**	0.4598 (6.570)**	0.2371 (26.510)**	0.2356 (25.210)**
Experiencia <sup>2</sup>	0.0152 (10.910)**	0.0152 (10.440)**	0.0150 (14.200)**	0.0150 (13.510)**	0.0153 (14.740)**	0.0153 (14.030)**	0.0408 (5.500)**	0.0387 (5.030)**	0.0150 (14.850)**	0.0150 (14.150)**
Hombre	0.2794 (16.980)**	0.2792 (16.120)**			0.2833 (8.350)**	0.2810 (7.850)**	0.2902 (8.380)**	0.2858 (7.810)**	0.2793 (23.400)**	0.2791 (22.200)**
Universidad	0.1108 (7.490)**	0.0555 (2.840)**			0.1326 (4.460)**	0.0327 (0.840)	0.1419 (4.720)**	0.0205 (0.520)	0.1108 (10.330)**	0.0555 (3.910)**
Puntaje de entrada		0.0020 (16.860)**			0.0022 (9.140)**			0.0023 (9.290)**		0.0020 (23.200)**
Ficticias de carreras	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
$R^2$ within			0.083	0.082	0.083	0.082	0.077	0.076		
$R^2$ between			0.003	0.004	0.304	0.312	0.306	0.314		
$R^2$	0.250	0.256	0.025	0.025	0.249	0.255	0.242	0.249	0.681	0.683
Observaciones	30 910	28 118	30 910	28 118	30 910	28 118	30 910	28 118	30 910	28 118
Individuos			5 951	5 424	5 951	5 424	5 951	5 424		
Prueba Hausman					3.610	2.650				

FUENTE: Elaboración propia con base en Futuro Laboral 2005.

a Variable dependiente logaritmo del ingreso.

tan el rendimiento de la experiencia cuando ha habido aumentos en la productividad (Kalwij, 2000).<sup>21</sup> Los coeficientes estimados para los puntajes de entrada indican que un aumento de 100 puntos en el puntaje mínimo ponderado en un programa está asociado a un aumento de 36% en el ingreso de sus titulados.

El parámetro asociado a las universidades toma un valor de aproximadamente 6% cuando no consideramos los puntajes de entrada y su significación estadística depende del método de estimación. Sin embargo, al controlar por la calidad de los estudiantes que reciben IP y universidades este parámetro se hace negativo y toma un valor promedio de -31%, que es siempre estadísticamente significativo. Estos resultados implican que los mayores ingresos que muestran los titulados de las universidades *vis-à-vis* los titulados de IP se deben a que estos últimos tenían mejores características personales (es decir, eran relativamente mejores postulantes), como lo refleja su puntaje mínimo de entrada. Por otra parte, los resultados sugieren que los IP son capaces de aumentar los ingresos de sus titulados en 30% respecto a lo que pronosticaría el puntaje de los alumnos que admiten.

El cuadro 9 registra las estimaciones al incluir las tituladas mujeres y la carrera de educación de párvulos (en la que no había titulados hombres, cuadro 6). Se observa que los hombres tienen en promedio un ingreso de 28% superior al de las mujeres. Además, se observa que los parámetros asociados a la experiencia en valor absoluto aumentan en relación con la estimación sólo con hombres.

Al considerar conjuntamente todos los titulados (incluye a las mujeres tituladas) el resultado es similar al observado antes para el caso de los hombres; no obstante se observan cuantitativamente algunas diferencias importantes. En este caso al no incluir el puntaje en las pruebas estandarizadas de admisión los titulados de universidades muestran un ingreso 12% mayor en promedio y la significación estadística es robusta al método de estimación. Por otra parte nuevamente al incluir el puntaje de entrada, los titulados de IP tendrían ingresos mayores pero esta vez el diferencial estimado es de 4% y su significación estadística depende del método utilizado.

A continuación pasamos a estimar las tasas de rendimientos por tipo de institución para las seis carreras en estudio. El cuadro 10 presenta las estimaciones al considerar sólo hombres —de manera de evitar los potenciales

<sup>21</sup> Esto se debe a que cuando ha habido aumentos de la productividad las cohortes jóvenes ingresan con mayores remuneraciones reales, lo cual “aplana” los perfiles de ingreso de la cohorte artificial.

