

# EFECTOS CUOTA DE MERCADO E INDUSTRIA SOBRE LOS RESULTADOS\*

JOSEFA PARREÑO

ENAR RUIZ

FRANCISCO J. MAS

Universidad de Alicante

El objetivo del trabajo es contrastar los efectos de la cuota de mercado y de las condiciones de la industria sobre los resultados de las empresas, tomando como punto de partida las cotizaciones bursátiles así como los recursos empresariales. Las hipótesis de partida son: i) los incrementos en la cuota de mercado que no vienen apoyados por cambios en los recursos de las empresas no generan valor (resultados); y ii) las condiciones del sector industrial influyen en los resultados. La metodología aplicada utiliza un sistema recursivo de la teoría financiera para estimar los cambios anuales en el valor de la empresa, y los efectos de las condiciones de la industria sobre los resultados; así como diversas técnicas estadísticas para demostrar la relación entre la variación anual en el valor de la empresa y los cambios anuales en la cuota de mercado. Como novedad, el procedimiento permite detectar las interacciones, una a una, entre las empresas. Como resultado de la aplicación a nueve empresas constructoras españolas, se demuestra que existe un efecto industria, pero no hay suficiente base estadística para realizar inferencias sobre la hipótesis de partida de que incrementos en la cuota de mercado que no vienen apoyados por el cambio en los recursos no generan excesos de beneficio.

*Palabras clave:* resultados, cuota de mercado, recursos empresariales, efecto industria.

*Clasificación JEL:* L11.

La importancia de la cuota de mercado en la planificación estratégica de la empresa justifica las numerosas aportaciones realizadas desde distintos campos, como la economía industrial, dirección estratégica y marketing. Ello ha generado innumerables estudios tendentes a analizar, por sectores industriales, el comportamiento de la cuota de mercado, su relación con va-

---

(\*) Los autores desean expresar su agradecimiento al IVIE por su ayuda financiera; a Juan Carlos Gómez Sala, Joaquín Marhuenda Fructuoso y Ángel León Valle de la Universidad de Alicante, así como a los dos evaluadores anónimos por los comentarios y sugerencias realizados. Una versión preliminar de este artículo ha sido difundida como Documento de Trabajo (WP-EC 99-08) en la Serie EC del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

riables competitivas y de marketing, así como sus efectos sobre la rentabilidad y crecimiento de las empresas [Bello y Placer (1991)].

La cuota de mercado como determinante de los resultados empresariales viene defendida por las economías de escala, el poder de mercado, y la valoración de la calidad del producto [Jacobson (1988)]. Sin embargo, los autores no obtienen evidencias concluyentes de estas relaciones. Incluso, Rumelt y Wensley (1980) y Schendel y Patton (1978) sugieren que si la cuota de mercado fuese un activo para las empresas, la rivalidad desarrollada entre las mismas para incrementarlas debería ser lo suficientemente elevada en un sector como para reducir e igualar a cero las rentabilidades netas a largo plazo.

Siguiendo este mismo argumento, la teoría de los recursos justifica la falta de consenso subrayando el papel de los recursos y capacidades de la empresa como fundamento de la estrategia y de sus beneficios [Barney (1986, 1991), Peteraf (1993), Black y Boal (1994)]. La estrategia en esta perspectiva se apoya en los recursos entendidos como *inputs* del proceso productivo, y en las capacidades, resultado de la integración de recursos, que implican patrones complejos de coordinación entre personas, y entre éstas con los recursos. Mientras que los recursos sustentan las capacidades, éstas son la base de la ventaja competitiva. Una empresa logrará beneficios superiores (un mayor valor) y disfrutará en general de mayores cuotas de mercado, si alcanza una ventaja competitiva sostenible, para lo que necesita recursos duraderos, difíciles de identificar y entender por los rivales, imperfectamente transferibles, no reproducibles, y de los que ostente el control indiscutible. Es decir, el cambio en las posiciones relativas de recursos entre las empresas de un sector (p.e. una empresa logra una patente) conducirá a cambios en sus cuotas de mercado en equilibrio y en sus resultados. Por tanto, el argumento de Rumelt y Wensley de que la cuota de mercado como activo aumenta la rivalidad y reduce los resultados es válido cuando los perfiles de recursos de las empresas son estables [Montgomery y Wernerfelt (1991)].

Entre los trabajos que contrastan esta hipótesis comparando el efecto sobre los resultados de la rivalidad intraindustrial y de la cuota de mercado, destaca el de Montgomery y Wernerfelt (1991)<sup>1</sup> que evita algunos problemas operativos de otros estudios: por un lado, lo restrictivo de las formas utilizadas para medir los resultados. La práctica totalidad de trabajos obtiene estas medidas a partir de la información financiera contenida en los estados contables de las empresas. Las conclusiones particulares alcanzadas son, sin embargo, en gran medida incomparables entre sí, debido a las disparidades existentes en las variables. Asimismo, las medi-

(1) Su modelo de partida es:  $R_{jt} - R_{ft} = \alpha_j + \beta_{jM}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{jI}(R_{It} - R_{ft}) + u_{jt}$ , donde  $R_{jt}$  = rentabilidad de las acciones de la empresa  $j$  en el período  $t$ ;  $R_{ft}$  = rentabilidad del título libre de riesgo en el período  $t$ ;  $R_{Mt}$  = rentabilidad del mercado en el período  $t$ ;  $R_{It}$  = rentabilidad del índice del sector en el período  $t$ ;  $\alpha_j$  = rentabilidad anormal de las acciones de la empresa  $j$ , que es independiente del mercado y de las interacciones entre las empresas de la industria;  $\beta_{jM}$  = coeficiente de la variable exógena referida a características económicas generales del mercado (sensibilidad del exceso de rentabilidad de la acción  $j$  a las variaciones en el exceso de rentabilidad del mercado);  $\beta_{jI}$  = sensibilidad del rendimiento de la acción  $j$  a las variaciones en la rentabilidad del índice de la industria;  $u_{jt}$  = perturbaciones aleatorias.

das contables resultan inapropiadas en determinados contextos en los que la rentabilidad de ganar cuota de mercado se manifiesta en largos períodos de tiempo.

Por otro lado, problemas de selección de la muestra. Dada la proposición de que incrementos en la cuota de mercado, que no vienen apoyados por cambios en las posiciones relativas de recursos entre las empresas, no generan valor, el uso de métodos que no controlan los cambios en los recursos podría generar sesgos positivos en la estimación de la relación entre las variaciones en la cuota de mercado y los cambios en el valor de la empresa (resultados) debido a que no distinguiría los efectos causales de los espúreos. Por ello, dichos autores se apoyan en la selección de un sector donde las fortalezas competitivas relativas entre las empresas no han cambiado sustancialmente en el período, así como en el uso de los precios de las acciones en los mercados de valores –que evitan los problemas de medición y recogen el valor actual neto esperado de las cuotas de mercado.

No obstante, el modelo de partida de Montgomery y Wernerfelt (1991) adolece de inconvenientes, como la inclusión de un índice sectorial con una variable subrogada que está sujeta a convenciones sobre las empresas que lo integran (ej: el índice podría no incluir a todas las empresas del sector debido a que se selecciona una muestra de ellas o porque no se considera a las empresas que empiezan a cotizar en el año inmediatamente anterior), y que pueden conducir a que no refleje todas las interacciones existentes. En virtud de ello, la utilización de esta especificación funcional de ecuación única podría ser incorrecta sobre todo en aquellas industrias oligopolísticas –donde se manifiesta una gran interacción de las empresas en el mercado– cuyos índices sectoriales no incorporan a la totalidad de sus empresas, lo que provocaría una elevada correlación entre los residuos de distintas ecuaciones (una por empresa) de este tipo.

Con el fin de evitar esta desventaja, nuestro estudio adopta un acercamiento diferente proponiendo, como novedad, el modelo de Lee y Lloyd (1976) que recoge directamente el efecto industria en forma de interrelaciones –una a una– entre las empresas. El objetivo de la investigación es contrastar dos hipótesis: 1) los incrementos en la cuota de mercado que no vienen apoyados por cambios en los recursos de la empresa no generan valor (resultados); y 2) las condiciones de la industria influyen los resultados. Como ejemplo, la aplicación se realiza en el ámbito de nueve empresas del sector español de la construcción en 1990-96, que muestra una gran interdependencia oligopolística y la ausencia de cambios en las posiciones relativas de recursos.

La investigación se organiza de la siguiente forma: el primer epígrafe fundamenta teóricamente los efectos cuota de mercado e industria sobre los resultados. El segundo corresponde al diseño de la investigación, donde se justifica la metodología, la muestra y las variables. A continuación, se describen los resultados obtenidos y finalmente se sintetizan las conclusiones.

