

Diciembre 1985

Documento de trabajo
8505

RENTABILIDAD Y CRECIMIENTO DE LAS
GRANDES EMPRESAS INDUSTRIALES ES-
PAÑOLAS EN COMPARACION CON LAS DE
LA C.E.E. (1973-1982)

Jose Carlos Fariñas*
Luis Rodriguez Romero*

* Universidad Complutense de Madrid y
Fundación Empresa Pública

Los autores agradecen los comentarios y sugerencias recibidos respecto a anteriores versiones de este trabajo tanto en su discusión dentro del Programa de Investigaciones Económicas como en su exposición en las I Jornadas de Economía Industrial.

INDICE

	<u>Pág</u>
I. Introducción	1
II. Los datos	3
III. Crecimiento	8
IV. Rentabilidad	14
V. Variabilidad del crecimiento y rentabilidad . . .	27
VI. Resumen y conclusiones	32
Apéndice	34
Referencias bibliográficas	39

I. INTRODUCCION

La integración de la economía española en la C.E.E. ha otorgado un nuevo componente de actualidad a los estudios comparativos entre ambas áreas económicas, derivado de su interés a la hora de determinar los posibles efectos de dicha integración. Dentro de la oferta disponible destaca la escasez de análisis microeconómicos, habiéndose concentrado la mayor parte de los realizados en aspectos relativos al comercio exterior y el esquema de ventajas comparativas entre ambas áreas. Más aún, el reducido número de trabajos basados en datos individualizados de empresas se han limitado por el momento a comparar algunas de las características estructurales, de comportamiento o de resultados de dichas empresas, sin intentar evaluar las posibles relaciones existentes entre ellas^(*).

En el presente trabajo se pretende ofrecer una primera aproximación al análisis comparativo de dichas relaciones sobre la base de una muestra compuesta por las empresas supervivientes entre las cien primeras correspondientes a España y la CEE durante el período 1973-82. Inicialmente se ha prescindido del posible efecto derivado de la existencia de simultaneidad entre las diferentes relaciones establecidas en los análisis tradicionales de organización industrial así como de la posible presencia de efectos bidireccionales dentro del clásico esquema causal: Estructura-Comportamiento-Resultado^(**). Concretamente, se han elegido algunas de las relaciones más frecuentemente establecidas en dichos análisis y que tienen una mayor relevancia en el caso español dadas sus características especiales, como son la influencia del tamaño sobre el crecimiento y la rentabilidad de las empresas, así como la relación existente entre la dispersión temporal de estas dos últimas variables y sus niveles medios.

(*) Bergés, A. y Pérez Simarro, R. (1985).

(**) Una discusión de ambos temas puede verse en Jacquemin, A. (1982) - especialmente en Introducción y Cap. 4.

La base general de la comparación efectuada consiste en analizar la estabilidad de las relaciones estimadas para las muestras de empresas españolas y de la CEE, tanto en lo que se refiere a su nivel como a sus coeficientes angulares. Para ello se sigue un esquema similar en cada uno de los aspectos considerados. En primer lugar, se estima la relación propuesta para la muestra completa de empresas, incluyéndose una variable "dummy" de nacionalidad que asigna cada empresa a la CEE o a España. En segundo lugar, se aplica la misma relación a cada una de las muestras independientemente y, por último, se incorpora un conjunto de variables ficticias sectoriales con el objetivo de contrastar la existencia de diferencias intersectoriales en la muestra de empresas.

Los resultados obtenidos para las empresas españolas analizadas no se apartan de las conclusiones de estudios anteriores^(*). Esta confirmación de resultados, no obstante, aporta las novedades del periodo de referencia (1973-82), la fuente estadística de partida y la realización sistemática de una comparación homogénea con las empresas europeas.

En cuanto a la presentación de los resultados, en el apartado II se describen las características generales de los datos utilizados. En los apartados III a V se analizan las relaciones estudiadas, siguiendo el esquema descrito anteriormente. Y, por último, en el VI se establecen las conclusiones más importantes.

(*) Véase, por ejemplo, Maravall, F. (1976); Suárez, A. (1977); Suárez, A. (1978); Lafuente, A. y Salas, V. (1983).

II. LOS DATOS.

La información disponible de la que se ha partido está contenida en la publicación: Europe's 10.000 Largest Companies, Dun & Bradstreet, para los años que van de 1973 a 1982.

En cada uno de estos años se seleccionaron las cien primeras empresas industriales de la C.E.E. y las cien primeras españolas ordenadas según su cifra de ventas. Las empresas supervivientes durante este período forman la muestra utilizada para realizar el estudio comparativo, resultando, en total, 70 empresas españolas y 83 de la C.E.E. (*).

La representatividad de esta muestra respecto al conjunto de la actividad industrial en ambas áreas parece bastante elevada. El empleo de las 83 empresas europeas absorbió el 17,5 % de la ocupación industrial comunitaria (**) en 1973, subiendo ligeramente hasta un 20 % en 1981. La concentración del empleo es menor en la muestra de empresas españolas, pasando de representar un 9 % en 1973 a un 11.5 % en 1981 (***) .

Las ventas de las empresas europeas representaron un 56,9 % del valor añadido bruto industrial de la C.E.E. en 1973 y un 83 % en 1981. En España la participación de las 70 empresas que componen la muestra en el PIB industrial fué del 37 % y 54,4 % respectivamente. En ambos casos la

(*) Esta diferencia en el número de empresas procedentes de ambas áreas geográficas no debe identificarse exclusivamente con una menor tasa de supervivencia de las empresas españolas. En algún caso, las exclusiones provienen de la ausencia de información durante algún año en alguna de las variables que se indican más adelante.

(**) Excluidos Grecia e Irlanda. Estos porcentajes y los que se indican a continuación se han obtenido con información procedente de EUROSTAT, National Accounts. Esa. Detailed tables by branch. Luxemburg, 1984.

(***) Incluye Industria y Construcción.

disparidad de numerador y denominador introduce un sesgo al alza de los porcentajes que no puede ser corregido con la información disponible. La utilización de agregados homogéneos provenientes de otras fuentes estadísticas permite, sin embargo, corroborar más adecuadamente la importancia relativa de un reducido número de grandes empresas en la producción industrial española y comunitaria. Así, las cincuenta primeras empresas industriales suponían en 1979 un 30 % del total de la producción industrial de la C.E.E. y un 25,7 % de la española^(*).

Sectorialmente, la distribución de la muestra es la que refleja el cuadro 1. En él destaca una mayor presencia relativa de empresas pertenecientes a los sectores Petróleo, Químico y Maquinaria Eléctrica en la submuestra europea, mientras en la española tienen porcentajes mayores los sectores de Siderurgia, Químico y Material de transporte. Dentro de las empresas sin clasificar, los sectores de Construcción y C. Naval dominan dentro de la muestra española y el sector de Minería en las empresas comunitarias.

Del conjunto de datos ofrecidos por la publicación anteriormente mencionada, se han utilizado cuatro apartados de donde se ha extraído la totalidad de las variables empleadas: volumen de ventas, activos totales, recursos propios, y beneficios netos antes de impuestos.

