

TAMAÑO DE LA EMPRESA Y REMUNERACIÓN DE LOS MÁXIMOS DIRECTIVOS*

PEDRO ORTÍN

Universidad Autónoma de Barcelona

El presente trabajo analiza la relación entre el tamaño de las empresas y la retribución monetaria (salarios más primas) de sus máximos directivos, en una muestra de empresas españolas. El análisis se realiza guiado por las predicciones del modelo de Rosen (1982), que explica el proceso de asignación de personas a puestos directivos en función de sus habilidades directivas. Los resultados obtenidos son consistentes con las predicciones del trabajo de Rosen, pero la elasticidad de la remuneración y tamaño en la muestra de empresas españolas es inferior a la estimada en muestras de empresas pertenecientes a países anglosajones (EE.UU. y R.U., principalmente). Dichas diferencias sugieren, de acuerdo con el modelo teórico, que existen diferencias en el proceso de asignación de directivos entre España y los países anglosajones. Diferencias en la estructura de propiedad de las empresas españolas y las empresas anglosajonas analizadas podrían explicar tales diferencias en los resultados empíricos.

Palabras clave: remuneración, máximos ejecutivos.

El estudio de los niveles retributivos de los altos directivos de las empresas y sus determinantes ha sido tema de debate público¹, y de preferente interés en la investigación económica de los últimos años². El modelo de agencia, que describe la relación entre propietarios y gestores de la empresa, es el marco conceptual más frecuente, en los diferentes trabajos, tanto a la hora de establecer hipótesis a priori sobre las relaciones esperadas entre las variables, como en la interpretación de los resultados obtenidos en el contraste empírico³. Adicionalmente al

(*) El presente trabajo forma parte de la tesis que el autor ha realizado bajo la dirección de Vicente Salas Fumás. El trabajo se ha beneficiado de los comentarios realizados por dos evaluadores anónimos. Los errores que aparezcan en el texto son responsabilidad exclusiva del autor. Agradecemos a Ingenieros Consultores, S.A. (I.C.S.A.), y en particular a Manuel Osorio, el acceso a sus bases de datos sobre remuneración de directivos españoles. El presente trabajo ha contado con el apoyo financiero de la DGICYT PB 94-0708.

(1) Un ejemplo del debate público puede verse en El País, domingo 24 de julio 1994, Negocios pág. 15.

(2) Una síntesis del debate académico referido a los principales temas referidos al mercado de directivos puede verse en Rosen (1992) y Holmstrom (1992).

(3) Una buena muestra del debate y del tipo de estudios realizados se puede ver en Jensen y Murphy (1990).

problema de agencia entre directivos y propietarios de la empresa, la investigación sobre remuneración de directivos se interesa también por la eficiencia de los procesos de asignación de capacidades gerenciales a los diferentes puestos que componen la jerarquía administrativa de la empresa. Esta línea de investigación, ejemplificada por el trabajo de Rosen (1982)⁴, plantea cuestiones de interés para el estudio de la remuneración de directivos al margen de los problemas de información asimétrica que subyacen en la teoría de la agencia. Más aún, merecen ser estudiados incluso cuando propietarios y gestores de la empresa coinciden. Nuestro trabajo sigue la línea marcada por los trabajos de Rosen (1982, 1992) y estudia la remuneración de los altos directivos de las empresas españolas a partir de los modelos de asignación de capacidades directivas en organizaciones jerárquicas desarrollados por este autor en su trabajo de 1982.

En general, la remuneración de los directivos de una empresa reflejará los resultados del proceso de asignación de habilidades a los puestos con responsabilidades de gestión, y los del proceso de contratación entre propietarios y gestores. Sin embargo, desconocemos la existencia de modelos que analicen las consecuencias para la remuneración, de las interrelaciones entre ambos procesos y, hasta la fecha, los trabajos empíricos no siempre distinguen con claridad cual de ellos explica mejor los resultados obtenidos.

El modelo de asignación de directivos desarrollado por Rosen (1982) centra su atención en los factores determinantes del nivel retributivo de un directivo. De acuerdo a dicho modelo, aquellos directivos con mayor capacidad gestionarán mayores empresas, recibiendo una mayor remuneración debido a su más alta productividad. El modelo de agencia, en cambio, permite hacer predicciones sobre la composición del paquete retributivo de los directivos bajo diferentes supuestos, entre ellos la situación de información de accionistas y gestores. Si la información es asimétrica el modelo predice que la retribución de los directivos debe estar condicionada a algún indicador de su esfuerzo, siendo el beneficio de la empresa la variable habitualmente seleccionada.

El presente trabajo se centra en el análisis de los niveles retributivos de los altos directivos españoles y deja de lado el análisis de su composición. Por ello, el modelo de referencia elegido para guiar la investigación es el propuesto por Rosen (1982). La elección obedece al interés por explicar el nivel de salarios y no su composición. Téngase en cuenta que sólo el 50% de los altos directivos de la muestra percibe primas de remuneración variable y estas representan en promedio el 20% de la remuneración de aquellos que la perciben, cifras muy por debajo de las que se constatan en grandes empresas americanas⁵. Además, en las muestras de empresas españolas es previsible que la separación entre propiedad y control esté menos presente que en las muestras de empresas americanas tal y como han puesto de manifiesto otros investigadores⁶. Proceder de este modo no significa excluir la influencia de posibles problemas

(4) Oí (1983) y Waldman (1984) realizan aportaciones adicionales a nivel teórico.

(5) Según datos de 1984, el 90% de las empresas manufactureras norteamericanas pagaban bonos, siendo éstos como media un 50% del salario base. Gibbons y Murphy (1992), ver pág. 5.

(6) Estudios sobre la estructura de propiedad en España muestran que los cinco mayores accionistas tienen más del 50% del poder de voto en el 85% de las empresas, mientras en muestras comparables de empresas americanas, los cinco mayores accionistas sólo ostentan la mayoría en el 12% de los casos. Ver Galve y Salas (1992) y Demsetz y Lehn (1985).

de agencia en los resultados obtenidos, sino posponer el tema hasta que se complete un modelo teórico que integre las dos cuestiones de interés, nivel retributivo y composición.

