

**LA SEGMENTACION DEL MERCADO LABORAL RECONSIDERADA:
EL CASO DE LOS ASALARIADOS, GRAN SANTIAGO – 1978**

Vittorio Corbo

**Departamento de Economía
Universidad de Chile
Concordia University
Montreal, Canadá**

Morton Stelcner

**Concordia University
Montreal, Canadá
Departamento de Economía
Universidad de Chile**

Agradecemos a nuestros colegas de la Universidad de Chile y especialmente a Patricio Meller, Luis Riveros y Andras Uthoff por muchas conversaciones provechosas; también nos hemos beneficiado por los comentarios hechos en Seminarios de CIEPLAN, PREALC, Universidad de Chile. Además, reconocemos la eficiente contribución a esta investigación de Osvaldo Larrañaga.

EXTRACTO

Este trabajo consiste en un análisis econométrico de la segmentación del mercado del trabajo para obreros y empleados. La segmentación se estudia a través de la comparación de funciones de ingreso por sectores productivos (industria, construcción y servicios). Se concluye que no hay evidencia de segmentación en dicho mercado.

LA SEGMENTACION DEL MERCADO LABORAL RECONSIDERADA: EL CASO DE LOS ASALARIADOS; GRAN SANTIAGO - 1978

Vittorio Corbo
Morton Stelcner

1. INTRODUCCION

En los últimos años, la teoría del mercado de trabajo segmentado o dual (MTS) ha recibido mucha atención en los intentos de explicar el funcionamiento de los mercados laborales en los países en desarrollo.¹ El enfoque del MTS se basa en cuatro hipótesis interrelacionadas. La primera supone que es conveniente, desde un punto de vista analítico y empírico, dividir el mercado de trabajo en dos sectores, un sector formal (primario) y otro informal (secundario). La segunda dice que los mecanismos y procesos que determinan los salarios y el empleo en los dos segmentos son diferentes. La tercera, que la movilidad económica entre los dos sectores está restringida y que las barreras no se basan en consideraciones de capital humano (sino, por ejemplo, a discriminación, legislación, sindicalización, etc.). La cuarta hipótesis supone que el sector informal está caracterizado por el subempleo en el sentido de que hay individuos capacitados o potencialmente capacitados, que están atascados en malos empleos y que si pudieran trasladarse al sector formal tendrían un buen rendimiento y estarían mejor pagados.

La característica central del enfoque MTS es entonces la existencia de dos sectores en la economía. El sector formal que está definido por firmas grandes y modernas, por un alto grado de sindicalización, por empleos que ofrecen buenas condiciones de trabajo, por estructuras jerárquicas formales, estabilidad en el empleo y salarios altos. En este sector, el proceso para fijar los salarios es tal que hay una relación bastante directa entre capital humano y salarios en el contexto de un mercado de trabajo interno bien estructurado. En contraste, el sector informal está caracterizado por firmas pequeñas que

¹ La popularidad de esta teoría no está, por supuesto, limitada a los economistas de los países en desarrollo, ya que la teoría MTS se desarrolló en la década de 1960 para tratar los problemas del racismo, sexismo y pobreza en los Estados Unidos.

Se pueden encontrar revisiones y críticas del enfoque MTS en Cain (1976) y Wachter (1974).

ofrecen pocas oportunidades de promoción y por existir un alto grado de rotación de los trabajadores, ausentismo, poca dedicación del trabajo y salarios bajos. Se sostiene, por ello, que la relación entre la dotación de capital humano y el salario es débil (si es que tuviera alguna importancia), y que el proceso de fijación de salarios funciona como si los empleadores contrataran gente de un *pool* de trabajo no diferenciado.

En el contexto de los países en desarrollo, la existencia de un mercado de trabajo segmentado puede implicar, de acuerdo a su grado de segmentación, el mal funcionamiento del mercado de trabajo, lo cual, por otra parte, se dice comúnmente que es una de las causas principales de la pobreza.²

Durante los últimos años se han hecho varios intentos de investigar empíricamente, en el contexto general de los países en desarrollo y en Latinoamérica, en particular las hipótesis sugeridas por la teoría MTS. Típicamente, el análisis empírico parte definiendo segmentos informales y formales y procede después a estimar funciones de ingresos del tipo Mincer para cada segmento. Como la teoría MTS indica que el capital humano es de importancia menor en el salario de los trabajadores del sector informal, las diferencias estructurales en las ecuaciones de ingresos se interpretan como prueba de que existe segmentación.³

