

DOC. 116/96

ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ;  
JOSÉ M. MONTES PEÓN;  
CAMILO J. VÁZQUEZ ORDÁS.-

SOBRE LA IMPORTANCIA DE LOS FACTORES  
DETERMINANTES DEL BENEFICIO: ANÁLISIS  
DE LAS DIFERENCIAS DE RESULTADOS INTER  
E INTRAINDUSTRIALES.

# DOCUMENTO DE TRABAJO

*Sobre la importancia de los factores determinantes del beneficio: Análisis  
de las diferencias de resultados inter e intraindustriales*

Esteban Fernández Sánchez/José Manuel Montes Peón/Camilo J. Vázquez Ordás  
Departamento de Administración de Empresas y Contabilidad, Universidad de Oviedo  
Facultad de Económicas, Av. del Cristo, S/N, 33006, Oviedo

Octubre, 1996

## 1. Introducción

La explicación del origen y persistencia de las diferencias de resultados entre las empresas ha sido y es un tema de estudio habitual en el campo de la organización industrial. Con el desarrollo de la llamada teoría de los recursos<sup>1</sup> este tema ha pasado a ocupar también una posición central en la investigación en el campo de la dirección estratégica de la empresa. La teoría de los recursos explica cómo influyen los recursos y capacidades de la empresa sobre sus estrategias y, lo que es más relevante desde el punto de vista del trabajo que se presenta, sobre sus resultados. Ofrece un planteamiento consistente con la concepción clásica de la formulación estratégica (Andrews, 1987), por cuanto que proporciona un conjunto de herramientas analíticas que permiten evaluar las fortalezas y debilidades de la empresa a partir del estudio del perfil competitivo de sus recursos y capacidades. En este sentido, no se trata de un enfoque sustitutivo sino más bien complementario del análisis de la competencia en la industria en términos de fuerzas competitivas y posicionamiento competitivo, foco central de las primeras aproximaciones a la formulación estratégica en la primera mitad de los años ochenta.

Siguiendo una lógica económica, la teoría de los recursos explica los mecanismos que subyacen en la generación, sostenibilidad y apropiación de rentas económicas en la empresa. De acuerdo con Barney (1991), en lo que atañe a la explicación de la competitividad y los resultados empresariales, la visión que ofrece la teoría de los recursos puede articularse en torno a dos proposiciones fundamentales:

Proposición 1: Los recursos necesarios para formular y poner en práctica estrategias están distribuidos de forma heterogénea entre las empresas competidoras.

De acuerdo con esta proposición, las empresas son fundamentalmente distintas (heterogéneas) en términos de las capacidades tecnológicas y organizativas que delimitan su ámbito de actuación (diversificación, integración vertical) y en términos del stock de recursos acumulado a lo largo del tiempo, tanto físicos como intangibles. Algunas empresas cuentan con recursos y capacidades (R&C) superiores desde un punto de vista competitivo, también llamados activos estratégicos (Amit y Schoemaker, 1993) y competencias distintivas (Selznick, 1957). Estos R&C superiores confieren a sus poseedores ventajas competitivas de primer movimiento y de posicionamiento en el mercado (coste, diferenciación). Cuando la oferta de estos R&C superiores es relativamente escasa con respecto a la demanda de sus servicios productivos, otros R&C inferiores en términos competitivos pueden coexistir junto con ellos en un mismo

---

<sup>1</sup> Entre otros, merecen destacarse por su contribución al desarrollo de esta teoría los trabajos de Wernerfelt (1984), Schoemaker (1990), Barney (1991), Grant (1991), Conner (1991), Mahoney y Pandian (1992), Amit y Schoemaker (1993) y Peteraf (1993).

mercado. En tal caso, los R&C superiores generan unas rentas económicas que son fruto, no del poder de mercado -rentas de monopolio-, sino de su escasez relativa -rentas ricardianas- (Peteraf, 1993).

La magnitud de las rentas obtenidas depende de la existencia de barreras que limiten la competencia ex-ante por el control de dichos R&C superiores y escasos y del grado de apropiabilidad de las rentas generadas a partir de la ventaja competitiva que éstos confieren. La competencia por los R&C escasos elevaría su coste, disipando las rentas obtenibles. Los límites ex-ante a la competencia por los recursos escasos surgen de la existencia de asimetrías de información sobre el valor futuro de tales recursos y de asimetrías en la dotación de los recursos y capacidades complementarios necesarios para explotar los R&C superiores. En cuanto a la apropiabilidad de las rentas, si el rendimiento excepcional de una empresa se basa en las contribuciones excepcionales de algunos de los recursos que la forman, dicho rendimiento revertirá en favor de sus propietarios en lugar de revertir en la organización. Cuanto más inmóviles sean estos recursos, bien porque su contribución a la ventaja competitiva no se puede identificar por separado, bien porque no son capaces de realizar una contribución similar en otros empleos o para otros empleadores, menor será el poder de negociación de sus propietarios frente a la empresa y mayor la capacidad de ésta para apropiarse las rentas que generan (Peteraf, 1993).

De acuerdo con esta primera proposición cabría esperar que las diferencias de resultados dentro de las industrias fuesen relativamente importantes, superiores incluso a las diferencias de resultados entre industrias. Tales diferencias de resultados intraindustria reflejarían la existencia de rentas diferenciales que tienen su origen en la distribución asimétrica de recursos y capacidades entre las empresas que forman cada industria. Podemos enunciar entonces la siguiente hipótesis susceptible de contrastación empírica:

Hipótesis 1: Las diferencias de resultados dentro de las industrias, debidas principalmente a factores de naturaleza empresarial, son significativas e importantes, más incluso que las diferencias interindustriales.

Varios autores, fundamentalmente Schmalensee (1985) y Rumelt (1991), han contrastado de forma directa o indirecta la hipótesis anterior. El trabajo de Schmalensee (1985) es pionero en este tipo de investigación. Sobre una muestra de 1775 unidades estratégicas de negocio, pertenecientes a 456 corporaciones empresariales que compiten en 242 industrias distintas definidas según la clasificación de la Federal Trade Commission de los Estados Unidos y con datos de rentabilidad económica de las unidades de negocio referidos al año 1975, este autor llega a las siguientes conclusiones:

1ª) La afiliación a una determinada industria -efecto industria- explica un 18 % de la varianza de las rentabilidades económicas de las unidades de negocio y un 75 % de la varianza de las rentabilidades promedio de las industrias.

2ª) La variable cuota de mercado explica una fracción insignificante de la varianza de las rentabilidades económicas de las unidades de negocio (0.63 %).

3ª) La pertenencia a una determinada empresa -efecto empresa- no tiene efectos significativos sobre los resultados de las unidades estratégicas de negocio.

Los resultados del estudio de Schmalensee van a ser objeto de revisión en investigaciones posteriores que darán continuidad a la línea de investigación iniciada por este autor. En principio, para interpretar correctamente la ausencia de efectos empresa significativos debe tenerse en cuenta el propio concepto de empresa que se está manejando en este trabajo. Rumelt (1991; 171) argumenta que el término empresa es tan ambiguo que fácilmente puede llevar a confusión. En el análisis económico una empresa es una unidad competitiva autónoma. Sin embargo, el término empresa también se utiliza habitualmente para referirse a una entidad legal, a una corporación o compañía. Dado que la mayor parte de las grandes corporaciones están sustancialmente diversificadas, la empresa, la corporación, no es sino una amalgama de unidades competitivas más o menos autónomas, llamadas líneas de negocio, unidades estratégicas de negocio o, simplemente, negocios. La confusión puede producirse cuando un autor utiliza el término "efecto empresa" para referirse con él a las diferencias de rentabilidad intraindustria entre unidades de negocio, mientras que otro utiliza el mismo término para referirse a las diferencias en los resultados de las unidades de negocio atribuibles a las diferentes características de las corporaciones a las que pertenecen (mecanismos de control y asignación de recursos entre las unidades de negocio, delegación de poder de decisión, etc). Schmalensee (1985) utiliza el término efecto empresa en este segundo sentido. A fin de evitar confusiones, Rumelt señala la conveniencia de utilizar el término "efecto unidad de negocio" en el primero de los casos y "efecto corporación" en el segundo. Así, cuando Schmalensee (1985) indica que no existen "efectos empresa" significativos en su estudio, lo que está verificando en realidad es que no existen "efectos corporación" significativos, tal y como también demuestra Rumelt (1991).

La revisión más importante del trabajo de Schmalensee (1985) se debe a precisamente a Rumelt (1991). Este autor trabaja sobre la misma muestra que Schmalensee (1985), pero amplía la duración temporal del estudio al período 1974-1975, lo que le va a permitir distinguir entre efectos industria de carácter estable y efectos industria de carácter coyuntural. El estudio de Schmalensee concluía que el efecto sector explicaba un 18% de la varianza de las rentabilidades de las unidades de negocio, sin embargo no explicaba que

parte de ese 18% se debía a efectos sector de carácter estable y que parte se debía a los efectos de variaciones coyunturales específicas al sector en el año en que se realizó el estudio. Por otra parte, Rumelt (1991) introduce una variable que recoge los efectos de las características internas y distintivas de cada unidad de negocio sobre sus propios resultados, el efecto unidad de negocio. Los resultados de su estudio indican que:

1º) Los efectos industria de carácter estable tan sólo explican un 8% de la varianza de las rentabilidades económicas de las unidades de negocio y un 40% de la varianza en las rentabilidades medias sectoriales, por lo que el diferencial que resta hasta los valores estimados por Schmalensee (1985) -un 18% y un 75%, respectivamente- es atribuible a factores de carácter coyuntural.

2ª) El efecto corporación explica tan sólo un 0.8% de la varianza en los resultados de las unidades estratégicas de negocio.

3ª) El efecto unidad de negocio explica un 46% de la varianza en los resultados de las unidades de negocio.

En consonancia con la hipótesis anterior, el estudio de Rumelt (1991) pone de manifiesto la existencia de una importante heterogeneidad de resultados intra-industria. Si existiesen diferencias importantes en la estructura de mercado de las distintas industrias, diferencias que incidiesen de forma decisiva sobre la rentabilidad de las unidades de negocio que las forman, debería haberse observado un efecto industria significativo e importante. Por el contrario, la elevada magnitud del efecto unidad de negocio (46%), pone claramente de manifiesto la existencia de diferencias sustanciales de rentabilidad entre las unidades de negocio dentro de las industrias.

Proposición 2: Las diferencias en la dotación de recursos y capacidades pueden persistir a lo largo del tiempo debido a las dificultades que entraña descubrir, imitar o superar las fuentes de ventaja competitiva de los rivales.

La segunda proposición sugiere que la heterogeneidad de recursos y capacidades y, con ella, las diferencias de resultados entre las empresas pueden ser relativamente persistentes en el tiempo. Ello requiere, primero, que exista algún freno a la expansión interna de los R&C superiores y, segundo, que éstos sean difíciles de imitar o sustituir por la competencia. Si los R&C superiores han sido creados internamente y tienen carácter acumulativo su expansión puede requerir bastante tiempo, de modo que, al menos a corto plazo, su oferta es fija o cuasifija. Por otra parte, diversos mecanismos aíslan los R&C superiores, protegiéndolos de la imitación de la competencia. Algunos de estos mecanismos de aislamiento (Rumelt, 1987) se basan en la intervención protectora

del estado, como los derechos de propiedad industrial. Otros tienen su origen en la propia naturaleza de los R&C superiores. Así, los R&C basados en conocimientos tácitos y en complejas interacciones y redes de rutinas organizativas son más difíciles de identificar que aquellos que poseen una entidad física o son articulables en planos, fórmulas o normas de actuación. A estos últimos se puede acceder por ingeniería inversa o espionaje industrial. Por otra parte, el riesgo de pérdida de la ventaja competitiva que supone la difusión en el mercado de los R&C superiores y los costes de transacción que origina su intercambio (especialmente si se basan en conocimiento tecnológico u organizativo) limitan el desarrollo de un mercado activo para este tipo de recursos y capacidades, forzando al imitador a desarrollarlos por sí mismo. En este sentido, las mismas características del proceso de acumulación de recursos y capacidades que limitan su expansión interna (deseconomías de compresión del tiempo, eficiencias de masa) confieren al primer competidor en acumularlos diversas ventajas de primer movimiento cuya superación por los seguidores puede suponer unos costes tan elevados, que disipan la rentas potencialmente obtenibles (Lippman y Rumelt, 1982; Barney, 1986; Dierickx y Cool, 1989).

De acuerdo con la segunda proposición, y supuesto que se ha confirmado la veracidad de la hipótesis 1, la persistencia de la heterogeneidad de recursos y capacidades podría dar lugar a la existencia de diferencias de resultados entre las empresas relativamente persistentes a lo largo del tiempo. Ello sugiere una segunda hipótesis a verificar:

Hipótesis 2: Las diferencias de resultados entre las empresas tienden a ser relativamente persistentes, especialmente a corto y medio plazo.

