

REMUNERACIONES Y TASAS DE RETORNO DE LOS PROFESIONALES CHILENOS¹

Alejandra Mizala
Pilar Romaguera

Resumen

Los ingresos de los trabajadores calificados se han expandido fuertemente en Chile en la última década, en especial aquellos que tienen educación superior. Así, Chile sigue patrón que también ha estado presente en países desarrollados y que no deja de ser paradójal: un incremento de la brecha salarial a favor de los trabajadores calificados en un período de elevado aumento de la oferta de profesionales y técnicos. La literatura internacional atribuye a la innovación tecnológica y la expansión del comercio internacional el incremento de la demanda por mano de obra calificada; un incremento de la demanda mayor al crecimiento de la oferta habría determinado un aumento del diferencial de remuneraciones a favor de los trabajadores calificados.

En el caso de Chile, esta tendencia se observa tanto al analizar las cifras de remuneraciones del INE, como los datos de ingreso obtenidos de la Encuesta CASEN. Adicionalmente, los diversos estudios que han estimado tasas de retorno a la educación han comprobado la alta tasa de retorno a la educación superior en Chile.

Pero, por otra parte si comparamos los años iniciales y finales de la década (1990 vs. 2000) observamos que si bien el retorno promedio a cada año adicional de educación crece, también se amplian las diferencias en las tasas de retorno entre distintos grupos de la población.

Así, para los trabajadores ubicados en las cuantiles de más bajos ingresos su retorno cae entre 1990 y el 2000, en tanto que para los grupos ubicados en las cuantiles más altas su retorno se incrementa. Es decir, mayores años de educación aumentan el ingreso esperado para todos los grupos de la población, pero el aumento es más alto en algunos grupos. Estas diferencias se amplian hacia el final de la década, reflejando una mayor heterogeneidad del mercado laboral.

Esta evidencia sugiere que, en términos agregados, no existe un exceso generalizado de profesionales o trabajadores con estudios superiores en Chile. Sin embargo, la evidencia de una mayor heterogeneidad en el retorno a la educación, requiere de análisis más profundos sobre la rentabilidad de determinadas especializaciones o carreras.

¹ Este artículo se ha beneficiado de un trabajo previo sobre evolución de las remuneraciones de los profesionales de Patricio Meller, especialmente las secciones I y II.2. Agradecemos también la colaboración de Andrea Sánchez, Nelson Rodríguez y David Rappaport, así como los comentarios recibidos en el Seminario Observatorio del Empleo, organizado por la Universidad Adolfo Ibañez, la Universidad de Chile y el Ministerio de Educación, en diciembre del 2002. Los errores y omisiones son de responsabilidad de las autoras.

REMUNERACIONES Y TASAS DE RETORNO DE LOS PROFESIONALES CHILENOS²

Alejandra Mizala
Pilar Romaguera

La educación superior ha experimentado un enorme crecimiento en Chile en la última década, como se ha señalado en los capítulos previos de este libro. Esta expansión de la oferta de profesionales y técnicos ha llevado a plantear la interrogante sobre la capacidad de absorción del mercado laboral de estos trabajadores; si existiera una caída de sus remuneraciones ello sugeriría la existencia de un potencial exceso de oferta de estos grupos.

Así, la motivación central de este estudio es analizar la evolución de las remuneraciones y tasas de retorno de la población con estudios superiores en nuestro país. En primer lugar analizamos las brechas de remuneraciones e ingreso entre trabajadores calificados y no calificados. En segundo lugar, analizamos las tasas de retorno a la educación y su evolución durante la última década, tanto a nivel agregado como entre grupos de profesionales y no profesionales. Finalmente, examinamos si existe evidencia de diferencias en las tasas de retorno para diversos grupos de la población; es decir, si existe una mayor heterogeneidad en el desempeño en el mercado laboral de los trabajadores, comparando los años 1990 y 2000.

Estas preocupaciones no son exclusivas de Chile. En los últimos años ha surgido una amplia literatura sobre la estructura de remuneraciones de los países desarrollados, especialmente Estados Unidos, motivada por el aumento de la desigualdad de los ingresos en la década de los 90; este fenómeno, se ha vinculado a un incremento en el diferencial salarial entre trabajadores calificados y no calificados. Adicionalmente, en el mismo período se ha observado una fuerte expansión de la educación superior (college y +); este aumento de la oferta de profesionales, en

² Este artículo se ha beneficiado de un trabajo previo sobre evolución de las remuneraciones de los profesionales de Patricio Meller, especialmente las secciones I y II.2. Agradecemos también la colaboración de Andrea Sánchez, Nelson Rodríguez y David Rappaport, así como los comentarios recibidos en el Seminario Observatorio del Empleo, organizado por la Universidad Adolfo Ibáñez, la Universidad de Chile y el Ministerio de Educación, en diciembre del 2002. Los errores y omisiones son de responsabilidad de las autoras.

conjunto con un incremento de sus salarios relativos, ha dado lugar a un amplio debate en la literatura sobre las razones de esta aparente paradoja.

En la sección siguiente de este capítulo resumimos algunos de los temas centrales de este debate internacional. La segunda sección muestra la evolución de las remuneraciones de los profesionales y de los trabajadores con educación superior en Chile. La tercera sección resume la evidencia sobre las tasas de retorno a la educación y presenta nuestras propias estimaciones; se calculan las tasas de retorno a los profesionales y las diferencias en las tasas de retorno para distintos grupos de la población. La última sección resume las conclusiones del estudio.

El análisis utiliza dos fuentes principales de información: la Encuesta de Remuneraciones del INE y la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional CASEN de Mideplan. Nuestro grupo de interés son los egresados de la educación superior que se desempeñan como profesionales y técnicos. Hay que hacer notar que las definiciones de estos grupos van a estar, a su vez, acotadas por las definiciones de cada fuente de información. La encuesta de remuneraciones del INE identifica nueve grupos ocupacionales -entre ellos profesionales y técnicos- de acuerdo a un único concepto que combina la función que realizan en la empresa y el nivel de educación.³ La encuesta CASEN identifica a la población según nivel educacional y, en forma independiente, tipo de ocupación; por lo tanto, es posible utilizar el concepto en forma más flexible, identificando trabajadores con estudios universitarios que se desempeñan tanto como profesionales y como no-profesionales.⁴ El análisis se circunscribe al período 1990 al 2000, que es para el cual existen datos disponibles.⁵ El Anexo incluye antecedentes adicionales y presenta estadísticas descriptivas de las fuentes de información utilizadas.

³ En este sentido, trabajadores con educación superior que se desempeñan en otras funciones (no-profesionales), no los podemos identificar en esta encuesta.

⁴ Un 77,7% de los profesionales cuentan con educación universitaria completa. Por otra parte, un 67,9% de la población con estudios universitarios se desempeña como profesionales, un 10,7% como ejecutivos y un 11,6% como técnicos, según datos de la CASEN 2000.

⁵ Lamentablemente, la última encuesta CASEN disponible es la del año 2000.

I. MARCO CONCEPTUAL: LAS BRECHAS ENTRE TRABAJADORES CALIFICADOS Y NO CALIFICADOS

Durante la década del 90 se ha observado en los países desarrollados, principalmente EE.UU. e Inglaterra, un aumento creciente en la desigualdad del ingreso. El aumento de la dispersión salarial ha sido catalogado como uno de los cambios sociales más importantes de la historia económica moderna. Este fenómeno aparece a primera vista como paradójico, dado que en forma paralela se ha producido un significativo aumento de los niveles educativos de la población.⁶

En efecto, a medida que aumenta el nivel educacional de un país, existe una mayor oferta de trabajadores calificados y, como contraparte, los trabajadores no calificados se tornan un factor relativamente más escaso; ello induciría una disminución en la tasa de retorno a la educación y una caída en el diferencial de salarios existente entre trabajadores calificados y no calificados. Es decir, la educación se convierte en un mecanismo tanto para aumentar los ingresos promedio, como para disminuir las diferencias de ingreso en la sociedad.

Sin embargo, se ha observado en muchos países un aumento significativo en el diferencial salarial entre profesionales y trabajadores no calificados. Es importante entonces preguntarse, qué otros factores pueden estar presentes para que al aumentar la oferta aumente también el precio (relativo) del factor.

Suponiendo que los trabajadores calificados y no calificados no son sustitutos perfectos, entonces es posible utilizar el marco tradicional de oferta y demanda relativa de mano obra para observar qué sucede con el nivel de remuneraciones entre estos trabajadores⁷. La evolución del nivel de remuneraciones relativas va a depender de los desplazamientos que experimentan la demanda y la oferta relativa de trabajadores calificados/no calificados. Este marco conceptual de oferta y

⁶ Ver Levy y Murnane (1992) y los artículos de Gottschalk (1997), Johnson (1997), Topel (1997), y Fortin y Lemieux (1997) presentados en el Symposium del *Journal of Economic Perspectives* 1997; Katz y Autor (1999) y Johnson y Stafford (1999).

⁷ Si los trabajadores con distintos grados de calificación fueran sustitutos perfectos entonces los salarios relativos serían independientes de la composición y evolución del nivel de calificación.

demanda, para analizar las variaciones de los diferenciales de salario, ha sido enfatizado por autores como Katz y Autor (1999), Johnson (1997) y Topel (1997), entre otros.

En la literatura el foco de atención ha estado en los desplazamientos de la curva de demanda relativa, dado que la oferta de profesionales ha estado creciendo. Hay dos factores que han contribuido a incrementar la demanda relativa por mano de obra calificada: la expansión del comercio internacional y la innovación tecnológica.

Asociado al fenómeno de la globalización, hemos observado un enorme crecimiento del comercio internacional en las últimas décadas. De acuerdo a la teoría tradicional del comercio internacional (Heckscher-Ohlin) los países desarrollados exportarán bienes relativamente intensivos en mano de obra calificada e importarán bienes relativamente intensivos en mano de obra no calificada; en tanto lo inverso debiera suceder en los países en desarrollo. De acuerdo a este patrón de comercio, en los países desarrollados debería aumentar el diferencial salarial entre trabajadores calificados/no calificados; en cambio, en los países en desarrollo debería disminuir este diferencial.

En países de nivel de desarrollo intermedio como Chile, que comercia tanto con países desarrollados como con países de menor desarrollo relativo, la evolución del diferencial salarial va a depender de la composición de la canasta comercial de bienes, lo cual sugeriría un posible resultado ambiguo derivado del comercio internacional.

Sin embargo, la creciente incorporación al comercio mundial de una serie de países con gran abundancia de mano de obra no calificada y bajas remuneraciones --como China, Indonesia, e India, entre otros-- ha llevado a una caída en el precio relativo de los bienes intensivos en mano de obra no calificada y por lo tanto, una caída en la productividad de los factores asociados a la producción de estos bienes, que finalmente determina una caída en las remuneraciones relativas de los trabajadores no calificados. Ello parece haber afectado no sólo los salarios de los países desarrollados, sino también a países en desarrollo, como América Latina.

Surge así la hipótesis que plantea que a consecuencia del patrón de comercio internacional se ha generado, tanto en los países desarrollados como en los países latinoamericanos, un aumento del diferencial de remuneraciones entre los profesionales y el resto de la mano de obra. La magnitud de este efecto depende de la importancia relativa que posee el sector externo en la economía local.

La segunda hipótesis relacionada con la demanda de trabajo, se refiere a la tecnología. Se sostiene que la tecnología moderna es ahorradora de mano de obra no calificada y está sesgada hacia el uso de mano de obra calificada; i.e., existe un alto grado de complementariedad entre tecnología moderna y mano de obra calificada.⁸ A partir de la década de los 80, se ha producido una introducción masiva de tecnologías de información; los computadores constituyen una tecnología que ha sido incorporada prácticamente a todas las ramas de la actividad económica.

En este sentido, la incorporación de la tecnología moderna ha generado en todos los países un incremento relativo de la demanda de mano de obra calificada (específicamente profesionales y técnicos). Este aumento de demanda ha sido mayor en aquellos sectores que han realizado la mayor inversión en tecnología moderna; adicionalmente estos sectores son los que experimentan mayores tasas de crecimiento. El uso de tecnología moderna aumenta la productividad laboral y está asociado a un aumento de remuneraciones. Por lo tanto, la incorporación de la tecnología moderna contribuye a incrementar el diferencial salarial entre mano de obra calificada y no calificada.

En suma, el comercio internacional y la tecnología moderna son dos factores que expanden la demanda relativa por mano de obra calificada. Por el lado de la oferta de trabajo, la mayor expansión relativa de la oferta de profesionales debiera contrarrestar el efecto anterior. Sin embargo, lo que se observa en los países desarrollados -principalmente en EE.UU. e Inglaterra- es que predominan los efectos de demanda y que los diferenciales de salarios se han incrementado durante las décadas de los 80 y 90.

⁸ Hay que hacer notar, que desde el trabajo de Griliches (1969) existen estudios que demuestran que el capital es menos sustituto (más complementario) con la mano de obra calificada que con la no-calificada. En este sentido aumentos en el stock de capital o disminuciones del precio del capital pueden llevar a un aumento relativo en la demanda por trabajo calificado. (Ver Freeman, 1986).