CUADRO 10. Estimaciones del efecto del tipo de institución en los ingresos (hombres)<sup>a</sup>

Variable	Pooled OLS		FE		RE		Between		FEVD	
<i>Vintage</i>	0.0194 (11.720)**	0.0209 (12.090)**			0.0162 (4.510)**	0.0175 (4.700)**	0.0144 (4.010)**	0.0155 (4.150)**	0.0193 (17.500)**	0.0209 (17.740)**
Experiencia	0.1849 (10.730)**	0.1926 (10.620)**	0.2004 (17.060)**	0.2030 (16.140)**	0.1993 (17.120)**	0.2022 (16.240)**	0.0925 (0.610)	0.1344 (0.880)	0.2004 (17.370)**	0.2030 (16.440)**
Experiencia <sup>2</sup>	0.0107 (5.460)**	0.0115 (5.550)**	0.0131 (9.640)**	0.0131 (8.990)**	0.0130 (9.620)**	0.0130 (9.020)**	0.0004 (0.020)	0.0048 (0.290)	0.0131 (9.980)**	0.0131 (9.310)**
<i>r<sub>TP</sub></i>	0.1718 (5.320)**	0.2826 (8.460)**			0.1860 (2.580)**	0.3136 (4.220)**	0.1878 (2.580)**	0.3193 (4.250)**	0.1723 (7.970)**	0.2832 (12.460)**
<i>r<sub>U</sub></i>	0.0061 (1.100)	0.0832 (10.330)**			0.0067 (0.540)	0.0926 (5.190)**	0.0067 (0.540)	0.0947 (5.260)**	0.0061 (1.650)	0.0833 (15.190)**
Puntaje de entrada		0.0033 (16.890)**				0.0038 (8.590)**		0.0039 (8.770)**		0.0033 (24.830)**
Ficticias de carreras	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
<i>R<sup>2</sup> within</i>			0.088	0.090	0.088	0.090	0.079	0.087		
<i>R<sup>2</sup> between</i>			0.004	0.004	0.106	0.138	0.106	0.138		
<i>R<sup>2</sup></i>	0.117	0.139	0.035	0.036	0.116	0.138	0.113	0.136	0.673	0.671
Observaciones	12 067	10 885	12 067	10 885	12 067	10 885	12 067	10 885	12 067	10 885
Individuos			2 107	1 907	2 107	1 907	2 107	1 907		
Prueba Hausman					0.800	0.250				

FUENTE: Elaboración propia con base en Futuro Laboral 2005.

<sup>a</sup> Variable dependiente logaritmo del ingreso.

problemas de sesgo de selección al incluir mujeres—, resultados que son comparables a los presentados en el cuadro 8. Las estimaciones para las variables *vintage* y experiencia son análogas a las registradas anteriormente. Las estimaciones para las tasas de rendimiento de IP y universidades son en promedio, respectivamente, 18 y 19% (columnas 1, 3, 5, 7 y 9 del cuadro 10). Cuando consideramos la calidad de los alumnos que ingresan a cada programa (columnas 2, 4, 6, 8 y 10 del cuadro 10) las tasas de rendimiento estimadas para IP y universidades son 30 y 21%, respectivamente. Es válido destacar que las tasas de rendimiento calculadas para las universidades se obtienen de la estimación del modelo (2) considerando  $U$ . Como se presenta en el cuadro las estimaciones para el parámetro  $U$  sólo son significativas estadísticamente en los casos en que se considera el puntaje de entrada. En otras palabras la diferencia de 1% en las tasas de rendimiento entre instituciones no es estadísticamente significativa, pero la diferencia de 9 puntos porcentuales al considerar los puntajes de ingreso sí lo es.