Para contrastar esta hipótesis sobre el comportamiento del resultado, los investigadores han recurrido al estudio de series temporales de diferentes medidas del beneficio (rentabilidad, Q de Tobin)<sup>2</sup>. En términos generales, los resultados de estos estudios<sup>3</sup> indican que, si bien existe una cierta convergencia a largo plazo de los resultados empresariales de modo que las empresas que obtienen beneficios anormalmente elevados (reducidos) en el momento inicial del estudio tienden a ver como sus beneficios se reducen (aumentan) a largo plazo, la convergencia no se produce hasta el punto en que todas las empresas obtienen un nivel de beneficio similar. Se ha observado que los valores de convergencia a largo plazo difieren significativamente de unas empresas a otras, de modo tal que las empresas con unos mayores (menores)

---

<sup>2</sup> En Espitia y Salas (1989) puede encontrarse una exposición detallada de este tipo de modelización denominada ad-hoc.

<sup>3</sup> Entre otros, Jacquemin y Saez (1976), Mueller (1977, 1990), Odagiri y Yamawaki (1986), Jacobson (1988), Espitia y Salas (1989) y Schohl (1990).

niveles de beneficio en un momento del tiempo continúan alcanzando mejores (peores) resultados a largo plazo. En otras palabras, esta evidencia indica que las diferencias inicialmente existentes entre los resultados de las empresas son relativamente persistentes incluso a largo plazo (entre diez y veinte años vista).

## **2. Objetivo y base de datos**

El objetivo del trabajo que se presenta es contrastar las dos hipótesis formuladas aportando evidencia adicional a partir de datos referidos a una muestra de empresas españolas. Dicha muestra está formada por 71 empresas no financieras que han cotizado en la Bolsa de Madrid en el periodo 1990-1993. El número de empresas es ciertamente reducido, pero se trata de una restricción impuesta por la necesidad de conseguir una muestra que verifique unas exigencias mínimas de homogeneidad desde el punto de vista de la clasificación sectorial de las empresas según su actividad económica. En términos generales son empresas de gran tamaño. Aproximadamente, un 64 % de las empresas superan los 10.000 millones de pesetas de ventas medias anuales en el período 1990-93. La muestra incluye empresas pertenecientes a sectores regulados (eléctricas) y tres empresas públicas.

La información disponible para llevar a cabo el estudio consta de datos de cotización y datos contables. La información contable se ha extraído de los informes correspondientes al segundo semestre de cada año que fueron facilitados por las entidades con cotización en la Bolsa de Madrid a la Sociedad Rectora de la Bolsa para su posterior publicación como anexos a los Boletines de Cotización. Estos informes incluyen el balance de situación individual y consolidado, la cuenta de resultados individuales y consolidados, datos sobre la evolución de los negocios, distribución de negocio por actividades, dividendos distribuidos, etc. Además, también se ha obtenido información sobre ampliaciones y reducciones de capital del *Informe Anual de la Bolsa de Madrid*, años 1990, 1991, 1992 y 1993.

## **3. Verificación de la hipótesis 1**

### **3.1. Clasificación sectorial de las empresas**

Un problema de gran importancia en el análisis de las diferencias de resultados intrasectoriales radica en la clasificación sectorial de las unidades de negocio. Si la composición de los sectores es de por sí muy heterogénea en términos de la actividad, de los productos o de los mercados en que compiten las empresas que los forman, la importancia relativa y significación del efecto industria estimado estarán sesgados de

antemano a la baja. En nuestro caso, dado que se desconocía el código CNAE de las empresas objeto de estudio, se ha optado por clasificarlas sectorialmente según el código de actividad SIC (*Standard Industrial Classification*) que se le asigna a su negocio principal en el directorio de empresas DUNS 15.000, de *Dun & Bradstreet International*. La clasificación SIC, al igual que la CNAE española, se basa principalmente en el tipo de proceso productivo empleado por la empresa.

Antes de proceder a la clasificación sectorial de las empresas según el criterio expuesto, se excluyeron del proceso de clasificación todas aquellas que se encontraban inmersas en procesos de fusión en el curso del periodo objeto de estudio. También se excluyeron aquellas empresas para las que no se contaba con la información económico-financiera correspondiente a alguno de los ejercicios en el periodo 1990-1993 y aquellas otras que presentaban algunos comportamientos atípicos, tales como que su inmovilizado material fuese nulo, que el ratio ventas/inmovilizado material fuese muy elevado (superior a 30) o que sus ventas experimentasen variaciones inconexas con los cambios en el activo. Las empresas restantes se fueron clasificando en sectores de actividad según sus dos primeros dígitos en la codificación SIC. Una vez realizada la clasificación sectorial de las empresas, se han excluido del estudio todos los sectores resultantes que no superaron un número mínimo de seis empresas por sector, lo que, al final, nos deja en un total de 71 empresas agrupadas en ocho sectores de actividad. La tabla<sup>4</sup> 1 recoge la distribución sectorial de estas 71 empresas.

De los ocho sectores de actividad resultantes, cinco de ellos (energía y servicios eléctricos, cementos y materiales de construcción, siderometalurgia y transformados del acero, construcción y papeleras) presentan una composición bastante homogénea en tanto en cuanto las empresas que los forman poseen una codificación SIC similar a un nivel de cuatro dígitos. Por contra, los tres sectores restantes presentan una composición más heterogénea. Habida cuenta de esta distinción, hemos trabajado sobre dos muestras de empresas. La primera incluye los ocho sectores formados inicialmente, la segunda incluye sólo a los cinco sectores más homogéneos. La comparación entre los resultados obtenidos a partir de los análisis de varianza realizados sobre ambas muestras nos permitirá evaluar la incidencia del grado de corrección con que se definen y forman los sectores sobre la magnitud y significación de los efectos estimados.

### **3.2. Variable de resultados**

Para medir los resultados de las empresas hemos calculado una medida ajustada de la rentabilidad contable anual. El uso de la rentabilidad contable cuando se trata de comparar beneficios entre empresas o de determinar si los beneficios obtenidos son

---

<sup>4</sup> Gráficos y tablas se exponen al final del texto.

normales o extraordinarios presenta limitaciones bien conocidas, especialmente si se la compara con otras medidas del resultado basadas en valores de mercado, como pueden ser el ratio de creación de valor o la Q de Tobin<sup>5</sup>. Pese a las ventajas que reporta el uso de valores de mercado, hemos optado por no utilizarlos en este trabajo debido principalmente al hecho de que estos valores recogen información relativa no sólo a los resultados de la empresa en su negocio principal, sino también a la valoración que el mercado hace de los resultados de la empresa en todos sus negocios. Así, una media sectorial calculada a partir del promedio de los ratios Q de Tobin de las empresas que integran un sector perdería gran parte de su significación, dado que el valor de ese ratio Q también se vería afectado por los resultados que las empresas clasificadas en dicho sector obtienen con sus negocios en otros sectores.

Por contra, la rentabilidad media sectorial estimada a partir de la información recogida en los estados contables individuales, puede ser una buena aproximación del resultado medio de cada sector, dado que se ve afectada en menor medida que los valores de mercado por las políticas y resultados a nivel corporativo. Además, es perfectamente posible aumentar la utilidad y contenido informativo de las medidas tradicionales de rentabilidad practicando diversos ajustes externos sobre los valores contables originales, de forma que el valor ajustado de la rentabilidad se aproxime a su valor económico. Uno de los aspectos más novedosos de este trabajo radica precisamente en la utilización de medidas de la rentabilidad empresarial calculadas a partir de información contable previamente ajustada siguiendo a tal efecto la metodología propuesta por Salas (1992; 81). Los ajustes realizados aproximan el valor contable de la rentabilidad a su valor económico por cuanto que la valoración de todos los recursos consumidos en la empresa y del stock de capital productivo se realiza a precios corrientes y de reposición<sup>6</sup>. Así, el inmovilizado no financiero se ha valorado a precios de reposición teniendo en cuenta los efectos de la depreciación económica por el uso, del progreso tecnológico y de la inflación (a través de la variación del índice de precios de la formación bruta de capital fijo). Las existencias se ajustan a valores de reposición suponiendo que se utiliza el método de valoración a coste medio y también en función de la variación del índice de precios de la formación bruta de capital fijo. Por otra parte, la cuenta de resultados se ha ajustado de forma que las dotaciones a la amortización y el consumo de existencias se valoren a precios de reposición. Además, la cuenta de resultados también incorpora plusvalías y minusvalías producidas en el valor de los activos y pasivos mantenidos en el ejercicio. Finalmente, las rentabilidades se calculan en

---

<sup>5</sup> Pueden consultarse al respecto los trabajos de Espitia, Salas y Yagüe (1986) y Cuervo (1991).

<sup>6</sup> Los supuestos y la metodología empleada en la realización de los ajustes anteriores se expone de forma exhaustiva en Salas (1992, 80).

términos reales, ajustándolas por los efectos de la inflación, según se indica en la siguiente expresión, para  $t = 1990, 1991, 1992, 1993$ :

$$\text{Rentabilidad económica real ajustada en } t = \frac{\text{Beneficio antes de intereses a precios de reposición } t}{\text{Activo neto a precios de reposición }_{t-1} \cdot (1 + \pi_t)}$$

De acuerdo con el procedimiento de cálculo seguido, en lugar de cuatro datos de rentabilidad por unidad de negocio -los correspondientes a los cuatro años del periodo de estudio- sólo vamos a poder contar con tres.

Las diferencias de rentabilidad pueden reflejar diferencias en el nivel de riesgo de las empresas además de diferencias en cuanto a sus resultados económicos. Para estimar el beneficio económico libre de la influencia del factor riesgo se podrían emplear diversos procedimientos de ajuste tipo CAPM basados en datos contables<sup>7</sup>. Este tipo de procedimientos eliminaría el riesgo sistemático, dependiente del comportamiento del mercado en su conjunto, pero no el riesgo específico a cada empresa. Además, la aplicación del modelo CAPM a inversiones en activos no financieros presenta no pocos problemas conceptuales y empíricos<sup>8</sup>. En nuestro caso no podemos calcular la prima por riesgo sistemático de las empresas dado que sólo se dispone de tres valores de rentabilidad para cada una. Para interpretar correctamente los resultados del estudio debe tenerse en cuenta pues que las diferencias de rentabilidad entre las empresas obedecen tanto a diferencias en sus resultados económicos respectivos como a diferencias en el nivel riesgo que soportan. De este modo, al estimar la parte de la variabilidad de las rentabilidades de las unidades de negocio que se debe a factores relacionados con las propias unidades o con el sector en que éstas compiten, estaremos estimando al mismo tiempo qué parte de la variabilidad en el riesgo de las unidades de negocio se debe a ambos tipos de factores.

Finalmente, existe una cuestión adicional que también podría influir sobre los resultados finales del estudio. La información recogida en los estados contables es sensible a las convenciones que rigen la práctica contable (principios de valoración e imputación temporal) y a las normas fiscales y regulaciones que inciden sobre la actividad de las empresas. Es muy probable que estas convenciones y normas varíen más entre industrias que entre empresas dentro de una misma industria. En consecuencia, el uso de la rentabilidad contable como medida de los resultados tendería a sobrestimar la magnitud del efecto industria.

<sup>7</sup>Véase al respecto Jacobson (1988).

<sup>8</sup>Véanse al respecto Roll (1977) y Devinney, Stewart y Shocker (1985).

### 3.3. Métodos y modelos

Un procedimiento estadístico apropiado para evaluar la importancia y significación del efecto conjunto de variables sectoriales (efecto industria) o empresariales (efecto empresa) sobre los resultados de las empresas consiste en realizar un análisis de componentes de la varianza a partir de un modelo de efectos aleatorios. Este tipo de modelización reduce las necesidades de información, dado que sólo precisa de datos sobre resultados a nivel de unidad de negocio y asegura que dicha información recoge la influencia de todas las fuerzas competitivas que influyen sobre ellos. Su inconveniente principal es que no permite conocer por separado el efecto de tales fuerzas.

El modelo que se va a contrastar en este estudio es un caso particular del siguiente modelo de efectos aleatorios debido a Rumelt (1991). En ambos la unidad base de análisis es la unidad de negocio.

$$\text{El: } r_{ikt} = \mu + \alpha_i + \beta_k + \gamma_t + \delta_{it} + \phi_{ik} + \varepsilon_{ikt}$$

donde  $r_{ikt}$  es la rentabilidad en el periodo  $t$  de la unidad de negocio de la corporación  $k$  en la industria  $i$ ,  $\mu$  es un término constante,  $\alpha_i$  es el efecto industria ( $i = 1, 2, \dots, l_a$ ),  $\beta_k$  es el efecto corporación ( $k = 1, 2, \dots, l_b$ ),  $\gamma_t$  es el efecto año ( $t = 1, 2, \dots, l_g$ ),  $\delta_{it}$  es el efecto interacción industria-año (con  $l_d$  combinaciones  $it$  distintas), y  $\phi_{ik}$  representa el efecto unidad de negocio (con  $l_f$  combinaciones  $ik$  distintas).  $\varepsilon_{ikt}$  representa la perturbación aleatoria (una para cada una de las  $N$  observaciones). Cada corporación es activa en sólo unas pocas industrias, luego  $l_f < l_a \cdot l_b$ .