Adicionalmente, hay autores que sostienen que los cambios en la institucionalidad laboral también han tendido a aumentar este diferencial, dado que se han disipado rentas que eran percibidas en las décadas previas a los 80, por los trabajadores no-calificados debido a la existencia de sindicatos, una legislación laboral más proteccionista o mayores salarios mínimos.⁹ Hay que considerar también, que la protección existente en los países desarrollados estaba orientada a los sectores intensivos en mano de obra, y que los procesos de globalización y la mayor apertura comercial, han implicado por tanto, una caída generalizada en los niveles de protección de estos sectores.

Para el caso chileno, los capítulos previos de este libro han documentado la significativa expansión de la oferta educativa en el nivel superior. Por otra parte, hay dos factores que también inciden en la oferta de trabajo y que podrían neutralizar el efecto expansivo (relativo) de la oferta de profesionales. Ellos son el incremento de la inmigración a Chile de trabajadores de países vecinos; y, el aumento de la tasa de participación laboral femenina. En relación a la inmigración, son pocos los antecedentes que existen al respecto, y si bien las cifras globales parecen ser bajas en relación al tamaño de la fuerza de trabajo, hay que recordar que los estudios internacionales analizan siempre el potencial impacto de la migración en mercados muy específicos o locales.

En relación a la participación femenina, si bien las tasas de participación continúan siendo más altas para las mujeres con educación universitaria completa, el crecimiento en la tasa de participación se concentra en el nivel de educación media. Para el grupo de mujeres adultas (35 a 64 años) la tasa de participación creció en un 2,7% para el grupo con educación universitaria y en un 10,3% para el grupo de menor educación (desde básica a técnica completa). Por lo tanto, estos dos componentes (migraciones y participación femenina) habrían contribuido a una mayor expansión de la mano de obra no calificada.

En esta discusión hay que hacer notar que el efecto de cambios en la oferta/demanda de trabajadores sobre los diferenciales de ingreso van a depender tanto de las elasticidades propias, con respecto a los salarios, como también de la elasticidad de sustitución entre trabajadores

⁹ Ver Fortin y Lemieux (1997) y Katz y Autor (1999).

calificados y no calificados. Si la elasticidad de sustitución entre factores es muy alta, por ejemplo, un aumento en la oferta de profesionales tendría un impacto muy pequeño sobre los salarios. Si bien no existen antecedentes para Chile, la evidencia internacional tiende a concluir que las elasticidades no son tan altas, de forma que cambios en las ofertas/demandas relativas tienen impactos significativos en los salarios.¹⁰

La oferta de trabajadores según tipo de especialización va a responder también a los diferenciales de salarios existentes.¹¹ En este sentido, la evidencia internacional apunta a destacar que un factor fundamental para explicar porqué aumenta el número de trabajadores con educación superior es el diferencial de salarios que existe previamente para esta calificación. Hay que considerar que en los países en desarrollo, como Chile, que presentan fuertes diferenciales de ingreso según el nivel educacional de la población, la educación se convierte en un instrumento central de movilidad social.

II. BRECHAS DE REMUNERACIONES A FAVOR DE TRABAJADORES CALIFICADOS EN CHILE

La población chilena ha experimentado fuertes cambios en su estructura educacional, tema que ha sido destacado en capítulos previos de este libro. Los gráficos 1 y 2 resumen la composición de la fuerza laboral según niveles de educación en los años 1990 y 2000. El gráfico 1 presenta la población adulta de 35 a 64 años de hombres y el gráfico 2 se refiere a mujeres en el mismo tramo de edad, según antecedentes de las Encuestas CASEN.

¹⁰ Hay grandes diferencias en los valores estimados entre distintos estudios, pero se considera que un valor razonable para esta elasticidad de sustitución entre trabajo calificado y no calificado es entre 1.0 a 2.0. (Freeman, 1986). Se estima además que la elasticidad es más baja para los países en desarrollo (Psacharopoulos y Hinchliffe, 1972).

¹¹ Estudios como Freeman (1986) señalan que la elasticidad de la oferta para varias profesiones (como ingenieros, abogados, economistas, profesores) es bastante alta y, en conjunto con los cambios observados en salarios, explica una alta proporción de las variaciones en la matrícula de la educación superior en países desarrollados. Se estima que la elasticidad de la oferta de profesionales con respecto a los salarios es de 1,0 en el corto plazo y de 3,0 a 4,0 en el largo plazo.

Observamos que, en el caso de los hombres, la mayor parte de la fuerza de trabajo tenía en 1990 a lo más educación básica completa (un 52,5%), en tanto sólo un 15,9% poseía estudios superiores (técnica o universitaria completa o incompleta). El año 2000, la población adulta con estudios básicos había disminuido a un 31,6% y aquella con educación superior había aumentado a un 21,9%. Por otra parte, la desocupación es bastante estable para la población adulta con estudios universitarios completos: un 1,9% en 1990 y 2000; es decir, no existen indicios que el cambio en la composición de la población se haya reflejado en aumentos relativos en el desempleo de la fuerza de trabajo con educación superior.¹²

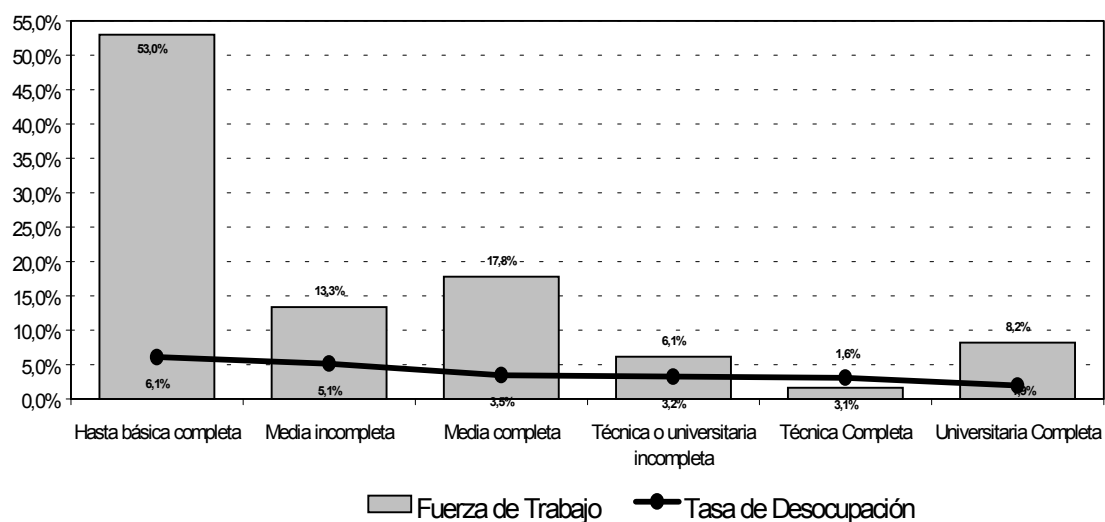
En el caso de las mujeres llama la atención el significativo aumento de población con educación media completa y la baja en la proporción de mujeres con estudios universitarios, en el período entre 1990 al 2000. Para entender estos cambios se debe recordar que las mujeres tenían una baja tasa de participación a principios de los 90, la cual sin embargo era más alta para las mujeres con educación universitaria.¹³ Durante la década del 90 la tasa de participación femenina va creciendo paulatinamente, a través de la incorporación de mujeres con niveles de calificación intermedia; ello determina que las mujeres con estudios universitarios completos representaran un 17,7% de la fuerza laboral femenina el año 1990 y un 15,1% el año 2000. Las tasas de desocupación aumentan para las mujeres a lo largo de la década, especialmente para aquellas que tienen estudios superiores incompletos.

¹² Se debe hacer notar que este resultado puede ser compatible con un aumento de la tasa de desocupación promedio de los profesionales; tasa que podría estar influida por un efecto de composición, es decir por la existencia de una mayor proporción de profesionales jóvenes. Es reconocido que la población joven experimenta tasas más altas de desocupación, a iguales niveles educacionales que la población adulta.

¹³ Ver Mizala y Romaguera (1999).

Grafico 1
Fuerza de Trabajo y Tasa de Desocupación Adulta, según nivel educacional.
Hombres de 35 a 64 años

1990



2000

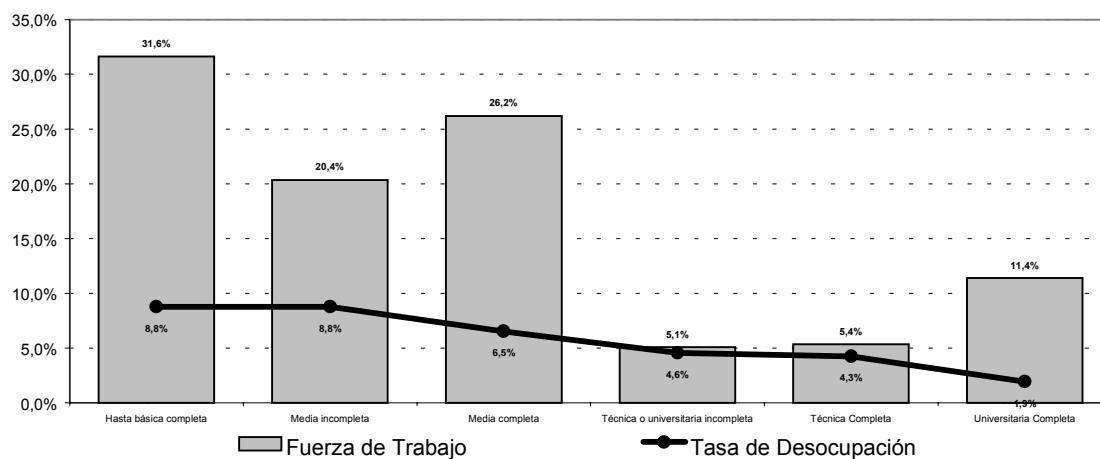
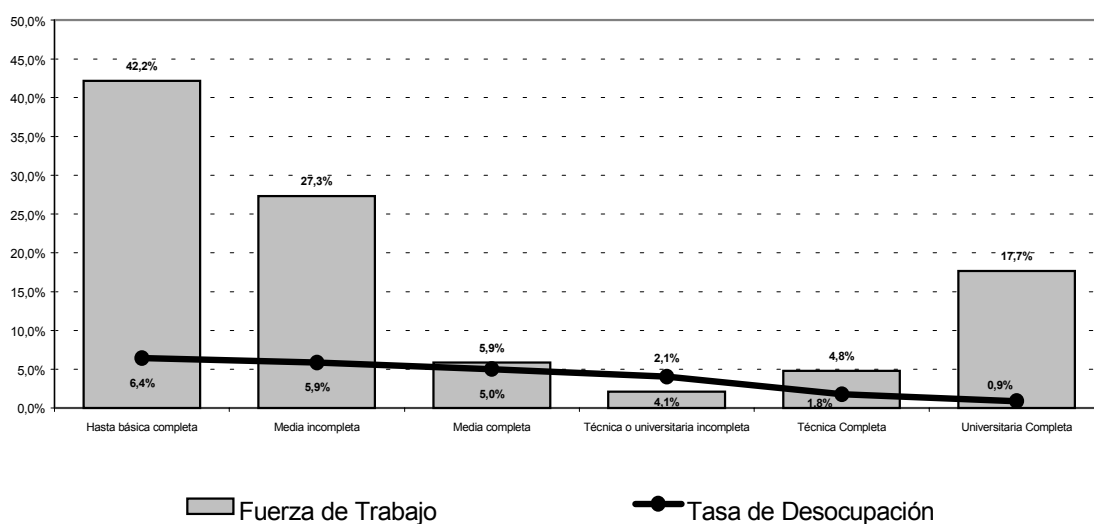
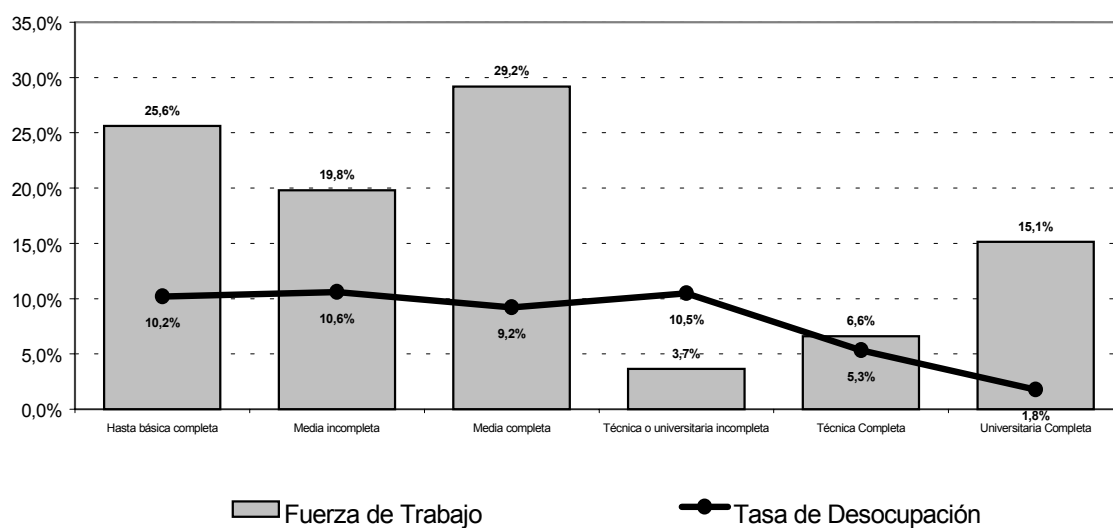


Grafico 2
Fuerza de Trabajo y Tasa de Desocupación Adulta, según nivel educacional.
Mujeres de 35 a 64 años

1990



2000



Para analizar cómo estos cambios han afectado la estructura de remuneraciones vamos a recurrir a las dos principales fuentes de información disponibles. En primer lugar, analizamos la evolución de las remuneraciones por grupo ocupacional, según la encuesta de remuneraciones del INE.¹⁴ En segundo lugar, construimos indicadores de remuneraciones promedio por hora, según nivel educacional, utilizando información de las Encuestas CASEN.

