

CENTRO DE ESTUDIOS PÚBLICOS

MONSEÑOR SOTERO SANZ 175
TELÉFONOS: 2315324 - 2315325

SANTIAGO - CHILE

**EDUCACIÓN Y DESIGUALDAD DE INGRESOS:
UNA NUEVA MIRADA**

HARALD BEYER B.

DOCUMENTO DE TRABAJO N° 297

AGOSTO 1999

EDUCACIÓN Y DESIGUALDAD DE INGRESOS: UNA NUEVA MIRADA

Harald Beyer B.

La desigualdad en Chile es alta. Ella es producto de una elevada participación del 10% más rico de la población en el ingreso nacional. Ésta es, sin embargo, una parte de la historia. La fuente directa de la desigualdad de los hogares son los ingresos del trabajo y no los del capital como comúnmente se cree. Una situación que, por lo demás, es similar a la de toda América Latina. Si uno descompone la distribución de los ingresos en nuestro país se encuentra con que ésta en su parte inferior no es demasiado distinta de la que se observa en países mucho más igualitarios. La parte superior de la distribución, sin embargo, se dispersa significativamente. Ello se explica porque el impacto de la educación apenas se nota para aquellos que tienen 12 o menos años de educación. La curva de ingresos para este grupo es prácticamente plana. Sólo a partir de la educación superior tiene un año adicional de educación un impacto significativo en los ingresos de las personas. La marcada diferencia de ingresos de las personas según su nivel de educación, especialmente entre aquellos que tienen educación superior y los que no la tienen se traduce en una segmentación económica que claramente está definida por la educación. Ello es tan marcado que el nivel educacional de las personas pasa a ser un predictor casi perfecto del quintil de ingresos al que pertenece una persona.

En una perspectiva comparada esto se traduce en que el “premio” a la educación universitaria es claramente más alto en Chile que en países más desarrollados que el nuestro en una proporción que va aproximadamente de 2 a 1 hasta, en algunos casos, 4 a 1. Así, por ejemplo, si una persona con educación universitaria completa en Italia gana aproximadamente 1,7 vez lo que gana una persona con estudios de básica, en Chile esa relación es de 5,5 veces. Esto es el resultado de diferencias importantes en la estructura de retornos privados de la educación en Chile. Años adicionales de educación en la enseñanza básica tienen un efecto marginal sobre los salarios de 6%. En la enseñanza media este retorno adicional es del orden de un 10% mientras que en la educación superior este se empuja a una cifra del orden de 22%. Esta estructura relativa es poco común y en países más desarrollados es habitualmente inversa.

Esta situación no siempre ha sido así en nuestro país. En 1960 los retornos privados marginales a la educación básica y media estaban en torno al 10 y 20%, respectivamente. Los de la educación universitaria se empujaban al 13%. En 1970 la enseñanza básica y media mantenían sus retornos y los de la educación superior alcanzaban un 20% aproximadamente. Estos fuertes cambios están a la base de las relativamente mayores desigualdades que se observan en el Chile de los 90 que en el de los 60. En una perspectiva comparada esta estructura de retornos unida a las diferencias todavía importantes en la escolaridad de los chilenos y, en general, de los latinoamericanos contribuyen a explicar parte importante de las mayores desigualdades que se observan en nuestra región respecto del resto del mundo.

Si queremos reducir las desigualdades, el desafío es aumentar la productividad laboral de los menos educados. Si no se eleva la calidad de la educación ello difícilmente ocurrirá. Las demás políticas que se puedan idear no tendrán un impacto mayor en la reducción de la desigualdad.

INTRODUCCIÓN

La desigualdad de ingresos es un tema que preocupa. La preocupación tiene su origen en que Chile tiene una distribución del ingreso que, en términos comparativos, es muy desigual. Además, a pesar de que hasta antes de la crisis económica del año 1999, la economía chilena había experimentado tasas extraordinariamente altas de crecimiento, la desigualdad se resiste a caer. Chile comparte estos altos niveles de desigualdad con, prácticamente, toda América Latina. La razón de esta desigualdad no es clara. Aunque es común escuchar que las causas de esta desigualdad hay que buscarla en una alta concentración de la propiedad, la evidencia al respecto no es demasiado conclusiva. En un reciente análisis, por ejemplo, el BID concluye que esta situación de desigualdad en América Latina está lejos de deberse a la concentración, en unas pocas manos, de una proporción desmedidamente alta de los activos¹. La explicación hay que buscarla, más bien, en las significativas diferencias salariales que recorren América Latina. Para el promedio de América Latina el coeficiente Gini², una medida tradicional de desigualdad de ingresos, es 0,51 si se calcula utilizando los ingresos del trabajo de los hogares. Si se calcula utilizando todos los ingresos de los hogares este coeficiente alcanza a 0,52³. Entonces, más allá de lo desigual que se puedan distribuir los ingresos del capital, la fuente directa de la desigualdad de los hogares son los ingresos del trabajo. Si estos se distribuyesen de una manera más igualitaria, la situación de desigualdad en Chile y, en general, en América Latina estaría en niveles más parecidos a los de países europeos o del sur de Asia.

Por supuesto, de aquí no puede desprenderse que el impacto de los ingresos del capital sobre la desigualdad sea irrelevante. Más bien, que los eventuales efectos, si los hay, son indirectos; por ejemplo, a través de su impacto en la estructura productiva del país. Este es un tema que no ha sido suficientemente explorado en la literatura especializada y hay apenas hipótesis preliminares. En principio, la estructura productiva del país determina la demanda relativa de trabajadores calificados y no calificados. Dadas las ofertas de estos tipos de trabajadores (ajustadas por calidad), se definen los salarios relativos de la economía. Ahora bien, la evolución de la estructura productiva es difícil de predecir. Depende de muchos aspectos. Entre otros, de las ventajas comparativas de un país y de sus políticas comerciales, de su sistema financiero, tal vez de los propias ofertas relativas de trabajadores calificados y no calificados y, por qué no, de los ingresos del capital en cada uno de los sectores productivos, especialmente en los sectores no transables y de recursos naturales.

En la sección siguiente, la más elaborada de este estudio, presentamos evidencia respecto de lo desigual que son los ingresos del trabajo en Chile y cómo la correlación entre estos y el nivel de educación de las personas es débil para la educación básica y media y fuerte para la educación superior. El resultado es que los retornos privados de años adicionales de educación básica y media son bajos mientras que los de educación superior son muy altos. Estas importantes diferencias en los retornos a la educación amplifican las desigualdades de ingreso que introducen naturalmente las aún significativas brechas educacionales existentes entre ricos y pobres. Se muestra, además, que el retorno privado a la educación superior ha sido siempre relativamente alto y que en las últimas décadas éste incluso ha subido mientras que los retornos de la educación básica y media se han reducido.

En la tercera sección de este estudio se presenta alguna evidencia preliminar de que tanto las diferencias en la escolaridad como en el retorno de la educación pueden explicar una proporción importante de las variacio-

¹ Véase BID (1998).

² Este coeficiente fluctúa entre 0 y 1. Mientras más se acerca a 0 menor es la desigualdad de ingresos.

³ Estos datos provienen de BID (1998).

nes, que se observan entre países, en la desigualdad de ingresos. Son, precisamente, estos altos retornos relativos de la educación superior los que requieren de una explicación más acabada. La cuarta sección concluye.

1. LA DESIGUALDAD DE LOS INGRESOS DEL TRABAJO EN CHILE

La dimensión de la desigualdad

El Cuadro N° 1 deja en claro, nos parece, que la desigualdad de ingresos en América Latina y, en particular, en Chile es comparativamente alta. Chile aparece con una desigualdad especialmente marcada porque la información presentada es a nivel de personas más que de hogares y recoge ingresos y no gastos. Que, en Chile, simultáneamente el número de niños por hogar sea más alto en los hogares de bajos ingresos y que la proporción de personas ocupadas por hogar sea mayor en los hogares de altos ingresos hace que la distribución de ingresos a nivel de los hogares sea relativamente menos desigual que a nivel de las personas.

CUADRO N°1 DESIGUALDAD DE INGRESOS EN DISTINTAS REGIONES GEOGRÁFICAS EN LOS 90⁴

| Región | Gini | Participación en Ingreso Nacional por Quintil de Ingresos | | | |
|---|-------|---|-------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 y 4 | 5 |
| África al Sur del Sahara | 46,95 | 5,15 | 8,94 | 33,54 | 52,37 |
| América Latina y el Caribe | 49,31 | 4,52 | 8,70 | 33,84 | 52,94 |
| Asia Oriental y el Pacífico | 38,09 | 6,84 | 11,30 | 37,53 | 44,33 |
| Asia del Sur | 31,88 | 8,76 | 12,91 | 38,42 | 39,91 |
| Europa del Este | 28,94 | 8,83 | 13,36 | 40,01 | 37,80 |
| Medio Oriente y África Norte | 38,03 | 6,90 | 10,91 | 36,84 | 45,35 |
| Países Industrializados y en Desarrollo de Altos Ingresos | 33,75 | 6,26 | 12,15 | 41,80 | 39,79 |
| Chile | 56,49 | 3,52 | 6,62 | 28,91 | 60,95 |

Fuente: Deininger and Squire (1996).

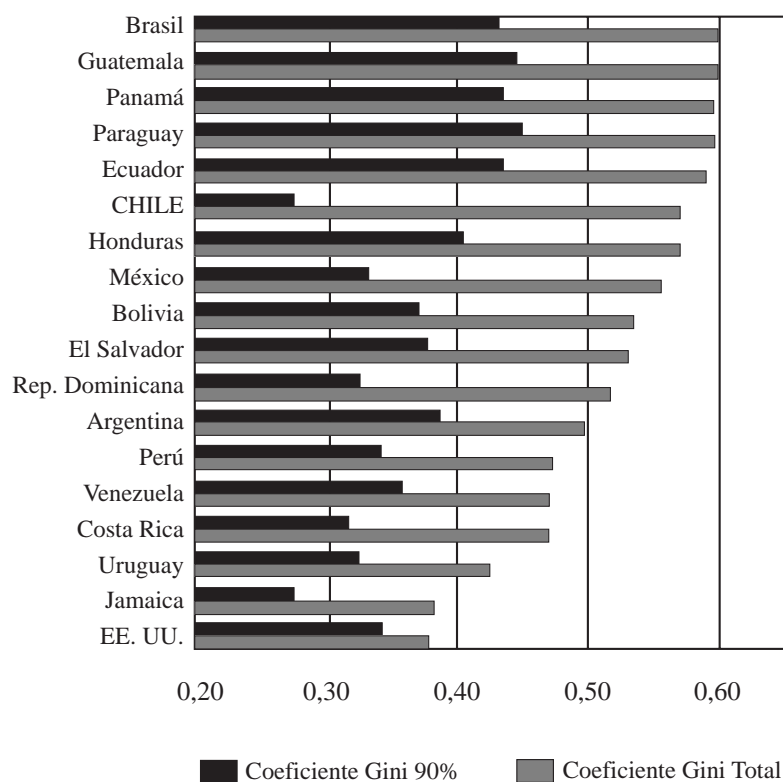
El Gráfico N° 1, tomado del informe sobre desigualdad en América Latina del Banco Interamericano de Desarrollo, deja en evidencia que en la región, y especialmente en Chile, esta desigualdad es producto de una elevada participación del 10% más rico de la población en el ingreso nacional. Si se elimina este grupo del cálculo del coeficiente Gini, su valor cae considerablemente en todos los países de la región. Para Chile, si bien nos asisten algunas dudas sobre los valores efectivos⁵, la caída en este coeficiente es particularmente notable. Es habitual que no se encuentran análisis más detallados de este 10% más rico de la población y, generalmente, se lo trata como un grupo homogéneo. Sin embargo, está compuesto por un grupo tremendamente heterogéneo de hogares e individuos

⁴ Los datos para las distintas regiones provienen de diversos estudios. Algunos son a nivel de hogares. Otros a nivel de personas. También los hay de gastos e ingresos. Estos últimos, a su vez, en ocasiones son brutos y en otras netos. En estricto rigor, ellos no son comparables y, por lo tanto, los promedios presentados no son estrictamente correctos. Con todo, como veremos más adelante, estas discrepancias metodológicas no afectan las tendencias.

