

# DIFERENCIALES DE SALARIO INTERINDUSTRIALES EN LA ECONOMÍA CHILENA: 1969, 1978 Y 1987\*

Pilar Romaguera\*\*  
Ricardo Paredes\*\*\*

## EXTRACTO

Este estudio realiza una estimación empírica sobre la existencia de diferenciales de salarios interindustriales en la economía chilena, basada en información sobre el Gran Santiago para los años 1969, 1978 y 1987.

La investigación demuestra que trabajadores con similares características individuales perciben remuneraciones sustancialmente diferentes, detectándose las instituciones financieras entre los sectores con elevados diferenciales de remuneraciones, en tanto que la administración pública destaca entre los sectores con diferenciales negativos. Se analiza la evidencia empírica a la luz de la discusión entre modelos competitivos y salarios de eficiencia, concluyendo que el grueso de los resultados apunta hacia una interpretación no competitiva de los diferenciales de salarios observados en la economía chilena.

## ABSTRACT

This study performs an empirical investigation on interindustrial wage differentials for the Chilean economy, based on a data sample from the Greater Santiago Area for the years 1969, 1978 and 1987.

The investigation shows that similar workers receive substantially different wages, depending on their industry affiliation. Among the highest wage differential sectors is Financial Institutions, while Public Administration is one of the most important sectors with negative wage differentials. The authors confront the empirical evidence in view of the discussion between competitive and efficiency wage model of wage determination concluding that most of the results favor a non-competitive interpretation of the interindustrial wage differentials structure.

\* Este trabajo fue presentado en el XV Encuentro Anual de Economistas, Santiago de Chile, 1989. Los autores agradecen los valiosos comentarios de Andrea Butelmann.

\*\* CIEPLAN.

\*\*\*SIGMA y Departamento de Economía de la Universidad de Chile.

## DIFERENCIALES DE SALARIO INTERINDUSTRIALES EN LA ECONOMÍA CHILENA: 1969, 1978 Y 1987\*

Pilar Romaguera  
Ricardo Paredes

### 1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este artículo es examinar empíricamente la existencia de diferenciales de salario interindustriales en la economía chilena. La investigación se centra en la cuantificación de las diferencias de remuneraciones entre distintos sectores productivos, controlando por el hecho que las características individuales de los trabajadores varían entre las industrias.

La investigación utiliza como fuente de información la encuesta de Empleo y Desempleo de la Universidad de Chile,<sup>1</sup> fuente de datos que presenta tanto ventajas como desventajas en este tipo de investigación.

La principal ventaja de esta encuesta radica en que proporciona información a nivel individual, identificando las características personales de los trabajadores: edad, educación, tipo de ocupación, etc. Ello permite estimar los diferenciales de salarios interindustriales, controlando por las diferencias en capital humano entre los trabajadores. Por otra parte, ésta es una encuesta relativamente completa, en especial cuando se le considera a la luz de otras fuentes de información para países de menor desarrollo. Ello permite tener un punto de comparación válido respecto de estudios realizados en países desarrollados.

Las desventajas de esta fuente de información son básicamente tres: i) es una muestra de tamaño pequeño para análisis sectoriales; ii) la encuesta sólo

\**Estudios de Economía*, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, vol. 17, nº1, junio de 1990.

<sup>1</sup> El anexo presenta información sobre la muestra utilizada.

se refiere al Gran Santiago, con lo que se excluyen industrias que alcanzan una importancia relativa sólo en provincias (agricultura y minería); y iii) dado que la información se obtiene a través de una encuesta de hogares, los datos sobre ingresos son de regular calidad. Este último factor constituirá un problema para nuestro estudio sólo si la calidad de los datos varía entre sectores industriales. Si los sectores de mayores ingresos tienen una subdeclaración promedio más alta, nuestros resultados tenderán a subestimar los diferenciales de remuneraciones. Sin embargo, nos parecen más importantes las primeras dos limitaciones, las que, no obstante, no son posibles de subsanar.

El esquema de este artículo es el siguiente. En la segunda sección realizamos una breve presentación de las teorías que permiten explicar la existencia de diferenciales de salario. En la tercera sección estimamos los diferenciales de salario interindustriales y examinamos su significancia estadística. Posteriormente, en las secciones cuarta y quinta, se analiza el patrón de dichos diferenciales en el tiempo y por tipos de ocupación, respectivamente. En la sexta sección se presentan las conclusiones más relevantes del estudio.

## 2. ¿POR QUÉ EXISTEN DIFERENCIALES DE SALARIOS ENTRE SECTORES?

Diversos estudios empíricos apoyan la hipótesis que trabajadores que desempeñan ocupaciones similares perciben remuneraciones diferentes, dependiendo de la industria o sector productivo en la cual laboren. Así una amplia literatura —principalmente para el caso de los EE.UU.— analiza, por una parte, la existencia y magnitud de estos diferenciales y por otra, las causas que determinarían la presencia de diferenciales de salario interindustriales.<sup>2</sup>

En el caso de los países menos desarrollados en general y de Chile en particular, el tópico de diferenciales de salario ha sido escasamente investigado y los estudios realizados siguen un enfoque diferente al de este trabajo. Sin embargo, existen investigaciones que analizan temas relacionados, como es el caso de los estudios sobre segmentación del mercado del trabajo. La mayoría de los test empíricos sobre segmentación examinan la diferencia estadística de ecuaciones de ingreso entre distintos sectores del mercado del trabajo o entre sectores productivos, realizando por tanto, implícitamente, estimaciones de diferenciales de ingreso.

<sup>2</sup> En Katz, 1988 y Katz y Summers, 1989 se presentan revisiones recientes de esta literatura. Se debe hacer notar que si bien un gran número de estudios empíricos en EE.UU. apoyan la hipótesis de la existencia de diferenciales industriales no competitivos (por ejemplo, Krueger y Summers, 1988; Gibbons y Katz, 1987; Katz y Summers, 1989), existen también estudios que obtienen conclusiones opuestas (Murphy y Topel, 1987). En esta investigación nos centramos en el análisis del caso chileno y para una revisión de los estudios sobre EE.UU. remitimos al lector interesado a los artículos citados.

Entre los estudios para el caso chileno, de Castro, 1973, analiza la dispersión salarial a principios de la década de los sesenta, enfatizando la relevancia de las fuerzas de demanda y oferta como determinantes de los niveles de remuneraciones. Corbo y Stelcner, 1983, determinan que gran parte de las diferencias de ingreso que se observan en el Gran Santiago son explicadas por el modelo de capital humano, y adicionalmente postulan que no existen diferencias en la ecuación de ingresos entre sectores económicos.<sup>3</sup> Uthoff, 1983, estima ecuaciones de ingreso para el sector formal e informal, concluyendo que el proceso de determinación de salarios difiere entre estos dos sectores. Edwards y Edwards, 1987, señalan que la ecuación de ingresos entre los sectores protegido, no-protegido y cubierto por el salario mínimo difiere para el período 1974-80. Ellos atribuyen estos diferenciales de salario a la influencia del poder sindical (en el período previo a 1973), diferenciales que habrían sido mantenidos por el mecanismo de indexación salarial que existió hasta 1982. Un estudio algo diferente pero que sigue la misma motivación de los anteriores es el de Paredes, Romaguera y Uthoff, 1987, el cual sugiere la existencia de más de un segmento en el mercado laboral chileno.

En esta investigación nos centramos en dos teorías sobre el funcionamiento del mercado del trabajo que buscan explicar la existencia de diferenciales de salarios entre industrias o sectores productivos. La primera explicación está ligada a modelos competitivos del funcionamiento del mercado del trabajo; la segunda, a modelos no competitivos, y más específicamente a la teoría de salarios de eficiencia. Una diferencia básica entre modelos competitivos y no-competitivos radica en el supuesto respecto del "ajuste" o "vaciamiento" de los mercados, o en otras palabras, a la discusión de si existe un salario de equilibrio que conduzca la economía a una situación de pleno empleo.

