

BENEFICIOS A LARGO PLAZO DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS

Manuel A. Espitia y Vicente Salas ofrecen en este artículo un excelente análisis de la evolución de los beneficios de las empresas españolas en el largo plazo. Al cubrir el período 1964-84, es posible conocer el impacto que ha tenido la crisis económica internacional, con resultados diversos según la técnica analítica empleada. Su estudio muestra, por otra parte, que se produce una notable dispersión en el comportamiento de las empresas en términos de rentabilidad y que tal dispersión se ha acentuado a partir de la crisis (*).

I. INTRODUCCION

UNO de los postulados centrales de la teoría de la competencia establece la existencia de una relación inversa entre rivalidad empresarial y comportamiento de los beneficios de las empresas. Beneficios altos estimularán la producción de las empresas establecidas en el mercado y/o atraerán nuevos competidores, produciéndose un incremento de oferta que hará bajar los precios y, en última instancia, el nivel de beneficios. Por el contrario, cuando el nivel de beneficios suponga remuneraciones al capital invertido inferiores a su coste de oportunidad, las empresas menos eficientes deberán abandonar el mercado, la oferta se contraerá y los precios se elevarán, dando lugar a incrementos en los beneficios. De acuerdo con esta observación, los beneficios de las empresas por encima o por debajo de los costes de oportunidad del capital deben ser considerados necesariamente como transitorios, fruto de algún desequilibrio temporal.

Contrastar este postulado ha sido tema permanente de las investigaciones de la Economía Industrial. El objetivo de este trabajo es aportar nuevas evidencias sobre dicho contraste, esta vez a partir de datos empíricos referidos a la economía española y siguiendo una metodología por la cual el grado de competencia existente en los mercados

se trata de inferir a partir del análisis de la evolución de los beneficios empresariales a lo largo del tiempo. Las conclusiones del trabajo apuntan que los beneficios de las empresas españolas convergen hacia unos valores a largo plazo, lo cual sugiere que existe cierta dinámica competitiva en los mercados. Sin embargo, los valores de convergencia difieren de unas empresas a otras, de tal forma que las empresas con unos mayores (menores) niveles de beneficio en un momento del tiempo continúan alcanzando mejores (peores) resultados a largo plazo; la convergencia hacia un nivel de beneficio común para todas las empresas no se cumple para el conjunto de empresas estudiadas. Estas conclusiones no difieren sustancialmente de las que han obtenido trabajos previos referidos a otros países (1).

En este trabajo, el concepto de beneficio a largo plazo se asocia con el valor de convergencia para una medida de beneficios empresariales previamente elegida, en particular el *ratio* Q de Tobin. Sin embargo, en su desarrollo se presentan también evidencias sobre cuáles han sido los beneficios de las empresas españolas durante el período 1964-1984, es decir, a lo largo de más de veinte años. Con esta perspectiva temporal, es posible conocer el impacto que un suceso importante, como la crisis energética de mediados de los años setenta, tiene sobre los beneficios empresariales. La exposición posterior revela que a dicho impacto se le otorga una valoración muy diferente según que la medida de beneficios utilizada sea el citado *ratio* Q (valor de mercado de la empresa dividido por valor a precios de reposición de sus activos) o bien otras medidas más frecuentes, como la rentabilidad de la inversión (beneficio dividido por activo). Evidencias empíricas sobre la evolución de variables de comportamiento, como la tasa de inversión, condicionadas a la evolución de los resultados de la empresa, ponen de manifiesto que se explican mejor con el *ratio* Q que con el *ratio* R, y, por tanto, el primero sería una mejor medida de resultados empresariales que el segundo, porque tiene un mayor valor informativo.

La exposición se organiza del siguiente modo. En primer lugar, se hace una descripción sobre cómo la competencia influye en la evolución de los beneficios empresariales en el tiempo; esta descripción literaria en el texto principal se completa con la formulación analítica del *Apéndice 1*. El apartado central del trabajo muestra los resultados obtenidos en la aplicación de la metodología de análisis descrita previamente a una muestra de em-

presas españolas no financieras; el *Apéndice 2* amplía el significado y contenido informativo del *ratio Q* e ilustra su capacidad para medir la evolución de los beneficios de las empresas españolas a lo largo de más de veinte años. El trabajo termina con unas conclusiones que resumen los resultados más significativos.

II. PROCESO COMPETITIVO Y BENEFICIOS A LARGO PLAZO

Dentro del término competencia existe una distinción metodológica entre competencia actual y competencia potencial. En la primera, competencia actual, se recoge la rivalidad entre las empresas establecidas, las acciones y reacciones entre ellas para mantener o ganar posiciones más favorables a la obtención de beneficios. En mercados fragmentados, de baja concentración, la rivalidad entre empresas establecidas será suficiente para que el precio converja al coste marginal y, si los rendimientos de escala son constantes, al coste medio, reduciendo a cero los beneficios extraordinarios. En mercados concentrados, la rivalidad entre empresas establecidas será generalmente insuficiente para asegurar la convergencia del precio al coste marginal. Sin embargo, desde una perspectiva dinámica, en la que los beneficios extraordinarios atraen a nuevos entrantes, si la entrada se consume descenderá la concentración, aumentará la rivalidad y se eliminarán los beneficios. Otras veces la entrada no se consumará porque las empresas establecidas crearán barreras cuya superación implicará unos costes adicionales para los entrantes que eliminarán el atractivo del beneficio adicional. Crear estas barreras para reducir la competencia potencial puede obligar a las empresas establecidas a sacrificar beneficios (reduciendo el precio hasta el precio límite, por ejemplo), con lo cual la amenaza de competidores, aunque no se realice, es suficiente para reducir los beneficios observados en un mercado. De acuerdo con estas valoraciones, la existencia de beneficios económicos relativamente permanentes en un mercado será atribuible a la presencia de barreras a la entrada favorecidas por factores estructurales, como la existencia de economías de escala, o creadas por las empresas establecidas (diferenciación de producto). A veces, las barreras a la entrada se reducen a un hueco o segmento del mercado que ha sido capaz de capturar y defender la empresa dominante (barreras a la movilidad interna dentro de una industria).

Es evidente que la competencia es un proceso dinámico. Ello obliga a que la capacidad de una empresa para conseguir beneficios económicos se evalúe desde la situación final, cuando el proceso competitivo ya ha concluido, aspecto que no siempre es tenido en cuenta en los trabajos dedicados a este tema. Por el contrario, la actuación más frecuente consiste en especificar modelos estructurales que relacionan variables de resultados con variables de estructura de mercado y variables de decisión empresarial, bajo el supuesto de que los valores de dichas variables corresponden a valores de equilibrio, pero sin contrastar si dicho supuesto se cumple realmente. Obsérvese que la condición de valores de equilibrio, no transitorios, de las variables es crucial para hacer recomendaciones de política industrial cuando, por ejemplo, se detecta una asociación positiva entre beneficios y concentración; si la relación es transitoria y la dinámica del proceso subyacente elimina en un corto periodo los beneficios económicos de las industrias más concentradas, el intervencionismo de la política de defensa de la competencia será innecesario (2).

El carácter dinámico de la competencia obliga a que sus consecuencias se evalúen a medio y largo plazo. Estudiando la evolución de los beneficios de las empresas en el tiempo, se puede determinar en qué medida la competencia erosiona los beneficios extraordinarios de la empresa, la rapidez con que ello se produce y las diferencias entre los beneficios de las empresas cuando el proceso competitivo puede considerarse concluido. Para llevar a cabo estos estudios, dentro de la Economía Industrial se han elaborado modelos generales que incorporan las diferentes facetas de la competencia y permiten explicar el comportamiento de los beneficios de las empresas y las industrias. Surgen así los *modelos estructurales*, o modelos explícitos, del proceso competitivo, dentro de los cuales se incorporan elementos dinámicos que hacen posible predecir cuál será el nivel de beneficios a largo plazo al que el proceso converge.

La modelización estructural tiene ventajas en cuanto que permite deslindar las fuerzas competitivas que provienen de la rivalidad entre las empresas ya establecidas de aquéllas que son la manifestación de la amenaza de las entrantes. Su limitación radica en que necesita mucha información sobre variables relevantes, así como la especificación de formas funcionales que no siempre son derivables a partir de modelos de comportamiento. Por ello, han surgido modelizaciones alternativas, denominadas *modelización ad hoc*, las

cuales tratan de inferir la eficacia del proceso competitivo a partir de la modelización y estudio del comportamiento de la variable beneficios. En estos modelos, todas las fuerzas competitivas se concentran en el valor de un parámetro, lo cual implica que no es posible conocer el origen y naturaleza de las mismas. Su ventaja radica en reducir las necesidades de información y en asegurar que en la información utilizada se recogen todas las fuerzas competitivas relevantes.

En el *Apéndice 1* se resumen las ideas básicas de las dos formas de modelización y se muestran las relaciones existentes entre ambas.

Este trabajo estudia la evolución de los beneficios a largo plazo para una muestra de empresas españolas no financieras aplicando la metodología de la modelización *ad hoc*, es decir, la que no hace explícito el proceso competitivo y se basa únicamente en los beneficios observados. Las conclusiones a que se llega coinciden con las obtenidas en los otros trabajos, en cuanto se comprueba que la competencia erosiona efectivamente los beneficios a largo plazo de las empresas, pero no hasta el punto en que todas las empresas terminen por obtener un mismo nivel de beneficio.