La investigación que aquí se presenta responde, en primer lugar, al deseo de ampliar las escasas evidencias empíricas que existen en España sobre este tema⁷, a la vez que se proporciona un marco conceptual para analizarlas. Segundo, responde al interés que posee en estos momentos del debate suscitado en torno al tema, proporcionar evidencia empírica sobre la relación entre remuneración de los directivos y tamaño de las empresas con muestras de países diferentes a Estados Unidos y el Reino Unido. Rosen (1992) demanda investigaciones de este tipo con el fin, entre otros, de corroborar la regularidad empírica observada en el valor del coeficiente estimado para la elasticidad entre remuneración y tamaño de la empresa, alrededor del 25 por cien. La evidencia empírica que se extrae de la muestra de empresas españolas no corrobora la regularidad observada entre las empresas anglosajonas. Por otra parte, nuestro trabajo aporta un test de la coherencia interna del modelo a través de verificar las relaciones que, de acuerdo con dicho modelo, deben cumplir los parámetros que relacionan remuneración con ventas y número de trabajadores. En cuanto a las limitaciones del estudio, aparte de no disponer de información sobre niveles de beneficios, se centran sobre todo en no poder disponer de información sobre el stock de capital de las empresas y por lo tanto no poder ajustar la productividad de la plantilla por diferencias en la dotación de capital con que cuenta cada trabajador. Puesto que en otros trabajos la inclusión o no de las variables de intensidad de capital en los modelos explicativos de la remuneración no altera la estimación de la elasticidad de la remuneración con respecto al tamaño de la empresa, la omisión de esta variable tampoco debe afectar sensiblemente a los resultados del nuestro, pero sería deseable poder confirmar este extremo.

El trabajo se estructura en un primer apartado donde se describe la muestra de empresas utilizada. La base de datos cedida por Ingenieros Consultores S.A. (I.C.S.A.), comprende varios cientos de empresas españolas y se extiende durante los años 1990, 1991 y 1992. Para cada empresa se dispone de información relativa a su tamaño y a las principales características profesionales de sus directivos, incluida la remuneración. En un segundo apartado se resumen los principales resultados del modelo elaborado por Rosen (1982). En un tercer apartado presentamos los resultados empíricos con especial énfasis en el análisis de la coherencia de las predicciones del modelo. El cuarto apartado muestra la comparación de los resultados obtenidos con los procedentes de estudios referidos a otros países y se revisan las posibles causas de las diferencias observadas; finalmente se presenta una síntesis de las principales conclusiones obtenidas a lo largo del trabajo.

1. REGULARIDADES EMPÍRICAS CONSTATADAS

Incluimos en este apartado una descripción de la base de datos disponible, la cual sirve también para enumerar algunas de las regularidades empíricas que debe explicar la teoría sobre remuneración de los altos directivos de las empresas.

(7) Sólo conocemos un trabajo de Daniel Peña Sánchez publicado en 1978.

Los datos para el estudio han sido facilitados por la empresa I.C.S.A., especializada en consultoría sobre recursos humanos y sistemas retributivos. La información cubre los cuestionarios completados de forma voluntaria por 244, 312 y 242 empresas clientes referidos a los años 1990, 1991 y 1992. Dicha información sirve de base para asesorar a sus clientes y elaborar un informe anual sobre remuneración de directivos para su venta al público. Por razones de confidencialidad no es posible conocer la identidad de las empresas e identificar así posibles casos repetidos en los tres años. Sin embargo diversos tests de homogeneidad han permitido comprobar la estabilidad intertemporal de los resultados que se presentan a lo largo del texto, por lo que se han agrupado todas las observaciones en una única muestra, con todas las magnitudes monetarias valoradas en pesetas de 1990.

En el Cuadro 1 describe la distribución de empresas de la muestra por clases de tamaños, a la vez que se compara con la misma distribución según las estadísticas extraídas de las fuentes tributarias.

La muestra de empresas disponible está sesgada hacia el grupo de empresas de tamaño mediano y grande, siendo relativamente pequeño, en comparación con la población, el porcentaje de empresas con menos de 50 trabajadores. A pesar de ello el tamaño medio de las empresas utilizadas en este estudio es hasta cien veces inferior al de las empresas norteamericanas que se han utilizado en trabajos con objetivos similares como Joskow, Rose, Shepard (1993), Kostiuk (1989) y Murphy (1985).

En el Cuadro 2 se presenta información sobre la distribución entre las empresas de la muestra, de las variables más relevantes referidas a los altos directivos (directores generales). La plantilla media de las empresas es de 302 trabajadores y las ventas medias ascienden a 6.247 millones de pesetas. Por otra parte, la compensación media de un director general en la muestra es de 12.600.000 pts., 7,1 veces superior al salario medio obtenido en España durante el año 1990⁸.

Cuadro 1: REPRESENTATIVIDAD DE LA MUESTRA POR TAMAÑOS DE EMPRESA

N.º empleados	Fuentes tributarias (*)		Muestra I.C.S.A.	
	N.º empresas	Porc.	N.º empresas	Porc.
De 1 a 50	240.423	92,4%	178	22,31%
De 51 a 250	16.999	6,5%	394	49,37%
De 251 a 500	1.560	0,6%	121	15,16%
Más de 500	1.076	0,4%	105	13,16%

(*) Datos extraídos de "Las empresas españolas en las fuentes tributarias en 1990", elaborado por el Instituto de Estudios Fiscales. Sólo se consideran las empresas jurídicamente constituidas como sociedades y con un empleado como mínimo.

(8) El salario medio en el año 1990 era de 1.773.000 pts., de acuerdo con la encuesta de salarios en la industria y los servicios, publicada por el INE.

Cuadro 2: DISTRIBUCIONES DE LAS VARIABLES DE LA MUESTRA

	Plantilla	Ventas	Remuneración
Media	302	6.247	12.600
Desv. típica	776,3	2.206,4	4.328,6
Coef. Simetría	12,288	17,882	1.088
Error Standard	(,087)	(,087)	(,087)
Mediana	126	2.139	11.803
Máximo	15.900	532.616	36.827
Mínimo	4	90	4.904

Las ventas están expresadas en millones y la remuneración en miles de pesetas corrientes de 1990. La remuneración incluye la remuneración fija y variable, quedando excluida la remuneración extrasalarial.

Para las tres variables, plantilla, ventas y remuneración, la distribución es asimétrica, con los valores de la mediana situándose por debajo de la media y con el valor del coeficiente de asimetría, correspondiente al tercer momento de la distribución, siempre positivo y significativamente distinto de cero⁹. El número de trabajadores oscila entre 4 y 15.900, las ventas entre 90 y 500.000 millones de pesetas, y la remuneración entre 4,9 y 37 millones de pesetas.

Cuando las empresas se agrupan por zonas geográficas, según la participación de no residentes en su capital, por sectores de actividad y años, los patrones de los Cuadros 1 y 2 se mantienen sin diferencias significativas. Algo similar puede decirse sobre el resultado de comparar la información anterior con la que presentan estudios referidos a otro momento del tiempo, Peña (1978), y a otros países, Cosh (1975), Lewellen, Loderer, Martin, Blum (1990), Lambert, Larcker, Weigelt (1991).

El Cuadro 3 muestra las retribuciones medias de los directivos de la muestra por clases de tamaños de las empresas según cifra de ventas y según plantilla. En ambos casos tramos de tamaño mayores van unidos con valores medios de las retribuciones dentro de cada tramo también mayores¹⁰.