La aproximación empírica estándar a la teoría MTS confronta serios problemas. Una característica básica de la teoría MTS es la existencia de dos segmentos. Por consiguiente, es necesario desarrollar criterios operacionales para distinguir entre éstos. Sin embargo, muchos estudios dependen de vagas clasificaciones descriptivas a las cuales se da un contenido empírico basado en juicios arbitrarios del investigador. Los criterios típicos para definir el sector informal son: empresas pequeñas, empresarios pequeños y bajos ingresos. Por ejemplo, Souza y Tokman (1976) definen como sector informal —para varios países latinoamericanos— al compuesto por las empleadas domésticas, los trabajadores esporádicos, los empleados por cuenta propia, los que trabajan en empresas con cuatro o menos trabajadores y los trabajadores con bajos ingresos. Uthoff (1979) define el sector informal —para Santiago— al que está constituido por los que trabajan por cuenta propia y tienen baja capacitación (menos de 12 años de escolaridad), y las firmas con menos de nueve trabajadores. Bourgignon (1979) aun reconociendo estos problemas de definición, define el sector informal —para Bogotá— al que comprende a los asalariados en firmas que emplean menos de cinco personas y a los empleados por cuenta propia.

²Una revisión del funcionamiento de los mercados de trabajo en los países en desarrollo se puede ver en Berry y Sabot (1978) y Squire (1979).

³En Bourgignon (1979) y Berry y Sabot (1978) se puede encontrar una discusión de las dificultades de usar esta metodología.

Estas definiciones como cualquiera otra que se use son, en el mejor de los casos, arbitrarias y, en la peor situación, pueden llevar a conclusiones erróneas acerca de la estructura de las funciones de ingresos. Lo que es pequeño para un tipo de actividades, por ejemplo, el sector manufacturero, puede ser grande para otra, los servicios. Más problemático aun es lo que se ha denominado sesgo de corte que está implícito en la estimación de ecuaciones de ingresos separadas para los dos sectores. Tal como lo señalara Cain (1976), si se usan los ingresos para distinguir entre los dos segmentos, esto, prácticamente, asegura que el capital humano tiene una importancia sustancialmente menor en la ecuación de ingresos del sector informal que en la del sector formal. Análogamente, al usar una característica endógena (que es también una función del ingreso) como criterio, inevitablemente disminuye el impacto del capital humano sobre los ingresos ya que las mismas variables pueden estar afectando tanto a estas características como a los ingresos.

?

Aquí se usa la estructura de las funciones de ingreso de una manera distinta, para examinar la segmentación del mercado laboral en Chile (Santiago), y en vez de partir de una definición arbitraria de los dos segmentos, se estiman funciones de ingresos que se comparan estadísticamente para distintos grupos de trabajadores. Estos grupos se diferencian por el tipo de actividad en que ellos se desempeñan. En este estudio se clasifican a) de acuerdo al sector de la actividad económica en: manufacturero, construcción y servicios; y b) servicios: públicos o privados.

Si el mercado laboral fuera ineficiente, debido a la segmentación, se debería esperar que ésta se reflejara en diferencias en la estructura de las funciones de ingresos entre los distintos grupos de trabajadores. Más precisamente, la relación entre los ingresos y el capital humano debería diferir entre grupos de trabajadores en distintas actividades. Por ejemplo, si la mayoría de las empresas grandes pertenecieran al sector industrial, entonces la función de ingresos manufacturera sería distinta a la de los otros sectores.

Además de tratar el problema de la segmentación, este estudio también intenta evaluar la teoría del capital humano en el contexto del mercado laboral de Santiago. En resumen, se consideran dos problemas específicos: a) ¿hasta qué punto el enfoque del capital humano es útil para explicar las variaciones de ingresos? y b) ¿existen diferencias estadísticas en la estructura de las funciones de ingreso entre distintos grupos de trabajadores?

2. EL MODELO Y LOS DATOS

El modelo que se usa en este análisis es la función de ingresos basada en el capital humano que se ha hecho conocida en la literatura de la economía

laboral. Las bases teóricas de la especificación del modelo aparecen en Mincer (1974).⁴

La especificación del modelo es:

$$\ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 X + \beta_3 X^2 + \mu$$

donde:

- Y = Ingresos
- S = Años de escolaridad
- X = Años de experiencia, medidos como, edad - 6 - S
- μ = Error aleatorio