#### a) Explicaciones competitivas de los diferenciales de salario

Existen básicamente tres consideraciones que pueden explicar la existencia de diferenciales de salario en un modelo competitivo: diferenciales de salario transitorios, diferenciales compensadores y la existencia de diferencias no cuantificables en la calidad de los trabajadores.

Los diferenciales de salario transitorios se producirían por alteraciones ya sea en la oferta o en la demanda de trabajo, y tenderían a disminuir en el tiempo a medida que este mercado vuelve a una posición de equilibrio. Costos de ajuste que limitan la flexibilidad total de las firmas subyacen a esta explicación.

<sup>3</sup> Para críticas y extensiones de los resultados de este estudio, véase Riveros, 1983, y Romaguera, 1986.

Entre dichos costos se destacan “interferencias” en el mercado del trabajo o una legislación laboral que retarda o anula el proceso de ajuste salarial.<sup>4</sup>

La hipótesis de los diferenciales compensadores plantea que los mayores salarios compensan a los trabajadores por las características “no pecuniarias” de su trabajo, como es el caso de ocupaciones de alto riesgo, trabajos inestables, etc. Finalmente, los diferenciales de salario pueden surgir debido a que el investigador no es capaz de considerar o medir adecuadamente las diferencias en la calidad de la fuerza de trabajo. En este caso, dichos diferenciales representarían retornos a habilidades no cuantificadas, que son conocidas por la firma y el trabajador pero que son imposibles de cuantificar por el economista.

#### b) Explicaciones basadas en modelos de salarios de eficiencia

La hipótesis esencial de la teoría de salarios de eficiencia es que los salarios afectan positivamente la productividad del trabajador. Ahora bien, diversas hipótesis explican esta relación entre salarios y productividad, lo que ha dado lugar a diferentes modelos de salarios de eficiencia.

En el modelo nutricional, los salarios determinan las posibilidades de consumo de los trabajadores y por tanto determinan sus condiciones físicas y productividad;<sup>5</sup> en el modelo de *shirking* (“sacar la vuelta”) los salarios determinan el esfuerzo en el trabajo (Shapiro y Stiglitz, 1984 y Sparks, 1986); en los modelos de selección adversa (*adverse selection*) los salarios determinan la calidad de los trabajadores que postularán a un empleo (Weiss, 1980); en los modelos de rotación (*turnover*), mayores salarios reducen los costos de rotación de personal (Salop, 1979 y Stiglitz, 1986); en el modelo de contrataciones (*recruitment*) el salario determina la probabilidad de que un postulante acepte la oferta de trabajo de la firma (Lang, 1988); finalmente, en los modelos de corte sociológico o normativo los salarios afectan la moral de los trabajadores, en este sentido, la productividad del trabajador se ve influenciada por su percepción de ser tratado “justa” o “injustamente” (Solow, 1979, 1980 y Akerlof, 1982 y 1984).<sup>6</sup>

En su forma más simple, la hipótesis de salarios de eficiencia puede ser expresada a través de una función de producción del tipo:

<sup>4</sup> Para un resumen y análisis a la literatura que relaciona flexibilidad en la contratación y regulaciones en el mercado laboral, véase Paredes y Riveros, 1989.

<sup>5</sup> Esta relación fue avanzada por Leibenstein 1957, en la literatura sobre desarrollo económico.

<sup>6</sup> Los modelos basados en la hipótesis de que elevados salarios aumentan el “esfuerzo” de los trabajadores han sido criticados arguyendo que el mismo resultado puede obtenerse si el trabajador cancela a la empresa un bono, al momento de ser contratado. Sin embargo, el sistema de bonos no se observa en la práctica, lo cual se puede deber a las dificultades de su implementación.

$$Q = f(e(w) L), \quad e'(w) > 0 \quad (1)$$

donde  $Q$  representa la producción,  $L$  es el número de trabajadores,  $w$  es la tasa real de salarios y  $e$  representa una función del "esfuerzo" por trabajador que, en términos generales, afecta la productividad del trabajo.

En la mayoría de los modelos de salario de eficiencia, la función de utilidad de los trabajadores considera su propio salario y el costo de oportunidad, medido a través del salario promedio de la economía y de la tasa de desempleo. Los modelos sociológicos también incorporan como variables relevantes los salarios relativos y la rentabilidad de la firma (Solow, 1980 y Akerlof y Yellen, 1988).

Una de las predicciones más importantes de la teoría de los salarios de eficiencia, común a todos sus modelos, es la existencia de dispersión salarial. El equilibrio de estos modelos se caracteriza por la presencia de diferenciales de salario, bajo el supuesto de que la relación entre salarios y productividad difiere entre firmas e industrias.

Ahora bien, existen diversas hipótesis que relacionan los salarios de eficiencia y las características de las firmas. Por ejemplo, existen modelos que suponen que los costos de monitoreo son mayores en firmas de mayor tamaño y en aquellas que tienen una mayor inversión en capital.<sup>7</sup> Por otra parte, modelos sociológicos predicen que existirán diferenciales de salario positivos en sectores con altas rentas, donde éstas pueden representar rentas monopólicas o cuasirrentas originadas por la existencia de inversiones específicas. A partir de este modelo se puede derivar una hipótesis de rentas compartidas (*rent-sharing*) entre firmas y trabajadores.

En resumen, a partir de los modelos de salarios de eficiencia se deriva la hipótesis que firmas de gran tamaño, con altos volúmenes de inversión en capital y altas tasas de rentabilidad, remuneran a sus trabajadores con un salario relativamente mayor. Los modelos sociológicos adicionalmente predicen que las firmas tenderán a ser consistentes en su nivel salarial, es decir, tenderán a pagar altas o bajas remuneraciones a todos sus trabajadores.

### c) Otros modelos

Una línea distinta en la literatura ha investigado la influencia de los sindicatos sobre los salarios. La mayoría de estas investigaciones, que han sido

<sup>7</sup> Esta idea se puede justificar, por ejemplo, en base a las proposiciones de Williamson, 1985 sobre costos de transacción.

desarrolladas para un número de países, apoyan la hipótesis de que los sectores sindicalizados obtienen remuneraciones más altas. Este tema ha sido escasamente investigado en el caso de Chile. Sin embargo, el "ruido" que pudiera introducir en nuestras estimaciones el no control por el grado de sindicalización entre sectores industriales, no pareciera ser relevante para los dos últimos años de nuestro estudio. Más aún, estudios recientes han demostrado que los diferenciales de salario interindustriales están presentes tanto en sectores sindicalizados como no sindicalizados, y la correlación entre los diferenciales de estos dos sectores es elevada.<sup>8</sup>

Por otra parte, es necesario clarificar la relación entre los diferenciales de salario y la hipótesis de segmentación, dado que como hemos visto en la sección 2, este tema ha sido objeto de análisis en la economía chilena.

Una de las hipótesis que prevalece en la literatura reciente es que consideraciones de salarios de eficiencia explicarían la aparente segmentación observada en Estados Unidos, en la forma de mercados duales (primario-secundario). La hipótesis establece que el sector primario está compuesto por firmas salarios-eficientes, en tanto que en el sector secundario la relación entre salarios y productividad sería nula o escasa (Bulow y Summers, 1986). Sin embargo, es nuestra hipótesis que las formas de segmentación que prevalecen en países desarrollados y subdesarrollados son sustancialmente distintas, por lo que la relación entre salarios de eficiencia y segmentación requiere de una mayor investigación, lo cual escapa al objetivo del presente trabajo.

