

VERIFICACION DE DIFERENCIAS ESTADISTICAS EN LOS MECANISMOS DE DETERMINACION DE LOS INGRESOS ENTRE SECTORES MEDIANTE LA FORMA REDUCIDA DE UN MODELO DE CAPITAL HUMANO

Luis A. Riveros*

EXTRACTO

En este artículo se deriva un modelo de capital humano compuesto de un sistema de dos ecuaciones. Se procede a estimar la forma reducida debido a que la calidad de las variables instrumentales no permitió realizar estimaciones de los parámetros estructurales. Con el objeto de investigar la existencia de diferencias estadísticas en los mecanismos de determinación de los ingresos entre los diversos sectores de la economía, se procedió a efectuar tests de Chow con diversos segmentos de la muestra. La conclusión principal dice relación con la homogeneidad de los mecanismos de determinación de los ingresos en toda la economía.

ABSTRACT

In this article a two equations human capital model is derived. The estimation proceed through its reduced form since adequate instrumental variables were not available in order to estimate the structural parameters. Chow tests were performed as to prove the hypothesis that statistical differences in wage setting behavior exist among several sectors of the economy. The main conclusion is connected with the homogeneity in wage setting mechanism throughout the economy.

*Profesor e investigador del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas.

El autor agradece los comentarios a versiones preliminares de C. Brown, V. Corbo, W. Dickens, L. Jarvis, C. Moran, M. Stelcner y A. Uthoff.

VERIFICACION DE DIFERENCIAS ESTADISTICAS EN LOS MECANISMOS DE DETERMINACION DE LOS INGRESOS ENTRE SECTORES MEDIANTE LA FORMA REDUCIDA DE UN MODELO DE CAPITAL HUMANO

Luis A. Riveros

1. INTRODUCCION

Gran parte de la literatura sobre análisis empírico de la teoría del capital humano ha gravitado en torno a la estimación de las relaciones existentes entre el ingreso personal y el conjunto de variables que identifican al *stock* de capital humano con que cuenta un individuo. En su gran mayoría, el análisis econométrico se ha basado en la función de ganancias cuadrática de Mincer con la que usualmente se ha encontrado una significativa asociación entre ingreso, educación, experiencia y horas trabajadas.

Las aplicaciones de dicho modelo de ganancias pueden extenderse a la investigación de probables diferencias entre sectores económicos en cuanto a la manera como, en cada uno de ellos, se determinan los salarios. Si existen ineficiencias en el mercado laboral, en el sentido de que las diferencias en los ingresos entre diversas agrupaciones de la fuerza de trabajo no pueden ser explicadas a partir de las variables de capital humano, ello se vería reflejado en diferencias estadísticas de las funciones de determinación de los ingresos. En tal contexto, tests de diferencias estructurales, entre ecuaciones de ingreso por sectores, permitirían detectar la existencia de cuasi rentas, las cuales pueden ser ulteriormente cuantificadas, siguiendo una simple metodología (Blinder, 1973).

Sin embargo, tal tipo de extensiones del modelo requiere que la especificación de éste sea la correcta, entendiéndose por esto el que no exista endogeneidad de las variables del lado derecho. Psacharopoulos y Layard (1979), Blinder (1976), Mincer y Pollachek (1978) han discutido cuestiones relativas a la especificación del modelo cuadrático; en este trabajo, se enfatiza más bien la naturaleza biecualcional del problema en cuanto a que ingresos y horas tra-

bajadas pueden ser ambos considerados resultados del proceso. A fin de discutir tal situación aquí se deriva la postulación teórica acerca del problema a la vez que se somete a una prueba empírica.

En el contexto de desequilibrios de tipo intersectorial, en cuanto a los mecanismos de determinación de los ingresos, se procede a estimar el modelo con diversos segmentos de la fuerza de trabajo, clasificada de acuerdo a ramas de actividad económica. Las principales implicancias de tal análisis consisten en el rechazo de la hipótesis de diferencias intersectoriales, en todos los casos. Ello contrasta con resultados anteriores (Riveros, 1982), y pone así, de manifiesto, la presencia de un problema multiecuacional.

El orden del trabajo es como sigue: La segunda sección discute los supuestos teóricos del modelo de Mincer y las modificaciones de éste, a las que se llega utilizando nuestros propios supuestos. En la tercera parte, se presentan las estimaciones del modelo mediante técnicas multiecuacionales; dada la pobreza de la información disponible no se pudo contar con variables instrumentales adecuadas, de modo que las estimaciones más apropiadas se hacen a partir de la forma reducida del modelo. La sección siguiente se preocupa de estudiar, por medio de la técnica de Chow (1960), la hipótesis de existencia de diferencias estructurales entre diversos segmentos de la fuerza de trabajo. Por último, la quinta sección presenta algunas conclusiones, según los resultados encontrados en el trabajo.