Una dificultad de esta especificación es que no incluye ningún control para la oferta de trabajo. La variable dependiente (ingresos) es el producto entre las horas trabajadas y el salario por hora. La teoría económica indica que el número de horas trabajadas es función, entre otras cosas, del salario, el cual a su vez depende de las características del trabajador en cuanto a capital humano. Luego, como lo ha señalado, Blinder (1973), el uso de los ingresos como variable dependiente puede llevar a estimaciones sesgadas de los parámetros de la función de ingresos. La dirección y la magnitud del sesgo dependerá de la elasticidad de la oferta de trabajo, respecto al salario. Por ello, Blinder sugiere que la especificación apropiada de la variable dependiente debería ser el salario en vez de los ingresos. Aun cuando reconoce el problema de la oferta de trabajo, Mincer (1974) introduce el logaritmo de la oferta laboral (en unidades de semana) en el término a la derecha de la función de ingresos, tomando los ingresos como variable dependiente. El coeficiente que resulta puede entonces interpretarse como la elasticidad parcial de los ingresos, respecto a la oferta de trabajo. Si este coeficiente es igual a uno, éste es equivalente a la especificación sugerida por Blinder; sin embargo, si el coeficiente difiere mucho de uno, su interpretación se hace difícil.

Para evitar este problema y así disminuir el efecto de diferencias en la oferta de trabajo, la muestra se restringió a un grupo de asalariados varones de 14 años o mayores que trabajan al menos 35 horas a la semana y con ingresos (mensuales) positivos. La parte de la muestra total excluida por trabajar menos de 35 horas a la semana fue sólo de un 7 por ciento.

La base de datos es la encuesta de empleo en el Gran Santiago, 1978, llevada a cabo por el Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Los trabajadores familiares no remunerados, los estudiantes y los empleados

⁴Para una evaluación de las limitaciones de este enfoque véase Blaug (1976).

en agricultura, minería y las fuerzas armadas están excluidos de la muestra. Aunque también se estimó funciones de ingresos para los no asalariados, la base de datos no permitió distinguir entre retornos al trabajo y al capital. (Chiswick, 1976, ha dado una técnica interesante para imputar los retornos al trabajo de los empleados por cuenta propia en Bangkok, Tailandia, pero, desgraciadamente, nuestros datos no permitieron implementar la técnica.) Finalmente, también se examinó la influencia de la oferta de trabajo en que se estima una función de ingresos con el logaritmo de las horas a la derecha, para una muestra que no tuviera restricciones sobre las horas trabajadas. Se encontró que el coeficiente de esta variable era significativamente menor que uno.

3. LOS RESULTADOS

El proceso de determinación de salarios ha sido estudiado estimando funciones de ingresos, separadas para cada uno de los distintos grupos de asalariados. Los resultados de la regresión se dan en el cuadro 1. En todas las regresiones, la variable dependiente es el logaritmo natural de los ingresos mensuales, sueldos y salarios. Es interesante hacer notar aquí que, en cada caso, nuestros estimados son consistentes con el modelo básico del capital humano. También, para cada una de las regresiones más del 45 por ciento de la varianza en el logaritmo de los ingresos es explicada por las variables sugeridas por el modelo del capital humano.

Primeramente, se investigó la estructura de las funciones de ingresos en los sectores manufacturero, de la construcción, y de servicios (columnas 2, 3 y 4 del cuadro 1).

Como paso preliminar, se examinó la hipótesis nula para la igualdad de las varianzas del error en las tres regresiones. Con este fin y debido a que el tamaño de las muestras difería, el test apropiado es el de Bartlett. (Véase Dixon y Massey, 1957, p. 179.) La hipótesis nula fue rechazada ya que el valor computado de $F(2, \infty)$ fue 10,53, lo cual excede el valor crítico. A continuación se procedió a examinar la igualdad del conjunto completo de coeficientes de regresión en las tres ecuaciones, usando el test de Chow.⁵

La suma de cuadrados de los residuos de las regresiones combinadas (RSSP en la columna 1, cuadro 1) fue 612,40, mientras que la suma de las sumas de cuadrados de los residuos de las tres regresiones fue 606,38. Si las estructuras difieren, la regresión combinada será "mucho peor" a las regresiones separadas. Con los resultados del cuadro 1, el estadígrafo F calculado es:

⁵Este test es sólo una aproximación, considerando las diferencias en las varianzas. Véase Toyoda (1973).