El cuadro 2 presenta un resumen del tamaño medio, crecimiento y rentabilidad económica distinguiendo entre la muestra de empresas europeas y españolas. De dicho cuadro se desprende, en primer lugar, un crecimiento empresarial, medido por el volumen de ventas, similar en ambas áreas aunque algo favorable a las grandes empresas europeas. Sin embargo, la rentabilidad de las empresas de la C.E.E. incluidas en la muestra es muy superior a las españolas: el beneficio medio sobre activos totales a lo largo del período alcanza

(*) Véase Jacquemin, A. y Geroski, A. (1984) para C.E.E. y Jaumandreu, J. y Mato, G. (1985) para España.

Cuadro 1

DISTRIBUCION SECTORIAL

SECTORES	ESPAÑA		CEE		TOTAL	
	Nº empresas	% sobre total	Nº empresas	% sobre total	Nº empresas	% sobre total
Químico (I)	12	(17.2)	14	(16.8)	26	(16.9)
Petróleo (II)	3	(4.2)	17	(20.4)	20	(13.0)
Alimentación (III)	6	(8.5)	6	(7.2)	12	(7.8)
Siderurgia y Construcciones Metálicas (IV)	11	(15.7)	7	(8.4)	18	(11.7)
Maquinaria y Material Eléctrico (V)	5	(7.1)	12	(14.4)	17	(11.1)
Material de transporte (VI)	8	(11.4)	12	(14.4)	20	(13.0)
Electricidad, Agua y Gas (VII)	7	(10.0)	5	(6.0)	12	(7.8)
Empresas sin clasificar	18	(25.7)	10	(12.0)	28	(18.3)
TOTAL	70	(100.0)	83	(100.0)	153	(100.0)

Cuadro 2

	MUESTRA GLOBAL	ESPAÑA		CEE	
		Media	Coefficiente variación	Media	Coefficiente variación
Volumen Vtas 1973 (10 ⁶ dólares)	1.747,5	165,4	1,17	3.081,7	0,83
Volumen Vtas 1982 (10 ⁶ dólares)	5.290,3	425,9	1,52	9.392,8	1,11
Rentabilidad 1973 ⁽¹⁾	6,15	5,87	0,96	6,38	0,88
Rentabilidad 1982 ⁽¹⁾	1,34	-1,76	-4,90	3,96	1,87
Rentabilidad Media Período 1973-82 ⁽¹⁾	3,82	1,61	2,70	5,68	1,12
Crecimiento ⁽²⁾	13,4	12,90	0,54	13,8	0,51

(1) La Rentabilidad definida como el Beneficio Neto antes de impuestos sobre Activos totales.

(2) Crecimiento acumulativo anual durante el período 1973-82.

un 5,6 % en la C.E.E. y un 1,6 % en la muestra española. - Además, estas últimas empresas tienen entre sí una dispersión, medida por el coeficiente de variación, más elevada que las europeas.

En cuanto a la estabilidad temporal de estos resultados, pueden apreciarse también importantes diferencias: en el año 1973 la rentabilidad media del grupo de empresas españolas era del 5,8 % y un 6,3 % en las de la C.E.E., en el año 1982, esos porcentajes eran -1,7 % y 3,9 % respectivamente. Dividiendo en dos subperíodos la muestra, la tendencia que se apunta al comparar los dos años extremos, queda confirmada:

Cuadro 3

BOS Netos antes de Impuestos sobre Activos Totales	Período	
	1973-1977	1978-1982
España	3.0	0.4
C.E.E.	6.2	5.3

El coeficiente de correlación de la rentabilidad media en cada uno de los dos períodos tiene un valor de 0,482 en la muestra española y 0,841 en las empresas de la C.E.E.

III. CRECIMIENTO

Consideramos, en primer lugar, la naturaleza de la relación entre tamaño y crecimiento, así como el grado en que las grandes empresas españolas han mostrado o no diferencias significativas respecto a las comunitarias en dicha relación.

Para ello, supondremos que el crecimiento empresarial es una función del tamaño inicial, nacionalidad y de los sectores en que operan cada una de las empresas. Tanto el tamaño como la tasa de crecimiento se miden a través del volumen de ventas, mientras que variables ficticias se encargan de captar las diferencias de nacionalidad y pertenencia sectorial.

Por otra parte, y dado que la capacidad de expansión de la empresa estará condicionada desde el punto de vista financiero por su rentabilidad tanto si sus recursos se obtienen interna como externamente, se incluye, asimismo, como variable explicativa el margen beneficiario (*) correspondiente al año inicial del período, 1973. Por lo tanto, la relación a estimar es:

$$CR_i = \alpha_0 + \alpha_1 TA_{73i} + \alpha_2 \pi_{73i} + \alpha_3 D_i + \sum_{j=1}^7 \alpha_{4j} S_{ji} + U_i$$

CR_i = crecimiento anual acumulativo de las ventas de la empresa i , durante el período 1973-1982.

TA_{73i} = volumen de ventas de la empresa i , año 1973.

π_{73i} = beneficios sobre ventas de la empresa i , año 1973.

(*) La información disponible infravalora este concepto ya que en el numerador figuran los beneficios netos antes de impuestos.

D = variable dummy, D=1 para las empresas españolas y D=0 para las europeas.

S_j = siete variables dummy de pertenencia a un sector industrial.

Un primer aspecto de interés en dicha relación es su posible no linealidad, dada la amplia evidencia empírica existente acerca de una relación no lineal entre crecimiento y tamaño empresarial. Para dicha contrastación se ha recurrido a un test asintótico (Rainbow test)^(*) que trata de establecer la presencia de no linealidad en la relación estimada sin necesidad de especificar formas funcionales alternativas. Su base es extremadamente simple y consiste en comparar el grado de ajuste de la relación lineal considerando la distribución completa de la variable explicativa y la del tramo central de la misma cuando ésta es ordenada de modo creciente o decreciente.

Así, siendo:

n = número de observaciones

n₁ = número de observaciones correspondientes al tramo central

p = número de variables explicativas

D = matriz diagonal nxn conteniendo unos en sus elementos centrados y ceros en el resto.

SSE = suma de residuos al cuadrado del modelo original, es decir, $Y' (I - X(X'X)^{-1} X') Y$

SSE_D = suma de residuos al cuadrado correspondiente al tramo central, es decir, $Y' (D - DX(X'DX)^{-1} X'D) Y$.

El test Rainbow se define como:

$$F = \frac{SSE - SSE_D / n - n_1}{SSE_D / n_1 - p}$$

(*) Utts, Jessica M. (1982).

Los resultados obtenidos de dicho test (ver Cuadro 4) - indican una primera diferencia entre las dos muestras comparadas. La relación entre crecimiento y tamaño de las empresas españolas - se adapta a una especificación lineal, mientras esta hipótesis queda rechazada en la muestra de la CEE. Por ello, se reformula la relación de partida, incluyendo, para aquellos casos en que se rechaza, una especificación semilogarítmica.

Según los resultados obtenidos en la muestra global el coeficiente relacionando crecimiento con tamaño es significativamente distinto de cero, lo que indica que el crecimiento de este grupo de empresas que ocupan los primeros lugares entre las grandes empresas comunitarias y españolas es función decreciente del tamaño durante el período 1973-82.

En dicha muestra se detecta, así mismo, un efecto positivo de la rentabilidad que, sin embargo, disminuye y pierde significatividad al incorporar las variables dummy sectoriales. La relación entre rentabilidad y crecimiento está, pues, condicionada por los sectores de procedencia de las empresas consideradas, de tal forma que la inclusión de éstos como variables independientes hace que dicha relación pierda significación.