2. UN MODELO DE CAPITAL HUMANO EXTENDIDO

El modelo de función de ganancias supone que un individuo que tiene cero escolaridad formal y ninguna forma de entrenamiento previo obtendrá ganancias iguales a E_0 , cada período. El modelo también postula que el i -ésimo individuo podrá aumentar dicho monto de ingresos en una fracción r_j de la cantidad dedicada por éste a aumentar su *stock* de capital humano mediante inversiones en educación formal y experiencia. El monto invertido en cada oportunidad puede ser representado por los ingresos que el individuo ha sacrificado para hacer frente a dichas oportunidades de inversión. Sea C_j dicha cantidad y representemos por j ($j = 1, \dots, T-1$) los diferentes períodos de inversión; simbólicamente, los ingresos del individuo i , en cualquier período j , pueden entonces escribirse como:

$$E_i = E_0 + \sum_{j=1}^{T-1} r_j C_{ji} \quad (1)$$

Un supuesto adicional plantea que el costo de las inversiones (ingreso sacrificado) constituye una proporción fija de las ganancias corrientes del in-

dividuo. Por lo tanto, se establece que $C_{ji} = k_{ji} E_{ji}$, donde k_{ji} es la fracción del ingreso invertido por el individuo i en el período j , con lo cual podemos escribir:

$$E_i = E_0 + \sum_{j=1}^{T-1} r_{ji} k_{ji} E_{ji} \quad (2)$$

con lo cual, reemplazando $E_{ji} \forall j$, queda:

$$E_i = E_0 \prod_{j=1}^{T-1} (1 + r_{ji} k_{ji}) \quad (2')$$

Considérense r_{ji} y k_{ji} suficientemente pequeños, tal que la siguiente expresión resulta de una expansión de (2')¹

$$\ln E_i = \ln E_0 = \sum_{j=1}^{T-1} r_{ji} k_{ji} \quad (3)$$

Por otra parte, los $T-1$ períodos pueden ser subdivididos en "S" períodos de inversión en escolaridad formal y $T-1-S$ períodos de inversión en experiencia en el mercado laboral.² Debido a las limitaciones de la información disponible, se considera el caso particular de continuidad de la inversión post-escolar en experiencia de tal forma que dicha variable puede ser representada por la edad del individuo, menos los años de escolaridad y menos seis. Esas mismas restricciones de información impiden que el modelo tenga en cuenta aspectos relativos a calidad (y no sólo cantidad) de educación.

Por otra parte, es posible suponer que el costo de invertir en educación formal equivale simplemente a los ingresos dejados de percibir durante el período respectivo e igual al ingreso percibido por personas del nivel escolar correspondiente, esto es:

$$C_{ji} = E_{ji}, \quad \text{para todo } j \text{ en el rango } [1, S]$$

lo cual implica que para todo período escolar, $k_{ji} = 1$.

¹Desarrollando $\ln(1 + r_{ji} k_{ji})$ por medio de una serie de Mc Laurin para $r_{ji} k_{ji}$ pequeño, se obtiene:

$$\ln(1 + r_{ji} k_{ji}) \cong r_{ji} k_{ji}$$

²Este concepto comprende: entrenamiento general y específico, entrenamiento en el trabajo y también aquella "experiencia general" que se adquiere mediante la búsqueda de empleo. La globalidad del concepto se justifica a partir de la pobreza de las estadísticas disponibles.

Un problema adicional que surge al considerar este modelo dice relación con el efecto que sobre los ingresos tienen las horas trabajadas por el individuo i . La incorporación de dicha variable no responde sólo a necesidades de estandarización, sino —y más fundamentalmente— al hecho de que la variación experimentada por las horas trabajadas es un reflejo de previas inversiones en capital humano (especialmente entrenamiento específico); así, éste es un efecto por el cual desearamos controlar.

Mincer y Chiswick (1972) han propuesto que para cualquier período j los ingresos del individuo i deben ser relacionados a las ganancias por hora (E_{ji}^*) a través de la relación:

$$E_{ji} = E_{ji}^* (H_{ji})^a \quad (4)$$

donde H_{ji} representa el número de horas trabajadas en el período y 'a' corresponde a la elasticidad del ingreso con respecto a las horas trabajadas.

Así, usando la relación postulada en (4), considerando $r_{ji} = r_i V_j$, al dividir en dos partes el total del período de inversión y designando por g_j a la tasa de retorno a las inversiones en experiencia en cualquier período, podemos escribir (1) como

$$\ln E_i = \ln E_0 + r_i S_i + \sum_{j=S+1}^{T-1-S} g_j k_{ji} + a \ln H_i \quad (5)$$

Podemos, ahora, hacernos cargo del hecho de que la información estadística disponible sólo reporta datos de ingreso neto del costo de oportunidad del período de entrenamiento, tal que pueden escribirse los ingresos reportados como

$$Y_{ji} = E_{ji} (1 - k_{ji})$$

Dado que hemos considerado k_{ji} suficientemente pequeño, se sigue que

$$\ln Y_i = \ln E_0 + r_i S_i + \sum_{j=S+1}^{T-1-S} g_j k_{ji} - k_{ji} + a \ln H_i \quad (6)$$

Es necesario convertir a la expresión (6) en una proposición empíricamente verificable. A este respecto, Mincer (1974) ha propuesto que la experiencia adicional tiene por efecto el reducir la extensión de la restante vida de trabajo, de tal modo que puede considerarse que k_{ji} declina linealmente con los años de experiencia, tal que

$$k_{ji} = k_{0i} + b_i \text{EXP}_i \quad (7)$$

donde $\text{EXP}_i = A_i - S_i - 6$, representa los períodos (años) de experiencia en el mercado del trabajo, siendo k_{0i} y b_i parámetros tal que $k_{0i} \geq 0$ y $b_i < 0$. Al integrar (7) y suponer que los mismos parámetros k_{0i} , b_i y r_i son válidos para todos los individuos, obtenemos la siguiente expresión para (6).

