

EXTRACTO

OTRA MIRADA AL MODELO DE CAPITAL HUMANO. GRAN SANTIAGO, 1961 – 1978

Andras Uthoff
**Programa de Empleo para América
Latina y El Caribe**
(PREALC)

OTRA MIRADA AL MODELO DE CAPITAL HUMANO GRAN SANTIAGO, 1961 - 1978

Roberto Espinoza

INTRODUCCIÓN

EXTRACTO

Este trabajo versa sobre la hipótesis de segmentación de mercados de trabajo en el Gran Santiago desde el punto de vista de la teoría del capital humano. Cubre un terreno similar al reciente estudio de Corbo y Stelcner, pero llega a conclusiones diferentes. Mientras estos autores argumentan que la evidencia apunta hacia un proceso único de determinación de salarios en los mercados de trabajo, aquí se señala que este resultado puede atribuirse a la depuración que dichos autores efectuaron de la muestra y que excluyó a la mayoría de los trabajadores localizados en el sector informal. Por otra parte, se aprecia que mientras el modelo de capital humano expandido da una buena interpretación de los cambios en la distribución en estudios de corte transversal, al igual a lo que apreciaron Corbo y Stelcner, las variables de capital humano no guardan relación con los cambios en la desigualdad en la distribución que se observan en el tiempo.

El coeficiente de correlación entre los salarios y el capital humano, cuando se restringe a los asalariados, es cercano a cero. En consecuencia, los cambios en la distribución de salarios no se manifiestan en diferencias estructurales en la distribución de salarios entre sectores. Al no encontrar diferencias estadísticas en las regresiones de salarios, plantean sus dudas acerca de la relevancia del enfoque de mercados de trabajo segmentados para el Gran Santiago en 1978 y cuestionan la validez del enfoque de capital humano.

Aun cuando debo reconocer mi concordancia con el método utilizado por Corbo y Stelcner, y mi sorpresa con los resultados obtenidos —de particular interés

Este artículo forma parte de una investigación realizada en la Universidad de California, San Diego, en 1974, para probar la existencia de segmentación en cuatro mercados de trabajo en

OTRA MIRADA AL MODELO DE CAPITAL HUMANO GRAN SANTIAGO: 1961 — 1978

Andras Uthoff

I. INTRODUCCION

En un reciente número de la revista *Estudios de Economía* del Departamento de Economía, de la Universidad de Chile, Corbo y Stelcner critican los métodos utilizados para identificar la segmentación en los mercados de trabajo a partir de información de las encuestas de ocupación, a los cuales califican como arbitrarios (Corbo y Stelcner, 1980). Proponen, en cambio, un método indirecto para probar la existencia de segmentación en el mercado de trabajo del Gran Santiago en 1978. Para ello estiman funciones de remuneraciones del tipo propuesto por Mincer (Mincer, 1974) para diferentes grupos de asalariados, diferenciándolos según dos criterios: primero, de acuerdo al sector de actividad económica (manufacturas, construcción y servicios) y, segundo, según sus actividades sean proveídas por el sector público o el sector privado. La hipótesis de la existencia de segmentación debiera probarse encontrando diferencias en la estructura de las ecuaciones de remuneraciones entre sectores.

Su razonamiento es como sigue. De existir segmentación, la probabilidad de que ésta se manifieste por igual en cada uno de los sectores en que se ha reagrupado a los asalariados, es cercana a cero. En consecuencia, ella debiera manifestarse en diferencias estructurales en la ecuación de remuneraciones entre sectores. Al no encontrar diferencias estadísticas en las ecuaciones estimadas, plantean sus dudas acerca de la relevancia del enfoque de mercados de trabajo segmentados para el Gran Santiago en 1978 y proponen reconsiderar la validez del enfoque de capital humano.

Aun cuando debo reconocer mi concordancia con el método estadístico adoptado¹ y mi sorpresa con los resultados obtenidos —de antemano habría

¹Igual procedimiento aplicamos a una investigación realizada en la Universidad de California Berkeley (Calabi y otros, 1974), para probar la existencia de segmentación en cuatro ciudades de América Latina.

apostado a que ellos corroborarían la existencia de segmentación— quisiera, no obstante, resaltar dos aspectos de su trabajo que conviene considerar al evaluar sus conclusiones.

El primero dice relación con su —a mi juicio— excesivo cuidado en aspectos de medición (y consecuentemente, depuración de la muestra), olvidándose del propósito de la investigación. Y, el segundo, con las implicaciones de sus conclusiones para el análisis intertemporal de la distribución del ingreso proveniente del trabajo.

Tal como correctamente lo explicitan a lo largo de su trabajo, son dos los aspectos que los llevan a depurar la muestra original con que trabajan.² Primero, al no poder distinguir de entre el ingreso declarado por los no asalariados cual es el que corresponde a retornos al trabajo y cuáles corresponden a retornos al capital, optan por eliminarlos de la muestra. Segundo, al encontrar un valor estimado para la elasticidad parcial ingreso—horas trabajadas significativamente menor que uno, optan por eliminar de la muestra a todos los asalariados que trabajaron menos de 35 horas a la semana.³

Aun cuando en términos econométricos estos argumentos pueden resultar válidos, la depuración de la muestra a la cual ellos conducen resulta en la desaparición dentro de ella de un alto porcentaje de trabajadores en el sector informal del mercado de trabajo. Concretamente, los trabajadores independientes no calificados (no profesionales) y los empleadores y asalariados en pequeñas industrias y artesanías. La literatura sobre segmentación en América Latina (PREALC, 1978) resalta precisamente la importancia de que el surgimiento de estas actividades informales tiene como alternativa para el contingente de trabajadores que no logran emplearse en el sector moderno o formal, y las identifica como manifestando la segmentación. Las características predominantes de estas ocupaciones son las de hallarse asociadas con pequeñas empresas individuales o familiares, e industrias de servicios; con mercados competitivos, pequeños e inestables; sin acceso a importantes fuentes de financiamiento y por ende, sin poder ganar grandes utilidades que podrían usarse para financiar programas de entrenamientos en la ocupación y/o la adquisición de nuevas tecnologías. Las ocupaciones, por su parte, se caracterizan por una alta rotación, salarios relativamente bajos, malas condiciones

² Como es habitual en estos trabajos, la muestra original está limitada a la fuerza de trabajo masculina ocupada y percibiendo ingresos positivos por su trabajo. Esto implica haber eliminado a las mujeres y a los estudiantes y familiares no remunerados. Adicionalmente, por tratarse de un área urbana, eliminaron también de su muestra original a aquellos que declaraban estar empleados en la agricultura, minería y fuerzas armadas.

³ Habiéndose controlado por las características de capital humano de los trabajadores, un valor estimado en torno a uno debe esperarse para este parámetro en la especificación de Mincer. Ello permite interpretar el coeficiente como relacionando los ingresos declarados con las correspondientes tasas de salarios (Beinder, 1973; Mincer, 1974).

de trabajo, baja productividad, estagnación tecnológica, una subutilización de las capacidades del trabajador, sin escalas de ascenso y ausencia de sindicalización. Los trabajadores en estas ocupaciones laboran en forma independiente y/o en condiciones de asalariados con falta de hábitos estables. Son precisamente estas características, declaradas por los trabajadores, aquellas que llevaron a Corbo y Stelcner a eliminarlos de la muestra. En consecuencia, cualquier test de segmentación en sus estimaciones debiera interpretarse como reflejando un quiebre al interior del sector formal antes que una prueba de segmentación entre el sector formal e informal. En mi opinión su muestra no les permite lo último.

En esta oportunidad, sin embargo, quisiera resaltar el segundo aspecto que anotara más arriba y que dice relación con las implicaciones de sus conclusiones para el análisis de la distribución del ingreso proveniente del trabajo. Siguiendo las conclusiones de Corbo y Stelcner se adoptará el enfoque de capital humano e intentará explicar los cambios en la distribución de ingreso proveniente del trabajo entre 1969 y 1978 en el Gran Santiago, con extensiones para el período 1961 a 1978. Para ello se adoptará el modelo de capital humano expandido (Chiswick y Mincer, 1972) el cual relaciona la desigualdad relativa en los ingresos del trabajo con las varianzas y correlaciones entre la escolaridad, la edad y el logaritmo de los días trabajados, como también con los niveles de escolaridad y edad. Esto se hace en la sección 2 de este artículo.

En la sección 3, se descompone la función de desigualdad en los ingresos del trabajo para indagar los efectos de cambios en las variables explicativas sobre la desigualdad en los ingresos del trabajo de los hombres mayores de 18 años ocupados con ingresos positivos, en la fuerza de trabajo del Gran Santiago. Los cambios en las variables explicativas entre 1961 y 1978 se examinan en esta sección encontrándose que ellos no guardan relación con los cambios observados en la desigualdad.