## 1. EFECTOS CUOTA DE MERCADO E INDUSTRIA SOBRE LOS RESULTADOS EMPRESARIALES

La cuota de mercado como factor determinante de los resultados empresariales viene defendido por las economías de escala, el poder de mercado, y la valora-

ción de la calidad del producto [Jacobson (1988)]. En primer lugar, las ventajas de costes de las empresas con elevadas cuotas de mercado conducen a un nivel mayor de beneficios. Esta justificación se apoya en el efecto que tienen la curva de experiencia y las economías de escala producidas como consecuencia de los aumentos en la participación de mercado.

Segundo, las empresas de alta cuota de mercado ejercen más poder de mercado en relación a tres elementos: la fijación de precios, el aprovisionamiento de *inputs* con menores costes, y la obtención de mejores condiciones de los miembros del canal de distribución [Schroeter (1988)]. Por último, el comprador final utiliza la cuota de mercado como indicador de calidad; y el grado de aceptación de la marca como signo de calidad superior [Smallwood y Conlisk (1979)]. Una marca, con una elevada cuota de mercado genera un nivel de confianza a los clientes que no sería alcanzado por las marcas de menor cuota de mercado en un entorno de incertidumbre e información imperfecta sobre los resultados del producto, por lo que las primeras pueden introducir un precio mayor y obtener un premio de rentabilidad sobre las últimas.

Sin embargo, los autores no obtienen evidencias concluyentes de la cuota de mercado como antecedente de los resultados, lo que sugiere que las economías de escala, la calidad y el poder de mercado no son condiciones suficientes de la relación. Se podría argumentar que la imagen de calidad requiere a menudo una percepción de exclusividad incompatible con altas cuotas de mercado [Porter (1980)]; la posibilidad de expansión de la competencia puede impedir a las empresas ejercer su poder de mercado a pesar de su elevada cuota de mercado [Fisher *et al.* (1983)]; o con una cuota de mercado relativamente pequeña se puede conseguir una escala mínima eficiente [Schmalensee (1987)].

Alternativamente, la literatura propone que, además de su posible relación causa-efecto, ambos elementos, cuota de mercado y resultados, pueden verse afectados simultáneamente por determinados factores, como la estructura de la industria, la estrategia competitiva y los recursos empresariales [Szymanski *et al.* (1993)]. Así, la relación estructura de la industria y resultados ha constituido básicamente el centro de atención de la Economía Industrial [Bain (1951)]. El nexo estrategia competitiva-resultados, en cambio, es un elemento importante de la investigación en marketing [Buzzell y Wiersema (1981)] y dirección estratégica [Woo (1987)]. En concreto, el marketing incide sobre todo en las cuatro estrategias comerciales –producto, precio, distribución y promoción– y en los factores de demanda como determinantes de la cuota de mercado y resultados [Cook (1985)]. Por su parte, el análisis estructural [Porter (1980)] y los estudios realizados en la base PIMS [Buzzell y Gale (1987)] combinan la influencia de la estructura de la industria y la estrategia competitiva a la hora de explicar los resultados. Finalmente, la teoría de los recursos de la empresa defiende que las empresas de un sector obtendrán mayores beneficios y, en general, disfrutarán de superiores cuotas de mercado, si apoyan sus estrategias y su posición competitiva en recursos distintivos, duraderos y difíciles de imitar [Rumelt y Wensley (1980), Wernerfelt (1984), Rumelt (1984)].

Centrándose en estas últimas relaciones, la dirección estratégica y marketing –en virtud del análisis industrial o estructural de Porter (1980)– afirman que un

componente principal de los resultados de las empresas viene definido por la rivalidad competitiva existente entre los miembros de una industria, lo que apoyaría que unos sectores llevan asociados beneficios positivos de la colusión mientras que otros quedan afectados negativamente por un nivel elevado de competencia. Este planteamiento fue propuesto originariamente por la escuela clásica de la economía industrial [Bain (1951)] basándose en la intuición de que es necesaria (si no suficiente) una concentración alta para que se den resultados colusivos [Tirole (1990)]; pero los “revisionistas”<sup>2</sup> de la misma lo critican posteriormente [Demsetz (1973)] al defender que los resultados son, en realidad, una consecuencia de las diferencias en la eficiencia relativa de las empresas, de manera que las empresas eficientes –la eficiencia no debe ser interpretada aquí en términos restringidos de proceso– obtienen grandes cuotas de mercado y ganancias de beneficios, por lo que estos revisionistas plantearon operativamente la controversia con estudios que comparan los efectos sobre los resultados de la concentración (colusión) y de la cuota de mercado (eficiencia).

Inicialmente, la evidencia empírica favorecía al efecto cuota de mercado de los revisionistas. Sin embargo, últimamente parece que las conclusiones apoyan el mayor peso del efecto industria [Ravenscraft (1983), Schmalensee (1985), Scherer *et al.* (1987), Wernerfelt y Montgomery (1988)], teniendo en cuenta que éste ya no sólo recoge la concentración sino el impacto de todas las variables industriales, evitando de esta manera los problemas inherentes en los modelos estructurales de la economía industrial derivados del uso de medidas imperfectas de la estructura de la industria (por ejemplo, la concentración no constituía un buen indicador de la posibilidad de colusión).

En suma, se propone aquí el contraste de dos hipótesis:

- hipótesis 1: los incrementos en la cuota de mercado que no vienen apoyados por cambios en los recursos de la empresa no generan valor (resultados),
- hipótesis 2: las condiciones de la industria influyen los resultados empresariales.

Como novedad, se aplica el modelo recursivo de Lee y Lloyd (1976), utilizando las cotizaciones bursátiles de las acciones y seleccionando un sector con estables posiciones relativas entre los recursos de sus empresas. La gran ventaja de este planteamiento sobre el defendido por Montgomery y Wernerfelt (1991) es que recoge directamente el efecto industria en el modelo mediante las interrelaciones, una a una, entre las empresas, en lugar de utilizar un índice sectorial.

## 2. DISEÑO DE LA INVESTIGACIÓN

### 2.1. Metodología

La metodología de investigación cubre las siguientes etapas: la estimación del cambio anual en el valor de las empresas y del efecto industria sobre los resul-

---

(2) La Nueva Economía Industrial muestra tres tendencias como respuesta a su insatisfacción con las tradiciones clásicas de la Economía Industrial: el empleo de nuevas fuentes de datos, la explotación de los avances contemporáneos en la teoría económica y econometría, y la consideración de la empresa como unidad de análisis [Bresnahan y Schmalensee (1987), Bresnahan (1989)].

tados, y el examen de la relación existente entre las medidas de variación anual en el valor de la empresa y los cambios anuales en la cuota de mercado.

La primera etapa trata de estimar el cambio anual en el valor de la empresa y el efecto industria sobre los resultados, apoyándose en la propuesta de que las rentabilidades de las acciones de cualquier empresa en una industria están relacionadas fundamentalmente con los siguientes factores: los dos primeros registran respectivamente los eventos macroeconómicos que afectan a todas las empresas del mercado –reflejados en el índice del mercado de valores como variable subrogada–, y los efectos estructurales de la industria (hipótesis 2) que afectan sólo a grupos de ellas –expresados mediante las interrelaciones de las acciones de las empresas– [Simkowitz y Logue (1973), Lee y Lloyd (1976)]; y un tercero que recoge la variación en el valor de la empresa [Montgomery y Wernerfelt (1991)] o rentabilidad anormal debida, entre otros factores, al cambio en sus recursos específicos o características propias.

Esta propuesta toma como punto de partida que el mercado de valores es perfectamente competitivo aunque el mercado de bienes y servicios podría no serlo [Lee y Lloyd (1976)]. En este sentido, dado que la empresa dominante en una industria podría influir en las actividades de otras empresas de la misma, el modelo recogería esta influencia sobre una empresa particular como adición a los efectos macroeconómicos que se pueden producir en todas ellas en su conjunto para los que el índice del mercado de valores sirve normalmente como variable subrogada. Es decir, la dominancia de las empresas o interacción en los mercados de bienes y servicios podría generar interrelaciones en el mercado bursátil, en adición a la relación de cada empresa con el índice del mercado de valores. A partir de aquí, Lee y Lloyd (1976) plantean la hipótesis de que la/s empresa/s más dominante/s pueden influenciar a las empresas menos dominantes o más débiles, provocando correlaciones en el mercado de valores. Con otras palabras, las interrelaciones de los títulos podrían estar presentes en una industria oligopolística.