De manera análoga al caso de las estimaciones de las diferencias porcentuales de ingreso entre instituciones (cuadro 9), estimamos conjuntamente para hombres y mujeres el modelo para las tasas de rendimiento (2), resultados presentados en el cuadro 11. Como en el caso de los diferenciales de ingreso, al considerar hombres y mujeres se observa un aumento en valor absoluto de los coeficientes asociados a experiencia. En ambos casos las estimaciones para *vintage* y para género son similares (2 y 28%, respectivamente). Las tasas de rendimiento obtenidas al no considerar los puntajes de ingreso son 22% para IP y 23% para universidades, no encontrándose una diferencia estadísticamente significativa salvo en el caso del modelo FEVD. Al incorporar los puntajes en la regresión se observan tasas de rendimiento de 27 y 23% para IP y universidades, respectivamente. Al igual que en el caso de los hombres estas diferencias son estadísticamente significativas.<sup>22</sup>

Nuestras estimaciones de tasas de rendimiento utilizan las cohortes (reales) de egresados en 1995 y 1998, luego, los valores corresponden a las tasas de rendimiento para este grupo de carreras y para estas cohortes de indivi-

<sup>22</sup> El lector cuidadoso habrá notado que las estimaciones que incluyen los puntajes de las pruebas de ingreso a la ES utilizan menos observaciones que las que no incluyen esta variable. Esto se debe a que para algunos programas no fue posible obtener la información de puntaje. No obstante, el hecho que las universidades muestran mejores desempeños relativos en el mercado laboral cuando no consideramos la calidad de los estudiantes todavía es válido aun cuando restringimos la muestra para los programas con información de puntajes. Además, los resultados también son robustos a la exclusión de la variable *vintage* o de las variables asociadas a la experiencia.

CUADRO 11. Estimaciones del efecto del tipo de institución en los ingresos  
(hombres y mujeres)<sup>a</sup>

Variable	Pooled OLS		FE		RE		Between		FEVD	
<i>Vintage</i>	0.0154 (11.920)**	0.0157 (11.490)**	0.0136 (5.200)**	0.0137 (4.980)**	0.0123 (4.640)**	0.0122 (4.400)**	0.0154 (16.440)**	0.0157 (15.780)**		
Experiencia	0.2359 (19.190)**	0.2374 (18.510)**	0.2350 (25.570)**	0.2386 (26.280)**	0.4941 (7.310)**	0.4756 (6.820)**	0.2350 (26.380)**	0.2356 (25.210)**		
Experiencia <sup>2</sup>	0.0152 ( 10.960)**	0.0154 ( 10.640)**	0.0150 ( 14.240)**	0.0153 ( 14.090)**	0.0420 ( 5.630)**	0.0408 ( 5.330)**	0.0150 ( 14.890)**	0.0150 ( 14.150)**		
Hombre	0.2919 (17.640)**	0.2757 (15.970)**	0.2953 (8.620)**	0.2767 (7.770)**	0.3014 (8.620)**	0.2814 (7.730)**	0.2918 (24.330)**	0.2755 (21.910)**		
<i>r</i> <sub>TP</sub>	0.2129 (11.830)**	0.2610 (13.990)**	0.2279 (6.390)**	0.2713 (7.370)**	0.2356 (6.570)**	0.2758 (7.450)**	0.2128 (16.310)**	0.2607 (19.190)**		
<i>r</i> <sub>U</sub>	0.0063 (1.600)	0.0418 ( 8.130)**	0.0092 (1.160)	0.0387 ( 3.790)**	0.0103 (1.290)	0.0366 ( 3.550)**	0.0063 (2.210)*	0.0418 ( 11.150)**		
Puntaje de entrada		0.0021 (17.670)**		0.0023 (9.560)**		0.0024 (9.710)**		0.0021 (24.230)**		
Ficticias de carreras	Sí	Sí	No	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí		
<i>R</i> <sup>2</sup> <i>within</i>			0.082	0.082	0.075	0.074				
<i>R</i> <sup>2</sup> <i>between</i>			0.003	0.004	0.314	0.321				
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.256	0.261	0.024	0.025	0.247	0.254	0.684	0.683		
Observaciones	30 614	28 118	30 614	28 118	30 614	28 118	30 614	28 118		
Individuos			5 884	5 425	5 884	5 424				
Prueba Hausman			3.840	3.360						

FUENTE: Elaboración propia con base en Futuro Laboral 2005.