El modelo toma como dadas las asignaciones de las unidades de negocio a las corporaciones y a las industrias. Es esencialmente descriptivo y no ofrece ninguna explicación causal de las diferencias de rentabilidad entre industrias, años, corporaciones o unidades de negocio. Simplemente asume la existencia de diferencias de rentabilidad asociadas a estas categorías y trata de estimar su importancia relativa. En términos estadísticos, se trata de un modelo de efectos aleatorios. Ello significa que, tanto la perturbación como los efectos considerados, son realizaciones al azar de procesos aleatorios que siguen una distribución normal con media cero y con varianzas constantes, pero desconocidas. Este tipo de modelización se utiliza para estimar la importancia relativa de los efectos de diversos factores presentes en el proceso objeto de estudio. No se trata de medir los efectos en sí, sino su importancia relativa a través de la medición de la variabilidad inducida por los factores que los motivan. En nuestro caso, se trata de analizar la significación e importancia relativa de los efectos inducidos sobre la variabilidad observada en la rentabilidad de las unidades de negocio por factores de

naturaleza sectorial y empresarial a partir de la estimación de las varianzas de tales efectos.

El efecto industria  $\alpha_i$  representa la influencia persistente de ciertos factores o características estructurales específicas a la industria  $i$  sobre la rentabilidad de las unidades de negocio la forman. Las diferencias entre los  $\alpha_i$  reflejan diferencias sectoriales en la intensidad de la competencia, en las condiciones de entrada, en las condiciones de demanda, en el grado de aprovechamiento de la capacidad productiva instalada, en las prácticas contables o en el nivel de riesgo, entre otros factores. El  $\alpha_i$  representa el efecto conjunto de los factores anteriores sobre la rentabilidad de las unidades de negocio que compiten en el sector  $i$ . Desde un punto de vista estadístico, el efecto industria es tanto mayor cuanto mayores sean las diferencias entre las rentabilidades medias de las industrias y cuanto más estables sean estas diferencias en el tiempo.

El efecto corporación  $\beta_k$  surge de la existencia de diferencias en cuanto a las políticas corporativas que gobiernan la dirección y control de las unidades de negocio, la asignación de recursos entre ellas y la generación de sinergias entre negocios. También recoge posibles diferencias en las prácticas contables a nivel corporativo (imputación de costes indirectos, fijación de precios de transferencia).

El efecto unidad de negocio  $\phi_{ik}$  representa la influencia persistente de ciertos factores o características específicas a la propia unidad de negocio  $ik$  sobre su rentabilidad. Las diferencias entre los  $\phi_{ik}$  reflejan diferencias persistentes de competitividad entre las unidades de negocio que se derivan a su vez de la existencia de diferencias permanentes en el stock de recursos y capacidades específicas a cada unidad de negocio. Esas diferencias entre los  $\phi_{ik}$  también son fruto de la existencia de diferencias de riesgo persistentes entre las unidades de negocio debidas a la influencia de diversos factores de riesgo específicos a cada una de ellas (apalancamiento operativo, inversión en intangibles). Estadísticamente, el efecto unidad de negocio es tanto más importante y significativo cuanto mayores sean las diferencias de rentabilidad entre las unidades de negocio dentro de una misma industria y cuanto más estables sean estas diferencias. Si existiesen grandes diferencias de resultados intraindustria, pero de forma tal que la posición de las unidades de negocio en el ranking de rentabilidad de la industria variase de forma importante a lo largo del tiempo, el análisis de componentes de la varianza reflejaría un efecto unidad de negocio menor y un aumento en la varianza residual no explicada por el modelo.

El efecto año  $\gamma_t$  representa las fluctuaciones anuales en las condiciones macroeconómicas (inflación, tipos de cambio) que influyen sobre todas las unidades de

negocio. El efecto  $\delta_{it}$  representa la influencia de fluctuaciones anuales específicas a la industria  $i$  sobre la rentabilidad de las unidades de negocio que la forman. Finalmente, el término  $\varepsilon_{ikt}$  recoge el efecto de las fluctuaciones anuales específicas a cada unidad de negocio.

En este trabajo, dadas las limitaciones de información que se refieren a continuación, se ha optado por el diseño de un modelo de efectos aleatorios con una especificación funcional más simple que la anterior. Cruzando datos públicos procedentes de diversas fuentes (prensa económica, estados contables de las empresas) se puede obtener alguna información sobre el grado de diversificación de las empresas de la muestra y sobre los negocios en los que participan. Sin embargo, no es posible obtener información sistemática sobre los resultados económicos que obtienen en estos negocios, por lo que tampoco podemos estimar la magnitud relativa del efecto corporación. La información contable que las empresas objeto de estudio remiten a la Bolsa de Madrid, principal fuente utilizada para calcular su rentabilidad, tan sólo permite conocer los resultados obtenidos de informa individual en su negocio principal y los resultados consolidados del grupo al que pertenecen o del que son la empresa de cabecera. En consecuencia, adaptando la nomenclatura anterior a las condiciones de diseño de nuestro modelo, podemos escribir<sup>9</sup>:

$$E2: \quad r_{ikt} = \mu + \alpha_i + \phi_{ik} + \varepsilon_{ikt}$$

donde  $r_{ikt}$  es la rentabilidad en el año  $t$  ( $t = 1991, 1992, 1993$ ) de la unidad de negocio principal de la empresa  $k$  ( $k = 1, 2, \dots, 71$ ) incluida dentro del sector  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, 8$ ),  $\mu$  es un término constante,  $\varepsilon_{ikt}$  es el término de error,  $\alpha_i$  es el efecto industria y  $\phi_{ik}$  es el efecto unidad de negocio.

Existen otras dos diferencias importantes con respecto al modelo de Rumelt (1991). La primera se refiere a la omisión del efecto año  $\gamma_t$ . A fin de eliminar la influencia de los cambios anuales en las variables macroeconómicas que afectan a todas las unidades de negocio se ha normalizado el valor original de la rentabilidad contable anual ajustada restándole el valor medio muestral, por lo que en adelante hablaremos de valores de rentabilidad normalizados. La segunda diferencia hace referencia a la omisión del efecto interacción industria-año  $\delta_{it}$ , lo que significa que el efecto industria estable será en realidad algo inferior al estimado según este modelo, dado que la estimación obtenida incorporará un componente transitorio debido a fluctuaciones anuales específicas a la industria. Para realizar las simplificaciones anteriores nos hemos basado en las conclusiones de Rumelt (1991; 174), quien comprueba que la omisión de los

---

<sup>9</sup> Este modelo también es estimado por Rumelt (1991).

efectos corporación, año e interacción industria-año no afecta de forma importante a los resultados finales del estudio. Por otra parte, estas simplificaciones nos van a permitir estimar los componentes de la varianza en el modelo anterior con relativa facilidad, ya que se trata en definitiva de un modelo jerárquico con tres causas de variación. En cualquier caso, si la estimación del efecto industria llegase a alcanzar un valor elevado, utilizaríamos un modelo de estimación de componentes de la varianza más complicado a fin de separar los componentes transitorios y permanentes de dicho efecto.

### 3.4. Estimación de los efectos y resultados del estudio

El método estadístico utilizado para estimar la influencia de los efectos considerados sobre la variabilidad observada en la rentabilidad de las unidades de negocio es el análisis de componentes de la varianza. Se trata de un método basado en la *propiedad aditiva de las varianzas* que permite estimar la magnitud y significación de las variaciones asociadas con causas definidas. Esta propiedad dice que, cuando actúan dos o más causas independientes de variación sobre una variable dependiente, la varianza resultante es la suma de las varianzas asociadas a las distintas causas. Así pues, al tomar varianzas en E2, suponiendo que los efectos son normales e independientes, obtenemos la expresión E3:

$$E3: \quad \text{Var}(r) = \text{Var}(\alpha) + \text{Var}(\phi) + \text{Var}(\varepsilon)$$

El procedimiento a seguir para estimar las varianzas dependerá del número y naturaleza de las causas independientes de variación que puedan ser identificadas. En general, estos procedimientos se basan en el cálculo de sumas de cuadrados y cuadrados medios de las observaciones que son estimaciones de diferentes combinaciones lineales de los componentes de la varianza. En nuestro caso, la descomposición de la varianza realizada se ajusta a un diseño anidado o de clasificación jerárquica, en el que cada unidad de negocio se encuadra dentro de alguno de los sectores definidos, sin que pueda al mismo tiempo estar presente en otro. El tratamiento teórico y práctico de los métodos de estimación de varianzas con datos jerárquicos puede consultarse en Graybill (1961), Davis (1965) y Peña (1987). En particular, Davis (1965, págs. 111 y siguientes) recoge el procedimiento de cálculo a seguir cuando no existe igual número de observaciones por sector, como ocurre en nuestro caso.

Una vez estimados los diferentes componentes de la varianza, podemos calcular la importancia relativa en términos porcentuales de los efectos en función del porcentaje que representa cada una de las varianzas estimadas sobre la varianza total. Para determinar la significación de los efectos se puede calcular el valor del estadístico F a partir de los cuadrados medios obtenidos. Si el valor estimado es superior al valor en

tablas para los grados de libertad correspondientes al nivel de confianza prefijado ( $\alpha = 0,05$ ) podemos concluir que la varianza estimada es significativamente distinta de cero.

La tabla 2 recoge los resultados obtenidos al estimar los componentes de la varianza operando sobre la muestra de 71 empresas y ocho sectores<sup>10</sup>. A tal efecto se utilizaron valores normalizados<sup>11</sup> del ratio de rentabilidad económica real ajustada (en adelante, rentabilidad económica). El poder explicativo del modelo es relativamente elevado, superior al 73 % de la varianza de las rentabilidades económicas. El test F de significación indica que el efecto industria no es significativamente distinto de cero. El efecto unidad de negocio es totalmente significativo y posee una importancia relativa muy elevada, llegando a explicar un 64.59 % de la variabilidad de las rentabilidades económicas de las unidades de negocio.

La ausencia de efectos industria significativos indica que la variabilidad observada en la rentabilidad económica de las unidades de negocio no es atribuible a factores de naturaleza sectorial. Este resultado puede estar muy condicionado por la propia heterogeneidad de algunos de los sectores de actividad considerados. Bajo estas condiciones, el efecto industria pierde toda su significación, tanto estadística como económica. Además, la evidencia que indica la existencia de un efecto unidad de negocio importante y significativo debería tomarse tan sólo como una prueba de la existencia de diferencias persistentes de rentabilidad entre las unidades de negocio. Así, ante la inclusión dentro de un mismo sector de dos empresas que en realidad pertenecen a industrias distintas (como un fabricante de maquinaria de elevación y un fabricante de maquinaria ferroviaria), el modelo puede detectar y poner de manifiesto la existencia de diferencias persistentes de rentabilidad entre ambas, pero esas diferencias pueden ser fruto tanto de la existencia de ventajas competitivas específicas a cada una (efecto unidad de negocio) como de las características diferenciales de los mercados en los que compiten.

Como ya se ha comentado, de los ocho sectores formados cinco son bastante más homogéneos en cuanto a la actividad productiva de las unidades de negocio que los integran y en cuanto a las características de los mercados en que éstas compiten. Teóricamente, si el alcance del estudio se restringiera a estos cinco sectores deberíamos observar un aumento en la importancia relativa y en la significación del efecto industria como consecuencia de la mejora en la definición de los límites y la composición de las industrias (siempre y cuando, lógicamente, existieran diferencias en sus estructuras de

---

<sup>10</sup> El análisis realizado satisface las hipótesis de normalidad y homocedasticidad de los residuos.

<sup>11</sup> La normalización aumenta significativamente el poder explicativo de los modelos estimados. Así, la varianza residual (no explicada por el modelo) se reduce de forma significativa al utilizar los valores de rentabilidad normalizados, pasando de un 34.38% a un 26.52%.

mercado respectivas que incidieran de forma decisiva sobre las rentabilidades medias sectoriales). Para verificar esta hipótesis se estimaron de nuevo los efectos unidad de negocio y sector operando ahora sobre una muestra formada por los cinco sectores más homogéneos: eléctricas, cementos, aceros, construcción y papeleras. La tabla 3 presenta los resultados obtenidos en el análisis de la varianza realizado sobre valores normalizados de la rentabilidad económica de las unidades de negocio<sup>12</sup>. Los resultados obtenidos indican de nuevo que la capacidad explicativa del modelo es muy elevada, por encima del 76 %. En segundo lugar, el efecto unidad de negocio alcanza de nuevo una magnitud considerable, explicando un 50.82 % de la variabilidad observada en la rentabilidad económica. Sin embargo, a diferencia del análisis anterior, el efecto industria estimado ahora (24.88 %) es estadísticamente significativo, lo que parece confirmar la hipótesis anterior: cuanto mejor se definan los límites y la composición de los sectores objeto de estudio mayor es la probabilidad de detectar la existencia de efectos industria significativos.

Existe una hipótesis adicional que puede explicar el aumento en la importancia y significación del efecto industria basada en la propia naturaleza de las cinco industrias anteriores. Estos sectores son relativamente maduros y estables desde el punto de vista de las tecnologías de proceso empleadas. Son sectores en los que no hay un cambio tecnológico tan rápido y frecuente como ocurre en el caso de industrias más dinámicas como telecomunicaciones, productores de software o electrónica militar, por poner ejemplos extremos. Rotem (1994), en un estudio de características similares al que se presenta, concluye que el efecto industria estimado en sectores maduros explica un porcentaje relativamente elevado de la varianza del margen sobre ventas (variable de resultados utilizada en dicho estudio), en torno a un 50.8%, mientras que en sectores más dinámicos explica un porcentaje menor, un 35.6%. Rotem (1994) argumenta que en sectores estables y maduros la heterogeneidad de recursos entre las empresas competidoras es menor, lo que explicaría un mayor efecto industria y un menor efecto unidad de negocio.