El modelo recursivo de ecuaciones que defienden incorpora estos aspectos, presentando el “efecto industria” en forma de interrelaciones una a una de sus empresas atendiendo a su grado de liderazgo o dominancia en la misma.

$$\begin{aligned}
 (R_{1t}-R_{ft}) &= \alpha_1 + \beta_{1M}(R_{Mt}-R_{ft}) + u_{1t} \\
 (R_{2t}-R_{ft}) &= \alpha_2 + \gamma_{12}(R_{1t}-R_{ft}) + \beta_{2M}(R_{Mt}-R_{ft}) + u_{2t} \\
 &\dots \\
 (R_{jt}-R_{ft}) &= \alpha_j + \gamma_{1j}(R_{1t}-R_{ft}) + \gamma_{2j}(R_{2t}-R_{ft}) + \dots + \\
 &+ \gamma_{j-1,j}(R_{j-1,t}-R_{ft}) + \beta_{jM}(R_{Mt}-R_{ft}) + u_{jt}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

donde el intercepto,  $\alpha_j$ , representa una rentabilidad anormal de la empresa o grado en que una empresa ha creado o destruido valor, explicado, entre otros factores, por el cambio en sus recursos específicos o características propias. Los parámetros  $\gamma_{j-1,j}$  de las variables endógenas miden la sensibilidad del exceso de rentabilidad de la acción  $j$  a las variaciones en el exceso de rentabilidad de la acción  $j-1$ , lo que vendría a reflejar el efecto industria. Es decir, representarían las interrelaciones entre las valoraciones de dichas acciones en los mercados de valores como consecuencia, entre otros factores, del grado de dominancia o interacción de las

empresas correspondientes en los mercados de bienes. En esta línea, el objetivo será estimar, para cada año, estos parámetros que reflejan la variación de valor de la empresa y los efectos de la industria sobre los resultados, a partir de las rentabilidades diarias de sus acciones.

En cuanto a la estimación del sistema recursivo, tal y como se ha sugerido, requiere una ordenación previa de las variables dependientes –excesos de las rentabilidades de las acciones de las empresas– atendiendo a su dominancia o liderazgo en la industria. Una medida alternativa de dominancia podría ser el tamaño de la empresa, de modo que las mayores –dominantes en el mercado de bienes y servicios– deberían ser las más poderosas en términos del control de la cuota de mercado y de los precios, por lo que los precios de sus acciones podrían estar altamente correlacionados con los de las restantes empresas de la industria. Del mismo modo, las empresas más pequeñas –pasivas en el mercado de bienes– tendrían muy poco poder en el control de la cuota de mercado y los precios, por lo que los precios de sus acciones tendrían una correlación muy baja con los de las demás.

Sin embargo, el tamaño por sí solo podría no ser la mejor medida de dominancia debido a que no recogería la situación de aquellas empresas de pequeño tamaño pero muy agresivas. En esta línea, Lee y Lloyd proponen un indicador mejor que podría ser obtenido indirectamente a través de la correlación multivariante de los precios de una acción con los de las restantes de la industria, utilizando el coeficiente de determinación ajustado ( $\bar{R}^2$ ) del modelo de ecuación única [2], donde se regresan, en términos de excesos de rentabilidad, las correspondientes a las acciones de una empresa  $j$  con las de las restantes del sector.

$$R_{jt} - R_{ft} = \alpha_{jt} + \beta_1 (R_{1t} - R_{ft}) + \dots + \beta_{j-1} (R_{j-1,t} - R_{ft}) + \varepsilon_{jt} \quad [2]$$

donde,  $\beta_{j-1}$  es el coeficiente de sensibilidad del exceso del rendimiento de la acción  $j$  a las variaciones en el exceso de rentabilidad de la empresa  $j-1$ ; y  $\varepsilon_{jt}$  es la perturbación aleatoria.

De esta manera, la empresa más pasiva es aquella cuya regresión [2] muestra la menor  $R^2$  ajustada en la medida en que este indicador recoge la escasa correlación múltiple de sus acciones con las restantes de la industria<sup>3</sup>, por lo que se coloca

(3) Intuitivamente, la idea subyacente en este indicador es la siguiente: Considerando el modelo en forma de desviaciones

$$x_j = \sum_{i=1, i \neq j}^N b_i x_i + e$$

donde  $x_i$  es el vector de excesos de rentabilidad de la acción de la empresa  $i$ -ésima. En el supuesto de ortogonalidad entre las variables explicativas, el coeficiente de determinación  $R_j^2$  se puede expresar como:

$$R_j^2 = \sum_{i=1, i \neq j}^N \rho_{ji}^2; j = 1, \dots, N.$$

donde  $\rho_{ji}$  es el coeficiente de correlación entre la variable dependiente  $x_j$  y la independiente  $x_i$ . Si  $j$  es la empresa dominante, la rentabilidad de las acciones de todas las empresas del sector estarían altamente correlacionadas con la rentabilidad de  $j$ , aumentando  $R_j^2$ .

en la primera ecuación del sistema recursivo [1]. En cambio, la empresa de mayor coeficiente de determinación ajustado sería la más dominante y ocuparía la última del sistema debido a la gran correlación de sus acciones con las demás empresas.

Este sistema recursivo de ecuaciones presenta ventajas respecto del planteamiento alternativo de Simkowitz y Logue (1973) de un sistema completo de ecuaciones simultáneas. Por un lado, el modelo de ecuaciones simultáneas sería probablemente innecesario en industrias oligopolísticas debido a que muchos coeficientes de las variables endógenas, correspondientes a empresas más pasivas, no serían significativos. En cambio, estas restricciones se pueden imponer en un sistema recursivo, que podría recoger mejor el efecto significativo de los coeficientes de las variables endógenas relativos a las empresas más dominantes. Otro inconveniente del sistema completo de ecuaciones simultáneas es que requiere utilizar determinadas variables independientes<sup>4</sup> para poderlo identificar previamente a la estimación. Esta identificación no es necesaria en el recursivo.

Finalmente, la 2.<sup>a</sup> fase de la metodología examina la relación entre las medidas de variación anual en el valor de la empresa,  $\alpha_{jt}$ , y los cambios anuales en la cuota de mercado<sup>5</sup> ( $\Delta CM_{jt}$ ), mediante análisis de correlación y de regresión entre dichas variables. Se trata de demostrar la hipótesis 1 de que los incrementos anuales en la cuota de mercado que no vienen apoyados por cambios anuales en los recursos de la empresa no generan valor. Para ello, los datos de panel utilizados para estimar los parámetros se agrupan en series temporales de corte transversal.

## 2.2. Muestra de empresas

El diseño del estudio se desarrolla para el caso particular de una muestra de empresas del sector español de la construcción, ejemplo interesante para analizar los objetivos propuestos debido a los siguientes aspectos: por un lado, las empresas de esta industria muestran importantes interdependencias de carácter oligopolístico –sector concentrado, cuyas diez primeras constructoras mueven aproximadamente el 70% del mismo [Dinero (1995)]–, lo que facilita la aplicación de un modelo que recoja sus interacciones una a una, en lugar de utilizar modelizaciones de ecuación única cuyos residuos podrían estar altamente correlacionados cuando se manifiestan problemas de representatividad en el índice bursátil sectorial.

Por otro, las fortalezas competitivas relativas entre las empresas constructoras de la muestra no han cambiado sustancialmente de 1990 a 1996 o, lo que es lo mismo, constituyen un conjunto de empresas entre las que no se han producido cambios en las posiciones relativas de recursos, lo que evita posibles sesgos en las estimaciones de la relación entre los cambios en la cuota de mercado y los cambios en el valor de la empresa, facilitando la distinción de los efectos causales de

---

(4) Simkowitz y Logue (1973) proponen variables financieras relacionadas con la empresa; información que, en opinión de Lee y Lloyd (1976), viene ya recogida en las variables endógenas y el índice del mercado de valores del sistema.

(5) En la medida en que la teoría atribuye la creación de valor y los cambios en la cuota de mercado a “shocks” en los recursos, este trabajo asume, en línea con Montgomery y Wernerfelt (1991), que el mercado bursátil tarda aproximadamente la misma cantidad de tiempo (menos de un año) en reconocer la alteración de los recursos que la empresa en traducirlas a incrementos de la cuota de mercado.



otros espúreos. De hecho, la revisión de la literatura existente en la industria constructora, así como un análisis cualitativo con entrevistas a directivos de la muestra, permitió detectar que los recursos característicos del sector han sido ampliamente compartidos por las empresas analizadas durante el período estudiado, y que no se han producido modificaciones en sus posiciones relativas de recursos.

Con carácter general, los recursos y capacidades que diferencian la construcción respecto de otros sectores son: i) la amplitud de la gama de productos finales (desde pequeñas reparaciones hasta grandes obras de infraestructura), productos que se diferencian en el número de actividades tecnológicamente separables que los componen y en las características de dichas actividades [González (1996)]. Cuanto mayor variedad de productos finales y más amplia sea la heterogeneidad –en cantidad y cualidad– de las actividades intermedias, mayor será la dificultad de control del proceso productivo. Además, esta dificultad de control es mayor en la rama de obra pública; ii) la intensidad en trabajo caracteriza los subsectores de edificación y acabado de edificios y obras, cuyas tareas implican un importante componente artesanal –carpintería, albañilería o pintura–, de escasa continuidad y elevada variedad; en cambio, la obra pública es intensiva en capital, ya que las tareas realizadas por los trabajadores son más repetitivas y susceptibles de ser mecanizadas, como por ejemplo, el movimiento de tierras, donde los avances técnicos han sido notorios [González (1996)]; y iii) las economías de escala, concentradas en los servicios de oficinas técnicas, asesoría jurídica o financiera y licitación pública [González (1996)].