### 3. ESTIMACIÓN DE LOS DIFERENCIALES DE SALARIOS INTERINDUSTRIALES<sup>9</sup>

A continuación presentamos la metodología y los resultados principales de nuestra investigación. Los diferenciales de salario son estimados a través de una ecuación de salarios estándar, con datos de corte transversal, que incluyen controles por la educación de los trabajadores, edad, sexo y ocupación. De esta forma, se estimó a través de mínimos cuadrados ordinarios la siguiente ecuación:<sup>10</sup>

$$\ln W = X\alpha + Y\beta + \mu \quad (2)$$

donde:

<sup>8</sup> Para modelos de "amenaza sindical" (*union-threat*), que buscan explicar esta situación, véase Dickens, 1986.

<sup>9</sup> Los resultados empíricos de esta sección fueron parcialmente presentados en Romaguera, 1989.

<sup>10</sup> Esta metodología es similar a la aplicada por Krueger y Summers, 1988 para el caso de Estados Unidos.

X es una matriz que contiene las características personales (edad, educación, sexo y ocupación), e

Y es un vector de *dummies* industriales.

A partir de los resultados de esta ecuación se estiman los diferenciales de salarios interindustriales, que representaremos por el vector  $\hat{\beta}_i^r$  calculados a través de la siguiente transformación:

$$\hat{\beta}_i^r = \hat{\beta}_i - \frac{\sum_{i=1}^{s-1} \hat{\beta}_i}{s-1} * \frac{n_i}{N} \quad (3)$$

donde:

n representa el empleo de cada sector  
s es el número de sectores industriales

Los diferenciales así estimados ("con controles") indican la diferencia proporcional de salarios entre el trabajador promedio de una industria y el promedio ponderado de todas las industrias, controlando por las diferencias que existen en las características personales de los trabajadores.

Para fines de comparación se estimaron también las diferencias en las remuneraciones simples-promedio ("sin controles") de los trabajadores. Ello es estimado a partir de la ecuación:

$$\ln W = Y \gamma + e \quad (4)$$

Al igual que en el caso "con controles", el vector  $\hat{\gamma}$  fue normalizado  $\bar{\gamma}$  ponderado siguiendo la ecuación (3).

El cuadro 1 reporta los diferenciales de salario interindustriales para los años 1969, 1978 y 1987. La columna "sin controles" representa las estimaciones del vector  $\hat{\gamma}$ , en tanto que la columna "con controles" representa las estimaciones del vector  $\hat{\beta}$ . Los resultados indican, por ejemplo, que el año 1969 los trabajadores de la industria Alimentos, Bebidas y Tabaco recibían una remuneración promedio (sin controles) inferior en un 22,9 por ciento al promedio de los trabajadores del Gran Santiago. Sin embargo, cuando se consideraba las características personales en términos de edad, sexo, educación y ocupación, los trabajadores de la industria de alimentos percibían una remuneración que era sólo un 4,2 por ciento inferior al promedio. Esta última comparación se realiza, por así decirlo, entre trabajadores con similares características personales.

CUADRO 1

DIFERENCIALES DE SALARIOS INTERINDUSTRIALES:  
1969, 1978 Y 1987<sup>a</sup>

	1969		1978		1987	
	Sin controles calidad trab.	Con controles calidad trab.	Sin controles calidad trab.	Con controles calidad trab.	Sin controles calidad trab.	Con controles calidad trab.
Alimentos, bebidas y tabaco	-0.229	-0.042	-0.230	0.006	-0.224	0.045
Textiles, vestuario y cueros	-0.360	-0.006	-0.253	0.079	-0.333	0.051
Madera y muebles	-0.336	-0.139	-0.350	0.095	-0.366	0.052
Papel e imprentas	0.369	0.207	0.197	0.161	0.256	0.150
Productos químicos	-0.166	-0.099	0.146	0.193	0.069	0.097
Metálicos básicos y minerales no met.	0.152	0.091	-0.188	-0.032	-0.326	0.043
Maquinaria y productos metálicos	-0.072	0.024	0.002	0.032	0.000	0.050
Construcción	-0.034	0.013	-0.008	0.104	-0.097	0.118
Comercio al por mayor	0.524	0.202	0.534	0.209	0.184	0.108
Comercio al por menor	-0.301	-0.238	-0.266	-0.264	-0.234	-0.170
Restaurantes y hoteles	-0.813	-0.114	-0.484	-0.038	-0.594	-0.136
Administración pública	0.466	0.249	-0.354	-0.284	-0.515	-0.266
Instituciones financieras y de seguros	0.664	0.236	0.689	0.293	0.971	0.493
Servicios de reparación	-0.290	-0.063	-0.340	-0.019	-0.404	-0.025
Lavanderías	-0.439	0.179	-0.497	0.028	-0.336	-0.117
Servicio doméstico	-0.808	-0.370	-0.526	-0.059	-0.487	-0.009
Educación	0.595	0.034	0.386	-0.116	0.579	-0.083
Salud	0.238	-0.114	0.258	-0.107	0.303	-0.167
Otros servicios	0.187	0.051	0.216	0.070	0.213	-0.049
Transporte	0.088	0.021	0.097	0.137	0.052	0.090
Servicios de utilidad pública	0.321	0.091	0.081	-0.050	0.318	0.257
Desviaciones estándares <sup>b</sup>	0.336**	0.133**	0.278**	0.140**	0.377**	0.153**
Correlaciones <sup>b</sup>		0.758		0.450		0.508

Notas:

\*\*El test F que los diferenciales de salario interindustriales son iguales a cero es rechazado al nivel de significancia de 1 por ciento.

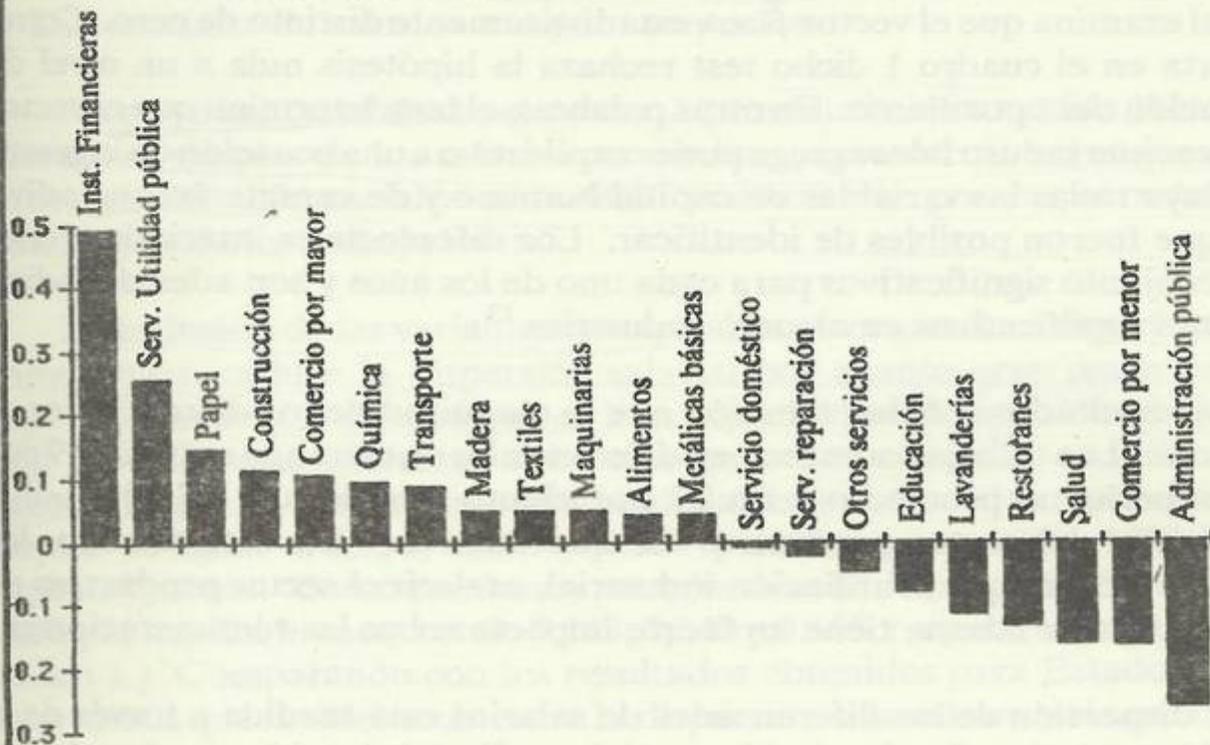
<sup>a</sup> En el anexo se presenta el detalle de los resultados de la regresión de salarios y los errores estándar de los coeficientes.