CUADRO I

FUNCIONES DE INGRESOS PARA ASALARIADOS: 1978
GRAN SANTIAGO

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Total	Manufacturas	Construcción	Servicios	Servicios privados	Servicios públicos	Manufacturas + construcción + servicios privados	
Educación	0,14495 (40,79)	0,14267 (24,0)	0,14201 (19,26)	0,14940 (29,18)	0,13760 (21,66)	0,17757 (26,13)	0,14087 (35,87)
Experiencia	0,05548 (13,82)	0,06368 (8,27)	0,03886 (2,28)	0,06020 (10,5)	0,06051 (9,37)	0,09868 (8,82)	0,09434 (12,27)
(Experiencia) ²	-0,0008 (10,2)	-0,00076 (6,08)	-0,00037 (1,76)	-0,00091 (6,14)	-0,00089 (6,69)	-0,00084 (4,20)	-0,00076 (5,24)
Constante	3,95086 R ²	4,02007 0,49407	4,23229 0,54489	3,62478 0,49614	3,98378 0,46018	3,36926 0,80082	4,02969 0,48076
S ²	0,34327	0,38494	0,29001	0,39003	0,35047	0,42743	0,31316
F	582,033	196,1827	80,41316	311,50052	174,6232	149,6626	451,275
n	1.762	637	202	948	623	329	1.482
RSS	812,40	180,16	57,27	369,57	216,94	137,20	496,63

Características de las variables

LM (Ingresos)	5,9649	5,9216	5,9169	6,0062	5,9236	6,0264	5,9810
SD	0,8235	0,7309	0,7961	0,8794	0,8051	1,0079	0,7794
Educación	6,2366	2,7831	6,8277	9,8946	9,4922	10,6569	8,8166
SD	4,1951	2,8169	4,5589	4,1729	3,8729	4,0118	3,9006
Experiencia	20,476	20,6421	22,3713	19,8642	18,8571	22,1800	20,1284
SD	18,4442	12,4117	12,7219	12,3774	11,8729	12,046	11,2821
(Experiencia) ²	374,105	379,9042	641,519	551,6099	486,3331	650,9692	555,5772
SD	432,5013	925,239	679,929	619,2181	580,6096	675,7301	621,2602

Nota: Los valores t se dan entre paréntesis

RSS = suma de cuadrados de los residuos

S² = variancia estimada del error aleatorio

n = número de observaciones

$$F(8,1776) = \frac{RSS_p - (RSS_1 + RSS_2 + RSS_3) / 8 = 2,21}{(RSS_1 + RSS_2 + RSS_3) / 1776}$$

Se encontró que el F computado era más alto que el $F_{0,95}(8, \infty)$ crítico pero menor que el $F_{0,99}(8, \infty)$ crítico. Entonces, la hipótesis nula de estructuras generales iguales para las tres ecuaciones queda rechazada al nivel de 5 por ciento, pero no puede rechazarse al nivel de 1 por ciento.

A continuación se procedió a comparar en pares las estructuras de las tres ecuaciones de remuneración ya que se encontró que el F computado estaba cerca de la cola de la razón F crítica. Los resultados del análisis de varianza y sus tests — F para las dos comparaciones por pares se muestran en el cuadro 2. Para el par manufacturero—construcción, el F computado es menor que $F_{0,95}$ y, por lo tanto, la hipótesis nula de que las estructuras son las mismas no se puede rechazar al nivel de 5 por ciento.⁶ En contraste, para el par manufacturero—servicios y el par construcción—servicios, la hipótesis nula de estructuras iguales no se pudo rechazar al nivel de 1 por ciento, pero se pudo al de 5 por ciento.

Luego, a partir de estos resultados, podría parecer que el proceso subyacente de fijación de salarios fuera similar para los sectores manufacturero y de construcción, pero diferente para los servicios. Sin embargo, el sector servicios incluye los servicios proporcionados por el sector privado (empresas privadas) y por el sector público (instituciones fiscales y públicas y empresas públicas). En consecuencia, se dividen los trabajadores del sector servicios en privados y públicos, y se estimó funciones de ingresos para cada grupo (véase columna 5 y 6 del cuadro 1). Para ver hasta qué punto la diferencia en la estructura de las funciones de ingresos para el sector servicios y para los otros sectores se debe a la influencia de los servicios públicos, se examinó primero si había igualdad de estructuras entre los servicios privados y públicos. La hipótesis nula de que las estructuras son las mismas se rechazó al nivel de 5 por ciento; la estadística— F calculada fue 9,57 (véase cuadro 2).⁷

Finalmente, para completar el análisis, se comparó la estructura de las funciones de ingresos solamente para los sectores manufacturero, de la construcción y de servicios privados. Con este fin, primero se realizó un test de igualdad de varianzas de Bartlett. El estadístico— F calculado fue 3,69 en tanto que el $F_{0,975}(2, \infty)$ crítico es también 3,69. Luego la hipótesis nula de igualdad de varianzas no puede rechazarse a un nivel menor que 2,5 por ciento. Esto implica que la aplicación del test de Chow de igualdad de es-

⁶Para este par, la hipótesis nula no se puede rechazar al nivel de 5 por ciento si se usa el test de igualdad de varianzas de Bartlett.