Para cualquiera de estos recursos o capacidades, cabe destacar la coincidencia de las conclusiones entre los decisores entrevistados de las empresas así como en la revisión realizada, en términos de que las empresas de la muestra disponen de dichos recursos o capacidades que caracterizan este sector y que no existe ninguno en manos de alguna de ellas exclusivamente. Así, cambios, como la diferenciación de producto, son imitables entre las principales empresas. Incluso, los sistemas de calidad certificados por Aenor –siendo Jotsa una de las primeras empresas que los implantó en el negocio residencial de calidad [Dinero (1995)]– han sido rápidamente duplicados. Por otro lado, el sector de la construcción en obra pública se caracteriza por su intensidad en capital [Eccles (1981a, 1981b), Ball (1988), Masten *et al.* (1991)], y dado que ésta no constituye una elevada barrera para entrar al mismo [González (1996)], todas las grandes empresas se encuentran incluso en un proceso de aumento de tamaño que les permita una mayor capacidad financiera y de ejecución para competir en la adjudicación de obra pública y en la salida a mercados exteriores [Cinco Días (1997)]. Asimismo, la tecnología –íntimamente relacionada con el capital– cambia sustancialmente en el período [Carreras (1992)], pero las innovaciones son conocidas y disponibles por todas las empresas –la modernización técnica de la empresa constructora está lograda [Carreras (1992)]. Finalmente, los servicios adicionales de oficinas técnicas, licitación, etc., son esenciales para la constitución de una empresa en el sector de obra pública [González (1996)], por lo que todas ellas disponen de los mismos. Todo ello sugiere, en virtud de la hipótesis 1 –que se contrasta en el apartado 3–, que dichas empresas no deberían ser capaces de ganar excesos de rentabilidad con mayores cuotas de mercado.

En la muestra de empresas seleccionada se incluye a la totalidad de compañías constructoras cotizadas en la Bolsa de Madrid. Las nueve empresas existentes –cuyo negocio básico es la obra pública– constituyen una muestra pequeña en número y representan el 51,3% de los ingresos por ventas del sector en 1994, según la información de la Central de Balances del Banco de España, Intertell, Duns & Bradstreet y las memorias de las constructoras. La generalización a la totalidad del sector de las conclusiones obtenidas en el estudio puede verse afectada por este último hecho, por lo que las consecuencias se considerarán siempre a nivel de la muestra analizada.

### 2.3. Datos y variables

En este trabajo se utilizan datos del mercado de valores para medir los resultados empresariales en lugar de datos contables, debido a que estos últimos pueden resultar insuficientes al no incorporar expectativas acerca de los beneficios futuros de las empresas, y pueden inducir a confusión por las deficiencias inherentes a su dependencia de distintos tipos de convenciones. Tampoco se debe olvidar que las rentabilidades derivadas de ganar cuota de mercado pueden ser realizadas en períodos temporales muy amplios, por lo que los datos del mercado de capitales son claramente superiores al recoger el valor actual esperado de las cuotas de mercado.

Así, la muestra histórica de datos seleccionada corresponde a las rentabilidades diarias del período 2 de enero de 1990-31 de diciembre de 1996 de las empresas constructoras. La estimación de los coeficientes se realiza con la aplicación del sistema recursivo antes expuesto, para cada período  $t$  y empresa  $j$ , donde  $t = 1, 2, \dots, 7$  y  $j = 1, 2, \dots, 9$ . El uso de rentabilidades diarias en siete años facilita una adecuada estimación. Como variable subrogada de la verdadera rentabilidad del mercado se utiliza la correspondiente al índice general de la bolsa de Madrid, y como *proxy* de la rentabilidad del título libre de riesgo, la relativa a la de las letras del Tesoro a un año en la misma bolsa.

Por su parte, el cambio anual en la cuota de mercado, variable a relacionar con el cambio anual en el valor de la empresa, se mide a partir de los ingresos por ventas de la empresa en porcentaje respecto del total sectorial; información proporcionada por la Central de Balances del Banco de España, Intertell, Duns & Bradstreet y las memorias de las constructoras.

La no disponibilidad de series temporales de ventas desagregadas por tipo de negocio para las nueve empresas de la muestra impide el examen de su mercado relevante de obra pública, por lo que las consecuencias se considerarán siempre a nivel de empresa en su globalidad. No obstante, este problema se puede ver disminuido y obtener una aproximación a dicho mercado clave dada la excesiva dependencia de la obra pública en dichas empresas, en la medida en que el 70% de los ingresos típicos en 1994 (64% en 1993) de las grandes constructoras de nuestro país proceden de la obra pública frente al 30% en el conjunto del sector [Dinero (1995)].

### 3. RESULTADOS OBTENIDOS

#### 3.1. *Estimación del cambio anual en el valor de la empresa y del efecto industria sobre los resultados empresariales*

En una primera etapa se estiman los parámetros de cambio anual en el valor de la empresa, así como del efecto industria sobre los resultados, utilizando un sistema recursivo de ecuaciones para cada año. La estimación de este modelo requiere ordenar previamente las variables dependientes, o excesos de las rentabilidades de las acciones de las empresas, atendiendo a su dominancia medida por el grado de correlación de cada acción con las restantes del sector. Para ello, se estima el modelo [2] por MCO donde se regresan en términos de excesos de rentabilidad, las correspondientes a las acciones de cada empresa  $j$  con las de las restantes, y cuyos  $R^2$  ajustados se ofrecen en el cuadro 1.

Así, en 1990, Dragados y Construcciones sería la dominante al mostrar el mayor nivel de correlación con las demás empresas del período, mientras que Cubiertas y Mzov sería la más pasiva al presentar el menor coeficiente. Por contra, la Sociedad General de Obras y Construcciones sería la pasiva en 1996 mientras que Dragados seguiría siendo la dominante. En general, los ordenamientos representativos de la interacción intraindustrial están relacionados con el tamaño de las empresas en cada ejercicio en términos de su facturación, aunque éste no es el único factor explicativo. Un análisis de los hechos más relevantes producidos en las empresas durante el período examinado, a partir de la opinión de expertos del sector y de la información proporcionada por las bases de datos de la C.N.M.V. y BARATZ<sup>6</sup>, ha permitido corroborar la evolución temporal detectada en la dominancia.

En concreto, la evolución de Agroman en el período estudiado evidencia, en palabras de sus directivos, los efectos de la nefasta gestión del grupo industrial de Banesto al que estuvo vinculada hasta 1995, lo que casi conduce a su quiebra entre 1994 y 1995 (última posición de dominancia), y de la que se recuperó y saneó en 1996 y 1997 tras su compra por Ferrovial en 1995. Esta tónica general del grupo unida al hecho de que es una de las pocas empresas del mismo que en 1991 y 1993 incrementa sus beneficios por los negocios ajenos a la construcción, conduce a un comportamiento errático de su dominancia entre los años sucesivos de 1990 a 1993. Por su parte, en el caso de Huarte se distinguen dos etapas en el período considerado: i) con anterioridad a 1993 muestra una tendencia a mejorar posiciones, siendo, a modo de ejemplo, una de las que más aumentó sus beneficios en 1990-91; y ii) a partir de 1993 se manifiesta una caída sucesiva de sus posiciones como consecuencia de los grandes problemas financieros que atravesó y que le llevaron en marzo de 1996 a la suspensión de pagos.

Por contra, la dominancia de Dragados y Construcciones en prácticamente cinco de los siete años es indicativo del liderazgo ejercido, según los analistas, por esta constructora. Únicamente destaca su pérdida de posiciones en 1993 que refleja claramente las dificultades operativas derivadas de las adquisiciones de CO-

---

(6) Recoge las noticias de 28 periódicos de ámbito nacional o regional, así como de contenido general y/o especializado.