La muestra incluye empleados y obreros, tanto del sector público como del sector privado.

<sup>b</sup> Las desviaciones estándares y las correlaciones han sido ponderadas por el empleo de cada uno de los sectores, y han sido ajustadas según fórmula (6), véase texto.

GRAFICO 1

DIFERENCIALES DE SALARIO INTERINDUSTRIALES, 1987



Fuente: Cuadro 1.

El gráfico 1 presenta en detalle los diferenciales de salario para el año 1987.<sup>11</sup> El sector con el diferencial salarial más alto son los trabajadores de las instituciones financieras y de seguros, con un 49 por ciento por sobre promedio. Entre los sectores con diferenciales negativos, destaca la Administración Pública, con un 27 por ciento por debajo del promedio de la economía.<sup>12</sup>

<sup>11</sup> Los diferenciales individuales deben interpretarse como aproximaciones. La validez de las cifras está limitada, obviamente, por el grado de representatividad sectorial de la Encuesta. Adicionalmente, como destacaremos más adelante sólo algunos coeficientes individuales son estadísticamente significativos en la regresión.

<sup>12</sup> Estos resultados están parcialmente influidos por el hecho que la Encuesta clasifica a los trabajadores del PEM en el sector Administración Pública. Sin embargo, el número de estos trabajadores era bastante reducido el año 1987.

a) ¿Son significativos los diferenciales de salarios?

La significancia de los diferenciales de salario se estima a través de un test F, el cual examina que el vector  $\hat{\beta}$  sea estadísticamente distinto de cero. Como se reporta en el cuadro 1 dicho test rechaza la hipótesis nula a un nivel de significación del 1 por ciento. En otras palabras, el test determina que el vector de las *dummies* industriales agrega poder explicativo a una ecuación de ingresos que incluye todas las variables de capital humano y de características individuales que fueron posibles de identificar. Los diferenciales interindustriales son en conjunto significativos para cada uno de los años y son además individualmente significativos en algunas industrias.<sup>13</sup>

Los resultados señalan también que la magnitud de los diferenciales es importante. Los trabajadores reciben diferenciales en un rango entre un 49 por ciento superior al promedio y un 27 por ciento por debajo del promedio, dependiendo del sector productivo en que laboren. En este sentido, los resultados indican que la afiliación industrial, es decir el sector productivo en que el trabajador labora, tiene un fuerte impacto sobre las remuneraciones.

La dispersión de los diferenciales de salarios está medida a través de la desviación estándar. La desviación estándar estimada ha sido ponderada por la variable empleo y ajustada para compensar por el sesgo muestral. El ajuste se introduce para corregir la distorsión causada por el hecho de que los coeficientes estimados son por definición iguales a:

$$\hat{\beta}_i = \beta_i + \hat{\epsilon}_i \quad (5)$$

donde  $\hat{\epsilon}_i$  es el error mínimo cuadrado de la muestra.

La desviación estándar ajustada es igual a:

$$\hat{\sigma} = SD(\beta) \cong \sqrt{\text{VAR}(\hat{\beta}) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^s n_i \hat{\sigma}_i^2 + \frac{1}{\sum_{ij} n_i n_j} \sum_{ij} n_i n_j \sigma_{ij}}$$

donde,

$\sigma_i$  es el error estándar de  $\beta$  y  $\sigma_{ij}$  es la covarianza para  $i \neq j$ .

Los resultados indican una dispersión igual a 0,113, 0,140, 0,153 para los años 1969, 1978 y 1987, respectivamente. El rango de la dispersión salarial es bastante similar a resultados obtenidos para Estados Unidos. En efecto,

<sup>13</sup>El tamaño de la muestra es una limitación seria para el análisis de las industrias individuales.

Krueger y Summers, 1988, obtuvieron desviaciones estándar (con controles) iguales a 0,13, 0,11 y 0,14 para los años 1974, 1979 y 1984, respectivamente.

## b) Diferenciales de salarios con y sin controles

Como se había señalado, el cuadro 1 presenta la información tanto de las diferencias simples de los salarios promedios (sin control), como las estimaciones de los diferenciales de salario controlando por las características individuales de los trabajadores.

La inclusión de las variables de capital humano produce dos efectos. En primer lugar, reduce la dispersión salarial por cuanto gran parte de dicha dispersión se debe a diferencias en la composición o el tipo de trabajadores. Para apreciar este efecto se debe comparar la desviación estándar de los vectores  $\hat{\gamma}$  y  $\hat{\beta}$ . La desviación estándar de la dispersión de las remuneraciones simples es igual a 0,336, 0,278 y 0,377 para los años 1969, 1978 y 1987, respectivamente. Como habíamos mencionado, la dispersión salarial controlando por capital humano es de 0,113, 0,140 y 0,153, respectivamente. (Véase cuadro 1.) Comparando con los resultados obtenidos para Estados Unidos, observamos que la diferencia entre la dispersión salarial con y sin controles es mayor para el caso de Chile.<sup>14</sup>

En segundo lugar, al incluir las variables de capital humano, el valor del diferencial de cada sector tiende en general a reducirse. La reducción en los valores de los diferenciales es consecuencia también de la menor dispersión salarial (recordemos que los diferenciales son una medición de los salarios relativos). Así, por ejemplo, si examinamos los resultados del año 1969 encontramos que las instituciones financieras y de seguros tienen una remuneración superior en un 66 por ciento al promedio, diferencia que se reduce al 23,6 por ciento, al incluir la estimación con controles. Para el caso del sector educación, dichos valores son de 59,5 por ciento y 3,4 por ciento, respectivamente.

Ahora bien, la reducción de la dispersión de los salarios a través de las industrias puede producirse en forma simétrica o asimétrica. En el primer caso, las correlaciones de los diferenciales con y sin controles serán elevadas, en el segundo caso, las correlaciones serán menores. En la investigación de Krueger y Summers para los Estados Unidos y a la cual hemos hecho referencia, se

<sup>14</sup> Krueger y Summers, 1987 reportan que la inclusión de controles por la calidad de la fuerza de trabajo reduce la desviación estándar de un valor de 0,240 a 0,146 el año 1984. Atribuimos las diferencias entre estos resultados y los nuestros, a un mayor retorno al capital humano y a una distribución más desigual del nivel educacional promedio de las industrias, para el caso chileno.

concluyó que la inclusión de variables de capital humano no afectaba mayormente la estructura de los diferenciales de salario. La correlación de los diferenciales estimados con y sin controles era igual a 0,95.

En el caso de Chile, los resultados son diferentes. Las correlaciones de los diferenciales con y sin controles son iguales a 0,758, 0,450, 0,508 (véase cuadro 1).<sup>15</sup> A nuestro juicio hay tres factores que inciden en estos resultados: el primero se refiere a una debilidad de la muestra de información, debido a su reducido tamaño (entre 2.500 a 3.000 observaciones, véase anexo); el segundo, al efecto de una alta dispersión educacional intersectorial;<sup>16</sup> y el tercero, a un retorno asimétrico de los factores que afectan las remuneraciones de los trabajadores: el retorno al capital humano y el diferencial o "premio" por sector económico.<sup>17</sup>

Las consecuencias de que las correlaciones con o sin controles sean altas o bajas, dice relación con la similitud que tiene la estructura salarial considerando o sin considerar las características individuales de los trabajadores. Cuando menor sea esta correlación, más erradas tenderán a ser las inferencias que se realizan sobre la estructura salarial, a partir de información exclusiva de salarios promedios (sin controles).