Los trabajos de Cosh (1975), Peña (1978), Murphy (1985), Kostiuk (1989), Joskow, Rose, Shepard (1993), estiman ecuaciones donde se relaciona la remuneración de los máximos directivos con variables indicativas del tamaño de la empresa, además de otras variables como la rentabilidad de los accionistas. En todos estos estudios, las variables relacionadas con el tamaño de la empresa acostumbran a ser las de mayor capacidad explicativa, por encima de las variables de resultados.

(9) Los coeficientes de asimetría son el tercer momento de la función de distribución de probabilidades. Todos los coeficientes son significativamente distintos de 0 con márgenes de confianza del 99%. Ver test de significación en Snedecor y Cochran (1971), págs. 86-87.

(10) Tanto para las ventas como para la plantilla se rechaza la hipótesis nula de igualdad de medias, para niveles de significación inferiores al 1%. (Para la remuneración, $F_{3,794} = 36,7$, y para las ventas $F_{3,794} = 30,0$, valor crítico nivel de significación 1% $F_{3,120} = 3,78$).

Cuadro 3: REMUNERACIÓN MEDIA Y MEDIANA PARA DISTINTOS TRAMOS DE VENTAS Y PLANTILLA

Ventas				Plantilla			
Millones	Mediana	Media	Casos	Empleados	Mediana	Media	Casos
0-1.000	9.915	10.392	197	4-50	10.426	11.013	178
1.001-2.500	11.413	12.144	239	51-125	10.190	11.261	219
2.501-5.000	11.859	12.673	185	126-300	13.031	14.437	205
+5.000	15.175	15.594	177	+301	13.880	14.660	196

Las ventas están expresadas en millones y la remuneración en miles de pesetas corrientes de 1990. La remuneración incluye la remuneración fija y variable, no considerando la remuneración extrasalarial.

La evidencia empírica establece por tanto dos regularidades que debemos explicar:

1) Las distribuciones estadísticas de tamaños de las empresas y de retribuciones de los directivos presentan marcadas asimetrías hacia la derecha, siendo más pronunciadas las asimetrías en los tamaños que en las retribuciones.

2) Las retribuciones de los directores generales crecen al aumentar el tamaño de la empresa que dirigen.

A continuación presentamos un modelo que permite explicar ambas regularidades.

2. UN MODELO EXPLICATIVO DE LA EVIDENCIA EMPÍRICA

De acuerdo con los postulados de la economía neoclásica la remuneración de un factor productivo será proporcional a su productividad marginal. En la medida que los servicios de trabajo que un directivo aporta a la empresa pueden considerarse un input más del proceso productivo, las diferencias en la remuneración de los directivos deberían explicarse a partir de diferencias en su productividad marginal. Rosen (1982) contribuye a explicar las regularidades empíricas observadas a partir de un modelo de asignación de directivos a puestos de gestión, donde se presta especial atención en definir las aportaciones que un directivo hace a la función productiva. En este sentido efectúa una distinción, por otra parte habitual en la literatura gerencial, entre actividades o funciones de dirección y de supervisión.

Las *actividades de dirección* incluyen la formulación de los objetivos y líneas generales de actuación de la empresa, en qué negocios participar y qué recursos priorizar; se trata en suma de la formulación de la estrategia de la empresa, así como la distribución de las principales responsabilidades entre todos sus miembros. A través de las *actividades de supervisión* la dirección general se asegura que cada miembro del grupo realiza realmente las tareas asignadas previamente. La calidad de las actividades de dirección, el acierto o desacierto que se tenga en ellas, afectará al conjunto de la empresa

incrementando o disminuyendo la productividad de todos y cada uno de sus miembros. Las tareas de supervisión suponen, en cambio, una atención personalizada e individualizada, de manera que existirá un límite en el número de subordinados que un director puede atender para mantener un cierto nivel en la calidad de la supervisión.

Con el fin de obtener predicciones más precisas, Rosen (1982) postula la siguiente función de producción con dos inputs, trabajo, A , y capacidad de gestión, r ,

$$Q = g(r) F(r, A), \quad [1]$$

donde Q es el output, $g(r)$ es el impacto de las tareas de dirección sobre el volumen de producción ($g(r)$ es creciente en r) y $F(r, A)$ recoge la contribución al producto del trabajo directo, A , y de la labor supervisora de un directivo dotado con una capacidad de gestión r . Bajo ciertos supuestos sobre cómo se asigna entre los trabajadores directos el tiempo de supervisión, $F(r, A)$ es una función homogénea lineal y por lo tanto se puede expresar como $A f(r/A)$, donde $f(r/A)$ recoge la incidencia en la producción del hecho de que existan diferencias en la calidad de supervisión, medida ésta en sentido inverso al tramo de control, $s = r/A$, ($f'(\cdot) > 0$; $f''(\cdot) < 0$).

Si la empresa vende la producción al precio p y compra el recurso trabajo al precio w , la remuneración, R , de un directivo con talento r y número de trabajadores A , será igual a:

$$R = p Q - w A = p g(r) A f(r/A) - w A \quad [2]$$

El modelo está formulado bajo los supuestos de mercados competitivos, sin problemas de incertidumbre ni de información asimétrica. En esta situación, la remuneración de los aportantes de factores productivos es independiente de cual de ellos sea el propietario, es decir la renta residual que obtendría el propietario sería equivalente al valor de mercado del factor productivo que aporta. Una posible extensión del modelo sería relajar alguno de sus supuestos.

Las implicaciones del modelo de Rosen para explicar las diferencias en la remuneración de los altos directivos de las empresas, se derivan a partir de la condición necesaria de óptimo que se obtienen de maximizar la remuneración en [2] con respecto al número de trabajadores directos. En concreto se comprueba que los valores óptimos de la plantilla contratada A , de las ventas monetarias V , y la remuneración del máximo directivo R , variarán en función de su talento y del precio de los factores, que supondremos constantes para todas las empresas. Por lo tanto, la plantilla, las ventas monetarias y la remuneración, las podemos expresar, respectivamente, como $A = F_1(r)$, $V = p g(r) F(r, F_1(r))$ y $R = V - w F_1(r)$. En concreto se comprueba que, en los valores óptimos del número de trabajadores y ventas, se cumple,

$$d \ln A / d \ln r = 1 + \frac{e \sigma}{1 - k} \geq 1 \quad [3]$$

$$d \ln V / d \ln r = 1 + e + \frac{k e \sigma}{1 - k} \geq 1 \quad [4]$$

$$d \ln R / d \ln r = 1 + \frac{e}{1 - k} \geq 1 \quad [5]$$

donde $e = r g'(r) / g(r)$, es la elasticidad de la producción Q con respecto a la capacidad de dirección r ; k , $1 \geq k \geq 0$, es la elasticidad de la producción con respecto al trabajo directo, A ; σ , es la elasticidad de sustitución entre el trabajo directo A y la capacidad de gestión r en $F(r, A)$.