⁷Este resultado se puede deber a que en el sector público se incluyen los obreros del programa del empleo mínimo.

estructuras es perfectamente adecuado. Al comprobar la igualdad de estructuras para los sectores manufacturero, de construcción y de servicios privados, el valor calculado de F fue de 0,73. Luego la hipótesis nula de estructuras iguales no se puede rechazar al nivel de 5 por ciento.⁸

CUADRO 2
ANÁLISIS DE VARIANZA

	Manufacturas y construcción	Manufacturas y servicios	Construcción y servicios	Servicios privados y servicios públicos
RSS _p — combinada	238,54	552,84	426,57	368,57
RSS _M — manufactura	180,35	150,35	—	—
RSS _C — construcción	57,47	—	57,47	—
RSS _S — servicios	—	368,57	368,57	—
RSS _{SG} — servicios públicos	—	—	—	137,20
RSS _{SP} — servicios privados	—	—	—	216,64
ΣRSS _i	237,82	548,93	426,04	284,14
n	639	1.588	1.181	948
K	4	4	4	4
m	2	2	2	2
A = (RSS _p - ΣRSS _i)/(m-1)·K	0,19	0,97	0,59	3,60
B = Σ RSS _i /(n-mK)	0,29	0,34	0,37	0,37
F = A/B	0,67	2,81	2,39	9,57

$F_{0,99} (4, \infty) = 3,34$

$F_{0,95} (4, \infty) = 2,39$

n = número de observaciones

K = número de parámetros

m = número de ecuaciones.

Los resultados de la regresión combinada (cuadro 1, columna 7) muestran que el retorno de la educación es de un 14 por ciento, lo cual está indicado por el coeficiente de regresión de la variable educación. Como el retorno a la experiencia no es constante sino que declina con cada año adicional, éste se ha calculado al nivel de experiencia promedio. Esto es:

$$\frac{1}{\text{INGRESOS}} \times \frac{\partial \text{INGRESOS}}{\partial \text{EXPERIENCIA}} = \hat{\beta}_2 + 2\hat{\beta}_3 \frac{\text{EXPERIENCIA}}{\text{EXPERIENCIA}}$$

donde:

$\hat{\beta}_2$ = Coeficiente de experiencia estimado

$\hat{\beta}_3$ = Coeficiente estimado del cuadrado de la experiencia

$\frac{\text{EXPERIENCIA}}{\text{EXPERIENCIA}}$ = Años de experiencia promedio

⁸También se investigó las diferencias en las estructuras de ingresos entre asalariados y no asalariados en estos tres sectores (o sea, excluyendo servicios públicos). La hipótesis nula de estructuras iguales fue rechazada al nivel de 5 por ciento. El resultado, sin embargo, está probablemente sesgado porque se han subestimado los ingresos provenientes del trabajo de los que trabajan por cuenta propia y, por lo tanto, puede haber un problema de error en las variables.

Entonces de la columna 7, del cuadro 1 se obtiene:

$$\frac{1}{\text{INGRESOS}} \times \frac{\partial \text{INGRESOS}}{\partial \text{EXPERIENCIA}} = 0,05434 - 0,00152 (20,1204) = 2,4\%$$

De acuerdo al modelo del capital humano, la curva ingresos—experiencia alcanza su máximo a 35,75 años de experiencia (0,5434/0,00152).

Estos resultados son similares a los que se han encontrado en otros países. Por ejemplo, el estudio de Bourguignon (1979) —para Bogotá— muestra que el retorno a la escolaridad entre los asalariados es 12,8 por ciento y que la curva ingresos—experiencia alcanza un máximo en los 35,6 años.⁹ Un estudio de trabajadores de jornada completa en Marruecos, de Psacharopoulos (1977), muestra un retorno a la escolaridad de 15,8 por ciento, a la experiencia de 3,1 por ciento, y un máximo a los 40 años de experiencia.¹⁰