Se debe hacer notar que a medida que se expande la población con estudios superiores, se incorporan trabajadores que difieren en el tipo de especialidad o carrera, años de estudios, institución de la cual egresan, entre otras características. Estos cambios obviamente van a afectar las remuneraciones promedio. Las estadísticas del INE, que ponderan las remuneraciones manteniendo fija la estructura de empleo, según ramas de actividad económica, tamaño de las empresas y grandes grupos ocupacionales, controlan en cierta medida por estos cambios en la composición del empleo. Por su parte las estadísticas en base a Encuestas de Hogares, como la CASEN, corresponden propiamente a ingresos medios que incorporan tanto los efectos de cambios en el precio del factor trabajo, como cambios en las características de los trabajadores dentro de cada nivel de educación.

¹⁴ Los Índices de Remuneraciones del INE se elaboran en base a una encuesta a empresas e instituciones con 10 o más trabajadores, que pertenecen a los distintos sectores de actividad económica, excluyéndose a la agricultura. Se identifican 9 grupos ocupacionales, según la función que realizan y su nivel educativo. Las cifras se presentan en forma de Índice de Remuneraciones por hora (base abril de 1993=100) y Remuneraciones Medias Mensuales (pesos de cada período). Las estadísticas están construidas como índices de Laspeyres, para una estructura ocupacional dada, buscando reflejar variaciones en el precio de la mano de obra.

¹⁵ Según el INE, los profesionales representan un 12,7% dentro del total de la fuerza laboral y se definen como: “Profesionales, los que realizan las funciones de: aplicar en la práctica conceptos y teorías científicas o artísticas; y, aumentar el acervo de conocimientos por medio de investigaciones y actividades creadoras y/o enseñar todo ello de un modo sistemático. El grado de calificación se adquiere en Universidad y se representa a través de un título universitario, post-universitario o equivalente”.

¹⁶ Para el grupo ocupacional de “técnicos” se especifica que “Generalmente el grado de calificación está representado a través de un diploma o título no equivalente al universitario”.

i) Remuneraciones de la Categoría Ocupacional Profesionales

Al analizar los grupos ocupacionales nuestro interés es el comportamiento relativo del grupo “profesionales”, quienes mejor representan a los trabajadores con educación universitaria.¹⁷ La encuesta también permite identificar a los “técnicos”, pero este grupo no necesariamente tiene estudios de educación superior¹⁸

Las remuneraciones promedio mensual de las diversas categorías ocupacionales se presentan en el cuadro 1, para el período 1993 al 2001. Destaca el fuerte aumento del salario del grupo de profesionales, quienes tenían una remuneración promedio de 446 mil pesos en 1993 alcanzando a 670 mil pesos el 2001 (ambas cifras en valores de diciembre de 2001). Adicionalmente, los profesionales son el único grupo ocupacional que no parece afectado por el estancamiento de las remuneraciones en los últimos años; estancamiento que refleja el ciclo de menor crecimiento que afecta a la economía desde 1998-99 en adelante.

¹⁷ Según el INE, los profesionales representan un 12,7% de la fuerza laboral y se definen como: “Profesionales, los que realizan las funciones de: aplicar en la práctica conceptos y teorías científicas o artísticas; y, aumentar el acervo de conocimientos por medio de investigaciones y actividades creadoras ... El grado de calificación se adquiere en Universidad y se representa a través de un título universitario, post-universitario o equivalente”.

¹⁸ Para el grupo ocupacional de “técnicos” se especifica que “Generalmente el grado de calificación está representado a través de un diploma o título no equivalente al universitario”.

Cuadro 1
Remuneraciones Mensual Promedio por Grupo Ocupacional
(en pesos de diciembre de 2001)

Año	Directivos	Profesionales	Técnicos	Administrativos	Vendedores	Calificados	Operador	No Calificado
1993 ^a	943 204	446 335	325 706	238 505	157 230	224 361	188 878	146 575
1994	997 263	495 160	341 940	260 675	158 377	237 832	202 796	157 559
1995	1 049 440	522 995	358 809	278 985	165 515	243 595	208 246	167 103
1996	1 077 418	550 982	375 198	294 782	171 898	245 580	208 758	173 571
1997	1 095 153	585 979	383 298	302 384	172 323	248 261	212 405	176 246
1998	1 110 455	618 595	389 890	310 854	169 294	246 234	201 561	176 493
1999	1 125 652	651 797	406 496	311 612	161 599	243 237	205 041	174 027
2000	1 113 596	658 972	413 787	313 866	164 311	248 509	211 709	175 267
2001	1 107 363	670 462	422 319	317 521	162 867	247 133	206 627	174 956

Fuente: INE.

(a) Las cifras del año 1993 corresponden al promedio del período abril-diciembre.

El Cuadro 2 presenta los diferenciales de remuneraciones de los grupos ocupacionales más representativos, en relación al grupo de profesionales.

Cuadro 2
Razón Remuneraciones de Profesionales y Otros Grupos

Año	Profesionales/ Directivos	Profesionales/ Técnicos	Profesionales/ Trab. Calificados	Profesionales/ Vendedores	Profesionales/Trab. No Calificados
1993	0.47	1.37	1.99	2.84	3.05
1994	0.50	1.45	2.08	3.13	3.14
1995	0.50	1.46	2.15	3.16	3.13
1996	0.51	1.47	2.24	3.21	3.17
1997	0.54	1.53	2.36	3.40	3.32
1998	0.56	1.59	2.51	3.65	3.50
1999	0.58	1.60	2.68	4.03	3.75
2000	0.59	1.59	2.65	4.01	3.76
2001	0.61	1.59	2.71	4.12	3.83

Fuente: elaborado en base a datos del INE.

Observamos que existe un importante diferencial de remuneraciones de los profesionales con respecto a las otras ocupaciones (razón >1) -excepto en el caso de los directivos; además, estas diferencias han aumentado sostenidamente en el tiempo.

En particular, se observa un aumento de la brecha entre los profesionales y los trabajadores no calificados. La remuneración de un profesional era 4,12 superior a la de un vendedor el año 2001, en comparación con valores cercanos a 3 en 1993; y, era 3,8 veces superior a la de un trabajador no calificado el 2001, en contraposición a valores un poco superiores a 3 en 1993.

En suma, las remuneraciones de los profesionales no sólo son altas comparativamente hablando, sino que han crecido notablemente más que el resto a lo largo de la década de los '90. En ese sentido, estos datos sugieren que el “premio” de ser profesional ha aumentado en Chile, reflejando el mismo fenómeno que han experimentado otros países, de aumento de los diferenciales de salario entre trabajadores calificados y no calificados al cual habíamos hecho mención previamente.

Si comparamos estas cifras con países desarrollados, los diferenciales de remuneraciones a favor de los profesionales que se observan en Chile, parecen elevados. Si bien no tenemos estadísticas totalmente comparables, presentamos en el Cuadro 3 algunos antecedentes donde se observa que, en Estados Unidos, las remuneraciones de los profesionales son aproximadamente dos veces las de los trabajadores no calificados. El Anexo, cuadros A.2 a A.4, presenta información complementaria.

Cuadro 3
Brechas de Ingresos por Ocupación: EE.UU.

	Razón Profesionales/Otros	
	Hombres	Mujeres
Directivos, Gerentes	0,95	1,08
Profesionales	1,00	1,00
Operarios de Maquinaria	1,59	1,80
Trabajador No Calificado	2,02	1,82
Trab. Servicios	2,33	2,09

Fuente: Cuadro A.2 del Anexo.

ii) Las Remuneraciones de los Egresados de Educación Superior

La palabra profesionales no sólo se refiere a quienes desempeñan determinadas ocupaciones, sino en general a quienes egresan de la educación superior. Por lo tanto, la segunda pregunta en relación con las remuneraciones es ¿cuál ha sido la evolución en los '90 de las remuneraciones de quienes han egresado de la educación superior?²¹ Previamente, para analizar la evolución de las remuneraciones de grupos ocupacionales ocupamos datos del INE, en este caso vamos a usar datos de la encuesta CASEN.

El cuadro 4 presenta los ingresos por hora de los distintos grupos, según nivel educacional. El cuadro muestra un aumento general de las remuneraciones en el período, donde el aumento salarial de las personas con educación universitaria completa es importante (superior al 50% entre 1990 y 2000). El resto de las categorías también ha experimentado aumentos, pero de menor magnitud.

Esto determina que las personas con educación universitaria hayan experimentado un progresivo aumento de su diferencial de ingresos, respecto a personas con bajo nivel educacional. Si en 1990 una persona con educación superior ganaba casi 4 veces lo que alguien con educación básica completa, esta brecha había aumentado a 4,7 veces el año 2000.

¹⁹ La casi totalidad de los estadígrafos son estadísticamente significativos al 5% y el coeficiente de ajuste R^2 es 0.85. La hipótesis nula es rechazada al 1%, con un valor $F=37,95$.

²⁰ Dada la especificación lineal, los valores obtenidos son aproximadamente iguales (hay un sesgo de sobreestimación) al promedio del ritmo de crecimiento anual de las remuneraciones durante el período en cuestión (1993-2000).

²¹ Si bien la mayor parte de las personas que tienen educación superior se desempeñan como profesionales, hay un porcentaje que están empleados en otros grupos ocupacionales. El número de profesionales que se desempeñan en categorías ocupacionales de menor calificación relativa es un número pequeño y no hay evidencia que estos grupos hayan aumentado su participación entre 1990 y el 2000. En este sentido, nuestros resultados no evidencian un fenómeno de desplazamiento de trabajadores de mediana calificación por parte de los profesionales. (ver Anexo A.1)

Cuadro 4
Ingresos Promedio por hora, según Nivel Educativo
(cifras en \$ del 2000)

Nivel Educativo	1990	1992	1994	1996	1998	2000
Universitaria completa ^(a)	3.281	3.888	4.084	4.763	4.862	4.591
Universitaria-profesional ^(b)		3.294	3.383	4.374	4.542	4.475
Técnica completa	1.592	1.569	1.771	2.017	2.133	2.515
Superior incompleta ^(c)	1.806	1.958	1.836	2.585	2.569	2.358
Media completa	1.155	1.158	1.298	1.472	1.476	1.308
Básica completa	803	777	841	933	909	883

Fuente: Elaborado en base a la Encuesta CASEN.

(a) Considera a todos los egresados universitarios

(b) Considera sólo a los egresados universitarios que se desempeñan en la categoría ocupacional de profesionales.

(c) Agrupa a la educación universitaria y técnica

El cuadro también diferencia entre quienes tienen educación universitaria completa y se desempeñan en cualquier actividad vs. los universitarios que se desempeñan como profesionales. Si bien no parece existir un premio especial por ser un egresado universitario y desempeñarse en una ocupación profesional vs. una ocupación no profesional, la tendencia muestra un mayor incremento de remuneraciones para los universitarios-profesionales.

En resumen, tanto en lo que se refiere a remuneraciones por ocupaciones como a remuneraciones por nivel educativo, los grupos profesionales tuvieron una década bastante positiva: sus ingresos fueron los que más crecieron, con lo que aumentó su brecha de remuneraciones con respecto a los grupos con menor nivel de educación.

Con respecto a la comparación internacional, una de las estadísticas que más se utilizan en otros países para comparar la brecha salarial es la razón entre el salario de los egresados universitarios vs. el de quienes completaron la enseñanza secundaria. El cuadro 5 presenta las mismas cifras del cuadro previo, expresadas como brechas de ingreso por nivel de escolaridad, en relación a la educación media.

Cuadro 5
Brecha de Ingresos por Nivel Educativo,
respecto a Educación Media. Chile 2000

Niveles Educativos	Razón
Técnica o Universitaria Incompleta	1,55
Técnica Completa	1,88
Universitaria Completa	3,68

Fuente: Elaborado en base a la CASEN 2000

Nota: los datos corresponden al ingreso promedio autónomo de las personas. Se compara respecto a trabajadores con educación media científico-humanista completa.