⁵ Véase Cuadro N°2.

al grado de que, como lo sugiere el Cuadro N°2, los niveles de desigualdad al interior de este grupo en Chile son relativamente importantes, especialmente si se considera la distribución individual de ingresos.

GRÁFICO N° 1 COEFICIENTE GINI EN AMÉRICA LATINA EXCLUYENDO AL 10% MÁS RICO DE LA POBLACIÓN



Fuente: BID, (1998).

CUADRO N°2 MEDIDAS DE DESIGUALDAD PARA DISTINTOS GRUPOS DE LA POBLACIÓN
(Sobre la base de ingresos monetarios en 1994)

| | Toda la población | | 90% de menores ingresos | | 10% de mayores ingresos | |
|-----------|-------------------|------------|-------------------------|------------|-------------------------|------------|
| | Hogares | Individuos | Hogares | Individuos | Hogares | Individuos |
| Quintil 1 | 4,5% | 3,2% | 6,3% | 5,0% | 12,1% | 9,4% |
| Quintil 2 | 8,5% | 6,5% | 11,8% | 10,0% | 12,2% | 11,1% |
| Quintil 3 | 12,3% | 10,4% | 17,1% | 15,4% | 14,9% | 13,4% |
| Quintil 4 | 19,0% | 17,4% | 23,4% | 23,8% | 21,7% | 18,0% |
| Quintil 5 | 55,8% | 62,4% | 41,4% | 45,8% | 39,1% | 48,0% |
| Gini | 0,498 | 0,576 | 0,346 | 0,397 | 0,289 | 0,380 |

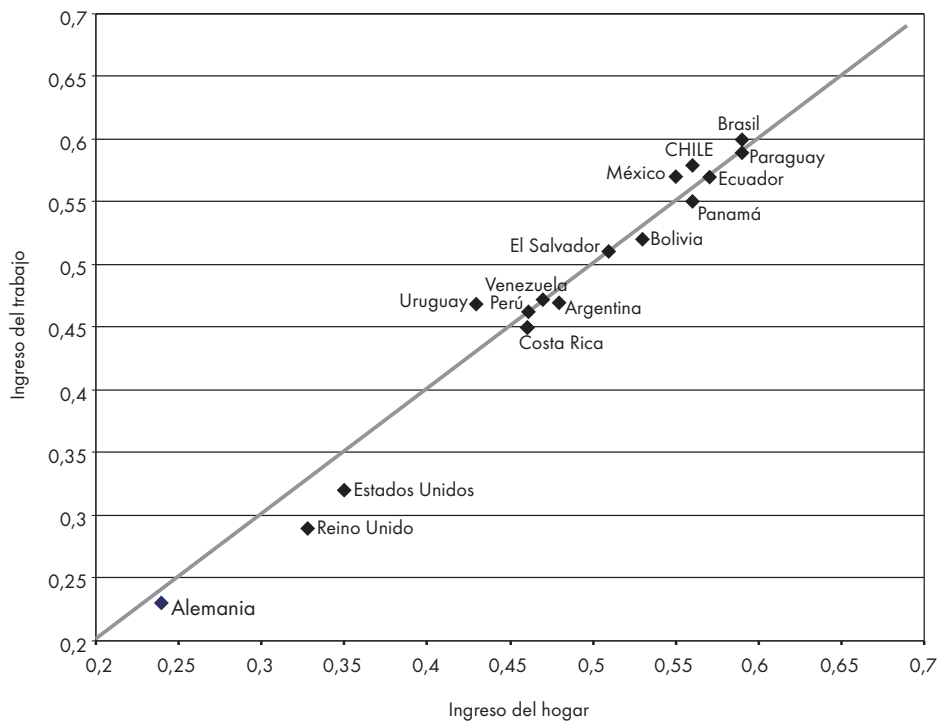
Nota: Hogares se ordenan de acuerdo a ingreso *per cápita*. Porcentajes corresponden a participación en ingreso nacional.

Fuente: Elaboración propia a base de Encuesta CASEN 1994.

El Cuadro N°2, además de revelar que en el 10% de mayores ingresos de la población es tremendamente heterogéneo desde el punto de vista de sus ingresos, sugiere que en todos los grupos considerados los hogares de menor ingreso (per cápita) tienden a tener un número mayor de individuos viviendo en el hogar. Esto explica que, en todos los grupos, la distribución individual de los ingresos sea más desigual que la de los hogares.

Que la distribución del ingreso de la población que excluye al 10% de los hogares o personas de más altos ingresos se acerca más a la que rige en otros lugares del mundo, puede inducirnos a pensar de que la causa fundamental de la abrumadora desigualdad de ingresos en Chile y, en general, en América Latina tiene su origen en la concentración de los ingresos del capital en unas pocas manos. La evidencia, tal como la refleja el Gráfico N°2, revela que esta desigualdad, sin embargo, está fuertemente correlacionada con los ingresos del trabajo. Ello también ocurriría en países más desarrollados como sugiere la información presentada para Alemania, Reino Unido y Estados Unidos. Por otra parte, la evidencia disponible, si bien escasa, sugiere que la correlación entre activos físicos y desigualdad es tenue. Por ejemplo, Rodrik (Cuadro N°5, 1996) presenta algunos datos de concentración de la tierra y desigualdad de ingresos alrededor de 1960 para un grupo pequeño de países. La correlación entre ambas medidas es mucho más débil que la sugerida en el Gráfico N°2.

GRÁFICO N°2 CONCENTRACIÓN DE INGRESOS TOTALES E INGRESOS DEL TRABAJO
(Medido por el coeficiente Gini)



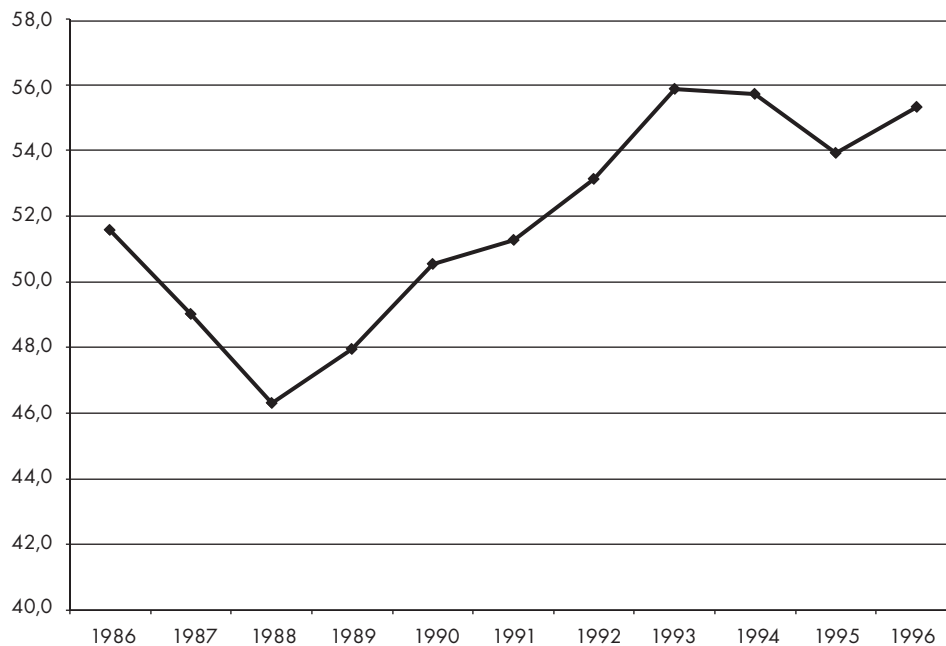
Por otra parte, tampoco la concentración accionaria parece ser especialmente importante en la distribución del ingreso. Burki y Perry (1998) presentan antecedentes que muestran que la concentración de la propiedad en las diez empresas más grandes de Chile es inferior a la de países como Alemania, Bélgica, Dinamarca, España y Suiza, los que tienen distribuciones del ingreso menos desiguales que Chile. No pretendemos concluir, a partir de

estos antecedentes, que la propiedad en Chile o América Latina está muy dispersa. Más bien buscamos restarle dramatismo a la afirmación de que la concentración de los activos es tan exagerada que, en gran medida, determina la desigual distribución del ingreso observada en la región.

Centrar el análisis en la distribución de los ingresos del trabajo tiene, además, un sentido adicional si se piensa que en los países desarrollados los ingresos del capital no superan más de 1/3 de los ingresos nacionales y que, en general, la participación de los ingresos del capital en los países menos desarrollados es superior a estas cifras⁶. De ahí que es plausible argumentar que los ingresos del trabajo aumentarán en importancia a medida que un país se desarrolla. Esta argumentación, sin embargo, exige cierta cautela porque contrasta con una de las regularidades empíricas sugerida por Kaldor (1963)⁷; esto es, que la participación del capital en el ingreso nacional permanece relativamente estable en el tiempo. Kaldor, también, argumentaba que la rentabilidad del capital permanece inalterada con el crecimiento económico. Esta regularidad, sin embargo, no parece sostenerse empíricamente. La rentabilidad del capital cae a medida que los países crecen (Barro y Sala-i-Martin, 1995) por lo que es probable que los ingresos del capital pierdan importancia relativa con el desarrollo económico.

Cabe hacer notar que en los últimos años, tal como lo sugiere el Gráfico N°3, ha habido en Chile un aumento de la participación de los ingresos del trabajo en el ingreso nacional⁸. Sabemos que ésta no se ha traducido en un cambio en la distribución del ingreso en el país; ésta se ha mantenido relativamente estable en el mismo período (Valdés, 1999).

GRÁFICO N°3 PARTICIPACIÓN DE LOS INGRESOS DEL TRABAJO EN EL INGRESO NACIONAL



⁶ Esta diferencia puede ser el resultado de una mala medición de los ingresos del trabajo por la presencia de trabajadores independientes o una economía informal significativa.

⁷ Citado en Barro y Sala-i-Martin (1995).

⁸ Este gráfico se ha construido sobre la base de cuentas nacionales. Se le ha sumado al ingreso de los asalariados una estimación de ingresos de los trabajadores independientes. Ésta se ha calculado imputándole a los trabajadores independientes un salario promedio equivalente al de los asalariados. Se ha supuesto que la carga tributaria indirecta neta recae en trabajadores y capital en proporción a su contribución al ingreso nacional.

Tomando todos estos antecedentes en conjunto es que parece razonable sostener que la situación de desigualdad en América Latina y, por supuesto, en Chile se explica fundamentalmente por la distribución de los ingresos del trabajo.

¿Cómo se distribuyen los ingresos del trabajo?

La combinación de los cuadros N°3, 4 y 5 deja en evidencia lo desigual que se distribuyen los ingresos del trabajo en Chile. Específicamente, el Cuadro N°3 muestra que incluso al nivel de los asalariados esta distribución es muy desigual.

CUADRO N°3 DISTRIBUCIÓN PERSONAL DEL INGRESO DE LOS HOMBRES EN 1994⁹

| | Trabajadores independientes, asalariados y empresarios ¹⁰ | Trabajadores independientes y asalariados | Asalariados |
|-----------|---|--|-------------|
| Quintil 1 | 4,8 | 5,5 | 6,1 |
| Quintil 2 | 7,7 | 8,7 | 8,5 |
| Quintil 3 | 11,0 | 12,4 | 12,9 |
| Quintil 4 | 17,1 | 18,6 | 18,7 |
| Quintil 5 | 59,4 | 54,8 | 53,8 |
| Gini | 0,527 | 0,479 | 0,464 |

Fuente: Elaboración propia a base de Encuesta Casen 1994.