En tercer lugar, la nacionalidad española tiene para sectores, tamaño y rentabilidad dados, una influencia negativa sobre el crecimiento. Ahora bien, el menor tamaño de las empresas españolas compensa dicha influencia, dada la relación inversa existente entre tamaño y crecimiento, de manera que el crecimiento medio experimentado en ambas áreas es muy similar, como ya se ha visto anteriormente (véase Cuadro 2). A igualdad de tamaño, sin embargo, las diferencias son muy acusadas, de tal forma que una empresa tipo con un tamaño similar al tamaño medio español de 1973 (165,4 millones de dólares) y un margen sobre ventas de un 3,5 % duplicaría su tasa de crecimiento en caso de pertenecer a la CEE en vez de a España (20,27 % perteneciendo a la CEE y 9,95 % perteneciendo a España).

Cuadro 4TEST DE LINEALIDAD de la
relación tamaño-crecimiento

Muestra	"Rainbow test" Sin variables ficticias sectoriales
GLOBAL	F = 1.53 [*]
ESPAÑA	F = 0.85
CEE	F = 2.38 [*]

* Significativo al 1 %.

Pasando a comparar los resultados obtenidos independientemente para cada una de las muestras se mantiene el mismo efecto negativo del tamaño sobre el crecimiento comprobado en la muestra global. Ahora bien las similitudes se detienen en este punto, destacando por el contrario las diferencias de comportamiento entre ambas muestras.

En primer lugar, la linealidad comprobada en la relación para las empresas españolas supone, dados los coeficientes estimados, un menor coste en términos de tasa de crecimiento de los aumentos de tamaño. Así, la disminución de crecimiento que supone doblar el tamaño de la empresa media española es de 1,98 % mientras que para el caso de la CEE es de 3,8 % . Esto es debido al menor tamaño de las empresas españolas ya que, dada la linealidad de la relación, dicho coste tiende a incrementarse con el tamaño, de tal forma que a partir de 316,6 millones de dólares la situación se invierte, es decir, la disminución de crecimiento al doblar el tamaño es superior en España que en la CEE. De cualquier forma, únicamente 11 de las 70 empresas que componen la muestra española rebasaban dicho tamaño en el año de referencia.

En segundo lugar, el margen beneficiario únicamente mantiene una relación significativa con el crecimiento para la CEE, mientras que en el caso español incluso su coeficiente es de signo contrario al esperado.

En tercer lugar, aún cuando para períodos anteriores al aquí considerado, existe evidencia^(*) de un efecto no muy significativo de los sectores sobre el crecimiento de las grandes empresas europeas, los resultados obtenidos en el presente estudio subrayan la importancia de las variables sectoriales para el período analizado (1973-81). Los test F de significatividad conjunta de dichas variables, Cuadro 5, así lo confirman. Comparativamente el efecto sectorial es más intenso en España, donde la inclusión de dichas variables eleva fuertemente la capacidad explicativa de la relación (el \bar{R}^2 pasa de 0.02 a 0.48) y otorga mayor significatividad al resto de coeficientes estimados.

(*) Cfr. Jacquemin, A.; Sáez, W. (1976); Buckley, P.; Dunning, J., Pearce, R. (1978).

Cuadro 5

CRECIMIENTO Y TAMAÑO

n° ecuación	variable dependiente	muestra	término constante	TA ₇₃	log TA ₇₃	π ₇₃	nacionalidad	variables sectoriales	R ²	F
1	CR	GLOBAL n=153	37,2 (7,58)		- 3,08 (-4,92)	0,09 (2,03)	- 10,74 (-4,78)		0,141	9,3*
2	CR	GLOBAL n=153	37,75		- 3,45 (-6,33)	0,04 (0,93)	- 10,32 (-5,29)	F=8,74*	0,371	9,5*
3	CR	ESPAÑA n=70	14,45 (10,15)	- 0,0061 (-1,38)		- 0,09 (-0,62)			0,004	1,14
4	CR	ESPAÑA n=70	12,09 (8,54)	- 0,012 (-3,25)		- 0,05 (0,42)		F=11,76*	0,44	7,03*
5	CR	CEE n=83	56,60 (8,93)		- 5,66 (-6,91)	0,20 (2,07)			0,365	24,00*
6	CR	CEE n=83	54,48 (9,37)		- 5,50 (-7,28)	0,18 (1,97)		F=7,22*	0,486	9,6*

Notas: - Estadísticos t entre paréntesis. Los errores estándar que entran en su cálculo corrigen la existencia de heterocedasticidad por el procedimiento de White.

* Significativo al 1 %.

IV. RENTABILIDAD

En este apartado se analiza el efecto del tamaño sobre otro de los aspectos más importantes de los resultados de las empresas, como es su rentabilidad.

La proposición más generalmente admitida consiste en postular la existencia de una relación directa entre ambas variables. Con independencia de la posible utilización de argumentos de carácter muy general ("mayores oportunidades técnicas y de mercado" (*), por ejemplo), dicha proposición únicamente puede fundamentarse en el supuesto de la existencia de algún tipo de economía de escala, real o financiera, o barrera de entrada ligada al tamaño de la empresa (**).

Sin embargo, la obtención de una relación inversa o nula entre tamaño y rentabilidad ha sido un resultado frecuente de los análisis realizados (***), y, así mismo, justificada, sin más que variar los supuestos de partida, introduciendo la posible existencia de deseconomías de escala o algún tipo de ineficiencia "X" asociada al aumento de tamaño. Por lo tanto, una vez más, y como es frecuente en los análisis de organización industrial, no existe una hipótesis unívoca sobre la relación entre las variables propuestas, debido a la amplia flexibilidad inherente en la gama de posibles supuestos del modelo de partida. El análisis empírico debe de considerarse como un intento de precisar las características de tal relación, sin pretender una explicación completa de la variable considerada como endógena.

(*) Samuels, J.M. y Smyth, D.J. (1968), pág. 130.

(**) Véase el apartado introductorio del artículo de Hall, M. y Weiss, L. (1967).

(***) Cfr. Jacquemin, A. y Sáez, W. (1976) y Whittington, G. (1980).

Esto último es especialmente relevante para el caso de la relación entre rentabilidad y tamaño, ya que, tal y como se desprende de los numerosos trabajos efectuados sobre este tema, el tamaño únicamente es una de las posibles variables que influyen sobre la rentabilidad, sin que de los resultados obtenidos se infiera su especial importancia^(*). La relación estimada considerando únicamente las dos variables estará expuesta, por lo tanto, a lo que se puede denominar, en términos Bayesianos, una "incertidumbre de especificación" adicional a los errores standard obtenidos^(**).

Además de los problemas derivados del carácter de la hipótesis a contrastar y de su correcta especificación, en el caso de la relación que nos ocupa adquiere una singular importancia el tipo de definición empleada de la variable dependiente. Como es bien sabido, en el estudio de los determinantes de la rentabilidad se han utilizado tres tipos básicos de definición de la misma, que corresponden a distintas conceptualizaciones sobre su significado: margen beneficiario (Beneficios/Ventas), rentabilidad financiera (Beneficios/Recursos Propios) y rentabilidad económica (Beneficios + Gastos financieros/Activo total)^(***).