Estas cifras señalan que los ingresos de quienes tienen educación universitaria son 3.68 veces los ingresos de una persona que completó la educación media. Los cuadros A.2 y A.3 del Anexo presentan evidencia para Estados Unidos que muestra que el diferencial de ingreso de los universitarios en relación a los trabajadores con educación secundaria, ha fluctuado entre 1.20 a 1.70 en las últimas décadas y que éste ha tendido a aumentar en el tiempo, a pesar de la expansión de la educación superior^{22,23}. A pesar que la duración de la educación universitaria en EE.UU. (college y +) puede ser menor a la existente en Chile, la magnitud de los diferenciales que se observan para Chile es alta en un contexto internacional.²⁴ Este es otro elemento que apoya la idea de que en Chile quienes tienen educación universitaria experimentan importantes diferenciales de salario a su favor.

²² Ver también Borjas (2000) y Katz y Autor (1999).

²³ No tenemos antecedentes para Estados Unidos que diferencien entre asalariados y otros grupos ocupacionales.

²⁴ Beyer (2000) enfatiza que es en la parte superior de la distribución de los ingresos, donde Chile presenta las diferencias más marcadas con la estructura de remuneraciones de otros países. BID (1998, pp.19) apunta a una conclusión similar: al eliminar al 10% más rico de la población, Chile es el país de América Latina que presenta la mejor distribución de ingresos (el índice de Gini más bajo).

III. ELEVADAS TASAS DE RETORNO A LA EDUCACION UNIVERSITARIA

Luego de examinar la evolución de las remuneraciones y los diferenciales promedio, en esta sección se analizan las tasas de retorno a la educación de los profesionales y el modelo de determinación de salario de este grupo ocupacional, lo cual permite realizar comparaciones con un mayor grado de control estadístico.

(i) *Los Estudios sobre los Retornos al Capital Humano*

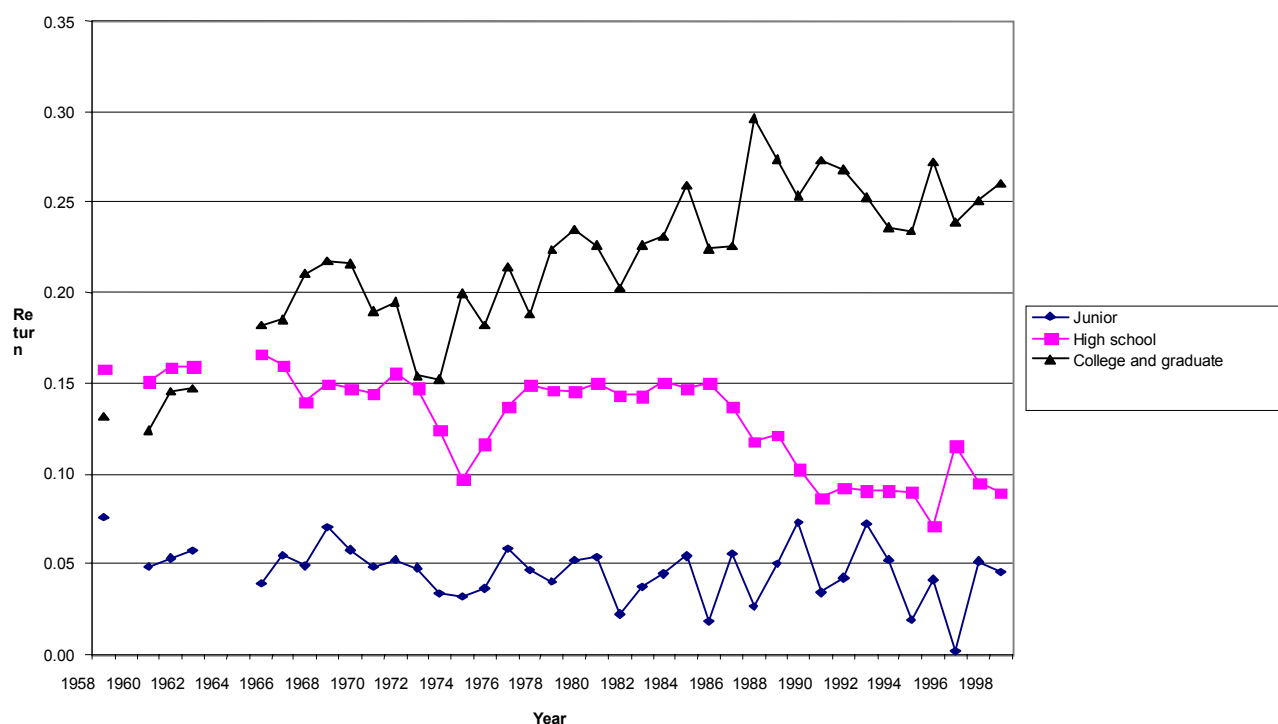
Existen diversos estudios para Chile que han estimado los retornos al capital humano y específicamente a la educación.

En general estos estudios especifican una ecuación de ingresos, que en la literatura se conoce como ecuación tipo Mincer, donde la variable a explicar es el logaritmo de los salarios, en función de los años de educación de la población, su experiencia y este término al cuadrado, para incorporar un potencial efecto de obsolescencia del capital humano. En esta ecuación, el parámetro asociado a los años de educación (β) se interpreta como el retorno promedio a un año adicional de educación.

Estos modelos también se pueden estimar para distintos ciclos educativos, donde los niveles educativos (básica, media, universitaria) se incorporan como variables dummies, en lugar de la variable continua de años de educación.

Las series más largas de tasa de retorno a la educación son las que se han estimado con datos de la encuesta de empleo de la Universidad de Chile, como el estudio de Contreras y otros autores (1999), cuyos resultados reproducimos en el gráfico 1. Estos antecedentes muestran un aumento del retorno a la educación universitaria y una caída del retorno a la educación media.

Gráfico 1: Retornos a la Educación. Chile, 1960-1999



Fuente: Contreras et. al. (1999).

El mismo fenómeno se evidencia en las estimaciones basadas en datos de las encuestas CASEN. Las tasas de retorno muestran un fuerte diferencial a favor de la educación universitaria.

El cuadro 7 presenta un resumen de diversos estudios para década del 90. Estos resultados destacan el significativo premio para la educación superior y el hecho que este diferencial ha sido relativamente estable en el período.

Cuadro 6
Tasas de Retorno a la Educación por nivel educativo: 1990-2000

Autor	1990	1992	1994	1996	1998	2000
Psacharopoulos (1995)			B 9,7 M 12,9 U 20,7			
Contreras, Bravo y Medrano (1999)					B 4,1 M 7 U 21	
Mideplan (2000)	B 2,9 M 9,1 U 20,6	B 3,6 M 9,9 U 22,1	B 4,2 M 9,1 U 22,0	B 3,2 M 11,3 U 21,4	B 3,6 M 9,3 U 21,1	
Beyer (2000)			B 6,0 M 9,6 U 21,7			
Sapelli (2002)	B 5,8 M 19,0 U 37,8				B 7,0 M 20,9 U 43,6	
Dominichetti, Sánchez, Santibañez (2002)	B 7,8 M 10,8 U 25,6		B 8,0 M 12,0 U 27,9		B 7,7 M 11,4 U 28,1	B 7,0 M 11, U 29,3

Nota: B= Educación Básica, M= Media, U= Universitaria.

Es decir, a pesar de la fuerte expansión de la oferta de trabajadores con educación universitaria, no se observa una caída en el retorno de este nivel educativo. En la sección siguiente nos focalizamos en analizar el retorno de la categoría “profesionales”.

i) Modelos de Determinación de Salarios para Profesionales y No Profesionales

A continuación analizamos los determinantes de los ingresos de los profesionales universitarios en Chile, utilizando las encuestas CASEN de 1990 y 2000. Estimamos ecuaciones de Mincer, en primer lugar, para todos los trabajadores no agrícolas mayores de 15 años y luego para los profesionales y los no profesionales.

La ecuación a estimar es la siguiente:

$$\ln (W/hr) = X\beta + \beta_p P + v \quad [1]$$

donde: $\ln (W/hr)$ es el logaritmo del ingreso por hora de la ocupación principal; X una matriz de características personales de los individuos; P es una variable dummy igual a uno si el individuo es profesional universitario.

La variable dependiente, como se mencionó, es el logaritmo del ingreso por hora de la ocupación principal. Las variables explicativas utilizadas son los años de educación, la experiencia potencial y su cuadrado, las variables de interacción de sexo por experiencia y experiencia al cuadrado, y las dummies que controlan por diferencias que pueden ser atribuidas al género, estado civil, la ubicación regional. Las variables de interacción sexo por experiencia y su cuadrado, buscan captar diferencias de retornos por género, lo que es importante dado los menores retornos que obtienen las mujeres para iguales características en el mercado laboral.²⁵ Hay que hacer notar que al incluir como variable explicativa la categoría profesional, el parámetro asociado a los años de educación subestima el retorno de la educación.²⁶ Sin embargo, el objetivo con este modelo es identificar mejor la discontinuidad que se produce al existir un “premio” asociado a la categoría de profesionales, dados los años de educación de la población.

La estimación anterior (modelo 1) permite observar el valor y la significancia estadística de la dummy de profesional; si ésta es positiva y significativa implica que, en promedio, los profesionales ganan más que el resto de los trabajadores con similares características medibles. Sin embargo, asume que las restantes características de capital humano tienen un retorno similar.

Es más interesante determinar si los profesionales tienen retornos distintos a sus características de capital humano y por tanto tienen un perfil de ingresos diferentes al de los no profesionales. Para ello estimamos ecuaciones de Mincer separadas para ambos grupos de trabajadores (modelo 2.a y 2.b). La variable dependiente y las independientes son las mismas mencionadas más arriba.

²⁵ Durán (2000) y Goldin (1990).

$$\ln (W/hr)_{NP} = X_{NP} \beta_{NP} + \varepsilon \quad [2.a]$$

$$\ln (W/hr)_P = X_P \beta_P + \eta \quad [2.b]$$

El cuadro 7 presenta los resultados obtenidos para el año 1990 y el cuadro 8 los obtenidos para el año 2000, para los dos modelos presentados previamente.

Se consideró también como variable explicativa la categoría ocupacional público/privado, dado que el sector público agrupaba a un porcentaje significativo de profesionales. En el año 1990 la encuesta CASEN sólo permite identificar a aquellos individuos que se desempeñan en la administración pública y no es posible identificar a individuos que se desempeñan en otras reparticiones públicas. Por tanto, para hacer comparable ambos años en los resultados que se presentan en el cuadro 8, que utiliza la encuesta CASEN 2000, se consideró como sector público sólo la administración pública. El cuadro 9 presenta los mismos resultados para el año 2000, pero con una definición amplia de sector público.

Cuadro 7
Determinantes de los ingresos de los Profesionales. 1990
(variable dependiente: logaritmo del ingreso por hora de la ocupación principal)

Variable	Modelo 1		Modelo 2			
			Profesionales		No Profesionales	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Constante	4.232	112.86**	3.096	12.11**	4.232	106.83**
Años de educación	0.092	55.19**	0.194	13.88**	0.091	53.93**
Experiencia potencial	0.016	8.39**	0.004	0.62	0.019	8.97**
Experiencia potencial al cuadrado	0.000	-2.43*	0.000	0.64	0.000	-3.48**
Hombre	0.117	4.53**	0.335	4.06**	0.085	3.11**
Hombre*experiencia potencial	0.015	6.24**	0.012	1.27	0.014	5.78**
Hombre*exp potencial al cuadrado	0.000	-4.68**	0.000	-1.05	0.000	-4.04**
Soltero/a	-0.158	-12.32**	-0.229	-5.45**	-0.151	-11.24**
Urbano	0.065	3.01**	0.091	1.29	0.062	2.75**
Profesionales	0.506	26.70**				
Sector Público	-0.039	-1.18	0.005	0.06	-0.056	-1.55
R2 Ajustado	0.302		0.239		0.185	
F	481.131		37.853		238.302	
N	24 362		2 463		21 899	

Fuente: CASEN 1990. En esta regresión se incluyen todos los trabajadores no agrícolas de 15 y más años de edad.

²⁶ Si el modelo estimado es: $\ln W = \alpha + \beta_1 Ed + \beta_2 Occ + \mu$, donde Ed representa los años de educación y Occ una dummy de ocupación, el retorno a la educación es: $d\ln W/dEd = \beta_1 + \beta_2 dOcc/dEd$

Notas: variables excluidas: mujer, no soltero, rural, sector privado. Las regresiones incluyen dummies regionales. Definición de sector público como administración pública.

Modelo 1: Todos los trabajadores no agrícolas.

Modelo 2: Ecuaciones independientes para: profesionales / no profesionales.