De acuerdo con las relaciones [3], [4] y [5], si las actividades de dirección repercuten positivamente en la producción, $e > 0$, si la calidad de supervisión es imperfecta, $k < 1$, pero no implica una pérdida de control total $k > 0$ y $\sigma > 0$, entonces diferencias en la dotación de capacidad de gestión r entre los directivos, se reflejarán en diferencias más que proporcionales en el tamaño de las empresas que gestionan y en las remuneraciones que perciben. Una distribución simétrica de habilidades directivas, r , entre la población dará lugar a distribuciones asimétricas hacia la derecha de los tamaños de las empresas, tanto si se mide éste en términos de ventas como plantilla, así como de las remuneraciones de los directivos.

A partir de la función inversa de la plantilla óptima, $r = F_1^{-1}(A) = F_2(A)$, que asocia a cada plantilla el nivel de capacidad de gestión del directivo para el cual maximiza su remuneración, es factible relacionar las ventas de la empresa con su plantilla, $V = V(A) = p g(F_2(A)) F(F_2(A), A)$, y por lo tanto la remuneración del máximo directivo con la plantilla observada, $R = V(A) - wA$, o con las ventas observadas, $R = V - w V^{-1}(V)$. En concreto y dadas las relaciones [3], [4] y [5], del modelo también se deduce que la elasticidad de la remuneración del gerente respecto a las ventas de la empresa o a las plantillas observadas, será superior a cero,

$$d \ln R / d \ln V = \frac{(1-k)(1+e) + ke}{(1-k)(1+e) + ke\sigma} > 0 \quad [6]$$

$$d \ln R / d \ln A = \frac{1-k+e}{1-k+e\sigma} > 0 \quad [7]$$

es decir el modelo de Rosen (1982) también permite explicar la correlación positiva entre el tamaño de las empresas y la remuneración de sus directivos. Ahora bien, de acuerdo con dicho modelo, la correlación positiva no puede interpretarse como una relación de causalidad, mayor tamaño implica mayor remuneración independientemente de la capacidad de gestión del directivo, sino como el resultado de un proceso asignativo de capacidades a puestos de trabajo, acompañado de una remuneración que se ajusta a diferencias en las productividades marginales.

La evidencia presentada en otros trabajos muestra elasticidades entre la remuneración y el tamaño de la empresa del 0,25, y por lo tanto inferiores a la unidad. De acuerdo con el modelo, (ecuación [6]), dichos valores se interpretan como evidencia de que en las actividades de supervisión existe un grado de sustitución relativamente alto entre trabajo directo y supervisión, $\sigma > 1$. El modelo supone que la remuneración de los directivos depende de los ingresos que son capaces de generar menos los importes satisfechos para compensar al resto de factores productivos, $R = V(A) - wA$, por lo que si la elasticidad de la remuneración con respecto a la plantilla es inferior a uno,

$$\frac{\partial \ln R}{\partial \ln A} < 1,$$

la elasticidad de la remuneración con respecto a la plantilla será inferior a la elasticidad de la remuneración con respecto a las ventas,

$$\frac{\partial \text{Ln } R}{\partial \text{Ln } A} = \frac{\partial \text{Ln } R}{\partial \text{Ln } V} \frac{\partial \text{Ln } V}{\partial \text{Ln } A} = \frac{\partial \text{Ln } R}{\partial \text{Ln } V} \frac{V'(A)A}{V(A)} < \frac{\partial \text{Ln } R}{\partial \text{Ln } V}$$

puesto que

$$\frac{\partial \text{Ln } R}{\partial \text{Ln } A} = \frac{V'(A)A - wA}{V(A) - wA} < 1$$

implica que la productividad marginal será inferior a la productividad media,

$$V'(A) < \frac{V(A)}{A}$$

Estos resultados son susceptibles de contraste empírico, si bien dicho contraste no se ha realizado hasta la fecha.

3. LA ESTIMACIÓN DE LA ELASTICIDAD ENTRE REMUNERACIÓN Y TAMAÑO DE LA EMPRESA

El carácter difícilmente observable de la variable talento directivo, r , impide contrastar directamente las implicaciones del modelo que se desprenden de las ecuaciones [2], [3] y [4]. Probablemente por ello, la atención de los investigadores se ha centrado sobre todo en el valor del coeficiente de regresión que relaciona el logaritmo de la remuneración de los directivos con el logaritmo de una variable de tamaño de la empresa, por ejemplo su cifra de ventas. El interés por esta elasticidad se acrecienta a partir de la observación que realiza Rosen en un trabajo reciente, 1992, al señalar que su valor se mantiene muy próximo al 25 por cien en prácticamente todos los estudios realizados hasta la fecha. Nuestro interés en esta parte del trabajo es estimar los valores de la elasticidad de la remuneración con respecto a las ventas (b) y la plantilla (c) en la muestra de empresas españolas, para contrastar algunas de las implicaciones del modelo y confirmar o rechazar la regularidad empírica anunciada por Rosen.

Las limitaciones de información sólo permiten contrastar dos de las implicaciones deducidas en el modelo:

a) Existe una correlación positiva entre tamaño de la empresa y remuneración de su máximo directivo.

b) Si la elasticidad de la remuneración con respecto a la plantilla es inferior (superior) a la unidad, ésta debe ser inferior (superior) a la elasticidad de la remuneración con respecto a las ventas.

Dado nuestro interés por comparar las estimaciones realizadas con una muestra de empresas españolas y las realizadas con muestras de empresas de otros países, una pregunta pertinente es si en nuestras estimaciones se incurre en omisiones que pueden dar lugar a sesgos adicionales e invalidar con ello cualquier comparación. La principal diferencia entre nuestra muestra y la estimación de otros trabajos, está en las variables de control que se utilizan, al no disponer en la base de datos de información sobre los beneficios y el capital de la empresa, variables habituales en otros trabajos.

Kostiuk (1989) investiga la sensibilidad de la elasticidad entre la remuneración y las ventas al momento en el tiempo en que se realiza la estimación y al número de variables de control incluidas en el modelo. El valor estimado de b en torno a 0,25 se manifiesta muy robusto a las diferentes especificaciones.