### *Sobre el efecto industria*

En el último análisis se observa un efecto industria significativo que llega a explicar casi una cuarta parte de la variabilidad observada en las rentabilidades de las unidades de negocio. Varias son las cuestiones que se nos plantean de cara a la posible explicación del efecto industria observado. En primer lugar, habría que preguntarse si esa estimación del efecto industria recoge efectos estables o más bien es consecuencia de las perturbaciones anuales que pueden afectar específicamente a ciertas industrias. Como ya

---

<sup>12</sup> El análisis realizado satisface las hipótesis de normalidad y homocedasticidad de los residuos.

se ha explicado, la omisión en el modelo simplificado del efecto interacción industria-año  $\delta_{it}$  sesga al alza la estimación del efecto industria, ya que éste incorpora un componente transitorio debido a fluctuaciones anuales específicas a las industrias. Para separar los componentes transitorios ( $\delta_{it}$ ) y permanentes ( $\alpha_i$ ) del efecto industria es preciso utilizar un modelo de componentes de la varianza distinto y un método de estimación de las varianzas más complicado que el utilizado hasta ahora. Manteniendo la notación utilizada, una vez incorporada la interacción industria-año  $\delta_{it}$  el modelo de componentes de la varianza quedaría como sigue:

$$E4: \quad r_{ikt} = \mu + \alpha_i + \delta_{it} + \phi_{ik} + \varepsilon_{ikt}$$

donde, tomando varianzas y suponiendo que los efectos siguen distribuciones normales e independientes de media cero y varianza constante, podemos escribir:

$$E5: \quad \text{Var}(r) = \text{Var}(\alpha) + \text{Var}(\delta) + \text{Var}(\phi) + \text{Var}(\varepsilon)$$

En un modelo de este tipo, los métodos de estimación de los componentes de la varianza se basan en el hecho de que algunas formas cuadráticas de las observaciones  $r_{ikt}$  son una combinación lineal de los componentes de la varianza (Searle, 1971; capítulos 9 y 11). Existen numerosas formas cuadráticas que se pueden utilizar para estimar las varianzas  $\text{Var}(\alpha)$ ,  $\text{Var}(\delta)$ ,  $\text{Var}(\phi)$  y  $\text{Var}(\varepsilon)$ . El procedimiento normal consiste en utilizar las sumas de cuadrados obtenidas según el modelo E4 para cada uno de los efectos por separado (Rumelt, 1991; 183). De este modo, la forma cuadrática más simple es  $T_0$ , la suma de los valores al cuadrado de cada una de las observaciones de la variable independiente. Se pueden calcular cuatro formas cuadráticas adicionales, cada una de las cuales se corresponde con alguno de los efectos del modelo. Se utilizará la siguiente nomenclatura:  $T_\lambda$  representa la suma de cuadrados debida al efecto  $\lambda = \mu, \alpha, \delta$  y  $\phi$ ;  $n_{ikt}$  toma el valor 1 si la empresa  $k$  ( $k = 1, 2, \dots, 42$ )<sup>13</sup> está presente en el sector  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, 5$ ) en el año  $t$  ( $t = 1991, 1992, 1993$ ) y el valor cero en caso contrario. Se utiliza la notación convencional en la que un punto como subíndice representa la suma de los valores correspondientes a esa variable. Así,  $n_{i..}$  representa el número total de observaciones en la industria  $i$ , mientras que  $n_{i.t}$  representa el número total de observaciones de la industria  $i$  en el año  $t$ .  $N = n_{...}$  representa el número total de observaciones. Siguiendo esta notación, las sumas de cuadrados se calculan como siguen:

$$T_0 = \sum_{ikt} r_{ikt}^2 \quad T_\mu = \frac{r_{...}^2}{N} \quad T_\alpha = \sum_i \frac{r_{i..}^2}{n_{i..}}$$

<sup>13</sup> Las muestra de los cinco sectores más homogéneos está formada por 42 empresas.

$$T_{\delta} = \sum_{i,t} \frac{r_{i,t}^2}{n_{i,t}}$$

$$T_{\phi} = \sum_{i,k} \frac{r_{i,k}^2}{n_{i,k}}$$

Si ahora sustituimos la ecuación E4 en las expresiones anteriores y calculamos las esperanzas matemáticas de las sumas de cuadrados, de modo tal que para todos los efectos  $\lambda_j = \alpha_i, \delta_{it}, \phi_{ik}, \varepsilon_{ikt}$  se cumple primero que  $E(\lambda_p \cdot \lambda_q) = \text{Var}(\lambda)$  si  $p = q$  y segundo que  $E(\lambda_p \cdot \lambda_q) = 0$  si  $p$  distinto de  $q$ , obtendremos los valores esperados  $E(T_{\lambda})$ .

$$(C1): E(T_0) = N\mu^2 + N \text{Var}(\alpha) + N \text{Var}(\delta) + N \text{Var}(\phi) + N \text{Var}(\varepsilon)$$

$$(C2): E(T_{\mu}) = N\mu^2 + \frac{1}{N} \left[ \sum_i (n_{i..})^2 \right] \text{Var}(\alpha) + \frac{1}{N} \left[ \sum_{i,t} (n_{i,t})^2 \right] \text{Var}(\delta) + \frac{1}{N} \left[ \sum_{i,k} (n_{i,k})^2 \right] \text{Var}(\phi) + \text{Var}(\varepsilon)$$

$$(C3): E(T_{\alpha}) = N\mu^2 + \left[ \sum_i \frac{\sum_k (n_{i,k})^2}{n_{i..}} \right] \text{Var}(\phi) + \left[ \sum_i \frac{\sum_t (n_{i,t})^2}{n_{i..}} \right] \text{Var}(\delta) + N \text{Var}(\alpha) + S \text{Var}(\varepsilon), \text{ siendo } S \text{ el número de sectores (en nuestro caso, } S = 5)$$

$$(C4): E(T_{\delta}) = N\mu^2 + N \text{Var}(\alpha) + N \text{Var}(\delta) + I \text{Var}(\phi) + I \text{Var}(\varepsilon)$$

siendo  $I$  el número de interacciones industria-año (en nuestro caso,  $I = 3 \times 5 = 15$ )

$$(C5): E(T_{\phi}) = N\mu^2 + N \text{Var}(\alpha) + U \text{Var}(\delta) + N \text{Var}(\phi) + U \text{Var}(\varepsilon)$$

siendo  $U$  el número de unidades de negocio (en nuestro caso,  $U = 42$ )

Calculando las diferencias (C2)-(C1), (C3)-(C1), (C4)-(C1) y (C5)-(C1) reducimos las cinco ecuaciones anteriores a un sistema de cuatro ecuaciones con cuatro incógnitas, el cual, una vez resuelto, proporciona los valores buscados de las varianzas  $\text{Var}(\alpha)$ ,  $\text{Var}(\delta)$ ,  $\text{Var}(\phi)$  y  $\text{Var}(\varepsilon)$ . La tabla 4 recoge dichas estimaciones<sup>14</sup>. Si se comparan estos resultados con los obtenidos en el análisis de la varianza realizado sobre la muestra de cinco sectores a partir del modelo sin efecto interacción industria-año (tabla 3) podemos comprobar, primero, que el poder explicativo de ambos modelos es muy similar (la varianza residual se reduce ligeramente en este modelo de un 24.3 % a un 22.18 %); segundo, que la magnitud del efecto unidad de negocio estimado también es muy similar (un 50.82 % allí y un 51.86% aquí); y, tercero, que la mayor parte del efecto

<sup>14</sup> El modelo satisface las hipótesis de normalidad y homocedasticidad de los residuos.

industria estimado según aquel modelo posee un carácter estable. La interacción industria-año (componente transitorio) tan sólo explica un 2.25 % de la variabilidad observada en la rentabilidad económica, mientras que el efecto industria estable explica un 23.71 % de la variabilidad. Cabe concluir pues que los resultados de ambos modelos, obtenidos mediante el empleo de métodos de estimación diferentes, son muy similares, de forma que el efecto unidad de negocio explica más o menos la mitad de la varianza de las rentabilidades económicas y posee una importancia relativa que prácticamente duplica a la del efecto industria estable.

Demostrada la estabilidad del efecto industria estimado, cabe preguntarse en qué medida ese efecto responde a la existencia de verdaderas diferencias en las rentabilidades medias de las industrias de las industrias o más bien es el resultado encubierto, velado, de la existencia de algunas unidades de negocio con rentabilidades anormalmente altas o bajas que sesgan los valores medios sectoriales al alza o la baja. Para responder a esta cuestión se tratará de determinar la importancia relativa que tiene los factores de naturaleza sectorial o empresarial en la explicación de la rentabilidad media de las industrias a través de un procedimiento exploratorio relativamente simple. Continuando con la notación utilizada hasta el momento, partimos de la especificación funcional E4 del modelo de efectos aleatorios, especificación que incorpora el efecto interacción industria-año.

Sea  $\bar{r}_i$  la rentabilidad media de la industria  $i$ , calculada como:

$$\bar{r}_i = \frac{r_{i\cdot}}{n_{i\cdot}} = \frac{\sum_{k,t} r_{ikt}}{n_{i\cdot}},$$

sustituyendo la expresión E4 en la ecuación anterior,

$$\begin{aligned} \text{E5: } \bar{r}_i &= \frac{\sum_{k,t} r_{ikt}}{n_{i\cdot}} = \frac{\sum_{k,t} (\mu + \alpha_i + \delta_{it} + \phi_{ik} + \varepsilon_{ikt})}{n_{i\cdot}} \\ &= \mu + \alpha_i + \sum_t \left( \frac{n_{i\cdot t}}{n_{i\cdot}} \delta_{it} \right) + \sum_k \left( \frac{n_{ik\cdot}}{n_{i\cdot}} \phi_{ik} \right) + \sum_{k,t} \left( \frac{n_{ikt}}{n_{i\cdot}} \varepsilon_{ikt} \right) \end{aligned}$$

Por otra parte, si representamos por  $S(\bar{r}_i)$  la varianza muestral de las rentabilidades medias de las industrias, calculada como (siendo  $S$  el número de sectores):

$$E[S(\bar{r}_i)] = \frac{\sum_i (\bar{r}_i)^2 - \frac{\bar{r}^2}{S}}{S-1} = 0,00263$$

Sustituyendo la expresión E5 en la ecuación anterior y tomando esperanzas matemáticas llegamos a (Rumelt, 1991; 180):

$$E[S(\bar{r}_i)] = \text{Var}(\alpha) + \sum_{i,t} \frac{(n_{it})^2}{S n_{i..}^2} \text{Var}(\delta) + \sum_{i,k} \frac{(n_{ik})^2}{S n_{i..}^2} \text{Var}(\phi) + \sum_i \frac{1}{S n_{i..}^2} \text{Var}(\epsilon)$$

$$E[S(\bar{r}_i)] = \text{Var}(\alpha) + 0,333333 \text{Var}(\delta) + 0,125086 \text{Var}(\phi) + 0,041695 \text{Var}(\epsilon)$$

A partir de esta ecuación y de las estimaciones de las varianzas  $\text{Var}(\alpha)$ ,  $\text{Var}(\delta)$ ,  $\text{Var}(\phi)$  y  $\text{Var}(\epsilon)$  en la tabla 4 podemos partir la varianza de las rentabilidades medias sectoriales en sus componentes:

$$E[S(\bar{r}_i)] = 0,001768 + 5,5854 \cdot 10^{-5} + 0,000483 + 6,8987 \cdot 10^{-5} = 0,002376$$

Como se puede apreciar el valor esperado de la varianza de las rentabilidades medias sectoriales obtenido por ambas vías es muy similar. Ordenando adecuadamente los componentes de la varianza según la última suma podemos obtener una aproximación de su importancia relativa (tabla 5). Los resultados obtenidos indican que casi tres cuartas partes de la varianza de las rentabilidades medias sectoriales parecen deberse efectivamente a factores de naturaleza sectorial.

### *Sobre el efecto unidad de negocio*

En todos los análisis de la varianza realizados hasta el momento hemos obtenido un efecto unidad de negocio significativo e importante. En todos ellos, los efectos unidad de negocio estimados explican más de la mitad de la varianza de las rentabilidades, tanto económicas como financieras. Estos resultados confirman la primera hipótesis. El modelo de efectos aleatorios empleado no permite identificar las fuentes o factores explicativos de tales efectos. Con frecuencia se ha supuesto que el tamaño es uno de los factores que podría explicar las diferencias de rentabilidad entre las empresas. La existencia de economías de escala y el poder de negociación frente a clientes y proveedores son algunas de las razones que con más frecuencia se aducen para explicar la existencia de una relación positiva entre tamaño de la empresa y rentabilidad. Los resultados de los trabajos de Schmalensee (1985) y Rumelt (1991) pueden ser suficientemente ilustrativos en este punto. Ambos autores encuentran que el tamaño relativo de las empresas

(medido a través de su cuota de mercado) explica un porcentaje insignificante de la variabilidad observada en las rentabilidades de las unidades de negocio (un 2.2 y un 1.7 %, respectivamente). Por tanto sólo una pequeña fracción del efecto unidad de negocio puede ser atribuida a la influencia del factor tamaño.