#### 4. ESTABILIDAD DE LOS DIFERENCIALES DE SALARIOS EN EL TIEMPO

En esta sección examinamos la evolución de los diferenciales de salario estimados en la sección previa, entre los años 1967, 1978 y 1987.

El cuadro 2 presenta la correlación temporal de los diferenciales de salario para el período. Los resultados señalan que la estructura salarial es similar entre los años 1978 y 1987, pero desigual entre 1969 y 1978. Las respectivas correlaciones son 0,959 y 0,348. Con el fin de profundizar en este resultado, se realizó una estimación de diferenciales de salario restringida a trabajadores del sector privado. En este caso, tanto las correlaciones entre 1969 y 1978 como entre 1978 y 1987 son bastante elevadas: 0,915 y 0,989 respectivamente.

<sup>15</sup> Estas correlaciones se han calculado ponderadas por el empleo de cada industria y ajustadas de forma de considerar el error muestral OLS. Es decir, se corrigieron por la desviación estándar ajustada según la fórmula (6), véase texto.

<sup>16</sup> Cuanto más importante sea el modelo de capital humano, mayor es la probabilidad de que al "descontar" dicho efecto, se modifique el *ranking* salarial inicial.

<sup>17</sup> Esta asimetría entre el retorno al capital humano y el diferencial de salario parece estar presente en la economía chilena en sectores como educación y salud, por ejemplo.

CUADRO 2

**CORRELACIONES INTERTEMPORALES DE LOS DIFERENCIALES DE  
SALARIO INTERINDUSTRIALES: 1969-87**

	Sector público y privado			Sector privado		
	1969	1978	1987	1969	1978	1987
<b>Correlaciones ponderadas</b>						
1969	1.000			1.000		
1978	0.291	1.000		0.715	1.000	
1987	0.314	0.839	1.000	0.684	0.745	1.000
<b>Correlaciones ponderadas y ajustadas</b>						
1969	1.000*			1.000*		
1978	0.348	1.000*		0.915	1.000*	
1987	0.376	0.959	1.000*	0.874	0.989	1.000*

**Nota:**

Las correlaciones fueron ponderadas por la variable empleo del año respectivo.

Las correlaciones ajustadas fueron estimadas empleando la desviación estándar ajustada, según fórmula (6) del texto.

\* Algunas correlaciones son mayores a 1 debido a la corrección por errores muestrales.

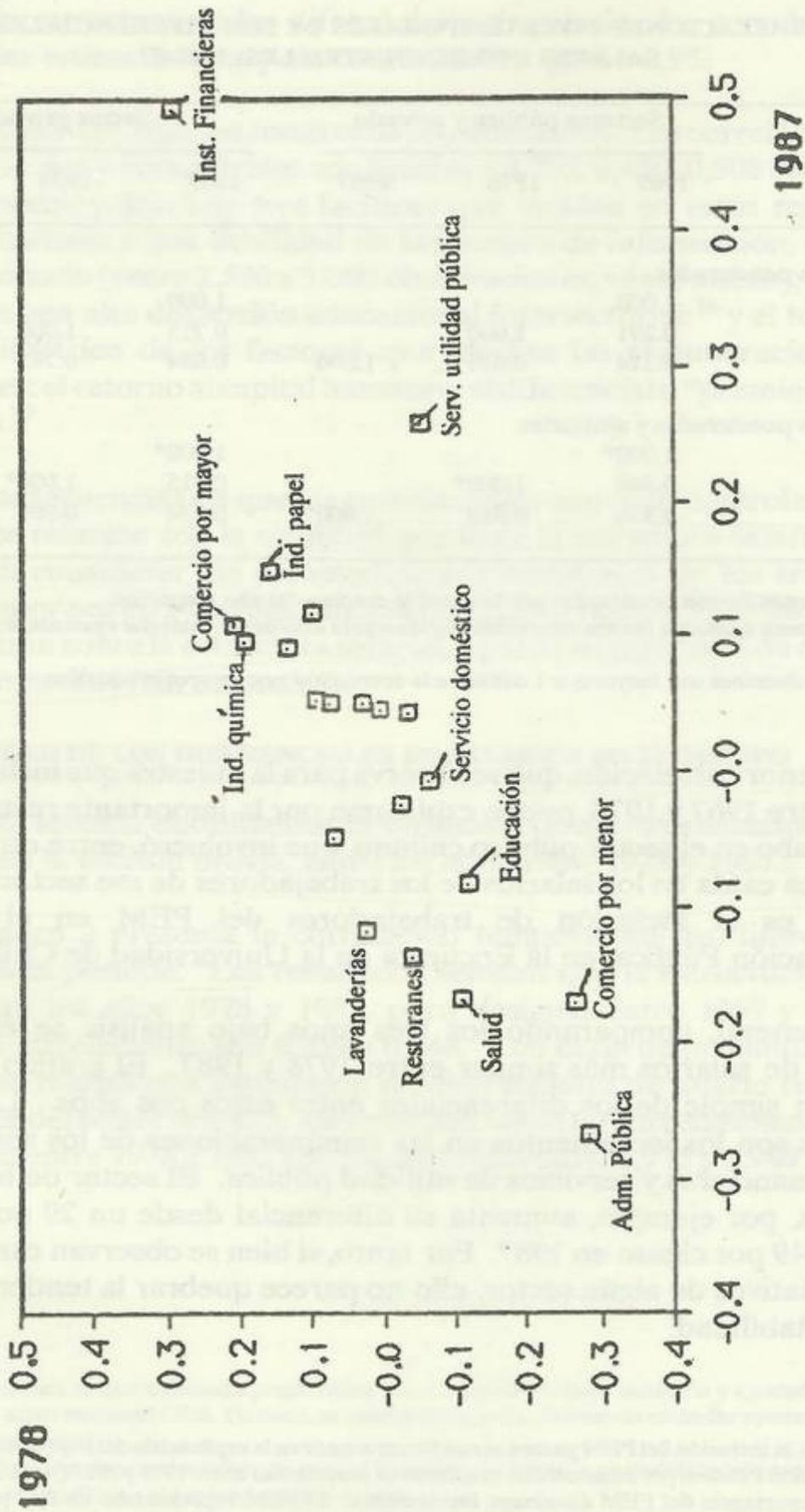
La menor correlación, que se observa para la muestra que incluye el sector público entre 1967 y 1978, puede explicarse por la importante restructuración llevada a cabo en el sector público chileno, que involucró, entre otros factores, una drástica caída en los salarios de los trabajadores de ese sector. Un factor adicional, es la inclusión de trabajadores del PEM en el sector de Administración Pública, en la Encuesta de la Universidad de Chile.<sup>18</sup>

En general, comparando los tres años bajo análisis se observa una estructura de salarios más similar entre 1978 y 1987. El gráfico 2 ilustra la correlación simple de los diferenciales entre estos dos años. Las mayores diferencias son los incrementos en las remuneraciones de los sectores instituciones financieras y servicios de utilidad pública. El sector de instituciones financieras, por ejemplo, aumenta su diferencial desde un 29 por ciento en 1978, a un 49 por ciento en 1987. Por tanto, si bien se observan cambios en los salarios relativos de algún sector, ello no parece quebrar la tendencia general hacia la estabilidad.

<sup>18</sup> Sin embargo, la inclusión del PEM parece ser un factor menor en la explicación del bajo diferencial del sector Administración Pública, por cuanto dicho resultado es muy similar entre 1978 y 1987 (-0,284 y -0,266) a pesar de que la importancia del PEM disminuye fuertemente. El PEM representaba un 2,62 por ciento de los ocupados en 1978 y un 0,3 por ciento en 1987, en la Región Metropolitana.

GRAFICO 2

DIFERENCIALES DE SALARIO: 1978 VS. 1987



Fuente: Cuadro 1.