Los Cuadros N°4 y 5 nos entregan una perspectiva comparada de la desigualdad entre los asalariados hombres y mujeres. La información de las mujeres hay que tomarla con cautela por los diversos grados de participación laboral y experiencia efectiva que existe entre países. Chile, por ejemplo, tiene una participación laboral femenina comparativamente baja, incluso desde una perspectiva latinoamericana, y con interrupciones frecuentes.

A través de estos cuadros se busca comparar entre países las características de sus respectivas distribuciones. Dado que estamos interesados de modo especial en relaciones de regresión (la distribución de los salarios condicional a un conjunto de características individuales observables) y no en totales poblacionales, la información sólo recoge estimaciones no ponderadas. Se utilizan en la comparación cuartiles (se divide los asalariados en cuatro grupos iguales) y deciles (se divide los asalariados en diez grupos iguales)¹¹. Específicamente, se comparan las razones entre los valores de los cuartiles y deciles inferiores y superiores y el valor de la mediana (valor que separa a los asalariados en dos grupos iguales) de cada distribución salarial. Para cada país esto permitiría tener, por analogía con el coeficiente de variación, indicadores de desigualdad de tipo $CV_u = (Q_{1-u} - Q_u) / Q_{0,50}$, con $0 < u < 0,50$. Como referencia, el Cuadro N°4 presenta los coeficientes GINI para los distintos países. Estos se han calculado

⁹ Incluye todos aquellos trabajadores que trabajan 40 horas y más.

¹⁰ Cabe hacer nota que se considera todo el ingreso declarado por los empresarios para estimar esta distribución. Parte de estos ingresos, sin embargo, corresponden estrictamente a compensaciones por inversiones previas.

¹¹ Algunos países no reportan los ingresos en forma continua sino que en rangos para ingresos más altos. Ello hace poco recomendable con los momentos de la distribución.

sobre bases distintas, lo que debe tenerse presente a la hora de las comparaciones. Las demás columnas, en cambio, están construidas sobre bases comparables, estas son los salarios de hombres y mujeres que trabajan tiempo completo y que tienen entre 25 y 59 años.

CUADRO N°4 INGRESO RELATIVO DE LOS HOMBRES RESPECTO MEDIANA EN LOS 90
(Trabajan tiempo completo, tienen entre 25 y 59 y son asalariados)

| | Decil inferior | Cuartil inferior | Cuartil superior | Decil superior | Gini |
|------------------------|----------------|------------------|------------------|----------------|----------------------|
| Alemania | 0,58 | 0,79 | 1,30 | 1,70 | 0,262 ^g |
| Australia | 0,57 | 0,75 | 1,28 | 1,59 | 0,417 ^d |
| Bélgica | 0,65 | 0,80 | 1,35 | 1,89 | 0,269 ^e |
| Canadá | 0,39 | 0,68 | 1,35 | 1,70 | 0,277 ^d |
| Dinamarca ^a | 0,34 | 0,79 | 1,26 | 1,61 | 0,332 ^d |
| España | 0,48 | 0,75 | 1,34 | 1,78 | 0,259 ^{b/i} |
| Finlandia ^a | 0,12 | 0,75 | 1,31 | 1,78 | 0,261 ^e |
| Francia | 0,67 | 0,80 | 1,36 | 1,97 | 0,342 ^{b/d} |
| Holanda | 0,70 | 0,83 | 1,25 | 1,65 | 0,294 ^f |
| Israel | 0,49 | 0,66 | 1,55 | 2,29 | 0,366 ^{c/e} |
| Italia ^a | 0,50 | 0,82 | 1,27 | 1,82 | 0,321 ^e |
| Luxemburgo | 0,66 | 0,79 | 1,36 | 1,67 | 0,271 ^b |
| Noruega ^a | 0,33 | 0,78 | 1,27 | 1,67 | 0,331 ^e |
| Polonia | 0,60 | 0,76 | 1,38 | 1,89 | 0,331 ^h |
| Suecia | 0,56 | 0,81 | 1,29 | 1,72 | 0,324 ^e |
| Taiwan | 0,61 | 0,79 | 1,35 | 1,78 | 0,308 ⁱ |
| Reino Unido | 0,58 | 0,74 | 1,36 | 1,85 | 0,324 ^g |
| EE. UU. | 0,37 | 0,61 | 1,47 | 2,06 | 0,379 ^d |
| Chile | 0,53 | 0,67 | 1,69 | 3,12 | 0,576 ⁱ |

a: Incluye trabajadores part-time; b: década de los 80; c: urbano; d: sobre hogares e ingresos brutos; e: sobre hogares e ingresos netos; f: sobre hogares equivalentes e ingresos netos; g: sobre personas equivalentes e ingresos netos; h: sobre personas e ingresos brutos; i: sobre hogares y gasto neto; j: sobre personas e ingresos netos.

Fuente: Peracchi, 1999. Para Chile, elaboración propia a base de Encuesta CASEN 1994. Los Gini provienen de Deinger y Squire (1996).

Estos cuadros revelan que Chile tiene una distribución de ingresos que en su parte inferior no es demasiado distinta de la de los demás países considerados. Si bien los grados de dispersión en esta parte de la distribución son algo mayores que en Francia u Holanda, también ocurre que son menores que en Canadá y Estados Unidos y similares a los de Reino Unido, Israel o España. En la parte superior de la distribución, en cambio, las diferencias entre Chile y los demás países son muy marcadas. Estas diferencias, aunque todavía razonables, ya se empiezan a notar antes de llegar al cuartil superior de la distribución y definitivamente se disparan en la parte superior de la distribución como lo sugiere la cuarta columna. Esta situación se da tanto para hombres como para las mujeres aunque en éstas últimas las diferencias son algo menos pronunciadas. Debe recordarse, sin embargo, que la participación laboral de la mujer en Chile está concentrada en los niveles educacionales más altos lo que ayuda a comprimir la distribución salarial¹². Estas diferencias, desde luego importantes, se hacen aún más notorias al considerar el último 10% de los asalariados. Hemos dicho que el grupo de mayores ingresos es muy heterogéneo.

¹² Sobre este punto véase Beyer (1995).

Algo similar se puede afirmar respecto del 10% de personas que obtienen los mayores salarios. Para los hombres, por ejemplo, la razón entre el decil superior y la mediana de este grupo de ingresos es 2,25 veces. Por otra parte, $Q_{0,99}/Q_{0,90}$ es igual a 3,6 veces. Por consiguiente, $Q_{0,99}/Q_{0,50}$ es igual a 11,2 veces y $Q_{0,99}/Q_{0,10}$ es igual a 21,2 veces.

CUADRO N°5 INGRESO RELATIVO DE LAS MUJERES RESPECTO MEDIANA EN LOS 90
(Trabajan tiempo completo, tienen entre 25 y 59 y son asalariadas)

| | Decil inferior | Cuartil inferior | Cuartil superior | Decil superior |
|------------------------|----------------|------------------|------------------|----------------|
| Alemania | 0,48 | 0,73 | 1,24 | 1,55 |
| Australia | 0,59 | 0,80 | 1,29 | 1,56 |
| Bélgica | 0,58 | 0,76 | 1,31 | 1,65 |
| Canadá | 0,38 | 0,65 | 1,38 | 1,82 |
| Dinamarca ^a | 0,28 | 0,64 | 1,23 | 1,47 |
| España | 0,24 | 0,57 | 1,50 | 2,01 |
| Finlandia ^a | 0,66 | 0,85 | 1,23 | 1,59 |
| Francia | 0,45 | 0,75 | 1,33 | 1,69 |
| Holanda | 0,60 | 0,82 | 1,18 | 1,40 |
| Israel | 0,52 | 0,69 | 1,51 | 2,18 |
| Italia ^a | 0,29 | 0,63 | 1,26 | 1,47 |
| Luxemburgo | 0,59 | 0,74 | 1,32 | 1,68 |
| Noruega ^a | 0,21 | 0,60 | 1,31 | 1,57 |
| Polonia | 0,64 | 0,78 | 1,31 | 1,78 |
| Suecia | 0,35 | 0,80 | 1,21 | 1,45 |
| Taiwan | 0,59 | 0,74 | 1,44 | 2,08 |
| Reino Unido | 0,58 | 0,75 | 1,39 | 1,84 |
| EE. UU. | 0,37 | 0,62 | 1,43 | 2,05 |
| Chile | 0,57 | 0,74 | 1,71 | 2,86 |

a: Incluye part - time.

Fuente: Peracchi, 1999. Para Chile, elaboración propia a base de Encuesta CASEN 1994.

Educación e ingresos del trabajo

La desigual distribución de los ingresos del trabajo nos hace preguntarnos por el papel que, en esto, juega la educación. Los Gráficos N° 4 y 5 constituyen un buen punto de partida para llevar a cabo este análisis. Ellos dejan en evidencia que aquellos que cursan la educación superior tienen la posibilidad de ver aumentados significativamente sus ingresos. La curva implícita que se forma en este nivel educativo tiene características exponenciales. En cambio, en la educación básica y media, años adicionales de educación tienen efectos relativamente marginales. La falta de graduación en el impacto de la educación sobre los ingresos del trabajo seguramente marca la distribución de los ingresos en Chile¹³. Esta ausencia de linealidad es especialmente notoria entre los hombres. Es menos marcada entre las mujeres seguramente por las razones que esgrimíamos para mirar con cautela la información para las mujeres.

¹³ Posiblemente, entender cabalmente dicha falta de graduación sea uno de los desafíos más importantes de la investigación sobre la distribución del ingreso.

GRÁFICO N°4 INGRESOS DEL TRABAJO HOMBRES
(Viven en la ciudad, trabajan más de 40 horas y tienen entre 25 y 54 años: A base de CASEN 1994)

GRÁFICO N°5 INGRESOS DEL TRABAJO MUJERES
(Viven en la ciudad, trabajan más de 40 horas y tienen entre 25 y 54 años: A base de CASEN 1994)

La marcada diferencia de ingresos de las personas según su nivel de educación, especialmente entre aquellos que tienen educación superior y los que no la tienen se traduce en una segmentación económica que claramente está definida por la educación. El Cuadro N°6 refleja adecuadamente esta afirmación. En primer lugar, se ve que hay una clara correspondencia entre quintil de ingreso y promedio de escolaridad. En segundo lugar, los valores del coeficiente de variación (la razón entre la desviación estándar y el promedio de la escolaridad) y de los cuantiles inferior ($Q_{0,25}$) y superior ($Q_{0,75}$), que resultan de ordenar los asalariados en cada quintil según su nivel educacional en cuatro grupos iguales, sugieren que las "filtraciones" son escasas. Por ejemplo, para el primer quintil

un valor de $Q_{0,75}$ igual a 10 significa que de los asalariados de menor ingreso tienen menos de 10 años de educación. Un valor de $Q_{0,25}$ igual a 12 años para los asalariados del quinto quintil significa que de ellos tienen 12 o más años de educación. Un bajo nivel de educación asegura con una probabilidad alta un lugar en el primer quintil. En cambio, la educación superior casi en forma automática deja a una persona en el quintil más alto de ingresos. Estamos en Chile, entonces, en presencia de una estructura de ingresos que está muy marcada por la educación.

CUADRO N°6 ESCOLARIDAD Y QUINTIL SALARIAL
(Hombres que tienen entre 25 y 59 años y que trabajan 40 o más horas semanales)

| | Promedio | Coefficiente de Variación | $Q_{0,25}$ | $Q_{0,75}$ |
|-----------|----------|---------------------------|------------|------------|
| Quintil 1 | 7,3 | 0,50 | 5 | 10 |
| Quintil 2 | 8,6 | 0,41 | 6 | 12 |
| Quintil 3 | 9,7 | 0,36 | 7 | 12 |
| Quintil 4 | 11,3 | 0,30 | 9 | 13 |
| Quintil 5 | 14,1 | 0,24 | 12 | 17 |
| Todos | 10,1 | 0,42 | 7 | 12 |

Fuente: Elaboración propia a base de Encuesta CASEN 1994.