En la sección 4, se utiliza la función de ingresos relativos para estimar la desigualdad para varios años entre 1969 y 1978.⁴ Cuando los valores estimados se comparan con los observados, el modelo no parece tener un alto poder explicativo. Las mejores estimaciones se obtienen cuando se permite que los parámetros que representan los retornos a las inversiones en capital humano cambian sustancialmente. El análisis conjunto del efecto de cambios en las variables explicativas (escolaridad, edad, días trabajados) y sus correspondientes retornos permiten cuantificar el efecto de otras variables sobre la desigualdad. Esta resulta considerablemente importante durante este período.

⁴Concretamente los años 1969, 1970, 1972, 1975 y 1978 para los cuales se obtuvo información.

La muestra con que se trabaja difiere de la de Corbo y Stelcner por cuanto incluye a los trabajadores independientes y a todos los asalariados con ingresos positivos, mayores de 18 años. Los problemas anticipados por Corbo y Stelcner se ignoran en esta oportunidad. Antes de depurar la muestra, se prefiere ver sus implicaciones en el análisis. Junto con arrojar dudas sobre la validez del enfoque de capital humano para explicar cambios en la desigualdad durante este período, el estudio permite recomendar, con alta prioridad, mejorar la encuesta del Departamento de Economía en varios de sus aspectos.

2. EL MODELO Y LA INFORMACION

Los resultados del trabajo de Corbo y Stelcner proporcionan evidencia en apoyo del modelo de acumulación del capital humano como un determinante fundamental de diferentes niveles de ingreso y, por tanto, de desigualdad. El modelo comúnmente utilizado para analizar la distribución del ingreso proveniente del trabajo se deriva de la función de ingresos postulada por Gary S. Becker y Barry R. Chiswick y posteriormente desarrollado por Barry R. Chiswick y Jacob Mincer (Chiswick y Mincer, 1972). La formulación final es:

$$\ln Y_j = \alpha + \bar{r} S_j + \bar{r}' (A_j - S_j - 5) + \gamma \ln DT_j + U_j, \quad (1)$$

donde Y_j es el ingreso proveniente del trabajo de la persona j ; $(A_j - S_j - 5)$ es una aproximación para el número de años de experiencia en la fuerza de trabajo, donde A_j es la edad de la persona, S_j sus años de escuela formal y 5 la edad en la cual se supone ingresa una persona al sistema escolar; DT_j es el número de días trabajados por la persona en el mes de referencia de la encuesta; α es el logaritmo del ingreso medio de personas sin calificación ni experiencia; \bar{r} la tasa media de retorno a la escolaridad ajustada por el ingreso dejado de percibir; \bar{r}' la tasa media de retorno a la experiencia en la fuerza de trabajo; γ la elasticidad ingreso-días trabajados, y U_j el efecto de otras variables. Calculando la varianza en ambos lados de la ecuación, la desigualdad relativa de los ingresos puede expresarse como una función de las varianzas y correlaciones entre la escolaridad, la edad y el logaritmo de los días trabajados, como también de los niveles de escolaridad y edad.⁵

⁵Una expresión más simple para la desigualdad relativa de los ingresos se obtiene si las varianzas de los retornos a la educación y experiencia se suponen iguales a cero.

$$\begin{aligned}
\text{Var}(\ln Y) = & [(\bar{r} - \bar{r}')^2 + \text{Var}(\bar{r}) + \text{Var}(\bar{r}')] \text{Var}(S) & (2) \\
& + [(\bar{r}')^2 + \text{Var}(\bar{r}')] \text{Var}(A) \\
& + [\gamma^2 \text{Var}(\ln DT)] \\
& + [2r'(\bar{r} - \bar{r}' - 2 \text{Var}(\bar{r}'))] \text{Rsd SD}(A) \text{SD}(S) \\
& + [2\gamma(\bar{r} - \bar{r}')] \text{Rsd SD}(S) \text{SD}(\ln DT) \\
& + (2\gamma\bar{r}') \text{Rad SD}(A) \text{SD}(\ln DT) \\
& + \text{Var}(\bar{r}) S + \text{Var}(\bar{r}') (A - \bar{S} - 5)^2 \\
& + \text{Var}(U)
\end{aligned}$$

donde

SD(X) = Desviación estándar de la variable X

Var(X) = Varianza de la variable X

Rxz = Correlación de orden cero entre Xj y Zj.

Siendo la varianza del logaritmo del ingreso una medida de desigualdad (Atkinson, 1972), la ecuación (2) permite obtener una descomposición de la desigualdad. Concretamente, permite medir las contribuciones de los diferenciales en la escolaridad, la edad y el logaritmo de los días trabajados sobre la varianza del logaritmo del ingreso. También derivando parcialmente la ecuación (2) respecto a las medias, correlaciones y desviaciones estándares del *stock* de capital humano entre las personas ocupadas con ingreso y respecto a las medias, y desviaciones estándares de los retornos a las inversiones en capital humano, se obtienen expresiones para estimar los efectos sobre la varianza del logaritmo del ingreso como consecuencia de cambios en un valor igual a uno en estas variables y/o parámetros. Estas expresiones aparecen en los cuadros 1 y 2, respectivamente.

La ecuación (2) y aquellas en los cuadros 1 y 2 constituyen el modelo a partir del cual se analizarán, desde la perspectiva de la teoría de capital humano, las características de la distribución del ingreso proveniente del trabajo y sus cambios entre 1969 y 1978.

La fuente de información corresponde a las encuestas de ocupación y desocupación para el Gran Santiago realizadas en 1969, 1970, 1972, 1975 y

CUADRO 1

GRAN SANTIAGO: EFECTOS PARCIALES DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS SOBRE LA DESIGUALDAD DEL INGRESO

$$(1) \quad \frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \text{SD} (S)} = 2 [(\bar{r} - \bar{r}')^2 + \text{Var} (r) + \text{Var} (r')] \text{SD} (S) \\ + [2\bar{r}' (\bar{r} - \bar{r}') - 2 \text{Var} (r')] \text{Ras SD} (A) \\ + [2\gamma (\bar{r} - \bar{r}')] \text{Rds SD} (1nDT)$$

$$(2) \quad \frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \text{SD} (A)} = 2 [\bar{r}'^2 + \text{Var} (r')] \text{SD} (A) \\ + [2\bar{r}' (\bar{r} - \bar{r}') - 2 \text{Var} (r')] \text{Ras SD} (S) \\ + (2 \bar{r}' \gamma) \text{Rad SD} (1nDT)$$

$$(3) \quad \frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \text{SD} (1nDT)} = 2 (\gamma^2) \text{SD} (1nDT) + [2 \gamma (\bar{r} - \bar{r}')] \text{Rds SD} (S) \\ + (2 \gamma \bar{r}') \text{Rad SD} (A)$$

$$(4) \quad \frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \bar{S}} = 2 [\text{Var} (r) - \text{Var} (r')] \bar{S} - 2 \text{Var} (r') (\bar{A} - 5)$$

$$(5) \quad \frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \bar{A}} = 2 (A - S - 5) \text{Var} (r')$$

$$(6) \quad \frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \text{Ras}} = [\bar{r}' (\bar{r} - \bar{r}') - \text{Var} (r')] \text{SD} (A) \text{SD} (S)$$

$$(7) \quad \frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \text{Rds}} = 2 \gamma (\bar{r} - \bar{r}') \text{SD} (1nDT) \text{SD} (S)$$

$$(8) \quad \frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \text{Rda}} = 2 \gamma (\bar{r}') \text{SD} (1nDT) \text{SD} (A)$$

Fuente: Desarrollos de la ecuación (2) del texto.

CUADRO 2

GRAN SANTIAGO: EFECTOS PARCIALES DE LOS RETORNOS Y ELASTICIDADES SOBRE LA DESIGUALDAD DEL INGRESO

$$(1) \quad \frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial \text{SD}(r)} = 2 [\text{Var}(S) + \bar{S}^2] \text{SD}(r)$$

$$(2) \quad \frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial \text{SD}(r')} = 2 [\text{Var}(S) + \text{Var}(A) - \text{Cov}(A, S) - (\bar{A} - \bar{S} - 5)^2] \text{SD}(r')$$

$$(3) \quad \frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial r'} = 2 \text{Var}(S) \bar{r} + 2 \text{Cov}(S, D) \gamma + 2 [\text{Cov}(A, S) - \text{Var}(S)] \bar{r}'$$

$$(4) \quad \frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial \bar{r}'} = 2 [\text{Var}(S) + (A) - 2 \text{Cov}(A, S)] \bar{r}' + 2 [\text{Cov}(A, S) - \text{Var}(S)] \bar{r} + 2 [\text{Cov}(A, D) - \text{Cov}(S, D)] \gamma$$

$$(5) \quad \frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial \gamma} = 2 [\text{Var}(\ln DT)] \gamma + 2 \text{Cov}(S, D) \bar{r} + 2 [\text{Cov}(A, D) - \text{Cov}(S, D)] \bar{r}'$$

Fuente: Desarrollos de la ecuación (2) del texto.