Un test de Chow para la igualdad general de las funciones de ingresos en los sectores público y privados mostró que la hipótesis nula de estructuras iguales debe rechazarse a un nivel de 5 por ciento. Esto indica, que el proceso de fijación de salarios difiere en los dos sectores y sería, por lo tanto, interesante poder determinar la renta económica que reciben los trabajadores debido al sector en que se emplean. Los ingresos promedios en los dos sectores difieren por dos razones. Primero, los dos grupos de trabajadores tienen distintas dotaciones de capital humano (educación, experiencia) y, segundo, el retorno a la educación y a la experiencia difiere entre los dos sectores. Estos dos factores se pueden separar por medio de una técnica desarrollada por Blinder (1973) y otros, descomponiendo el diferencial de ingresos promedios brutos, que se observan entre los dos sectores,¹¹ en un componente que se explica por diferentes dotaciones de capital humano y otro explicado por diferencias en la ecuación de salarios (esto es, coeficientes de regresión).

Al tratar de descomponer el diferencial de los ingresos entre los sectores público y privado, se enfrenta un problema típico de números índices. ¿Cuál de los dos procesos de fijación de salarios (público o privado) prevalecería en la ausencia de renta económica?

Dos supuestos son posibles, dependiendo de: a) si la estructura de ingresos observada para el sector privado es válida para los dos sectores o b) si la observada para el sector público es válida. Se puede sostener que el primer supuesto es el adecuado, porque el sector privado refleja las fuerzas de merca-

⁹No se pudo calcular el retorno a la experiencia por no haber datos sobre el nivel de experiencia promedio.

¹⁰Una revisión de varios estudios se puede ver en Psacharopoulos y Hinchliffe (1973).

¹¹En el mismo contexto, este procedimiento ha sido usado por Gunderson (1979) y Smith (1977), en Canadá y los Estados Unidos, respectivamente.

do, mientras que factores y restricciones políticas influyen en los salarios del sector público. En nuestro examen, este punto es reforzado, ya que se encontró que la estructura de salarios no difería entre los tres sectores de la actividad económica cuando el sector servicios se restringía solamente a los servicios privados. De todos modos hicimos la descomposición, usando ambos supuestos.

La técnica de descomposición se puede escribir más formalmente de la siguiente manera:

Sean:

- $\bar{L}_n (Y)$ = media (geométrica) observada de los ingresos
- $\hat{\beta}$ = el vector de los coeficientes estimados
- \bar{X} = vector cuyos componentes son las medias de las características
- G, P = sector público (G) y sector privado (P)

Las ecuaciones de ingresos, estimados de los dos grupos de trabajadores son:

$$\bar{L}_n (Y_G) = \hat{\beta}'_G \bar{X}_G \quad (1)$$

$$\bar{L}_n (Y_P) = \hat{\beta}'_P \bar{X}_P \quad (2)$$

Dadas (1) y (2) y bajo el supuesto 1, el diferencial observado entre los ingresos del sector público y privado, se puede separar en dos componentes:

$$\bar{L}_n (Y_G) - \bar{L}_n (Y_P) = (\hat{\beta}_G - \hat{\beta}_P)' \bar{X}_G + (\bar{X}_G - \bar{X}_P)' \hat{\beta}_P \quad (3)$$

El término $(\hat{\beta}_G - \hat{\beta}_P)' \bar{X}_G$ refleja la renta económica por cuanto muestra la diferencia entre cómo el sector privado valoraría las características de los empleados en el sector público $(\hat{\beta}_P' \bar{X}_G)$ y cómo el sector público valora *realmente* estas características $(\hat{\beta}_G' \bar{X}_G)$. Si este término es positivo, los empleados del sector público estarían recibiendo una renta, y de ser negativo indicaría una *subvaloración* de las características de los empleados públicos con respecto a la valoración hecha por el sector privado. El término restante al lado derecho de (3), $(\bar{X}_G - \bar{X}_P)' \hat{\beta}_P$ indica aquella parte del diferencial de ingresos que se debe a las diferencias de dotación de capital humano entre los dos grupos de trabajadores evaluados de acuerdo a la ecuación del sector privado. Si este término es positivo, significaría el valor de una ventaja en dotación poseída por los trabajadores del sector público.

En el supuesto 2, la descomposición del diferencial de ingresos es:

$$\bar{L}_n(Y_G) - \bar{L}_n(Y_P) = (\hat{\beta}_G - \hat{\beta}_P)' \bar{X}_P + (\bar{X}_G - \bar{X}_P)' \hat{\beta}_G \quad (4)$$

Los resultados de la descomposición, usando la estructura de ingresos del sector privado, se muestran en el cuadro 3 y, usando la estructura del sector público, en el cuadro 4.