## **4. Verificación de la hipótesis 2**

### **4.1. Variable de resultados y base de datos**

De acuerdo con la formulación de la segunda hipótesis se trataría de verificar ahora si las diferencias de resultados entre las empresas son relativamente persistentes. Un rasgo diferencial del estudio que se presenta aquí es que éste abarca un periodo temporal menor que estudios anteriores, por lo que puede considerarse como un análisis del comportamiento de los resultados empresariales a medio plazo (4 años). No obstante, a efectos de incorporar expectativas sobre la evolución de los resultados empresariales a más largo plazo se ha utilizado una medida de resultados basada en valores de mercado, el ratio de creación de valor, calculado mes a mes. Este ratio se utiliza habitualmente para evaluar la creación de valor en la empresa y, por tanto, para determinar en que medida contribuyen las decisiones de la dirección a crear riqueza para sus accionistas, fin último de la estrategia empresarial. Se calcula como un cociente entre el valor de mercado de los fondos propios (VMFP) y su valor contable (FP):

$$\text{Ratio de creación de valor (Qfp)} = \frac{\text{VMFP}}{\text{FP}} = \frac{\text{rentas futuras esperadas}}{\text{recursos pasados comprometidos}}$$

Como medida del resultado empresarial presenta indudables ventajas, especialmente si se le compara con otros indicadores de resultado como la rentabilidad. Una de ellas es que el valor de mercado de los fondos propios contiene información y expectativas sobre los beneficios futuros de la empresa, de modo que cualquier variación en las expectativas de beneficio se ve reflejada con rapidez en el valor del ratio. Una segunda ventaja radica en que se trata de una medida de resultados ajustada por diferencias en el nivel de riesgo económico y financiero de la empresa, con lo que su utilización evita concluir que las diferencias observadas en los resultados son el reflejo de unos beneficios superiores al normal cuando en realidad son beneficios normales dado el mayor nivel de riesgo que pueden soportar estas empresas. Finalmente, el ratio de creación de valor es una buena medida de los beneficios extraordinarios de la empresa.

La elección del ratio de creación de valor como medida del beneficio empresarial en lugar de la Q de Tobin, una medida del resultado superior, obedece a la mayor

simplicidad que ofrece su cálculo, dadas las condiciones del estudio. La estimación de los parámetros en los modelos ad-hoc propuestos con unas garantías mínimas de significación estadística requiere una serie temporal con un número de datos suficientemente elevado. En este sentido, el mes podría ser una unidad temporal apropiada, ya que de este modo contaríamos con 48 datos por empresa. Puesto que el cálculo del ratio de creación de valor mes a mes presenta mayor simplicidad y requiere menos información que el cálculo de un valor mensual del ratio Q de Tobin, optamos por utilizar el primero.

No todas las empresas de la muestra inicial de 71 cotizaron de forma continua durante todos los meses del periodo 1990-1993. De hecho algunas no han cotizado en varios meses consecutivos. En consecuencia, el análisis se ha centrado principalmente en una submuestra formada por 53 empresas para las que se pudieron calcular valores mensuales del ratio de creación de valor.

#### **4.2. Clasificación de las empresas por cuartiles y análisis gráfico**

Para verificar la segunda hipótesis, las 71 empresas iniciales fueron clasificadas en cuatro cuartiles según su ratio medio de creación de valor medio en el bienio 1990-1991, obtenido como un promedio de los valores del ratio calculados a 31 de diciembre de cada año. Posteriormente de cada cuartil se obtuvo un subgrupo integrado por las empresas de la submuestra de 53 (aquellas para las que se pudo calcular un valor mensual del ratio) que habían quedado encuadradas dentro de dicho cuartil. Con este procedimiento se consigue que las diferencias en el ratio de creación de valor de las empresas pertenecientes a subgrupos distintos sean mayores, aún cuando el número de empresas en cada subgrupo sea diferente<sup>15</sup>.

Una vez obtenidos los subgrupos, se calculó la serie media mensual correspondiente a cada subgrupo como un promedio de los valores mensuales de las empresas encuadradas en dicho subgrupo. El gráfico 1 representa la evolución temporal de estas series medias mensuales. También recoge la evolución temporal de la serie media mensual correspondiente a la submuestra de 53 empresas. Dos son las características más sobresalientes de este gráfico. Primera, puede observarse que las series de los distintos subgrupos y la media muestral siguen una evolución paralela, lo que parece indicar que las empresas que los integran reaccionan de forma muy similar

---

<sup>15</sup> Mediante un test T de medias se verificó, primero, que no existen diferencias estadísticamente significativas entre el valor medio del ratio de creación de valor correspondiente a cada subgrupo en cada año (a 31 de diciembre) y el correspondiente al cuartil del que éste se ha extraído, por lo que podemos considerar a la serie media de cada subgrupo como representativa del cuartil correspondiente. En segundo lugar, también se comprobó mediante un test T de medias la existencia de diferencias estadísticamente significativas entre los ratios Qfp medios mensuales de los subgrupos.

ante factores que influyen al mismo tiempo sobre todas ellas<sup>16</sup>. En segundo lugar, se observa que el ratio medio muestral de creación de valor y la serie temporal correspondiente al segundo subgrupo siguen una evolución muy próxima entre sí. De este modo, si se asume que el nivel de beneficios considerado como normal es el que está más próximo a la media muestral, deberíamos concluir que los subgrupos extremos (en particular el 1 y el 4) representan la evolución media de los beneficios más alejados (por exceso y por defecto respectivamente) del nivel normal de beneficios.

El gráfico 2 representa la evolución temporal de las series mensuales del ratio de creación de valor normalizado correspondiente a los cuatro subgrupos. El valor normalizado  $\bar{q}_{jt}$  del ratio de creación de valor correspondiente al subgrupo  $j$  ( $j = 1, 2, 3, 4$ ) en el mes  $t$  ( $t = 1, 2, 3, \dots, 48$ ) se obtiene por diferencia entre el valor original del ratio medio en ese mes ( $\bar{Q}_{jt}$ ) y el valor medio del ratio de creación de valor ( $Q_{fp}$ ) para la submuestra de 53 empresas en ese mismo mes ( $\bar{Q}_t$ ), luego

$$\bar{q}_{jt} = \bar{Q}_{jt} - \bar{Q}_t, \quad \text{siendo } \bar{Q}_t = \frac{\sum_{i=1}^{53} Q_{it}}{53}$$

El gráfico 2 recoge la diferencia entre las series mensuales correspondientes a los distintos subgrupos y la serie media mensual de la submuestra de 53 empresas. Esta normalización elimina de las series originales la influencia de aquellos factores que afectan al mismo tiempo a todas las empresas, de modo tal que las series normalizadas reflejan ahora el patrón de comportamiento de los resultados característicos de cada subgrupo. Este gráfico pone de manifiesto dos rasgos importantes del proceso competitivo a medio plazo. En primer lugar se observa una cierta convergencia de los resultados de los cuatro subgrupos. Puede observarse como las diferencias entre el subgrupo 1 y la media tienden a reducirse en el transcurso del tiempo, al igual que lo hacen las diferencias de resultados entre los subgrupos menos rentables (3 y 4) y la media. De este modo, las empresas que crean más valor en el momento inicial ven como sus resultados tienden a reducirse a medio plazo, mientras que las empresas con un ratio de creación de valor inferior a la media tienden a mejorar sus resultados. Este comportamiento de las series medias mostraría la existencia de una cierta tendencia hacia la convergencia a medio plazo de los resultados de las empresas.

---

<sup>16</sup> Ese paralelismo en el comportamiento del ratio de creación de valor no hace sino reflejar las fluctuaciones del valor de mercado de las acciones de la empresa según el comportamiento general de la bolsa.

En segundo lugar, aunque el gráfico muestra la existencia de una convergencia de los resultados de los subgrupos, esa convergencia no se produce hasta el punto en que el resultado medio de los cuatro subgrupos sea idéntico. En otras palabras, aunque las diferencias de resultados se acortan a medio plazo, el proceso competitivo no consigue eliminarlas totalmente. De este modo, a medio plazo, los subgrupos que tienen un ratio de creación de valor superior (inferior) al promedio en el momento inicial mantienen esos resultados superiores (inferiores) a la media. Esta evidencia indicaría que las diferencias de resultados son relativamente persistentes a medio plazo, lo que confirmaría la segunda hipótesis.

Por otra parte, se observa como al final del periodo de estudio las diferencias entre los subgrupos 2, 3 y 4 se han reducido de una forma importante, mientras que el subgrupo 1 mantiene una diferencia notable con respecto a ellos. Ello pone de manifiesto la capacidad de las empresas que crean más valor en el momento inicial para mantener su posición en el ranking de resultados.

#### **4.3. Estimación de los modelos ad-hoc**

Si se quiere realizar una evaluación más completa del proceso de convergencia a medio plazo observado en el gráfico 2 se precisa conocer la velocidad con que se está produciendo este proceso en los cuatro subgrupos. En particular, es importante determinar si existen diferencias en sus velocidades respectivas. Así, si la velocidad de convergencia fuese mayor en los subgrupos extremos (1, 3 y 4) que en el subgrupo central 2, el más próximo a la media, se estaría poniendo de manifiesto una tendencia hacia la igualación a medio plazo de los resultados de los subgrupos. Además, en caso de que exista convergencia también sería importante estimar los valores de convergencia y verificar si las diferencias iniciales entre los valores medios de cada subgrupo también se mantienen entre los valores de convergencia, resultado que sería indicativo de la permanencia en el tiempo de las diferencias de resultados entre las empresas.

Para responder a las cuestiones anteriores se han ajustado los siguientes modelos ad-hoc autorregresivos<sup>17</sup> a las series medias mensuales del ratio de creación de valor correspondientes a cada subgrupo. El primer modelo se ajusta a valores no normalizados del ratio Qfp de cada subgrupo, el segundo se ajusta a valores previamente normalizados.

---

<sup>17</sup> También se ajustaron otros modelos ad-hoc que mostraron diferentes problemas estadísticos (no normalidad de los residuos, parámetros no significativos).

Modelos	Condiciones de convergencia <sup>18</sup>	Valores de convergencia
(1) $\bar{Q}_{jt} = a_j + b_j \cdot \bar{Q}_{jt-1} + e_{jt}$	$\hat{b}_j < 1$	$\hat{a}_j / (1 - \hat{b}_j)$
(2) $\bar{q}_{jt} = a'_j + b'_j \cdot \bar{q}_{jt-1} + e'_{jt}$	$\hat{b}'_j < 1$	$\hat{a}'_j / (1 - \hat{b}'_j)$

Las tablas 6 y 7 recogen los resultados obtenidos al ajustar los dos modelos anteriores en los cuatro subgrupos. Los coeficientes de determinación ajustados son relativamente elevados, como suele ser común en el caso de modelos autorregresivo, y, de acuerdo con el estadístico "t" de Student, las estimaciones de todos los coeficientes autorregresivos son estadísticamente significativas. Los residuos obtenidos en las estimaciones mínimo cuadráticas satisfacen las hipótesis de normalidad, homocedasticidad e independencia. Cuando se detectó la existencia de autocorrelación entre los residuos<sup>19</sup> (siempre positiva) se eliminó a través de la transformación Cochrane-Orcutt, por lo que las estimaciones de los parámetros que se recogen en las tablas anteriores están libres ya de los problemas de autocorrelación. Previamente, a través del análisis gráfico de las funciones de autocorrelación simple y parcial se comprobó, primero, que las series medias mensuales del ratio de creación de valor (normalizado y no normalizado) correspondientes a cada subgrupo no seguían un comportamiento de paseo aleatorio<sup>20</sup> y, segundo, que un modelo autorregresivo de orden 1 -como son los anteriores- representaba adecuadamente la evolución temporal de estas series.

La ausencia de paseos aleatorios y el hecho de que todos los coeficientes autorregresivos estimados sean inferiores a la unidad indican que existe una tendencia hacia la convergencia a medio plazo de los ratios de creación de valor en los distintos subgrupos. Si nos fijamos en la tabla 6, observamos que la velocidad de convergencia aumenta a medida que nos desplazamos del subgrupo 1 al 4. Estos resultados sugieren que cuanto mayor sea el valor en un momento inicial del ratio de creación de valor más lento será el proceso de convergencia. No obstante, la interpretación anterior puede ser engañosa dado que este modelo explica el comportamiento de los valores no normalizados del ratio de creación de valor. En una fase de recesión, en la que están cayendo los beneficios de todas las empresa, ambos procesos, la disminución en los

<sup>18</sup> Cuanto menor sea el valor del coeficiente autorregresivo mayor será la velocidad de convergencia.

<sup>19</sup> Tratándose de modelos autorregresivos no es posible utilizar el estadístico Durbin-Watson para determinar la existencia o no de autocorrelación de los residuos. Debe recurrirse, como así se ha hecho, a su análisis gráfico.

<sup>20</sup> Se dice que una serie temporal sigue un paseo aleatorio cuando su coeficiente autorregresivo es igual a la unidad.

valores del ratio  $Q_{fp}$  debida al proceso de convergencia y la caída debida a la recesión, pueden confundirse.

La normalización de los valores del ratio  $Q_{fp}$  elimina las fluctuaciones a corto plazo y los comportamientos cíclicos comunes a los cuatro subgrupos, dejando al descubierto el comportamiento propio y específico del ratio en cada subgrupo. La tabla 7 presenta los resultados obtenidos en el modelo ajustado a los valores normalizados del ratio  $Q_{fp}$ . Los valores estimados de los coeficientes autorregresivos son inferiores a la unidad, lo que indica que existe una cierta tendencia hacia la convergencia. Si se comparan estas estimaciones con las expuestas en la tabla 6 podemos comprobar como (con la excepción del segundo subgrupo), una vez que se descuentan los efectos coyunturales y la caída de los beneficios debida al ciclo económico, se produce un aumento en los valores estimados para los coeficientes autorregresivos que les hace situarse en valores comprendidos entre 0.93 y 0.97, poniendo de manifiesto que, si bien existe convergencia a medio plazo, ésta es relativamente lenta.

