

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico I



**MÁRGENES Y CUOTAS DE MERCADO: UN ANÁLISIS
ECONOMÉTRICO CON DATOS INDIVIDUALES**

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Esperanza Gracia Expósito

Bajo la dirección del doctor

Jordi Jaumandreu Balanzo

Madrid, 1996

ISBN: 84-669-2422-1

R. 57.565

1742

Tesis Doctoral
Marzo 1996

MÁRGENES Y CUOTAS DE MERCADO.
UN ANÁLISIS ECONOMETRICO
CON DATOS INDIVIDUALES.

Esperanza Gracia Expósito
Director: Jordi Jaumandreu

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico I
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

A Paco, por su paciencia.

A mis padres, por todo.

ÍNDICE:	<u>pag</u>
.- Presentación	I
CAPÍTULO I: MARCO TEÓRICO	
I.1.- Determinantes del margen precio-coste.....	1
I.1.1.- Margen precio-coste en el contexto de financiación externa	2
I.1.2.- Margen y variables resultado de la negociación salarial	13
.- Modelos "right to manage" o de negociación salarial	14
.- Modelos de negociación eficiente.....	19
I.1.3.- Discusión de problemas relacionados con el grado de observabilidad del margen.....	26
I.2.- Determinantes de la cuota de mercado.....	29
I.2.1.- Cuota en el contexto de mercados de producto homogéneo.....	30
I.2.2.- Cuota en el contexto de mercados de producto diferenciado.....	39
CAPÍTULO II: TRANSICIÓN AL MODELO EMPÍRICO	
II.1.- Revisión de la literatura empírica sobre márgenes y cuotas.....	44
II.2.- Datos utilizados y análisis descriptivo	61
II.3.- Hacia una especificación empírica	72
CAPÍTULO III: ESTIMACIÓN DE UNA ECUACIÓN PARA EL MARGEN	
III.1.- El modelo empírico para el margen.....	78
III.2.- Modelo econométrico para el margen. Principales Resultados.....	96
III.3.- Conclusiones.....	112
CAPÍTULO IV: ESTIMACIÓN DE UNA ECUACIÓN PARA LA CUOTA	
III.1.- El modelo empírico para la cuota.....	118
III.2.- Modelo econométrico para la cuota. Principales resultados.....	127
III.3.- Conclusiones.....	142
APÉNDICES:	
Apéndice 1: Correspondencias sectoriales.....	145
Apéndice 2: Construcción de variables.....	148
Apéndice 3: Filtros aplicados a la muestra inicial.....	166
Apéndice 4: Matriz de cobertura muestral desagregada a 73 sectores.....	168
Apéndice 5: Gráficos.....	170
Apéndice 6: Estadísticos descriptivos.....	182
Apéndice 7: Sobre la elección de instrumentos en la ecuación para la cuota....	184
Apéndice 8: Justificación uso cuota media ponderada en ecuación del margen....	188
Apéndice 9: Justificación fórmula utilizada para cálculo serie de capital....	190
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	192

PRESENTACIÓN DE LA TESIS

Esta tesis es el resultado de varios años de trabajo en la línea tradicional de Economía Industrial. El estudio que aquí se presenta consiste en la estimación de dos ecuaciones interindustriales clásicas para margen precio-coste y cuota de mercado, aunque realizado con un panel de datos individuales, para empresas manufactureras españolas en el periodo 1983-1990. La utilización de un conjunto de modelos teóricos formales como referencia en la especificación y estimación de las ecuaciones, permite tanto deducir las principales variables que entran en juego en cada una de ellas, como valorar la heterogeneidad presente inobservable y estudiar la manera en que puede ser modelizada.

El margen del precio sobre el coste marginal de producción junto con la cuota que la empresa tiene en los mercados en que opera son las variables que quizás mejor reflejan el resultado de la conducta estratégica de las empresas. Además y dado que ambas variables se determinan simultáneamente, a priori parece natural considerar la modelización de una ecuación para la cuota junto con la del margen.

El estudio de los márgenes ha sido abordado en muchas ocasiones y con diversos enfoques, de modo que existe una muy amplia literatura sobre el tema. Siguiendo la tradición de los trabajos de márgenes, la ecuación incluye el control por el coste del capital utilizado en la empresa, la cuota que ésta tiene en los mercados en que opera y variables representativas del entorno competitivo. Además se corrige por previsibles situaciones de desequilibrio. Sin embargo, la especificación utilizada para el margen incorpora una serie de aspectos nuevos.