Todos esperan que las personas de mayor nivel educacional tengan ingresos más altos que las personas menos educadas, pero como lo muestra el Cuadro N° 7 las diferencias en Chile superan largamente a la de otros países. Este cuadro compara el salario de una persona con estudios universitarios completos y una que tiene a lo más educación básica completa. Lo hace en distintos segmentos de la distribución de los dos tipos de asalariados. Específicamente, se los divide en cuatro grupos de igual tamaño ordenados según salario. Así, por ejemplo, el cuartil inferior corresponde al 25% de menores ingresos para ambos tipos de asalariados. Las razones que se comparan son las de los salarios que separan a cada grupo al interior de los dos tipos de asalariados.

El "premio" a la educación universitaria es claramente más alto en Chile que en los otros países considerados en una proporción que va aproximadamente de 2 a 1 hasta, en algunos casos, 4 a 1. Los datos también permiten concluir que la dispersión relativa de los salarios de personas con educación universitaria en Chile es un poco más alta que en los otros casos. No cabe duda que las diferencias educacionales que existen en el país y que introducen una casi natural desigualdad de ingresos en Chile o en cualquier otro país se ven acentuadas por este gran premio. Una comparación con Argentina, país que se encuentra entre los de menor nivel de desigualdad en América Latina, nos ilustra desde otra perspectiva el fuerte "premio" a la educación universitaria en Chile. En el Cuadro N° 8 se observan los resultados de replicar para el Gran Santiago un ejercicio que realizase Pessino (1996) para el Gran Buenos Aires. Este ejercicio consiste en estimar econométricamente el efecto que sobre el salario de una persona tienen distintos niveles de educación más que la escolaridad de cada uno como es habitual en este tipo de estudios.

CUADRO N°7 RAZÓN ENTRE EL SALARIO UNIVERSITARIO Y EL DE BÁSICA EN LOS 90
(Asalariados hombres que trabajan tiempo completo y tienen entre 25 y 59 años)

| | Cuartil inferior | Mediana | Cuartil superior |
|------------------------|------------------|---------|------------------|
| Alemania | 1,35 | 1,58 | 1,78 |
| Australia | 1,46 | 1,41 | 1,36 |
| Bélgica | 1,39 | 1,59 | 1,81 |
| Canadá | 1,87 | 1,74 | 1,58 |
| Dinamarca ^a | 2,48 | 1,60 | 1,65 |
| España | 1,92 | 1,83 | 1,76 |
| Finlandia ^a | 2,36 | 2,11 | 2,03 |
| Francia | 1,72 | 2,04 | 2,51 |
| Holanda | 1,52 | 1,60 | 1,72 |
| Israel | 1,80 | 2,15 | 2,39 |
| Italia ^a | 1,73 | 1,70 | 2,08 |
| Luxemburgo | 1,82 | 1,98 | 2,00 |
| Noruega ^a | 1,40 | 1,33 | 1,48 |
| Polonia | 1,72 | 1,89 | 2,01 |
| Taiwan | 1,52 | 1,59 | 1,71 |
| Reino Unido | 1,53 | 1,72 | 1,80 |
| EE. UU. | 2,69 | 2,50 | 2,44 |
| Chile ¹⁴ | 3,60 | 5,50 | 6,67 |

a: Incluye asalariados part-time.

Fuente: Peracchi, 1999. Para Chile, elaboración propia a base de Encuesta CASEN 1994.

CUADRO N°8 ECUACIONES A LA MINCER: HOMBRES ENTRE 25 Y 54 AÑOS

| Variable | Gran Buenos Aires (Octubre 93) | Gran Santiago (Noviembre 94) |
|--------------------------|--------------------------------|------------------------------|
| Básica Completa | 0,108 | 0,095 |
| Media Incompleta | 0,401 | 0,308 |
| Media Completa | 0,601 | 0,561 |
| Universitaria incompleta | 0,952 | 0,990 |
| Universitaria completa | 1,447 | 1,668 |
| Experiencia | 0,045 | 0,041 |
| Experiencia (2) | -0,00065 | -0,00063 |
| N | 1.548 | 3.995 |
| R (2) ajustado | 0,31 | 0,35 |

Nota: Todos los coeficientes son estadísticamente significativos al 99%.

Fuente: Pessino (1996), elaboración propia a partir de Casen 94.

¹⁴ El salario universitario empleado para estimar esta razón es aquel que obtienen las personas con educación universitaria completa. Si se reemplaza por el salario de aquellos con educación superior completa (lo que incluye a egresados de institutos profesionales y centros de formación técnica) las razones son 3,0 para el cuartil inferior, 4,17 para la mediana y 5,56 para el cuartil superior.

Empíricamente, lo que se estima es $Ins_i = \beta_0 + \beta_1 Exp + \beta_2 Exp^2 + NE\delta + u_i$, donde s es el salario por hora, Exp es la experiencia potencial de una persona¹⁵ y NE es un conjunto de variables mudas que valen 1 si la persona ha alcanzado un determinado nivel educacional y 0 en caso contrario¹⁶. Los resultados del cuadro N°8 revelan que el impacto de la educación superior sobre el salario de una persona es mayor en el Gran Santiago que en el Gran Buenos Aires. Para niveles inferiores de educación el impacto en esta última ciudad es menor que en la capital de Chile. Esto significa que si la educación se distribuyese en forma similar en ambas ciudades, Santiago tendría niveles mayores de desigualdad¹⁷.

La educación es importante a la hora de explicar las variaciones de ingreso para todos los asalariados pero al interior de cada cuartil de salarios pierde fuerza. Sólo en el último cuartil la educación recobra su importancia. El Cuadro N°9 presenta los resultados de estimar el modelo descrito por $Ins_i = \beta_0 + \beta_1 Exp + \beta_2 Exp^2 + \beta_3 Esc + \beta_4 EscExp + X\delta + u_i$ para el grupo de asalariados hombres entre 25 y 59 años que trabajan 40 o más horas semanales. En dicha ecuación Esc describe los años de escolaridad y X es una matriz de dos variables mudas que valen 1 si la persona es jefe de hogar o vive en una ciudad. En caso contrario valen 0.

CUADRO N°9 EL PAPEL DE LA ESCOLARIDAD EN LA DETERMINACIÓN DE LOS SALARIOS EN CHILE¹⁸

| | Todos | Primer cuartil | Segundo cuartil | Tercer cuartil | Cuarto cuartil |
|-------------------------|----------|----------------|-----------------|----------------|----------------|
| Coeficientes | | | | | |
| Esc | 0,198 | 0,0098 | 0,011 | 0,011 | 0,131 |
| Exp | 0,0895 | 0,00095* | 0,00023 | 0,000084** | 0,0600 |
| Exp ² | -0,00094 | -0,000026 | -0,000014 | 0,000026 | -0,05463 |
| EscExp | -0,00309 | 0,000017** | -0,00014 | -0,000082 | -0,00225 |
| Jefe hogar | 0,236 | 0,0235 | 0,01805 | 0,02942 | 0,180 |
| Vive ciudad | 0,252 | 0,0388 | 0,03673 | 0,02702 | 0,0081* |
| R ² ajustado | 0,428 | 0,020 | 0,046 | 0,051 | 0,257 |
| Dispersión salarios | | | | | |
| σ (Insalario) | 0,7878 | 0,3384 | 0,1384 | 0,1371 | 0,5423 |
| CV (salario) | 1,256 | 0,229 | 0,137 | 0,137 | 0,780 |
| Escolaridad | | | | | |
| Promedio | 10,05 | 7,28 | 9,13 | 10,51 | 13,52 |
| Q _{0,25} | 7,00 | 5,00 | 6,00 | 8,00 | 12 |
| Q _{0,75} | 12,00 | 10,00 | 10,00 | 12,00 | 17 |

Nota: Regresiones incluyen constante que no se reporta. * Estadísticamente significativo al 5%. ** No es estadísticamente significativo. Todos los demás coeficientes son estadísticamente significativos al 1%.

Fuente: Elaboración propia a base de Encuesta CASEN 1994.

¹⁵ Es la experiencia potencial porque no se dispone de datos de experiencia efectiva. La experiencia potencial se estima como Edad - Escolaridad - 6.

¹⁶ Las bases teóricas de esta ecuación de capital humano están en Mincer (1974).

¹⁷ Esta afirmación debe ser tomada con cautela porque la estructura de retornos de la educación puede estar influida justamente por la distribución educacional.

¹⁸ Las estimaciones toman como base los datos ponderados por el factor de expansión. Los resultados no cambian significativamente si no se pondera.

El Cuadro N° 9 presenta, además, la desviación estándar del logaritmo natural de los salarios y el coeficiente de variación de los salarios. La dispersión salarial en cada uno de los tres primeros cuartiles salariales es relativamente pequeña. Se incrementa sólo en el último cuartil. En el agregado, la desigualdad salarial es relativamente alta lo que ya se reflejaba en los cuadros anteriores. De nuevo queda claro que esto es producto de la enorme dispersión en la parte superior de la distribución de los salarios. Queda claro, por otra parte, al ver los promedios y distribuciones de la escolaridad al interior de cada uno de los cuartiles que el nivel educacional alcanzado es un factor determinante de la posición relativa de una persona en la escala salarial. Prácticamente, todas las personas con educación superior están en el último cuartil. Las demás se reparten en los demás cuartiles y mientras menor el nivel educacional mayor es la probabilidad de que una persona se ubique hacia la izquierda de la distribución. No puede dejarse de mencionar, entonces, que la estructura salarial del país está tremendamente segmentada dependiendo del nivel educacional de las personas.

A partir del Cuadro N° 9 queda en evidencia también que el nivel de educación alcanzado no tiene, para niveles bajos de educación, un efecto sobre los salarios demasiado significativo. El Gráfico N° 3 ya lo dejaba en evidencia. Las personas de los tres primeros cuartiles tienen una escolaridad que, en general, no supera la educación media. A medida que nos movemos desde el primer hasta el tercer cuartil aumenta la proporción de personas con educación media lo que se refleja en el aumento en el promedio de escolaridad. En el tercer cuartil, en particular, la gran mayoría tiene educación media. Todo indica, sin embargo, que en dicho cuartil son pocos los que tienen educación superior. El bajo retorno relativo de la educación básica y media que estas cifras revelan quedan en evidencia en el Cuadro N° 10.

CUADRO N° 10 RETORNO DE LA EDUCACIÓN SEGÚN NIVEL DE ESCOLARIDAD ALCANZADO

| Variables | Coefficientes |
|-------------------------|---------------|
| C | 9,941 |
| Esc ₁ | 0,0599 |
| Esc ₂ | 0,0383 |
| Esc ₃ | 0,1210 |
| Exp | 0,0327 |
| Exp ² | -0,00043 |
| EscExp | -0,0001716 |
| Vive Ciudad | 0,317 |
| Jefe de hogar | 0,235 |
| R ² ajustado | 0,461 |

Nota: todos los coeficientes son estadísticamente significativos al 1%.
Fuente: Elaboración propia a base de CASEN 1994.