El margen beneficiario aproxima la rentabilidad como el margen sobre los costes de la empresa, lo que otorga una importancia fundamental a la rotación de activos a la hora de analizar sus diferencias respecto a otras medidas de rentabilidad, como se comprobará más adelante. Esta medición varía sustancialmente, por lo tanto, según las características productivas del tipo de actividad considerada.

La rentabilidad financiera al suponer la mejor aproximación a los rendimientos derivados de la inversión constituye la variable objetivo a maximizar dentro del proceso de optimización de la unidad productiva. Su empleo en el análisis de la relación

(*) Véase los resultados del estudio clásico de Hall, M. y Weiss, L. (1967) referido a EE.UU.

(**) Véase Bothwell, J.L., Cooley, T.F. y Hall, T. (1984).

(***) Véase p.ej.: Jenny, F. y Weber, A.P. (1976).

con el tamaño implica centrarse en las hipótesis que suponen algún tipo de imperfección o existencia de economías de escala en el funcionamiento del mercado de capitales y en dicho sentido utilizada por diversos autores (*).

La rentabilidad económica, por último, indica el rendimiento medio del activo total de la empresa y, por lo tanto, parece la más adecuada a la hora de contrastar hipótesis referidas a rendimientos de escala basados en factores reales.

El presente análisis se ha realizado básicamente sobre el último de estos conceptos, es decir, el de rentabilidad económica, poniéndolo en relación con las ventas como expresión del tamaño de la empresa considerada. De cualquier forma, se han ensayado, así mismo, otras posibles aproximaciones a los conceptos de rentabilidad y tamaño a las que se hará referencia de forma complementaria más adelante.

Con objeto de lograr un mayor grado de estabilidad en la relación estimada, y dado que la muestra de partida así lo permitía, la definición de las variables empleadas en las distintas regresiones se ha hecho a partir del valor medio correspondiente al período 1973-1982. La utilización de valores medios permite, además, corregir el sesgo que implica identificar la rentabilidad medida contablemente con la rentabilidad económica. La primera será un indicador más adecuado de la segunda, cuanto más amplio el período a que hace referencia la estimación, mayor el número de observaciones, menor la disparidad del crecimiento de las empresas estudiadas y más homogéneos el tipo de activos (**).

Por otra parte, al disponer únicamente del concepto de Beneficios Netos de Gastos Financieros lo que, como es evidente, introduce la estructura de capital de la empresa co-

(*) Véase Baumol (1964) y Hall y Weiss (1967).

(**) Cfr. Whittington, F. (1977).

mo elemento condicionante de la rentabilidad, se ha procedido a reformular la relación estimada incorporando como variable dependiente el coeficiente de endeudamiento.

La relación estimada ha sido por lo tanto:

$$RE_i = \alpha_0 + \alpha_1 TAME_i + \alpha_2 PRA_i + \alpha_3 D_i + \sum_{j=1}^7 \alpha_{4j} S_{ji} + U_i$$

RE = rentabilidad media (1973-82); beneficios netos de gastos financieros respecto activo total

TAME_i = ventas medias (1973-82)

PRA_i = participación media de los recursos ajenos sobre el activo total de la empresa (1973-82)

D = variable ficticia de nacionalidad que toma el valor 1 para España y 0 para la C.E.E.

S_j = variables ficticias sectoriales (j=1...7)

Dado que los gastos financieros dependerán directamente de la proporción de los recursos ajenos respecto al activo total de la empresa, el coeficiente estimado para la variable PRA, debería ser, según esta interpretación, negativo y su inclusión podría considerarse como una aproximación al coste medio de financiación. De cualquier forma, la anterior interpretación no es la única posible, considerando otros autores^(*) que la proporción de recursos ajenos puede representar una medida del riesgo empresarial que se asocia positivamente con el nivel de rentabilidad. El efecto conjunto de ambas tendencias resulta ambiguo, aún cuando cabe esperar el predominio de la primera.

Al igual que en la sección anterior, en primer lugar, se comprobó la presencia de factores de no linealidad en la relación a través del ya mencionado "Rainbow Test", rechazándose dicha hipótesis en todas las posibles muestras de referencia (véase Cuadro 6). La contrastación se restringió, por lo tanto, a la especificación lineal del modelo.

(*) Hall, M. y Weiss, L. (1967), pág. 321.

Cuadro 6

TEST DE LINEALIDAD DE LA RELACION TAMAÑO-RENTABILIDAD

"Test Rainbow"

Muestra	Sin variables ficticias sectoriales
GLOBAL	0.99
ESPAÑA	0.44
C.E.E.	1.01

RENTABILIDAD Y TAMAÑO

Nº ecuación	muestra	variable dependiente	término constante	TAME	PRA	Nacionalidad	variables sectoriales	\bar{R}^2	F
1	GLOBAL n=153	RE	12.66 (5.35)	0.0003 (3.12)	-0.12 (-4.59)	-3.13 (-3.0)		0.30	22.65**
2	GLOBAL n=153	RE	12.15 (4.80)	0.0003 (3.30)	-0.13 (-4.22)	-2.77 (-2.78)	F = 1.26*	0.31	7.76**
3	ESPAÑA n=70	RE	9.17 (4.67)	0.0003 (0.47)	-0.12 (-3.69)			0.19	8.91**
4	ESPAÑA n=70	RE	7.27 (3.68)	-0.0003 (-0.35)	-0.10 (-3.33)		F = 0.70*	0.15	2.40***
5	C.E.E. n=83	RE	13.08 (3.51)	0.0003 (3.086)	-0.13 (-2.87)			0.21	11.76**
6	C.E.E. n=83	RE	14.07 (3.68)	0.0003 (3.41)	-0.14 (-2.74)		F = 1.44*	0.24	3.83**

NOTAS: - Estadísticos t entre paréntesis. Los errores estandard que entran en su cálculo corrigen la existencia de heterocedasticidad por el procedimiento de White.

* No significativo al 5%.

** Significativo al 1%.

*** Significativo al 5%.

Los resultados obtenidos (véase cuadro 7) confirman la hipótesis inicial respecto a la variable PRA (proporción de recursos ajenos); cuyo coeficiente resulta significativo y negativo para todas las estimaciones realizadas. Su orden de magnitud se aproxima a lo que podrá ser el coste medio de los recursos ajenos en el período considerado.

La relación estimada entre tamaño y rentabilidad, por otra parte, es directa y significativa salvo para el caso de la submuestra española. En dicho caso el coeficiente de la variable TAME no llega a ser significativo e incluso cambia de signo, haciéndose negativo, al incluir las variables ficticias de carácter sectorial. A pesar de este comportamiento de la muestra española, el valor de los coeficientes obtenidos es casi idéntico a los de la CEE, aceptándose la hipótesis de igualdad de coeficientes angulares con un alto nivel de significación^(*).

En general el ajuste es satisfactorio, siendo superior el conseguido para la muestra general que para las nacionales. Este último aspecto debe ser consecuencia de las características diferenciales medias del caso español, que como se indicó en el cuadro 2 destaca por unos niveles de rentabilidad económica y tamaño (ventas) muy inferiores a las de la C.E.E.

(*) La contrastación de la hipótesis se realiza a través de un test definido como:

$$\frac{SSE_E - (SSE_E + SSE_C) / K - 2}{SSE_E + SSE_C / N - 2(K-1)}$$

donde:

SSE = suma de residuos al cuadrado de la estimación referida a la muestra global con variable ficticia de nacionalidad.