Junto al contraste empírico para la economía española, el trabajo incluye algunas novedades metodológicas que conviene destacar. En primer lugar, muestra una exposición detallada de la relación entre la modelización *ad hoc* que se viene aplicando al estudio de los beneficios empresariales a largo plazo y los modelos estructurales clásicos, a través de los cuales se modeliza, de una forma explícita, la naturaleza del proceso competitivo. Segundo, la medida de resultados empresariales utilizada es el *ratio* Q de Tobin, calculado como el cociente entre el valor de mercado de la empresa y el valor de sus activos físicos a precios de reposición. El *ratio* Q ofrece ventajas frente a medidas de resultados empresariales como la rentabilidad económica, utilizada en otros trabajos, en cuanto que es una medida de beneficio ajustado por el nivel de riesgo de la empresa, incorpora expectativas de crecimiento en los beneficios y tiene asociado un valor igual a uno cuando se cumplen las condiciones ideales del mercado competitivo. Tercero, se incluye un modelo de ajuste dinámico que no ha sido utilizado anteriormente en este tipo de trabajos.

III. BENEFICIOS A LARGO PLAZO DE LA EMPRESA ESPAÑOLA

1. Datos y variables

La información disponible para llevar a cabo el estudio y medición de los beneficios a largo plazo de la empresa española consta de datos contables y económicos para un conjunto de setenta empresas no financieras que cotizan en la Bolsa, durante el período comprendido entre 1962 y 1984. El número de empresas es ciertamente reducido, pero es una restricción impuesta por la necesidad de cubrir un período de tiempo relativamente largo.

La información sobre estas empresas, entre las que se incluyen empresas reguladas, como las del sector eléctrico, y algunos monopolios, ha sido extraída de la *Agenda Financiera* del Banco de Bilbao, y está referida a datos anuales en el momento del cierre del ejercicio (3).

La medida de resultados empresariales utilizada es el *ratio* Q, calculado como el cociente entre el valor de mercado de la empresa, como flujo de rentas que remuneran al capital, y el valor de sus activos calculado a precios de reposición de los mismos. El valor de mercado de la empresa se obtiene de la suma del valor de cotización de sus acciones en el mercado bursátil y una estimación del valor teórico de la deuda emitida. El precio de reposición de un activo, valorado inicialmente a precios de adquisición, se obtiene ajustando este último precio por cambios en el nivel de precios de los bienes de capital y por cambios en el progreso técnico incorporado a los mismos. Este cociente es una medida de resultados de naturaleza económica y no contable, dado que en ella se utilizan valores corrientes de mercado para las variables, bien directamente observados o bien calculados para aproximarse a ellos (4).

Como medida de resultados empresariales, el *ratio* Q tiene notables ventajas sobre la rentabilidad económica, utilizada en otros trabajos. Una de ellas, especialmente relevante para la medición de los resultados a largo plazo de la empresa, radica en que se trata de una medida ajustada por diferencias en el nivel de riesgo empresarial, con lo cual se evita concluir erróneamente que las diferencias observadas en los niveles de rentabilidad a largo plazo son el reflejo de beneficios superiores, cuando en realidad se deben a beneficios normales, dado el mayor nivel de riesgo que soportan esas empresas. En segundo lugar, el *ratio* Q incorpora expectativas

sobre beneficios que la empresa podrá conseguir en el futuro; cualquier cambio en las expectativas de beneficio se reflejará en el valor corriente del *ratio* Q, que por esta razón deberá ajustarse más rápidamente de lo que lo haría el beneficio económico, cuyos cambios siempre irán unidos a cambios en las variables reales. Por último, el *ratio* Q es una medida de resultados ajustada por los efectos de la inflación y, por lo tanto, no debe estar afectada por las distorsiones que las prácticas contables convencionales introducen en la rentabilidad económica de la empresa en periodos inflacionarios; este aspecto es importante, dadas las altas tasas de inflación que se han producido en la economía española durante el periodo estudiado. El *Apéndice 2* presenta una exposición más elaborada de las ventajas que ofrece el *ratio* Q como medida de resultados.

2. Modelos e hipótesis (5)

El primer modelo utilizado para estudiar el comportamiento de los beneficios a largo plazo para la empresa española es el propuesto por Jacquemin y Sáez (1976), en el cual se relacionan los beneficios medios empresariales en dos subperiodos consecutivos a partir de datos transversales. La hipótesis de convergencia en los beneficios y eliminación de las diferencias entre los beneficios de las empresas exige que la pendiente de la ecuación de regresión entre los beneficios de los dos subperiodos debe ser nula o negativa.

En segundo lugar, se introducirán variables de resultados empresariales que representan valores estacionarios a largo plazo, y que se obtienen de ajustar los modelos siguientes a los datos disponibles.

$$q_{it} = a_{i1} + b_{i1}/t + u_{it} \quad [1]$$

$$q_{it} = a_{i2} + b_{i2}/t + c_{i2}/t^2 + u_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad [2]$$

$$q_{it} = a_{i3} + b_{i3} q_{i,t-1} + u_{it} \quad [3]$$

$$Q_{it} = a_{i4} + b_{i4} \bar{Q}_i + c_{i4} \left(\frac{Q_{it}}{\bar{Q}_i} \right)_{t-1} + u_{it} \quad [4]$$

$$\bar{q}_i = \sum_{t=1}^T q_{it}/T \quad [5]$$

donde u_{it} es el término que recoge los factores aleatorios que influyen en los resultados empresariales, término residual en el modelo de regresión; $Q = \frac{Q_t - Q_{t-1}}{Q_{t-1}}$ es la variación relativa en el *ratio* Q; el subíndice i se refiere a la empresa,

siendo $n = 70$ el número de empresas; el subíndice t se refiere al tiempo que se extiende desde 1964 a 1984, es decir, $T = 21$ periodos; el símbolo $\bar{\quad}$ sobre una variable indica valor promedio.

El *ratio* q , que aparece en las ecuaciones [1] a [5], es un valor normalizado del *ratio* Q original. La normalización se obtiene expresando q como la diferencia entre el valor absoluto del *ratio* original Q y el valor medio de ese mismo *ratio* para todas las empresas,

$$q_{it} = Q_{it} - \bar{Q}_i$$

donde $\bar{Q}_i = \sum_{t=1}^n Q_{it}/n$ es el valor promedio de las setenta empresas de la muestra. A través de esta normalización se pretende eliminar del *ratio* Q original las influencias a todas las empresas que implican variaciones a lo largo del tiempo atribuibles al ciclo económico o a la evolución tendencial de la economía.

Los parámetros a_{i1} y a_{i2} son estimaciones directas de los beneficios a largo plazo que puede obtener la empresa i , expresados en términos de diferencias sobre el promedio general de todas las empresas. El modelo de ajuste parcial, ecuación [3], permite obtener la medida de beneficios a largo plazo a través del cociente $a_{i3}/(1 - b_{i3})$, para $-1 < b_{i3} < 1$, según se muestra en el *Apéndice 1* (ecuación [A-8]). La ecuación [4] relaciona variaciones relativas del *ratio* Q de una empresa con variaciones relativas del *ratio* Q medio. Los beneficios a largo se obtienen, en este caso, de la solución estacionaria, de acuerdo con la expresión, $-a_{i4}/c_{i4}$ con $c_{i4} < 0$. Nótese que este resultado a largo plazo corresponde al cociente entre el beneficio de la empresa y el beneficio medio de la economía; se trata, por tanto, de un resultado que indica diferencias relativas entre beneficios de una empresa y beneficios medios a largo plazo, mientras que en el resto de modelos la medida de resultados a largo plazo que se obtiene corresponde a diferencias absolutas. Por último, a través de [5] se obtiene una medida de beneficio a largo plazo calculando el promedio del *ratio* q de cada empresa para todos los años disponibles.

Una vez obtenidos los resultados a largo plazo, interesará saber, de un lado, si existen o no diferencias sustanciales entre ellos según el modelo utilizado para estimarlos. En segundo lugar, interesará averiguar hasta qué punto los beneficios a largo plazo de las empresas tienden a igualarse en el tiempo o, por el contrario, dichos beneficios se

mantienen en niveles que difieren sustancialmente de unas empresas a otras; en este caso, se pondría en evidencia una dinámica competitiva que no es capaz de asegurar unos resultados próximos a los que predica la competencia perfecta.

Junto a los niveles que marcan los beneficios de la empresa a largo plazo, la dinámica competitiva se caracteriza también por la rapidez con que convergen a esos beneficios los resultados corrientes; la rapidez de convergencia y otras propiedades de la misma podrán evaluarse a través de los valores estimados b_{11} , b_{12} , b_{13} y c_{14} . Un mayor valor de estos parámetros indicará una mayor lentitud en el proceso de convergencia. Por otra parte, para que esta convergencia se produzca, se requiere, además de las condiciones ya señaladas de $-1 < b_{13} < 1$ y $c_{14} < 0$, que b_{11} sea predominantemente negativo entre las empresas con unos resultados iniciales inferiores a los resultados a largo plazo, y predominantemente positivo entre las empresas con resultados corrientes superiores. Los valores de b_{13} marcarán una tendencia hacia la igualación de los beneficios entre las empresas si sus valores menores corresponden a las empresas que inicialmente muestran unas diferencias mayores con respecto a los beneficios medios.

3. Resultados

El estudio del comportamiento de los beneficios a largo plazo de la empresa española no financiera se centrará en cuatro aspectos principales: análisis de los resultados medios en el tiempo, análisis transversal de los beneficios medios, evaluación de las diferencias entre los beneficios a largo plazo de las empresas y diferencias inter-industriales.