La estabilidad de la estructura salarial llama la atención, dado los importantes cambios que sufre la economía chilena durante este período. Así, el efecto de los cambios en la política económica sobre los salarios relativos parece pequeño (con la excepción del sector público). Por ello, la hipótesis de que los diferenciales de salarios observados se derivan de *shocks* transitorios en la demanda de trabajo, no recibe apoyo en nuestros resultados.

Finalmente, la estabilidad de los diferenciales también cuestiona la incidencia de la indexación sobre la estructura de salarios relativos —al menos al grado de agregación aquí estudiado—, dado que el período bajo análisis comprende tanto años en los cuales los salarios han estado indexados al índice de precios al consumidor (1969-82) como períodos en que dicha indexación no existe (1982-87). En particular, se cuestionaría la hipótesis de Edwards y Edwards, 1987 quienes sostienen que la estructura salarial prevaleciente refleja un mercado del trabajo distorsionado por la influencia de los sindicatos, distorsión mantenida por la política de indexación. Por el contrario, nuestros resultados apoyan la hipótesis planteada en Riveros y Paredes 1989 que sugiere que la indexación pudo no ser restrictiva en años en los cuales no existía un poder real de los sindicatos.

#### 5. ESTABILIDAD DE LOS DIFERENCIALES DE SALARIO ENTRE OCUPACIONES

En el cuadro 3 se presenta la correlación de los diferenciales de salario entre distintas ocupaciones. La encuesta de la Universidad de Chile nos permite distinguir entre empleados, obreros y trabajadores por cuenta propia.

**CUADRO 3**  
**CORRELACIONES DE LOS DIFERENCIALES DE SALARIO**  
**ENTRE EMPLEADOS, OBREROS Y CUENTA PROPIA. 1987**

	Empleados	Obreros	Cuenta propia
<b>Correlaciones ponderadas</b>			
Empleados	1.000		
Obreros	0.499	1.000	
Cuenta propia	-0.180	0.450	1.000
<b>Correlaciones ponderadas y ajustadas</b>			
Empleados	1.000*		
Obreros	0.652	1.000*	
Cuenta propia	-0.225	0.636	1.000*

Nota: véase cuadro 2.

La correlación de los diferenciales de salario interindustriales entre empleados y obreros es significativa: 0,65 (cuadro 3). Una alta correlación entre salarios en distintas ocupaciones ha sido interpretada como evidencia en favor de los modelos sociológicos que suponen que los trabajadores se preocupan de sus salarios relativos. La correlación entre empleados y obreros que se obtiene en esta muestra apunta en este sentido, sin embargo, la clasificación (sólo dos ocupaciones) es muy agregada para llegar a conclusiones más categóricas.

Un resultado sorprendente que se observa en el cuadro 3 es la significativa correlación entre los obreros y los cuenta propia, como a su vez la baja correlación entre los cuenta propia y los empleados. Aunque sólo tenemos resultados para un año y, por tanto, cualquier conclusión debe ser tentativa, este resultado llama la atención, dado que en la literatura sobre segmentación y en particular en la literatura sobre el sector informal, se utiliza la diferencia en la ecuación de ingresos entre estos sectores como un test de segmentación. Nuestros resultados sugieren, por el contrario, que el proceso de determinación de salarios entre obreros y cuenta propia parece ser más similar que el esperado bajo la hipótesis de segmentación.

También la correlación de los diferenciales entre los cuenta propia y los obreros abre un signo de interrogación sobre los modelos de *shirking* y *turnover* de determinación de salarios. En efecto, dichos modelos sugieren que las diferencias de salarios permiten reducir comportamientos "contrarios" al interés de la empresa y que se pueden caracterizar como un caso particular de externalidad causada por el trabajador al empresario. Sin embargo, cuando se trata de trabajadores por cuenta propia dicha externalidad está internalizada, por lo que es difícil argumentar que los cuenta propia usan los salarios como una forma de incentivarse a sí mismos a realizar un mayor esfuerzo en su trabajo.<sup>19</sup> Las limitaciones de la información y el resultado de una baja correlación entre empleados y cuenta propia -para el cual no tenemos explicación- nos hace ser cuidadosos en la generalización de estas críticas.

Como una forma de profundizar en el análisis de las correlaciones entre ocupaciones, se ha recurrido a información de encuestas de remuneraciones de un grupo de empresas.<sup>20</sup> Los resultados que se presentan en el cuadro 4 señalan que los salarios tienden a estar positivamente correlacionados entre ocu-

<sup>19</sup> Adicionalmente, se puede argumentar que este resultado es compatible con un modelo en el cual los diferenciales de salario reflejan habilidades no medidas o con un modelo en el cual los trabajadores capturan rentas o cuasirrentas y donde el ingreso por trabajo de los cuenta propia también incluye rentas.

<sup>20</sup> El análisis se basa en información de un grupo de 81 empresas, realizado por una consultora privada. Véase Romaguera, 1989.

paciones. Las empresas que pagan una alta remuneración (relativa al resto de las empresas) en algunos cargos, también pagan una alta remuneración en el resto de las ocupaciones, aún en el caso de labores que parecen ser muy homogéneas a través de las distintas firmas, por ejemplo, entre secretarías (9) y mensajeros (11), y entre choferes (10) y ayudantes de contabilidad (8), (véase cuadro 4). Esto apoya la hipótesis que los trabajadores se preocupan de sus salarios relativos y que las firmas tienden a ser consistentes en su patrón de remuneraciones.

**CUADRO 4**  
**CORRELACIONES ENTRE OCUPACIONES**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1 Jefe de nivel 1	1.000									
2 Jefe de nivel 2	0.707	1.000								
3 Capataz	0.592	0.676	1.000							
4 Profesionales	0.479	0.518	0.526	1.000						
5 Trabajo en producción calificados	0.422	0.560	0.792	0.576	1.000					
6 Trabajo en producción semi-calificados	0.246	0.204	0.431	0.410	0.733	1.000				
7 Trabajo en producción sin calificación	0.439	0.484	0.496	0.544	0.738	0.723	1.000			
8 Empleados de oficina	0.499	0.583	0.670	0.665	0.765	0.702	0.726	1.000		
9 Secretarías	0.454	0.349	0.520	0.540	0.638	0.571	0.627	0.711	1.000	
10 Trabajo en servicios semi-calificados	0.457	0.455	0.582	0.624	0.770	0.748	0.817	0.821	0.696	1.000
11 Trabajo en servicios no calificados	0.670	0.602	0.649	0.632	0.782	0.547	0.725	0.767	0.638	0.769

Fuente: Romaguera, 1989.

El número de observaciones fluctúa entre un mínimo de 40 a un máximo de 74.

## 6. CONCLUSIONES

Los resultados de esta investigación señalan que distintos sectores productivos remuneran en forma diferente a trabajadores con similares características individuales. Estos diferenciales de salario interindustriales son estadísticamente significativos y de magnitud considerable.

La existencia de diferenciales de salarios es una de las predicciones básicas de la teoría de salarios de eficiencia, en este sentido la significancia de dichos diferenciales puede ser interpretada como evidencia en favor de esta teoría. Sin embargo, debemos reconocer que los resultados de nuestro estudio

apuntan más hacia la identificación de los diferenciales que a discriminar entre los distintos modelos que explican la existencia de diferenciales interindustriales. El problema de discriminar entre diversas hipótesis radica, por una parte, en dificultades de información que impiden realizar un análisis exhaustivo de las implicancias de cada uno de los modelos, y, por otra parte, en que los resultados de nuestro estudio no apuntan uniformemente en una dirección.

Una de las hipótesis factibles de rechazar es la existencia de diferenciales transitorios de salarios, dado su alto grado de estabilidad en el período 1967-87. Esta misma evidencia también descarta la hipótesis de que ellos representan un mercado en desequilibrio, "congelado" por la indexación. La hipótesis de diferenciales compensadores es imposible de examinar con la información disponible, sin embargo otros autores han demostrado que la importancia de esta explicación es marginal (Krueger y Summers, 1988).