** : significativo al 1%; * : significativo al 5%.

Cuadro 8
Determinantes de los ingresos de los Profesionales. 2000
(variable dependiente: logaritmo del ingreso por hora de la ocupación principal)

Variable	Modelo 1		Modelo 2			
			Profesionales		No Profesionales	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Constante	5.408	223.96**	4.946	24.90**	5.403	216.96**
Años de educación	0.100	88.01**	0.166	16.06**	0.099	87.60**
Experiencia potencial	0.010	8.11**	0.007	1.24	0.011	8.91**
Experiencia potencial al cuadrado	0.000	2.55*	0.000	0.34	0.000	1.20
Hombre	0.061	3.55**	0.228	3.54*	0.028	1.55
Hombre*experiencia potencial	0.015	10.18**	0.017	2.42*	0.015	9.58**
Hombre*exp potencial al cuadrado	0.000	-8.93**	0.000	-1.95	0.000	-8.01**
Soltero/a	-0.134	-16.59**	-0.245	-8.28**	-0.118	-14.07**
Urbano	0.082	5.77**	0.054	0.70	0.091	6.42**
Profesionales	0.595	51.81**				
Sector Público	-0.027	-1.59	-0.121	-2.32*	-0.015	-0.81
R2 Ajustado	0.362		0.226		0.195	
F	1400.123		62.491		574.934	
N	54 311		4 425		49 886	

Fuente: CASEN 2000. En esta regresión se incluyen todos los trabajadores no agrícolas de 15 y más años de edad.

Notas: variables excluidas: mujer, no soltero, rural, sector privado. Las regresiones incluyen dummies regionales. Definición de sector público como administración pública.

Modelo 1: Todos los trabajadores no agrícolas.

Modelo 2: Ecuaciones independientes para: profesionales / no profesionales

** : significativo al 1%; * : significativo al 5%.

Los resultados del modelo 1 muestran que los profesionales ganan más, en promedio, que el resto de los trabajadores similares. Tanto para el año 1990 como para el 2000, la variable dummy de profesional es positiva y significativa, incrementándose entre 1990 y el 2000. El retorno a un año adicional de educación es 9% en 1990 y se incrementa a 10% en el 2000. Los hombres obtienen mayores ingresos que mujeres con similares características de capital humano (la diferencia de ingresos es mayor en 1990 que en el 2000) y perciben un mayor retorno por su experiencia potencial. Los trabajadores solteros ganan menos que los casados y los trabajadores que se desempeñan en el sector urbano más que los que se desempeñan en el sector rural. Los

trabajadores del sector público, en términos promedio, no tienen un diferencial significativo respecto al sector privado; es decir, reciben remuneraciones equivalentes.

Los resultados del modelo 2 son más interesantes, ya que nos permiten ver que el perfil de ingresos es diferente para los no profesionales y los profesionales, si bien para interpretar si la brecha de ingresos a favor de los profesionales aumenta o disminuye deberemos recurrir a una ecuación que resuma el efecto de las diversas variables sobre el retorno esperado, ejercicio que realizamos en la sección siguiente. El retorno por cada año de educación es 19% para los profesionales comparado con un 9% para los no profesionales en el año 1990, en el año 2000 este retorno es 17% para los profesionales y 10% para los no profesionales. Por otra parte, el retorno a la experiencia potencial es menor para los profesionales en 1990, brecha que disminuye levemente en el 2000. El “premio” por ser hombre es mucho mayor para los profesionales; este premio disminuye para ambos grupos en el año 2000 (34% vs 9% en 1990 y 23% vs 3% en el 2000). Un cambio significativo entre 1990 y el 2000 es el efecto de trabajar en el sector público sobre los ingresos de los profesionales. En 1990 trabajar en el sector público no implicaba diferencias de ingresos en relación a trabajar en el sector privado; sin embargo, en el año 2000 trabajar en el sector público implicaba un 12% menos de ingreso para un profesional que trabajar en el sector privado. Finalmente, para los profesionales no parece haber diferencias de ingresos entre quienes trabajan en zonas urbanas o rurales; no obstante, los no profesionales que se desempeñan en el sector urbano tienen mayores ingresos que los que se desempeñan en zonas rurales.

Como se mencionó, el cuadro 9 presenta los mismos modelos, pero con una definición amplia de sector público, donde se incluyen no solo quienes se desempeñan en la administración pública, sino quienes laboran en todas las reparticiones públicas. Como se esperaba, la diferencia fundamental entre los cuadros 8 y 9 es el valor del coeficiente que acompaña a la variable dummy sector público, la que aumenta de tamaño manteniendo su signo negativo. En este caso hay que tomar con cautela el valor del coeficiente que acompaña a la variable dummy sector público, ya que su valor cambia dependiendo de las variables de control consideradas. Una posible explicación es la existencia al interior del sector público de grupos de individuos con salarios muy diferentes. Al comparar profesionales con no profesionales se observa que ambos ganan

menos al trabajar en el sector público. Si bien la diferencia es mucho mayor en el caso de los profesionales el resto de los resultados antes comentados se mantiene.

Cuadro 9
Determinantes de los ingresos de los Profesionales. 2000
(variable dependiente: logaritmo del ingreso por hora de la ocupación principal)

Variable	Modelo 1		Modelo 2			
			Profesionales		No Profesionales	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Constante	5.399	223.83**	5.035	25.58**	5.399	216.78**
Años de educación	0.101	88.90**	0.164	16.04**	0.100	87.79**
Experiencia potencial	0.010	8.78**	0.011	1.99*	0.011	9.15**
Experiencia potencial al cuadrado	0.000	2.01*	0.000	-0.18	0.000	1.02
Hombre	0.057	3.35**	0.206	3.23**	0.027	1.49
Hombre*experiencia potencial	0.014	9.85**	0.015	2.19*	0.014	9.45**
Hombre*exp potencial al cuadrado	0.000	-8.51**	0.000	-1.79	0.000	-7.85**
Soltero/a	-0.134	-16.53**	-0.247	-8.44**	-0.117	-14.01**
Urbano	0.079	5.55**	0.021	0.27	0.090	6.30**
Profesionales	0.614	53.10**				
Sector Público	-0.135	-12.88**	-0.252	-9.81**	-0.070	-5.78**
R2 Ajustado	0.364		0.242		0.195	
F	1411.762		68.101		576.869	
N	54 311		4 425		49 886	

Fuente: CASEN 2000. En esta regresión se incluyen todos los trabajadores no agrícolas de 15 y más años de edad.

Notas: variables excluidas: mujer, no soltero, rural, sector privado. Las regresiones incluyen dummies regionales.

** estadísticamente significativo al 1%, *estadísticamente significativo al 5%.

Definición amplia de sector público.

Modelo 1: Toda la población.

Modelo 2: Ecuaciones independientes para: profesionales / no profesionales

** : significativo al 1%; * : significativo al 5%.

iii) Descomposición de las Diferencias de Ingresos entre Profesionales y no Profesionales

Es interesante descomponer las diferencias de ingresos entre los profesionales y el resto de los individuos que perciben ingresos laborales para determinar que parte de ella puede ser atribuida a diferencias en las características de los individuos y qué parte de las diferencias dependen de los retornos a esas características. Para esto se utiliza la técnica sugerida por Oaxaca (1973). La descomposición de Oaxaca puede ser escrita como:

$$\ln(\hat{W}_p / \hat{h} \hat{r}) - \ln(\hat{W}_{NP} / \hat{h} \hat{r}) = \beta_{NP}(X_p - X_{NP}) + (\beta_p - \beta_{NP})X_p \quad [3]$$

Esto implica que la diferencia entre los ingresos de los profesionales y de los no profesionales predicha por el modelo de regresión es igual a la parte explicada por la diferencia en las características de los profesionales y los no profesionales (años de educación, experiencia, etc.) ponderada por los coeficientes estimados para los individuos que no son profesionales en la ecuación de salario, más la parte explicada por diferencias en las tasas de retorno entre profesionales y no profesionales a cada uno de los factores²⁷.

La ecuación [3] se puede descomponer aún más. El primer término de la derecha se puede diferenciar en: factores relacionados con características personales de los individuos (P) y características del trabajo (J), por ejemplo, si trabaja en una zona urbana o rural.

$$\ln(\hat{W}_p / \hat{h} \hat{r}) - \ln(\hat{W}_{NP} / \hat{h} \hat{r}) = \beta^P_{NP}(X^P_p - X^P_{NP}) + \beta^J_{NP}(X^J_p - X^J_{NP}) + (\beta_p - \beta_{NP})X_p \quad [4]$$

²⁷ La primera parte del lado derecho de la ecuación permite responder cuál es la diferencia entre profesionales y no profesionales sólo como efecto de sus características o de sus trabajos. La segunda parte de la ecuación permite responder cuál es la diferencia de ingresos que tendría un individuo con las características promedio de un profesional al ser compensado de acuerdo a la tasa relevante para los profesionales, en vez de la tasa vigente en el resto del mercado laboral.

Los resultados obtenidos al realizar este ejercicio se resumen en el cuadro 10.

Cuadro 10
Descomposición de Oaxaca

	$\ln(W_P/hr) - \ln(W_{NP}/hr)$	$\beta^P_{NP} (X^P_P - X^P_{NP})$	$\beta^J_{NP} (X^J_P - X^J_{NP})$	$(\beta_P - \beta_{NP}) X_P$
1990	1.09	0.58	0.0007	0.51
2000	1.21	0.60	0.01	0.60
2000 Definición. amplia S. Publico	1.21	0.60	0.00	0.61

Estos resultados muestran que la diferencia estimada en el logaritmo del ingreso por hora entre profesionales y el resto de los trabajadores es de 1.09 a favor de los profesionales en 1990 y 1.21 en el año 2000, lo cual se explica por las diferencias en las características personales de los profesionales (educación, experiencia, tener un título etc.). Las características que pueden ser atribuidas al trabajo más que a los profesionales (fundamentalmente la zona o región donde trabajan) no tienen mayor relevancia para explicar esta diferencia.

El último término de la ecuación, muestra la fracción de la diferencia de ingresos entre profesionales y no profesionales atribuido a las diferencias en los retornos a las características de estos individuos, el número obtenido (0.51 en 1990 y 0.60 en el 2000) indica que los profesionales reciben una mayor compensación (retorno) por sus características personales que el resto de los individuos, lo que es consistente con los datos comentados en las secciones previas de este trabajo.

Se puede concluir, entonces, que el diferencial de ingresos a favor de los profesionales predicho por el modelo de regresión puede ser atribuido tanto a diferencias en las características de los profesionales como a diferencias en los retornos a esas características. Por otra parte, el aumento del diferencial de salarios se debió a un aumento en el retorno a sus características.

iv) Diferencias en los Retornos a la Educación entre Distintos Grupos de Población

Los resultados presentados en este estudio han apuntado a señalar que existe un alto retorno por ser profesional y tener educación superior en Chile. Sin embargo, es necesario hacer notar que muchos artículos de opinión, tanto en medios especializados como en la prensa, han planteado la interrogante de si hay sectores de profesionales con menores remuneraciones relativas o menores retornos. En este sentido, la fuerte expansión del sistema educacional generaría un cierto grado de incertidumbre sobre las tasas de retorno de la educación superior.

En general, las altas tasas de retorno promedio a la educación superior determinan que sea difícil plantear que pueda existir un exceso generalizado de oferta de profesionales; sin embargo, sí podrían existir sectores específicos donde este fenómeno podría estar presente.

La preocupación por el tema de un exceso de oferta de profesionales, o de una potencial “sobrecalificación” de la mano de obra, si bien no es preponderante en la literatura económica, ha sido discutida por algunos autores para otros países. Una fuente de preocupación fue la baja en el retorno a la educación que se observó en EE.UU. en la década del 70, tendencia que, sin embargo, se revirtió en las dos décadas siguientes. Entre los autores que han abordado este tema están Freeman (1975, 1976), Tyler et. al. (1995), Groot (1996), Slone et. al. (1999) y Gottschalk y Hansen (2001).

En el caso de América Latina, un estudio de la Cepal (2002) ha planteado que las economías latinoamericanas no estarían haciendo uso pleno del capital humano de las personas altamente calificadas, en el sentido que un porcentaje significativo de población con estudios superiores estaría recibiendo un ingreso esperado menor que ocupados con niveles más bajos de educación (trabajadores que completaron el ciclo secundario). Bucheli y Casacuberta (2001) examinan una pregunta similar para el caso de Uruguay, sin encontrar evidencia de sobreeducación.

La metodología de estos estudios es bastante controversial y las conclusiones difieren, dependiendo de las metodologías, del grado de agregación de la información (general o por especialidades o carreras), y del período de referencia. En particular, los estudios más recientes reconocen que, aún en los casos en que existe un “castigo salarial” para algún grupo de trabajadores de alta educación, es difícil identificar si estos trabajadores están “sobreeducados” o simplemente poseen una menor habilidad.

En esta discusión, adicionalmente, hay que considerar que las personas son heterogéneas en otras “destrezas” que no necesariamente están consideradas en la ecuación de ingresos estimada.²⁹ En la medida que se expande la educación superior, es factible esperar que la heterogeneidad de los individuos aumente y, por lo tanto, aumente la varianza condicional de los salarios. Pero también, al aumentar la oferta de educación superior aumenta la heterogeneidad de las instituciones que ofrecen estas carreras. Por lo tanto, podemos enfrentar un aumento en la dispersión de calidad tanto de los alumnos como de las instituciones; el problema más serio se genera cuando, por problemas de información, no es posible identificar las diferencias de calidad que se van generando al interior del sistema.