Cuadro 1: R<sup>2</sup> AJUSTADO DE LA REGRESIÓN DE CADA VARIABLE CON LAS RESTANTES

1990		1991		1992		1993		1994		1995		1996	
V.dep.	R <sup>2</sup> aj.	V.dep.	R <sup>2</sup> aj.	V.dep.	R <sup>2</sup> aj.	V.dep.	R <sup>2</sup> aj.	V.dep.	R <sup>2</sup> aj.	V.dep.	R <sup>2</sup> aj.	V.dep.	R <sup>2</sup> aj.
DRC	0,463	HHU	0,612	DRC	0,477	HHU	0,510	DRC	0,566	CUB	0,403	DRC	0,479
HHU	0,417	AGR	0,457	CUB	0,476	AGR	0,462	CUB	0,541	DRC	0,386	FCC	0,409
FCC	0,372	DRC	0,395	HHU	0,400	FCC	0,453	HHU	0,515	FCC	0,278	CUB	0,367
AGR	0,355	CUB	0,375	AGR	0,366	CUB	0,373	FCC	0,403	HHU	0,257	GIN	0,160
CUB	0,128	FCC	0,290	OCI	0,262	OCI	0,199	LAI	0,297	LAI	0,246	LAI	0,153
		OCI	0,201	FCC	-0,003	LAI	0,192	OCI	0,121	OCI	0,083	AGR	0,116
						DRC	0,032	AGR	0,037	GIN	0,062	OCI	0,055
										OBR	0,004	HHU	0,039
										AGR	-0,025	OBR	0,029

AGR: Agroman Empresa Constructora, S.A.; CUB: Cubiertas y Mzov, S.A.; DRC: Dragados y Construcciones, S.A.; FCC: Fomento de Construcciones y Contratas, S.A.; OCI: OCP Construcciones, S.A.; HHU: Huarte, S.A.; LAI: Construcciones Lain, S.A.; GIN: Ginés Navarro Construcciones, S.A.; OBR: Sociedad General de Obras y Construcciones, S.A.

Fuente: elaboración propia.

MILSA, FECSA y de otras constructoras en mercados europeos, que más tarde dieron buenos resultados. En cuanto a Fomento de Construcciones y Contratas y, en opinión de los expertos del sector, también constituye una de las empresas destacadas del sector. Su merma de dominancia en 1991 y 1992 se deriva de los problemas operativos surgidos de la fusión entre CYCSA y FOCSA en 1991, reestructuración que facilitó su mayor liderazgo a partir de 1993. Asimismo, el ordenamiento de Cubiertas y Mzov es indicativo de una tendencia temporal a una dominancia cada vez mayor, que viene reflejado, a modo de ejemplo, por ser la que más aumentó sus beneficios en 1990-91, por la buena incidencia de la EXPO-92 en la misma, y por la fusión con Entrecanales en 1996.

En el caso particular de las empresas que entran por primera vez en la bolsa de Madrid en los distintos años analizados (OCP, Lain, Ginés Navarro y Sociedad General de Obras; cuyos efectos se recogen respectivamente en 1991, 1993, 1995 y 1995), se observa que presentan unos bajos coeficientes de correlación con las demás empresas, lo que indica que se trata de empresas más pasivas. De hecho, son las que presentan unos niveles inferiores de facturación en todo el período examinado. Por tanto, su tamaño parece que refleja adecuadamente su ordenamiento, representativo de las interacciones con otras empresas. Solamente destacar entre estas empresas la estrategia de diversificación de Ginés Navarro que le aportó un 34% de la facturación en 1996 y que le permitió escalar hasta el cuarto puesto de liderazgo detectado.

Por otro lado, la estimación del sistema recursivo de ecuaciones [1] para cada año, teniendo en cuenta el anterior ordenamiento de las empresas en función del  $R^2$  ajustado, se ofrece en el cuadro 2<sup>7</sup>. En virtud de la significatividad individual de los parámetros, se detecta que la rentabilidad de estas empresas es dependiente de los factores subyacentes en el mercado y en la industria, pero el modelo aplicado no evidencia la existencia de rentabilidades anormales explicadas por otros factores distintos de los cambios en las posiciones relativas de recursos específicos de las empresas.

Así, en la práctica totalidad de los casos, el test de significación del coeficiente beta del mercado permite rechazar la hipótesis nula, pudiéndose afirmar que existe relación entre  $(R_{jt}-R_{ft})$  y  $(R_{Mt}-R_{ft})$ . Por ejemplo, en 1990, las rentabilidades de las acciones de cualquier empresa analizada están relacionadas básicamente con los factores que registran los eventos macroeconómicos que afectan a todas las empresas del mercado, reflejados en el índice del mercado. No se debe olvidar que el año 1990 constituye el final de una etapa de recuperación de la acti-

(7) En un modelo de este tipo, la utilización de estimadores MCO proporciona estimaciones consistentes debido a que todas las variables en cualquier ecuación, salvo la dependiente, pueden ser tratadas como predeterminadas, por lo que las perturbaciones de las ecuaciones son independientes e incorrelacionadas [Lee y Lloyd (1976), Greene (1993)]. Como contraste de especificación del modelo, se ha examinado el grado de correlación entre los residuos de las distintas ecuaciones que lo componen, observándose una falta de significatividad de la totalidad de los coeficientes de correlación, lo que permite asegurar la validez del modelo. Por otro lado, la aplicación del test de raíz unitaria de Phillips-Perron sobre las series de rendimientos de las empresas para todo el período, permite concluir que no existen procesos integrados de orden uno en ninguna de ellas.

Cuadro 2: ESTIMACIONES DE LOS PARÁMETROS MEDIANTE EL SISTEMA RECURSIVO (ERRORES ESTÁNDAR ENTRE PARÉNTESIS)

	1990						1991					
	DRC	HHU	FCC	AGR	CUB		HHU	AGR	DRC	CUB	FCC	OCI
DRC						HHU						
HHU	0,0510 (0,044)					AGR	0,1299b (0,045)					
FCC	0,0134 (0,048)	0,0782 (0,069)				DRC	0,2478a (0,058)	0,0594 (0,083)				
AGR	-0,0433 (0,037)	0,0274 (0,053)	0,0517 (0,050)			CUB	0,0113 (0,054)	0,1130 (0,077)	-0,0215 (0,060)			
CUB	-0,0497 (0,040)	0,0186 (0,058)	0,0186 (0,054)	-0,0262 (0,070)		FCC	-0,1116d (0,057)	0,0327 (0,082)	0,0256 (0,064)	0,0008 (0,068)		
$\alpha_j$	0,0018c (0,001)	0,0010 (0,001)	0,0015 (0,001)	-0,0002 (0,002)	0,0019 (0,001)	OCI	0,0536 (0,036)	-0,0325 (0,051)	-0,0705d (0,039)	0,0833c (0,042)	0,01752 (0,039)	
$\beta_{jM}$	1,5305a (0,129)	1,3278a (0,167)	1,1646a (0,137)	1,7957a (0,135)	0,8383a (0,112)	$\alpha_j$	0,0007 (0,001)	-0,0019 (0,001)	-0,0010 (0,001)	-0,0018 (0,001)	0,00041 (0,001)	-0,0021 (0,002)
R <sup>2</sup> aj.	0,660	0,473	0,429	0,463	0,185	$\beta_{jM}$	1,6018a (0,170)	1,6050a (0,230)	1,2357a (0,151)	1,2825a (0,139)	1,17701a (0,106)	1,2411a (0,155)
						R <sup>2</sup> aj.	0,716	0,477	0,375	0,437	0,392	0,204

Cuadro 2: ESTIMACIONES DE LOS PARÁMETROS MEDIANTE EL SISTEMA RECURSIVO  
(ERRORES ESTÁNDAR ENTRE PARÉNTESIS) (CONTINUACIÓN)

	1992						1993							
	DRC	CUB	HHU	AGR	OCI	FCC	HHU	AGR	FCC	CUB	OCI	LAI	DRC	
DRC							HHU							
CUB	0,1695a (0,047)						AGR	0,3548a (0,057)						
HHU	0,0842d (0,050)	0,2499a (0,066)					FCC	0,2609b (0,085)	0,1331 (0,096)					
AGR	0,1078b (0,039)	0,0161 (0,053)	0,2733a (0,048)				CUB	0,1354c (0,054)	0,1575b (0,061)	0,1941a (0,038)				
OCI	0,0238 (0,030)	0,2053a (0,038)	0,0361 (0,037)	0,0672 (0,049)			OCI	-0,0359 (0,050)	0,1367c (0,056)	0,0900c (0,036)	0,1811b (0,059)			
FCC	0,0056 (0,005)	-0,0010 (0,007)	0,0003 (0,007)	0,0077 (0,009)	0,00606 (0,012)		LAI	0,1270b (0,043)	0,0958c (0,048)	0,0659c (0,031)	0,0322 (0,053)	0,0727 (0,056)		
$\alpha_j$	-0,0001 (0,001)	-0,0005 (0,001)	-0,0018 (0,001)	-0,0010 (0,002)	-0,00169 (0,002)	0,0110 (0,012)	DRC	-0,0058 (0,004)	0,0045 (0,004)	-0,0008 (0,003)	0,0150b (0,005)	0,0040 (0,005)	0,0041 (0,006)	
$\beta_{jM}$	1,0156a (0,139)	1,0508a (0,176)	0,8583a (0,161)	1,5854a (0,190)	1,67217a (0,223)	1,6918 (1,161)	$\alpha_j$	0,0011 (0,001)	-0,0022d (0,001)	0,0007 (0,001)	0,0018 (0,001)	0,0006 (0,002)	0,0008 (0,002)	0,0143 (0,018)
R <sup>2</sup> aj.	0,570	0,475	0,374	0,288	0,183	0,004	$\beta_{jM}$	0,3794c (0,186)	1,0520a (0,199)	0,9228a (0,118)	1,1597a (0,182)	0,9842a (0,184)	1,3166a (0,190)	2,0472 (2,052)
							R <sup>2</sup> aj.	0,517	0,414	0,503	0,284	0,141	0,158	0,000

(a)  $p < 0,001$ ; (b)  $p < 0,01$ ; (c)  $p < 0,05$ ; (d)  $< 0,1$ .