$$\ln Y_i = \ln E_0 - k_0 + r_i S_i + (g k_0 + b) \text{EXP}_i + \frac{1}{2} g b \text{EXP}_i^2 + a \ln H_i + \mu_i \quad (8)$$

A la expresión original, hemos agregado la variable μ_i que corresponde a un término (error) aleatorio, de media cero y matriz de varianzas y covarianzas representable por un escalar multiplicado por la matriz identidad. De este modo (8), constituye un modelo que puede ser estimado económicamente, y corresponde a la llamada *función cuadrática de ganancias* de Mincer, la cual puede ser mejor descrita mediante la ecuación de regresión:

$$\ln Y_i = a_0 + a_1 S_i + a_2 \text{EXP}_i + a_3 \text{EXP}_i^2 + a_4 \ln H_i + \mu_i \quad (9)$$

Debe hacerse notar que, cuando el proceso de inversión en experiencia en el transcurso del período de la vida no puede ser representado por una variable continua, sino que por diversos segmentos P_i —como es usualmente el caso de las mujeres debido a los períodos de crianza— la expresión derivada de (6) debe escribirse como

$$\begin{aligned} \ln E_i = & \ln E_0 + r S_i + g \sum_{i=S+1}^{T-1} \int_{P_i}^{P_{i-1}} k_{ji} d_i - \\ & - \sum_{i=1}^n \int_{P_i}^{P_{i-1}} k_{ji} d_j + a \ln H_i + \mu_i \end{aligned}$$

donde n corresponde al número de períodos de participación en la fuerza de trabajo, y l_j el largo de cada uno de esos segmentos.³

Generalmente, el estimador a_1 es interpretado como una estimación de la tasa social “promedio” de retorno a la educación. En realidad, esta tasa correspondería al retorno considerando sólo el costo de alternativa envuelto en el proyecto, cuando en realidad los costos directos son de bastante importancia.⁴ De cualquier modo, una pregunta muy válida consiste en saber basta

³Véase Mincer y Pollacheck (1978). También Hirsch (1978).

⁴Un método alternativo consiste en utilizar análisis costo-beneficio. Para examinar los resultados comparativamente, puede consultarse Riveros (1982) y Uthoff (1980), los cuales estudian la evidencia chilena. Para una discusión general sobre ambas metodologías, véase Psacharopoulos (1973).

qué punto dicho parámetro podría ser adecuadamente identificado, es decir, bajo qué condiciones sería posible obtener un estimador insesgado de dicha tasa.

En tal contexto es obvio que debe invocarse —en primer lugar— la conocida discusión, con respecto a la correcta especificación del modelo dado, que algunas variables —difícilmente cuantificables— se encontrarían excluidas. Este problema, ya clásico en econometría, se refiere principalmente a inteligencia (ability) y entrenamiento en el trabajo.⁵ Desde otra perspectiva, Lucas (1977), ha sostenido que el parámetro a_1 envuelve cierta aleatoriedad, en contraposición a la supuesta propiedad de constante respecto de los individuos, considerando que la discrepancia está incorporada en el término de error. Sin embargo, no se avanzará mucho más discutiendo nuevamente, aquí, este tipo de problemas; dado que existe imposibilidad de especificar en forma estadísticamente correcta al modelo de ganancias, se debe ser cuidadoso en la interpretación de sus resultados.

Es interesante explorar el problema de estimación a partir de la especificación adoptada en (9), pero revisando algunos de los supuestos implícitos en el desarrollo que permitió arribar a esa ecuación. En dicho contexto, investigaremos los problemas derivados de efectos cruzados y de la eventual simultaneidad existente en el modelo.

Como está implícito en el examen anterior, el insesgamiento de las estimaciones es una función del supuesto de independencia de los parámetros g_i , b_i y k_{0i} de la variable escolaridad. Claramente, sin embargo, no será difícil encontrar una racionalidad para suponer la existencia de una relación entre la tasa de retorno a la experiencia y el nivel de educación⁶ del individuo en cuestión. Nosotros nos proponemos explorar empíricamente este postulado, sosteniendo como verdadera la relación siguiente

$$g_i = g_1 + g_2 S_i \quad (10)$$

es decir, que la tasa de retorno a la experiencia depende positivamente del nivel de escolaridad. Con ello, el modelo (9) queda convertido en

$$\ln Y_i = a_0 + a_1 S_i + a_2 * EXP_i + a_3 * EXP_i^2 + a_4 \ln H_i + a_5 EXP_i S_i + a_6 EXP_i^2 S_i + \mu_{1i} \quad (11)$$

⁵ Detallada discusión de este problema se encuentra en Becker (1975), Psacharopoulos (1975), Blinder (1976). Griliches y Mason (1972) presentan una aplicación empírica, mientras Bowles (1972) discute el efecto del *status* familiar sobre los parámetros de la función de ganancias.