Una hipótesis complementaria, que también ha sido mencionada en la literatura, es que se haya producido en las últimas décadas un cambio en los retornos a las habilidades no medidas.³⁰ Por ejemplo, podríamos considerar que la capacidad de interactuar en un idioma extranjero es parte de las habilidades no medidas. Ello también debiera inducir a un aumento de la varianza condicional de los salarios.

Nuestro estudio no intenta abordar con profundidad el tema de una potencial “sobrecalificación”, para lo cual se requeriría de una investigación más específica. Sin embargo, como una forma de aproximarnos a este problema, vamos a analizar si existe evidencia de una mayor dispersión en las tasas de retorno a la educación; y en particular, si la rentabilidad de la educación ha disminuido para algún grupo de la población.

²⁹ Ver Heckman et. al. (2001).

³⁰ Ver Katz y Autor (1999) y sus referencias a los trabajos de Cawley et. al. (1998) y Chay y Lee (1996).

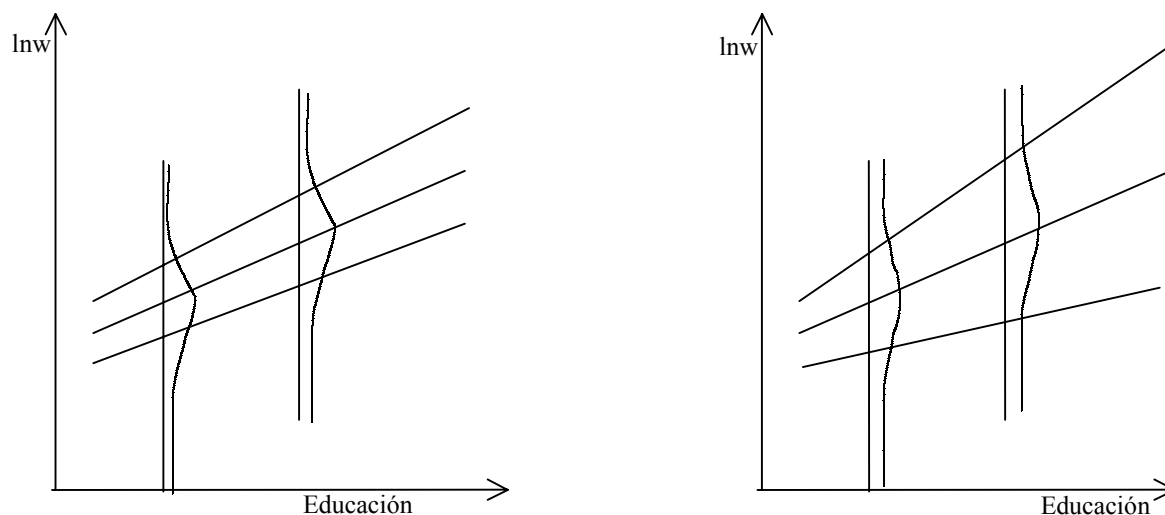
La interrogante acerca de la existencia de diferentes retornos a la educación entre distintos grupos de la población y si estas diferencias han aumentado o disminuido en el tiempo, ha sido estudiada para Chile utilizando el análisis de cuantiles por Montenegro (1998) y Gill y Montenegro (2002).

El método de las cuantiles consiste en una estimación de la distribución condicional de la ecuación de salario, cuya intuición ilustramos en los gráficos siguientes (Deaton, 1997 y Montenegro, 1998).

A diferencia de las estimaciones tradicionales por el método de mínimos cuadrados ordinarios, que ajustan una sola recta a la población de datos, el método de las cuantiles estima distintas ecuaciones (rectas) para los distintos tramos de la distribución condicional de salarios. En el gráfico siguiente, tanto en la parte (a) como (b) hemos graficado por ejemplo, 3 rectas. Es posible que estas rectas sean paralelas entre sí, como el caso (a) que corresponde a una distribución homocedástica (supuesto de una varianza constante de los errores). Sin embargo, es factible que la muestra de datos se vaya “abriendo”, porque hay una estructura heterocedástica en los datos, como se muestra en la parte (b) del gráfico. Si ésta es la verdadera estructura de los diferenciales de salario, las tasas de retorno de la educación pueden diferir para distintos grupos de la población. Esta es la hipótesis que nos interesa examinar en este estudio.³¹

³¹ Estos gráficos también permiten observar que, dado que los salarios tienen una cierta distribución (normal) para los distintos niveles de capital humano o educacionales (es decir, siempre hay personas que ganan más y menos que la media, para cada nivel de educación), es esperable que algún porcentaje de la población reciba menores ingresos que el ingreso promedio del nivel educativo anterior.

Gráfico 2
Ilustración del Método de Cuantilas



Como señalamos, la metodología de las cuantilas se ha utilizado generalmente en estudios de discriminación salarial y de dispersión salarial.³² Estas estimaciones apuntan a destacar que el impacto que sobre los ingresos tiene un año adicional de educación es diferente para distintos grupos de la población (dependiendo de su ubicación en la distribución condicional de ingresos).

El cuadro 11 presenta un resumen de los resultados de Gill y Montenegro (2002) utilizando la Encuesta CASEN y el cuadro 12 presenta nuestras propias estimaciones. El detalle de nuestros resultados se presenta en el Anexo cuadros A.6 a A.8.

³² Montenegro (1998) en base a datos de la Encuesta de Economía de la Chile entre 1960 y 1996 concluye que en la década de los 80 las tasas de retorno de las cuantilas superiores aumentaron y las dos cuantilas inferiores disminuyeron, aumentando el spread (diferencias intercuartiles); en la década de los 90 (hasta 1996) la tasa de retorno de las cuantilas altas había disminuido y la tasa de retorno de las dos cuantilas inferiores se había mantenido estable, disminuyendo la dispersión salarial.

Cuadro 11
Retornos a la Educación, por Cuantiles de la Distribución Condicional de Ingresos: 1990-1996

	Cuantilas		
	0,10	0,50	0,90
1990	7,3	9,5	14,0
1992	7,2	10,2	14,7
1994	8,5	10,7	14,8

Fuente: Gill y Montenegro (2002)

Nota: La variable dependiente es el ingreso por hora. La población corresponde a asalariados hombres jornada completa. La regresión se estima para distintos tramos de la distribución condicional de salarios: 10% más bajo; el promedio; y el 90% más alto.

A diferencia de las estimaciones de Gill y Montenegro, nuestras estimaciones consideran a toda la población y diferenciamos en cinco tramos la distribución condicional de salarios: desde el 10% más bajo, hasta el 90% más alto.

Cuadro 12
Retornos a la Educación, por Cuantilas de la Distribución Condicional de Ingresos: 1990 y 2000

	Retorno Promedio (OLS)	Cuantilas				
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
<i>(a) Modelo Años de Educación</i>						
1990	11,3	9,1	9,9	11,0	12,3	13,0
2000	11,5	8,5	9,4	11,3	12,7	13,3
<i>(b) Modelo Años de Educación y Dummy Profesionales</i>						
<i>Años de Educación (β)</i>						
1990	9,1	7,5	8,1	9,2	10,9	11,7
2000	8,7	6,6	6,7	8,3	10,1	10,9
<i>Dummy Profesionales (D_P)</i>						
1990	48,1	55,8	51,0	46,2	39,1	34,9
2000	61,8	65,7	75,4	65,6	57,1	59,6

Nota: la variable dependiente es el ingreso por hora. Se consideró toda la población. Los coeficientes del retorno a la educación y la dummy de profesionales son estadísticamente significativos en todas las regresiones, al 1%. Ver Anexo, cuadros A.6 a A.8.

Este cuadro presenta dos modelos o especificaciones para la ecuación de salarios. En el modelo (a), que considera los años de educación como variable explicativa, se puede observar claramente que: (i) el retorno a cada año adicional de educación es menor en las cuantiles más bajas, tanto en 1990 como en el 2000 (por ejemplo, en la cuantila 0,1 el retorno es 9,1% en tanto que en la cuantila 0,9 es 13%); y, (ii) en la parte baja de la distribución condicional (cuantiles 0,1 y 0,25) el retorno a la educación cae; por ejemplo, de 9,1% a 8,5% entre 1990 y 2000.

El segundo modelo considera como variable explicativa tanto el retorno a la educación como la categoría de ser profesional y por lo tanto se deben interpretar los dos parámetros en forma conjunta.

Para interpretar en mejor forma estos resultados, presentamos a continuación la diferencia del logaritmo del ingreso esperado para las distintas cuantiles, derivado sólo del cambio en el retorno a la educación y el premio por ser profesional. Es decir, calculamos las siguientes expresiones para los modelos (a) y (b) respectivamente:

$$\ln \hat{Y}_{ij}^{2000} - \ln \hat{Y}_{ij}^{1990} = [\beta_i^{2000} * Edj - \beta_i^{1990} * Edj^*] \quad [5]$$

$$\ln \hat{Y}_{ij}^{2000} - \ln \hat{Y}_{ij}^{1990} = [\beta_i^{2000} * Edj - \beta_i^{1990} * Edj^*] + [D_P^{2000} - D_P^{1990}] \quad [6]$$

donde $i = 1$ a 5 representa las 5 cuantiles que estamos estimando; y $j = 16$ a 20 representa los años de educación.

Los resultados promedio para la educación superior, están calculados como:

$$Z_i = \sum_{j=16}^{n=20} \ln \hat{Y}_{ij}^{2000} - \ln \hat{Y}_{ij}^{1990} \quad [7]$$

Estos resultados se presentan en el cuadro 13 y confirman los resultados previos.

Cuadro 13
Diferencias del logaritmo del Ingreso Esperado,
por Cuantilas de la Distribución Condicional de Ingresos: 1990-2000

Diferencias 2000-1990	Diferencias Cuantilas 0,9 – 0,1	Diferencias del logaritmo del Ingreso Esperado por Cuantilas (Z _i)				
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
<i>Modelo (a)</i>	0.162	-0.108	-0.09	0.054	0.072	0.054
<i>Modelo (b)</i>	0.166	-0.063	-0.008	0.032	0.036	0.103

Fuente: Elaborado en base a los resultados del Anexo A.6 y A.7, y la ecuación [7].

Es decir, al considerar sólo el efecto de la educación, el ingreso esperado para las dos cuantilas más bajas cae en la última década en Chile, en tanto el ingreso esperado de las cuantilas más altas aumenta, en ambos modelos. Es decir, si bien todos los trabajadores aumentan sus ingresos a consecuencia de aumentar su educación hasta el nivel de educación superior (16 a 20 años de educación y además ser profesionales, en el modelo b); este aumento del ingreso esperado fue inferior el año 2000 que el año 1990 para las dos cuantilas más bajas (0,10 y 0,25); en tanto que el ingreso esperado aumentó para el resto de las cuantilas (valores negativos para las cuantilas 0,10 y 0,25 y valores positivos para las cuantilas 0,50, 0,75 y 0,90).

El cuadro presenta además la diferencia entre las dos cuantilas extremas (0,9-0,1) lo que es una medida del cambio en la dispersión salarial (atribuibles a los retornos a la educación). Independientemente del modelo estimado, la dispersión salarial –asociada a la educación– aumentó entre los años 1990 al 2000; más aún, ambos modelos entregan valores muy similares (0,162 vs. 0,166).

En suma, la evidencia apunta a destacar que el fenómeno de aumento de la oferta de profesionales en el país en la década del 90 se dio en conjunto con un aumento en los retornos a la educación de los trabajadores con educación superior, y en particular para quienes se desempeñan como profesionales. Pero, adicionalmente, se observa una mayor dispersión de los retornos: hay una disminución de la rentabilidad de la educación para quienes están ubicados en

las cuantiles inferiores de la distribución condicional de ingresos y hay un aumento de la rentabilidad para quienes están ubicados en el segmento superior.³³

Estos resultados plantean la necesidad de realizar estudios con mayor profundidad del desempeño en el mercado laboral de distintas profesiones o grupos de trabajadores. Sin embargo, no necesariamente reflejan que exista un exceso de algunos grupos de profesionales; también pueden reflejar la incorporación a la educación de grupos de población que presentan una menor dotación de otras “*destrezas*”, que se correlacionan con la educación y los salarios.

En este sentido, al igual que los estudios previos que utilizan análisis de cuantiles, nuestra investigación destaca una gran heterogeneidad del mercado laboral. Pero adicionalmente, muestra que esta heterogeneidad ha aumentado entre 1990 y el 2000.

V. CONCLUSIONES

Las remuneraciones promedio de los profesionales universitarios se han incrementado significativamente en la última década, pero también ha aumentado la dispersión de los ingresos al interior de este sector.

La evidencia muestra, en primer lugar, que en Chile se ha observado un fenómeno que también ha estado presente en los países desarrollados: un aumento de la brecha o diferencial que premia a los trabajadores calificados. Esta tendencia se observa tanto si se examina la evolución de las remuneraciones, de los ingresos medios, como las tasas de retorno a la educación.