La estimación del Cuadro N°10 se ha hecho sobre la base de suponer que los retornos de la educación difieren según el nivel educacional de la persona. Específicamente se ha partido de la base que la educación básica, media y superior tienen retornos distintos. De esta forma, el modelo de capital humano a la Mincer, en su versión más simple, quedaría ilustrado por las siguientes ecuaciones:

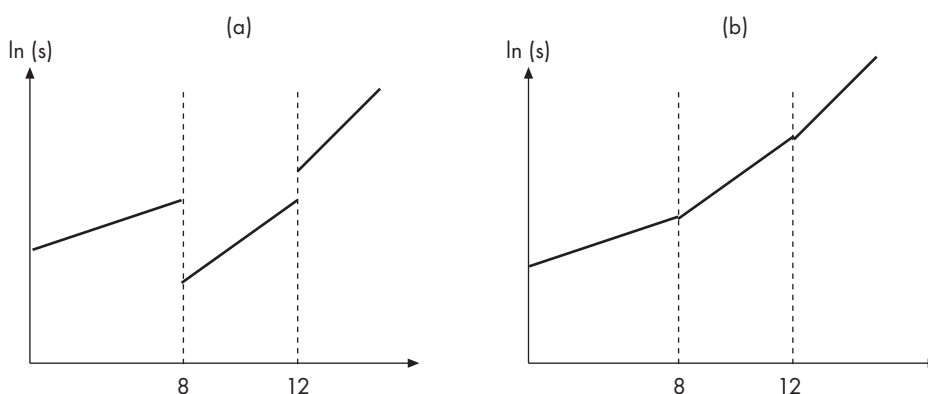
$$1. \ln(s_i) = \alpha_1 + \beta_1 \text{Esc}_i + v_i \quad \text{si } \text{esc} \leq 8$$

$$2. \ln(s_i) = \alpha_2 + \beta_2 \text{Esc}_i + v_i \quad \text{si } 8 < \text{esc} \leq 12$$

$$3. \ln(s_i) = \alpha_3 + \beta_3 \text{Esc}_i + v_i \quad \text{si } 12 < \text{esc}$$

El resultado de estimar estas tres ecuaciones separadamente seguramente producirá un resultado como el que refleja el Gráfico N° 6(a). No hay nada en el proceso de estimación definido por las ecuaciones 1 a 3 que asegure que las funciones se encontrarán donde la escolaridad es igual a 8 o 12.

GRÁFICO N° 6 DIFERENCIAS EN EL RETORNO DE LA EDUCACIÓN



Si bien no es imprescindible que ese encuentro se produzca, una regresión lineal del tipo *spline* permite lograrlo. La forma más común de proceder pasa por definir las siguientes variables:

$$\text{Esc}_1 = \text{esc}$$

$$\text{Esc}_2 = \begin{cases} 0 & \text{si } \text{esc} \leq 8 \\ \text{esc} - 8 & \text{si } 8 < \text{esc} \end{cases}$$

$$\text{Esc}_3 = \begin{cases} 0 & \text{si } \text{esc} \leq 12 \\ \text{esc} - 12 & \text{si } 12 < \text{esc} \end{cases}$$

Después de este ajuste lo que se estima es $\ln(s_i) = \alpha_1 + \gamma_1 \text{Esc}_{1i} + \gamma_2 \text{Esc}_{2i} + \gamma_3 \text{Esc}_{3i} + v_i$. Queda claro después de comparar esta última ecuación con las ecuaciones 1 a 3 que $\beta_1 = \gamma_1$; $\beta_2 = \gamma_1 + \gamma_2$; $\beta_3 = \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3$; $\alpha_2 = \alpha_1 - \gamma_2 8$, y que $\alpha_3 = \alpha_2 - \gamma_2 12$. Si se estima esta última ecuación a través de mínimos cuadrados ordinarios producirá funciones que se encuentren como en el Gráfico N° 6 (b). Verificar la significación estadística de los γ_i equivale a determinar si hay cambios en el retorno privado de un año adicional de educación luego de que se alcanzan determinados niveles educacionales. Por ejemplo, si γ_2 es estadísticamente distinto de cero, entonces la educación media presenta un retorno distinto a la educación básica e igual a $\gamma_1 + \gamma_2$. El Cuadro N° 10 sugiere

precisamente que hay cambios importantes en los retornos privados de la educación dependiendo del nivel educacional en el que se encuentre una persona¹⁹. Años adicionales de educación en la enseñanza básica tienen un efecto marginal sobre los salarios de 6%. En la enseñanza media este retorno adicional es del orden de un 10% mientras que en la educación superior este se empuja a una cifra del orden de 22%. Estos retornos marginales consideran sólo los costos de oportunidad de la educación, esto es el ingreso que se deja de percibir mientras se sigue estudiando. No incluyen, por lo tanto, los costos directos de la enseñanza y tampoco ajustes por desempleo que interrumpe el flujo de ingresos de una persona²⁰. Si bien la incorporación de estos elementos es pertinente para el cálculo de los retornos efectivos de la educación, cabe hacer notar que la desigualdad de ingresos se mide independientemente de dichos aspectos²¹. Estas diferencias en los retornos de la educación son importantes y, desde luego, no son comunes. Una perspectiva en el tiempo arroja luces sobre este tema.

Distribución del ingreso y educación: Las últimas cuatro décadas

Chile nunca ha tenido una distribución de ingresos de la que podamos sentirnos orgullosos. Es cierto que la afirmación es difícil de respaldar porque a nivel nacional sólo existen mediciones sistemáticas de desigualdad a partir de 1987. Antes, apenas datos aislados. Los que se pueden rescatar sugieren que la desigualdad en el país es algo mayor ahora que en los 60 (Beyer, 1997 y Deininger y Squire, 1996). Para Santiago, en cambio, hay información más sistemática. Esta proviene de las encuestas de empleo de la Universidad de Chile y suplementarias de ingreso. El Gráfico N° 7 muestra la evolución que en el Gran Santiago ha tenido el coeficiente de Gini en las últimas cuatro décadas. Queda en evidencia que los ingresos de los hogares se distribuyen en la actualidad menos igualitariamente que a comienzos de la década del 60. Se observa, también, que en la presente década ha habido una reversión parcial en este aumento en la desigualdad²² respecto de los máximos observados en la década de los 80. Los cambios en Santiago no son inconsistentes con una relativa estabilidad en la distribución nacional del ingreso. Los distintos niveles de ingreso per cápita de las regiones y sus evoluciones dispares pueden hacer ambos resultados consistentes. También diferencias metodológica, existencia de ajustes en ingresos y dificultades en detectar todos los ingresos de los hogares pueden explicar diferencias entre Santiago y las encuestas nacionales.

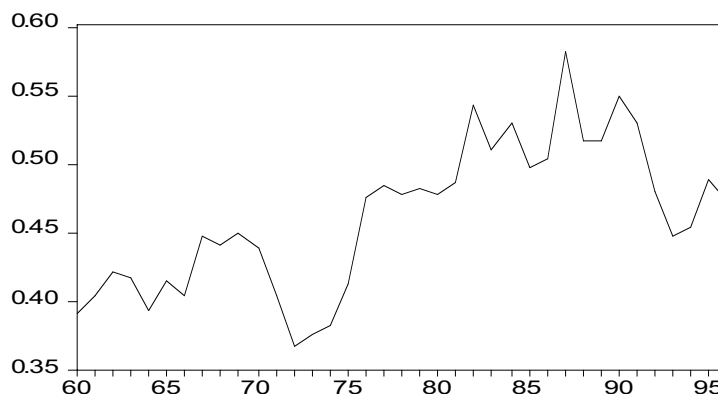
¹⁹ Un análisis más detallado de las regresiones tipo spline puede encontrarse en Greene (1993).

²⁰ Arellano y Braun (1999) incorporan en su estimación de los retornos de la educación los costos directos de educarse y las interrupciones en el flujo de ingresos de una persona asociadas al desempleo. La metodología utilizada para estimar los retornos marginales en cada nivel educacional difiere de la que se presenta aquí.

²¹ En una perspectiva intertemporal, sin embargo, si puede tener importancia. Un ejemplo bien sencillo nos ayuda a ilustrar el punto. Supongamos que hay dos tipos de personas. Ellas viven dos períodos. En el primero pueden trabajar o invertir en educación. En el segundo sólo trabajar. Si no se estudia los ingresos son 100 en ambos períodos. Si se estudia los ingresos son 50 en el primer período y 200 en el segundo. En un momento del tiempo puede ser que nadie estudie y todos ganen 100. En este caso no hay desigualdad de ingresos. En un segundo escenario un grupo decide estudiar. Los ingresos que hay en la economía en ese momento son (50;100) en la primera generación y (100;100) en la segunda. Por consiguiente, crece el nivel de desigualdad respecto del primer escenario. Producto de esta situación, esta economía terminará con un perfil de ingresos aún más desigual. La primera generación tendrá una estructura de ingresos equivalente a (50;100) y la segunda igual a (200;100). Los niveles de desigualdad son desde luego mayores que en el primer escenario y mayores que en el segundo. Para que ocurra esta última situación basta con que los dos grupos de persona tengan, por ejemplo, tasas de descuento distintas.

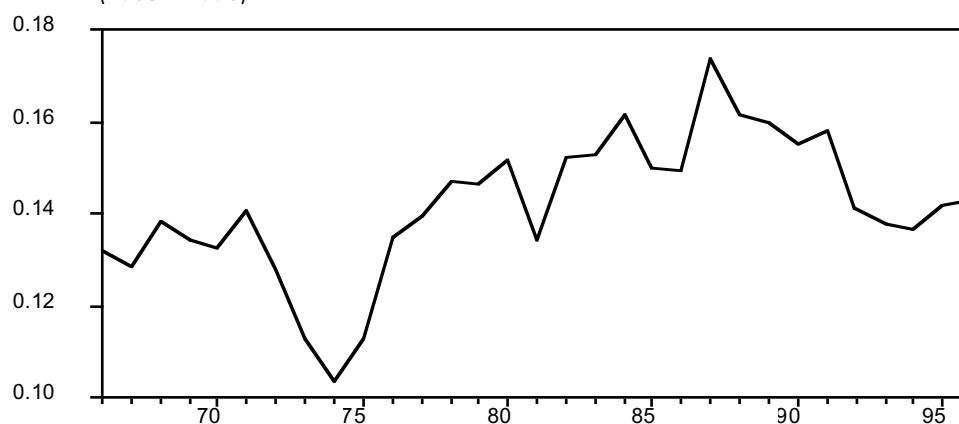
²² Cabe hacer notar que desde 1987 se viene realizando la Encuesta CASEN que no muestra que a nivel nacional exista una tendencia hacia una mayor igualdad de los ingresos.

GRÁFICO N° 7 GINI DE LOS HOGARES DEL GRAN SANTIAGO
(1960 - 1996)



En todo caso, no parece aventurado afirmar que el Chile de los 90 es algo más desigual que el Chile de los 60. Esta tendencia hacia una mayor desigualdad se comienza a notar hacia fines de la década de los 70. Esta tendencia no es particular a Chile sino que se habría presentado en numerosos países desarrollados (Gottschalk y Smeeding, 1997) y en vías de desarrollo (Wood, 1997) y las causas no están del todo dilucidadas.