1978 por el Departamento de Economía de la Universidad de Chile. La información base aparece en el anexo 1.⁶ Para el análisis, se incluyen en la muestra todos los hombres mayores de 18 años perceptores de ingreso (proveniente de su trabajo) que se encontraban ocupados en la fecha de la encuesta. Se incluyen trabajadores independientes que reportan como ingreso del trabajo aquel proveniente de sus actividades industriales, agrícolas, comerciales y profesionales sin incluir ingresos por concepto de acciones, intereses, propiedades, etc. Se supone, en consecuencia, que ellos no incluyen retornos al capital (Heskia, 1979). Sin embargo, dado lo difícil que resulta distinguir entre retornos al trabajo y el capital en actividades independientes, este supuesto puede resultar falso. Finalmente, dada la importancia del número de horas trabajadas en la determinación del ingreso, la cual puede diferir según sectores del mercado de trabajo (formal e informal), se incluyeron todos los perceptores de ingresos del trabajo que estuvieron ocupados algún número de días durante el mes de referencia.⁷

3. LOS RESULTADOS

Siguiendo con el modelo de capital humano expandido propuesto en la sección 2, se estimó para 1969 y 1978 y los años intermedios, la ecuación (1) modificada. Se incluye para su estimación la variable "años de experiencia al cuadrado" para permitir identificar una relación no lineal entre los años de experiencia y el logaritmo de los ingresos provenientes de trabajo. El cuadro 3 entrega los resultados de la regresión. Ellos permiten identificar a partir de la ecuación (2) y junto con las medias, varianzas y correlaciones entre variables en el anexo, las contribuciones de las variables escolaridad, edad y días trabajados a la desigualdad. Los efectos de cambios en las variables explicatorias se examinarán más adelante mediante las ecuaciones en el cuadro 1 y 2 para indicar las fuentes de cambio en la desigualdad de acuerdo con este enfoque.

Siguiendo a Chiswick y Mincer (1972) la ecuación (2) simplificada, donde la tasa de retorno a la escolaridad (r_i) y el coeficiente de experiencia (r_i') se suponen constantes entre individuos y no variables aleatorias, permite expresar la desigualdad del ingreso para hombres ocupados mayores de 18 años en 1969 como:

⁶ Donde también se proporciona alguna información para los años 1961 y 1962. Estos son los años para los cuales la información se encontraba procesada por el Departamento de Economía a la fecha en que se hizo esta investigación.

⁷ Esta opción está sujeta a una importante limitación. Los datos de ingreso que recoge la encuesta corresponden al mes de mayo de cada año y las preguntas sobre el tiempo dedicado al trabajo corresponden a la semana inmediatamente anterior de la fecha de la encuesta (y corresponde a una semana de junio). Para relacionar el tiempo trabajado con los ingresos percibidos es necesario suponer que lo ocurrido durante la semana de junio es representativo de lo ocurrido durante el mes de mayo.

ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS DE LA FUNCION DE INGRESOS
1969, 1970, 1972, 1975 y 1978

Año	$\ln Y = \alpha$	+ rS	+ \bar{r} ' Ex	+ r'' Ex ²	+ $\gamma \ln DT$	R ²	n
1969	4,546	+ 0,138 (43,60)	-0,058 (17,88)	-0,001 (13,80)	+ 0,388 (6,96)	0,443	2.625
1970	0,364	+ 0,140 (45,51)	-0,061 (19,82)	-0,001 (14,51)	+ 0,332 (5,60)	0,454	2.858
1972	2,232	+ 0,128 (45,30)	-0,052 (18,38)	-0,001 (14,08)	+ 0,056 (1,02)	0,427	2.986
1975	1,037	+ 0,121 (37,48)	-0,048 (15,06)	-0,001 (11,23)	+ 0,469 (7,87)	0,371	2.655
1978	3,329	+ 0,158 (47,74)	-0,064 (18,55)	-0,001 (13,75)	+ 0,441 (6,83)	0,483	2.751

Fuente: Véase anexo.

Nota: Estadígrafos t entre paréntesis.

$$\begin{aligned}
\text{Var}(\ln Y) = & (r - r')^2 \text{Var}(S) + (r')^2 \text{Var}(A) \\
& + \gamma^2 \text{Var}(\ln DT) + [2r'(r - r')] \text{Ras SD}(A) \text{SD}(S) \\
& + [2\gamma(r - r')] \text{Rds SD}(\ln DT) \text{SD}(S) \\
& + 2\gamma r' \text{Rad SD}(A) \text{SD}(\ln DT) \\
& + \text{Var}(U) = (0,0119) \text{Var}(S) + (0,0008) \text{Var}(A) \\
& + (0,1505) \text{Var}(\ln DT) + (0,0063) \text{Ras SD}(A) \text{SD}(S) \\
& + (0,0846) \text{Rds SD}(\ln DT) \text{SD}(S) \\
& + (0,0225) \text{Rad SD}(A) \text{SD}(\ln DT) + \text{Var}(U) = \\
= & 0,2164 + 0,1318 + 0,0080 + (-0,0079) \\
& \quad (S) \quad (A) \quad (DT) \quad (A, S) \\
& + (-0,0029) + (0,0003) + \text{Var}(U)
\end{aligned}$$

como la varianza observada en 1969 era 0,7650, el modelo *explica* 45 por ciento (0,3457/0,7650) de las diferencias individuales en el logaritmo del ingreso.

Una comparación intertemporal y con otros estudios de estos resultados puede arrojar luces sobre el rol de las variables de capital humano en la determinación de las desigualdades. Los cuadros 4 y 5 presentan las descomposiciones para Chile en 1969 y 1978, respectivamente. Las cifras relativas para Chile se comparan con aquellas obtenidas mediante igual procedimiento por Velloso (1975) para Brasil y Chiswick y Mincer (1972) para Estados Unidos.⁸ La contribución relativa de las variables de empleo y capital humano a la des-

⁸Las correspondientes poblaciones bajo estudio y los años de la base de información son los siguientes:

País	Población bajo estudio	Año de información	Autor y fecha
1. Estados Unidos	Hombres no agricultores, no enrolados en el ejército, menores de 65 años en la muestra 1/1.000 de EE.UU.	1960	Chiswick y Mincer (1972)
2. Brasil	Hombres en la fuerza de trabajo masculina, empleados con ingreso, menores de 60 años en el censo de la población 1970	1970	Velloso (1975)

CUADRO 4

**GRAN SANTIAGO: CONTRIBUCIONES DE LAS INVERSIONES EN EDUCACION,
EXPERIENCIA (EDAD) Y EMPLEO SOBRE LA DISTRIBUCION DEL
INGRESO PROVENIENTE DEL TRABAJO, 1969**

	Componentes (1)	Efectos (2)	Efecto relativo % (3)
Educación	(S)	0,2164	62,5
Edad	(A)	0,1318	38,1
Días trabajados	(D)	0,0080	2,3
Interacciones	(S,A)	-0,0079	-2,3
	(S,D)	-0,0029	-0,6
	(A,D)	0,0003	0,1
Varianza explicada			
Var (lnY)*		0,3457	
Varianza observada			
Var (lnY)		0,7650	
$R^2 = \text{Var (lnY)*} / \text{Var (lnY)}$		0,4519	

Fuente: Véase texto.

CUADRO 5

**GRAN SANTIAGO: CONTRIBUCIONES DE LAS INVERSIONES EN EDUCACION,
EXPERIENCIA (EDAD) Y EMPLEO SOBRE LA DISTRIBUCION DEL
INGRESO PROVENIENTE DEL TRABAJO, 1978**

	Componentes (1)	Efectos (2)	Efecto relativo % (3)
Educación	(S)	0,2758	67,2
Edad	(A)	0,1541	37,6
Días trabajados	(D)	0,0078	1,9
Interacciones	(S,A)	-0,0223	-5,4
	(S,D)	-0,0057	-1,4
	(A,D)	0,0006	0,2
Varianza explicada			
Var (lnY)*		0,4103	
Varianza observada			
Var (lnY)		0,8499	
$R^2 = \text{Var (lnY)*} / \text{Var (lnY)}$		0,4830	

Fuente: Véase texto.

igualdad difiere especialmente entre los resultados para Estados Unidos y aquellos para Chile y Brasil:

Variable / País	EE.UU. 1960	Chile 1969	Chile 1978	Brasil 1970
Escolaridad	14,5	62,5	67,2	78,0
Edad	41,3	38,1	37,6	16,0
Empleo	49,3	2,3	1,9	0,6

*Los porcentajes no suman necesariamente 100 por cuanto no consideran las interacciones.