SSE_E = suma de residuos al cuadrado de la estimación referida a España.

SSE_C = idem CEE.

K = n° de variables (incluida ficticia de nacionalidad).

N = muestra total.

La menor rentabilidad de las empresas españolas se recoge, asimismo, en la variable ficticia de nacionalidad (D) - cuyo coeficiente resulta negativo y significativo, mostrando una disminución media en la tasa de rentabilidad económica de unos tres puntos porcentuales debido al hecho de pertenecer a la submuestra española.

El resultado obtenido para España respecto a la falta de significación en la relación rentabilidad tamaño coincide con el deducido en otros estudios (*). La relación directa obtenida para la C.E.E. contradice la dirección de causalidad detectada en estudios internacionales empleando muestras correspondientes a principios de los años 70 (**), pero coincide con otros que utilizan muestras más recientes (***) .

Pasando a considerar el efecto de las variables sectoriales lo más relevante es destacar su falta de significatividad conjunta para cualquiera de las muestras analizadas, con independencia de los valores obtenidos en algunos casos específicos. Este tipo de resultado destaca dentro del conjunto de relaciones sectoriales estimadas en el presente estudio y señala la práctica irrelevancia de dicho aspecto en la explicación del nivel medio de la rentabilidad económica.

Ahora bien, como se adelantó en un principio el conjunto de resultados obtenidos pueden depender crucialmente de las variables empleadas como expresión de los conceptos de rentabilidad y tamaño. Con objeto de comprobar este aspecto se han realizado estimaciones adicionales variando las aproximaciones a dichos conceptos.

a) Por lo que respecta a la rentabilidad una primera y básica alternativa es el empleo del concepto de rentabilidad financiera, que, en el caso que nos ocupa, ha dado resultados menos significativos que los de la rentabilidad económica en todos los intentos realizados al respecto.

(*) Véase Suárez, A.S. (1978) y Lafuente, A. y Salas, V. (1984).

(**) Jacquemin, A. y Cardon, M. (1973); Jacquemin, A. y Sáez, W. (1976); Buckley, J., Dunning, J.H. y Pearce, R.D. (1978).

(***) Buckley, J., Dunning, J.H. y Pearce, R.D. (1984).

En segundo lugar una posible extensión del análisis de la relación entre rentabilidad y tamaño (*) consiste en descomponer la rentabilidad en el margen beneficiario y la rotación de activos a través de la identidad:

$$\frac{\text{Beneficios}}{\text{Activos}} = \frac{\text{Beneficios}}{\text{Ventas}} \times \frac{\text{Ventas}}{\text{Activos}}$$

Estas dos variables nos proporcionan información sobre la descomposición de la rentabilidad económica, introduciendo un nuevo aspecto en el análisis, la rotación de activos, cuyo comportamiento diferencial entre España y la C.E.E. tiene un elevado interés contrastar.

Por lo que respecta a su nivel medio, la rotación de activos muestra una elevada diferencia entre las dos áreas, teniendo un valor más bajo en la economía española que en la C.E.E., 0.79 y 1.40 respectivamente. Una consecuencia inmediata de este hecho es que el margen beneficiario presenta mayor similitud en su comportamiento que la rentabilidad económica, en cuyas diferencias incide fundamentalmente la rotación de activos (véase Cuadro 8).

La relación entre la rotación de activos y tamaño (cuadro 9), por otra parte, resulta en todos los casos inversa y con un elevado grado de ajuste, si bien no es significativa para la muestra española. La variable ficticia de nacionalidad tiene un efecto negativo y fuertemente significativo indicando, por tanto, que la empresa española para un tamaño dado presenta un coeficiente de rotación de activos inferior a las de la C.E.E. Por último, y como era previsible, según se ha indicado anteriormente, las diferencias sectoriales recogidas en las variables ficticias utilizadas a dicho efecto son muy importantes en ambas áreas, resultando fuertemente significativas en su conjunto y elevando en gran medida el grado de ajuste en la relación.

(*) Cfr. Whittington, G. (1980).

Cuadro 8

	<u>Global</u>	<u>España</u>	<u>C.E.E</u>
Rentabilidad Económica			
Media	3.82	1.61	5.68
Coefficiente de variación	9.20	12.40	7.10
Margen Beneficiario			
Media	3.16	2.26	3.92
Coefficiente de variación	15.00	34.80	5.20
Rotación de activos			
Media	1.12	0.79	1.40
Coefficiente de variación	0.30	0.20	0.20

Nota: Valores medios del período 1973-82.

ROTACION DE ACTIVOS Y TAMAÑO

Variable dependiente	muestra	término constante	Ventas	Nacionalidad	variables sectoriales	\bar{R}^2
<u>Ventas</u> <u>Activos</u>	TOTAL n=153	1.3 (12.0)	-0.00003 (-2.7)	-0.6 (-6.0)	—	0.497
<u>Ventas</u> <u>Activos</u>	ESPAÑA n=70	0.7 (8.6)	-0.0001 (-1.3)		—	0.344
<u>Ventas</u> <u>Activos</u>	C.E.E. n=83	1.4 (9.0)	-0.00003 (-2.8)		—	0.362

Nota: Estadísticos t entre paréntesis. Los coeficientes de las variables sectoriales no se incluyen.

Cuadro 10

MARGEN BENEFICIARIO Y TAMAÑO

Variable dependiente	muestra	término constante	Ventas	Nacionalidad	Resto de variables *	\bar{R}^2
<u>Beneficios</u> <u>Ventas</u>	TOTAL n=153	12.0 (3.7)	0.0001 (3.1)	-1.3 (-1.1)	—	0.259
<u>Beneficios</u> <u>Ventas</u>	ESPAÑA n=70	7.2 (3.6)	0.0007 (0.5)		—	0.346
<u>Beneficios</u> <u>Ventas</u>	C.E.E. n=83	11.5 (3.6)	0.0002 (4.7)		—	0.292

otas : Estadísticos t entre paréntesis. Los coeficientes de las variables sectoriales y del ratio de endeudamiento se han omitido.

* Variables sectoriales y coeficiente de endeudamiento.

El comportamiento de la rotación de activos tiene dos - inmediatas consecuencias sobre la relación entre margen beneficiario y tamaño, recogida en el cuadro 10.

En primer lugar, la acumulación de los efectos positivo y negativo de la rentabilidad económica y la rotación de activos, respectivamente, sobre el tamaño da lugar, necesariamente, a una relación positiva entre esta última variable, tamaño, y el margen beneficiario. En dicha relación, una - vez más, y al igual que en las relaciones anteriores que - afectan a la rentabilidad económica y a la rotación de activos, vuelve a carecer de significatividad el coeficiente estimado para la muestra española.

En segundo lugar, la elevada diferencia existente en la rotación de activos implica, como ya se ha dicho, una co-rrección del fuerte grado de disparidad entre la rentabilidad económica de ambas áreas, lo que da lugar a que, por - primera vez en el estudio, la variable ficticia de nacionalidad no llegue a captar una diferencia significativa entre los valores medios con que se asocian tamaño y margen beneficiario en ambas áreas.

b) Un segundo aspecto a considerar es la sensibilidad - de los resultados obtenidos respecto a las distintas definiciones de la variable independiente, es decir, el tamaño. - La fuerte asociación positiva existente entre activos me-dios y ventas, cuyo coeficiente de correlación en la mues- - tra global alcanza un valor de 0,73, parece indicar, en - principio, una escasa incidencia de la elección entre una u otra variable.