<sup>a</sup> Variable dependiente logaritmo del ingreso.

duos. Esto contrasta con las estimaciones de tasas de rendimiento de los trabajos anteriores revisadas en la sección I, las cuales consideran cohortes artificiales y todas las carreras de la ES. El hecho que nuestras estimaciones para las tasas de rendimientos de universidades e IP estén en línea con las estimaciones anteriores —no obstante las mayores tasas de rendimiento estimadas por nosotros corresponden a los IP— se debe a dos efectos contrapuestos. Por un lado, las estimaciones anteriores representan los promedios para todas las cohortes agrupadas en el corte transversal, lo cual deprime las estimaciones para la tasa de rendimiento, dado los aumentos de productividad y los cambios relativos en el pago a las diferentes capacidades ocurridos en Chile en los pasados 25 años (Sapelli, 2003). Ambos efectos contribuyen a que los ingresos de las cohortes más jóvenes sean mayores, luego al considerar el promedio de todas las cohortes en el corte transversal se obtienen estimaciones más bajas que las que corresponden a las cohortes de los titulados más jóvenes y que representan las condiciones actuales del mercado laboral.<sup>23</sup> Por otro lado, nuestras estimaciones consideran una submuestra de carreras, lo que deprimiría nuestras estimaciones de tasas de rendimiento por cuanto no incluimos a las carreras de mayores ingresos (véase sitio *web* [www.futurolaboral.cl](http://www.futurolaboral.cl)). Al considerar todas las carreras de la ES esperaríamos obtener tasas de rendimiento mayores, sobre todo en el caso de las universidades. Sin embargo uno de los puntos centrales de este trabajo es la necesidad de considerar las mismas carreras para la comparación de instituciones de ES.

## CONCLUSIONES

En este artículo se refuta la evidencia hasta ahora disponible según la cual se sugería una dominación relativa de las universidades sobre las opciones de educación superior en institutos profesionales en Chile. La comparación de los ingresos de los titulados de IP y universidades considerando conjuntamente seis carreras (contador-auditor, educación parvularia, ingeniería de ejecución en informática, pedagogía en educación general básica, construcción civil y servicio social), muestra que las tasas de rendimiento de los hombres egresados de IP y universidades son en promedio 18 y 19%, respectivamente. Estas estimaciones controlan por carrera, *vintage* y experiencia. Cuando consideramos la calidad de los alumnos que ingresan a cada programa las ta-

<sup>23</sup> En el supuesto de que los cambios mencionados son de carácter permanente entonces las condiciones actuales del mercado laboral son más informativas acerca de las condiciones futuras.

tasas de rendimiento estimadas para IP y universidades son 30 y 21%, respectivamente. Esto es, la tasa de rendimiento para los estudios en un instituto profesional es 9 puntos porcentuales superior al de los estudios universitarios, diferencia que es estadísticamente significativa. Las estimaciones conjuntas para hombres y mujeres para las tasas de rendimiento de los egresados de IP y universidades son en promedio 22% para IP y 23% para universidades; al incorporar la calidad de los alumnos se obtienen tasas de rendimiento de 27 y 23% para IP y universidades, respectivamente. Al igual que en el caso de los hombres esta diferencia de cuatro puntos porcentuales es estadísticamente significativa.

Además, al considerar los ingresos de los titulados hombres se observa que los ingresos de los titulados de universidades son en promedio 6% mayores que los de los titulados hombres de IP (controlando por carrera, *vintage* y experiencia). Sin embargo, al controlar por la calidad de los estudiantes que ambas instituciones reciben, por medio de los puntajes mínimos de entrada en las pruebas estandarizadas de admisión, el ingreso promedio de los titulados hombres es 31% mayor para los egresados de IP respecto a los universitarios. Este resultado es robusto al considerar tanto sólo titulados hombres como hombres y mujeres conjuntamente, en el que se observa que el ingreso de los egresados de universidades es 12% mayor, pero al controlar por el puntaje de entrada los ingresos de los egresados de IP son 4% mayor.