La información disponible para las empresas españolas no incluye el capital ni los beneficios por lo que no pueden incorporarse a las variables control. Sin embargo, los resultados de Kostiuk sugieren que la omisión de estas variables no debe alterar sustancialmente los valores estimados de los parámetros. La estimación de los parámetros b y c se hace finalmente ajustando por mínimos cuadrados ordinarios las ecuaciones

$$\text{Ln } R_i = \alpha_1 + b \text{ Ln } V_i + z_1 \text{ VC}_i + v_{1i} \quad [12]$$

$$\text{Ln } R_i = \alpha_2 + c \text{ Ln } P_i + z_2 \text{ VC}_i + v_{2i} \quad [13]$$

$$\text{Ln } V_i = \alpha_3 + d \text{ Ln } P_i + z_3 \text{ VC}_i + v_{3i} \quad [14]$$

Las variables control, VC, incluyen la localización geográfica de la empresa, (Cataluña, Madrid, País Vasco, y el resto de España), la participación en el capital de no residentes, (minoritaria o mayoritaria), el año (1990, 1991 y 1992), y el sector de actividad, (hasta 9 sectores). El Cuadro 4 muestra los resultados de la estimación.

La hipótesis nula de que las elasticidades b y c están comprendidas entre 0 y 1 no se puede rechazar con altos niveles de confianza¹¹. Ello significa que la elasticidad de sustitución entre trabajo y capacidad de gestión en las actividades de supervisión es bastante mayor a la unidad (ver ecuación [6]) como ocurre en otros trabajos relativos a distintos países. El valor estimado de b es 0,133, claramente inferior al valor de 0,25 habitualmente obtenido en muestras de países anglosajones.

Cuando la elasticidad de sustitución σ es mayor que uno, el modelo predice que la elasticidad de la remuneración respecto a las ventas (b), debe ser mayor a la elasticidad de la remuneración respecto a la plantilla (c).

El valor estimado de la elasticidad de la remuneración respecto a las ventas, b , 0,133, es mayor que el estimado para la elasticidad de la remuneración respecto a la plantilla, c igual a 0,101. Para contrastar estadísticamente que b es mayor que c se estima, en la tercera columna del Cuadro 4, la elasticidad d entre las ventas y la plantilla para la misma muestra de empresas. Por construcción sabemos que $d = c/b$ y por lo tanto un valor de d menor que uno equivale a $b > c$. Puesto que el valor de d es 0,758, significativamente menor que la unidad¹², podemos afirmar que la hipótesis $b > c$ formulada a partir del modelo de Rosen tampoco puede ser rechazada.

Entre las variables de control, muestran coeficientes positivos y significativamente distintos de cero las de localización geográfica, Cataluña y Madrid, y la de participación mayoritaria de personas no residentes, en el capital de las empresas, indicando que en las empresas que reúnen dichas características los directivos perciben sueldos relativamente más altos, para un mismo volumen de recursos bajo su control. El primero de los resultados puede explicarse por la existencia de diferencias en el coste de la vida entre distintas comunidades. El segundo de los resultados puede estar

(11) El valor de t para el contraste de la hipótesis nula de que b es igual a cero, es de 17, y para el contraste de que b es igual a uno, -109. Para el caso de c son respectivamente, 12 y -110. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula a niveles de confianza superiores al 99,5% ($t=2,58$).

(12) El valor de t para el contraste de la hipótesis nula de que d es igual a 0, es de 33, y para el contraste de que d es igual a uno, -11. En ambos casos se rechaza la hipótesis nula a niveles de confianza superiores al 99,5% ($t=2,58$).

Cuadro 4: ESTIMACIÓN DEL MODELO

Variables Independientes	EC. [12] ln (Remune.)	EC. [13] ln (Remune.)	EC. [14] ln (Ventas)
Constante	8,239(**) (0,077)	8,768(**) (0,062)	3,976(**) (0,174)
LN (Ventas)	$b=0,133(**)$ (0,008)		
LN (Plantilla)		$c=0,101(**)$ (0,008)	$d=0,758(**)$ (0,0230)
Cataluña	0,112(**) (0,026)	0,117(**) (0,027)	0,041 (0,072)
Madrid	0,121(**) (0,031)	0,149(**) (0,031)	0,222(**) (0,085)
País Vasco	0,046 (0,042)	0,013 (0,043)	-0,243(*) (0,117)
Participación mayoritaria capital extranjero	0,122(**) (0,021)	0,150(**) (0,022)	0,205(**) (0,061)
Químico y Farmacéutico	0,002 (0,045)	0,013 (0,046)	0,084 (0,130)
Mecánico	-0,038 (0,046)	-0,056 (0,048)	-0,133 (0,135)
Consumo Duradero	0,047 (0,054)	0,034 (0,055)	-0,088 (0,156)
Gran Consumo	-0,090 (0,053)	-0,044 (0,055)	0,355(*) (0,154)
Materias Primas	-0,017 (0,047)	-0,0073 (0,049)	0,093 (0,136)
Ingeniería	0,025 (0,052)	0,023 (0,053)	-0,008 (0,150)
Finanzas y Serv. Prof.	0,012 (0,056)	0,021 (0,058)	0,084 (0,162)
Otros servicios	-0,034 (0,044)	-0,010 (0,045)	0,187 (0,127)
Año 1991	0,028 (0,025)	0,018 (0,026)	-0,076 (0,069)
Año 1992	0,138(**) (0,028)	0,130(**) (0,028)	-0,052 (0,076)
$\bar{R}^2$	0,2953	0,2513	0,5921

(**), (*), () significativamente distinto de cero al 1%, 5%, 10%, respectivamente. Entre paréntesis el error estándar de los parámetros estimados. Las variables binarias excluidas son 'El resto de España', 'Participación minoritaria', 'Alta tecnología', y el año 1990. Las ecuaciones [12] y [14] se han estimado conjuntamente a través de SURE.

vinculado al hecho de que los directivos de las empresas extranjeras sean a su vez no residentes y reciban por tanto una prima por su movilidad. Por otro lado, destaca la escasa significación estadística de las variables referidas al sector de actividad, resultado que parece repetirse en otros trabajos¹³.

4. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

Cosh (1975), para una muestra de empresas inglesas, obtiene una elasticidad de la remuneración con respecto a los activos de la empresa del 0,26; Kostiuk (1989) reproduciendo las estimaciones de Cosh para distintas muestras de empresas americanas, obtiene elasticidades entre 0,24 y 0,26. Dichos valores se repiten cuando las estimaciones de la elasticidad se realizan con la cifra de ventas, tanto en la muestra de Kostiuk como en otras diferentes; Murphy (1985) y Joskow, Rose y Shepard (1993). Las elasticidades obtenidas en muestras de empresas anglosajonas, son casi el doble de la elasticidad de la remuneración con respecto a las ventas obtenida en este trabajo, 0,13; valor cercano al de 0,16 estimado por Peña Sánchez (1978), en otra muestra de empresas españolas.