Análisis temporal de los beneficios medios

A lo largo del período estudiado, 1964-1984, la economía española ha ofrecido muy diferentes oportunidades de beneficio a las empresas no financieras, según pone de manifiesto el cuadro n.º 1, donde se muestra, primera columna, la evolución anual del *ratio* Q medio, calculado promediando los *ratios* individuales de las setenta empresas estudiadas. Hasta 1975, el *ratio* Q, que representa los beneficios medios obtenidos por las empresas españolas, se mantiene en valores sensiblemente superiores a uno, cifra que puede considerarse representativa del nivel de beneficio «normal» de una economía, es decir, el beneficio competitivo. A partir de ese

CUADRO N.º 1

COMPORTAMIENTO TEMPORAL DEL *RATIO* Q MEDIO Y DE LAS DIFERENCIAS ENTRE EMPRESAS

AÑO	Ratio Q medio	Varianza de Q	Coficiente de variación
1964	1,75	0,50	0,41
1965	1,65	0,63	0,48
1966	1,48	0,58	0,51
1967	1,36	0,45	0,50
1968	1,50	0,49	0,52
1969	1,93	0,68	0,42
1970	1,58	0,39	0,39
1971	1,53	0,40	0,41
1972	1,65	0,78	0,53
1973	1,65	0,84	0,56
1974	1,42	0,63	0,56
1975	1,37	0,53	0,52
1976	1,02	0,20	0,44
1977	0,71	0,09	0,42
1978	0,73	0,17	0,57
1979	0,64	0,16	0,62
1980	0,58	0,10	0,53
1981	0,60	0,09	0,52
1982	0,60	0,13	0,60
1983	0,61	0,11	0,54
1984	0,69	0,15	0,53
Promedios			
1964-1984	1,20	0,39	0,50
1964-1974	1,59	0,58	0,48
1975-1984	0,76	0,17	0,53

Fuente: Elaboración propia (véase texto).

año, el *ratio* Q desciende de forma muy notable, alcanzando niveles mínimos en torno al 0,6 a principios de los años ochenta; en el año 1984, parece notarse una mejora sustancial en los resultados medios de las empresas. La crisis económica que surge de la crisis energética de mediados de los setenta reduce sensiblemente las oportunidades de beneficio de las empresas españolas entre 1977 y 1983, sobre todo teniendo en cuenta que hasta 1975 el *ratio* Q medio indica que las empresas españolas obtenían, en conjunto, unos beneficios que se traducían en un valor económico de los recursos invertidos superior en un 50 por 100 a su valor competitivo o de reposición (establecido en $Q = 1$).

La columna segunda del cuadro n.º 1 muestra la dispersión entre los valores del *ratio* Q de las empresas para cada año, medido a través de la varianza de dicho *ratio*. La evolución de la dispersión

es claramente procíclica, es decir, existe una correlación positiva entre la evolución del *ratio* Q medio y la varianza de Q, resultante del movimiento paralelo que siguen los dos parámetros a lo largo del tiempo. Este resultado parece sugerir que las diferencias entre los *ratio* Q de las empresas tienden a reducirse en periodos donde los resultados medios son más bajos y a agrandarse en épocas con mejores oportunidades de beneficio. Dicho de otro modo, parece que las empresas más rentables mantienen mejor sus superiores resultados en épocas expansivas de lo que lo hacen las empresas menos rentables.

Estimar la dispersión del *ratio* Q sobre cifras absolutas cuando se produce un descenso tan marcado en el valor medio de la variable puede conducir a conclusiones engañosas. Para evitarlas, se calcula el coeficiente de variación o cociente entre la desviación estándar de Q y el valor medio de Q. Este coeficiente equivale a la desviación estándar calculada sobre el *ratio* Q de las empresas, expresado en diferencias relativas sobre el valor medio de dicho *ratio* en cada año. El coeficiente de variación alcanza sus valores más altos en 1973, 1974 y a partir de 1978 hasta 1984. Aunque la crisis energética no se había manifestado claramente en el valor del *ratio* Q medio, los aumentos en el coeficiente de variación durante 1973 y 1974 indican que en esos años se produce un incremento en las diferencias entre los valores relativos del *ratio* Q de las empresas, evidencia de que la crisis energética estaba afectando de forma diferente a unas

empresas que a otras. Desde 1978, la dispersión entre las diferencias relativas del *ratio* Q de cada empresa y el *ratio* Q medio de todas ellas se mantiene en niveles sensiblemente superiores a la que se observó en los años sesenta y principios de los setenta, lo cual indica que las diferencias entre los resultados de las empresas relativos al resultado medio de la economía han sido más marcadas durante los últimos años.

Análisis transversal de la persistencia de diferencias en los beneficios medios

Mostramos aquí los resultados obtenidos de aplicar la metodología de Jacquemin y Sáez al estudio de la persistencia en las diferencias entre los beneficios de las empresas en el tiempo. Para ello, se relacionan los *ratios* Q medios de cada empresa en un subperiodo con esos mismos *ratios* calculados en un subperiodo posterior. El cuadro n.º 2 aporta los datos básicos para el análisis.

La evidencia empírica señala que el coeficiente de regresión estimado, \hat{b} , es positivo y significativo en cada una de las particiones temporales contempladas. Se obtiene así la primera evidencia de que las empresas con unos resultados superiores en un determinado momento en el tiempo mantienen esa diferencia favorable en periodos de tiempo posteriores; es decir, el proceso competitivo no consigue eliminar las diferencias entre los beneficios de las empresas.

El modelo ajustado a los subperiodos 1964-67 y 1968-72 da el mayor coeficiente de regresión, igual a 0,71, y un R^2 corregido de 0,52; el R^2 se mantiene en el modelo estimado para el subperiodo siguiente, pero el coeficiente de regresión disminuye a 0,53. En los dos últimos modelos, se relacionan resultados medios de las empresas antes de la crisis energética con resultados medios posteriores a ella; tanto el coeficiente de regresión como el R^2 corregido son sensiblemente inferiores a los que se obtienen para los subperiodos anteriores. La disminución en el coeficiente de regresión puede explicarse teniendo en cuenta la disminución en los valores del *ratio* Q medio a lo largo del tiempo que pone de manifiesto el cuadro n.º 1. Por otra parte, la menor bondad del ajuste, reflejada en el bajo R^2 obtenido cuando se relacionan los beneficios de los subperiodos 1973-77 y 1978-84, puede atribuirse a que la crisis económica cambia el entorno económico a la vez que impacta de forma desigual a unas empresas y a otras.

CUADRO N.º 2

PERSISTENCIA DE LOS BENEFICIOS EN EL TIEMPO: RESULTADOS DE LA ESTIMACION DEL MODELO $Q_t = a + b\bar{Q}_{t-k}$ PARA DIFERENTES SUBPERIODOS

	Periodo t-k, 1964-67	Periodo t-k, 1968-72	Periodo t-k, 1973-77	Periodo t-k, 1978-84
	Periodo t, 1968-72	Periodo t, 1973-77	Periodo t, 1978-84	Periodo t, 1973-84
Constante	0,53 (3,46)	0,38 (3,56)	0,37 (4,23)	0,42 (5,39)
\hat{Q}_{t-k}	0,71 (7,59)	0,53 (8,89)	0,22 (3,32)	0,29 (6,62)
\bar{R}^2	0,52	0,53	0,13	0,38
N.º empresas.	70	70	70	70

Entre paréntesis, t de Student.

CUADRO N.º 3

COEFICIENTES DE CORRELACION ENTRE LAS MEDIDAS DE BENEFICIO EMPRESARIAL

	\bar{q}_3	\hat{a}_1	\hat{a}_2	$\hat{a}_3/(1-\hat{b}_3)$	$-\hat{a}_4/\hat{c}_4$
\hat{a}_1	0,55				
\hat{a}_2	0,39	0,84			
\hat{a}_3					
$1 - \hat{b}_3$	0,65	0,77	0,38		
\hat{a}_4/\hat{c}_4	0,68	0,56	0,35	0,39	
\bar{q}	0,88	0,69	0,40	0,75	0,60

Permanencia temporal de las diferencias de beneficios: modelos dinámicos

La persistencia o no de las diferencias entre los beneficios de las empresas puede analizarse comparando las estimaciones de los beneficios a largo plazo que se obtienen de los modelos [1] a [5]. El beneficio a largo plazo es ahora un valor al que converge la serie de valores históricos de los beneficios empresariales; por lo tanto, no debe estar influido por el período de tiempo en el que se realiza el estudio.

Las estimaciones de a_i , b_i y c_i , necesarias para analizar la convergencia de los *ratios* q de las empresas hacia sus valores a largo plazo y comparar después estos valores entre ellas, se obtienen ajustando, por mínimos cuadrados ordinarios, los modelos [1] a [4] a los datos disponibles para cada empresa. Todos los parámetros \hat{b}_{i3} cumplen la condición exigida para la convergencia $-1 < \hat{b}_{i3} < 1$, y la mayoría de ellos se sitúan entre 0,4 y 0,7. Por otra parte el parámetro estimado \hat{c}_4 es positivo para tres empresas, es decir, en tres casos no se cumple la condición de convergencia impuesta por el modelo que relaciona variaciones relativas al *ratio* Q de una empresa con variaciones relativas del *ratio* Q medio.