La hipótesis competitiva, de diferenciales de salario que ha recibido mayor atención en la literatura, es la de las habilidades no medidas. Siempre es válida —al menos parcialmente— la crítica de que el análisis estadístico es incapaz de incluir todas las variables relevantes. Por esta razón, la literatura de salarios de eficiencia, no sólo estima la significancia estadística de los diferenciales, sino examina su patrón de comportamiento buscando en dicho patrón resultados contrarios a los modelos competitivos. En nuestro estudio, el análisis del patrón de los diferenciales de salario se limita a su examen a través del tiempo y de grupos ocupacionales.<sup>21</sup> Una evidencia parcial que puede ser considerada como consistente con la hipótesis de habilidades no medidas, es la correlación de los diferenciales entre los obreros y los cuenta propia, evidencia que, no obstante, también puede ser explicada por otros modelos.

Sin embargo, la mayor parte de nuestros resultados apuntan en contra de la hipótesis competitiva. En primer lugar, la baja correlación que se observa entre los diferenciales con y sin controles, implicaría que las habilidades no medidas tendrían una baja correlación con las habilidades cuantificadas, proposición que va contra el sentido común. En segundo lugar, la alta correlación de los diferenciales entre ocupaciones implicaría que, de representar estas habilidades no medidas, la firma requeriría similares habilidades no medidas entre todos sus trabajadores. Es difícil pensar en una tecnología que requiera tal grado de complementariedad entre ocupaciones. Finalmente, un

<sup>21</sup> En particular, nuestro estudio omite la comparación entre diferenciales de salario y características tecnológicas de las empresas, resultados que en general han tendido a apoyar los modelos de *shirking* y *turnover*. Véase, Dickens y Katz, 1987 y Katz y Summers, 1989.

argumento que hace difícil sostener que los diferenciales representan habilidades no medidas, dice relación con la elevada magnitud de dichos diferenciales. Por ejemplo, los trabajadores del sector financiero ganaban un 97,1 por ciento por sobre el promedio de la economía. Dicho diferencial se reduce en 47,8 por ciento al considerar las habilidades medibles (educación, experiencia, ocupación). Es, por tanto, difícil pensar que el diferencial restante —49,3 por ciento por sobre el promedio— corresponda exclusivamente a habilidades no medidas.<sup>22</sup>

La significancia de los diferenciales de salario, su magnitud y estabilidad —sumado a las dificultades de interpretación de los mismos como retornos a habilidades no medidas— dan apoyo a la hipótesis que los diferenciales de salarios observados en la economía chilena son no-competitivos. Sin embargo, nos es difícil discriminar entre los distintos modelos de salario de eficiencia. Una alta correlación entre cuenta propia y obreros y empleados cuestiona la relevancia de los modelos *shirking* y *turnover*; por otra parte, el hecho de que los diferenciales sean muy similares entre las distintas ocupaciones favorece los modelos sociológicos, con explicaciones de *rent-sharing* entre firmas y trabajadores.

La importancia de la discusión respecto de si los diferenciales de salario son o no competitivos, radica en las distintas predicciones e implicancias de cada teoría. La teoría de los salarios de eficiencia ha buscado dar racionalidad microeconómica a la hipótesis de desempleo por inflexibilidad de salarios (*sticky wages*) de los modelos keynesianos y neo-keynesianos.<sup>23</sup> Por otra parte, los resultados de los modelos de salarios de eficiencia han servido para apoyar argumentos en favor de políticas industriales, en contra de la visión competitiva de que no es posible obtener ganancias de bienestar alterando la composición del producto.

En este sentido, Katz y Summers, 1989, sostienen que la existencia de imperfecciones en el mercado del trabajo asociadas a diferenciales de salarios no competitivos, justifican políticas que influyan la composición del producto, expandiendo el empleo en sectores con diferenciales de salarios positivos. Concluyen que, para el caso de Estados Unidos, políticas que pro-

<sup>22</sup> En este mismo sentido, Krueger y Summers, 1988, advierten que una vez que se controla por la variable ocupación, la inclusión de otras variables de control de habilidades medidas, como educación, edad o experiencia, reduce sólo marginalmente la dispersión de los diferenciales de salario. Ello los lleva a concluir que para sostener la hipótesis que los diferenciales observados representan habilidades no-medidas se debiera sostener que las habilidades no medidas son más importantes que las habilidades medibles, como la edad, la educación y la experiencia.

<sup>23</sup> Esta discusión va más allá de los objetivos de este trabajo. Referimos al lector a Akerlof y Yellen, 1988 y Katz, 1988.

muevan el comercio internacional –incentivando las exportaciones y las importaciones– tenderán a aumentar el bienestar al desplazar trabajadores desde sectores de bajos salarios a sectores de altos salarios. Estimaciones iniciales de Katz y Summers para el caso de Chile indican también que el trabajador promedio en una industria de exportación recibiría un diferencial salarial positivo en nuestro país.<sup>24</sup>

Aunque el análisis del caso chileno es incipiente especialmente en relación a políticas de comercio exterior, la magnitud y significancia de los diferenciales de salario calculados en este estudio, apunta a destacar el potencial efecto bienestar asociado a expandir o contraer sectores de altos *versus* bajos diferenciales de salario.

<sup>24</sup> Véase Katz y Summers, 1989, cuadro 16.

## ANEXO

### FUENTE DE INFORMACION

El análisis fue realizado utilizando información de la Encuesta de Empleo y Desempleo de la Universidad de Chile para el Gran Santiago, correspondiente al mes de junio de los años 1969, 1978 y 1987.

Se seleccionaron los individuos que reportan estar ocupados durante la semana de referencia de la encuesta, haber percibido un ingreso positivo, y sobre los cuales existe información sobre ocupación, sector de actividad económica y tipo de propiedad de la empresa en que trabajan. Se excluyeron trabajadores de los sectores agricultura y minería, dada la escasa representación que estos sectores tienen en una muestra del Gran Santiago. Adicionalmente, se excluyeron las siguientes ocupaciones: empleadores, servicio doméstico, familiares no remunerados, fuerzas armadas y no clasificados.

El tamaño de la muestra que considera empleados y obreros del sector público y privado es de 2.667; 2.780 y 2.589 trabajadores en 1969, 1978 y 1987, respectivamente. Para el año 1987 se realizó una estimación adicional, incluyendo trabajadores por cuenta propia, cuyo número era igual a 743.

Las estimaciones que se realizaron utilizan como variable dependiente al logaritmo de los ingresos por remuneraciones por hora trabajada. En la encuesta, la información de las horas trabajadas se refiere sólo a la semana de referencia de la encuesta. Por tanto, se calcularon las horas mensuales multiplicando las horas trabajadas semanales por 4,2.