El cuadro 6 muestra los valores estimados para los correspondientes parámetros del modelo: tasas medias de retorno a la escolaridad y a la edad; la elasticidad ingreso-tiempo ocupado, y las varianzas de las correspondientes variables explicatorias (escolaridad, edad y días trabajados).

CUADRO 6

COMPARACION DE LAS VARIANZAS Y COEFICIENTES QUE DETERMINAN LAS CONTRIBUCIONES DE LAS VARIABLES DE EMPLEO Y CAPITAL HUMANO SOBRE LA VARIANZA DEL LOGARITMO DE LOS INGRESOS DEL TRABAJO

	EE.UU. 1959 ^a	Chile 1969 ^b	Chile 1978 ^b	Brasil 1970 ^c
Var (S)	10,11	18,49	17,40	10,92
Var (A)	136,78	163,84	155,10	142,25
Var (lnDT)	0,21	0,05	0,04	0,06
\bar{r}	0,11	0,14	0,16	0,16
\bar{r}'	0,04	0,03	0,03	0,02
γ	1,20	0,39	0,44	0,19

Fuente: ^aChiswick y Mincer (1972)

^bAnexo y cuadro 3.

^cVelloso (1975).

Estas diferencias entre países corroboran los resultados de estudios anteriores para América Latina (Carnoy, 1979) cuyas conclusiones muestran que los diferenciales en las tasas de retornos son los principales factores que explican cambios en la distribución del ingreso proveniente del trabajo en el tiempo. Puede verse que, en relación a Estados Unidos, los diferenciales en las tasas de retorno explican casi por completo la mayor contribución de la escolaridad sobre la distribución del ingreso en Chile y Brasil. En el caso chileno, la mayor varianza en la escolaridad es también importante. Una explicación similar aparece en relación a los diferenciales en la contribución del componente de inversiones post-escuela sobre la distribución del ingreso. El coeficiente de la variable edad aparece como el factor principal en la explicación de los diferenciales en la contribución relativa de la edad sobre la distribución del ingreso entre países. Si la magnitud relativa de estos coeficientes es indicativa de diferenciales en los retornos a las inversiones en capital humano entre países, entonces la teoría del capital humano sugeriría que las inversiones en años de escuela juegan un rol mucho mayor en la determinación y distribución del ingreso en Brasil que en Chile y que en Estados Unidos. En cambio, las inversiones en experiencia (edad) juegan un rol mucho mayor en Estados Unidos que en Chile y que en Brasil. Cabe destacar, no obstante, que la combinación de las desigualdades en los retornos a las inversiones en capital humano y sus respectivas tasas de retorno por sí solas explican cerca del cincuenta por ciento de la desigualdad del ingreso observado para hombres en áreas urbanas en Chile y Brasil. Ellas sólo explican un tercio de la distribución del ingreso para hombres no agricultores y no enrolados en el ejército en Estados Unidos.

La mayor diferencia en los resultados para Estados Unidos y aquellos para Chile y Brasil corresponde al componente de empleo. Un valor estimado superior a uno para la elasticidad ingreso-tiempo trabajado en Estados Unidos, en contraste con valores inferiores a 0,45 para el mismo parámetro en Chile y Brasil, junto con la menor varianza en el tiempo trabajado en los dos países latinoamericanos explican este resultado. Sin embargo, los factores que a su vez explican las diferencias entre países en las estimaciones de las elasticidades ingreso-tiempo trabajado y en las correspondientes varianzas en el tiempo trabajado son más difíciles de identificar. En todo caso, cualquier evidencia de que el componente de empleo está seriamente subestimado en Chile y Brasil significaría que el modelo tendrá un mayor poder explicativo si es que el efecto empleo pudiera estimarse mejor. El análisis de los sesgos en relación a la declaración del tiempo trabajado y en los correspondientes ingresos percibidos podrían indicar que este es el caso (Carnoy, 1979).

Para analizar la sensibilidad de la desigualdad a cambios en las variables explicatorias entre 1961 y 1978, se recurre a los conjuntos de ecuacio-

nes en el cuadro 1. El efecto de un cambio en las variables explicatorias igual a uno puede computarse utilizando los valores estimados de \bar{r} , \bar{r}' y γ suponiendo que los coeficientes de variación de r_i y r_i' son iguales a un tercio (Mincer 1972, sección 2) y utilizando los valores observados para las otras variables en 1969 (anexo).

Para las medias, desviaciones estándares y correlaciones en 1969 el valor de las derivadas parciales es el siguiente:

$$\frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial \text{SD}(S)} = 0,118$$

$$\frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial \text{SD}(\Lambda)} = 0,023$$

$$\frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial \text{SD}(\ln DT)} = 0,061$$

$$\frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial S} = 0,032$$

$$\frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial \Lambda} = 0,004$$

$$\frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial \text{Ras}} = 0,341$$

$$\frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial \text{Rad}} = 0,066$$

$$\frac{\partial \text{Var}(\ln Y)}{\partial \text{Rds}} = 0,083$$

Por su parte, también a partir de la ecuación (2) el cuadro 2 muestra el efecto de un cambio en los retornos de las inversiones en capital humano y en sus correspondientes desviaciones estándares, sobre la desigualdad en la distribución de ingreso del trabajo. El efecto de un cambio igual a uno en

estos parámetros y sus desviaciones estándares se obtiene utilizando los valores de las otras variables para 1969 que aparecen en el anexo.

Para los retornos y sus correspondientes desviaciones estándares, el valor de las derivadas parciales para 1969 es el siguiente:

$$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \text{SD} (r)} = 9,78$$

$$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \text{SD} (r')} = 13,93$$

$$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial r} = 3,87$$

$$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial r'} = 5,35$$

$$\frac{\partial \text{Var} (\ln Y)}{\partial \gamma} = 0,04$$

Estos dos conjuntos de derivadas parciales se utilizan a continuación para indagar el efecto de cambios en las características de inversión en capital humano de los trabajadores *versus* cambios en los retornos a tales inversiones y en las elasticidades ingreso tiempo trabajado sobre la distribución relativa del ingreso proveniente del trabajo entre 1961 y 1978.

a) Educación: su dispersión, nivel medio y correlación con la edad. La desviación estándar de la escolaridad ha permanecido prácticamente inalterada entre 1961 y 1978. Para el grupo en estudio, se redujo de 4,3 años en 1961 a 4,2 años en 1978 (véase anexo). De haber descendido en un valor igual a uno (un año), o aproximadamente un 25 por ciento, hubiera reducido la varianza del ingreso en 0,118 puntos, cerca de 16,8 por ciento. El escaso descenso observado de 0,1 años en la desviación estándar de la escolaridad entre 1961 y 1978 sería responsable de sólo un 1,6 por ciento de reducción en la varianza del ingreso.

Por su parte, un aumento en un valor igual a uno (un año) en el nivel de escolaridad aumenta la desigualdad en 0,032 puntos. La escolaridad prome-

dio aumentó en 1,1 años, desde 9,3 años en 1961 a 10,4 en 1978. Esto habría incrementado la desigualdad en el período en 0,035 puntos. En consecuencia, el efecto neto de lo ocurrido con las características de escolaridad entre 1961 y 1978 reduciendo su desviación estándar en 0,1 años e incrementando su nivel promedio en 1,1 años es el de aumentar la varianza relativa del ingreso en 0,023 puntos. Un aumento de 3,3 por ciento.

La distribución del ingreso también se ve afectada por la correlación entre la edad y la escolaridad. Mientras mayor es la tendencia positiva en el tiempo en la escolaridad, más negativa es esta correlación y menor es la desigualdad en los ingresos.⁹ La correlación para el grupo de hombres mayores de 18 años ha fluctuado erráticamente entre 1961 y 1978. Sin embargo, cuando se elimina el grupo correspondiente a edades menores de 25 años, la tendencia indica claramente un mejoramiento secular en la escolaridad (véase anexo). Si tomamos como indicativo del período las correlaciones en 1961 y 1978 para el grupo de hombres mayores de 18 años, entonces ellas aumentaron desde una baja (correlación) de 0,059 en 1961 a una alta de $-0,054$ en 1978, indicando un aumento en las tendencias de la escolaridad.