Al objeto de aplicar la metodología de análisis utilizada en otros trabajos, los resultados obtenidos en las estimaciones se resumen en los cuadros números 3 y 4. El primero de ellos muestra los coeficientes de correlación simple entre las medidas de resultados a largo plazo que se obtienen de los modelos y entre éstas y el *ratio* q medio de las empresas en los tres primeros años de que se dispone de datos, 1964-66. En el cuadro n.º 4, las

empresas se agrupan en cinco subgrupos, siguiendo el orden inverso marcado por los valores del *ratio* q medio de los tres primeros años; en cada subgrupo se calcula el valor promedio de las diferentes medidas de beneficios a largo plazo consideradas. El cuadro n.º 4a muestra estos promedios calculados sobre medidas del *ratio* q a largo plazo; recuérdese que q es un valor que resulta de normalizar el *ratio* Q original sustrayéndose el valor promedio de Q entre todas las empresas; por tanto, las medidas de beneficios a largo plazo que se obtienen corresponden a las diferencias del *ratio* Q de cada empresa y el *ratio* Q promedio. Para facilitar las comparaciones con las estimaciones del beneficio a largo plazo que se obtienen del modelo [4], y que expresan valores relativos del *ratio* Q de cada empresa y el *ratio* Q medio, las entradas del cuadro n.º 4a se dividen por una estimación del *ratio* Q medio relevante en cada caso. Este valor es de 1,60 para los tres años 1964-1966, y de 1,20 para el conjunto del período 1964-1984. Los valores relativos así obtenidos se muestran en el cuadro número 4b.

La primera columna del cuadro n.º 3 muestra las correlaciones del *ratio* q en los años iniciales con las cuatro estimaciones del valor de ese *ratio* a largo plazo. Todas las correlaciones son positivas y significativas, llegando a un valor de 0,88 para las variables \bar{q}_3 y \bar{q} . Esta evidencia indica que las

CUADRO N.º 4

PROMEDIOS DE ESTIMACIONES DE BENEFICIOS INICIALES, TRES PRIMEROS AÑOS, Y BENEFICIOS A LARGO PLAZO PARA CINCO SUBGRUPOS DE EMPRESAS

4a) Diferencias absolutas del promedio general

Subgrupo	\bar{q}_3	\hat{a}_1	$\hat{a}_3/(1-\hat{b}_3)$	\bar{q}
1	-0,84	-0,40	-0,37	-0,49
2	-0,44	-0,29	-0,15	-0,25
3	-0,10	-0,10	-0,08	-0,05
4	0,27	0,21	0,16	0,13
5	0,87	0,27	0,37	0,41

4b) Diferencias relativas del promedio general

Subgrupo	\bar{q}_3	\hat{a}_1	$\hat{a}_3/(1-\hat{b}_3)$	$(-\hat{a}_4/\hat{c}_4)-1$	\bar{q}
1	-0,51	-0,33	-0,31	-0,31	-0,41
2	-0,27	-0,24	-0,12	-0,18	-0,21
3	-0,06	0,08	-0,07	0,12	-0,04
4	0,16	0,17	0,13	0,20	0,11
5	0,53	0,23	0,31	0,57	0,34

empresas con unos beneficios iniciales superiores a los beneficios medios tienden a mantener la misma superioridad en los resultados cuando éstos se estiman a través de medidas de beneficio a largo plazo; se confirma así, una vez más, la persistencia en las diferencias entre los beneficios empresariales a lo largo del tiempo.

Otro aspecto destacable del cuadro n.º 3 es la significativa correlación que existe entre las diferentes medidas de beneficios a largo plazo; \hat{a}_2 es la que muestra una correlación menor, pero sigue siendo significativa al nivel de significación marcado (6). Esta evidencia sugiere que el análisis de los beneficios a largo plazo podrá hacerse llegando a similares conclusiones utilizando cualquiera de estas medidas, tal como confirma el realizado a partir del cuadro n.º 4. La observación del cuadro número 4a confirma, efectivamente, que la estimación de los beneficios medios en cada subgrupo mantiene el mismo orden que el marcado por los beneficios de los tres primeros años. Así, por ejemplo, las empresas que en los años 1964-1966 mantenían un *ratio* Q superior en 0,87 al *ratio* Q medio a largo plazo seguirán manteniendo una diferencia entre 0,27 y 0,41; de igual modo, en las empresas del primer subgrupo que en 1964-1966 mantenían una diferencia negativa de 0,84 entre su *ratio* Q y el *ratio* medio, a largo plazo, la diferencia negativa se seguirá produciendo, situándose entre $-0,37$ y $-0,49$. Nótese que la columna referida a \bar{q} muestra el mismo patrón de resultados que las demás, pero los beneficios medios estimados a partir de ella para los subgrupos extremos da unos resultados más alejados de cero que los que se obtienen con \hat{a}_1 y $\hat{a}/(1 - \hat{b}_3)$. Ello parece sugerir que el *ratio* Q medio a largo plazo para el conjunto de empresas estudiadas se sitúa en un nivel inferior al valor de 1,20, que se obtiene promediando los *ratio* Q de todas las empresas en los 21 años para los que se dispone de información.

Los valores relativizados de beneficios iniciales y beneficios a largo plazo que se muestran en el cuadro n.º 4b completan las conclusiones extraídas del cuadro anterior. En 1964-66 las empresas con beneficios más altos (bajos) tenían un *ratio* Q superior (inferior) al Q medio en un 50 por 100. A largo plazo, esta diferencia se reduce, pero no se elimina totalmente, y las empresas en el subgrupo de beneficios más bajos obtienen un beneficio proyectado entre el 30 y el 40 por 100 por debajo del beneficio medio, mientras que en las del subgrupo con resultados más altos esos mismos beneficios superan al promedio en un 23 a 34 por 100 (7). En

CUADRO N.º 5

**PORCENTAJES DE \hat{b}_1 POSITIVOS
Y VALORES PROMEDIOS DE \hat{b}_3 PARA
LOS SUBGRUPOS DE EMPRESAS**

Subgrupo	Porcentaje de $b_1 > 0$	Valor promedio de \hat{b}_3
1	20	0,67
2	47	0,57
3	50	0,49
4	65	0,62
5	77	0,66

el cuadro n.º 4b se incluyen también los beneficios relativos medios de cada subgrupo de empresas obtenidas del modelo que estima directamente el valor proyectado del cociente entre el *ratio* Q de una empresa y el *ratio* Q medio ($-\hat{a}_4/\hat{c}_4$) - 1. Los subgrupos de empresas con beneficios superiores al promedio en los tres primeros años mantienen ahora sus diferencias relativas a largo plazo e incluso las aumentan ligeramente. Téngase en cuenta que el cociente entre el Q de la empresa y el Q medio que proyecta este modelo implica un valor del *ratio* Q medio que no es necesariamente igual a 1,2, promedio de todas las empresas entre 1964 y 1984. Por el contrario, los resultados obtenidos confirman la apreciación anterior de que el *ratio* Q medio se proyecta hacia un valor a largo plazo por debajo del promedio observado de 1,2.

Toda esta evidencia empírica sugiere que las empresas que obtienen beneficios superiores al promedio en un momento en el tiempo mantienen esos beneficios superiores a largo plazo. Es decir, las diferencias entre los beneficios de las empresas permanecen en el tiempo. La exposición ha apuntado también que los resultados a largo plazo no siempre coinciden con los del período inicial, lo cual indica que la trayectoria de beneficios empresariales en el tiempo converge hacia unos valores a largo plazo, aunque éstos no se corresponden con el nivel de beneficio común para todas las empresas que predice el pleno funcionamiento del proceso competitivo. La eliminación de beneficios diferenciales transitorios que lleva consigo el proceso de convergencia hacia el resultado a largo plazo también es manifiesta al recordar que los valores de \hat{b}_3 y \hat{c}_4 cumplen prácticamente en todos los casos las condiciones para que esa convergencia tenga lugar. El cuadro n.º 5 incluye infor-

mación adicional para obtener una visión más completa del proceso de convergencia.

La distribución de valores positivos de \hat{b}_1 entre los subgrupos de empresas es coherente con la hipótesis de convergencia en cuanto que aquéllos predominan entre las empresas con resultados iniciales superiores al promedio, mientras que las empresas en los subgrupos con resultados inferiores son las que tienen un mayor porcentaje de valores de \hat{b}_1 negativos; estos signos indican que los beneficios disminuyen (aumentan) para las empresas con beneficios iniciales superiores (inferiores). En los subgrupos extremos, un 20 por 100 de las empresas (tres, en números absolutos), no cumplen las condiciones impuestas y sus beneficios tienden a aumentar, en las del subgrupo cinco, y a disminuir, en el subgrupo uno, con el paso del tiempo; es decir, en estos casos la convergencia no se produce.

Por otra parte, los valores de \hat{b}_3 en cada subgrupo oscilan entre 0,49 y 0,63, evidencia de que la convergencia es moderadamente rápida. La distribución de los valores de \hat{b}_3 entre los subgrupos de empresas es, no obstante, contraria a la hipótesis de que la convergencia se produce hacia un nivel de beneficio similar para todas las empresas. En efecto, para que todas las desviaciones del beneficio a que se proyecta la trayectoria observada en los beneficios de las empresas fueran únicamente rentas transitorias, los valores de \hat{b}_3 deberían ser mayores para las empresas con beneficios similares a los beneficios «normales», indicando que éstos tienden a permanecer, y más bajos para las empresas situadas en los subgrupos extremos, indicando de este modo que se produce la convergencia esperada. La evidencia empírica indica, en cambio, que los beneficios de las empresas se proyectan hacia un valor permanente a largo plazo, pero éste es sustancialmente diferente de unas a otras, siendo las empresas con superiores resultados en un momento en el tiempo las que parecen estar en mejores condiciones de mantener esa ventaja inicial.