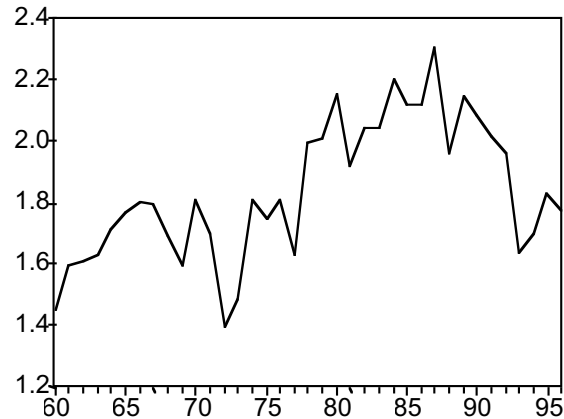
GRÁFICO N° 8 RETORNO PROMEDIO DE LA EDUCACIÓN
(1965 - 1996)



Estos aumentos en la desigualdad han ido, en general, acompañados de cambios en el retorno a la educación. En Chile ello también ha ocurrido. El Gráfico N° 8 muestra un aumento significativo en el retorno promedio a la educación. Este proviene de estimar $\ln s_i = \beta_0 + \beta_1 Exp + \beta_2 Exp^2 + \beta_3 Esc + X\delta + u_i$, donde X es un conjunto de variables que intentan controlar por el tipo de jornada laboral de la persona (parcial o completa) y si la persona es jefe de hogar. Esto se hace para cada uno de los años de los que se dispone de información. Sólo se consideran hombres asalariados. El Gráfico N° 8 presenta el valor de β_3 . Queda en evidencia que ha habido una tendencia al aumento en el retorno promedio de la educación, la que es especialmente notoria en los 80. Esta tendencia parece revertirse, al menos parcialmente, en los 90. Retornos marginales de la educación más altos significan, entre otras cosas, que una misma diferencia en años de escolaridad se traduce en mayores diferencias de ingreso. De ahí que no nos deba extrañar que los cambios en la desigualdad de ingresos aparezcan correlacionados con los cambios en el retorno a la educación. Estos cambios en el retorno marginal promedio de la

educación esconden, sin embargo, las variaciones ocurridas por nivel educacional. El Gráfico N° 9 sugiere que este aumento aparente en dicho retorno se explica fundamentalmente por un aumento en el premio a la educación universitaria. Para estimar este premio a la educación universitaria lo que hacemos es reemplazar el nivel de escolaridad en la ecuación anterior por una serie de variables mudas que valen 1 si la persona ha alcanzado un determinado nivel educacional y 0 en caso contrario. El valor que se presenta en el Gráfico N°9 es la diferencia entre los coeficientes obtenidos en la estimación para la educación universitaria y la educación media²³.

GRÁFICO N° 9 PREMIO DE LA EDUCACIÓN UNIVERSITARIA



Estos cambios son realmente significativos y explican el fuerte aumento en el salario relativo de las personas con educación universitaria respecto de las personas que tienen sólo educación media²⁴. Una forma complementaria de visualizar estos cambios en el retorno de la educación consiste en estimar las regresiones tipo *spline* a las que hacíamos referencia anteriormente para una serie de años comenzando en 1960. Justamente esto es lo que hacemos en el Cuadro N° 11.

CUADRO N°11 RETORNOS MARGINALES DE LA EDUCACIÓN PARA DISTINTOS NIVELES DE ENSEÑANZA (Gran Santiago: Asalariados hombres que trabajan jornada completa)

| | 1960 | 1970 | 1980 | 1990 | 1996 |
|-------------------------|----------|---------------------|-----------------------|----------|---------------------|
| Jefe hogar | 0,255 | 0,173 | 0,267 | 0,247 | 0,162 |
| Exp | 0,0604 | 0,0605 | 0,0505 | 0,0531 | 0,0248 |
| Exp ² | 0,00078 | -0,00068 | -0,00063 | -0,00066 | -0,00036 |
| EscExp | -0,00085 | -0,0011 | -0,00059 ^c | -0,0012 | 0,0021 ^a |
| Esc ₁ | 0,102 | 0,101 | 0,0763 | 0,0703 | 0,0381 ^b |
| Esc ₂ | 0,0918 | 0,0983 | 0,110 | 0,0713 | 0,0637 |
| Esc ₃ | -0,066 | -0,018 ^a | 0,018 ^a | 0,120 | 0,103 |
| R ² ajustado | 0,511 | 0,500 | 0,529 | 0,539 | 0,504 |

Nota: Todos los coeficientes son estadísticamente significativos al 1%, a menos que se indique lo contrario. a no es estadísticamente significativo. b: estadísticamente significativo al 5%. c: estadísticamente significativo al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de Encuestas de Empleo y suplementarias de ingreso Universidad de Chile.

²³ Para más detalles véase Beyer et. al. (1999). Para dos años (1963-64) no se dispone de la información de escolaridad. Los valores de esos años se han, por lo tanto, extrapolados.

²⁴ Sobre esto véase Beyer (1999).

Los resultados son impactantes. Indican que en 1960 los retornos privados marginales de la educación básica y media estaban en torno al 10 y 20%, respectivamente. Los de la educación universitaria se empinaban al 13%. En 1970 la enseñanza básica y media mantenían sus retornos y los de la educación superior alcanzaban un 20% aproximadamente. En los 90 los retornos marginales de la educación terciaria siguen estando en torno al 20% (incluso 26% en 1990) mientras que los de básica no superaban el 4% en 1996 y los de media apenas se ubicaban en torno al 10%. Los grandes cambios en los retornos relativos de la educación comienzan a ocurrir en la década de los 80. De hecho, 1980 para estos efectos no es distinto de 1970²⁵. Los datos también revelarían que a partir de 1990 también estaría ocurriendo una caída significativa en el retorno a la experiencia y desaparecería, además, su efecto igualizador (la variable EscExp deja de ser estadísticamente significativa).

CUADRO N°12 CRECIMIENTO PROMEDIO ANUAL DE SALARIOS REALES POR HORA (Hombres)

| | 1957-65 | 1966-70 | 1971-75 | 1976-80 | 1981-85 | 1986-90 | 1991-96 | 1957-96 |
|--------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Educación | | | | | | | | |
| Menos de 12 | 0,6% | 4,3% | -12,5% | 7,8% | -10,3% | 6,1% | 8,4% | 1,1% |
| 12 años | 0,8% | 5,5% | -16,9% | 8,5% | -9,6% | 2,7% | 6,4% | 0,3% |
| 13 - 16 años | 5,6% | 7,2% | -16,7% | 1,0% | -16,5% | 8,0% | 4,5% | 2,4% |
| 17 o más | 6,3% | 6,2% | -20,2% | 12,2% | -5,0% | 11,5% | 2,6% | 2,3% |
| Todos | 2,2% | 5,3% | -15,8% | 8,6% | -9,5% | 7,3% | 5,9% | 1,3% |

Fuente: Bravo y Marinovic, 1997.

El Cuadro N°12 nos permite distinguir, en términos muy prácticos, el efecto que estos cambios en el retorno a la educación han tenido sobre los salarios de las personas. Se desprende que para las personas más educadas los salarios por hora se ha incrementado en más de un 150% en los últimos 40 años (2,3-2,4% promedio anual). En los menos educados este incremento apenas supera el 50% (1,1% anual) e, incluso, para las personas con educación media completa este aumento no supera el 13% (0,3% anual). Si bien en todos los sub-períodos los salarios se mueven en una misma dirección, la década de los 80 es particularmente negativa desde el punto de vista de la dispersión salarial. Pareciera que, en general, la evolución salarial por nivel de educación no presenta una tendencia sistemática. La mayor desigualdad salarial sería el resultado final de numerosas alzas y bajas en el lapso de estas cuatro décadas. Los períodos de rápido crecimiento económico, por otra parte, tenderían a reducir las brechas salariales. Lo contrario ocurriría en períodos de lento o negativo crecimiento.

No deja de llamar la atención que este aumento en el premio a la educación superior, implícito en las cifras que hemos entregado, ocurrió en un período en el que la proporción de personas con educación superior como porcentaje de la fuerza de trabajo se elevó de alrededor de un 8% en la década de los 60 a un 20% en la década de los 90²⁶. Ambas situaciones difícilmente pueden haberse dado sin un aumento significativo en la

²⁵ Especificaciones levemente distintas del modelo no introducen cambios en la tendencia. Se exploraron dos especificaciones alternativas. En primer lugar, una que incluyera a todos los asalariados usando como variable dependiente el logaritmo natural del salario por hora. En segundo lugar una que incluyera a todos los trabajadores introduciendo variables mudas para el caso de que las personas fueran empleados, obreros o trabajadores por cuenta propia. En este caso la variable dependiente fue el logaritmo natural del ingreso del trabajo por hora.

²⁶ Estos datos corresponden al Gran Santiago tal como lo reflejan las encuestas de empleo de la Universidad de Chile. A nivel nacional la proporción de personas con educación superior es menor y, probablemente, es este número el que determina los salarios relativos de este grupo de trabajadores.

demanda por trabajadores con estudios superiores²⁷. Este aumento en la demanda de este tipo de trabajadores puede tener su explicación en el sesgo que existía en la política comercial chilena de los 60 y principios de los 70 en contra de los sectores intensivos en capital y a favor de los sectores intensivos en trabajo poco calificado. La tendencia hacia una mayor desigualdad en numerosos países sugiere que aquí pueden haber explicaciones comunes. Entre ellas destacan la globalización y un progreso tecnológico sesgado hacia el trabajo poco calificado (por ejemplo, la computación podría tener estas características). No es el objetivo de este trabajo tratar de dilucidar las causas detrás de este aumento en la demanda por trabajo calificado. El punto que nos interesa hacer es que en Chile ha habido un fuerte aumento en el premio relativo a la educación superior en los últimos cuarenta años y que ello explica los cambios en la distribución del ingreso en el mismo período. Más allá de estos cambios, sin embargo, cabe hacer notar que la desigualdad siempre ha sido alta en Chile. Poco sabemos de las razones de esta alta desigualdad. En la siguiente sección iniciamos una exploración en este tema.

3. DIFERENCIAS EN NIVELES Y RETORNOS DE LA EDUCACIÓN Y DESIGUALDAD: UNA PERSPECTIVA COMPARADA

Los retornos de la educación en Chile presentan una estructura muy diferente a la que se observa en la gran mayoría de los países. Una rápida mirada al Cuadro N°13 respalda nuestra afirmación.

CUADRO N°13 RETORNOS PRIVADOS A LA EDUCACIÓN PARA DISTINTOS NIVELES EDUCACIONALES
(Promedios regionales, último año disponible)

| | Primaria | Secundaria | Superior |
|------------------------------------|----------|------------|----------|
| África Sur del Sahara | 41,3% | 26,6% | 27,8% |
| Asia* | 39,0% | 18,9% | 19,9% |
| Europa/Medio Oriente/África Norte* | 17,4% | 15,9% | 21,7% |
| América Latina/Caribe | 26,2% | 16,8% | 19,7% |
| OECD | 21,7% | 12,4% | 12,3% |
| Mundo | 29,1% | 18,1% | 20,3% |
| Chile | 9,7% | 12,9% | 20,7% |

*Excluye países de OECD.

Fuente: Psacharopoulos (1994).

Más allá de los niveles absolutos que se reportan en el Cuadro N° 13 queda claro que Chile tiene una estructura relativa de retornos poco común, la que eventualmente puede tener efectos "desigualizadores" sobre la distribución del ingreso²⁸.

Las diferencias educacionales entre las personas también importan a la hora de definir las diferencias de ingreso. El Cuadro N°14 revela que, en general las diferencias educacionales entre ricos y pobres son relativamente

²⁷ Sobre este punto véase Robbins (1994).

²⁸ Las estimaciones para Chile corresponden al año 1989. No se especifica en el artículo citado la metodología concreta utilizada para estimar estos retornos ni tampoco los datos utilizados. No hemos tenido acceso al artículo original donde aparecen las estimaciones para Chile. Con todo, las estimaciones están en línea con las que hemos presentado para 1990 en el Cuadro N°11.

altas en América Latina. Chile no es la excepción. Estas diferencias educacionales no sólo afectan directamente la distribución del ingreso a través de su impacto sobre los ingresos del trabajo de ricos y pobres, sino que también la afectan indirectamente a través del efecto que tienen sobre otras decisiones de las personas. Un ejemplo, que se ilustra en el Cuadro N°14, es la participación laboral de la mujer. Ésta tiende a ser mucho más baja en los hogares de bajos ingresos. A nivel del hogar, entonces, se amplifican las diferencias que existen a nivel de los individuos. Chile es un caso extremo de diferencias en la participación laboral de la mujer según el nivel de ingreso. Por supuesto, estas distintas participaciones tienen que ver con el costo de oportunidad de la educación que crece con el nivel educacional de la mujer. El Gráfico N° 5 lo dejaba en evidencia.