Sin embargo, esta estrecha asociación no implica que ambas puedan ser utilizadas de forma alternativa como medi-ción del tamaño sin introducir algún tipo de sesgo en la relación estimada. Uno de ellos es la distorsión introducida por los errores de medición en la variable tamaño si dicha variable forma parte, asimismo, de la expresión de rentabilidad empleada.

Esta hipótesis ha podido ser confirmada en nuestro caso al comprobar el ajuste logrado en las distintas estimaciones realizadas entre las dos mediciones de la rentabilidad (Beneficios sobre Activos y Beneficios sobre Ventas) y las dos expresiones del tamaño (Ventas y Activos). Dado que la relación entre ambos grupos de variables es positiva en la práctica totalidad de las regresiones efectuadas, la utilización de una misma variable como medida del tamaño y como denominador en la expresión de la rentabilidad (Rentabilidad Económica-Activos y Margen Beneficiario-Ventas) ha generado coeficientes sistemáticamente inferiores a los obtenidos en las estimaciones en que no se cumple la condición anterior (Rentabilidad Económica-Ventas y Margen Beneficiario-Activos). Mientras en el primer caso los errores de medición introducen un componente sistemático de relación inversa entre la variable dependiente e independiente en el segundo no sucede así.

V. VARIABILIDAD DEL CRECIMIENTO Y RENTABILIDAD.

Aparte de su nivel medio, un aspecto relevante de la rentabilidad es su variabilidad temporal. Esta se puede considerar como una medida del riesgo asociado a las inversiones realizadas por la empresa y, en el supuesto de aversión al riesgo por parte de dichas unidades productivas, puede postularse, por lo tanto, la existencia de una relación compensatoria entre el nivel de riesgo y la rentabilidad media^(*).

Parecido argumento puede ser aplicado sustituyendo la rentabilidad por el crecimiento como objetivo maximizador. En dicho caso, una mayor estabilidad del crecimiento siempre será deseable desde el punto de vista del riesgo empresarial para un crecimiento medio dado.

Dado lo anterior se puede postular una relación inversa entre una medida de dispersión de ambas variables y sus valores medios con lo que el contraste puede establecerse a través de:

$$\sigma_{CR_i} = \alpha_0 + \alpha_1 \overline{CR}_i + \alpha_2 D_i + \sum_{j=1}^7 \alpha_{4j} S_{ji} + U_i \quad i = 1, \dots, 153$$

$$\sigma_{\pi_i} = \beta_0 + \beta_1 \overline{\pi}_i + \beta_2 D_i + \sum_{j=1}^7 \beta_{4j} S_{ji} + U_i \quad i = 1, \dots, 153$$

σ_{CR_i} = desviación típica de las tasas de crecimiento anual, empresa i.

\overline{CR}_i = media de las tasas de crecimiento anual.

σ_{π} = desviación típica de las tasas de rentabilidad anual definidas como beneficios sobre activos.

$\overline{\pi}_i$ = media de las tasas de rentabilidad anual.

(*) La base analítica de este tipo de relaciones se encuentra en los denominados modelos de media-varianza aplicados al proceso maximizador de la unidad productiva. Véase Jacquemin, A. (1982), cap. 6, págs. 339-344.

Antes de entrar en el comentario de los resultados obtenidos para cada uno de los dos aspectos considerados conviene realizar una puntualización acerca de un posible efecto derivado del tipo de datos empleados que afecta a ambos. Al seleccionar la muestra sobre la base de las cien primeras empresas por el volumen de ventas durante el período 1973-82, puede aparecer un sesgo en las relaciones estimadas, puesto que se margina a las empresas cuya evolución las ha llevado a desaparecer del ranking utilizado. Dichas empresas serán, precisamente, aquellas que presentan niveles de estabilidad inferiores a la media.

a) Crecimiento

En todas las ecuaciones, Cuadro 11, el crecimiento medio tiene un efecto positivo y significativo sobre la desviación standard del crecimiento. En el sentido apuntado anteriormente, las grandes empresas incluidas en la muestra compensan menores niveles medios de crecimiento con una mayor estabilidad del crecimiento de sus ventas. Las medidas de ajuste obtenidas destacan por su elevada magnitud, especialmente las referidas a la CEE.

En segundo lugar, el efecto de la nacionalidad es significativo, indicando para la economía española una dispersión mayor de las tasas de crecimiento para cada nivel medio del mismo.

Las estimaciones independientes para cada una de las muestras no ofrecen diferencias significativas en lo que se refiere al coeficiente angular. Así, queda aceptada la hipótesis de igualdad de los mismos en el caso general en que se incluyen variables sectoriales, obteniéndose un $F(8,13) = 1,87$. La diferencia fundamental entre ambas áreas es mas bien de nivel como se apuntaba en los resultados obtenidos en la dummy de nacionalidad y se refleja en un coeficiente constante superior para el caso de España que para la CEE. Las medidas de ajuste indican que la intensidad de la relación es bastante mayor en la CEE que en España.

VARIABILIDAD DEL CRECIMIENTO Y CRECIMIENTO MEDIO

n° ecuación	variable dependiente	muestra	término constante	CR _i	Nacionalidad	variables sectoriales	\bar{R}^2	F
1	σ_{CR}	TOTAL n=153	7.10 (3.72)	0.98 (10.04)	5.73 (3.45)		0.39	50.78 *
2	σ_{CR}	TOTAL n=153	8.65 (3.59)	0.71 (6.41)	6.60 (4.16)	F = 4.62 *	0.48	16.79 *
3	σ_{CR}	ESPAÑA n=70	17.65 (8.32)	0.56 (3.71)			0.15	13.78 *
4	σ_{CR}	ESPAÑA n=70	19.62 (7.26)	0.25 (1.47)		F = 7.42 *	0.30	4.85 *
5	σ_{CR}	CEE n=83	2.11 (0.99)	1.29 (11.07)			0.59	122.62 *
6	σ_{CR}	CEE	4.30 (1.28)	1.07 (7.31)		F = 2.70 *	0.61	17.06 *

NOTAS: - Estadísticos t entre paréntesis.

* Significativos al 1 %.

** Significativos al 5 %.

En cuanto al efecto sectorial el Cuadro 11 muestra como dichas variables parecen tener una mayor importancia para el caso español que para la CEE, donde únicamente resultan significativas a un nivel del 5 % .

b) Rentabilidad

Los resultados obtenidos, Cuadro 12, para la muestra global son insatisfactorios tanto en lo que se refiere a la significatividad de las variables como al ajuste de los datos. Esto es consecuencia del comportamiento sustancialmente diferente de las dos submuestras por separado.

En España existe una relación inversa entre dispersión temporal de la rentabilidad y su nivel medio. Las grandes empresas españolas con mayores niveles medios de rentabilidad no experimentan una mayor inestabilidad en sus resultados, comportamiento, que contradice el supuesto anteriormente señalado. Por el contrario, la muestra de empresas europeas presenta un coeficiente positivo y significativo.

El test de igualdad de los coeficientes angulares, $F = 7,53$, recoge la diferencia existente en esta relación entre ambas áreas, quedando rechazada la hipótesis nula.