Bajo las condiciones ideales de los mercados competitivos, el *ratio* Q de equilibrio para todas las empresas será igual a uno; en esa situación, los beneficios de la empresa, ajustados por el nivel de riesgo, serán exactamente los necesarios para asegurar una remuneración «normal» al factor capital. Aunque la existencia de impuestos puede implicar un *ratio* Q de equilibrio inferior a uno y la capitalización de rentas atribuibles al capital intangible

(publicidad e I + D) hará aumentar el *ratio* Q de equilibrio, el *ratio* finalmente resultante no debe diferir sustancialmente de la cifra indicada. Las evidencias empíricas anteriores parecen confirmar que el *ratio* Q correspondiente a los beneficios «normales» de las empresas españolas está próximo a uno.

Es razonable suponer que el nivel de beneficios considerado «normal» se corresponde con el de aquellas empresas cuyos valores del *ratio* Q muestren una tendencia similar a aumentar que a disminuir a lo largo del tiempo. La dirección seguida por los movimientos en los beneficios de las empresas se descubre a partir de los valores estimados del coeficiente \hat{b}_1 , en cuanto que valores positivos de \hat{b}_1 indican que los beneficios disminuyen en el tiempo, mientras que si \hat{b}_1 es negativo indicará que los beneficios aumentan. Según el cuadro número 5, los subgrupos tres y cuatro incluyen a las empresas con un número más parecido de valores positivos y negativos de \hat{b}_1 : 50 y 47 por 100 respectivamente; serán por tanto los beneficios de estas empresas los que marquen el nivel de beneficio considerado «normal». Dado que el *ratio* Q promedio para todas las empresas y años es de 1,2 y que \hat{a}_1 es igual a $-0,10$ y $-0,29$ para las empresas de los subgrupos tres y cuatro (cuadro número 4a) el *ratio* Q correspondiente a los beneficios «normales» estará comprendido entre 0,91 y 1,10, límites que incluyen al valor de $Q = 1$ en el centro del intervalo.

Diferencias inter-industriales

Aunque el número reducido de empresas que constituyen la muestra hace difícil su agrupación sectorial con un número de ellas suficientemente representativo, resulta al menos ilustrativo llegar a una valoración de las diferencias entre unos sectores y otros sobre el comportamiento de los beneficios a largo plazo para las empresas que se les asignan.

El cuadro n.º 6 muestra los valores medios sectoriales de los parámetros \hat{a}_1 y $\hat{a}_3/(1 - \hat{b}_3)$ estimado a partir de los valores individuales obtenidos previamente para cada una de las empresas; en el mismo cuadro se muestra también el número de empresas asignadas a las diferentes industrias.

La conclusión más destacada que se desprende de la observación del cuadro es la elevada cifra de los parámetros estimados \hat{a}_1 y $\hat{a}_3/(1 - \hat{b}_3)$ obtenidos promediando los valores de las empresas en

CUADRO N.º 6

PROMEDIOS SECTORIALES DE LOS EXCESOS DE BENEFICIOS

(Valor promedio del exceso de beneficio a largo plazo)

SECTOR	\hat{a}_1	$\hat{a}_3/(1-\hat{b}_3)$	Número de empresas (*)
Eléctrico	0,02	0,06	11
Automoción	-0,32	-0,23	6
Primera transformación de metales	-0,06	-0,05	4
Minería no metálica	-0,18	-0,19	4
Material eléctrico	-0,25	-0,39	4
Química y química básica	0,07	0,06	6
Abonos y plaguicidas	-0,25	-0,25	4
Refino de petróleo	0,12	0,11	3
Papel	-0,03	-0,02	4
Cemento	0,10	0,13	5
Construcción	-0,14	-0,11	4
Alimentación	0,15	0,18	5
Inmobiliaria	0,54	0,44	6

(*) Se excluyen monopolios como Campsa y Tabacalera, así como dos empresas de difícil clasificación sectorial.

el sector inmobiliario: el *ratio* Q medio a largo plazo de las empresas inmobiliarias supera el *ratio* Q medio de todas las empresas entre 0,44 y 0,54 en valores absolutos; considerando que el *ratio* Q medio a largo plazo de todas las empresas está próximo a uno, el sector inmobiliario tendría un *ratio* Q a largo plazo superior en un 40 a 50 por 100 al *ratio* Q competitivo, que implica beneficios extraordinarios nulos. Además, este sector partía de un *ratio* Q medio inicial superior en 0,676 al *ratio* Q medio de todas las empresas y, por tanto, la evolución de su *ratio* Q a largo plazo confirma que esta diferencia sólo se reduce ligeramente en términos absolutos, aunque aumenta en términos relativos, dado que el *ratio* Q medio de todas las empresas en los tres primeros años considerados (1964-1966) era de 1,60, frente al valor de 1,0 estimado como valor a largo plazo.

Los sectores de alimentación, refino de petróleo, cemento y química obtienen valores del *ratio* Q a largo plazo superiores al *ratio* Q a largo plazo de todas las empresas, si bien las diferencias son sensiblemente inferiores a las observadas en el sector inmobiliario. Por otra parte, los sectores eléctrico, primera transformación de metales y papel tienen un *ratio* Q a largo plazo muy próximo al del promedio para todas las empresas consideradas.

En el otro extremo, son los sectores de automoción, material eléctrico, abonos y plaguicidas, y minería no metálica donde se observan las mayores diferencias negativas entre el *ratio* Q a largo plazo de estos sectores y el *ratio* Q a largo plazo del conjunto de empresas.

La desagregación sectorial revela, por tanto, que la concentración de beneficios extraordinarios se produce sobre todo en un sector no industrial de la economía, inmobiliario, mientras que los sectores industriales o bien obtienen unos beneficios ligeramente superiores al promedio, o bien soportan tasas de beneficios económicos negativas, que sólo pueden explicarse teniendo en cuenta las fuertes barreras a la salida que existen en algunos sectores, cuyo cierre de empresas de gran tamaño provoca altos costes sociales que el proceso de reconversión industrial, en el que han estado inmersas, ha tratado de paliar (8).

IV. CONCLUSION

El estudio del comportamiento de los beneficios empresariales en el tiempo permite conocer la evolución de la competencia en los mercados y la capacidad de las empresas para protegerse de esa competencia consiguiendo ventajas competitivas permanentes. Este trabajo ha aplicado una metodología, ya utilizada en estudios similares referidos a otros países, al análisis de los beneficios de un número reducido de empresas españolas que cotizan en Bolsa, desde 1964 a 1984. Algunas de las conclusiones más relevantes a que se ha llegado en este análisis se resumen en los siguientes puntos.

1. La medida de beneficios empresariales utilizada para el análisis se demuestra crucial para llegar a unas conclusiones o a otras sobre la evolución de los beneficios medios de las empresas en el período estudiado. Cuando la medida es el cociente entre el valor de mercado de la empresa y el precio de reposición de sus activos, *ratio* Q, los beneficios medios de la década 1975-1984 son la mitad de los beneficios en la década precedente. Sin embargo, si la medida de beneficios es la rentabilidad económica, beneficio sobre activo, la disminución de su valor entre 1975-1984, en comparación con el valor medio entre 1975-1984, es sólo del 16,6 por 100. El *ratio* Q es una medida de beneficio extraordinario en cuanto relaciona rentabilidad de la inversión con coste de oportunidad financiera del capital. Su evolución en el tiempo,

comparándola con la de la rentabilidad, revela que los menores beneficios económicos, después de descontar el coste de oportunidad financiera, se deben, sobre todo, a un incremento paralelo en dicho coste de oportunidad financiera del capital. Por lo tanto, aquellos trabajos que analizan la evolución de los beneficios empresariales sólo a partir de medidas de rentabilidad, ofrecen una visión parcial e incompleta de los mismos.

2. El análisis pormenorizado de la dinámica competitiva latente en la evolución de los beneficios empresariales en el tiempo revela que el *ratio* Q promedio de las empresas estudiadas converge a largo plazo a una cifra próxima a uno, es decir, su valor de beneficio extraordinario es nulo. Sin embargo, alrededor de esa cifra media se observa una fuerte dispersión en los resultados individuales de las empresas.

3. Desde una perspectiva temporal, se comprueba, en primer lugar, que la dispersión relativa de los beneficios empresariales se incrementa de forma muy notable en los años 1973 y 1974, lo cual refleja que la crisis energética afectó de forma desigual a unas empresas y otras. La mayor dispersión relativa se ha mantenido durante la mayor parte de los años posteriores, hasta 1984.

4. El estudio de la convergencia de los beneficios empresariales hacia sus valores a largo plazo revela que la convergencia ocurre prácticamente para todas las empresas, si bien el *ratio* Q a largo plazo de las empresas también difiere entre todas ellas. Más aún, las empresas que tienen el mayor valor de su *ratio* Q en el trienio 1964-1966 continúan, en gran parte, manteniendo unos resultados a largo plazo superiores a los del promedio, mientras que las empresas con menor *ratio* Q al comienzo del periodo continúan con el *ratio* Q más bajo a largo plazo. Por lo tanto, algunas empresas son capaces de desarrollar ventajas competitivas permanentes, dificultando la imitación por parte de otras, ventajas que se traducen en beneficios extraordinarios, *ratio* Q a largo plazo mayor que uno. Otras, en cambio, encuentran dificultades a la salida del mercado (desinversión) y parecen sobrevivir con pérdidas económicas. En resumen, el proceso competitivo latente en la economía española no consigue eliminar los beneficios extraordinarios de las empresas, al menos según la evidencia aportada por las empresas estudiadas.