Para detectar posibles causas de las diferencias observadas, se realiza un análisis de la sensibilidad de las elasticidades estimadas a través de agrupar las empresas de la muestra por categorías homogéneas según su tamaño, estructura del sistema de retribución, propiedad y sector de actividad. Estas variables pueden ser identificativas de cambios estructurales que supongan variaciones en los parámetros de la tecnología de supervisión, k y σ , y de la tecnología de dirección e . Estas variaciones en los parámetros del modelo se trasladarían a diferencias en la elasticidad estimada de la remuneración respecto a las ventas. En el Cuadro 5, se muestra un resumen del análisis de sensibilidad efectuado. Para ello se divide sucesivamente la muestra entre empresas con tamaño superior e inferior a la plantilla mediana (126 empleados)¹⁴, con aportación mayoritaria y minoritaria del capital por parte de personas no residentes, y aquellas cuyos máximos directivos han recibido o no remuneración variable¹⁵. Para cada submuestra se estima la ecuación [12] por mínimos cuadrados siguiendo la metodología utilizada por los trabajos con que se compara.

La máxima diferencia se produce cuando se analiza el nivel de participación de no residentes en el capital de la empresa. El valor de la diferencia en la elasticidad de las ventas con respecto a la remuneración entre empresas con participación mayoritaria y minoritaria del capital extranjero se sitúa entorno al 0,02. Las diferencias entre las elasticidades estimadas son menores cuando se divide la muestra en función del tamaño de la empresa y la percepción o no de remuneración variable por parte de los máximos directivos. Las diferencias obtenidas son en todos los casos pequeñas y en ningún caso estadísticamente significativas¹⁶.

(13) Kostiuk (1989) introduce variables binarias relacionadas con el sector de actividad en la estimación de la elasticidad de la remuneración respecto a las ventas de la empresa. De 12 sectores de actividad, tan sólo son significativos 5.

(14) Se han hecho otras clasificaciones de tamaño obteniéndose resultados semejantes.

(15) De las empresas de la muestra, el 52,38% pagan primas, representando éstas como media un 20% de la remuneración de estos directivos.

(16) Resultados similares obtienen Kostiuk (1989) y Cosh (1975).

Cuadro 5: ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD DE LA ELASTICIDAD DE LA REMUNERACIÓN RESPECTO A LAS VENTAS

	Tamaño: Plantilla en referencia a la mediana (127)		Participación capital extranjero		Remuneración variable	
	Superior	Inferior	+50%	-50%	con	sin
Constante	8,565(**) (0,090)	8,531(**) (0,118)	8,444(**) (0,125)	8,399(**) (0,100)	8,450(**) (0,102)	8,407(**) (0,111)
LN (ventas)	0,101(**) (0,014)	0,097(**) (0,015)	0,131(**) (0,013)	0,111(**) (0,011)	0,122(**) (0,014)	0,115(**) (0,011)
N. obs.	399	399	342	456	418	380
$\bar{R}^2$	0,19	0,17	0,24	0,25	0,27	0,32
Diferencias en la elasticidad	0,004 (0,020)		0,020 (0,017)		0,007 (0,016)	

(**), (*), () significativamente distinto de cero al 1%, 5%, 10%, respectivamente. Entre paréntesis el error estándar de los parámetros estimados. Las estimaciones se han realizado controlando por el lugar de ubicación de la empresa, sector de actividad y año. La desviación estándar para el contraste de diferencias entre elasticidades se obtiene de la estimación de la ecuación [12] para la muestra completa añadiendo las correspondientes variables multiplicativas.

Estos resultados no permiten rechazar la hipótesis nula de que las elasticidades son iguales entre empresas de diferente tamaño, diferente procedencia de sus propietarios y con diferentes prácticas retributivas¹⁷.

Otra posible explicación de las diferencias observadas en el valor de las elasticidades es que, en la muestra española, no podemos controlar por diferencias en la intensidad de capital entre empresas. Bajo ciertos supuestos, ver apéndice, introducir la *ratio* capital trabajo entre las variables explicativas de la remuneración, supone controlar por diferencias en los parámetros de la tecnología de producción, elasticidades del output con respecto al capital, μ , y al trabajo, w , y en los precios de los inputs trabajo, w , y capital i . Kostiuk (1989) estima la elasticidad entre la remuneración y las ventas permitiendo que la elasticidad sea a su vez función de la relación capital - trabajo (lo cual supone que en el modelo de regresión se incluya un término interactivo entre la *ratio* capital trabajo K/A y el logaritmo de las ventas). El coeficiente estimado para la variable interactiva es negativo y significativo, tal como se predice en el apén-

(17) Otro posible indicador de problemas de agencia es el volumen de la remuneración extrasalarial. En la muestra el 50,12% de los directivos recibían algún tipo de remuneración extrasalarial. En ningún caso existían diferencias significativas a los niveles habituales en las elasticidades estimadas para aquellos directivos que reciben remuneración extrasalarial, y los que no.

dice, pero el coeficiente del logaritmo de las ventas es ahora mayor, de manera que cuando se evalúa la elasticidad en el valor medio del ratio capital trabajo, K/A , para la muestra de empresas se recupera el valor de 0,25 estimado sin término interactivo.

Nuestra base de datos no contiene información sobre el capital y por ello no es posible estimar las elasticidades de la remuneración respecto a las ventas de la empresa (*b*) y con respecto a la plantilla (*c*) controlando por la intensidad de capital- trabajo de las empresas, K/A . Como alternativa, en el Cuadro 6 se presenta una estimación de las elasticidades de la remuneración respecto a las ventas (*b*) y la plantilla (*c*) separada para cada uno de los sectores de actividad en que se agrupan las empresas.

En la medida en que la dotación de capital por trabajador varíe más entre sectores que entre empresas de un mismo sector, las posibles diferencias intersectoriales en la elasticidad estimada deberán aproximar el efecto de la dotación de capital en dichas estimaciones.

Los valores estimados de la elasticidad de la remuneración respecto a las ventas *b*, oscilan entre 0,1806 para el sector químico y 0,0775 para el sector de finanzas y servicios profesionales, mientras que el valor estimado de la elasticidad entre la remuneración y la plantilla fluctúa entre 0,1356, también en el sector químico, y 0,057 en el sector mecánico. No existe un patrón claro en las elasticidades estimadas, empresas manufactureras frente a servicios por ejemplo, pero en cualquier caso los valores obtenidos continúan estando alejados de los que se han estimado para otros países. Por

Cuadro 6: ESTIMACIÓN DE LAS ELASTICIDADES PARA DISTINTOS SECTORES DE ACTIVIDAD
Variable dependiente Ln (remuneración)

Variables independientes	b ln (ventas)	c ln (plantilla)	Casos
Químico y Farmacéutico	0,1806** (0,0242)	0,1356** (0,0217)	136
Mecánico	0,0905** (0,0213)	0,0570** (0,0231)	118
Consumo Duradero	0,1153** (0,0427)	0,1142** (0,0404)	55
Gran Consumo	0,1592** (0,0254)	0,1443** (0,0255)	57
Materias Primas	0,0882** (0,0242)	0,0829** (0,0237)	101
Ingeniería	0,1445** (0,0320)	0,0653* (0,0369)	63
Finanzas y Serv. prof.	0,0775** (0,0246)	0,0669** (0,0324)	45
Otros servicios	0,1173** (0,0174)	0,1087** (0,0166)	168
Alta Tecnología	0,1278** (0,0287)	0,1152** (0,0329)	55
f	1,89	1,43	