CUADRO 3

DESCOMPOSICION DEL DIFERENCIAL DE INGRESOS ENTRE LOS SECTORES PUBLICO Y PRIVADO USANDO LA ECUACION DEL SECTOR PRIVADO
(Supuesto 1)

			Logaritmo	Pesos*
Sector público, Ingresos efectivos	(1)	$\hat{\beta}'_G \bar{X}_G$	6,0294	4154,65
Sector privado, Ingresos efectivos	(2)	$\hat{\beta}'_P \bar{X}_P$	5,9938	4009,35
Sector público x ponderaciones privadas	(3)	$\hat{\beta}'_P \bar{X}_G$	5,2089	4971,54
Renta - sector privado	(4)	$(\hat{\beta}'_G - \hat{\beta}'_P) \bar{X}_G$	-0,1795	-816,09
Diferencial de dotación	(5)	$(\bar{X}_G - \bar{X}_P)' \hat{\beta}_P$	0,2151	962,19
Diferencial total	(6)	$\bar{L}_n(Y_G) - \bar{L}_n(Y_P)$	0,0356	145,30

*Las cifras en pesos en las ecuaciones (1), (2) y (3) son simplemente los antilogs. de los logaritmos multiplicados por 10. Las demás cifras se calculan como sigue:

$$(4) = (1) - (3), (5) = (3) - (2) \text{ y } (6) = (4) + (5) = (1) - (2).$$

CUADRO 4

DESCOMPOSICION DEL DIFERENCIAL DE INGRESOS ENTRE LOS SECTORES PUBLICO Y PRIVADO USANDO LA ECUACION DEL SECTOR PUBLICO
(supuesto 2)

			Logaritmo	Pesos*
Sector público, Ingresos efectivos	(1)	$\hat{\beta}'_G \bar{X}_G$	6,0294	4154,65
Sector privado, Ingresos efectivos	(2)	$\hat{\beta}'_P \bar{X}_P$	5,9938	4009,35
Sector privado x ponderaciones públicas	(3)	$\hat{\beta}'_G \bar{X}_P$	5,7695	3203,77
Renta - sector privado	(4)	$(\hat{\beta}'_G - \hat{\beta}'_P) \bar{X}_P$	-0,2243	-805,58
Diferencial de dotación	(5)	$(\bar{X}_G - \bar{X}_P)' \hat{\beta}_G$	0,2599	950,88
Diferencial total	(6)	$\bar{L}_n(Y_G) - \bar{L}_n(Y_P)$	0,0356	145,30

*Las cifras en pesos en las ecuaciones (1), (2) y (3) son simplemente los antilogs. de los logaritmos multiplicados por 10. Las demás cifras se calculan como sigue:

$$(4) = (3) - (2), (5) = (1) - (3) \text{ y } (6) = (4) + (5) = (1) - (2).$$

Se ve que los ingresos medios observados son, en términos logarítmicos, 6,0294 en el sector público y 5,9938 en el sector privado, lo que da una diferencia de 0,0356 en favor de los trabajadores del sector público. Expresando la diferencia en pesos, ésta es de 145,30 pesos mensuales¹² [(antilogaritmo 6,0294 - antilogaritmo 5,9938) x 10].

¹² Estos son pesos de junio de 1978.

De las cifras del cuadro 3 se desprende que si se pagara a ambos grupos de trabajadores de acuerdo a la estructura del sector privado, los trabajadores públicos ganarían, en promedio, 6,2089, o sea 4.971,54 pesos, en promedio. Entonces, la diferencia entre lo que ganan y lo que ganarían refleja hasta qué punto el retorno a su capital humano es más bajo que para trabajadores equivalentes en el sector privado. Expresado en pesos, esto alcanza a \$816,89 mensuales, lo cual también se puede interpretar como la renta económica de los trabajadores del sector privado.

El cuadro 4 que se basa en la estructura de ingresos del sector público, confirma el resultado que los trabajadores en el sector de servicios privados reciben un excedente por trabajar en el sector privado. En el cuadro 4, se ve que si se pagara a los trabajadores del sector privado de acuerdo a la estructura del sector público recibirían 5,7695 ó \$3.203,77; como de hecho reciben 5,9938 o sea \$4.009,35, se deduce que están recibiendo una renta de 0,2243 o sea \$805,58.

El análisis del diferencial entre el sector público y el privado muestra que el proceso de fijación de salarios es diferente en los dos sectores, lo cual es consistente con los resultados para otros países. Véase Gunderson (1979) y Smith (1977).