⁶ Ver, Psacharopoulos y Layard (1979).

donde:

$$a_2^* = k_0 g_1 + b$$

$$a_5 = k_0 g_2$$

$$a_3^* = -\frac{1}{2} g_1 b$$

$$a_6 = \frac{1}{2} g_2 b$$

Una consideración adicional sobre este modelo, encuentra su justificación en teoría econométrica. Un modelo como (9) u (11) debe ser entendido como un cierto experimento, un ensayo ideal acerca de la incidencia de variaciones en los valores de los regresores sobre la conducta del regresando. En tal contexto, el set de regresiones debe ser definido como las "condiciones" bajo las cuales se realiza el experimento, lo que, en otras palabras, significa que el modelo requiere independencia y exogeneidad de las variables del lado derecho de la ecuación. Consecuentemente, es posible cuestionar el supuesto carácter exógeno de las horas trabajadas (H_i), debido a que la elección de la jornada de trabajo constituye el producto de un proceso que ocurre simultáneamente con aquel descrito en (11), mientras nosotros ignoramos la variación en H_i , resultante de esta simultaneidad.

Por lo tanto, la correcta estimación de un modelo de capital humano obliga a considerar una ecuación en que las horas trabajadas sean una función del ingreso, de la experiencia, de la escolaridad del individuo i y del vector de variables representativas del *status* familiar del individuo i .

Sin embargo, es difícil modelar horas trabajadas; no sabemos el grado de continuidad de tal variable de elección, además que las declaraciones contenidas en la información disponible podrían ser más bien equívocas. Por otra parte, las estadísticas implican un sesgo de selección (Killingsworth, 1981) que dificultan la obtención de buenos estimadores. Así, una alternativa disponible para investigar la presencia de simultaneidad podría basarse en el estudio de un sistema recursivo de la forma:

$$H_i = f(X_i, \epsilon_{i1})$$

$$Y_i = g(X_i, H_i, \epsilon_{i2})$$

donde X_i representa la matriz de variables exógenas. En tal perspectiva, sin embargo, resulta extremadamente difícil aceptar la independencia estocástica de ϵ_{i1} y ϵ_{i2} , implicando, ello, una difícil interpretación de los parámetros de la segunda ecuación.

En este trabajo se usará una alternativa mucho más simple, postulando la relación:

$$\ln H_i = b_0 + b_1 S_i + b_2 EXP_i + b_3 F S_i + b_4 \ln Y_i + \mu_{i2} \quad (12)$$

$F S_i$ es una variable que representa el *status* socio-económico del i -ésimo individuo. La justificación de incluir esta variable en (12) se basa en el hecho de que H_i es un indicador de "cuán duro" trabaja el individuo y que es probable que una parte importante de sus incentivos se encuentren altamente ligados a responsabilidades familiares.

La evaluación de los resultados obtenidos, estimándose el sistema formado por (11) y (12), requiere considerar que la teoría señala que la oferta de trabajo depende de la tasa de salario, la cual, a su vez, depende de la dotación de capital humano. En nuestro modelo, por otra parte, la variable dependiente resulta ser el producto de horas trabajadas y el salario por hora. Así Blinder (1973) ha sugerido que el uso de "ganancias" en el lado izquierdo de (11), implicaría algunos sesgos en la estimación, que dependerían de la elasticidad con que la oferta reacciona ante cambios en el salario por hora.

Si el coeficiente b_4 no es estadísticamente distinto de la unidad, la especificación que nosotros adoptamos es equivalente a la especificación sugerida por Blinder; de otro modo, la interpretación del coeficiente estimado es más difícil. Por ejemplo, la estimación de Chiswick y Mincer produjo un coeficiente mayor que uno estadísticamente, implicando que el salario semanal promedio es mayor para aquellos que trabajan más semanas por año.

3. MEDICION Y ESTIMACION. RESULTADOS EMPIRICOS GLOBALES

La información que se utilizó para efectuar las estimaciones proviene de la encuesta de ocupación y desocupación efectuada por el Departamento de Economía de la Universidad de Chile en junio de 1980. La muestra comprende 2.443 individuos varones, ocupados y percibiendo ingreso al momento de la encuesta.

La variable escolaridad (S_i) se mide a través de los años de educación declarados; la variable experiencia se mide como años de educación, menos años de edad del individuo, menos seis. Las horas trabajadas se miden en horas mensuales y se calculan por medio de la declaración de la jornada semanal. La variable ingresos corresponde a las declaraciones de ingresos provenientes del trabajo y de actividades profesionales e independientes. Por último, la variable de *status* familiar se definió como una dicotómica con valor unitario si el i -ésimo individuo es casado, jefe de hogar y vive con uno o más hijos menores de 14 años; la particular expresión aquí adoptada se explica por carecerse de una mejor información sobre el grupo familiar.

Las dificultades existentes para estimar funciones de oferta han sido puestas de manifiesto en varios trabajos (cf. Amemiya, (1973), Heckman (1974), Heckman y Macurdy (1981) . Ellas dicen relación, fundamentalmente, con sesgos de selección de la muestra y las probables soluciones de esquina en las decisiones individuales de oferta.

Así, la estimación de la ecuación (12) perteneciente a la forma estructural representó un pobre ajuste estadístico. En cierto sentido, ello parece implicar que la oferta de trabajo es más bien inelástica y que las horas se determinan institucionalmente. Como lo muestra el cuadro 1, todos los parámetros estimados resultan estadísticamente significativos al 5 por ciento, aunque el coeficiente de correlación R^2 resultó muy pequeño.