Por otra parte, si se comparan las estimaciones de los coeficientes autorregresivos para los cuatro subgrupos en la tabla 7 puede comprobarse que, si bien es cierto que la convergencia es relativamente lenta en los subgrupos 1, 3 y 4, en el subgrupo 2, con un coeficiente de 0.692, la convergencia es significativamente rápida. Esta evidencia es contraria a la hipótesis de convergencia de los resultados de los subgrupos hacia un nivel común. Para que así fuese, la convergencia debería ser más lenta en el subgrupo 2, donde se encuentran las empresas con resultados más próximos a la media muestral, indicando que éstos, por su mayor proximidad a los beneficios normales, son los que más tienden a permanecer. Por contra, la convergencia en los subgrupos extremos debería ser más rápida, reflejando su tendencia a igualarse con los valores medios. Dado que se ha encontrado exactamente el patrón opuesto, debemos concluir que no se observa una convergencia hacia un valor común a medio plazo, de modo que, presumiblemente, las diferencias de resultados entre los cuatro subgrupos tenderán a ser relativamente persistentes a medio plazo, resultado que confirmaría la segunda hipótesis.

La tabla 8 recoge los ratios  $Q_{fp}$  medios normalizados correspondientes a los cuatro subgrupos en el primer semestre del año 1990 y las estimaciones de sus valores de convergencia respectivos calculados a partir de los datos de la tabla 7 según la fórmula expuesta anteriormente. Se puede observar como, si bien los valores de convergencia estimados para cada subgrupo reflejan una reducción de las diferencias observadas entre los valores medios del ratio en el primer semestre, éstos no llegan a disiparse por completo. Podemos concluir pues, tal y como habíamos supuesto, que las diferencias

entre los resultados de los cuatro subgrupos son relativamente persistentes a medio plazo.

El gráfico 3 representa la evolución temporal de los valores reales (en línea punteada) y predichos (en línea continua) del ratio de creación de valor normalizado según el segundo modelo. Se observa, primero, la bondad del ajuste realizado y, segundo, como las diferencias iniciales entre los ratios de creación medios de los subgrupos, si bien tienden a reducirse, son relativamente persistentes a medio plazo. También se observa como el subgrupo 2 (el que tiene una mayor velocidad de convergencia) alcanza rápidamente su valor de convergencia medio plazo. Por contra, el proceso de convergencia en los subgrupos restantes es más lento.

## **5. Conclusiones**

El objetivo de este trabajo ha sido contrastar dos hipótesis relativas al comportamiento de los resultados empresariales de acuerdo con las dos proposiciones que sobre esta cuestión se derivan de la teoría de los recursos. La primera de las hipótesis planteadas sostiene que las diferencias de rentabilidad intrasectoriales son más significativas e importantes en términos relativos que las diferencias intersectoriales. La segunda sostiene que las diferencias de resultados entre las empresas son relativamente persistentes, especialmente a medio plazo. Se ha tratado de aportar evidencia adicional sobre la validez de ambas hipótesis a partir de datos referidos a una muestra de empresas no financieras que han cotizado en la Bolsa de Madrid en el período 1990-1993. Los resultados del estudio coinciden con los obtenidos en trabajos anteriores y confirman ambas hipótesis:

1º) Los factores empresariales de competitividad son mucho más importantes que los factores de carácter sectorial en la explicación de la varianza observada en las rentabilidades de las empresas.

2º) El análisis por subgrupos de valor pone de manifiesto que las diferencias de resultados observadas entre ellos en el momento inicial tienden a ser relativamente persistentes a medio plazo.

## **6. Bibliografía**

- Andrews, K.R. (1987): *The concept of corporate strategy*, (3ª edición, edición original de 1971), Richard D. Irwin, Homewood Ill.
- Amit, R. y P.J. Schoemaker (1993): «Strategic assets and organizational rent», *Strategic Management Journal*, 14, pp. 33-46.

- Barney, J.B. (1986): «Strategic factor markets: Expectations, luck and business strategy», *Management Science*, 32, pp. 1231-1241.
- Barney, J.B. (1991): «Firm resources and sustained competitive advantage», *Management Science*, 17, nº 1, pp. 99-120.
- Conner, K.R. (1991): «An historical comparison of resource based theory and five school of thought within industrial organization economics: Do we have a new theory of the firm», *Journal of Management*, 17, pp.121-154.
- Cubbin, J. y P. Geroski (1987): «The convergence of profits in the long run: Inter-firm and inter-industry comparisons», *Journal of Industrial Economics*, 36, pp. 427-442.
- Cuervo, A. (1991): *Rentabilidad y creación de valor en la empresa*, Discurso de Ingreso en la Real Academia de Ciencias Económicas y Financieras, Ed. Publicaciones de la Real Academia de Ciencias Económicas y Financieras, Barcelona.
- Cuervo, A. (1993): «El papel de la empresa en la competitividad», *Papeles de Economía Española*, n. 56, pp. 363-378.
- Davis, O.L. (1965): *Métodos estadísticos aplicados a la investigación y a la producción*, 2ª edición, Ed. Aguilar, Madrid.
- Devinney, T.M., D.W. Stewart y A.D. Shocker (1985): «A note on product portfolio theory. A rejoinder to Cardozo and Smith», *Journal of Marketing*, 49, otoño, pp.107-112.
- Dierickx, I y K. Cool (1989): «Asset stock accumulation and sustainability of competitive advantage», *Management Science*, 35, pp. 1504-1511.
- Espitia, M., V. Salas y M.J. Yague (1986): «Medidas de resultados empresariales: Relevancia para los estudios sobre el poder de monopolio», *Investigaciones Económicas*, vol. X, pp. 427-448.
- Espitia, M. y V. Salas (1989): «Beneficios a largo plazo de las empresas españolas», *Papeles de Economía Española*, 39.
- Fernández, Z. (1993): «La organización interna como ventaja competitiva de la empresa», *Papeles de Economía Española*, n. 56, pp. 178-193.
- Graybill, F. A. (1961): *An introduction to linear statistical models*, McGraw-Hill.
- Grant, R.M. (1991): «The resource-based theory of competitive advantage», *California Management Review*, 33, pp. 114-135.
- *Informes de las Entidades con Cotización en la Bolsa de Madrid*, años 1990, 1991, 1992.
- Itami, H (1987): *Mobilizing invisible assets*, Harvard University Press, Cambridge.
- Jacobson, R (1988): «The persistence of abnormal returns», *Strategic Management Journal*, 9, pp.415-430.
- Jacquemin, A. y W. Sáez (1976): «A comparison of of the performance of the largest European and Japanese Industrial Firms», *Oxford Economic Papers*, 2.
- Lippman, S. y R.P. Rumelt (1982): «Uncertain imitability: An analysis of interfirm differences in efficiency under competition», *Bell Journal of Economics*, 13, pp. 418-453.

- Mahoney, J.T. y R. Pandian (1992): «The resource-based view within the conversation of strategic management», *Strategic Management Journal*, vol. 13, pp. 363-380.
- Mueller, D.C. (1977): «The persistence of profits above the norm», *Economica*, 44, pp. 369-380.
- Mueller, D.C. (1990): *The dynamics of company profits*, Cambridge University Press.
- Nelson, R. (1991): «Why do firms differ, and how does it matter?», *Strategic Management Journal*, vol. 12, pp. 61-74.
- Odagiri, H. y H. Yamawaki (1986): «A study of company profit rate time series», *International Journal of Industrial Organization*, 4.
- Peña, D. (1987): *Estadística. Modelos y métodos 2. Modelos lineales y series temporales*, Alianza Editorial, Madrid.
- Peteraf, M. (1993): «The cornerstones of competitive advantage: a resource based-view», *Strategic Management Journal*, 14, pp. 179-191.
- Prahalad, C.K. y G. Hamel (1990): «The core competence of the corporation», *Harvard Business Review*, 90(3), pp. 79-91.
- Roll, R. (1977): «A critique of the asset pricing theory's tests», *Journal of Financial Economics*, 4, marzo, pp. 129-176.
- Rotem, Z. (1994): «How much (and When) does a firm's resource base matter?», ponencia presentada al 14th *Annual International Conference of the Strategic Management Society*, Jouy-en-Josas, Francia.
- Rumelt, R. (1991): «How much does industry matter?», *Strategic Management Journal*, 12, pp. 167-185.
- Salas, V. (1993): «Factores de competitividad empresarial. Consideraciones generales», *Papeles de Economía Española*, n. 56, pp. 379-396.
- Salas, V. (1992): "Beneficio contable y beneficio económico: Propuestas metodológicas de aproximación", en G. Mato y V. Salas (eds.) *Valoración económica del beneficio y el capital*, Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Madrid.
- Selznick, P. (1957): *Leadership in administration: A sociological perspective*, Harper & Row, Nueva York.
- Schmalensee, R. (1985): «Do markets differ much?», *American Economic Review*, 75, pp. 341-351.
- Schoemaker, P.J.H. (1990): «Strategy, complexity and economic rent», *Management Science*, 36, pp. 1178-1192.
- Schohl, F. (1990): «Persistence of profits in the long run. A critical extension of some recent findings», *International Journal of Industrial Organization*, 8.
- Tirole, J. (1990): *La Teoría de la organización industrial*, Ariel Economía, Barcelona.
- Ventura, J. (1994): *Análisis competitivo de la empresa: Un enfoque estratégico*, Ed. Civitas, Madrid.
- Wernerfelt, B. (1984): «A resource-based view of the firm», *Strategic Management Journal*, 5, pp. 171-180.

## 7. Gráficos

Gráfico 1. Evolución mensual del ratio medio de creación de valor (Qfp) por subgrupos.  
Valores no normalizados. 1990-1993.

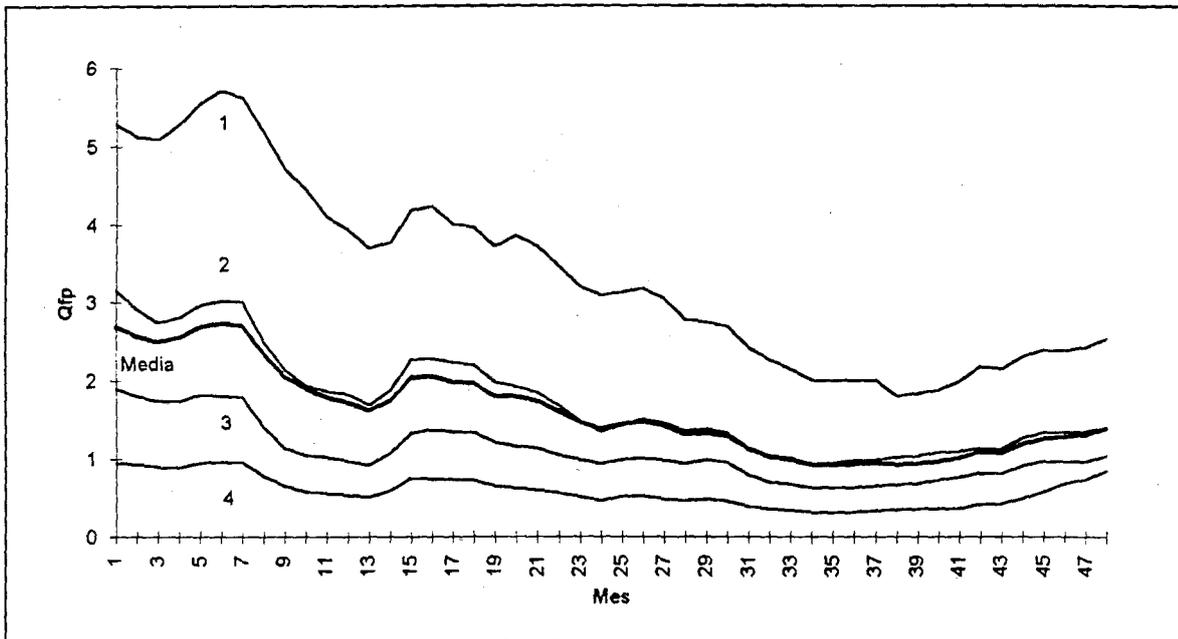


Gráfico 2. Evolución mensual del ratio medio de creación de valor (Qfp) por subgrupos.  
Valores normalizados. 1990-1993.