Coincidiendo con la referencia hecha para el crecimiento, las variables sectoriales muestran un efecto conjunto sobre la variabilidad temporal de los beneficios que es significativo en ambas áreas.

VARIABILIDAD DE LA RENTABILIDAD Y RENTABILIDAD MEDIA

n° ecuación	variable dependiente	muestra	término constante	$\bar{\pi}_i$	Nacionalidad	variables sectoriales	$\overline{R^2}$	F
1	σ_π	TOTAL n=153	3.64 (8.35)	0.04 (1.06)	0.39 (n.s.)		-0.004	0.63 (n.s.)
2	σ_π	TOTAL n=153	3.84 (5.49)	0.06 (1.34)	0.64 (1.17)	F = 2.96*	0.08	2.44*
3	σ_π	ESPAÑA n=70	4.69 (14.13)	-0.35 (-5.10)			0.27	26.01*
4	σ_π	ESPAÑA n=70	5.33 (9.30)	-0.33 (-4.67)		F = 5.83*	0.36	5.90*
5	σ_π	C.E.E. n=83	2.68 (6.10)	0.21 (4.20)			0.17	17.66*
6	σ_π	C.E.E. n=83	1.42 (1.54)	0.22 (4.45)		F = 6.40*	0.31	5.52*

NOTAS: - Estadísticos t entre paréntesis.

* Significativo al 1 %.

(n.s.) No significativo.

VI. RESUMEN Y CONCLUSIONES.

El presente trabajo ha tratado de establecer las posibles consecuencias de las diferencias de tamaño existentes entre las empresas industriales españolas y de la CEE, especialmente en lo que hace referencia a dos de los principales resultados de las mismas: crecimiento y rentabilidad.

Las conclusiones obtenidas son similares a las de anteriores comparaciones internacionales como, por ejemplo, el amplio conjunto de trabajos aparecidos a finales de los años sesenta y cuyo objetivo fué contrastar lo que se vulgarizó como la hipótesis del "desafío americano", es decir, las ventajas derivadas del mayor tamaño de las empresas de EE.UU. respecto a las de la CEE (*). De forma similar a dicho caso, el menor tamaño de las grandes empresas industriales españolas respecto a las de la CEE no parece que tenga unos efectos negativos importantes sobre los dos aspectos considerados.

Respecto al crecimiento se ha identificado una relación negativa entre dicha variable y el tamaño para el conjunto de la muestra analizada. Este hecho, que resulta favorable para España dado el menor tamaño medio de sus empresas, queda compensado por la estimación de un importante efecto reductor sobre el crecimiento producido por la pertenencia a la muestra española, para un tamaño y un margen beneficiario dados.

Por otra parte, el ajuste obtenido para España y la CEE por separado indica que el comportamiento de las dos muestras en esta relación es diferente, destacando la española por un menor efecto negativo del tamaño sobre el crecimiento (valores medios de la muestra), la falta de significatividad del margen beneficiario como posible variable explicativa y el papel fundamental jugado por las diferencias sectoriales.

(*) Hymer, S. y Rowthorn, R. (1970).

Por lo que hace referencia a la rentabilidad económica no se aprecia, asimismo, que el tamaño tenga un efecto determinante sobre dicha variable. Las estimaciones realizadas ofrecen una relación positiva y significativa para la CEE, pero no así para la muestra española, en la que incluso el signo de la relación es inestable. Al contrario de lo que sucede con el crecimiento, los factores sectoriales no tienen una incidencia significativa sobre las diferencias de rentabilidad.

La desagregación de la rentabilidad económica entre sus dos componentes constitutivos, margen beneficiario y rotación de activos, permite descubrir la influencia fundamental de este último en el menor nivel de rentabilidad de las empresas españolas. La existencia de una menor tasa de rotación de activos en la economía española no es atribuible a un tamaño inferior, ya que existe una relación inversa entre ambos.

Por último, en cuanto a la variabilidad temporal del crecimiento se detecta la clásica relación compensatoria entre niveles medios y dispersión temporal en las dos áreas. Sin embargo, en el caso de la rentabilidad los resultados obtenidos reflejan un comportamiento diferencial muy significativo ya que en la muestra española la relación directa entre niveles medios y estabilidad de la rentabilidad es contraria a las pautas obtenidas en la práctica totalidad de estudios internacionales.

En conclusión, el inferior crecimiento y rentabilidad de la gran empresa industrial española respecto a la comunitaria durante el período 1973-82, no parece estar causado por una insuficiente explotación de las ventajas del tamaño. Un aumento de éste, a través de absorciones u otro medio, no ofrece garantías para corregir el desnivel señalado en los resultados empresariales y, por tanto, afrontar en condiciones más favorables el reto de la integración española en Europa.

APENDICE

Grado de Homogeneidad en el comportamiento de las empresas de la CEE.

El efectuar una comparación entre la muestra de empresas españolas, por una parte, y las pertenecientes al conjunto de la CEE, por otra parte, queda justificada por la existencia de un único mercado de referencia para el caso de estas últimas. En cualquier caso, al actuar de este modo se está introduciendo un supuesto de homogeneidad en el comportamiento de las empresas comunitarias que es susceptible de contrastación.

Para ello se ha realizado un análisis de la estabilidad de los coeficientes medios estimados para el conjunto de la CEE, distinguiendo el comportamiento de los tres países para los que se dispone de un tamaño muestral suficiente: Alemania, Francia y Reino Unido. Definiendo tres variables ficticias exponentes de dichas nacionalidades N_G , N_F y N_I respectivamente, se compara el ajuste obtenido para la muestra conjunta de la CEE con el derivado de suponer diferencias de nivel o de coeficientes angulares en los tres países citados.

Es decir, para la relación tamaño-crecimiento se parte de:

A_C) Muestra CEE homogénea:

$$CR_i = \alpha_0 + \alpha_1 \log TA_{73i} + \alpha_2 \pi_{73i} + \sum_{j=1}^7 \alpha_{3j} S_{ji} + U_i$$

B_C) Diferencias en los coeficientes :

$$CR_i = \alpha_0 + \alpha_1 \log TA_{73i} + (\alpha_G - \alpha_1) \log TA_{73i} N_{Gi} + \\ + (\alpha_{1F} - \alpha_1) \log TA_{73i} N_{Fi} + (\alpha_{1I} - \alpha_1) \log TA_{73i} N_{Ii} +$$

$$+ \alpha_2 \pi_{73i} + (\alpha_{2G} - \alpha_2) \pi_{73i} N_{Gi} + (\alpha_{2F} - \alpha_2) \pi_{73i} N_{Fi} + \\ + (\alpha_{2I} - \alpha_2) \pi_{73i} N_{Ii} + \sum_{j=1}^7 \alpha_{3j} S_{ji} + V_i$$

C_C) Diferencias de nivel:

$$CR_i = \alpha_0 + \alpha_1 \log TA_{73i} + \alpha_2 \pi_{73i} + \sum_{j=1}^7 \alpha_{3j} S_{ij} + \alpha_G N_{Gi} + \\ + \alpha_F N_{Fi} + \alpha_I N_{Ii} + W_i$$

Para la relación tamaño-rentabilidad:

A_R) Muestra CEE homogénea:

$$RE_i = \beta_0 + \beta_1 TAME_i + \beta_2 PRA_i + \sum_{j=1}^7 \beta_{3j} S_{ij} + U_i$$