Fuente: elaboración propia.

**Cuadro 2: ESTIMACIONES DE LOS PARÁMETROS MEDIANTE EL SISTEMA RECURSIVO  
(ERRORES ESTÁNDAR ENTRE PARÉNTESIS) (CONTINUACIÓN)**

	1994							1995									
	DRC	CUB	HHU	FCC	LAI	OCI	AGR	CUB	DRC	FCC	HHU	LAI	OCI	GIN	OBR	AGR	
DRC								CUB									
CUB	0,1851a (0,053)							DRC	0,2003 (0,071)								
HHU	0,1299b (0,040)	0,1958a (0,047)						FCC	0,0235 (0,056)	0,1524b (0,050)							
FCC	0,0451 (0,056)	0,2447a (0,066)	0,1262 (0,089)					HHU	0,1505a (0,034)	0,0456 (0,031)	0,0698d (0,040)						
LAI	-0,0163 (0,039)	0,0922c (0,047)	0,1425c (0,062)	0,0315 (0,045)				LAI	0,0111 (0,060)	0,0415 (0,055)	0,1484c (0,071)	0,3051b (0,112)					
OCI	0,0622d (0,035)	0,0181 (0,042)	0,0918 (0,057)	0,0175 (0,041)	0,0871 (0,058)			OCI	0,0352 (0,059)	-0,0023 (0,054)	0,0916 (0,070)	0,1709 (0,111)	0,0456 (0,064)				
AGR	-0,0207d (0,011)	-0,0076 (0,014)	0,0048 (0,019)	0,0047 (0,013)	0,0190 (0,019)	0,0189 (0,021)		GIN	-0,1119 (0,103)	0,1200 (0,094)	-0,0181 (0,121)	0,7079a (0,189)	0,1251 (0,109)	-0,1619 (0,109)			
$\alpha_j$	-0,0001 (0,001)	0,0002 (0,001)	-0,0002 (0,001)	-0,0005 (0,001)	0,0006 (0,001)	0,0008 (0,001)	0,0002 (0,004)	OBR	-0,0834d (0,050)	-0,0693 (0,046)	0,0559 (0,059)	-0,0028 (0,094)	-0,0711 (0,054)	-0,0200 (0,055)	-0,0315 (0,032)		
$\beta_{jM}$	0,8707a (0,114)	0,5365a (0,134)	1,2678a (0,163)	1,0173a (0,098)	1,1007a (0,120)	0,6496a (0,126)	1,4300a (0,372)	AGR	-0,0016 (0,006)	0,0000 (0,006)	-0,0014 (0,007)	0,0004 (0,012)	-0,0002 (0,007)	-0,0002 (0,007)	0,0024 (0,004)	-0,0039 (0,008)	
R <sup>2</sup> aj.	0,649	0,525	0,488	0,428	0,316	0,106	0,052	$\alpha_j$	-0,0011 (0,001)	-0,0004 (0,001)	-0,0011 (0,001)	-0,0016 (0,002)	-0,0014 (0,001)	-0,0005 (0,001)	-0,0016b (0,001)	-0,0010 (0,010)	
								$\beta_{jM}$	1,3098a (0,194)	1,2424a (0,159)	0,9700a (0,194)	0,8448b (0,307)	0,3645a (0,153)	0,7781a (0,146)	0,1441d (0,086)	0,7668a (0,164)	2,0488 (1,304)
								R <sup>2</sup> aj.	0,498	0,437	0,271	0,189	0,282	0,010	0,003	0,075	0,006

(a) p < 0,001; (b) p < 0,01; (c) p < 0,05; (d) < 0,1.

Fuente: elaboración propia.



Cuadro 2: ESTIMACIONES DE LOS PARÁMETROS MEDIANTE EL SISTEMA RECURSIVO  
(ERRORES ESTÁNDAR ENTRE PARÉNTESIS) (CONTINUACIÓN)

		1996								
		DRC	FCC	CUB	GIN	LAI	AGR	OCI	HHU	OBR
DRC										
FCC		0,2668a (0,051)								
CUB		0,2239a (0,053)	0,1727b (0,065)							
GIN		0,1275c (0,052)	0,1474c (0,064)	0,2415a (0,061)						
LAI		0,0396 (0,039)	0,0880d (0,048)	0,1194b (0,046)	0,0907d (0,048)					
AGR		-0,0350 (0,026)	0,0407 (0,032)	0,0499 (0,031)	0,0178 (0,033)	0,1015c (0,043)				
OCI		0,0009 (0,053)	0,0183 (0,066)	-0,0146 (0,064)	-0,0608 (0,067)	0,1918c (0,088)	0,2806c (0,130)			
HHU		0,0198c (0,008)	-0,0150 (0,010)	-0,0006 (0,009)	0,0030 (0,010)	0,0049 (0,013)	0,0476c (0,019)	0,0068 (0,007)		
OBR		-0,0314 (0,036)	0,0764d (0,045)	-0,0024 (0,044)	-0,0621 (0,046)	0,1201c (0,060)	0,0727 (0,089)	-0,0320 (0,043)	0,1269 (0,290)	
$\alpha_j$		-0,0004 (0,001)	-0,0002 (0,001)	0,0003 (0,001)	-0,0002 (0,001)	-0,0002 (0,001)	0,0007 (0,002)	-0,0004 (0,001)	-0,0016 (0,005)	-0,0012 (0,001)
$\beta_{jM}$		0,5789a (0,112)	0,8354a (0,129)	0,8010a (0,115)	0,4488a (0,117)	0,4093b (0,153)	0,7056b (0,223)	0,4447a (0,105)	0,9877 (0,700)	0,3943b (0,150)
R <sup>2</sup> aj.		0,530	0,383	0,332	0,071	0,113	0,094	0,060	0,002	0,023

(a)  $p < 0,001$ ; (b)  $p < 0,01$ ; (c)  $p < 0,05$ ; (d)  $p < 0,1$ .

Fuente: elaboración propia.

vidad constructora que viene determinada como factor preponderante por el proceso general de reactivación económica nacional y mundial [Carreras (1992)].

Por otro lado, cerca de la mitad de los coeficientes  $\gamma_{j-1,j}$  de interacción entre las empresas estudiadas (efecto industria, hipótesis 2) son estadísticamente significativos, lo que evidencia las relaciones existentes entre las distintas ( $R_{jt}-R_{ft}$ ) y que pueden no quedar recogidas en su totalidad por el índice del mercado en algún año. Por ejemplo, el nivel de significación de la t de Student indica una elevada interacción de Cubiertas y Mzov con OCP Construcciones en 1991 y, en cambio, OCP no es considerado en el índice de la construcción en dicho año. En este sentido, una importante ventaja de la metodología propuesta sobre la de Montgomery y Wernerfelt (1991) es que facilita el análisis específico de las interrelaciones entre las distintas empresas de la industria, evitando el uso de mediciones indirectas con variables subrogadas en forma de índice sectorial, que están sujetas a convenciones sobre las empresas que lo integran<sup>8</sup>.

Finalmente, el parámetro alfa no es significativamente distinto de cero en todos los casos salvo tres; es decir, la metodología aplicada no evidencia que alguna empresa haya creado o destruido su valor. Ello implica que la técnica empleada no permite detectar rentabilidades anormales en las empresas que puedan ser explicadas por factores distintos al cambio de sus recursos durante el horizonte temporal analizado. No se debe olvidar que el sector fue seleccionado porque sus empresas no mostraron cambios en las posiciones relativas de recursos en el citado período temporal; de esta manera, se evitan sesgos a la hora de examinar la relación entre los cambios en la cuota de mercado y los cambios en el valor de la empresa, facilitando la distinción de los efectos causales de otros espúreos.

Asimismo, atendiendo al coeficiente de determinación ajustado, el modelo evidencia que el mercado y las interacciones de las acciones de las empresas (*proxy* del efecto industria) explican menos del 10% de las variaciones de la rentabilidad en once regresiones, no alcanza el 30% en trece, se sitúa entre el 30 y el 50% en diecisiete más, superando ocho la barrera del 50%.