Al comparar los ingresos por carreras individuales (impartidas simultáneamente en universidades e IP) se observan resultados diversos. En los casos de contador-auditor y pedagogía en educación general básica se observa que el ingreso de los titulados de IP es estadísticamente mayor al de los titulados de universidades. Por lo contrario, en las carreras de educación parvularia, ingeniería de ejecución en informática y construcción civil los ingresos de los titulados de las universidades son estadísticamente mayores.

Por último, las pruebas revisadas muestran que la agregación incluso al nivel de instituciones (IP y universidades) oculta información pertinente. Hay universidades e IP que lo hacen mejor que el agregado del otro grupo. Por ejemplo en el caso de contador-auditor, en que los ingresos de titulados de IP son mayores en promedio, la agregación esconde el hecho de que los titulados de muchas universidades tienen un desempeño muy superior al de sus pares de algunos IP.

Las universidades seleccionan y admiten mejores alumnos que los IP, y los profesores universitarios tienen antecedentes académicos superiores a

los de los docentes de los IP. Entonces, ¿cómo es posible que los egresados de los IP puedan tener mayores remuneraciones que los egresados de carreras universitarias equivalentes? Algunas conjeturas serían las siguientes. El currículo y la metodología pedagógica de los IP están fundamentalmente orientados a la demanda y necesidades del mercado. En cambio, el currículo y la metodología pedagógica universitaria están determinados por la oferta; prevalece la “soberanía del académico” en que cada profesor define por sí solo lo que es conveniente y adecuado enseñar en su cátedra, con total prescindencia de lo que ocurre en el mercado. Aún más, presumiblemente por cuestiones de prestigio, los profesores universitarios tienen el sesgo de “academizar” sus cursos “hasta el punto de hacerlos inútiles para satisfacer los requisitos inmediatos del medio laboral” (De Moura Castro y Bernasconi, 2005, p. 54). Por otra parte, como una estrategia de posicionamiento en un mercado que se caracteriza por la predominancia de información asimétrica, los IP tenderán a especializarse y generar ventajas comparativas en algunas carreras específicas; en cambio las universidades perciben que su papel es impartir todas las carreras profesionales.

En síntesis, los resultados obtenidos sugieren la necesidad de contar con información con mayor desagregación para mejorar la toma de decisiones de los postulantes; además, esto incrementaría la competencia y posibilitaría una mejor evaluación de las instituciones de ES. Más aún, los resultados sugieren que las universidades no son siempre la mejor opción para un título profesional, y esto deberían saberlo los postulantes.

Dada la evidencia empírica analizada en este artículo los IP son capaces de aumentar en promedio los ingresos de sus titulados en 30% respecto a lo que pronosticaría el puntaje de los alumnos que admiten. Luego, desde el punto de vista de políticas públicas, los créditos subsidiados que proporciona el gobierno a los estudiantes de ES debieran canalizarse preferentemente a quienes ingresan a carreras de IP con altas tasas de rendimiento en el mercado laboral. Actualmente más de 90% del crédito fiscal se canaliza a los alumnos que ingresan a las universidades, quienes provienen en gran porcentaje de colegios privados y de familias de ingresos altos o medios. Los alumnos de los IP pertenecen mayoritariamente a los sectores de menores ingresos y provienen de colegios públicos. Las carreras de los IP son más cortas, son más baratas y poseen mayor empleabilidad inmediata. Los buenos IP están demostrando que pueden hacer lo que los colegios públicos no son capaces de hacer en general en relación con los colegios privados: mejo-

rar e incluso igualar las oportunidades de ingreso laboral para los jóvenes provenientes de las familias de bajos ingresos con sus pares de familias de ingresos medios.

#### APÉNDICE. *Marco legal*

El marco legal vigente para la ES, y en particular para los IP, data de 1981. El DFL núm. 5 autoriza a los IP a otorgar toda clase de títulos profesionales, salvo los conducentes a grados de licenciatura, y toda clase de títulos técnicos.<sup>24</sup> A su vez, el DFL núm. 24 de 1981 del Ministerio de Hacienda y los artículos 69 y 70 de la ley núm. 18.681 establecen las condiciones para el descuento tributario a las donaciones efectuadas por particulares a las instituciones de ES reconocidas por el Estado. Los IP quedan excluidos del Aporte Fiscal Directo (AFD).