(**), (*), significativamente distintos de cero al 5%, 10%, respectivamente. No constan los coeficientes de las variables control. Entre paréntesis figura el error estándar de los parámetros estimados. El valor de *f* es el estadístico obtenido de realizar el test de homogeneidad de los modelos para distintos sectores de actividad. Este parámetro se distribuye de acuerdo a una $F_{8,726}$. Los valores críticos a los cuales rechazar la hipótesis nula de que todos los datos provienen de un mismo modelo (homogeneidad) son: $F_{8,\infty} = 2,51$ al 1% de significación, $F_{8,\infty} = 1,94$ al 5% de significación y $F_{8,\infty} = 1,68$ al 10% de significación.

otra parte, la hipótesis nula de homogeneidad intersectorial en los coeficientes estimados sólo se rechaza a niveles de significación cercanos al cinco por cien para la elasticidad de la remuneración respecto a las ventas, b , y mayores del diez por cien para la elasticidad de la remuneración respecto a la plantilla, c .

En resumen la heterogeneidad de tecnologías productivas sectoriales no explica, según estas estimaciones, la menor elasticidad de la remuneración al tamaño obtenida en la muestra de empresas españolas. Los resultados obtenidos por Kostiuk (1989), aportan evidencia empírica adicional en la misma dirección, al comprobar la escasa sensibilidad de la elasticidad de la remuneración respecto a las ventas cuando se controla por la intensidad de capital-trabajo K/A .

Otro factor a tener en cuenta para explicar la menor elasticidad de la retribución de los directivos con respecto al tamaño de las empresas, es la estructura de propiedad de las empresas y más concretamente la concentración de su accionariado. Gómez-Mejía, Tosi y Hinkin (1987), encuentran que la sensibilidad de la retribución de los directivos con respecto al tamaño de la empresa, disminuye al aumentar la concentración accionarial en la estructura de propiedad de las empresas. Como se ha indicado antes, ver Nota 6, la comparación entre la estructura de propiedad de las empresas españolas (que cotizan en Bolsa) y la de empresas anglosajonas, pone de manifiesto una concentración accionarial muy superior en el conjunto de empresas españolas. Por lo tanto, atendiendo a los resultados de Gómez-Mejía, Tosi y Hinkin, aquí podría estar la explicación buscada.

5. CONCLUSIONES

La correlación positiva entre tamaño de las empresas y retribución de sus máximos directivos, ha sido un resultado controvertido en la literatura interesada en evaluar la eficiencia de los mercados de trabajo de personas con responsabilidades en puestos de dirección. Para unos, la evidencia señala que existen problemas de agencia entre directivos y accionistas, de manera que los directivos aumentan el tamaño de la empresa por encima del tamaño que maximiza el beneficio, pues con ello consiguen un mayor salario [Cosh (1975)]. Para otros, en cambio, la correlación positiva es sólo el reflejo de diferencias en la productividad de las decisiones directivas atribuibles a diferentes dotaciones de capacidades para el ejercicio de la dirección. Los más dotados ocupan puestos directivos en empresas más grandes, ello hace más productivas sus decisiones y en contrapartida reciben también un mayor salario; [Rosen (1982), Murphy (1985)].

La evidencia empírica aportada en este trabajo sobre el caso español sugiere que detrás de la correlación positiva entre retribución de los altos directivos y tamaño de las empresas, pueden coincidir las dos explicaciones. Los resultados de la muestra de empresas españolas son coherentes con las predicciones del modelo de Rosen (distribución asimétrica hacia la derecha de los tamaños de las empresas y de las retribuciones de los directivos, relación correcta según las predicciones del modelo entre la elasticidad de la retribución con respecto a las ventas y con respecto al número de trabajadores...), pero en la muestra española, donde posiblemente la estructura accionarial esté más concentrada y la separación entre propiedad y dirección sea menor que en las empresas grandes de los países anglosajones, la elasticidad de la retribución con respecto al tamaño de las empresas es menor que en las estimaciones realizadas con empresas de países anglosajones.

En cualquier caso, resultaría deseable poder continuar con este tipo de trabajos con información adicional sobre beneficios de las empresas y estructuras de propiedad con el fin de llevar a cabo contrastes más precisos de las hipótesis adelantadas como explicación de la evidencia empírica obtenida con los datos, sin duda limitados, de que se ha podido disponer hasta ahora.

APÉNDICE: LA INCLUSIÓN DEL FACTOR CAPITAL EN LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN

Supongamos que en la función de producción incluimos un factor productivo (K) adicional.

$$Q = g(r) A f(r / A) K^\mu \text{ donde } \mu > 0.$$

La función de remuneración dado un precio i del nuevo factor productivo K , es:

$$R = pg(r) A f(r / A) K^\mu - wA - iK$$

De las condiciones de maximización se desprende que:

$$K = \frac{\mu}{k} \frac{w}{i} A \quad [A.3]$$

Donde k , es la elasticidad de la producción con respecto a las unidades de trabajo contratadas, y μ la elasticidad de la producción con respecto al nuevo factor productivo K , siempre y cuando el resto de variables se mantengan constantes.

La elasticidad de las unidades de trabajo contratadas respecto a las ventas, en el punto óptimo será igual a la elasticidad del capital con respecto a la capacidad de gestión,

$$\frac{d \ln A}{d \ln r} = \frac{e + (1 - k) (1 + \sigma)}{(1 - k) (1 + \sigma) - \mu} = \frac{d \ln K}{d \ln r}$$

la elasticidad de las ventas con respecto a la capacidad de gestión r , será:

$$\frac{d \ln V}{d \ln r} = \frac{e + (1 - k) (1 + \sigma) + (1 - k) (\mu + e) \sigma}{(1 - k) (1 + \sigma) - \mu}$$

y la elasticidad de la remuneración con respecto a la capacidad de gestión r , será:

$$\frac{d \ln R}{d \ln r} = \frac{d \ln V}{d \ln r} \frac{1}{1 - k} - \frac{d \ln A}{d \ln r} \frac{k}{1 - k}$$

Así la elasticidad de la remuneración con respecto a las ventas y la plantilla, y la elasticidad de las ventas con respecto a la plantilla se expresarán como:

$$\frac{d \ln R}{d \ln V} = \frac{1 - k + e + \mu (1 - \sigma)}{(1 - k) (1 + e) + ke\sigma + \mu (1 - k) (1 - \sigma)}$$

$$\frac{d \ln R}{d \ln A} = \frac{1 - k + e + \mu (1 - \sigma)}{1 - k + e\sigma}$$

$$\frac{d \ln V}{d \ln A} = \frac{(1 - k) (1 + e) + ke\sigma + \mu (1 - k) (1 - \sigma)}{1 - k + e\sigma}$$