### 3.2. *Relación entre la variación anual en el valor de la empresa y los cambios anuales en la cuota de mercado*

La segunda etapa de la metodología trata de demostrar que los incrementos anuales en la cuota de mercado que no vienen apoyados por cambios anuales en los recursos de la empresa no generan valor (hipótesis 1), mediante la aplicación de un análisis de correlación y de regresión entre ambas variables.

El coeficiente de correlación entre la variación anual en el valor de la empresa y los cambios anuales en su cuota de mercado es de -0,0607 (prob. = 0,678,

---

(8) De hecho, el índice de la construcción de la Bolsa de Madrid no incluye en varios años analizados a distintas empresas del sector (Ej: Huarte y Agroman en 1990, OCP en 1991, entre otras) debido a que selecciona una muestra o simplemente porque no se considera a las que empiezan a cotizar en el año inmediatamente anterior; criterios que cambian a lo largo del período examinado. Asimismo, el índice integra también a empresas que no son propiamente del sector (materiales de construcción –cemento, cristal, etc.–, inmobiliarias, minería), pero que son clasificadas en el mismo por su afinidad.

con 48 grados de libertad), pero no es estadísticamente significativo. Asimismo, el análisis de regresión aplicado a datos de panel agrupados en series temporales de corte transversal, corrobora la conclusión anterior ( $\theta$  promedio = -0,0027; prob. = 0,244, con 7 grados de libertad). Este último análisis de datos de panel, cuya variable dependiente es el exceso de rendimiento, ha implicado tres etapas: i) análisis de serie temporal donde se ha estimado  $\hat{\alpha}_{ij} = \hat{\gamma}_{0j} + \hat{\gamma}_{1j} \Delta CM_{ij} + u_{ij}$ , para  $j = \text{AGR, CUB, DRG, FCC, HHU}$ ,  $t = 90, \dots, 96$ ; para  $j = \text{OCI}$ ,  $t = 91, \dots, 96$ ; para  $j = \text{LAI}$ ,  $t = 93, \dots, 96$ ; y para  $j = \text{OBR, GIN}$ ,  $t = 95, 96$ ; ii) análisis de sección cruzada, donde se ha estimado  $\hat{\alpha}_{ij} = \theta_{0t} + \theta_{1t} \hat{\gamma}_{1j} + \varepsilon_j$ , para  $t = 90$ ,  $j = \text{AGR, CUB, DRG, FCC, HHU}$ ; para  $t = 91, 92$ ,  $j = \text{AGR, CUB, DRG, FCC, HHU, OCI}$ ; para  $t = 93, 94$ ,  $j = \text{AGR, CUB, DRG, FCC, HHU, OCI, LAI}$ ; y para  $t = 95, 96$ ,  $j = \text{AGR, CUB, DRG, FCC, HHU, OCI, LAI, GIN, OBR}$ ; y iii) cálculo del promedio de  $\theta_{1t}$  entre los siete años, así como su nivel de significación.

El signo negativo en ambos análisis podría indicar la existencia de un cierto vínculo negativo entre dichas variables y, por tanto, ser un indicio de la hipótesis 1 de partida de que incrementos en la cuota de mercado que no vienen explicadas por el cambio en los recursos no crean valor. Sin embargo, no existe una base estadística suficiente que garantice la realización de inferencias sobre la teoría de que los líderes de la industria no serán capaces de generar excesos de beneficio alcanzando unas mayores cuotas de mercado.

En cualquier caso, un análisis adicional permitirá examinar desde otra perspectiva las hipótesis de este trabajo. El cuadro 3 muestra que la práctica totalidad de empresas presenta aumentos de la cuota de mercado en el período de estudio,

Cuadro 3: MEDICIÓN DEL CAMBIO ANUAL EN LA CUOTA DE MERCADO, DE LA CREACIÓN DE VALOR Y DEL EFECTO INDUSTRIA

Empresa	Período	Cambio en C. Mercado	$\alpha$ promedio anual en período	$\hat{\gamma}_t$ promedio
Agroman Empresa Constructora	1990-96	-1,105%	0,0005	0,0420b
Cubiertas y Mzov.	1990-96	0,159%	0,0001	0,0626a
Dragados y Construcciones	1990-96	1,102%	0,0020	0,0333a
Fomento de Cons. y Contratas	1990-96	7,958%	0,0017	0,0416a
Huarte	1990-96	-2,750%	-0,0004	0,1150b
OCP Construcciones	1991-96	1,871%	-0,0006	-0,0017
Construcciones Lain	1993-96	1,913%	-0,0001	0,0467a
Ginés Navarro Construcciones	1995-96	1,912%	-0,0009	-0,0084
Sociedad General de Obras y C.	1995-96	1,069%	-0,0011	-0,0020

Nota: los cambios en la cuota de mercado no se igualan a cero para todas las empresas en un período ya que no se incluyen todas las existentes en el sector.

(a)  $p < 0,001$ ; (b)  $p < 0,01$ ; (c)  $p < 0,05$ .

Fuente: elaboración propia.

destacando el de Fomento de Construcciones y Contratas. Además, los promedios de las rentabilidades anormales estimadas ( $\alpha$ ) para las empresas en los intervalos temporales son ligeramente negativos en la mayoría de ellas, aunque no de forma significativa. Con otras palabras, el valor de la empresa se mantiene para todas ellas durante el período aunque se producen incrementos en las cuotas de mercado –concentrados sobre todo en el subsector de obra pública [González (1996)]–, lo que podría sugerir que estos líderes de la industria, en promedio, compiten fuertemente por ganar cuota de mercado en el horizonte temporal examinado. Rivalidad manifestada por los propios directivos del sector.

Este efecto concreto de la rivalidad industrial se podría medir indirectamente tomando como punto de partida las medias de las estimaciones de los coeficientes  $\gamma_{j-1,j}$  para cada empresa en el período (ver el cuadro 3). En particular, la aplicación del test de Wald permite concluir la existencia del efecto industria (hipótesis 2) debido a que la mayoría de promedios son significativamente distintos de cero a un nivel inferior al 1%. Por tanto, existe efecto industria y, dada la competencia existente por ganar cuota de mercado –manifestada por los directivos del sector–, resulta lógico atribuir una parte del efecto industria a la rivalidad detectada entre las constructoras analizadas en el período.

#### 4. CONCLUSIONES

La implicación de que el cambio en las posiciones relativas de los recursos de las empresas y las condiciones de la industria constituyen los determinantes de la relación entre cuota de mercado y resultados ha permitido analizar estos fenómenos en el ámbito español de 9 empresas constructoras entre 1990 y 1996.

La metodología empleada toma como base, por un lado, la teoría de carteras de la economía financiera, en la premisa de que los mercados de valores son eficientes, y de que los precios de las acciones de las empresas constructoras reflejan mejor la estrategia de las empresas que la estructura de sus balances. Por otro, la elección del sector de la construcción evita los denominados problemas de selección de la muestra, que pueden surgir a la hora de examinar la relación entre los cambios en la cuota de mercado y los cambios en el valor de la empresa, facilitando la distinción de los efectos causales de otros puramente espúreos. De hecho, la revisión de la literatura así como un análisis cualitativo con directivos del sector permiten detectar que los recursos son ampliamente compartidos por las empresas del sector durante el período estudiado, y que no se producen modificaciones en sus posiciones relativas de recursos.

El modelo de comportamiento propuesto considera que las rentabilidades de las acciones de las empresas constructoras estudiadas dependen fundamentalmente de los cambios económicos registrados en los factores de mercado e industria –representados por el índice de la Bolsa y por las interacciones de las empresas respectivamente–, pero no detecta la existencia de rentabilidades anormales de las empresas explicadas por factores distintos del cambio en sus recursos –mostradas en el intercepto. En consecuencia, la metodología utilizada demuestra ser particularmente útil a la hora de analizar la estructura competitiva de las empresas de la

industria, evitando algunos de los problemas inherentes en las empleadas hasta el momento en orden a examinar el efecto industria sobre los resultados.

Finalmente, la aplicación de diferentes técnicas estadísticas demuestra el mayor peso del efecto industria (hipótesis 2) sobre los resultados, pero no existe una base estadística suficiente que permita realizar inferencias sobre la hipótesis 1 de partida de que incrementos en la cuota de mercado que no vienen apoyados por el cambio en los recursos no generan excesos de beneficio.