En primer lugar, partiendo de un modelo de oligopolio que considera explícitamente la financiación externa a la empresa en el contexto de mercados de capital imperfectos, se analiza el impacto de las variables representativas de las condiciones de financiación sobre los márgenes. En segundo lugar, se estudia la cuestión sobre si deben estar entre los determinantes de los márgenes las variables resultado de la negociación salarial en la empresa, contrastándose el efecto de la presumible determinación no competitiva de los salarios sobre el margen precio-coste.

Por el contrario, en la literatura apenas existen trabajos que hayan tenido como objetivo la modelización de la cuota de mercado. Siguiendo formulaciones teóricas sencillas de carácter muy general, se establecen los principales factores que intervienen en la determinación de las cuotas que las empresas tienen en los mercados en que operan, analizando, por una parte, el caso de mercados de producto homogéneo, y estableciendo, por otra, el impacto que la diferenciación del producto tiene sobre la participación de la empresa en la industria. Así, la ecuación especificada para la cuota incluye un indicador de la eficiencia relativa de la empresa respecto a la media de la industria en que opera, variables de entorno competitivo cuyas fluctuaciones pueden modificar el comportamiento estratégico de la empresa y por tanto su participación en el mercado, y variables representativas del grado de diferenciación del producto. Además y dado que la cuota de mercado es una variable acotada, se han realizado especificaciones no lineales que incorporen dicha restricción, como alternativa a los modelos lineales clásicos.

La disponibilidad de un panel de datos permite, para ambos casos, la especificación de ecuaciones que pueden considerarse robustas a la heterogeneidad de comportamientos estratégicos de las empresas, así como el adecuado tratamiento

de los problemas derivados de la previsible simultaneidad de las variables explicativas.

No existe, hasta donde se conoce, ningún estudio en el que se reúnan las características de trabajar con información individual de empresas, empleando datos de panel, para modelizar conjuntamente los márgenes y las cuotas de las empresas. Una extensión natural de esta tesis, que está previsto realizar en su explotación en forma de artículos, consiste en una estimación plenamente simultánea de las ecuaciones del margen y la cuota, en el sentido de que el modelo considere la posible correlación entre las perturbaciones de ambas ecuaciones. El anterior ejercicio parece interesante desde un punto de vista econométrico porque, supuesto que las especificaciones de cada ecuación son robustas, aunque no deberían cambiar demasiado los coeficientes, podrían obtenerse ganancias de eficiencia.

El contenido de la tesis se estructura en los siguientes capítulos. El capítulo I presenta el marco teórico utilizado como referencia. En el capítulo II, que comienza con una revisión de la literatura empírica sobre márgenes y cuotas, se describen los datos y la evolución para la industria española de algunas de las variables que intervienen en las ecuaciones para el margen precio-coste y la cuota de mercado. Los capítulos III y IV incluyen la estimación de una ecuación para margen y cuota, respectivamente, así como los principales resultados y conclusiones.

El origen de este trabajo se encuentra en un proyecto de tesis dirigido por Gonzalo Mato, con cuya categoría humana y profesional tuve la suerte de contar en mis primeros años de formación investigadora. El sentimiento de desamparo tras la muerte de Gonzalo, provocó el abandono del proyecto durante más de dos años,

dada la enorme dificultad para encontrar una dirección de similar valía. Sin embargo, Jordi Jaumandreu, director de esta tesis, no sólo ha cumplido con creces mis expectativas, sino que sin su continuada dedicación y estímulo, es más que probable que hubiera abandonado el trabajo de investigación. Dado que, probablemente, es difícil reconocer en esta tesis el gran esfuerzo que el director ha puesto, señalar tan solo que ha sido una suerte trabajar y aprender con él durante los tres últimos años.

El trabajo ha sido realizado en el Programa de Investigaciones Económicas (PIE) de la Fundación Empresa Pública, así que me he beneficiado del excelente ambiente de trabajo y de la profesionalidad y generosidad de sus miembros. La autora agradece a su director, Julio Segura, los medios humanos, técnicos y económicos que han sido puestos a su disposición. Omitir el apoyo prestado en las cuestiones informáticas por Miguel Benavente es, desde luego, imposible. Las sugerencias de Ana Martín fueron especialmente valiosas en las primeras fases de la tesis y, en particular, respecto a la definición de variables y el análisis descriptivo de los datos. Las sugerencias de Olympia Bover han contribuido, sin duda, a mejorar algunos aspectos econométricos del capítulo IV. Quiero destacar también la confianza y orientación que Antonio Abadía, director durante varios años del Departamento de Fundamentos del Análisis Económico I (Universidad Complutense de Madrid) donde impartí clases y tutor de esta tesis, y Felix Marcos me han prestado en reiteradas ocasiones.