La relación entre las elasticidades b, c, d obtenidas suponiendo que el único factor productivo directo es el trabajo A , y las elasticidades incorporando el recurso productivo K , b', c', d' vienen dadas por:

$$c' = \frac{d \ln R}{d \ln A} = c + \frac{\mu (1 - \sigma)}{1 - k + e\sigma}$$

$$d' = \frac{d \ln V}{d \ln A} = d + \frac{\mu (1 - k) (1 - \sigma)}{1 - k + e\sigma}$$

$$b' = \frac{d \ln R}{d \ln V} = \frac{d \ln R}{d \ln A} / \frac{d \ln V}{d \ln A} = \frac{c'}{d'} = \frac{c + \frac{\mu (1 - \sigma)}{1 - k + e\sigma}}{d + \frac{\mu (1 - k) (1 - \sigma)}{1 - k + e\sigma}}$$

Nótese que $b'=b, c'=c, d'=d$ cuando $\mu = 0$, es decir cuando el factor K tiene una productividad marginal nula. Si la productividad marginal del factor K es positiva, $\mu > 0$, y $\sigma > 1$, se puede comprobar que las elasticidades previstas por el modelo serán inferiores a la situación en que el factor capital (K) no se considera, $c' < c, b' < b, d' < d$.

Así al estimar la elasticidad de la remuneración respecto a las ventas y la plantilla,

$$\text{Ln(Remuneración Total)}_i = \alpha_1 + b' \text{Ln (Ventas)}_i + v_{i1} \quad [12']$$

$$\text{Ln(Remuneración Total)}_i = \alpha_2 + c' \text{Ln (Plantilla)}_i + v_{i2} \quad [13']$$

los nuevos coeficientes incorporarán un elemento de heterogeneidad adicional entre las empresas, el parámetro μ , lo cual condicionará en función de su incidencia, la bondad del ajuste.

Algunos autores han aproximado las variaciones de la tecnología de producción y de los precios relativos a través de la *ratio* capital- trabajo (K/A), recordando que en el óptimo,

$$\frac{K}{A} = \frac{\mu w}{k i}$$

Si se introduce esta variable en cualquiera de las ecuaciones anteriores,

$$\text{Ln(Remuneración)}_i = \alpha_1 + b \text{Ln (Ventas)}_i + \lambda_1 (K/A)_i \text{Ln (Ventas)}_i + v_{i1} \quad [12'']$$

$$\text{Ln(Remuneración)}_i = \alpha_2 + c \text{Ln (Plantilla)}_i + \lambda_2 (K/A)_i \text{Ln (Plantilla)}_i + v_{i2} \quad [13'']$$

y dado que teóricamente la elasticidad ha de disminuir conforme incrementa el parámetro μ es de esperar que los coeficientes λ sean negativos, con lo que los coeficientes b, c , estimados introduciendo la *ratio* capital trabajo deberían ser superiores a los estimados cuando el *ratio* se excluye.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Cosh, A. (1975): "The remuneration of chief executives in the United Kingdom", *The Economic Journal*, (85), marzo, págs. 75-94.
- Demsetz, H. y Lehn, K. (1985): "Structure of corporate ownership: causes and consequences", *Journal of Political Economy*, vol. 96, n.º 6, págs. 1.155-1.177.

- Galve, C. y Salas, V. (1992): "Estructura de propiedad de la empresa española, 1990", *Información Comercial Española*, págs. 159-170.
- Gibbons R. y Murphy, K.J. (1992): "Does executive compensation affect investment?", *N.B.E.R.* n° 4.135.
- Jensen, M.C. y Murphy, K.J. (1990): "Performance Pay and Top-Management Incentives", *Journal of Political Economy*, vol. 98, n° 2, págs. 225-264.
- Joskow, P., Rose, N. y Shepard, A. (1993): "Regulatory constraints on CEO compensation", *Brookings Papers: Microeconomics*, vol. 1, págs. 1-72.
- Gómez-Mejía, L., Tosi, H. y Hinkin, T. (1987): "Managerial Control, Performance, and Executive Compensation", *Academy of Management Journal*, vol. 30, n° 1, págs. 51-70.
- Holmström, B. (1992): "Comments" in *Contract Economics*, edited by Lars Werin and Hans Wijkander, Basil Blackwell Ltd., Oxford, págs. 212-217.
- Kostiuk, P.F. (1989): "Firm Size and Executive Compensation". *The Journal of Human Resources*, vol. 25, págs. 90-105.
- Lambert, R.A., Larcker, D.F. y Weigelt, K. (1991): "How sensitive is executive compensation to organizational size?", *Strategic Management Journal*, vol. 12, págs. 395-402.
- Lewellen, W., Loderer, C., Martin, K. y Blum, G. (1990): "Executive Compensation and the Performance of the firm", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 43, especial febrero, págs. 65-74.
- Murphy, K.J. (1985): "Corporate performance and managerial remuneration: an empirical analysis", *Journal of Accounting and Economics*, 7, abril, págs. 11-42.
- Oi, W.Y. (1983): "Heterogenous Firms and the Organization of Production", *Economy Inquiry*, vol. 21, págs. 147-171.
- Peña Sánchez de Rivera, D. (1978): "Modelos explicativos de las diferencias salariales de los directivos españoles", *Economía Industrial*, marzo, págs. 51-61.
- Rosen, S. (1982): "Authority, control, and the distribution of earnings", *The Bell Journal of Economics*, otoño, págs. 311-323.
- Rosen, S. (1992): "Contracts and the Market for Executives", in *Contract Economics*, edited by Lars Werin and Hans Wijkander, Basil Blackwell Ltd., págs. 181-211.
- Snedecor, Cochran (1971): "*Statistical methods*", Iowa State University Press, 6 edition.
- Waldman, M. (1984): "Worker Allocation, Hierarchies and the Wage distribution", *Review of Economic Studies*, LI, págs. 95-109.

Fecha de recepción del original: septiembre, 1996

Versión final: marzo, 1997

ABSTRACT

This paper presents empirical evidence from a sample of Spanish firms, on the relationship between their size and the compensation of their general managers. The evidence is interpreted under the predictions of Rosen's (1982) model on the allocation of managers along hierarchical positions. The evidence is consistent with the tested predictions of the model and allows for comparisons with the results obtained with Anglosaxon firms. The elasticity of compensation to size is smaller in the Spanish sample than the elasticity estimated for U.S. and U.K. firms. Differences in the ownership structure between Spanish and Anglosaxon firms may explain these differences in the elasticities.

Keywords: compensation, top executives.