El marco de referencia para la ES lo constituye la Ley Orgánica Constitucional de Educación (LOCE) dictada en 1990: *i*) reconoce de pleno derecho a las institucio-

CUADRO A1. *Prueba de igualdad de varianzas para seis programas entre IP y U<sup>a</sup>*

Programa	Institución	Desviación estándar ln(y)	H <sub>1</sub> <sup>a</sup>		
			U	IP	U
1 Contador-auditor	U	0.64	0.881	0.233	0.119
	IP	0.61			
2 Educación parvularia	U	0.41	0.892	0.204	0.108
	IP	0.38			
3 Ingeniería de ejecución en informática	U	0.46	0.003**	0.005**	0.997
	IP	0.55			
4 Pedagogía en educación general básica	U	0.34	0.533	0.915	0.467
	IP	0.34			
5 Construcción civil	U	0.61	0.616	0.716	0.384
	IP	0.58			
6 Servicio social	U	0.45	0.435	0.912	0.565
	IP	0.45			

FUENTE: Elaboración propia con base en Futuro Laboral (2005).

<sup>a</sup> Prueba de proporción de varianzas para el logaritmo del ingreso al quinto año de postulación. Los valores presentados corresponden a los *p*-valores con la hipótesis nula de igualdad de varianzas entre instituciones y con las otras hipótesis especificadas. La antepenúltima, penúltima y última columna del cuadro corresponden a las otras hipótesis, desviación estándar de ingreso mayor en IP, distintas y mayor en U, respectivamente.

\*\* Significativo a 1 por ciento.

<sup>24</sup> En el mismo DFL se definen los IP como “instituciones de ES que, en el cumplimiento de sus funciones, deben atender adecuadamente los intereses y necesidades del país, mediante la formación de profesionales con los conocimientos necesarios para el ejercicio de sus respectivas actividades”.

nes preexistentes; *ii*) establece, en relación con los IP, la manera en que deben constituirse, las condiciones que deben cumplir para su reconocimiento oficial, los contenidos mínimos de sus estatutos y las situaciones que puedan significar la revocación del reconocimiento oficial; *iii*) establece, en oposición a las universidades, que los IP pueden perseguir fines de lucro; *iv*) crea el Consejo Superior de Educación (CSE) con el propósito de acreditar y supervisar a universidades e IP.

Recientemente se han redefinido los objetivos de política de la ES (del sector profesional) en lo relativo a equidad, calidad y vinculación efectiva con el desarrollo nacional y regional. Por esto se han establecido una serie de instrumentos y programas de apoyo gubernamental. Además, se asumió un compromiso para aumentar la aportación financiera al sector profesional (IP). Todo lo anterior en el marco de la LOCE lo que ha obligado a operar mediante reglamentos y leyes de presupuesto.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alfonso, M. (2006), "The Impact of Community College Attendance on Baccalaureate Attainment", *Research in Higher Education*, vol. 47(8), pp. 873-903.
- \_\_\_\_\_, T. R. Bailey y M. Scout (2005), "The Educational Outcomes of Occupational Sub-Baccalaureate Students: Evidence from the 1990s", *Economics of Education Review*, vol. 24, pp. 197-212.
- Arellano, M. S., y M. Braun (1999), "Rentabilidad de la educación formal en Chile", *Cuadernos de Economía*, año 36(107), pp. 685-724.
- Beyer, H. (2000), "Educación y desigualdad de ingreso: Una nueva mirada", *Estudios Públicos*, 77, verano.
- Butelman, A., y P. Romaguera (1993), "Educación media general vs. técnica: Retorno económico y deserción", Colección Estudios Cieplan núm. 38, diciembre.
- Contreras, D., y E. Puentes (2004), "Female Labor Participation in Greater Santiago, Chile: 1957-1997. A Synthetic Cohort Analysis", *Journal of International Development*, 16, pp. 1-18.
- De Moura Castro, C., y A. Bernasconi (2005), "Los institutos técnicos superiores norteamericanos y América Latina: ¿Clonación, inspiración o rechazo?", V. Espíndola y N. García (comps.), *Modernización de la educación técnica post-secundaria: Opciones y desafíos para América Latina y el Caribe*, Washington, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Edwards, A. C. (2005), "Cambios en el mercado laboral en América Latina y el Caribe: ¿Qué significa para el sector educativo?", V. Espíndola y N. García (comps.), *Modernización de la educación técnica post-secundaria: Opciones y desafíos para América Latina y el Caribe*, Washington, Banco Interamericano de Desarrollo.