Su efecto sobre la desigualdad sería el de disminuirla en $-0,0385$ puntos, una disminución de 5,5 por ciento respecto de su valor en 1961. Vemos, en consecuencia, que lo ocurrido con la escolaridad y su correlación con la edad entre 1961 y 1978 ha tenido efectos que se cancelan entre sí, con un efecto neto de reducirla en $-0,0155$ puntos (un 2,2 por ciento de su valor en 1961).

Resulta interesante analizar, sobre la base del modelo, lo que ocurriría si acaso —a modo de ejercicio ilustrativo— supusiéramos que se igualaran las condiciones de escolaridad entre los hombres ocupados y con ingreso en 1969. Si la dispersión de la escolaridad se redujera a cero, pero su nivel medio permaneciera constante, la desigualdad disminuiría en 0,5074 puntos, una disminución de 66,3 por ciento. Sin embargo, un nivel uniforme de escolaridad cambiaría la correlación entre escolaridad y edad de $-0,023$ a cero. El efecto neto de la reducción en la dispersión y disminución de la correlación sería el siguiente:

Variable	Cambio de la variable	Contribución al cambio en la desigualdad
SD (s)	-4,3	-0,5074
Ras	+ 0,023	+ 0,0078
SD (s) Ras (efecto conjunto)	—	-0,0082
Diferencia total	—	-0,5078

es decir, una reducción en la varianza del ingreso de 0,5078 puntos, lo que corresponde a un 66,4 por ciento de su valor en 1969.

⁹Esto debido a que los jóvenes con menor experiencia pero mayores inversiones contemporáneas relativas tenderían a disminuir sus ingresos netos, pero como también tienen mayor escolaridad que el promedio, tienden a aumentarlos.

No obstante, si la dispersión igual a cero ocurriese como consecuencia de un nivel uniforme de escolaridad en 13 años, de modo que todos hubiesen terminado la secundaria (o educación media), el aumento en la escolaridad media sería de 3,6 años. La desigualdad se incrementaría en 0,1152 puntos. El efecto neto sería entonces de una reducción en 0,3920 puntos. Esto representa un 51,3 por ciento de reducción en la varianza del ingreso.

De acuerdo a estos resultados hipotéticos, la desigualdad resultará altamente sensible a cambios en las características educacionales de la fuerza de trabajo.

b) La dispersión y nivel promedio de la edad. La desviación estándar de la edad permanece relativamente estable a lo largo del período, lo que significa que en ese lapso aún no se refleja la fuerte reducción en las tasas de natalidad ocurridas durante los años sesenta en Chile y/o también debiera interpretarse como reflejo del comportamiento de flujos netos de migración al Gran Santiago. Para el grupo en estudio (hombres ocupados con ingresos, mayores de 18 años) la desviación estándar de la edad ha fluctuado entre valores extremos de 12,3 y 13,0, siendo en 1961 de 12,6 y en 1978 de 12,3. Como un cambio en un año (una unidad) afecta la varianza del logaritmo del ingreso en 0,023 puntos, el cambio en un tercio de año entre 1961 y 1978 apenas tiene algún efecto sobre la desigualdad total.

Los resultados de las derivadas parciales indicaban que un aumento en un año en la edad promedio aumentaría la desigualdad en 0,004 puntos. Entre 1961 y 1978 la edad promedio del grupo en estudio ha fluctuado entre valores extremos de 36,7 y 37,8 siendo éstos de 36,7 en 1961 y 37,0 en 1978. Este pequeño aumento incrementaría la desigualdad en apenas 0,0012 (un 0,2 por ciento de su nivel en 1961).

Por cuanto las tasas de participación en la actividad económica de hombres en edades extremas (menores de 20—24 años y mayores de 60—65 años) están cambiando como consecuencia de mejoras en la escolaridad y cambios en la política de retiro de la fuerza de trabajo, es difícil predecir lo que ocurrirá con estas variables a lo largo del tiempo. También es difícil predecir el efecto de los cambios en las tasas de natalidad y de las migraciones sobre ellas.

Si suponemos a modo de ejercicio, que la reducción en la natalidad incrementará la edad promedio para el grupo en estudio en un año y reducirá la desviación estándar de la edad en medio año, entonces comparando con los valores para 1969 el modelo predeciría que la varianza en la distribución del ingreso sería menor en 0,075 puntos, apenas un uno por ciento.

De acuerdo a estos resultados, la desigualdad no parece ser sensible a cambios en las características demográficas de la población que pudieran esperarse en el futuro.

c) **El tiempo trabajado y su correlación con la escolaridad y la edad.** Para el grupo en estudio, la desviación estándar del logaritmo de los días trabajados (nuestra medida de dispersión en el tiempo trabajado) ha tenido una tendencia creciente entre 1961 y 1969 y luego decreciente entre 1969 y 1978. El nivel promedio de días trabajados, por su parte, ha ido sistemáticamente en disminución. Si la desviación estándar de los días trabajados fuese en 1961 igual que en 1978, el nivel de desigualdad en 1961 habría aumentado en apenas 0,0018 puntos de la varianza (un 0,3 por ciento). Luego éste no parece ser un factor que haya contribuido a la desigualdad. La reducción en el promedio de los días trabajados (medida en logaritmos) fue de 3,15 en 1961 a 3,07 en 1978. Su efecto sobre la varianza del ingreso en 1961 es de reducirla en 0,0048 puntos (un 0,7 por ciento de su valor en 1969 solamente). Luego, tampoco ha sido este un factor importante en los cambios en la desigualdad.

Las correlaciones del logaritmo de los días trabajados con la escolaridad y la edad también influyen la distribución del ingreso. Para el grupo en estudio, el rango de la correlación entre edad y días trabajados fue de + 0,030 a -0,024. Su valor más negativo es para 1975 cuando la tasa de desempleo fue mayor (posiblemente denotando la mayor dificultad de los ancianos por encontrar empleos). El valor de + 0,030 se produce en 1972 cuando la tasa de desempleo alcanzó su menor nivel entre 1961 y 1978.¹⁰ El rango total que representa un cambio de -0,054 puntos en la correlación, está asociado con sólo una pequeña variación en la varianza del logaritmo del ingreso de 0,0036 puntos (apenas un 0,5 por ciento). En consecuencia, aun cuando esta variable fluctúe entre sus valores mínimos y máximos, su efecto sobre la desigualdad total es ínfimo.

La correlación entre el logaritmo de los días trabajados y la escolaridad tiene un rango entre + 0,019 y -0,064. Sus valores son erráticos y no guardan relación con las fluctuaciones en la actividad económica. Aun así, si tomamos el cambio total dado por el rango de esta variable (0,083 puntos de la correlación), éste apenas afectaría la varianza del ingreso en 0,0069 puntos (es decir, un 1,0 por ciento). Luego, no cabe esperar que el efecto de cambios en la correlación hayan sido significativos.

d) **Otros factores: Los retornos a las inversiones en capital humano.** Limitados, en consecuencia, el efecto de los cambios observados en las caracte-

¹⁰Véanse las series de las encuestas de Ocupación y Desocupación para el Gran Santiago, del Departamento de Economía de la Universidad de Chile.

rísticas de las inversiones en capital humano y de empleo de la población masculina empleada mayor de 18 años entre 1961 y 1978, éstos no parecen haber contribuido a los cambios observados en la varianza del logaritmo de sus ingresos en ese período y si lo han hecho ha sido con efectos que se cancelan entre sí. Sin embargo la desigualdad aumentó de 0,7014 en 1961 a 0,8499 en 1978, un incremento de 0,1485 puntos de la varianza o de 21,2 por ciento de su valor en 1961. Cabe preguntarse entonces, si los cambios en las tasas de retorno a las inversiones en capital humano y en la elasticidad ingreso-días trabajados guardan relación con los aumentos de la desigualdad. Supongamos, para dar luces sobre ello, que la estimación en la ecuación (1) para los datos de la fuerza de trabajo masculina en 1978 nos proporciona, al igual como lo supusimos para 1969, valores estimados para \bar{r} , \bar{r}' y γ . Y supongamos además, que los coeficientes de variación de r_i y r'_i continúan siendo iguales a un tercio. Esto resulta en los siguientes valores para estos parámetros en 1969 y 1978, respectivamente:¹¹

	1969	1978	Cambio
SD (r)	0,046	0,049	+ 0,003
SD (r')	0,010	0,011	+ 0,001
r	0,138	0,148	+ 0,010
r'	0,029	0,032	+ 0,003
γ	0,388	0,441	+ 0,053

De acuerdo al segundo conjunto de derivadas parciales estimadas en la página 15, los cambios implícitos en estos parámetros producen un incremento en la varianza del logaritmo del ingreso igual a:¹²

$$\begin{aligned} \Delta \text{Var} (\ln Y) &= 9,78 \times (0,007) + 13,93 (0,001) \\ &+ 3,87 \times (0,020) + 5,35 (0,003) \\ &+ 0,04 \times (0,053) = 0,1780 \text{ puntos,} \end{aligned}$$

lo que equivale a un incremento de 25,3 por ciento sobre su valor de 1961. Aun cuando la evidencia de estudios sobre las tasas de retorno a la educación demuestran que éstas no han cambiado entre 1969 y 1978 (L. Riveros, 1979), este método indirecto señala incrementos cercanos al 10 por ciento en sus valores entre 1969 y 1978, los cuales son consistentes con el sentido del cambio observado en la varianza del logaritmo de los ingresos en ese período.