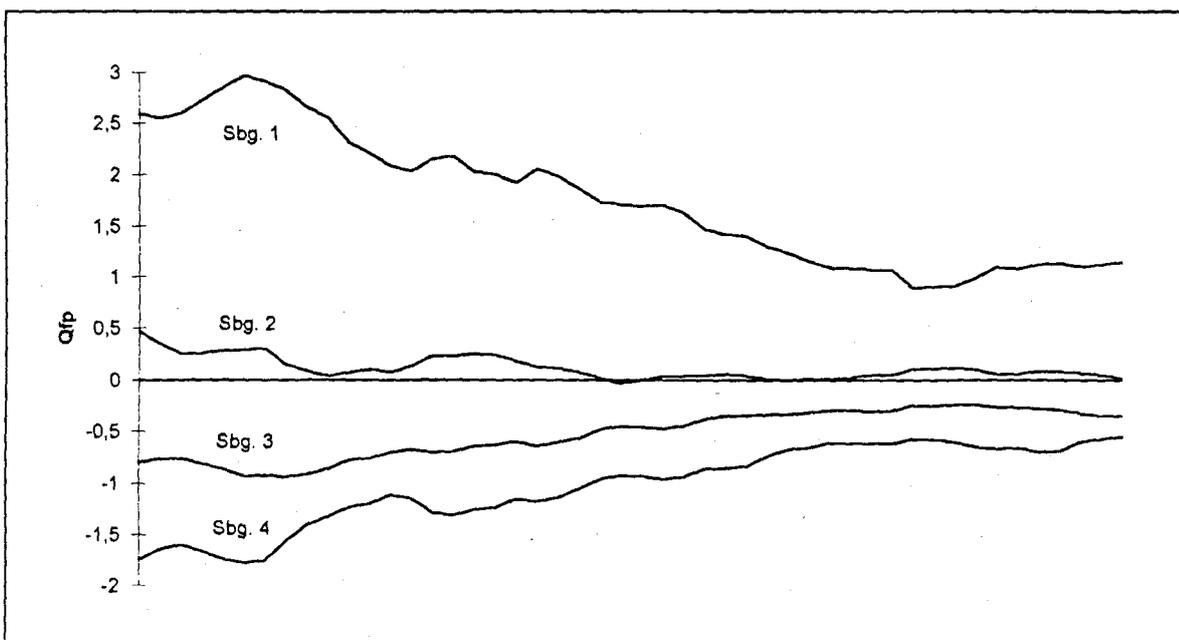
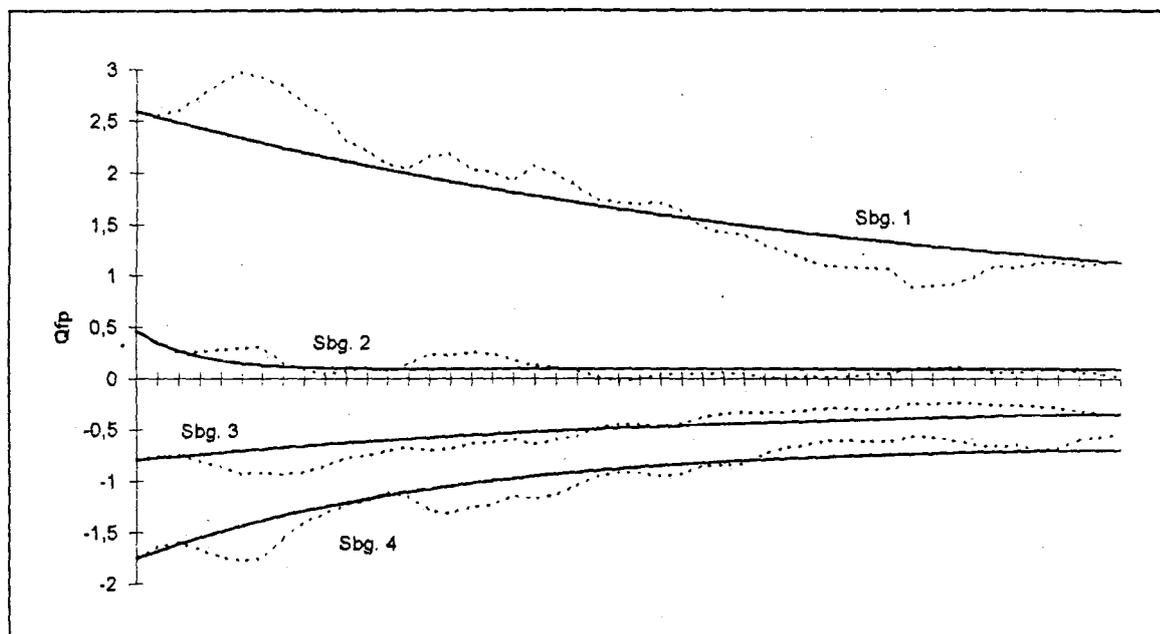


Gráfico 3. Evolución mensual de los valores reales (en línea punteada) y predichos (en línea continua) del ratio de creación de valor (Qfp) por subgrupos.

Valores no normalizados. 1990-1993.



## 8. Tablas

Tabla 1. Distribución sectorial de las empresas

Sector de actividad	Nº de empresas
Energía y servicios eléctricos	10
Cementos y materiales de construcción	11
Siderometalurgia y transformados del acero	8
Bienes de equipo	12
Alimentación	11
Papel	7
Industria química	7
Construcción	6
Total	71

Tabla 2. Análisis de la varianza: Rentabilidad económica real ajustada.

Datos normalizados. Muestra de ocho sectores.

Varianza	Estimación	Efecto	Importancia relativa %	Signific. de los efectos	
				F estimada	F ( $\alpha=0.05$ )
Var( $\alpha$ )	0.000773	Industria	8.89	2.06	2.15
Var( $\phi$ )	0.005615	Udad. negocio	64.59	5.99	1.41
Var( $\epsilon$ )	0.002305	Residual	26.52		
Total	0.008693				

Tabla 3. Análisis de la varianza: Rentabilidad económica real ajustada.

Datos normalizados. Muestra de cinco sectores.

Varianza	Estimación	Efecto	Importancia relativa %	Signific. de los efectos	
				F estimada	F ( $\alpha=0.05$ )
Var( $\alpha$ )	0.001838	Industria	24.88	4.50	2.62
Var( $\phi$ )	0.003754	Udad. negocio	50.82	7.27	1.56
Var( $\epsilon$ )	0.001795	Residual	24.30		
Total	0.007388				

Tabla 4. Análisis de la varianza: Rentabilidad económica real ajustada.  
 Datos normalizados. Muestra de cinco sectores.

Varianza	Estimación	Efecto	Importancia relativa %
Var( $\alpha$ )	0.001768	Industria	23.71
Var( $\delta$ )	0.000167	Interacción industria-año	2.25
Var( $\phi$ )	0.003867	Unidad de negocio	51.86
Var( $\epsilon$ )	0.001768	Residual	22.18
Total	0.007457		

Tabla 5. Análisis de la varianza: Rentabilidad económica media sectorial.  
 Datos normalizados. Muestra de cinco sectores.

Varianza	Estimación	Efecto	Importancia relativa %
Var( $\alpha$ )	0.001768	Industria	74.39
Var( $\delta$ )	$5.5854 \cdot 10^{-5}$	Interacción industria-año	2.35
Var( $\phi$ )	0.000483	Unidad de negocio	20.36
Var( $\epsilon$ )	$6.8987 \cdot 10^{-5}$	Residual	2.90
Total	0.002376		

Tabla 6. Modelo (1):  $\bar{Q}_{jt} = a_j + b_j \cdot \bar{Q}_{jt-1} + e_{jt}$

	$\hat{a}_j$	$\hat{b}_j$	$R_{adj}^2$	Residuos
Grupo 1*	0.1107 (0.80)	0.9483 (25.25)*	0.93	Satisfacen las hipótesis
Grupo 2*	0.1653 (1.64)	0.8809 (16.87)*	0.86	Satisfacen las hipótesis
Grupo 3*	0.1258 (1.79)	0.8621 (14.22)*	0.81	Satisfacen las hipótesis
Grupo 4*	0.0335 (1.78)	0.8519 (12.19)*	0.76	Satisfacen las hipótesis

(\*) Coeficiente autorregresivo significativo, con un nivel de confianza observado inferior a 0.00005. Entre paréntesis figura la t de Student.

Tabla 7. Modelo (2):  $\bar{q}_{jt} = a'_j + b'_j \cdot \bar{q}_{jt-1} + e'_{jt}$

	$a'_j$	$b'_j$	$R_{adj}^2$	Residuos
Grupo 1*	0.0154 (0.25)	0.9731 (31.14)*	0.95	Satisfacen las hipótesis
Grupo 2*	0.0282 (1.94)	0.6920 (8.70)*	0.62	Satisfacen las hipótesis
Grupo 3*	-0.0083 (-0.41)	0.9649 (28.12)*	0.94	Satisfacen las hipótesis
Grupo 4*	-0.0417 (-0.93)	0.9350 (23.88)*	0.92	Satisfacen las hipótesis

(\*) Coeficiente autorregresivo significativo, con un nivel de confianza observado inferior a 0.00005. Entre paréntesis figura la t de Student.

Tabla 8. Promedios del ratio de creación de valor inicial y estimaciones de los valores de convergencia a medio plazo. Valores normalizados.

Subgrupos	Promedios correspondientes al primer semestre de 1990	Valores de convergencia a medio plazo
Subgrupo 1	2.72	0.58
Subgrupo 2	0.31	0.09
Subgrupo 3	-0.82	-0.24
Subgrupo 4	-1.70	-0.64

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES  
RELACIÓN DE DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- Doc. 001/88 JUAN A. VAZQUEZ GARCIA.- Las intervenciones estatales en la minería del carbón.
- Doc. 002/88 CARLOS MONASTERIO ESCUDERO.- Una valoración crítica del nuevo sistema de financiación autonómica.
- Doc. 003/88 ANA ISABEL FERNANDEZ ALVAREZ; RAFAEL GARCIA RODRIGUEZ; JUAN VENTURA VICTORIA.- Análisis del crecimiento sostenible por los distintos sectores empresariales.
- Doc. 004/88 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una propuesta para la integración multijurisdiccional.
- Doc. 005/89 LUIS JULIO TASCÓN FERNANDEZ; JOSE MANUEL DIEZ MODINO.- La modernización del sector agrario en la provincia de León.
- Doc. 006/89 JOSE MANUEL PRADO LORENZO.- El principio de gestión continuada: Evolución e implicaciones.
- Doc. 007/89 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- El gasto público del Ayuntamiento de Oviedo (1982-88).
- Doc. 008/89 FELIX LOBO ALEU.- El gasto público en productos industriales para la salud.
- Doc. 009/89 FELIX LOBO ALEU.- La evolución de las patentes sobre medicamentos en los países desarrollados.
- Doc. 010/90 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES.- Investigación de las preferencias del consumidor mediante análisis de conjunto.
- Doc. 011/90 ANTONIO APARICIO PEREZ.- Infracciones y sanciones en materia tributaria.
- Doc. 012/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; CONCEPCION GONZALEZ VEIGA.- Una aproximación metodológica al estudio de las matemáticas aplicadas a la economía.
- Doc. 013/90 EQUIPO MECO.- Medidas de desigualdad: un estudio analítico
- Doc. 014/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una estimación de las necesidades de gastos para los municipios de menor dimensión.
- Doc. 015/90 ANTONIO MARTINEZ ARIAS.- Auditoría de la información financiera.
- Doc. 016/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ.- La población como variable endógena
- Doc. 017/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- La redistribución local en los países de nuestro entorno.
- Doc. 018/90 RODOLFO GUTIERREZ PALACIOS; JOSE MARIA GARCIA BLANCO.- "Los aspectos invisibles" del declive económico: el caso de Asturias.

- Doc. 019/90 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.- La política de precios en los establecimientos detallistas.
- Doc. 020/90 CANDIDO PAÑEDA FERNANDEZ.- La demarcación de la economía (seguida de un apéndice sobre su relación con la Estructura Económica).
- Doc. 021/90 JOAQUIN LORENCES.- Margen precio-coste variable medio y poder de monopolio.
- Doc. 022/90 MANUEL LAFUENTE ROBLEDO; ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- El T.A.E. de las operaciones bancarias.
- Doc. 023/90 ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- Amortización y coste de préstamos con hojas de cálculo.
- Doc. 024/90 LUIS JULIO TASCÓN FERNANDEZ; JEAN-MARC BUIGUES.- Un ejemplo de política municipal: precios y salarios en la ciudad de León (1613-1813).
- Doc. 025/90 MYRIAM GARCIA OLALLA.- Utilidad de las teorías de las opciones para la administración financiera de la empresa.
- Doc. 026/91 JOAQUIN GARCIA MURCIA.- Novedades de la legislación laboral (octubre 1990 - enero 1991)
- Doc. 027/91 CANDIDO PAÑEDA.- Agricultura familiar y mantenimiento del empleo: el caso de Asturias.
- Doc. 028/91 PILAR SAENZ DE JUBERA.- La fiscalidad de planes y fondos de pensiones.
- Doc. 029/91 ESTEBAN FERNANDEZ SANCHEZ.- La cooperación empresarial: concepto y tipología (\*)
- Doc. 030/91 JOAQUIN LORENCES.- Características de la población parada en el mercado de trabajo asturiano.
- Doc. 031/91 JOAQUIN LORENCES.- Características de la población activa en Asturias.
- Doc. 032/91 CARMEN BENAVIDES GONZALEZ.- Política económica regional
- Doc. 033/91 BENITO ARRUÑADA SANCHEZ.- La conversión coactiva de acciones comunes en acciones sin voto para lograr el control de las sociedades anónimas: De cómo la ingenuidad legal prefigura el fraude.
- Doc. 034/91 BENITO ARRUÑADA SANCHEZ.- Restricciones institucionales y posibilidades estratégicas.
- Doc. 035/91 NURIA BOSCH; JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Seven Hypotheses About Public Choice and Local Spending. (A test for Spanish municipalities).
- Doc. 036/91 CARMEN FERNANDEZ CUERVO; LUIS JULIO TASCÓN FERNANDEZ.- De una olvidada revisión crítica sobre algunas fuentes histórico-económicas: las ordenanzas de la gobernación de la cabecera.