5. El trabajo apunta hacia factores empresariales más que sectoriales, como los que explican la posibilidad de capturar beneficios extraordinarios

a largo plazo, aunque esta conclusión debe someterse a contrastes más precisos, utilizando muestras de empresas más numerosas y representativas.

NOTAS

(*) Trabajo realizado dentro del Proyecto CAICYT n.º 3.354/83.

(1) Principalmente por Mueller (1977, 1986) para Estados Unidos; Odagiri y Yamawaki (1986) para Japón; Schwalbach, Gasshoff y Mahmood (1987) para Alemania. Estos trabajos aportan la metodología básica que será después aplicada a las empresas españolas.

(2) El volumen 5 (1987) de la revista *International Journal of Industrial Organization* está dedicado a trabajos sobre modelos dinámicos de competencia en mercados oligopolísticos; especialmente relevante para la discusión que aquí se presenta es el trabajo introductorio de Geroski y Masson (1987).

(3) Las características de la muestra de empresas y su composición se describen con mayor detalle en Espitia (1985, 1987). Algunas de las empresas de la muestra inicial debieron ser desechadas porque no se disponía de información suficiente para calcular el *ratio* Q a lo largo de los años considerados, llegándose finalmente a las setenta empresas con las que se realiza el trabajo.

(4) En Espitia (1985) se describe con detalle la metodología de cálculo utilizada.

(5) Este epígrafe está basado en la exposición formal del *Apéndice 1*, el cual debe consultarse para comprender mejor algunas de las relaciones que aquí se establecen.

(6) El valor crítico del coeficiente de correlación para que sea significativamente distinto de cero, al nivel de significación del 99 por 100 y 70 grados de libertad, es 0,3017.

(7) Resulta ilustrativo comparar estos resultados con los obtenidos en estudios de otros países, aunque utilizando medidas de rentabilidad en lugar del *ratio* Q. Según Mueller (1986), las empresas americanas que pertenecen al subgrupo de empresas con beneficios superiores aseguran unos beneficios a largo plazo un 30 por 100 por encima del promedio de la economía, mientras que las empresas en el subgrupo de peores obtienen unos beneficios a largo plazo un 20 por 100 por debajo del promedio. Odagiri y Yamawaki (1986), que aplican la metodología de Mueller a las empresas japonesas, obtienen un porcentaje del 40 por 100 por encima del promedio para las mejores y un 23 por 100 por debajo para las peores. Los dos trabajos contrastan la existencia de un proceso competitivo que hace converger los beneficios de las empresas a una tasa de largo plazo, pero esta tasa difiere significativamente entre unas empresas y otras, es decir, la tasa de beneficio no se iguala para todas las empresas.

(8) Las conclusiones derivadas de la estimación sectorial de los beneficios a largo plazo deben ser tomadas con muchas reservas, debido al escaso número de empresas que se incluyen en cada sector y a la importante dispersión de los beneficios estimados entre dichas empresas. Así, por ejemplo, en el sector de automoción, Motor Ibérica tiene un valor estimado de $\hat{\alpha}_1 = 0,017$, mientras que para CAF este parámetro es igual a $-0,613$. En el sector de maquinaria eléctrica, Tudor tiene un beneficio estimado a largo plazo superior al promedio de las empresas estudiadas en 0,254, mientras que para Macosa esta estimación es de $-0,090$.

BIBLIOGRAFIA

- ESPÍTA, M. (1985): *Aplicaciones microeconómicas de la Q de Tobin: La empresa española, 1962-1981*, tesis doctoral, Universidad de Zaragoza.
- (1987): «Rentabilidad y coste del capital en la empresa española no financiera 1962-1984», *Situación*, 4.
- y V. SALAS (1986): «Valoración de activos y coste del capital en la empresa española no financiera», *Revista Española de Economía*, 2.
- (1987): «Valoración bursátil de la empresa: variable de gestión a través del *ratio* Q», en Bolsa de Madrid e Instituto de Analistas de Inversión (edrs.), *Manual de Introducción a Bolsa*.
- GEROSKI, P. y R. MASSON (1987): «Dynamic Market Models in Industrial Organization», *International Journal of Industrial Organization*, 5.
- JACQUEMIN, A. y W. SAEZ (1976): «A comparison of the Performance of the Largest European and Japanese Industrial Firms», *Oxford Economic Papers*, 2.
- MUELLER, D. (1977): «The persistence of Profits above the Norm», *Economica*, 44.
- (1986): *Profits in the Long Run*, Cambridge University Press.
- ODAGIRI, H. y H. YAMAWAKI (1986): «A study of Company Profit Rate Time Series», *International Journal of Industrial Organization*, 4.
- SCHWALBACH, J., U. GASSHOFF y T. MAHMOOD (1987): «The Dynamics of Comportate Profits», *International Institute of Management*, I.P., 87-1.

APENDICE 1

Modelos para el estudio de la competencia sectorial a través de resultados empresariales

Como se ha indicado en el texto, estos modelos se agrupan bajo dos categorías, modelos estructurales y modelos *ad hoc*. En este apéndice se exponen los aspectos básicos de cada uno de ellos, así como la relación entre ambos.

Modelos estructurales

Como ya se ha anticipado, estos modelos tratan de predecir la evolución de los beneficios empresariales y/o sectoriales haciendo explícitas las diferentes fuerzas competitivas que actúan sobre ellos. Llamaremos $CA(t)$ a la competencia actual que soporta la empresa en el tiempo t , $CP(t)$ a la competencia potencial en el mismo momento en el tiempo y $R(t)$ a la variable de resultados utilizada para medir los beneficios de la empresa. Se sabe también que existe un nivel de resultados R^* considerado como la cota mínima de beneficios que la empresa está en condiciones de asegurar; el valor de R^* puede representar el beneficio mínimo para compensar al capital invertido por su coste de oportunidad, o bien puede incluir beneficios extraordinarios si existe el convencimiento de que la empresa ha conseguido crear y está en condiciones de mantener una posición única en el mercado.

El resultado de la empresa en un momento del tiempo, $R(t)$, vendrá determinado por la competencia actual. Supóngase que la relación entra ambas variables es lineal de la forma

$$R(t) = \alpha_0 + \alpha_1 CA(t) \quad [A1]$$

donde α_0 y α_1 son parámetros con $\alpha_1 < 0$, puesto que una mayor competencia implica un menor beneficio.

La posición de la empresa será más o menos envidiada según que el resultado $R(t)$ esté más o menos alejado del resultado R^* que el consenso entre las rivales potenciales ha establecido como resultado no vulnerable a la competencia. La entrada de nuevas empresas en el nicho de la empresa cuyo beneficio analizamos, así como la imitación de sus estrategias, competencia potencial, será función por lo tanto de $(R(t) - R^*)$, es decir,

$$CP(t) = \mu (R(t) - R^*) \quad [A2]$$

siendo μ un parámetro no negativo.

Por último, existe también la relación entre la competencia actual y la potencial en cuanto que, por ejemplo, si la entrada de nuevas empresas y la imitación se generalizan, se alterará la concentración y con ello la viabilidad de prácticas colusivas y, en definitiva, la rivalidad entre las empresas establecidas. Bajo estas premisas, el cambio en $CA(t)$ será función de la competencia potencial

$$CA(t) = \Phi CA(t-1) \quad [A3]$$

donde Φ es un parámetro no negativo.

Las tres ecuaciones se condensan ahora en una ecuación única que describe el comportamiento de $R(t)$ en el tiempo. En efecto, a partir de [A1],

$$R(t) - R(t-1) = \alpha_1 (CA(t) - CA(t-1))$$

relación que, sustituida en [A3], implica,

$$R(t) - R(t-1) = \alpha_1 (\Phi CP(t))$$

y teniendo en cuenta [A2],

$$R(t) = (1 + \alpha_1 \Phi \mu) R(t-1) - \alpha_1 \Phi \mu R^* \quad [A4]$$

Sustituyendo $R(t-1)$ función de $R(t-2)$, $R(t-2)$ función de $R(t-3)$... en [A4] se obtiene la expresión final,

$$R(t) = (1 + \delta)^t R(0) + (1 - (1 + \delta)^t) R^*$$

o sea,

$$R(t) = (1 + \delta)^t (R(0) - R^*) + R^* \quad [A5]$$

donde $\delta = \alpha_1 \Phi \mu$ es un parámetro no positivo, dado que $\alpha_1 \leq 0$ y $\Phi \geq 0$, $\mu \geq 0$.

La ecuación [A4] describe el comportamiento de los beneficios en el tiempo de forma que, partiendo de una situación inicial $R(0)$ superior (inferior) a R^* , en los periodos sucesivos los beneficios disminuyen (aumentan) paulatinamente hasta converger a R^* , siempre que δ esté comprendido entre el intervalo $-1 < \delta < 0$, es decir, ésta es la condición de convergencia del proceso.