¹¹ Véase cuadro 3 y la explicación en el texto.

¹² Véase también sección 4, cuadro 7.

En resumen, la aplicación del modelo de capital humano expandido al caso chileno nos señala que los cambios en la desigualdad relativa de los ingresos del trabajo entre hombres mayores de 18 años no han guardado relación con los cambios en la distribución de la escolaridad y su correlación con la edad, ni con cambios en la dispersión en la edad y los días trabajados. Esto sugiere que otros factores han estado actuando a lo largo del tiempo para incrementar la desigualdad en los ingresos entre individuos. Nuestra evidencia señala que entre estos otros factores, las tasas de retorno, sus coeficientes de variación y la elasticidad ingresos—días trabajados han jugado un rol fundamental en conjunto con los otros elementos a través de la varianza de los residuos. Ellos debieran contribuir a explicar las fluctuaciones en la desigualdad de ingresos observadas entre 1969 y 1978. Procedemos a este análisis en la siguiente sección de este trabajo.

6. DESIGUALDADES OBSERVADAS Y ESTIMADAS: 1969 – 1978

Aplicamos a continuación la ecuación (2) y sus transformaciones en las ecuaciones de los cuadros 1 y 2 para estimar año a año la varianza del logaritmo del ingreso para hombres mayores de 18 años entre 1969 y 1978. Los valores observados en las desigualdades de ingreso corresponden a las varianzas del logaritmo natural del ingreso proveniente del trabajo para hombres mayores de 18 años (anexo).

El método consiste en estimar los parámetros del modelo a partir de las informaciones de corte transversal proporcionadas por la base de datos de la Encuesta de Ocupación y Desocupación del Departamento de Economía (cuadro 3 y anexo).

La ecuación (2) y sus transformaciones en los cuadros 1 y 2 proporcionan la base para las estimaciones de la desigualdad del ingreso mediante: a) el uso de la información observada a partir de la encuesta precitada sobre el nivel y dispersión de la escolaridad, la edad y los días trabajados y las correlaciones entre edad con escolaridad, edad con días trabajados, y escolaridad con días trabajados; b) el supuesto de que los valores de \bar{r} , \bar{r}' y γ y sus cambios son iguales a aquellos que se obtienen año a año de estimar la ecuación (1) con la base de datos de la encuesta mencionada, y c) el supuesto de que la varianza de los residuos en cada año es igual a la de 1969.

El método proporciona dos estimaciones. Primero, aquella que resulta de permitir que sólo las características de capital humano de la población en estudio varíen. Esto se hace mediante: a) el uso de los valores de las derivadas parciales del cuadro 1 que aparecen en la página 14 estimadas para 1969; y b) los cambios observados entre 1969 y cada uno de los años sucesivos en la información sobre el nivel y la dispersión de la escolaridad, la edad y el loga-

ritmo de los días trabajados; y en las correlaciones de la edad con los días trabajados, la edad con la escolaridad y la edad con los días trabajados (anexo).

La segunda estimación resulta de permitir que sólo las tasas de retorno a las inversiones en capital humano, sus desviaciones estándares y la elasticidad días trabajados varíen entre 1969 y cada uno de los sucesivos años. Esto se hace mediante: a) el uso de los valores de las derivadas parciales del cuadro 2 que aparece en la página 15 estimadas para 1969, y b) los cambios estimados entre 1969 y cada uno de los años sucesivos en las tasas de retorno, sus correspondientes desviaciones estándares¹³ y la elasticidad ingreso—días trabajados que están implícitos en las estimaciones año a año de la ecuación (1). (Véase cuadro 3.)

La aplicación del método 1 aparece ilustrada en el cuadro 7, para estimar el cambio en la desigualdad entre 1969 y 1978.

Dado que los cambios producto del efecto conjunto son muy pequeños, ellos pueden eliminarse de los cálculos.

El cuadro 7 reproduce, igualmente, la aplicación del método 2 para estimar el cambio en la desigualdad entre 1969 y 1978.

Los valores estimados obtenidos por el primer método reflejan el cambio en la desigualdad asociado con variaciones en las características de la fuerza de trabajo según sus atributos de capital humano (educación y edad) y en los días trabajados. Los valores estimados obtenidos por el método 2 reflejan el cambio en la desigualdad asociado con variaciones en los retornos a las inversiones en capital humano y en la elasticidad ingresos—días trabajados. Mientras los primeros pueden asociarse con cambios en las características de la oferta de la mano de obra, los segundos pueden asociarse con la forma como el mercado valora tales características y sus variaciones reflejan cambios en la política de ingresos u otros factores institucionales que afectan las remuneraciones de trabajadores según sus atributos personales.

Los valores de la desigualdad obtenidos a partir de los cambios estimados entre 1969 y cada uno de los correspondientes años en la varianza del logaritmo del ingreso, según el método 1 y el 2, se comparan a continuación con los valores efectivamente observados para la desigualdad:

¹³Para lo cual suponemos que el coeficiente de variación es igual a un tercio (Mincer 1972).

CUADRO 7

**ESTIMACION DEL CAMBIO EN LA DESIGUALDAD ENTRE
1969 - 1978**

A. METODO 1

Variables (1)	1969 (2)	1978 (3)	Cambio 1969-1978 (4)	Contribución al cambio en la desigualdad* (5)
\bar{A}	37,7	37,0	-0,7	-0,0028
SD (A)	12,8	12,3	-0,5	-0,0115
\bar{S}	9,4	10,4	+ 1,0	+ 0,0320
SD (S)	4,3	4,2	-0,1	-0,0118
SD (1nDT)	0,23	0,20	-0,03	-0,0018
Ras	-0,023	-0,054	-0,031	-0,0106
Rad	0,004	0,009	+ 0,005	+ 0,0003
Rds	-0,026	-0,062	-0,036	-0,0030
Ras SD (S) SD (r) (efecto conjunto)				+ 0,00001
Rad SD (A) SD (1nDT) (efecto conjunto)				+ 0,00000
Rds SD (1nDT) SD (S) (efecto conjunto)				-0,00001
Cambio estimado total				-0,0092

*Estimado a partir de los valores de sus derivadas parciales multiplicadas por la columna 4 de cambios.

B. Método 2

Variables (1)	1969 (2)	1978 (3)	Cambio 1969-1978 (4)	Contribución al cambio en la desigualdad (5)
r	0,138	0,158	+ 0,020	+ 0,0774
r'	0,029	0,032	+ 0,003	+ 0,0161
SD (r)	0,046	0,053	+ 0,007	+ 0,0895
SD (r')	0,010	0,011	+ 0,001	+ 0,0139
γ	0,388	0,441	+ 0,053	+ 0,0021
Cambio total estimado				+ 0,1780

C. COMPARACION METODOS 1 y 2

Varianza de los logaritmos del Ingreso

Año	Valor Observado	Método 1		Método 2	
		Estimación a partir del efecto estimado de cambios en las características de la población	Estimación* % error	Estimación a partir del efecto estimado de cambios en los retornos y elasticidades	Estimación* % error
1969	0,765	0,765	—	0,765	—
1970	0,776	0,774	-0,3	0,797	+ 2,7
1972	0,658	0,783	+ 19,0	0,652	-0,9
1975	0,672	0,752	+ 12,0	0,597	-11,2
1978	0,850	0,756	-11,1	0,943	+ 10,9

*Obtenidos sumando al valor de 1969 el valor estimado del cambio entre 1969 y cada año consecutivo según los métodos 1 y 2 descritos en el texto e ilustrados en el cuadro 7.

En la comparación de los valores observados con las estimaciones, el valor estimado está siempre dentro de un rango ± 20 por ciento del valor observado según el método 1, y dentro de un rango ± 12 por ciento del valor observado según el método 2. Esto es consistente con los resultados anteriores que indicaban que las variaciones en la desigualdad están principalmente asociadas con cambios en los retornos a las inversiones en capital humano y mucho menos con cambios en las características de la población.