B_R) Diferencias de coeficientes:

$$RE_i = \beta_0 + \beta_1 TAME_i + (\beta_{1G} - \beta_1) TAME_i N_{Gi} + (\beta_{1F} - \beta_1) TAME_i N_{Fi} \\ + (\beta_{1I} - \beta_1) TAME_i N_{Ii} + \beta_2 PRA_i + (\beta_{2G} - \beta_1) PRA_i N_{Gi} + \\ + (\beta_{2F} - \beta_1) PRA_i N_{Fi} + (\beta_{2I} - \beta_1) PRA_i N_{Ii} + \\ + \sum_{j=1}^7 \beta_{3j} S_{ij} + V_i$$

C_R) Diferencias en nivel:

$$RE_i = \beta_0 + \beta_1 TAME_i + \beta_2 PRA_i + \sum_{j=1}^7 \beta_{3j} S_{ij} + W_i$$

y los test se definen como:

Test de homogeneidad de coeficientes angulares:

$$F = \frac{SSE_{CEE} - SSE_{CA}/6}{SSE_{CA} / N - K - 6}$$

Test de diferencias de nivel:

$$F = \frac{SSE_{CEE} - SSE_{DN}/3}{SSE_{DN}/N - K - 3}$$

Siendo:

SSE_{CEE} : Suma de residuos al cuadrado de A_C ó A_R

SSE_{CA} : " " " " " " B_C ó C_R

SSE_{DN} : " " " " " " C_C ó C_R

K : Número de variables explicativas (3 ó 10 según se considere ó no las variables ficticias sectoriales).

Los resultados obtenidos respecto al grado de significación conjunta de las variables de nacionalidad, N_G , N_F y N_I (Cuadro A1), muestran un comportamiento extremadamente homogéneo en la muestra de la CEE para las dos relaciones consideradas. Unicamente en el caso de la relación tamaño-rentabilidad el Test F capta una diferencia en el comportamiento nacional, y esto con un nivel de significación reducido (5 %). Los coeficientes obtenidos para dicho caso indican que para un tamaño y una proporción de recursos ajenos dados las empresas pertenecientes a Alemania y Reino Unido han tendido a experimentar una mayor rentabilidad media durante el período que la del conjunto de la CEE, tal y como indica el Cuadro A2.

Cuadro A1

HOMOGENEIDAD DE LA MUESTRA CEE

MUESTRA	TAMAÑO-RENTABILIDAD		TAMAÑO-CRECIMIENTO	
	Diferencias en coeficientes angulares	Diferencias en nivel	Diferencias en coeficientes angulares	Diferencias en nivel
CEE <u>sin</u> variables ficticias sectoriales N = 83	1.44 [*]	2.77 ^{**}	0.97 [*]	0.93 [*]
CEE <u>con</u> variables ficticias sectoriales	2.09 [*]	3.80 ^{**}	1.19 [*]	1.01 [*]

* No significativo.

** Significativo al 5 %.

Cuadro A2COEFICIENTES NACIONALES OBTENIDOS EN LA RELACION
TAMAÑO-RENTABILIDAD (DIFERENCIAS DE NIVEL)

COEFICIENTES	MUESTRA	
	CEE <u>CON</u> VARIABLES FICTI CIAS SECTORIALES	CEE <u>SIN</u> VARIABLES FICTI CIAS SECTORIALES
CONSTANTE	9.15 (2.20)	8.33 (2.13)
N_G (Alemania)	4.24 (3.03)	3.03 (2.48)
N_F (Francia)	0.19 (0.019)	- 0,7 (-0,72)
N_I (Reino Unido)	4.10 (1.91)	3.85 (1.86)

- Valores T entre paréntesis.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Baumol, W. (1967), Business-Behavior, Value and Growth. -
(Harcourt, Brace and World).
- Bergés, A. y Pérez Simarro, R. (1985), Análisis comparativo de las grandes empresas industriales en España y en Europa. Documentos e Informes nº 1, MINER.
- Bothwell, J.L., Cooley, T.F. y Hall, T.E. (1984) "A New -
View of the Market Structure-Performance Debate",
Journal of Industrial Economics, Junio.
- Buckley, P., Dunning, J. y Pearce, R., (1978) "The influence of
firm size, Industry, nationality, and degree of -
multinationality on the growth and Profitability
of the world's largest firms, 1962-1972". Welt-
wirtschaftliches Archiv, 2, pp. 243-255.
- Buckley, P., Dunning, J. y Pearce, R., (1984), "An analysis of
the Growth and profitability of the world's largest
firms 1972 to 1977". Kyklos, 1, pp. 3-26.
- Geroski, P., Jacquemin, A. (1984), "Large firm in the Euro-
pean Corporate Economy and industrial Policy in -
the 1980's", en Jacquemin, A. (ed.), European In-
dustry: Public Policy and Corporate Strategy, Ox-
ford, pp. 341-367.
- Hall, M. y Weiss, L. (1967), "Firm Size and Profitability",
Review of Economics and Statistics, Agosto, 1967.
- Hymer, S. y Rowthorn, R. (1970), "Multinational Corporation
and International Oligopoly: The Non-American Cha-
llenge", Kindlerberger, CP (ed.). The Internatio-
nal Corporation. MIT Press. Cambridge. Mass, -
págs. 57-91.

- Jacquemin, A. (1982), Economía Industrial (Estructuras de Mercado y estrategias europeas de empresas), Hispano Europea.
- Jacquemin, A. y Cardon, M., (1973) "Size structure, stability and Performance of the largest British and EEC firms". European Economic Review 4, pp. 393-408.
- Jacquemin, A. y Sáez, W., (1976) "A comparison of the Performance of the largest european and Japanese Industrial firms". Oxford Economic Papers, 2, pp. 271-283.
- Jaumandreu, J. y Mato, G. (1985), Concentración Industrial en España (1973-81), Fundación Empresa Pública, Programa de Investigaciones Económicas. Documento de Trabajo.
- Jenny, F. y Weber, A.P. (1976), "Profit Rates and Structural Variables in French Manufacturing Industries" European Economic Review, 7, pp. 187-206.
- Lafuente, A. y Salas, V. (1983), "Concentración y resultados de las empresas en la economía española", Cuadernos Económicos de ICE n° 22-23.
- Maravall, F. (1976), "Crecimiento y dimensión de las grandes empresas industriales españolas", Investigaciones Económicas n° 1.
- Samuels, J.M. y Smyth, D.J. (1968), "Profits, Variability of Profits and Firm Size", Economica, Mayo, pp. 127-139.
- Suárez, A. (1977), "El tamaño y el crecimiento de las empresas españolas: la ley del efecto proporcional", Económicas y Empresariales n° 3.
- Suárez, A. (1978), "La rentabilidad y el tamaño de las empresas españolas", Económicas y Empresariales n° 5.

Utts, Jessica M. (1982), "The Rainbow Test for Lack of Fit in Regression", Communications in Statistics-Theory and Methods, 11(24), 1982, págs. 2801-2815.

Whittington, G. (1977), "On the use of the Accounting Rate of Return in empirical research", Accounting and Business Research, 9, pp. 201-208.

Whittington, G. (1980), "The Profitability and size of United Kingdom Companies, 1960-74". The Journal of Industrial Economics, Junio, pp. 335-352.