## ANEXO

## RESULTADOS DE LA REGRESION DE SALARIOS

Variables independientes	1969		1978		1987	
	$\beta$	(Estándar E)	$\beta$	(Estándar E)	$\beta$	(Estándar E)
Constante	-2.235	0.089	-0.632	0.083	-1.275	0.105
Educación	0.062	0.006	0.066	0.006	0.072	0.007
Sexo	0.072	0.075	-0.098	0.080	-0.193	0.100
Dummy edad 1 (25-34)	0.219	0.059	0.247	0.053	0.217	0.058
Dummy edad 2 (35-44)	0.451	0.066	0.428	0.059	0.444	0.065
Dummy edad 3 (45-54)	0.405	0.081	0.363	0.071	0.478	0.077
Dummy edad 4 (55+)	0.246	0.111	0.466	0.096	0.524	0.111
Sexo*educación	0.012	0.006	0.015	0.006	0.020	0.007
Sexo*dummy edad 1	0.178	0.070	0.181	0.064	0.067	0.071
Sexo*dummy edad 2	0.174	0.077	0.178	0.071	0.108	0.079
Sexo*dummy edad 3	0.202	0.094	0.253	0.084	0.168	0.092
Sexo*dummy edad 4	0.338	0.123	0.155	0.111	0.190	0.127
Dummy profesionales y técnicos	0.562	0.054	0.565	0.049	0.754	0.054
Dummy gerentes	1.345	0.168	1.483	0.130	1.551	0.125
Dummy personal administrativo	0.270	0.041	0.368	0.040	0.353	0.044
Dummy vendedores	0.224	0.061	0.364	0.057	0.173	0.058
Dummy otros trab. servicios	-0.218	0.052	-0.076	0.047	-0.065	0.054
Dummy operadores maq., conductores	0.084	0.058	0.018	0.056	0.061	0.068
Dummies sector industrial:						
Textiles	0.036	0.069	0.070	0.060	0.006	0.070
Madera	-0.097	0.094	0.088	0.096	0.007	0.099
Papel	0.249	0.095	0.155	0.086	0.105	0.094
Productos químicos	-0.057	0.087	0.186	0.071	0.052	0.086
Minerales no met. e Ind. met. básicos	0.133	0.109	-0.039	0.106	-0.002	0.132
In. metálicas	0.066	0.073	0.025	0.063	0.005	0.080
Construcción	0.055	0.071	0.097	0.061	0.073	0.070
Comercio al por mayor	0.245	0.097	0.203	0.087	0.063	0.095
Comercio al por menor	-0.196	0.075	-0.270	0.066	-0.215	0.072
Restaurantes y hoteles	-0.071	0.116	-0.044	0.092	-0.181	0.096
Administración pública	0.292	0.080	-0.290	0.066	-0.311	0.075
Establ. financieros y de seguros	0.279	0.097	0.286	0.081	0.448	0.083
Servicios de reparación	-0.021	0.086	-0.025	0.078	-0.069	0.092
Lavanderías	0.222	0.154	0.021	0.200	-0.162	0.256
Servicio doméstico	-0.328	0.171	-0.066	0.139	-0.054	0.122
Educación	0.076	0.083	-0.123	0.065	-0.128	0.075
Salud	-0.072	0.083	-0.113	0.071	-0.212	0.079
Otros servicios	0.093	0.082	0.064	0.064	-0.094	0.075
Transporte y almacenaje	0.063	0.080	0.130	0.067	0.045	0.080
Servicios de utilidad pública	0.134	0.087	-0.056	0.083	0.212	0.097
R2	52.53%		52.50%		55.29%	
R2 ajust.	51.86%		51.86%		54.64%	
F	78.627		81.904		85.256	
F dummies indust.	4.953		7.796		7.941	
N	2,667		2,780		2,589	

Fuente: Elaborado en base a información de la Encuesta de Empleo y Desempleo de la Universidad de Chile.  
 Notas: La variable dependiente es el logaritmo del ingreso mensual.

## REFERENCIAS

- AKERLOF, G. "Labor contracts as partial gift exchange", *Quarterly Journal of Economics*, noviembre, 1982.
- . "Gift exchange and efficiency-wage theory: four views", *American Economic Review*, mayo, 1984.
- AKERLOF y J. YELLEN. "Fairness and unemployment", *American Economic Review*, mayo, 1988.
- BULOW, J. y L. SUMMERS. "A theory of dual labor markets with application to industrial policy, discrimination, and keynesian unemployment". *Journal of Labor Economics*, vol. 4, nº3, 1986.
- CORBO, V. y M. STELCNER. "Earnings determination and labour markets: Gran Santiago, Chile - 1978". *Journal of Development Economics*, 1983.
- DE CASTRO, S. "Diferenciales de salario en el mercado laboral chileno". *Serie de Tesis*, Instituto de Economía, Universidad Católica de Chile, 1973.
- DICKENS, W. "Wages employment and the treat of collective action by workers", *NBER Working Paper* nº1856, 1986.
- DICKENS, W. Y L. KATZ. "Inter-industry wage differences and industry characteristics" en K. Lang y J. Leonard (eds.) *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, Basil Blackwell, 1987.
- EDWARDS, S. y A. EDWARDS. *Monetarism and liberalization: the Chilean experiment*, Ballinger. Publishing Co., 1987.
- GIBBONS, R. y L. KATZ. "Learning. Mobility and inter-industry wage differences. MIT y Harvard University, *Mimeo*, 1987.
- KATZ L. "Some recent developments in labor economics and their implications for macroeconomics. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 20, nº3, agosto, 1988.
- KATZ, L. y L. SUMMERS. "Industry rents: evidence and implications". *Brooking Papers on Economic Activity*, 1989.
- KRUEGER, A. y L. SUMMERS. "Reflections on the inter-industry wage structure", en K. Lang y J. Leonard (eds.) op. cit., 1987.
- . "Efficiency wages and the inter-industry wage structure". *Econometrica*, vol. 56, nº2, marzo, 1988.
- LANG, K. "Persistent wage dispersion and involuntary unemployment", Boston University, *Mimeo*, junio, 1988.
- LEIBENSTEIN, H. "The theory of underdevelopment in densely populated backward areas". En *Economic Backwardness and Economic Growth*, ed. H. Leibenstein, Nueva York: Wiley, 1957.

- MURPHY, K. y R. TOPEL. "Unemployment, risk and earnings: testing for equalizing wage differences in the labor market", en K. Lang y J. Leonard (eds.), op. cit., 1987.
- PAREDES, R., P. ROMAGUERA y A. UTHOFF: "Modelos de capital humano y segmentación: test y nueva evidencia". *Estudios de Economía*, vol. 14, nº2, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile, diciembre, 1987.
- PAREDES R. y L. RIVEROS. "Job security regulations", Mimeo, Banco Mundial, 1989.
- RIVEROS L. "Verificación de diferencias estadísticas en los mecanismos de determinación de los ingresos mediante la forma reducida de un modelo de capital humano", *Estudios de Economía*, primer semestre, 10, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile, 1983.
- RIVEROS L. y R. PAREDES. "Political transition and labor market reforms in Chile". Mimeo, Banco Mundial, 1989.
- ROMAGUERA, P. "Una nota sobre segmentación del mercado de trabajo en Chile: Reconsideración de la evidencia empírica", *Estudios de Economía*, vol. 13, nº2, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile, diciembre, 1986.
- "Wage differentials and theories of wage determination: Evidence from the Chilean economy 1937-1987". Ph. D. Thesis, Boston University, 1989.
- SALOP, S. "A model of the natural rate of unemployment". *American Economic Review*, mayo, 1979.
- SHAPIRO, C. y J. STIGLITZ. "Equilibrium unemployment as a worker discipline device". *American Economic Review*, 74, 1984.
- SOLOW, R. "Another possible source of wage stickness", *Journal of Macroeconomics*, vol. 1, invierno, 1979.
- "On theories of unemployment, *American Economic Review*, vol. 70, nº1, marzo, 1980.
- SPARKS, R. "A model of involuntary unemployment and wage rigidity: Worker incentives and the treat of dismissal", *Journal of Labor Economics*, vol. 4, nº4, 1986.
- STIGLITZ, J. "Theories of wage rigidity". En J. Butkiewicz et al (eds.) *Keynes Economic Legacy. Praegen*, 1986.
- UTHOFF, A. "Subempleo, segmentación, movilidad ocupacional y distribución del ingreso del trabajo. El caso del Gran Santiago en 1969 y 1973", *Estudios de Economía*, primer semestre, 20, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile, 1983.
- WEISS, A., "Job queues and layoffs en labor markets with flexible wages". *Journal of Political Economy*, vol. 88, nº3, 1980.
- WILLIAMSON. *The economics institutions of capitalism*. The Free Press, Nueva York, 1985.