Sobre la base del modelo de capital humano expandido y las estimaciones recientemente discutidas, en el cuadro 9 se descomponen los cambios observados en la varianza del logaritmo del ingreso en tres fuentes: a) por efecto de variaciones en las características de la población (escolaridad, edad y días trabajados); b) por efectos de variaciones en los retornos a tales características (tasas de retorno a la educación, experiencia y elasticidad ingresos días trabajados); y c) por efecto de variaciones en otras variables no controladas (o el efecto de interacción entre los cambios en las características de la población y sus correspondientes retornos).

Se concluye del cuadro 9: (1) que los efectos de cambios en las características de la población han sido mínimos durante este período; (2) que la mayor fuente de cambio ha sido aquella en los retornos a las inversiones en capital humano y días trabajados; (3) que el efecto de las "otras variables"

CUADRO 9

GRAN SANTIAGO: DESCOMPOSICION DEL CAMBIO EN LA VARIANZA DEL LOGARITMO DE LOS INGRESOS
PROVENIENTES DEL TRABAJO DESDE SU NIVEL EN 1969 A AQUEL DEL AÑO DE COMPARACION SEGUN
CAMBIOS EN LAS CARACTERISTICAS DE LA POBLACION Y CAMBIOS EN LA POLITICA DE INGRESOS

	Año de comparación (t)			
	1970	1972	1975	1978
(a) Var (ln Y) 1969	0,765	0,765	0,765	0,765
(b) Var (ln Y) (t)	0,776	0,658	0,672	0,850
(c) Cambio observado (b - a)	+ 0,011	-0,107	-0,093	+ 0,085
(d) Var (ln Y) simulado a partir de cambios en los parámetros (política de ingresos)	0,797	0,652	0,597	0,951
(e) Cambio debido a variaciones en la política de ingresos (d - a)	+ 0,032	-0,113	-0,168	+ 0,176
(f) Var (ln Y) simulado a partir de cambios en las características de la población	0,774	0,783	0,752	0,755
(g) Cambio debido a variación en las características de la población (f - a)	+ 0,009	+ 0,018	-0,013	-0,010
(h) Cambio debido a la interacción entre las variaciones en la política de ingreso y en las características de la población	-0,034	-0,012	+ 0,088	-0,081

Fuente: Véase texto.

es de mayor importancia que el de cambios en la población; (4) que a partir de 1969 los cambios en los retornos al capital humano contribuyeron a incrementar la desigualdad durante 1970 y 1978 (especialmente en este último año), en cambio contribuyeron a disminuirla durante 1973 y 1975, y (5) que los efectos de las otras variables han sido especialmente importantes durante 1975 y 1978 contribuyendo a incrementar la desigualdad en 1975 y a disminuirla durante 1978.

Desde la perspectiva del modelo de capital humano, entonces, los cambios en la distribución relativa del ingreso proveniente del trabajo entre 1969 y 1978 y los años intermedios, se han producido primordialmente por efecto de variaciones en los parámetros que representan retornos a las inversiones en capital humano y la elasticidad ingreso—días trabajados. No ha habido cambios de importancia en las distribuciones de la edad, educación y días trabajados entre los hombres ocupados como para afectar considerablemente la distribución del ingreso del trabajo entre ellos. Sin embargo, los efectos de cambios en los parámetros han sobrestimado los cambios reales especialmente durante 1975 y 1978, sugiriendo que otros factores que no han sido cuantificados, han operado aminorando el efecto de estas variaciones en los parámetros.

5. CONCLUSIONES

La evidencia empírica en torno a la existencia de segmentación en Gran Santiago en 1978, ha sido recientemente examinada en un estudio de Corbo y Stelcner a partir de datos provenientes de las encuestas de ocupación y desocupación del Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Sus conclusiones arrojan dudas sobre la relevancia de la teoría de mercados de trabajo segmentados para Chile en 1978. Tales conclusiones se basan en la imposibilidad de encontrar diferencias estructurales en las funciones de remuneraciones estimadas para grupos de trabajadores laborando en diferentes sectores de actividad económica y en los sectores público y privado. Se concluye en consecuencia en favor de la existencia de un proceso único de determinación de salarios en el mercado de trabajo en el Gran Santiago.

Aun cuando apruebo el método estadístico adoptado y manifiesto mi sorpresa sobre la regularidad en las estimaciones de las ecuaciones estructurales obtenidas, en este artículo se ponderan sus conclusiones sobre la base de dos consideraciones. Primero, aquella que restringe sus conclusiones a sólo la parte formal del mercado de trabajo, por cuanto en su esmero por corregir errores de medición (en los ingresos de los trabajadores independientes y en el número de horas trabajadas de los asalariados) incurren en una depuración de la muestra que, a mi juicio, deja fuera a la mayoría (sino a todos) de los trabajadores en ocupaciones informales. Son precisamente

estas últimas las que ocupan preferentemente la atención de la literatura sobre mercados de trabajo segmentados en América Latina.

Segundo, aquella que cuestiona la validez del enfoque de capital humano para explicar cambios en la distribución del ingreso provenientes del trabajo en el Gran Santiago a lo largo del tiempo. La evidencia empírica proporcionada en este trabajo muestra que si bien la aplicación directa del modelo de capital humano coincide con los resultados de Corbo y Stelcner en el sentido de señalar que las variables de capital humano —escolaridad y experiencia (edad)— explican un alto porcentaje de la varianza del logaritmo de los ingresos en un análisis de corte transversal, sus variaciones en el tiempo, en cambio, no guardan relación con los cambios observados en la desigualdad.

Este trabajo proporciona evidencia en este sentido. Constituye una aplicación del modelo de Chiswick y Mincer al análisis de la distribución del ingreso proveniente del trabajo en el Gran Santiago entre 1969 y 1978 con extensiones hasta 1961. El modelo relaciona las desigualdades de ingreso con las distribuciones de la edad, escolaridad, días trabajados y las tasas de retorno, y con las interrelaciones entre estas variables.

Una variación respecto del modelo original de Chiswick y Mincer permite realizar también una estimación alternativa para lo ocurrido con la distribución del ingreso entre 1969 y 1978. El modelo original consiente que sólo las características de capital humano de la fuerza de trabajo varíen. En la versión modificada se permite que los retornos a las inversiones en capital humano varíen. El error promedio de estimación mediante el primer método es de 10,6 por ciento y llega hasta cifras cercanas al 20 por ciento. El error promedio del segundo método es de 6,4 por ciento y jamás excede al 12 por ciento. Esto confirma resultados de estudios anteriores que señalan a los cambios en las tasas de retorno como las principales fuentes de variación en la desigualdad.

Con respecto al primer método para los hombres mayores de 18 años, ocupados con ingreso, los cambios en la distribución del ingreso resultan especialmente sensibles a cambios en las distribuciones de la escolaridad, su nivel promedio y su correlación con la edad. No obstante, tomando en cuenta las variaciones en estas variables entre 1961 y 1978, ellas no explican ni la magnitud ni el sentido del cambio en la desigualdad observada entre 1961 y 1978. El resto de las variables (edad, dispersión y días trabajados y sus correlaciones con edad y educación) explican cada una en forma individual menos de uno por ciento de la varianza en 1961 y tienen entre 1961 y 1978 efectos sobre la desigualdad que se cancelan entre sí. La aplicación del segundo método muestra que el aumento de la desigualdad en este período guarda una mayor correspondencia con los incrementos en los retornos a las variables de capital humano.

Podemos concluir entonces que, aun cuando los resultados del análisis de corte transversal muestran la relación postulada por Corbo y Stelcner entre las distribuciones de las características de capital humano de la población y la desigualdad en los ingresos provenientes del trabajo, sus correspondientes cambios entre 1961 y 1978 (1969 y 1978) no se relacionan tan estrictamente como el modelo lo sugiere. Cambios en los correspondientes retornos a la escolaridad y la experiencia (edad) y en la elasticidad ingreso—días trabajados resultan de mayor importancia en la explicación de cambios en la desigualdad dentro del modelo de capital humano expandido. De menor importancia son los cambios en las características de capital humano de la fuerza de trabajo. Estas tasas de retorno resultan altamente sensibles a cambios en la política de ingresos durante el período analizado y en la estructura y comportamiento del mercado de trabajo (Uthoff 1980), resaltando la importancia de otros factores ajenos al capital humano, que afectan la distribución del ingreso en el tiempo, especialmente factores de demanda e intervención de medidas de política en el mercado de trabajo (Carnoy, 1979).

Resulta en consecuencia interesante continuar pensando en que el rol de la educación y el entrenamiento (experiencia) en relación a la determinación y distribución del ingreso y a la eliminación de la pobreza merecen seguir estudiándose con cuidado, sin necesariamente descartar enfoques alternativos al del capital humano. De adoptar este último, mayor atención debiera prestarse a los factores que explican fluctuaciones de corto y largo plazo en las tasas de retorno a las inversiones en capital humano.