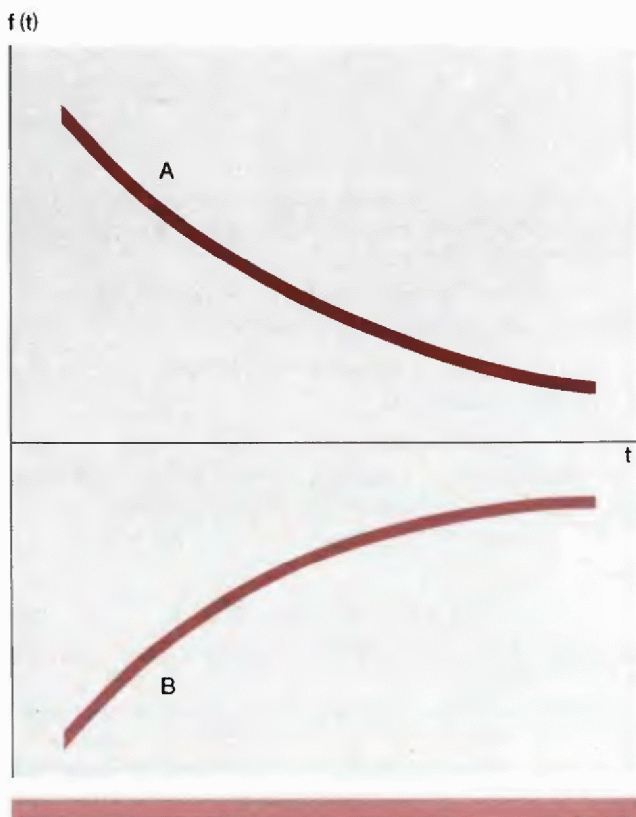
Modelos *ad hoc*

El proceso competitivo, si funciona como tal, deberá hacer converger los resultados empresariales en el tiempo hacia un resultado medio similar para todas las unidades económicas. Las empresas que, en un momento determinado, tienen resultados más altos atraerán mayor competencia y esos mismos resultados se verán reducidos con el transcurso del tiempo. La situación contraria se producirá en las empresas con resultados por debajo del resultado medio, las cuales tomarán iniciativas para que sus resultados mejoren. Una primera forma de contrastar estas hipótesis sobre el funcionamiento del proceso competitivo consiste en relacionar los resultados medios de las empresas en dos subperiodos consecutivos en el tiempo. Este es precisamente el camino seguido por Jacquemin y Sáez (1976) para contrastar la persistencia en la rentabilidad de las grandes empresas europeas y japonesas a lo largo del tiempo. Los autores citados establecen la relación a estimar empíricamente,

$$\bar{R}_i = a + b \bar{R}_{i-k}$$

donde \bar{R}_i es la rentabilidad media de cada empresa en el subperiodo posterior (1967-1972 en su caso) y \bar{R}_{i-k} en el precedente (1962-1967). La tendencia hacia una igualación de las tasas de rentabilidad en el tiempo implicaría un valor estimado del coe-

**GRAFICO A.1
COMPORTAMIENTOS POSIBLES
DE LOS RESULTADOS
EMPRESARIALES EN EL TIEMPO**



ficiente b negativo o no significativo, indicando en este último caso que la convergencia ya se ha producido.

La metodología de Jacquemin y Sáez es limitada, porque los resultados y conclusiones que se derivan de su aplicación pueden ser sensibles a la partición de los períodos de tiempo utilizada; por otro lado, en ella no se tiene en cuenta la posibilidad de que los beneficios de cada empresa converjan hacia valores a largo plazo que difieran de unas a otras. Para superar estas limitaciones, se propone un modelo alternativo en el cual los resultados de una empresa en el tiempo $R(t)$ se suponen determinados por tres componentes: el resultado competitivo común a todas ellas, la renta permanente que la empresa puede asegurar, dadas sus ventajas competitivas, y la renta transitoria, que varía a lo largo del tiempo y que converge a cero a largo plazo. Formalmente,

$$R(t) = R^* + f(t)$$

donde R^* es el resultado previsto a largo plazo, igual a la suma de las rentas competitivas y las rentas diferenciales específicas que la empresa asegura de forma permanente; $f(t)$ indica la parte de resultados corrientes que corresponde a rentas transitorias y cumple la propiedad,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} f(t) = 0$$

Los modelos *ad hoc* propuestos en la literatura difieren esencialmente en la especificación de la función $f(t)$. Veamos algunos de ellos.

Mueller (1977) propone una expresión de $f(t)$ en la cual la mayor diferencia entre el resultado corriente y el resultado a largo plazo se produce en el primer período,

$$f(t) = \beta/t \quad [A6]$$

donde β es un parámetro. El gráfico A1 muestra los perfiles temporales de $f(t)$ cuando se especifica la función [A6]. En el caso A se parte de una situación inicial superior al resultado a largo plazo y en el B de una situación que inicialmente está por debajo del resultado a largo plazo.

Al presuponer que la mayor desviación entre el resultado $R(t)$ y el resultado a largo plazo R^* ocurre en el primer período, el valor estimado de R^* variará según cual sea el primer período elegido. Para superar esta dificultad se propone la especificación alternativa.

$$f(t) = \beta/t + \Gamma/t^2 + \sigma/t^3 + \dots \quad [A7]$$

la cual ya permite que la mayor diferencia entre el resultado corriente y el resultado a largo plazo ocurra en cualquier momento en el tiempo; es decir, los resultados corrientes pueden oscilar alrededor de su valor a largo plazo.

Odagiri y Yamawaki (1986) y el propio Mueller (1986) reconocen que los modelos [A6] y [A7] son sensibles a la forma en que se mida la variable tiempo, es decir, los resultados serían diferentes si se adoptara la secuencia temporal $t = 1962, 1963, \dots$ o la secuencia $t = 1, 2, 3, \dots$. Además, presuponen que existe un resultado a largo plazo para todas y cada una de las empresas al que convergen los resultados corrientes, mientras que la hipótesis de competencia perfecta puede cumplirse no tanto porque exista una rentabilidad común de convergencia para todas ellas, sino porque los resultados son muy volátiles, sin que exista ninguna tendencia central.

Estas limitaciones de los modelos [A6] y [A7] se superan proponiendo un modelo alternativo, donde $f(t)$ depende de la diferencia entre el resultado real de la empresa y el resultado a largo plazo en el período precedente,

$$f(t) = \Omega (R(t-1) - R^*)$$

donde Ω es un parámetro de proporcionalidad. Sustituyendo la nueva expresión de $f(t)$ en la ecuación que determina $R(t)$ se obtiene,

$$R(t) = (1 - \Omega) R^* + \Omega R(t-1) \quad [A8]$$

o bien, resolviendo recursivamente la ecuación [A8],

$$R(t) = R^* + \Omega^t (R^* - R(0)) \quad [A9]$$

donde $R(0)$ es el resultado en el momento inicial del proceso. El valor de $R(t)$ converge a R^* si el segundo término en [A9] converge a cero cuando t tiende a infinito. Esta condición exige que el parámetro Ω esté comprendido entre los límites $-1 < \Omega < 1$, para que se produzca la deseada convergencia.

Espitia y Salas (1985) estudian la evolución de las rentas a largo plazo en un sector regulado de la economía española, y desarrollan algunas medidas de resultados aplicables al análisis de la dinámica competitiva. El primer modelo propuesto relaciona los resultados de una empresa con los resultados medios de la economía según la expresión,

$$R(t) = R^* + \beta (\bar{R}(t) - \bar{R}) \quad [A10]$$

donde $\bar{R}(t)$ son los resultados medios de todas las empresas en el período t , \bar{R} es una medida de los resultados a largo plazo

para toda la economía y β es un parámetro. Ajustando el modelo [A10] a los datos históricos de cada empresa, la constante de la regresión permite obtener una estimación del valor de $R(t)$ a largo plazo, R^* . Se comprueba que el valor estimado de R^* es precisamente igual al valor medio de $R(t)$ para todo el período considerado,

$$R^* = \sum_{t=1}^T R(t)/T \quad [A11]$$

aunque la varianza de R^* es menor que la estimada a partir de $R(t)$ porque en el ajuste de la ecuación [A10] se elimina la variabilidad inducida por $\bar{R}(t)$, es decir, la común para todas las empresas.

El modelo [A10] considera que los resultados de las empresas $R(t)$ tienen un comportamiento estacionario alrededor de R^* , con una variabilidad inducida solamente por factores generales del mercado; no incorpora, por tanto, ningún elemento dinámico. Para tener en cuenta la convergencia de los resultados empresariales, se propone el modelo alternativo, donde se relaciona la variación relativa de los resultados empresariales en el tiempo y la variación relativa de los resultados medios de la economía según la expresión

$$\frac{R(t) - R(t-1)}{R(t-1)} = \alpha + \beta \frac{\bar{R}(t) - \bar{R}(t-1)}{\bar{R}(t-1)} + \Gamma \frac{R(t-1)}{\bar{R}(t-1)} \quad [A12]$$

donde α , β y Γ son parámetros. La ecuación [A12] permite estudiar la convergencia de los resultados de la empresa a un valor relativo de los resultados medios de la economía. Esta convergencia se habrá producido cuando las variaciones relativas $R(t)$ y $\bar{R}(t)$ sean iguales, y todo el proceso se hallará en una situación estacionaria si además las variaciones son cero. En esa situación, el valor estacionario de R/\bar{R} se obtiene resolviendo la ecuación

$$0 = \alpha + \Gamma \left(\frac{R}{\bar{R}} \right)^*$$

de donde,

$$(R/\bar{R})^* = -\alpha/\Gamma \quad [A13]$$

Nótese que la convergencia exige también que el parámetro Γ sea menor que cero.

Relación entre las modelizaciones

Aunque la aproximación metodológica que se sigue para llegar a los modelos estructurales y la que se sigue para obtener los modelos *ad hoc* es aparentemente distinta, existe una clara relación entre ellos. En efecto, la observación de las ecuaciones [A4], [A5], [A8] y [A9] permite comprobar que se trata de ecuaciones idénticas, provenientes de un único modelo donde $\Omega = -\alpha$, $\Phi\mu = \delta$. Más que dos modelizaciones distintas, lo que en realidad se obtiene es dos formas, una estructural y otra reducida, de un único modelo. A través del parámetro Ω se mide el efecto global de la competencia sobre los resultados de la empresa, y en él se recoge tanto la competencia ya establecida entre las empresas, competencia actual, como la que genera la amenaza de nuevos competidores, competencia potencial.