En el cuadro 1, se presentan también las estimaciones del modelo (11) (ecuación (1)), versión que considera los términos de interacción $S_i \text{ EXP}_i$ y $S_i \text{ EXP}_i^2$. Como se observa, los parámetros correspondientes a estas variables no resultaron estadísticamente diferentes de cero, de modo que ulteriores análisis excluirán su consideración. Este resultado implica que los parámetros g_1 y g_2 en (10) son iguales a cero.

La ecuación (3) del cuadro 1 exhibe los resultados del modelo usual de Mincer, estimado por MCO; como se observa, se han obtenido parámetros significantes estadísticamente y con los signos esperados. La calidad del ajuste, medida por el R^2 , está muy en el rango de la observada en ejercicios similares (cf. Corbo y Stelcner (1980), Uthoff (1979, 1981), Psacharopoulos (1973), Smith (1977), Gunderson (1979), Klevmarken y Quigley (1976)).

Finalmente, la ecuación (4) presenta la estimación del modelo de Mincer por MC2E, esto es considerando la ecuación ajustada (2). Como se desprende al comparar los resultados (3) y (4), los parámetros estimados experimentan tremendas fluctuaciones al cambiar el método de estimación, lo que se puede explicar sólo a partir del pobre ajuste de la segunda ecuación y de la discutible calidad de variable instrumental de FS_i .

El parámetro correspondiente al logaritmo de las horas trabajadas, (ecuación (3)), resulta estadísticamente menor que uno, indicando un crecimiento menos que proporcional de los ingresos para aquellos que trabajan más horas al mes. La ecuación (4), por el contrario, nos dice que este parámetro resulta estadísticamente mayor que uno. Tal contradicción puede ser explicada sólo a partir del escaso rol jugado por la variable instrumental FS_i .

PARAMETROS ESTIMADOS, TODA LA MUESTRA

Constante	S_i	EXP_i	EXP_i^2	$\ln H_i$	$EXP_i S_i$	$EXP_i^2 S_i$	Y_i	FS_i
1. V. dependiente: $\ln Y_i$								
-9.893	0,190 (0,010)	0,080 (0,009)	-0,0009 (0,0001)	2.230 (0,430)	-0,001 (0,0009)	$0,01 \times 10^{-4}$ ($0,02 \times 10^{-4}$)	-	-
$R^2 = 0,450$	$e'e = 1.084,5$		$F = 337,5$		$n = 2.443$			
2. V. dependiente: $\ln H_i$								
4.985	-0,014 (0,002)	-0,001 (0,0005)	-	-	-	-	0,089 (0,009)	0,041 (0,012)
$R^2 = 0,67$	$e'e = 199,9$		$F = 36,8$		$n = 2.443$			
3. V. dependiente: $\ln Y_i$ (MCO)								
-0,294	0,154 (0,004)	0,060 (0,004)	-0,0008 (0,0035)	0,475 (0,046)	-	-	-	-
$R^2 = 0,459$	$e'e = 1.060,5$		$F = 517,3$		$n = 2.443$			
4. V. dependiente: $\ln Y_i$ (MC2E)								
-12.218	0,153 (0,004)	0,052 (0,004)	-0,0007 (0,0001)	2.767 (0,425)	-	-	-	-
$R^2 = 0,441$	$e'e = 1.102,7$		$F = 488,1$		$n = 2.443$			

El retorno a la educación alcanzaría a un 15 por ciento, mientras el retorno a la experiencia se calculó entre 2,3 y 2,6 por ciento.⁸ Por último, la función de ingresos alcanza su máximo a los 37 años de edad.⁹

Dado que MC2E implica cambios demasiado fuertes en los parámetros estimados debido a la ausencia de buenos instrumentos, no es posible identificar adecuadamente estimadores para la forma estructural (9). En consecuencia, procedimos a estimar la forma reducida del sistema formado por las ecuaciones (9) y (12), representada por las siguientes relaciones.

$$\ln Y_i = \Theta_0 + \Theta_1 S_i + \Theta_2 \text{EXP}_i + \Theta_3 \text{EXP}_i^2 + \Theta_4 \text{FS}_i + \epsilon_{1i}$$

$$\ln H_i = \pi_0 + \pi_1 S_i + \pi_2 \text{EXP}_i + \pi_3 \text{EXP}_i^2 + \pi_4 \text{FS}_i + \epsilon_{2i}$$

donde, en términos de los parámetros a_j de (9) y b_j de (12):

$$\Theta_0 = \frac{a_0 - b_0 a_4}{1 - b_4 a_4}; \Theta_1 = \frac{a_1 - b_1 a_4}{1 - b_4 a_4}; \Theta_2 = \frac{a_2 - b_2 a_4}{1 - b_4 a_4};$$

$$\Theta_3 = \frac{a_3}{1 - b_4 a_4}; \Theta_4 = \frac{b_3}{1 - b_4 a_4}$$

$$\pi_0 = \frac{b_0 - a_0 b_3}{1 - b_3 a_4}; \pi_1 = \frac{b_1 - b_3 a_1}{1 - b_3 a_4}; \pi_2 = \frac{a_2}{1 - b_3 a_4};$$

$$\pi_3 = \frac{a_3}{1 - b_3 a_4}; \pi_4 = \frac{b_2}{1 - b_3 a_4}$$

Los resultados de estas estimaciones se entregan en el cuadro 2.