En relación a la necesidad de proporcionar evidencia empírica sobre estas materias, convendría recomendar al Departamento de Economía efectuar pequeñas modificaciones a sus encuestas para evitar futuros problemas en la medición de las variables pertinentes en estos estudios. De los resultados de los estudios de Corbo y Stelcner y de éste que presento en esta oportunidad, tres sugerencias parecerían ser altamente productivas: a) incluir información sobre el tamaño del establecimiento donde laboran las personas ocupadas (especialmente los asalariados); b) mejorar la forma de solicitar la información sobre ingresos del trabajo por parte de los trabajadores independientes (por cuenta propia) y c) mejorar la forma de recolectar la información sobre el tiempo trabajado, a modo de relacionarla mejor con las correspondientes declaraciones de ingreso.

CUADRO A - 1

GRAN SANTIAGO: INFORMACION SOBRE LA VARIANZA DE LOS LOGARITMOS DEL INGRESO PROVENIENTE DEL TRABAJO
(Muestra censal de 1970)

Edad > 14	Edad > 15	Edad > 16	Edad > 17
—	0,7014	0,6703	0,6308
—	0,7022	0,6701	0,6290
0,6003	0,7017	0,6707	0,6290
—	0,7762	0,7460	0,7052
—	0,6576	0,6205	0,6170
—	0,6724	0,6657	0,6381
0,6658	0,6490	—	0,6187

ANEXO

Estimados por el autor sobre la base de los datos de las encuestas a las empresas de Comercio y Consumo del Departamento de Economía de la Universidad de Chile.

CUADRO A - 1

GRAN SANTIAGO: INFORMACION SOBRE LA VARIANZA DE LOS LOGARITMOS DEL INGRESO PROVENIENTE DEL TRABAJO
(*hombres ocupados con ingreso*)

Año	Edad > 14	Edad > 18	Edad > 24	Edad 25-64
1961	—	0,7014	0,6709	0,6598
1962	—	0,7262	0,6981	0,6780
1969	0,8093	0,7648	0,7637	0,7472
1970	—	0,7762	0,7462	0,7232
1972	—	0,6576	0,6308	0,6172
1975	—	0,6724	0,6587	0,6381
1978	0,8658	0,8499	—	0,8187

Fuente: Estimados por el autor sobre la base de las declaraciones a las Encuestas de Ocupación y Desocupación del Departamento de Economía de la Universidad de Chile.

CUADRO A - 2

GRAN SANTIAGO: INFORMACION SOBRE LA MEDIA Y LA DESVIACION ESTANDAR DE LA ESCOLARIDAD Y DE LA CORRELACION ENTRE EDUCACION Y EDAD
(hombres ocupados con ingreso)

Año	Edad > 14			Edad > 18			Edad > 24			Edad 25 - 64		
	\bar{S}	SD (S)	Ras	\bar{S}	SD (S)	Ras	\bar{S}	SD (S)	Ras	\bar{S}	SD (S)	Ras
1961	-	-	-	9,3	4,3	0,059	9,5	4,4	0,012	9,5	4,4	0,031
1962	-	-	-	9,0	4,2	0,051	9,2	4,4	-0,023	9,2	4,3	-0,004
1969	9,3	4,2	0,008	9,4	4,3	-0,023	9,4	4,4	-0,049	9,4	4,4	-0,046
1970	-	-	-	9,5	4,1	0,027	9,7	4,3	-0,053	9,7	4,3	-0,060
1972	-	-	-	10,0	4,2	0,030	10,2	4,4	-0,111	10,2	4,3	-0,103
1975	-	-	-	9,8	4,2	0,052	9,8	4,3	-0,104	9,9	4,3	-0,091
1978	10,3	4,2	-0,032	10,4	4,2	-0,054	10,4	4,4	-0,086	10,5	4,3	-0,068

CUADRO A - 3

GRAN SANTIAGO: INFORMACION SOBRE LA MEDIA Y LA DESVIACION ESTANDAR DE LA EDAD Y DE LA CORRELACION ENTRE EDAD Y EL LOGARITMO DE LOS DIAS TRABAJADOS
(hombres ocupados con ingreso)

Año	Edad > 14			Edad > 18			Edad > 24			Edad 25 - 64		
	\bar{A}	SD (A)	Rad	\bar{A}	SD (A)	Rad	\bar{A}	SD (A)	Rad	\bar{A}	SD (A)	Rad
1961	-	-	-	36,7	12,6	-0,004	40,2	11,2	-0,013	39,3	10,6	-0,018
1962	-	-	-	36,9	13,0	-0,011	40,7	11,5	-0,020	39,5	10,8	-0,004
1969	37,0	13,18	0,012	37,7	12,8	0,004	41,2	11,4	-0,037	40,1	10,2	-0,022
1970	-	-	-	37,0	13,3	0,023	41,4	11,5	0,002	39,9	10,8	0,012
1972	-	-	-	37,7	12,9	0,030	41,1	11,4	0,003	39,8	10,8	0,007
1975	-	-	-	37,8	12,6	-0,024	40,9	11,2	-0,045	39,7	10,0	-0,035
1978	36,7	12,47	0,005	37,0	12,3	0,009	-	-	-	39,4	10,2	-0,006

CUADRO A - 4

GRAN SANTIAGO: INFORMACION SOBRE LA MEDIA Y LA DESVIACION ESTANDAR DEL LOGARITMO DE LOS DIAS TRABAJADOS Y DE LA CORRELACION ENTRE EDUCACION Y EL LOGARITMO DE LOS DIAS TRABAJADOS

(hombres ocupados con ingreso)

Año	Edad > 14		Edad > 18		Edad > 24		Edad 25 - 64				
	InDT	Rds	InDT	Rds	InDT	Rds	InDT	Rds			
1961	-	-	3,15	0,17	-0,017	3,15	0,17	0,012	3,15	0,18	-0,002
1962	-	-	3,14	0,19	0,015	3,14	0,19	0,015	3,14	0,19	0,012
1969	3,09	0,23	3,09	0,23	-0,026	3,09	0,23	-0,016	3,10	0,22	-0,026
1970	-	-	3,09	0,21	-0,064	3,09	0,20	-0,058	3,09	0,19	-0,060
1972	-	-	3,07	0,21	0,019	3,07	0,20	0,028	3,07	0,20	0,020
1975	-	-	3,07	0,21	-0,013	3,07	0,21	0,016	3,07	0,21	0,012
1978	3,07	0,20	3,07	0,20	-0,062	-	-	-	3,07	0,19	-0,082

CORRELACION ENTRE EDU Y EL LOGARITMO DE LOS DIAS TRABAJADOS

CUADRO V - 2

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Atkinson, A. B., "On the Measurement of Inequality", en *Journal of Economic Theory*, vol. 2, 1972, pp. 244-263.
- Blinder, A., "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", en *Journal of Human Resources*, vol. 8, 1973.
- Calabi, A.;
R. Loma; A. Uthoff; y
P. Zaghen., *Dual Labour Markets in Latin América. An Empirical Test*, University of California, Berkeley, 1974 (Mimeo).
- Carnoy, M., *Can Educational Policy Equalize Income Distribution in Latin America?* Saxon House, 1979.
- Corbo, V. y
M. Stelcner, En *Estudios de Economía*, 2^o semestre 1980, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Chiswick, B. y
J. Mincer, "Time-Series Changes in Personal Income Inequality in the United States from 1939, with Projection to 1985", en *Journal of Political Economy*, vol 80, (3), Parte II, mayo-junio, 1972.
- Heskia, I., "Distribución del ingreso en el Gran Santiago 1957-1978". Documento de trabajo, serie investigación N^os 41, 42, 43, noviembre de 1979.
- Mincer, J., "Schooling, Age and Earnings", en *Human Capital and Personal Income Distribution*, Nueva York, NBER, 1972.
- , *Schooling, Experience and Earnings*, Nueva York, NBER, 1974.
- PREALC, *Sector informal: funcionamiento y políticas*, Santiago, PREALC, 1978.
- Riveros, L., Rentabilidad de la educación formal: una estimación de sus fluctuaciones en el caso chileno, en *Estudios de Economía* N^o 13, Departamento de Economía, Universidad de Chile

Uthoff, A.,

"Inversión en capital humano, empleo y distribución del ingreso. Gran Santiago 1969-1978", trabajo ocasional 31, Santiago, PREALC, mayo 1980.

Velloso, J.,

Human Capital and Market Segmentation: An Analysis of the Distribution of Earnings in Brazil, 1970, Stanford, Stanford University 1975 (unpublished Ph. D. Dissertation).