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bain, J. (1951): "Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing 1936-40", *Quarterly Journal of Economics*, 65, págs. 293-324.
- Ball, M. (1988): "*Rebuilding Construction. Economic Change in the British Construction Industry*", Londres: Routledge.
- Barney, J. (1986): "Strategic Factor Markets: Expectations, Luck, and Business Strategy", *Management Science*, octubre, págs. 1231-1241.
- Barney, J. (1991): "Firm Resources and Sustained Competitive Advantage", *Journal of Management*, 17, págs. 99-120.
- Bello, L. y J. Placer (1991): "Cuotas de Mercado y Estrategia de Marketing. Medición del Impacto de Variables de Marketing", *Esic-Market*, págs. 209-218.
- Black, J. y K. Boal (1994): "Strategic Resources: Traits, Configurations and Paths to Sustainable Competitive Advantage", *Strategic Management Journal*, 15, págs. 131-148.
- Bresnahan, T. (1989): "Empirical Studies of Industries with Market Power", en K. Schmalensee y R. Willig, eds., *Handbook of Industrial Organization*, Vol. II, Nueva York: Elsevier Science, págs. 1011-1057.
- Bresnahan, T. y R. Schmalensee (1987): "The Empirical Renaissance in Industrial Economics: An Overview", *The Journal of Industrial Economics*, 35, págs. 371-378.
- Buzzell, R. y B. Gale (1987): "*The PIMS Principles: Linking Strategy to Performance*", Nueva York: Free Press.
- Buzzell, R. y F. Wiersema (1981): "Modelling Changes in Market Share: A Cross-Sectional Analysis", *Strategic Management Journal*, 2, págs. 27-42.
- Buzzell, R.D., B. Gale y R. Sultan (1975): "Market Share-A Key to Profitability", *Harvard Business Review*, 53, págs. 97-106.
- Carreras, J. (1992): "Perspectivas de la Construcción en la Década de los Noventa", *Papeles de Economía Española*, 50, págs. 210-237.
- Cinco Días (1997): "OCP y Ginés Navarro se Fusionan para Ganar en Tamaño y Competir", *Cinco Días*, 3 junio, págs. 4.
- Cook, V.J. (1985): "The Net Present Value of Market Share", *Journal of Marketing*, 49, págs. 49-63.
- Demsetz, H. (1973): "Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy", *Journal of Law and Economics*, 16, págs. 1-19.
- Dinero (1995): "La Locomotora de la Economía Vuelve a Frenar su Marcha", *Especial Construcción*, 30 octubre, págs. 46.
- Eccles, R. (1981a): "Bureaucratic vs. Craft Administration: The Relationship of Market Structure to the Construction Firm", *Administrative Science Quarterly*, 26, págs. 449-469.

- Eccles, R. (1981b): "The Quasifirm in the Construction Industry", *Journal of Economic Behaviour and Organization*, 2, págs. 335-357.
- Fernández, E., J. Montes y C. Vázquez (1996): "Efecto Industria y Conducta Empresarial", *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 5, págs. 149-158.
- Fisher, F., J. McGowan y J. Greenwood (1983): "*Folded, Spindled, and Mutilated: Economic Analysis and U.S. v. IBM*", Cambridge: MIT Press.
- Galán, J. y J. Vecino (1997): "Las Fuentes de Rentabilidad de las Empresas", *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 6, págs. 21-36.
- Gale, B. y B. Branch (1982): "Concentration versus Market Share: What Determines Performance and Why Does It Matter?", *Antitrust Bulletin*, 27, págs. 83-106.
- González, M. (1996): "Evolución de la Estructura Organizativa en las Empresas Constructoras", *Economía Industrial*, 311, págs. 55-66.
- Greene, W.H. (1993): "*Econometric Analysis*", Nueva York: MacMillan.
- Hansen, G. y B. Wernerfelt (1989): "Determinants of Firm Performance: The Relative Importance of Economic and Organizational Factors", *Strategic Management Journal*, 10, págs. 399-411.
- Jacobson, R. (1988): "Distinguishing Among Competing Theories of the Marketing Share Effect", *Journal of Marketing*, 52, págs. 68-80.
- Jacobson, R. y D. Aaker (1985): "Is Market Share All That It's Cracked Up To Be?", *Journal of Marketing*, 49, págs. 11-22.
- Lee, C.F. y W.P. Lloyd (1976): "The Capital Asset Pricing Model Expressed as a Recursive System: An Empirical Investigation", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, junio.
- Masten, S.E., J.W. Meehan y E.A. Snyder (1991): "The Costs of Organization", *Journal of Law, Economics and Organization*, 7, págs. 1-25.
- Montgomery, C. y B. Wernerfelt (1991): "Sources of Superior Performance: Market Share Versus Industry Effects in the U.S. Brewing Industry", *Management Science*, 37, págs. 954-959.
- Peteraf, M. (1993): "The Cornerstones of Competitive Advantage: A Resource-View", *Strategic Management Journal*, 14, págs. 179-192.
- Phillips, L.W., D.R. Chang y R. Buzzell (1983): "Product Quality, Cost Position and Business Performance: A Test of Some Key Hypotheses", *Journal of Marketing*, 47, págs. 26-43.
- Porter, M. (1980): "*Competitive Strategy*", Nueva York: Free Press.
- Powell, T. (1996): "How Much Does Industry Matter? An Alternative Empirical Test", *Strategic Management Journal*, 17, págs. 323-334.
- Prescott, J., A. Kohli y N. Venkatraman (1986): "The Market Share-Profitability Relationship: An Empirical Assessment of Major Assertions and Contradictions", *Strategic Management Journal*, 7, págs. 377-394.
- Ravenscraft, D. (1983): "Structure-Profit Relationships at the Line of Business and Industry Level", *Review of Economics and Statistics*, 65, págs. 22-31.
- Rumelt, R. (1984): "Toward a Strategic Theory of the Firm", en Lamb, R.(ed.), *Competitive Strategic Management*, Nueva York: Prentice Hall.
- Rumelt, R. (1991): "How Much Does Industry Matter?", *Strategic Management Journal*, 12, págs. 167-185.
- Rumelt, R. y R. Wensley (1980): "In Search of the Market Share Effect", working paper MGL-61, University of California, Los Angeles.

- Schendel, D. y G. Patton (1978): "A Simultaneous Equation Model of Corporate Strategy", *Management Science*, 24, págs. 1611-1621.
- Scherer, F., W. Long, S. Martin, D. Mueller, G. Pascoe, D. Ravenscraft, J. Scott y L. Weiss (1987): "The Validity of Studies with Line of Business Data: Comment", *American Economic Review*, 77, págs. 205-217.
- Schmalensee, R. (1985): "Do Markets Differ Much?", *American Economic Review*, 75, págs. 341-351.
- Schmalensee, R. (1987): "Collusion Versus Differential Efficiency: Testing Alternative Hypotheses", *Journal of Industrial Economics*, 35, págs. 399-425.
- Schoeffler, S., R. Buzzell y D. Heany (1974): "Impact of Strategic Planning on Profit Performance", *Harvard Business Review*, 52, págs. 137-145.
- Schroeter, J. (1988): "Estimating the Degree of Market Power in the Beef Packing Industry", *Review of Economics and Statistics*, 70, págs. 158-162.
- Simkowitz, M. y D. Logue (1973): "The Interdependent Structure of Security Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, marzo, págs. 259-272.
- Smallwood, D. y J. Conlisk (1979): "Product Quality in Markets where Consumers are Imperfectly Informed", *Quarterly Journal of Economics*, 93, págs. 1-23.
- Szymanski, D., S. Bharadwaj y P. Varadarajan (1993): "An Analysis of the Market Share-Profitability Relationship", *Journal of Marketing*, 57, págs. 1-18.
- Tirole, J. (1990): "*La Teoría de la Organización Industrial*", Barcelona: Ariel.
- Wernerfelt, B. (1984): "A Resource-based View of the Firm", *Strategic Management Journal*, 5, págs. 171-80.
- Wernerfelt, B. y C.A. Montgomery (1988): "Tobin's q and the Importance of Focus in Firm Performance", *American Economic Review*, 78, págs. 246-50.
- Woo, C. (1987): "Path Analysis of the Relationship Between Market Share, Business Level Conduct and Risk", *Strategic Management Journal*, 8, págs. 149-161.
- Woo, C. y A. Cooper (1982): "The Surprising Case for Low Market Share", *Harvard Business Review*, 60, págs. 106-113.

*Fecha de recepción del original: agosto, 1998*

*Versión final: julio, 1999*

#### ABSTRACT

The objective of this study is to test the effects of market share and industrial conditions on the performance of companies, basing our evaluations on their stock value and resources. The basic hypotheses are: i) an increase in market share that is not supported by changes in the fundamental resources of the firm does not generate value (performance); and ii) industrial conditions influence a firm's performance. The methodology uses a recursive model taken from Financial Theory to estimate the annual changes in the firms' value, and the effects that industrial conditions have on their performance. The method also employs other statistical techniques to demonstrate the relationship between the annual fluctuations in a firm's value and the annual changes in its market share. The novel aspect of this approach is that it allows us to detect the interactions, one by one, that occur among the different firms of a given sector. Based on the results obtained from the application of this model to nine companies in the Spanish construction sector, we demonstrate that an in-

dustry effect does indeed exist. However, we also find that there is an insufficient statistical basis to demonstrate that increases in market share which are not supported by a change in firms' comparative resources do not generate excessive profits.

*Keywords:* performance, market share, firms' resources, industry effect.

*JEL classification:* L11.