Los antecedentes sobre remuneraciones promedio por grupo ocupacional y los antecedentes de ingreso por hora por nivel educacional son claros en mostrar un diferencial que favorece a los

³³ Nuevamente queremos precisar que estos test prueban que el ingreso esperado para las personas que están en las dos cuantiles inferiores de la distribución del ingreso disminuyeron entre 1990 y el 2000; pero, su retorno a la educación sigue siendo positivo el año 2000. Adicionalmente, dado que la educación se expande fuertemente, las características no-observadas de las personas que están en las cuantiles inferiores pueden diferir entre estos dos años.

trabajadores con más alta calificación, ya sea que los definamos –según la fuente de información– como trabajadores con educación universitaria o profesionales.

Al observar información de series temporales, se observa un aumento de los retornos a la educación superior en el país, simultáneamente con una caída de los retornos a la educación media. Estas diferencias en los retornos a la educación también se aprecian en estudios de corte transversal. Se han realizado diversos estudios en Chile sobre el retorno a la educación, y si bien hay importantes diferencias entre los autores dependiendo de los datos y las metodologías, ellos destacan en forma unánime el alto retorno de la educación superior; adicionalmente, no existen indicios que esta tasa haya disminuido en el tiempo a consecuencia de la expansión de la oferta de profesionales.

Este mismo fenómeno se aprecia al estimar ecuaciones de capital humano para profesionales y no profesionales; el retorno por cada año de educación es más alto para los profesionales. Estas estimaciones también permiten observar otras diferencias en la determinación de ingresos laborales entre ambos grupos; en particular, un mayor premio por ser hombre y casado en el caso de los profesionales.

La descomposición de Oaxaca permite determinar que el diferencial de ingresos a favor de los profesionales, predicho por el modelo de regresión, puede ser atribuido tanto a diferencias en las características de los profesionales como a diferencias en los retornos a esas características.

Por otra parte, junto con este fenómeno de un aumento del premio a la educación superior, se observa que se producen mayores diferencias en el retorno a la educación entre grupos de la población hacia finales de la década del 90. Así, un análisis de cuantiles que permite estimar los modelos para distintos grupos de la población según su ubicación en la distribución condicional de los ingresos, muestran que los grupos que están en las cuantiles más bajas (es decir, los que tienen un menor ingreso esperado, dado su capital humano), experimentan una caída en el retorno a la educación. A la inversa, quienes se ubican en las cuantiles superiores aumentan los ingresos esperados al aumentar sus años de educación, entre 1990 y el 2000. Esto determina un

incremento en la dispersión de salarios, debido a los cambios en el retorno a la educación, entre 1990 y el 2000.

Esta evidencia nos hace sugerir la necesidad de estudios más detallados para estos grupos de la población. Sin embargo, se debe aclarar que ello no necesariamente evidencia un exceso de profesionales; en primer lugar, porque el retorno promedio a la educación es mayor en el año 2000 que en 1990; en segundo lugar, porque el retorno sigue siendo positivo para cada grupo de la población el 2000; y, en tercer lugar, porque aunque el retorno haya disminuido para algún grupo de la población, ello puede evidenciar la incorporación a la educación de grupos que poseen menores destrezas en otros aspectos; o, alternatively, que ha cambiado el patrón de expansión de la educación superior y que los retornos son diferentes por tipos de especialización.

En suma se concluye que, a pesar de la fuerte expansión de la oferta de educación superior durante las últimas dos décadas, los profesionales en Chile mantienen un alto premio salarial; el cual inclusive ha aumentado en la última década para la mayor parte de la población. Esto permite esperar que se mantenga o aumente la demanda por estudios superiores en el país. Significa, además, que no hay evidencia de un exceso generalizado de profesionales. No obstante, el mercado puede estar reflejando una mayor dispersión de calidad entre alumnos/instituciones; o un exceso de oferta para algunas profesiones específicas. Para verificar esto último es necesario estudiar en más detalle el mercado laboral de algunas profesiones.

Por otra parte, hay que hacer notar que hay muchos estudios internacionales que demuestran, que la decisión de invertir en educación entre distintos campos de especialización responde a las diferencias de salarios existentes entre estos sectores; en este sentido se cumple un paradigma central de la teoría económica: las personas responden a los incentivos.³⁴ Estos resultados enfatizan dos cosas: i) es esperable que los diferenciales de salario para los profesionales disminuyan en Chile a futuro; ii) la importancia del rol de la información, acerca del mercado laboral de los profesionales y las tasas de retorno de distintas especialidades.

³⁴ Freeman (1986).

Finalmente, es importante reconocer que los premios o brechas salariales que observamos en el mercado educativo no son parámetros dados o constantes. La estructura de remuneraciones por tipo de educación ha mostrado – a través del tiempo y entre países - significativas variaciones, respondiendo a cambios en las ofertas y demandas relativas. Ello, obviamente, dificulta realizar predicciones a futuro, pero por otra parte, recalca la importancia de la información y del análisis económico de la educación.

Referencias

- Beyer, H. "Educación y Desigualdad de Ingresos: una nueva mirada". *Estudios Públicos* 77, verano, 2000.
- BID, *América Latina frente a la Desigualdad*. Progreso Económico y Social en América Latina, Informe 1998-99, Washington D.C., 1998.
- Borjas, G., *Labor Economics*, Mc Graw Hill, N.Y., 2000.
- Bucheli, M. y C. Casacuberta, "Sobreeducación y prima salarial de los trabajadores con estudios universitarios en Uruguay", mimeo, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, 2001.
- Cawley, J., J. Heckman, E. Vytlacil, "Cognitive ability and the rising return to education", *Working Paper* 6388, NBER, Cambridge, MA, 1998.
- CEPAL, "Necesidad de formación de recursos humanos y absorción de empleo calificado en América Latina", Cap. II en *Panorama Social de América Latina 2001-2002*, 2002
- Contreras, D., Bravo y D., Medrano, P. "Measurement error, unobservables and skill bias in estimating the return to education in Chile". Mimeo, DECON, Universidad de Chile, 1999.
- Chay, K. y D. S. Lee, "Changes in relative wages in the 1980s: returns to observed and unobserved skills and black white wage differentials". *Working Paper* 372, Industrial Relations Section, Princeton University, Princeton NJ, 1996.
- Deaton, A. *The Analysis of Household Surveys. A Microeconomic Approach to Development Policy*. John Hopkins, 1997.
- Dominichetti, B., A. Sánchez y J. Santibañez, "Retornos a la Educación en Chile corrigiendo por Sesgo de Selección", mimeo, MAGCEA, Universidad de Chile, 2002.
- Durán, B., "Diagnóstico de la discriminación salarial de la mujer en el mercado laboral chileno", Memoria para optar al Título de Ingeniero Industrial, Depto. Ingeniería Industrial, U. de Chile, 2000.
- Ehrenberg R. and Smith R., *Modern Theory and Labor Public Policy Economics*, Scott, Foresman and Company, Ill, 2000.
- Fortin, N.M. y T. Lemieux, "Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is there a linkage?", *Journal of Economic Perspectives* vol. 11(2), 1997.
- Freeman, R. "Overinvestment in Collgue Training", *Journal of Human Resources*, vol.10 (3), 1975.
- Freeman, R. *The Overeducated America*. Academic Press, New York, 1976.
- Freeman, R. "Demand for education", en O. Ashenfelter y R. Layard, *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, Noth-Holland, Netherlands, 1986.

- Gill, I. y C. Montenegro, "Responding to Earnings Differentials in Chile", en I. Gill, C. Montenegro y D. Domeland, *Crafting Labor Policy: techniques and lessons from Latin America*. Oxford University Press & World Bank, 2002.
- Goldin, C. *Understanding the Gender Gap. An Economic History of American Women*. Oxford University Press, 1990.
- Gottschalk, P. "Inequality, Income Growth, and Mobility: The Basic Facts", *Journal of Economic Perspectives* vol. 11(2), 1997.
- Gottschalk P. y M. Hansen, "Is the Proportion of College Workers in "Non-Colleague" Jobs Increasing?", JCPR Working Paper 223. Chicago: Joint Center for Poverty Research, Northwestern University/University of Chicago, Julio 2001.
- Griliches, "Capital skill complementarity", *Review of Economics and Statistics* 51, 1969.
- Groot, W. "The incidence of, and returns to overeducation in the UK", *Applied Economics* 28, 1996.
- Heckman, J.J., L.J. Lochner y P.E. Todd, "Fifty Years of Mincer Earnings Regressions", mimeo American Economic Association 2001.
- Johnson, G. "Changes in Earnings Inequality: the role of demand shifts", *Journal of Economic Perspectives* vol. 11(2), 1997.
- Johnson y Stafford. *Handbook of Labor Economics*, vol.3, 1999.
- Katz, L. and Autor D. "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality", en *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, North-Holland, Netherlands, 1999.
- Levy, F. y R. Murnane, "U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations". *Journal of Economic Literature* 30, septiembre, 1992.
- MIDEPLAN, "Relación entre Salario y Tipo de Educación, Evidencia para Hombres en Chile 1990-1998". Unidad de Estudios Prospectivos, 2000.
- Mizala, A. y P. Romaguera, "Female Labor Supply in Chile", ". *Documento de Trabajo* N°58, Centro de Economía Aplicada, Depto. Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, 1999.
- Mizala, A. y P. Romaguera, "Remuneraciones y los profesores en Chile". *Documento de Trabajo* N°93, Centro de Economía Aplicada, Depto. Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, 2000.
- Montenegro, C. "The Structure of Wages in Chile 1960-1996: an application of quantile regression". *Estudios de Economía* 25 (1), junio 1998.
- Oaxaca, R. "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, 14(3): 693-709, 1973.
- Psacharopoulos, G. "The Profitability of Investment in Education in Latin America: concepts and methods", mimeo Banco Mundial, 1995.
- Psacharopoulos, G. y K. Hinchliffe, "Further evidence on the elasticity of substitution among different types of educated labor", *Journal of Political Economy*, 80(4), 1972.

Sapelli, C.

Sloane, P.J., H. Battu y P.T. Seaman, "Overeducation, undereducation and the British labour market", *Applied Economics* 31, 1999.

Topel, R. "Factor Proportions and Relative Wages: the supply-side determinants of wage inequality", *Journal of Economic Perspectives* vol. 11(2), 1997.

Tyler, J., Murnane, R. y Levy, F., "Are lots of colleague graduates taking high school jobs?. A reconsideration of the evidence. *NBER Working Paper* 5127, 1995.

Anexo

Cuadro A.1

Distribución entre Categorías Ocupacionales de Ocupados con Educación Superior Completa.
(porcentajes)

	1992	1994	1996	1998	2000
Universidad completa					
FF.AA	0,20	0,40	0,24	0,29	0,15
Ejecutivos	14,93	12,51	12,74	11,69	10,67
Profesionales	61,72	67,16	67,86	66,66	67,90
Técnicos	11,3	9,01	10,93	10,53	11,62
Empleados oficina	3,97	3,68	2,99	3,66	3,28
Vendedores	2,68	3,18	2,26	2,89	2,71
Agricultores	1,18	0,58	0,43	0,71	0,64
Operarios	2,30	1,88	1,26	1,44	1,50
Operadores	0,87	1,03	0,54	1,16	0,90
No calificados	0,60	0,21	0,19	0,29	0,52
No responde	0,24	0,37	0,58	0,69	0,11
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
CFT o IP completa					
FF.AA	0,26	0,34	0,39	1,08	1,48
Ejecutivos	6,13	5,77	6,20	6,77	6,60
Profesionales	8,71	8,31	7,05	5,51	8,59
Técnicos	23,53	26,66	28,19	28,56	31,43
Empleados oficina	29,50	29,13	30,23	28,20	23,42
Vendedores	13,49	13,62	11,76	12,84	10,17
Agricultores	1,01	0,58	1,07	0,94	1,14
Operarios	9,30	8,39	9,38	8,32	8,83
Operadores	4,06	3,86	2,77	4,02	4,69
No calificados	3,17	2,82	2,55	2,94	3,35
No responde	0,85	0,52	0,41	0,82	0,28
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fuente: Elaborado a partir de la CASEN.

Cuadro A.2
Ingresos por Ocupación EE.UU, 1983
(Ingreso promedio semanal)

	Hombres		Mujeres	
	US\$	Razón	US\$	Razón
Directivos, Gerentes	530	0.95	339	1.08
Profesionales	506	1.00	367	1.00
Operarios de Maquinarias	319	1.59	204	1.80
Trab. No Calificado (a)	251	2.02	202	1.82
Trab. Servicios (b)	217	2.33	176	2.09

Fuente: Ehrenberg y Smith (2000), pp. 531.

(a) Corresponde a las categorías de "handlers cleaners, helpers, laborers"

(b) No incluye a trabajadores en servicios del hogar y de protección.

Cuadro A.3
Diferencias de Ingreso entre Graduados Universitarios y Secundarios. EE.UU.
(Ingreso anual en US\$ 1997)

	Ingresos Hombres (35-55 años)			Ingresos Mujeres (35-44 años)		
	Universitario (a)	Secundario (b)	Razón (a) (b)	Universitario (a)	Secundario (b)	Razón (a) (b)
1975	63 094	41 761	1.51	31 499	23 189	1.36
1980	56 234	39 907	1.41	31 163	22 875	1.36
1985	56 740	38 673	1.47	33 361	23 862	1.40
1990	58 210	35 523	1.64	38 843	24 421	1.59
1997	60 325	34 790	1.73	39 800	23 011	1.73

Fuente: Ehrenberg y Smith (2000), cuadro 14.3.