- Doc. 072/94 RODOLFO GUTIÉRREZ.- La representación sindical: Resultados electorales y actitudes hacia los sindicatos.
- Doc. 073/94 VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Economías de aglomeración y localización de las empresas industriales en España.
- Doc. 074/94 JOAQUÍN LORENCES RODRÍGUEZ; FLORENTINO FELGUEROSO FERNÁNDEZ.- Salarios pactados en los convenios provinciales y salarios percibidos.
- Doc. 075/94 ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.- La internacionalización de la empresa.
- Doc. 076/94 SANTIAGO R. MARTÍNEZ ARGÜELLES.- Análisis de los efectos regionales de la terciarización de ramas industriales a través de tablas input-output. El caso de la economía asturiana.
- Doc. 077/94 VÍCTOR IGLESIAS ARGÜELLES.- Tipos de variables y metodología a emplear en la identificación de los grupos estratégicos. Una aplicación empírica al sector detallista en Asturias.
- Doc. 078/94 MARTA IBÁÑEZ PASCUAL; F. JAVIER MATO DÍAZ.- La formación no reglada a examen. Hacia un perfil de sus usuarios.
- Doc. 079/94 IGNACIO A. RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE RODRÍGUEZ.- Planificación y organización de la fuerza de ventas de la empresa.
- Doc. 080/94 FRANCISCO GONZÁLEZ RODRÍGUEZ.- La reacción del precio de las acciones ante anuncios de cambios en los dividendos.
- Doc. 081/94 SUSANA MENÉNDEZ REQUEJO.- Relaciones de dependencia de las decisiones de inversión, financiación y dividendos.
- Doc. 082/95 MONTSERRAT DÍAZ FERNÁNDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ; M<sup>a</sup> del MAR LLORENTE MARRÓN.- Una aproximación empírica al comportamiento de los precios de la vivienda en España.
- Doc. 083/95 M<sup>a</sup> CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Matrices semipositivas y análisis interindustrial. Aplicaciones al estudio del modelo de Sraffa-Leontief.
- Doc. 084/95 ESTEBAN GARCÍA CANAL.- La forma contractual en las alianzas domésticas e internacionales.
- Doc. 085/95 MARGARITA ARGÜELLES VÉLEZ; CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.- La incidencia de la política de la competencia comunitaria sobre la cohesión económica y social.
- Doc. 086/95 VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- La demanda de cine en España. 1968-1992.

- Doc. 104/96 SARA M<sup>a</sup> ALONSO; BLANCA PÉREZ GLADISH; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Problemas de control óptimo con restricciones: Aplicaciones económicas.
- Doc. 105/96 ANTONIO ÁLVAREZ PINILLA; MANUEL MENÉNDEZ MENÉNDEZ; RAFAEL ÁLVAREZ CUESTA.- Eficiencia de las Cajas de Ahorro españolas. Resultados de una función de beneficio.
- Doc. 106/96 FLORENTINO FELGUEROSO.- Industrywide Collective Bargaining, Wages Gains and Black Labour Market in Spain.
- Doc. 107/96 JUAN VENTURA.- La competencia gestionada en sanidad: Un enfoque contractual
- Doc. 108/96 MARÍA VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA; ELENA CONSUELO HERNÁNDEZ.- Elección social. Teorema de Arrow.
- Doc. 109/96 SANTIAGO ÁLVAREZ GARCÍA.- Grupos de interés y corrupción política: La búsqueda de rentas en el sector público.
- Doc. 110/96 ANA M<sup>a</sup> GUILLÉN.- La política de previsión social española en el marco de la Unión Europea.
- Doc. 111/96 VÍCTOR MANUEL GONZÁLEZ MÉNDEZ.- La valoración por el mercado de capitales español de la financiación bancaria y de las emisiones de obligaciones.
- Doc. 112/96 DRA. MARIA VICTORIA RODRIGUEZ URÍA; D. MIGUEL A. LÓPEZ FERNÁNDEZ; D<sup>ña</sup>.BLANCA M<sup>a</sup> PEREZ GLADISH.- Aplicaciones económicas del Control Óptimo. El problema de la maximización de la utilidad individual del consumo. El problema del mantenimiento y momento de venta de una máquina.
- Doc. 113/96 OSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Elecciones autonómicas, sistemas de partidos y Gobierno en Asturias.
- Doc. 114/96 RODOLFO VÁZQUEZ CASTIELLES; ANA M<sup>a</sup> DÍAZ MARTÍN.El conocimiento de las expectativas de los clientes: una pieza clave de la calidad de servicio en el turismo.
- Doc. 115/96 JULIO TASCÓN.- El modelo de industrialización pesada en España durante el período de entreguerras.-
- Doc. 116/96 ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; JOSÉ M. MONTES PEÓN; CAMILO J. VÁZQUEZ ORDÁS.- Sobre la importancia de los factores determinantes del beneficio: Análisis de las diferencias de resultados inter e intraindustriales.
- Doc. 117/96 AGUSTÍN RUÍZ VEGA; VÍCTOR IGLESIAS ARGÜELLES.- Elección de Establecimientos detallistas y conducta de compra de productos de gran consumo. Una aplicación empírica mediante modelos logit.

- Doc. 037/91 ANA JESUS LOPEZ; RIGOBERTO PEREZ SUAREZ.- Indicadores de desigualdad y pobreza. Nuevas alternativas.
- Doc. 038/91 JUAN A. VAZQUEZ GARCIA; MANUEL HERNANDEZ MUÑIZ.- La industria asturiana: ¿Podemos pasar la página del declive?.
- Doc. 039/92 INES RUBIN FERNANDEZ.- La Contabilidad de la Empresa y la Contabilidad Nacional.
- Doc. 040/92 ESTEBAN GARCIA CANAL.- La Cooperación interempresarial en España: Características de los acuerdos de cooperación suscritos entre 1986 y 1989.
- Doc. 041/92 ESTEBAN GARCIA CANAL.- Tendencias empíricas en la conclusión de acuerdos de cooperación.
- Doc. 042/92 JOAQUIN GARCIA MURCIA.- Novedades en la Legislación Laboral.
- Doc. 043/92 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES.- El comportamiento del consumidor y la estrategia de distribución comercial: Una aplicación empírica al mercado de Asturias.
- Doc. 044/92 CAMILO JOSE VAZQUEZ ORDAS.- Un marco teórico para el estudio de las fusiones empresariales.
- Doc. 045/92 CAMILO JOSE VAZQUEZ ORDAS.- Creación de valor en las fusiones empresariales a través de un mayor poder de mercado.
- Doc. 046/92 ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- Influencia relativa de la evolución demográfica en le futuro aumento del gasto en pensiones de jubilación.
- Doc. 047/92 ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- Aspectos demográficos del sistema de pensiones de jubilación español.
- Doc. 048/92 SUSANA LOPEZ ARES.- Marketing telefónico: concepto y aplicaciones.
- Doc. 049/92 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- Las influencias familiares en el desempleo juvenil.
- Doc. 050/92 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- La adquisición de capital humano: un modelo teórico y su contrastación.
- Doc. 051/92 MARTA IBAÑEZ PASCUAL.- El origen social y la inserción laboral.
- Doc. 052/92 JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.- Estudio del sector comercial en la ciudad de Oviedo.
- Doc. 053/92 JULITA GARCIA DIEZ.- Auditoría de cuentas: su regulación en la CEE y en España. Una evidencia de su importancia.
- Doc. 054/92 SUSANA MENENDEZ REQUEJO.- El riesgo de los sectores empresariales españoles: rendimiento requerido por los inversores.

- Doc. 055/92 CARMEN BENAVIDES GONZALEZ.- Una valoración económica de la obtención de productos derivados del petróleo a partir del carbón
- Doc. 056/92 IGNACIO ALFREDO RODRIGUEZ-DEL BOSQUE RODRIGUEZ.- Consecuencias sobre el consumidor de las actuaciones bancarias ante el nuevo entorno competitivo.
- Doc. 057/92 LAURA CABIEDES MIRAGAYA.- Relación entre la teoría del comercio internacional y los estudios de organización industrial.
- Doc. 058/92 JOSE LUIS GARCIA SUAREZ.- Los principios contables en un entorno de regulación.
- Doc. 059/92 M<sup>a</sup> JESUS RIO FERNANDEZ; RIGOBERTO PEREZ SUAREZ.- Cuantificación de la concentración industrial: un enfoque analítico.
- Doc. 060/94 M<sup>a</sup> JOSE FERNANDEZ ANTUÑA.- Regulación y política comunitaria en materia de transportes.
- Doc. 061/94 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- Factores determinantes de la afiliación sindical en España.
- Doc. 062/94 VICTOR FERNANDEZ BLANCO.- Determinantes de la localización de las empresas industriales en España: nuevos resultados.
- Doc. 063/94 ESTEBAN GARCIA CANAL.- La crisis de la estructura multidivisional.
- Doc. 064/94 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.- Metodología de la investigación econométrica.
- Doc. 065/94 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.- Análisis Cualitativo de la fecundidad y participación femenina en el mercado de trabajo.
- Doc. 066/94 JOAQUIN GARCIA MURCIA.- La supervisión colectiva de los actos de contratación: la Ley 2/1991 de información a los representantes de los trabajadores.
- Doc. 067/94 JOSE LUIS GARCIA LAPRESTA; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRIGUEZ URÍA.- Coherencia en preferencias difusas.
- Doc. 068/94 VICTOR FERNANDEZ; JOAQUIN LORENCES; CESAR RODRIGUEZ.- Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España.
- Doc. 069/94 M<sup>a</sup> DEL MAR ARENAS PARRA; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Programación clásica y teoría del consumidor.
- Doc. 070/94 M<sup>a</sup> DE LOS ÁNGELES MENÉNDEZ DE LA UZ; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Tantos efectivos en los empréstitos.
- Doc. 071/94 AMELIA BILBAO TEROL; CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Matrices especiales. Aplicaciones económicas.

- Doc. 087/95 JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.- Discriminación salarial de la mujer y movilidad laboral.
- Doc. 088/95 M<sup>a</sup> CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA.- La teoría del caos. Nuevas perspectivas en la modelización económica.
- Doc. 089/95 SUSANA LÓPEZ ARES.- Simulación de fenómenos de espera de capacidad limitada con llegadas y número de servidores dependientes del tiempo con hoja de cálculo.
- Doc. 090/95 JAVIER MATO DÍAZ.- ¿Existe sobrecualificación en España?. Algunas variables explicativas.
- Doc. 091/95 M<sup>a</sup> JOSÉ SANZO PÉREZ.- Estrategia de distribución para productos y mercados industriales.
- Doc. 092/95 JOSÉ BAÑOS PINO; VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Demanda de cine en España: Un análisis de cointegración.
- Doc. 093/95 M<sup>a</sup> LETICIA SANTOS VIJANDE.- La política de marketing en las empresas de alta tecnología.
- Doc. 094/95 RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; IGNACIO RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE; AGUSTÍN RUÍZ VEGA.- Expectativas y percepciones del consumidor sobre la calidad del servicio. Grupos estratégicos y segmentos del mercado para la distribución comercial minorista.
- Doc. 095/95 ANA ISABEL FERNÁNDEZ; SILVIA GÓMEZ ANSÓN.- La adopción de acuerdos estatutarios antiadquisición. Evidencia en el mercado de capitales español.
- Doc. 096/95 ÓSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Partidos, electores y elecciones locales en Asturias. Un análisis del proceso electoral del 28 de Mayo.
- Doc. 097/95 ANA M<sup>a</sup> DÍAZ MARTÍN.- Calidad percibida de los servicios turísticos en el ámbito rural.
- Doc. 098/95 MANUEL HERNÁNDEZ MUÑIZ; JAVIER MATO DÍAZ; JAVIER BLANCO GONZÁLEZ.- Evaluating the impact of the European Regional Development Fund: methodology and results in Asturias (1989-1993).
- Doc. 099/96 JUAN PRIETO; M<sup>a</sup> JOSÉ SUÁREZ.- ¿De tal palo tal astilla?: Influencia de las características familiares sobre la ocupación.
- Doc. 100/96 JULITA GARCÍA DÍEZ; RACHEL JUSSARA VIANNA.- Estudio comparativo de los principios contables en Brasil y en España.
- Doc. 101/96 FRANCISCO J. DE LA BALLINA BALLINA.- Desarrollo de campañas de promoción de ventas.
- Doc. 102/96 ÓSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Una explicación de la ausencia de la Democracia Cristiana en España.
- Doc. 103/96 CÁNDDIDO PAÑEDA FERNÁNDEZ.- Estrategias para el desarrollo de Asturias.

- Doc. 118/96 VICTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Diferencias entre la asistencia al cine nacional y extranjero en España.
- Doc. 119/96 RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; IGNACIO A. RODRÍGUEZ DEL BOSQUE; ANA Mª DÍAZ MARTÍN.- Estructura multidimensional de la calidad de servicio en cadenas de supermercados: desarrollo y validación de la escala calsuper.
- Doc. 120/96 ANA BELÉN DEL RÍO LANZA.- Elementos de medición de marca desde un enfoque de marketing.