4. RESULTADOS SECTORIALES

Ahora, se utilizará la forma reducida de la ecuación de ingresos para estudiar el ajuste del modelo en distintos sectores de la economía. Calabi y otros (1974) y Corbo—Stelcner (1980) han utilizado esta metodología para verificar la hipótesis de existencia de segmentación del mercado laboral. Uthoff (1981), mientras acepta el método, cuestiona las estratificaciones de la información que llevan a excluir parte importante del sector informal.

⁸Cálculo que se efectuó con $g = \hat{a}_0 + 2\hat{a}_3 \overline{\text{EXP}}$.

⁹Dicho valor se calculó como $\hat{a}_2 / 2\hat{a}_3$.

CUADRO 2

PARAMETROS ESTIMADOS; TODA LA MUESTRA FORMA REDUCIDA

Constante	S_i	EXP_i	EXP_i^2	FS_i
1. V. dependiente: $\ln Y_i$				
2.146	0,154 (0,004)	0,055 (0,004)	-0,0007 (0,001)	0,195 (0,029)
$R^2 = 0,445$	$e'e = 1.088,1$	$F = 488,7$	$n = 2.443$	
2. V. dependiente: $\ln H_i$				
5.157	0,0003 (0,0001)	0,007 (0,002)	-0,0001 (0,00003)	0,051 (0,013)
$R^2 = 0,069$	$e'e = 207,9$	$F = 22,1$		

Desviaciones estándar entre paréntesis.

La metodología establece que, de encontrarse diferencias estructurales en las ecuaciones de remuneración consistentes en diferencias en la relación ingresos -capital humano- horas trabajadas entre trabajadores de distintos sectores, ello constituiría un indicador de segmentación del mercado laboral. Esto, porque al agruparse los asalariados en diversos grupos, la probabilidad de que exista una mayor segmentación en ciertos sectores que en otros es muy alta. En este sentido, la comparación estadística de las funciones de ingreso de los diferentes sectores sería de ayuda en la detección de eventuales ineficiencias del mercado laboral.

Las conclusiones que se alcanzan en este trabajo, por otra parte, no se centran en haber o no probado la existencia de segmentación del mercado laboral, dado que este fenómeno va mucho más allá de meras diferencias sectoriales de ingreso (cf. Prealc 1978, Wachter (1974), Ishikawa (1981)). Aquí, se alude más bien a diversos mecanismos de determinación de los salarios que deben examinarse en un contexto más dinámico; esto es, la existencia de diferenciales sectoriales de ingreso obedecerían al modo de cómo los diversos sectores productivos reaccionan a cambios globales en la estructura económica (Riveros, 1982 a).

Así, los resultados que aquí se presentan responden a la segmentación de la muestra en diversas categorías siguiendo el criterio de clasificación por ramas de actividad económica. No han sido excluidos los trabajadores por cuenta propia, de modo que la muestra no contenga un sesgo hacia los trabajadores asalariados (Uthoff, 1981).

Previo a las pruebas estadísticas, basadas en un *test* de Chow (cf. Chow (1960)), se probó la hipótesis de homocedasticidad de los errores de los distintos grupos, usando un *test* de Bartlett (Pindick y Rubinfeld (1981)). La hipótesis nula no pudo ser rechazada al 95 por ciento.¹⁰

Para hacer una aproximación a nivel global, la muestra se segmentó en industria manufacturera, construcción, servicios y transporte. El estadígrafo F calculado¹¹ ascendió a 0,61, de modo que no pudo ser rechazada la hipótesis de que no existen diferencias estructurales en los mecanismos de determinación de los salarios entre las diversas ramas de actividad así agrupadas. Los respectivos resultados se insertan en la parte superior del cuadro 3. A similar conclusión se llega, si se utiliza aún una mayor agrupación, como entre

¹⁰El estadístico calculado fue de 3,63, mientras que el valor crítico de la distribución alcanza a 7,81.

¹¹De la forma $(SFC - SEE)/SEE \left(\frac{n-K}{q} \right)$, donde SFC y SEE son la suma de los errores al cuadrado de los modelos con y sin restricción, respectivamente, $(n-K)$ son los grados de libertad correspondientes al modelo sin restricción y q equivale a la diferencia en grados de libertad entre ambos modelos multiplicado por el número de ecuaciones.