Sin embargo, quizás el punto más interesante es que los trabajadores del sector privado reciben una renta económica respecto a trabajadores con la misma dotación de capital humano en el sector público. Los estudios en Estados Unidos y Canadá parecen mostrar que allá ocurre lo contrario.

4. CONCLUSIONES

Nuestro estudio sobre las estructuras de ingresos llevan a las siguientes conclusiones. Primero, parecería que no hay diferencia estadística en el proceso subyacente de fijación de sueldos para las distintas actividades (manufacturera, construcción y servicios) del sector privado, lo que hace dudar si el enfoque MTS es relevante para explicar ingresos de los asalariados en Chile, en el año 1978. Si hubo segmentación del mercado laboral, ésta debería reflejarse en diferencias estructurales de las funciones de ingresos para las actividades del sector privado.

Segundo, la comparación de los servicios públicos y privados muestra que el proceso de fijación de sueldos es, en ellos, claramente distinto. Esto indica que de haber segmentación, ésta existe entre el sector público y privado. En particular, se observa que los retornos a la educación en el sector público son significativamente más altos que en los servicios privados: (0,178 en contraposición a 0,138).

Esta diferencia en los procesos de fijación de sueldos entre los sectores públicos y privados está de acuerdo con lo observado en Norte América. Véase Gunderson (1979) para Canadá y Smith (1977) para los Estados Unidos, aunque los signos son diferentes.

Tercero, se encuentra que el modelo básico del capital humano aplicado a datos de Chile da resultados muy similares a los obtenidos en otros países. Las variables de capital humano básicos (educación y experiencia) permiten explicar gran parte de la varianza en el logaritmo de los ingresos. Nuestros resultados empíricos son consistentes también con la función de ingresos del modelo de capital humano, lo cual sugiere que el logaritmo natural de los ingresos está en relación lineal con años de escolaridad y en relación cuadrática con experiencia post-escolar.

Cuarto, la comparación de nuestros resultados con los de otros países en desarrollo muestra que nuestras ecuaciones tienen un poder explicativo tanto o más alto.

Además, los valores estimados, para la tasa de rentabilidad de la educación y para el número de años para el cual la curva ingreso-experiencia alcanza un máximo, son sorprendentemente similares.

REFERENCIAS

- Berry, A. y
R. H. Sabot, "Labor Market Performance in Developing Countries: A Survey", en *World Development*, noviembre/diciembre, 1978.
- Blaug, M., "Human Capital Theory: A Slightly Jaundiced Survey", en *Journal of Economic Theory*, vol. 14, N^o 3, septiembre, 1976.
- Blinder, A., "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", en *Journal of Human Resources*, vol. 8, 1973.
- Bourgignon, F. F., "The Role of Education in the Urban Labor Market During the Process of Development: The Case of Columbia" (borrador), noviembre, 1979.
- Cain, G., "The Challenge of Segmented Labor Market Theories to Orthodox Theory", en *Journal of Economic Literature*, diciembre, 1976.
- Chiswick, C. U., "On Estimating Earnings Functions for LDC's", en *Journal of Development Economics*, septiembre, 1976.
- Dixon, W. J. y
F. J. Massey, *Introduction to Statistical Analysis*, Nueva York: Mc Graw-Hill, 1957.
- Gunderson, M., "Earnings Differentials Between the Public and Private Sectors", en *Canadian Journal of Economics*, mayo, 1979.
- Mincer, J., *Schooling Experience and Earnings*, Nueva York: NBER, 1974.
- Psacharopoulos, G. y
K. Hinchliffe, *Returns to Education: An International Comparison*, Londres: Elsevier, 1973.
- Psacharopoulos, G., "Schooling, Experience and Earnings: The Case of an LDC", en *Journal of Development Economics*, marzo, 1977.

- Smith, S., *Equal Pay in the Public Sector: Fact or Fancy?* Princeton: Industrial Relations Section, 1977.
- Souza, P. R. y V. E. Tokman, "El sector informal urbano en América Latina", en *Revista Internacional del Trabajo*, noviembre/diciembre, 1976.
- Squire, L., "Labor Force Employment and Labor Markets in the Course of Economic Development", World Bank, Staff Working Paper N° 336, 1979.
- Toyoda, T., "Use of the Chow Test Under Heteroscedasticity", *Econometrica*, mayo, 1974.
- Uthoff, A., *Earnings Inequality, Gran Santiago 1969-1978 (borrador)*, PREALC, julio, 1979.
- Wachter, H. L., "Primary and Secondary Labor Markets: A Critique of the Dual Approach", en *Brookings Papers on Economic Activity* (3: 1974).