En el presente trabajo se realizan estimaciones empíricas del parámetro Ω para un conjunto de empresas españolas y, a partir de ellas, se extraerán conclusiones acerca de la capacidad demostrada por el proceso competitivo para hacer converger

los resultados empresariales a sus valores a largo plazo. Sin embargo, no será posible descomponer la competencia total entre el impacto de la competencia actual y el que es atribuible a la competencia potencial.

La conclusión sobre el grado de competencia que existe en la economía española no puede extraerse conociendo sólo los valores de Ω . Es preciso comprobar también si existen diferencias o no entre los valores a que convergen los resultados empresariales R^* . Si las diferencias son sustanciales, habrá que concluir que unas empresas consiguen beneficios a largo plazo superiores a otras y, por tanto, la condición impuesta por la competencia perfecta de que, a largo plazo, los resultados de todas las empresas serán iguales, no se cumpliría.

APENDICE 2

Ratio Q como medida de resultados empresariales

La medida de beneficios empresariales utilizada en este trabajo es el *ratio* Q, calculado como el cociente entre el valor de mercado de la empresa, como inversión que genera flujos de rentas corrientes y futuras, y el valor a precios corrientes o de reposición de los activos que la empresa tiene invertidos en un momento en el tiempo. El valor de mercado se obtiene a partir de la valoración bursátil de los fondos propios de la empresa y de una estimación del valor de mercado de la deuda emitida. El precio de reposición de los activos se obtiene ajustando su valor contable por efectos de la inflación y del progreso técnico incorporado.

El *ratio* Q de una empresa, para la cual el mercado estima una expectativa de crecimiento futuro perpetuo y constante de sus beneficios igual a g , obtiene una rentabilidad corriente de sus activos igual a R y pertenece a una clase de riesgo que lleva asociado un coste de oportunidad intertemporal para los flujos de fondos que genera igual a α , viene expresado por,

$$Q = \frac{R - g}{\alpha - g}$$

Para unos valores dados de α y g , el *ratio* Q aumenta con la rentabilidad de la inversión R ; por otra parte, un mayor nivel de riesgo, reflejado en un mayor valor de α , hace disminuir el valor de Q, para una rentabilidad y oportunidades de crecimiento dadas. Finalmente, una tasa de crecimiento g positiva contribuirá a aumentar (disminuir) el valor de Q si R es mayor (menor) que α , es decir, cuando ese crecimiento ocurre a través de proyectos de inversión cuya rentabilidad es mayor (menor) que el coste de oportunidad del capital, α .

Cuando la empresa cotiza en Bolsa, el *ratio* Q se puede calcular sin conocer R , α y g , es decir, en el *ratio* Q se sintetizan las interacciones entre estas tres variables, pero no es necesario conocer los valores precisos de cada una de ellas, información, por otra parte, complicada de obtener, sobre todo en lo que se refiere a la valoración de la prima por riesgo y las expectativas de crecimiento.

Sin embargo, la expresión analítica anterior advierte de los posibles errores de apreciación a que puede llevar la comparación de los beneficios entre empresas, cuando se utiliza para ello una medida de resultados como la rentabilidad económica R (beneficio dividido por activo). Teniendo en cuenta que sólo puede hablarse de verdadero beneficio económico cuando la rentabilidad de la inversión supera al coste de oportunidad (R mayor que α y, por tanto, Q mayor que 1), una rentabilidad de la empresa i superior a la de la empresa j sólo equivaldría a un mejor resultado económico de la empresa i cuando las empresas pertenezcan a la misma clase de riesgo y tengan las mismas oportunidades de crecimiento. Cuando no sea así, las rentabilidades no serán directamente comparables. El *ratio* Q, en cambio, aporta toda la información relevante para llevar a cabo las comparaciones.

Otro aspecto a tener en cuenta es que el *ratio* Q utilizado en este trabajo se refiere al valor económico de todo el activo de la empresa. Cabría definir y estimar, alternativamente, el mismo *ratio* referido a los fondos propios, calculado como el cociente entre el valor de mercado de las acciones de la empresa y el valor contable de sus fondos propios. Sin embargo, el *ratio* Q referido a los fondos propios es sensible a la política financiera de la empresa, reflejada en la proporción de deuda y fondos propios utilizada para financiar la inversión. Al elegir el *ratio* Q referido a todo el activo, se busca una medida de resultados empresariales que mida resultados económicos, sin entrar en el reparto de estos resultados entre acreedores financieros y accionistas.

El *ratio* Q referido a fondos propios, Q_f , tendría una expresión similar a la que muestra la ecuación anterior, sustituyendo

CUADRO A1

RATIO Q, RENTABILIDAD ECONOMICA Y TASA DE INVERSION PARA LAS EMPRESAS ESTUDIADAS

AÑO	Ratio Q	Rentabilidad R	Inversión
1964	1,75	0,14	0,21
1965	1,65	0,11	0,25
1966	1,48	0,12	0,20
1967	1,36	0,10	0,25
1968	1,50	0,11	0,20
1969	1,93	0,11	0,21
1970	1,58	0,12	0,18
1971	1,53	0,12	0,14
1972	1,65	0,14	0,17
1973	1,65	0,15	0,15
1974	1,42	0,13	0,19
1975	1,37	0,11	0,16
1976	1,02	0,09	0,22
1977	0,71	0,09	0,15
1978	0,73	0,11	0,10
1979	0,64	0,10	0,12
1980	0,58	0,09	0,12
1981	0,60	0,12	0,08
1982	0,60	0,10	0,11
1983	0,61	0,10	0,17
1984	0,69	0,10	0,09
Promedios			
1964-1984	1,20	0,11	0,17
1964-1974	1,59	0,12	0,20
1975-1984	0,76	0,10	0,13

Fuente: Elaboración propia.

R por R_f , la rentabilidad financiera (beneficio después de gastos financieros e impuestos dividido por fondos propios), y α por α_f , coste de oportunidad financiera de los fondos propios, exclusivamente. El *ratio* Q_f advierte de nuevo sobre las limitaciones de comparar las rentabilidades financieras entre dos empresas diferentes, cuando no se tiene en cuenta la posible diferencia entre la relación de endeudamiento (deuda sobre pasivo) de cada una de ellas. Diferencias de endeudamiento implican diferencias en el nivel de riesgo financiero (diferente valor de α_f), que se añaden a las posibles diferencias de riesgo económico ya advertidas anteriormente, haciendo todavía más incomparables los valores de R_f de las dos empresas.

La importancia de la correcta elección de la medida de resultados empresariales, cuando se trata de analizar el comportamiento de los beneficios empresariales en el tiempo y/o se han de comparar los beneficios de dos empresas distintas, se pone de manifiesto claramente si se observa el cuadro n.º A1, donde se muestran los valores de Q y R, promedio de las setenta empresas, desde 1964 a 1984. El mensaje que transmite el *ratio* R sobre la evolución de los beneficios de la empresa española durante los 21 años contemplados es muy diferente al que transmite el *ratio* Q. En efecto, durante el decenio 1975-1984 el valor de R oscila muy poco en torno a 0,10, frente al valor de 0,12 entre 1964 y 1974, es decir, un 16,6 por 100 de descenso en su valor; para los mismos subperíodos, el *ratio* Q pasa de 1,59 a 0,76, es decir, disminuye en un 50 por 100 (1).

En el mismo cuadro n.º A1 se muestra también la tasa de inversión en activo fijo y existencias, promedio de todas las empresas y para todos los años. El comportamiento de la inversión en el tiempo se explica mucho mejor a través de la evolución del *ratio* Q que a través de la rentabilidad R. Si se postula que la inversión de las empresas responde a sus beneficios, es correcto afirmar que Q es una mejor medida de resultados empresariales que la rentabilidad R. Expresado de otro modo, la evolución de R, por sí sola, no es suficiente para explicar la propensión a invertir de las empresas españolas después de la crisis energética, pues el descenso en R es muy inferior a la caída observada en la tasa de inversión. La evolución del coste del capital α , mayor en el subperíodo 1974-1984 que en el precedente, así como unas menores expectativas de crecimiento en los beneficios futuros, reducen los verdaderos beneficios económicos de las empresas españolas (2).

NOTAS

(1) Si en lugar de la rentabilidad económica R se utilizara la rentabilidad financiera, beneficio después de impuestos sobre fondos propios, su descenso a partir de 1974 sería más marcado que el observado en R, debido a los elevados costes financieros que soportan las empresas a partir de ese año. No obstante, cuando se tiene en cuenta la ganancia para el accionista que supone la pérdida de poder adquisitivo de la deuda, en un período donde ha habido también una inflación elevada, la rentabilidad financiera ajustada sigue una evolución más paralela a la que se observa en la rentabilidad económica. El *ratio* Q referido a fondos propios muestra, en cambio, un descenso todavía más marcado que el *ratio* Q referido a todo el activo, lo cual indica que el mercado bursátil probablemente no ha tenido en cuenta el verdadero coste real de la deuda en períodos de alta inflación. Véase Espitia (1987).

(2) El objetivo de este apéndice no es aportar una exposición pormenorizada de la evolución de los resultados empresariales a lo largo de veinte años, exposición que ya se ha hecho en otra parte: Espitia (1987) y Espitia y Salas (1987).