CUADRO 3

PARAMETROS ESTIMADOS, RAMAS DE ACTIVIDAD
ECUACION REDUCIDA $\ln Y_i$

	Constante	S_i	EXP_i	EXP_i^2	FS_i	R^2	e'e	n
Industria manufacturera	2.227	0,148 (0,007)	0,056 (0,007)	-0,0006 (0,0001)	0,120 (0,054)	0,401	258,2	659
Construcción	2.526	0,143 (0,009)	0,028 (0,010)	-0,0002 (0,0002)	0,185 (0,081)	0,508	89,0	254
Servicios	1.969	0,164 (0,005)	0,059 (0,005)	-0,0007 (0,0001)	0,288 (0,043)	0,480	622,2	1.266
Transporte	2.779	0,110 (0,014)	0,050 (0,012)	-0,0006 (0,0002)	-0,021 (0,082)	0,224	97,3	264
Industria manufacturera	2.227	0,148 (0,007)	0,056 (0,007)	-0,0006 (0,0001)	0,120 (0,054)	0,401	258,2	659
Construcción	2.526	0,143 (0,009)	0,028 (0,010)	-0,0002 (0,0002)	0,185 (0,081)	0,508	89,0	254
Servicios	2.189	0,127 (0,030)	0,050 (0,028)	-0,0007 (0,0006)	0,254 (0,190)	0,307	28,6	65
Comercio	1.828	0,174 (0,009)	0,072 (0,008)	-0,0009 (0,0002)	0,177 (0,066)	0,490	230,7	494
Resto servicios	1.980	0,162 (0,007)	0,051 (0,007)	-0,0007 (0,0001)	0,289 (0,044)	0,496	342,0	707
Transporte	2.779	0,110 (0,014)	0,050 (0,012)	-0,0006 (0,0002)	-0,021 (0,082)	0,224	97,3	264
Toda la muestra	2.146	0,154 (0,004)	0,055 (0,004)	-0,0007 (0,0007)	0,195 (0,029)	0,445	1.088,1	2.443

manufactura más construcción versus servicios más transporte, en cuyo caso el test F calculado asciende a 0,5.

La muestra se segmentó aún más, como lo indica el conjunto de regresiones insertadas en la parte inferior del cuadro 3. Sin embargo, aún a dicho nivel de desagregación no fue posible detectar diferencias estructurales en las funciones de determinación de los ingresos; en este caso, el valor F calculado ascendió a 0,54.

En consecuencia, la evidencia estadística obliga a concluir que, a nivel de desagregaciones globales por ramas de actividad económica, no se encuentra evidencia para sostener que los diversos sectores determinen ingresos en forma diferente. Así, no se puede afirmar que, bajo las condiciones del mercado laboral prevalientes en 1980, ellos hayan mostrado conductas caracterizadas por factores estructurales diversos.

Seguidamente, se procedió a investigar sectores en particular. En primer lugar, interesó descomponer la muestra correspondiente a la industria manufacturera en dos segmentos: el primero, aquel con menos ventajas para competir con importaciones y el segundo, compuesto por actividades más competitivas y las industrias exportadoras.¹² El test F reveló que no se puede tampoco aducir en este caso diferencias estructurales, hecho que también se concluye al redefinir los sectores e incluir alimentos en el primer grupo.

Un segundo grupo de comparaciones procedió por medio de descomponer el sector servicios entre financieras, comercio y el resto, compuesto por servicios de gobierno, personales y comunales. El proceso de la economía chilena de los últimos años, caracterizada por un vigoroso desarrollo del aparato financiero y del comercio, sugiere que dicha división representa interés. Sin embargo, los resultados probaron que también, en este caso, no existen razones para sostener que dichos segmentos se comportaban estructuralmente de una manera distinta en la determinación de sus ingresos.¹³ Debe hacerse notar que al estimarse la ecuación de ingresos tal como aparece en su versión (9) por el método de MCO y de MC2E, la conclusión que se obtuvo fue exactamente la contraria, es decir, se constató la existencia de diferencias estructurales en los mecanismos de determinación de los ingresos entre los servicios financieros y el resto de los servicios (cf. Riveros, 1982). En consecuencia, la estimación que hemos efectuado en este trabajo basada en el

¹²El primero comprende textil, alimentos y productos metálicos, mientras que el segundo corresponde a madera, papel, química, no metálicos y metálicos básicos. El criterio puede ser discutible al nivel de dos dígitos en el que se encuentra registrada la información (Pollack, 1980).

¹³Para alcanzar tal conclusión se utilizaron los resultados que aparecen en el cuadro 9. El respectivo estadístico alcanzó a 1,09.

sistema reducido, y por lo tanto, menos susceptible a sesgos, nos ha permitido una mejor aproximación al problema.

CUADRO 4
PARAMETROS ESTIMADOS; RAMAS DE ACTIVIDAD
ECUACION REDUCIDA $\ln Y_i$

	Constante	S_i	EXP_i	EXP_i^2	FS_i	R^2	e'e	n
Manufactura 1	1.990	0,161 (0,010)	0,068 (0,010)	-0,0009 (0,0002)	0,132 (0,070)	0,420	174,8	421
Manufactura 2	2.538	0,130 (0,011)	0,044 (0,010)	-0,0004 (0,0002)	0,130 (0,011)	0,381	80,2	238
Servicios financieros	2.189	0,127 (0,030)	0,050 (0,028)	-0,0007 (0,0006)	0,254 (0,190)	0,307	28,6	65
Resto de los servicios	1.955	0,163	0,060	-0,0007	0,289	0,480	588,2	1.201
Comercio mayorista	1.547	0,205 (0,021)	0,064 (0,017)	-0,0006 (0,0003)	0,205 (0,147)	0,641	22,7	73
Comercio minorista	1.877	0,168 (0,073)	0,074 (0,009)	-0,0009 (0,0002)	0,173 (0,073)	0,461	206	421

Desviaciones estándar entre paréntesis.

Como se desprende del cuadro 4, al ensayarse similar prueba estadística, pero con otros sectores, la conclusión de no existencia de diferencias estructurales sigue vigente.