- Hausman, J., y W. Taylor (1981), "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica*, vol. 49(6).
- Kalwij, A. (2000), "Estimating the Economic Return to Schooling on the Basis of Panel Data", *Applied Economics*, 32, pp. 61-71.
- Kane, T., y C. Rouse (1999), "The Community College: Educating Students at the Margin Between College and Work", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 13(1), pp. 63-84.
- Leigh, D. E., y A. M. Gill (2003), "Do Community Colleges Really Divert Students from Earning Bachelor's Degrees?", *Economics of Education Review*, vol. 22, pp. 23-30.
- Mideplan (2000), "Relación entre salario y tipo de educación, evidencia para hombres en Chile 1990-1998", Unidad de Estudios Prospectivos.
- Miller, D. W. (2007), "Isolating the Causal Impact of Community College Enrollment on Educational Attainment and Labor Market Outcomes in Texas", Stanford University, mimeografiado.
- Mineduc (2002), "Oferta educativa y oferta de graduados de educación superior: Informe de oferta de educación superior y oferta de graduados", Santiago, Ministerio de Educación, Gobierno de Chile.
- Mizala, A., y P. Romaguera (2004), "Remuneraciones y tasas de retorno de los profesionales chilenos", J. J. Brunner y P. Meller (comps.), *Oferta y demanda de profesionales y técnicos en Chile: El rol de la información pública*, Santiago, Ril editores.
- Murphy, K., y F. Welch (1990) "Empirical Age-Earnings Profiles", *Journal of Labor Economics*, vol. 8(2), pp. 202-229.
- Pascarella, E. T., M. Edison, A. Nora, L. S. Hagedorn y P. T. Terenzini, "Does Community College versus Four-Year College Attendance Influence Students Educational Plans?", *Journal of College Student Development* 39, páginas 179-193.
- Plümper, T., y V. Troeger (2004), "The Estimation of Time-Invariant Variables in Panel Analyses with Unit Fixed Effects" (disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=565904>).
- Psacharopoulos, G., y H. A. Patrinos (2004), "Human Capital and Rates of Return", G. Johnes y J. Johnes (comps.), *International Handbook on the Economics of Education*, Cheltenham, Gran Bretaña, Edward Elgar Publishing Ltd.
- Rappoport, D. (2004) "Elección de una carrera universitaria y el ingreso noetario Esperado", tesis de grado, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Universidad de Chile.
- \_\_\_\_\_, J. M. Benavente y P. Meller (2004), "Ranking de universidades chilenas según los ingresos de sus titulados", Documento de Trabajo núm. 306, Banco Central de Chile.

- Riveros, L. (1989), "The Economic Return to Schooling in Chile. An Analysis of its Long-Term Fluctuations", *Economics of Education Review*, vol. 9(2).
- Rouse, C. (1998), "Do Two-Year Colleges Increase Overall Educational Attainment? Evidence from the States", *Journal of Policy and Management*, vol. 17(4), pp. 595-620.
- Sapelli, C. (2003), "Ecuaciones de Mincer y las tasas de retorno a la educación en Chile: 1990-1998", Documento de Trabajo núm. 254, Instituto de Economía PUC.
- Trostel, P. A. (2005), "Nonlinearity in the Return to Education", *Journal of Applied Economics*, vol. 8(1), pp. 191-202.
- Uribe, D. (2004), "Oferta educativa y oferta de graduados de educación superior", J. J. Brunner y P. Meller (comps.), *Oferta y demanda de profesionales y técnicos en Chile: El rol de la información pública*, Santiago, Ril editores.