Cuadro A.4
Matrícula Universitaria y Diferenciales de Ingreso entre Universitarios y Graduados de secundaria.
EE.UU.

% Matriculados en la Universidad, como % de los Graduados de Secundaria			Diferenciales de Ingreso entre Universitarios y Graduados Secundarios	
Año	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
1970	55.2	48.5	1.38	1.42
1975	52.6	49.0	1.16	1.29
1980	46.7	51.8	1.19	1.29
1985	58.6	56.9	1.27	1.35
1990	57.8	62.0	1.48	1.59
1996	60.1	69.7	1.56	1.55

Fuente: Ehrenberg y Smith (2000) pp. 302.

Nota: Los ingresos se refieren a trabajadores de jornada completa, entre 25 y 34 años de edad.

Anexo A.5
Resultados Retorno a la Educación 1990 y 2000.

MODELO A	1990			2000		
	Coef.	Std. Err	t	Coef.	Std. Err	t
Escolaridad	0.113	0.001	82.99	0.115	0.001	124.54
Exp. Potencial	0.022	0.002	11.44	0.015	0.001	13.44
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-3.98	0.000	0.000	-0.13
Hombre	0.183	0.026	7.16	0.094	0.017	5.53
Hombre x exp. Potencial	0.010	0.002	4.37	0.010	0.001	6.96
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-3.14	0.000	0.000	-6.22
Soltero	-0.194	0.013	-15.48	-0.118	0.008	-15.04
Urbano	0.016	0.015	1.08	0.068	0.008	9.08
Constante	3.940	0.032	123.37	5.061	0.020	257.78
Number of obs	25377			54362		
F(8, 25368)	1190.84			2436.91		
Adj R-squared	0.2728			0.2639		

MODELO B	1990			2000		
	Coef.	Std. Err	t	Coef.	Std. Err	t
Escolaridad	0.091	0.002	56.67	0.087	0.001	81.17
Exp. Potencial	0.019	0.002	10.04	0.012	0.001	11.07
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-3.56	0.000	0.000	-0.23
Hombre	0.193	0.025	7.67	0.101	0.017	6.05
Hombre x exp. Potencial	0.011	0.002	4.77	0.010	0.001	7.44
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-3.58	0.000	0.000	-6.73
Soltero	-0.185	0.012	-14.94	-0.116	0.008	-15.17
Urbano	0.038	0.015	2.6	0.098	0.007	13.26
Profesional	0.481	0.019	25.02	0.618	0.013	48
Constante	4.131	0.032	127.26	5.335	0.020	265.97
Number of obs	25377			54362		
F(9, 25367)	1154.12			2513.95		
Adj R-squared	0.2903			0.2938		

Fuente: Estimadas con datos de las Encuestas CASEN.

Cuadro A.6
Regresión de Cuantiles, Retorno a la Educación 1990 y 2000

MODELO A	1990			2000		
	Coef.	Std. Err	t	Coef.	Std. Err	t
q10						
Escolaridad	0.091	0.002	43.06	0.085	0.001	59.1
Exp. Potencial	0.015	0.005	3.13	0.013	0.003	4.79
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-2.43	0.000	0.000	-2.71
Hombre	0.184	0.041	4.5	0.138	0.033	4.23
Hombre x exp. Potencial	0.009	0.006	1.63	0.005	0.003	1.67
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-0.54	0.000	0.000	-0.67
Soltero	-0.177	0.021	-8.48	-0.091	0.009	-10.04
Urbano	0.049	0.029	1.69	0.055	0.009	6.01
Constante	3.496	0.063	55.69	4.759	0.036	132.56
q25						
Escolaridad	0.099	0.002	52.06	0.094	0.002	56.31
Exp. Potencial	0.018	0.002	9.16	0.011	0.001	7.88
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-4.13	0.000	0.000	-0.98
Hombre	0.139	0.023	6.14	0.085	0.016	5.22
Hombre x exp. Potencial	0.010	0.002	4.09	0.009	0.001	6.28
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-2.15	0.000	0.000	-4.32
Soltero	-0.148	0.013	-11.09	-0.084	0.008	-9.9
Urbano	0.009	0.014	0.67	0.041	0.009	4.79
Constante	3.742	0.030	124.95	4.973	0.031	160.13
q50						
Escolaridad	0.110	0.001	114.24	0.113	0.001	95.74
Exp. Potencial	0.024	0.002	15.55	0.016	0.001	13.37
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-5.6	0.000	0.000	0.24
Hombre	0.179	0.020	9.11	0.099	0.015	6.65
Hombre x exp. Potencial	0.009	0.002	3.57	0.010	0.001	10.28
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-1.94	0.000	0.000	-8
Soltero	-0.176	0.008	-20.93	-0.103	0.008	-12.78
Urbano	-0.023	0.015	-1.58	0.068	0.008	9.07
Constante	3.933	0.014	272.28	5.019	0.021	242.26
q75						
Escolaridad	0.123	0.001	87.1	0.127	0.001	119.5
Exp. Potencial	0.030	0.002	12.68	0.017	0.002	9.4
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-3.44	0.000	0.000	1.92
Hombre	0.252	0.033	7.7	0.077	0.019	4.06
Hombre x exp. Potencial	0.008	0.004	1.91	0.013	0.002	6.64
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-1.33	0.000	0.000	-5.53
Soltero	-0.199	0.016	-12.66	-0.122	0.013	-9.72
Urbano	-0.002	0.020	-0.09	0.079	0.009	8.33
Constante	4.099	0.031	132.32	5.225	0.024	213.73

q90

Escolaridad	0.130	0.003	48.17	0.133	0.001	96.98
Exp. Potencial	0.032	0.005	7.11	0.020	0.002	9.88
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-1.71	0.000	0.000	2.12
Hombre	0.282	0.069	4.06	0.115	0.035	3.3
Hombre x exp. Potencial	0.004	0.006	0.66	0.011	0.003	3.33
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-1.09	0.000	0.000	-3.29
Soltero	-0.247	0.030	-8.27	-0.148	0.014	-10.34
Urbano	0.034	0.033	1.03	0.115	0.017	6.64
Constante	4.468	0.066	67.97	5.543	0.031	181.35

0.10	Pseudo R2 =	0.1277	0.0962
0.25	Pseudo R2 =	0.1305	0.1053
0.50	Pseudo R2 =	0.1683	0.1556
0.75	Pseudo R2 =	0.181	0.1830
0.90	Pseudo R2 =	0.1709	0.1689
	N observac.	25377	54362

Fuente: Elaborado en base a la Encuesta CASEN

Cuadro A.7
Regresion de Cuantilas, Retorno a la Educación y Dummy Profesional, 1990 y 2000

MODELO B	1990			2000		
	Coef.	Std. Err	t	Coef.	Std. Err	t
q10						
Escolaridad	0.075	0.003	23.12	0.066	0.002	39
Exp. Potencial	0.023	0.003	8.44	0.012	0.002	7.72
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-5.64	0.000	0.000	-5.22
Hombre	0.278	0.036	7.65	0.135	0.026	5.18
Hombre x exp. Potencial	0.008	0.003	2.25	0.006	0.002	3.13
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-0.93	0.000	0.000	-1.9
Soltero				-0.087	0.012	-7.31
Urbano	0.083	0.028	3.02	0.066	0.009	7.52
Profesionales	0.558	0.035	15.76	0.657	0.024	27.58
Constante	3.372	0.043	78.13	4.941	0.029	171.07
q25						
Escolaridad	0.081	0.002	43.31	0.067	0.001	53.75
Exp. Potencial	0.022	0.002	9.73	0.008	0.001	7.44
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-4.77	0.000	0.000	-1.85
Hombre	0.185	0.024	7.55	0.098	0.014	6.73
Hombre x exp. Potencial	0.009	0.003	3.4	0.008	0.001	5.79
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-1.31	0.000	0.000	-4.46
Soltero				-0.078	0.006	-13.72
Urbano	0.035	0.013	2.66	0.064	0.006	11.15
Profesionales	0.510	0.017	30.77	0.754	0.019	39.79
Constante	3.735	0.030	124.14	5.262	0.015	362.66
q50						
Escolaridad	0.092	0.002	40.84	0.083	0.001	67.72
Exp. Potencial	0.025	0.002	14.01	0.010	0.001	10.58
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-5.03	0.000	0.000	2.22
Hombre	0.205	0.029	6.95	0.093	0.014	6.61
Hombre x exp. Potencial	0.012	0.003	3.77	0.011	0.001	8.45
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-2.43	0.000	0.000	-6.84
Soltero				-0.104	0.006	-18.66
Urbano	0.008	0.010	0.79	0.089	0.004	20.4
Profesionales	0.462	0.019	24.19	0.656	0.017	39.77
Constante	3.925	0.028	138.18	5.347	0.021	260.34
q75						
Escolaridad	0.109	0.003	41.21	0.101	0.001	67.35
Exp. Potencial	0.032	0.003	11.19	0.013	0.002	6.47
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-3.49	0.000	0.000	1.98
Hombre	0.301	0.043	7.07	0.097	0.018	5.34

Hombre x exp. Potencial	0.008	0.004	1.88	0.014	0.002	6.05
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-1.19	0.000	0.000	-4.88
Soltero				-0.126	0.011	-11.55
Urbano	0.035	0.018	1.92	0.115	0.009	13.16
Profesionales	0.391	0.031	12.75	0.571	0.020	28.07
Constante	4.027	0.053	75.84	5.465	0.025	221.75

q90

Escolaridad	0.117	0.003	33.63	0.109	0.002	43.65
Exp. Potencial	0.038	0.006	6.47	0.019	0.003	7.18
Exp. Potencial^2	0.000	0.000	-1.95	0.000	0.000	1.14
Hombre	0.336	0.097	3.48	0.113	0.036	3.15
Hombre x exp. Potencial	0.005	0.009	0.59	0.011	0.003	3.8
Hombre x exp. Potencial^2	0.000	0.000	-0.66	0.000	0.000	-3.69
Soltero				-0.152	0.016	-9.4
Urbano	0.086	0.037	2.33	0.142	0.014	10.2
Profesionales	0.349	0.049	7.06	0.596	0.040	14.73
Constante	4.346	0.078	55.54	5.738	0.039	148.33

0.10	Pseudo R2 =	0.1518	0.1134
0.25	Pseudo R2 =	0.1589	0.1336
0.50	Pseudo R2 =	0.1850	0.1810
0.75	Pseudo R2 =	0.1825	0.1988
0.90	Pseudo R2 =	0.1625	0.1812
	N observac.	19211	54362

Fuente: Elaborado en base a la Encuesta CASEN.

Cuadro A.8
Estadísticas descriptivas muestra total año 1990

	Mean	Std. Deviation	Minimum	Maximum	N
Ingreso Ocupación Principal	83 042.91	146 867.54	100	3 960 000	24 944
Escolaridad	10.15	4.17	0	19	24 944
Horas de trabajo en la semana	49.05	15.97	1	112	24 944
Hombre (1:Hombre - 0:Mujer)	0.66	0.48	0	1	24 944
Zona Urbana (1:Urbana - 0:Rural)	0.88	0.32	0	1	24 944
Experiencia Potencial (= edad - esc - 6)	20.55	13.87	0	87	24 944
Experiencia Potencial al cuadrado	614.77	745.07	0	7.569	24 944
Trabaja en Sector Público (1:Sí - 0:No)	0.04	0.20	0	1	24 944
Hombre x Experiencia	13.90	15.13	0	87	24 944
(Hombre x Experiencia) ²	422.26	688.75	0	7.569	24 944
1 si Individuo es Soltero; 0 en caso contrario	0.28	0.45	0	1	24 944

Fuente: CASEN 1990.

Nota: dependiendo del modelo utilizado, la población considerada (N) experimentó algunas variaciones, por problemas de datos missing en algunas variables.

Cuadro A.9
Estadísticas descriptivas muestra total año 2000

	Mean	Std. Deviation	Minimum	Maximum	N
Ingreso ocupación principal	218 507.49	345 063.67	1 002	18 260 000	54 362
Escolaridad	10.26	3.98	0	21	54 362
Horas de trabajo en la semana	45.84	20.70	0	238	54 362
Hombre (1:Hombre - 0:Mujer)	0.63	0.48	0	1	54 362
Zona Urbana (1:Urbana - 0:Rural)	0.79	0.41	0	1	54 362
Experiencia Potencial (= edad - esc - 6)	22.47	14.17	0	81	54 362
Experiencia Potencial al cuadrado	705.51	804.39	0	6.561	54 362
Trabaja en Sector Público (1:Sí - 0:No)	0.16	0.37	0	1	54 362
Hombre x Experiencia	14.45	15.86	0	81	54 362
(Hombre x Experiencia) ²	460.25	740.80	0	6.561	54 362
1 si Individuo es Soltero; 0 en caso contrario	0.27	0.44	0	1	54 362

Fuente: CASEN 2000.