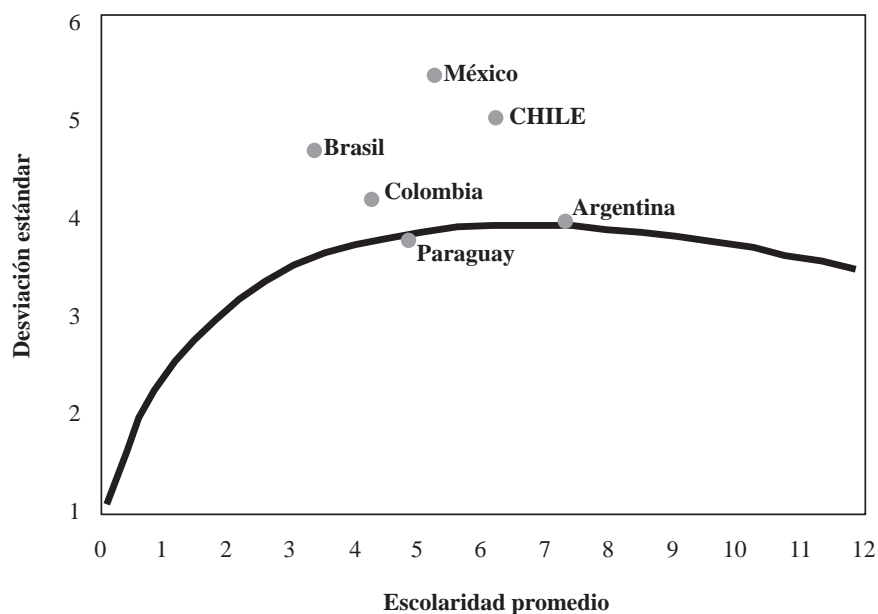
CUADRO N°14 EDUCACIÓN Y PARTICIPACIÓN LABORAL POR NIVEL DE INGRESO PARA AMÉRICA LATINA

| | Educación de Adultos en Hogar | | Participación laboral de la mujer | |
|----------------|-------------------------------|--------------|-----------------------------------|--------------|
| | 10% Superior | 30% Inferior | 10% Superior | 30% Inferior |
| Argentina 96 | 14,34 | 7,13 | 68,1 | 39,6 |
| Bolivia 95 | 13,71 | 7,09 | 57,6 | 44,6 |
| Brasil 95 | 11,40 | 2,10 | 61,7 | 44,8 |
| Chile 94 | 13,83 | 5,74 | 55,7 | 21,3 |
| Colombia 95 | 12,76 | 3,56 | 52,2 | 27,2 |
| Costa Rica 95 | 12,35 | 4,27 | 57,0 | 25,0 |
| Ecuador 95 | 12,15 | 4,25 | 69,6 | 50,4 |
| El Salvador 95 | 10,82 | 1,97 | 62,4 | 23,1 |
| Honduras 96 | 9,81 | 2,31 | 61,7 | 24,1 |
| México 94 | 14,05 | 3,67 | 52,3 | 29,9 |
| Panamá 95 | 14,47 | 5,32 | 63,8 | 24,3 |
| Paraguay 95 | 11,69 | 3,64 | 60,2 | 59,0 |
| Perú 96 | 12,25 | 5,82 | 72,8 | 64,7 |
| Uruguay 95 | 12,88 | 5,17 | 67,2 | 48,3 |
| Venezuela 95 | 11,43 | 4,63 | 59,3 | 24,7 |

Fuente: BID (1998).

Si bien todos los países presentan diferencias educacionales importantes, las que existen en Chile y, en general, en América Latina van más allá de lo que cabría esperar en países que tienen el nivel promedio de escolaridad de nuestra región. El Gráfico N° 10 es, al respecto, clarificador. Se reproduce desde el informe de desigualdad en América Latina, elaborado por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID, 1998). Su elaboración se ha realizado a partir de la información recopilada por Barro y Lee (1996) sobre escolaridad en un gran número de países. Esta información recoge escolaridad promedio para la población mayor de 25 años y también el porcentaje de personas mayores de esa edad que tienen un determinado nivel educacional (0, primaria incompleta y completa, secundaria completa e incompleta, superior completa e incompleta). También provee información sobre el promedio de años de primaria, secundaria y universitaria que tiene dicha población. Estos promedios se estiman tomando como base a toda la población mayor de 25 años, de modo que la suma de ellos corresponde al promedio general de escolaridad de cada país. Esta información permite calcular una aproximación a la dispersión de la educación en cada país. Así se puede relacionar dispersión y promedio de la escolaridad. La línea curva refleja el mejor ajuste posible para la relación entre ambas medidas. Para el promedio de escolaridad que se reporta para Chile, el ajuste sugiere que Chile debiera tener una menor dispersión educacional.

GRÁFICO N° 10 DISTRIBUCIÓN DE LA EDUCACIÓN



En general, esta situación la comparten la mayoría de los países latinoamericanos con la excepción de Argentina, Uruguay y Paraguay. Según estos datos, Chile está entre los países que tienen una mayor desigualdad relativa en la distribución de la educación en América Latina, "honor" que comparte con México, Honduras, Ecuador y Venezuela. Estas desigualdades educativas sumadas a la poco común estructura relativa de retornos privados a la educación que presenta Chile, y también otros países de la región, generan un terreno fértil para las desigualdades de ingreso. De ahí que no nos deba extrañar que alrededor de un 40% de las desigualdades de ingreso en Chile puedan explicarse por las diferencias existentes en los niveles educacionales de las personas (Beyer, 1998; Contreras, 1999). Estos cálculos, sin embargo, subestiman el impacto de las diferencias educacionales porque suponen que los retornos privados son constantes e independientes del nivel educacional de las personas. Hemos visto que ello no es así. De ahí que se plantee que alrededor del 60%, en algunos casos hasta el 80%, de las diferencias de ingreso entre ricos y pobres que se observan en América Latina, incluido Chile, puedan atribuirse a la educación (BID, 1998).

No cabe duda, entonces, que las diferencias en los niveles y retornos de la educación juegan un papel importante en la desigualdad de los ingresos en Chile. ¿Tienen estas variables algún poder para explicar las diferencias en la distribución del ingreso en una perspectiva comparada? En lo que sigue, iniciamos una exploración en esta dirección. Lo que hacemos es tratar de explicar las diferencias en la desigualdad entre países en función de sus diferencias en escolaridad y en retorno de la educación. Usamos como medida de desigualdad el coeficiente de Gini. Asumimos implícitamente, entonces, que $Gini = F(ESC, DESC, REDUC)$, donde ESC es el promedio de escolaridad de los países, DESC es una medida de dispersión y REDUC es el retorno de la educación. Los datos del Gini provienen de Deininger y Squire (1996), los de educación de Barro y Lee (1996) y los de retorno de la educación de Psacharopoulos (1994). Aprovechando que Deininger y Squire (1996) proveen una base de datos que comienza en los 50 definimos un panel de datos que consiste de cuatro ecuaciones para 1960, 1970, 1980 y 1990. Utilizamos cada vez el coeficiente de Gini que se acerca más al año en cuestión. Sólo utilizamos los datos que en la clasificación de estos autores son aceptables al ser de carácter nacional y estar clara la fuente de origen.

Se incorporan, sin embargo, aquellos casos en los que si bien se desconoce la fuente original de los mismos toda la información parece estar en regla. Esto significa que es de carácter nacional, se sabe si está basada en personas u hogares, si proviene de encuestas de ingreso o gasto y si los ingresos son brutos o netos. Estas diferencias metodológicas se incorporan en la estimación a través de variables mudas. La información basada en gasto de los hogares tiende a mostrar niveles de desigualdad menores que las basadas en ingreso. Algo similar puede decirse respecto de la información basada en impuestos netos antes que brutos porque el sistema tributario es, habitualmente, progresivo. Menos claro resulta la dirección en la que se mueve la información si está basada en individuos antes que en hogares. Las variables mudas valen, entonces, 1 si la información está basada en gasto, ingresos netos e individuos y cero en caso contrario. Se incorporan variables mudas que valen 1 si el país en cuestión está en América Latina, en África al sur del Sahara, o si está en el sudeste de Asia. De no ser así estas variables mudas valen 0. Ello permite establecer hasta que punto las diferencias en los niveles y retornos de la educación explican parte de las diferencias que estas variables mudas recogen.

CUADRO N°15 EXPLICANDO LA DESIGUALDAD: UNA PERSPECTIVA COMPARADA
(Estimación: SUR; años 1960, 1970, 1980 y 1990)

| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 | Modelo 4 | Modelo 5 | Modelo 6 |
|----------------------|--|--|--|--|--|--|
| LnPGB | 0,353 (0,103) | 0,310 (0,089) | 0,31 (0,087) | 0,364 (0,09) | 0,39 (0,117) | 0,449 (0,121) |
| (LnPGB) ² | -0,024 (0,0064) | -0,020 (0,006) | -0,018 (0,005) | -0,022 (0,006) | -0,024 (0,007) | -0,027 (0,007) |
| M GASTO | | -0,021 (0,014) | -0,044 (0,014) | -0,046 (0,013) | -0,049 (0,014) | -0,050 (0,014) |
| M INETO | | -0,057 (0,014) | -0,068 (0,013) | -0,064 (0,013) | -0,057 (0,013) | -0,052 (0,013) |
| M INDIV | | -0,044 (0,01) | -0,033 (0,01) | -0,030 (0,01) | -0,017 (0,009) | -0,018 (0,01) |
| M LA | | 0,116 (0,016) | 0,098 (0,014) | 0,094 (0,014) | 0,087 (0,014) | 0,082 (0,014) |
| M SUBS | | 0,113 (0,018) | 0,112 (0,017) | 0,116 (0,017) | 0,128 (0,022) | 0,133 (0,022) |
| M SEA | | -0,011 (0,016) | | | | |
| Eprom | | | -0,015 (0,0029) | | -0,007 (0,003) | |
| EP | | | | -0,019 (0,004) | | -0,009 (0,004) |
| ES | | | | -0,009 (0,008) | | -0,018 (0,008) |
| EU | | | | 0,020 (0,038) | | 0,072 (0,039) |
| RETU | | | | | 0,0028 (0,0006) | 0,003 (0,0006) |
| R ² (N) | 0,17 (78) 0,11 (68) 0,12 (53) 0,11 (47) | 0,56 (78) 0,59 (68) 0,58 (53) 0,38 (47) | 0,62 (72) 0,69 (62) 0,66 (51) 0,49 (38) | 0,61 (72) 0,68 (61) 0,65 (51) 0,47 (38) | 0,71 (46) 0,85 (41) 0,63 (38) 0,64 (26) | 0,74 (46) 0,84 (41) 0,64 (38) 0,61 (26) |

Nota: errores estándares entre paréntesis.