5. CONCLUSIONES

La principal conclusión que se obtiene de este trabajo consiste, justamente, en que el mercado laboral del Gran Santiago, en 1980, era suficientemente integrado y competitivo como para que no existieran rentas económicas de cualquier tipo, asociadas a diferencias estructurales en la forma cómo los diversos sectores económicos determinaron los ingresos. Hay que hacer notar que la economía chilena había alcanzado un buen nivel de recuperación luego de las fluctuaciones que experimentara en el período 1973-76 y los años subsiguientes.

Pese a las altas tasas de desocupación aún prevalecientes en 1980, el mercado laboral había logrado estabilizarse comparativamente al período comprendido entre los años anteriores. En consecuencia, el no encontrar diferencias marcadas en los mecanismos de determinación de los salarios no resulta sorprendente, cuando ello se constata a nivel de ramas de actividad económica. Es de esperar que todas ellas hubieran estado sometidas a similares condiciones económicas.

Por el contrario, es de esperar también que la conducta de los diversos sectores en la fijación de los ingresos haya sido diversa, cuando se encontraron sometidos a diferentes estímulos económicos como resultado de las políticas implementadas a partir de 1974. Por lo tanto, sólo un examen un tanto más dinámico puede poner las conclusiones aquí obtenidas en su correcta dimensión.

Los resultados que aquí se presentaron no invalidan la existencia de segmentación del mercado laboral a niveles de los sectores formal e informal. En realidad, el examen de tal hipótesis precisaría de otros criterios para segmentar la muestra con que se trabaja, por ejemplo, entre empresas grandes y pequeñas o entre industrias más capital intensivo y menos capital intensivo. Debe notarse que también efectuamos un ejercicio de segmentación de la muestra basado en el criterio de posición ocupacional de la fuerza de trabajo, con el cual la hipótesis de diferencias estructurales no pudo ser rechazada.

Del punto de vista del procedimiento estadístico, el que rechazemos la hipótesis de diferencias estructurales en los mecanismos de determinación de los ingresos, cuando la estimación se base en la forma reducida del modelo y no lo hagamos, cuando la forma estructural se estime por MCO o MC2E, está indicando que el problema de simultaneidad está presente. Esta conclusión es válida aun cuando, debido a los problemas de información, no hemos podido estimar eficientemente los parámetros del sistema estructural de ecuaciones.

REFERENCIAS

- Amemiya, T., "Regression analysis when the dependent variable is truncated normal" en *Econometrica* 41, 6, 1973.
- Blinder, Alan, "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", en *Journal of Human Resources* 8, 4, 1973.
- Corbo, V. y M. Stelcner, *Another look at labor market segmentation: Gran Santiago, Chile - 1978*, mimeo Department of Economics Concordia University, Montreal, 1981.
- Chiswick, B. y J. Mincer, "Time series changes in personal income inequality in the United States from 1939 with projections to 1985", en *Journal of Political Economy*, 80, 1972.
- Chow, Gregory, "Test of equality between sets of coefficients in two linear regressions", en *Econometrica*, 28, 3, 1960.
- Gunderson, M., "Earnings differentials between public and private sectors", en *Canadian Journal of Economic*, 12, 2, mayo de 1979.
- Hanusheck, E., "Alternative models of earnings determination and labor market structures", en *Journal of Human Resources*, 16, 2, 1981.
- Heckman, J., "Shadow prices, market wages and labor supply", en *Econometrica* 42, 4, 1974.
- Heckman, J. y T. MaCurdy, "New methods for estimating labor supply functions: A survey", *Research in labor economics*, vol. 4, JAI Press Inc., 1981: 65-102.
- Ishikawa, T., "Dual labor market hypothesis and long run income distribution", en *Journal of development Economics* 9, 1981.
- Killingaworth, M., "A survey of labor supply models: Theoretical analysis and first-generation empirical results",

Research in labor economics, vol. 4, JAI Press Inc., 1981: 1-64.

- Klevmarken, A. y J. Quigley, "Age, experience earnings and investments in human capital", en *Journal Political Economy* 84, 1976.
- Mincer, J., *Schooling, experience and earnings*, New York, National Bureau of Economic Research, 1974.
- Mincer, J. y S. Pollacheck, "Women's earnings reconsidered", en *Journal of Human Resources*, invierno, 1978.
- Pindyck, R. y D. Rubinfeld, *Econometric models and economic forecast*, Mc Graw-Hill Book Co., 2d. ed, 1981.
- Psacharopoulos, G. y R. Layard, "Human capital and earnings: British evidence and a critique", en *The Review of Economic Studies*, 46, 1979.
- Riveros, Luis, *Test de diferencias sectoriales de ingreso a través de un modelo de capital humano extendido*. Mimeo, Encuentro Economistas, Punta de Talca, 1982.
- , *Economic reforms and labor market performance. The Chilean case*. Mimeo, UC. Berkeley, 1982.
- Uthoff, Andras *Inversión en capital humano, empleo y distribución del ingreso. Gran Santiago, 1969-1978*. PREALC 31, 1980.
- , "Otra mirada al modelo de capital humano. Gran Santiago: 1961-1978". *Estudios de Economía* 16, Departamento de Economía, U. de Chile, 1981.
- Wachter, M., "Primary and secondary labor market mechanisms: A critique of the dual approach". *Brooking Papers on Economic Activity* 3, 1974.