La regresión a estimar no estaría completa si no incorpora la vieja hipótesis de Kuznets (1955) de que el proceso de desarrollo se caracteriza por dos etapas. Una primera en la cual la desigualdad de ingresos aumenta. En una segunda etapa, a partir de lo que en la actualidad sería un nivel de ingresos per cápita del orden de US\$2.800, la desigualdad comenzaría a reducirse. Esta hipótesis se incorpora a través de la inclusión del logaritmo natural del PGB per cápita y de su elevación al cuadrado en cada una de las regresiones consideradas. Esta información proviene de Summer y Heston (1991) y actualizaciones posteriores. Finalmente, lo que se estima para cada período es la siguiente regresión:

$$Gini_{i,t} = \beta_{0,t} + \beta_2 y_{i,t} + \beta_2 y_{i,t}^2 + \beta_3 EP_{i,t} + \beta_4 ES_{i,t} + \beta_5 EU_{i,t} + \beta_6 RETU_i + MR\lambda + MM\delta + u_{i,t}$$

donde $y_{i,t}$ es el logaritmo natural del PGB per cápita. $EP_{i,t}$, $ES_{i,t}$ y $EU_{i,t}$ corresponden a los años promedios de educación primaria, secundaria y superior de la población mayor de 15 años, respectivamente. Se ha optado por incluir en la estimación, más que una medida de dispersión que dada la naturaleza de los datos es limitada, el número de años promedios de los distintos niveles de escolaridad que poseen cada uno de los países. $RETU_i$ corresponde al retorno marginal de la educación universitaria. Lamentablemente debe señalarse que poseemos sólo una medición de esta variable. Hemos visto que para Chile ésta ha cambiado dramáticamente a través del tiempo por lo que indudablemente esto es una limitación de nuestra estimación. MR es una matriz que agrupa las variables mudas que recogen la región a la cual pertenece el país. Por último, MM es una matriz que recoge las variables mudas utilizadas para describir si el coeficiente Gini utilizado en la regresión proviene de un estudio basado en gastos, en ingresos netos o en individuos. La técnica utilizada para la estimación del panel es la de regresiones SUR (errores aparentemente no relacionados). Este procedimiento permite que en cada una de las ecuaciones los errores sean distintos y que exista correlación entre ellos. Las constantes, que no se reportan, difieren en cada regresión.

El Cuadro N°15 presenta 6 estimaciones distintas en el espíritu de lo que hemos estado discutiendo en estas líneas. La primera estimación nos permite verificar la hipótesis de Kuznets. Efectivamente, queda claro que en un primer momento aumentan los niveles de desigualdad (el coeficiente del logaritmo natural del PGB es positivo) y que luego, a partir de un nivel de ingreso per cápita de US\$1530 de 1985²⁹, la desigualdad comienza a reducirse. La relación entre ingreso per cápita y desigualdad, de acuerdo a lo que indican los R^2 , resulta muy débil como para explicar las variaciones de desigualdad que presentan los países.

En la segunda estimación se introducen las variables mudas que controlan por la forma de construcción de los coeficientes Gini y por la región a la que pertenece el país. Se puede ver que más allá de consideraciones metodológicas y de las diferencias en el nivel de desarrollo de los países, América Latina tiene una desigualdad que, en promedio, es casi 12 puntos superior al resto del mundo. La razón de esta alta desigualdad es la que hay que explicar. En este caso lo que intentamos hacer es ver si a las diferencias que hemos mencionado en los niveles y retornos de la educación le cabe algún papel. Los modelos 3 a 6 contienen especificaciones levemente distintas que incorporan de distintas maneras estas variables. Tanto los niveles de escolaridad como los retornos de la educación aparecen, desde una perspectiva comparada, explicando una parte importante de la desigualdad de América Latina. El coeficiente de la variable muda para la región se reduce de casi 12 puntos a un poco más de 8 puntos cuando se incorporan los distintos promedios de escolaridad y el retorno a la educación universitaria. Mientras más

²⁹ Los datos de PGB per cápita provienen de Summer y Heston (1991). Son en dólares de 1985 y están ajustados por la paridad del poder de compra.

alto este retorno más desigual es la distribución del ingreso. Por otra parte, mientras mayor es la escolaridad promedio de un país menos desigual es. Tanto la educación primaria como la secundaria tienden a reducir la desigualdad no así la universitaria que tiende a aumentarla. Esto tiene sentido si se piensa que aumentos en la educación universitaria ocurren generalmente a costa de aumentos en la educación secundaria y primaria. De hecho, nuestra región se caracteriza por una cobertura en educación secundaria relativamente deficiente que se explica en alguna medida por lo poco que se gasta, respecto de otros países, en este nivel educacional.

Las estimaciones presentadas tienen algunas limitaciones. La más importante, ya señalada, dice relación con el hecho de que se cuenta con una sola medida de retorno a la educación. También que esta información se dispone para un número reducido de países. Nuestra intuición es que una información más rica reforzaría nuestra apreciación preliminar. Por último, no puede dejarse de mencionar que la gran ausente de estas estimaciones es la calidad de la educación. Sospechamos que la heterogeneidad en la calidad de la educación es, particularmente, notoria en América Latina. Ello genera una variación en los ingresos que, indudablemente, va más allá de las diferencias en los niveles y retornos de la escolaridad.

Una última reflexión sobre el nivel de ingreso per cápita al cual se empieza a observar una reducción en el nivel de desigualdad parece pertinente. En el modelo N°6 este nivel es de US\$4.084 (dólares de 1985 ajustados por la paridad del poder de compra). Este nivel de ingreso per cápita lo habría alcanzado Chile hacia fines de la década de los 80. Es posible, sin embargo, que un modelo más sofisticado o distinto lleve a la conclusión de que el nivel de ingreso per cápita a partir del cual se comienza a reducir la desigualdad sea mayor. Si ello es así, tal vez Chile aún no ha alcanzado el nivel de desarrollo a partir del cual los niveles de desigualdad comienzan a disminuir.

4. CONCLUSIONES

Los Gráficos N° 4 y 5 presentados más arriba se quedan en la retina. Cada uno de los primeros 12 años de educación en Chile "valen" en términos prácticos lo mismo. Desde el punto de vista de los ingresos de una persona no parece haber mucha diferencia si estudian 5 o 12 años. Esta situación es totalmente insatisfactoria. No habla bien de nuestro sistema educacional. Que el ingreso se distribuya tan desigualmente en Chile, entonces, no nos debe extrañar. Si se logra revertir esta situación estaremos dando un gran paso en las reducciones de la desigualdad de ingresos.

La evidencia presentada sugiere que la estructura salarial en Chile no siempre ha tenido estas características. De ahí no se desprende, sin embargo, que la educación en Chile en la actualidad sea de peor calidad que en el pasado. Es probable que se hayan elevado las exigencias laborales. Este fenómeno sería consistente con el aparente aumento que ha experimentado el retorno a la educación superior en Chile. Todos estos aspectos se traducen en una dispersión de salarios que es creciente hacia el extremo superior de la distribución. La evidencia comparada sugiere que, en su parte inferior, la distribución de salarios presenta características similares a la de los países más desarrollados. Es en la parte superior de la distribución de salarios donde ésta se dispara, elevando considerablemente la dispersión salarial.

Una educación de calidad permite que la oferta de trabajo calificado siga de cerca a la demanda de trabajo calificado lo que de manera directa limita la velocidad a la que pueden crecer los salarios de este tipo de trabajadores. Pero una mejor calidad de la educación también actúa en forma indirecta. Eleva la productividad laboral de todas las personas, incluidas aquellas que alcanzan niveles bajos de educación. Ello no sólo hace que se

eleven los salarios de estas personas sino que también aumenta la elasticidad de sustitución entre trabajadores calificados y no calificados haciendo que los aumentos relativos en la demanda de trabajadores calificados tengan un efecto amortiguador sobre los salarios de este tipo de trabajadores.

Si Chile no es capaz de elevar sustancialmente la calidad de su educación no se avanzará en la reducción de las desigualdades. Frente a esta realidad los efectos de otras políticas, si existen, son apenas marginales. Los altos retornos relativos de la educación universitaria en Chile son, en una proporción importante, el resultado de deficiencias de nuestro sistema educacional que se hacen cada vez más notorias. ¿Es ésta la única causa de este alto retorno relativo? Probablemente no. La estructura productiva del país, tal vez, está "sesgada" hacia productos intensivos en capital. Conocida es la literatura que apunta a que existiría una fuerte complementariedad entre capital y habilidad³⁰. La importancia que este aspecto tiene en la estructura de retornos de la educación requiere de investigación adicional. Su papel, en todo caso, es difícil de dilucidar.

Referencias bibliográficas

- Arellano, S. y M. Braun, 1999, "Rentabilidad de la educación formal en Chile", *Cuadernos de Economía*, Año 36 N°107, abril.
- Barro, R. y X. Sala-i-Martin, 1995, *Economic Growth*, Nueva York: McGraw-Hill, Inc.
- _____, y J. W. Lee, 1996, "International measures of schooling years and schooling quality", *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 86 N°2, mayo, y la base de datos que la acompaña.
- Beyer, H., 1995, "Logros en Pobreza. ¿Frustración en la Igualdad?" *Estudios Públicos*, 60 Primavera.
- _____, 1997, "Distribución del Ingreso. Antecedentes para la Discusión?" *Estudios Públicos*, 65 Verano.
- _____, 1998, "Retornos a la educación y distribución del ingreso en Chile", mimeo Centro de Estudios Públicos, mayo.
- _____, 1999, "Una mirada a las nuevas cifras de ingreso, consumo y desigualdad", Serie *Puntos de Referencia*, Centro de Estudios Públicos, N°212, junio.
- _____, P. Rojas y R. Vergara, 1999, "Trade Liberalization and Wage Inequality in Chile", *Journal of Economic Development*, julio.
- BID, 1998, *Facing Up to Inequality in Latin America: 1998-1999 Report*, Washington, D.C.: BID y The Johns Hopkins University Press.
- Bravo, D., y A. Marinovic, 1997, "Desigualdad salarial en Chile: 40 años de evidencia", mimeo Departamento de Economía, Universidad de Chile, agosto.
- Burki, S. J. y G. Perry, 1998, *Beyond the Washington Consensus: Institutions Matter*, World Bank Latin American and Caribbean Studies, Viewpoints, Washington, D.C.: Banco Mundial.
- Contreras, D., 1999, "Distribución del ingreso en Chile. Nueve hechos y algunos mitos", *Perspectivas*, Vol. 2 N°2.
- Deiningner, K. y L. Squire, 1996, "A new data set measuring income inequality", *World Bank Economic Review*, Vol. 10 N°3, septiembre.
- Goldin, C. y L. Katz, 1995, "The Decline of Non-Competing Groups: Changes in the Premium to Education, 1890 to 1940", *NBER Working Paper* N° 5202.
- Gottschalk, P., y T. Smeeding, 1997, "Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXV, pp. 633-687, junio.
- Greene, W., 1993, *Econometric Analysis*, New York: Macmillan, 2^{da} edición.

³⁰ Por ejemplo, Griliches (1969) y Goldin y Katz (1995).

- Griliches, Z., 1969, "Capital-Skill Complementarity", *Review of Economics and Statistics*, Noviembre, Vol. 51, 4.
- Kuznets, S., 1955, "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, Vol. 45 N° 1, marzo.
- Mincer, J., 1974, *Schooling, Experience and Earnings*, New York: Columbia University Press para el NBER.
- Peracchi, F., 1999, "Inequality in international perspective" trabajo presentado en la conferencia Increasing Inequality in America, Texas A&M University, 12 de marzo.
- Pessino, C., 1996, "Returns to Education in Greater Buenos Aires 1986-1993", *Cuadernos de Economía*, Año 33, agosto N°99.
- Psacharopoulos, G., 1994, "Returns to investment in education: a global update", *World Development*, Vol. 22 N°9.
- Robbins, D., 1994, "Relative Wage Structure in Chile, 1957-1992": Changes in the Structure of Demand for Schooling", *Estudios de Economía*, Universidad de Chile, pp. 49-78.
- Rodrik, D., 1996, "Understanding Economic Policy Reform", *Journal of Economic Literature*, Vol. 34 N°1, marzo.
- Summers, R. y A. Heston, 1991, *World Penn Tables*, Versión 5.6.
- Valdés, A., 1999, "Pobreza y distribución del ingreso en una economía de alto crecimiento: Chile 1987 - 1995", *Estudios Públicos*, 75 Invierno.
- Wood, A., 1997, "Openness and Wage Inequality in Developing Countries: The Latin American Challenge to East Asian Conventional Wisdom", *The World Bank Economic Review*, Vol. 11 No. 1, enero.