El capítulo III ha sido presentado en los Seminarios del Instituto Complutense de Análisis Económico (ICAE) y en las XI Jornadas de Economía Industrial, beneficiándose de las intervenciones de los asistentes. Agradecer al comentarista asignado en las Jornadas de Economía Industrial, Jordi Gual, algunas

sugerencias de interés. El capítulo IV ha sido expuesto en el XX Simposio de Análisis Económico, enriqueciéndose con los comentarios de los asistentes.

Agradecer, por último, a los miembros de la Comisión evaluadora, nombrada por el Departamento Fundamentos del Análisis Económico I, Olympia Bover y Luis Rodríguez Romero, la labor supervisora que ha contribuido a mejorar la versión final de esta tesis.

CAPÍTULO I

MARCO TEÓRICO

I.1.- DETERMINANTES DEL MARGEN PRECIO-COSTE

En esta sección se repasan los modelos teóricos utilizados en la posterior especificación empírica de una ecuación para el margen precio-coste o índice de Lerner de poder de monopolio.

En primer lugar, partiendo de un modelo de oligopolio que considera explícitamente posibilidad de financiación externa a la empresa en el contexto de mercados de capital imperfectos, se establecen los determinantes del margen y se analiza el impacto de las variables representativas de las condiciones de financiación sobre los mismos.

En segundo lugar, se estudia el papel potencial de las variables representativas de la negociación salarial en la empresa sobre el ejercicio del poder de monopolio, planteando la cuestión para distintos modelos de comportamiento en el mercado de trabajo, en particular, para modelos right-to manage o de negociación salarial y para modelos de negociación eficiente.

En tercer lugar, se discuten ciertos problemas relacionados con el grado de observabilidad del margen y se analizan las posibles diferencias entre el margen relevante desde el punto de vista de la teoría económica, o margen del precio sobre el coste marginal de largo plazo, y el margen observable, o margen precio-coste variable medio.

I.1.1.- MARGEN PRECIO-COSTE EN EL CONTEXTO DE FINANCIACIÓN EXTERNA

El objetivo de este epígrafe consiste en examinar los determinantes del margen precio-coste para una empresa que opere en una industria oligopolística, considerando explícitamente la posibilidad de financiación externa a la empresa, en el contexto de mercados de capital imperfectos.

Las implicaciones del Teorema de Modigliani-Fisher que permite, bajo determinadas circunstancias, que las decisiones financieras no afecten a las decisiones reales, explican el poco interés prestado a los mercados financieros en los estudios de Organización Industrial. Sin embargo, para que dicho teorema sea aplicable, es fundamental que la posibilidad de bancarrota no se considere o bien que todos los inversores (en particular los propietarios o accionistas y los poseedores de bonos) tengan las mismas expectativas sobre los resultados futuros de la empresa. No obstante y dado que los mercados de capital adolecen en general de importantes costes de transacción, sería razonable esperar que las previsiones de los propietarios fueran distintas (normalmente más optimistas) a las de los acreedores. Si esto es así, no es posible separar las decisiones reales y las financieras, de modo que los mercados financieros pueden influir significativamente en las relaciones estructura-conducta-resultados.

Además y como pone de manifiesto Martin (1989), la existencia de mercados financieros puede colocar a las empresas potencialmente entrantes en un sector en una desventaja de costes respecto a las establecidas incluso aunque no existan costes irreversibles: si los mercados financieros asignan sistemáticamente una mayor probabilidad de bancarrota a las entrantes potenciales respecto de las establecidas, se estarán creando barreras a la entrada que pueden generar oportunidades para el comportamiento estratégico de las establecidas. De este

modo, quedaría invalidada la hipótesis de que los mercados impugnables generan buenas predicciones para el caso de que los costes irre recuperables sean poco importantes, invalidando también el resultado (aplicable al caso límite de impugnabilidad perfecta) de que la estructura y los resultados oligopolísticos son independientes del comportamiento de las empresas establecidas, dependiendo únicamente de la competencia potencial.

En la línea de la literatura clásica de modelos para el margen precio coste¹, a continuación y siguiendo el marco teórico propuesto en Martin (1988b) en un estudio sobre la diagnosis del poder de mercado, se desarrolla un modelo de determinación del margen del precio sobre los costes medios de largo plazo para una empresa que, operando en un mercado de producto homogéneo, financie sus inversiones acudiendo a mercados imperfectos de capital.

Sea una empresa de responsabilidad limitada donde las inversiones se financian mediante la venta de bonos. Al principio de cada periodo existe un capital inicial aportado por los propietarios de la empresa, k_E , que la empresa hereda del periodo anterior. Las inversiones del periodo corriente, I , son financiadas mediante la venta de B bonos de un periodo con valor de una unidad monetaria cada uno. Así, el capital total del periodo, k , será igual a la suma de capital inicial e inversión, de modo que el valor al inicio del periodo del capital de la empresa j , si P_0^k es el precio inicial de los activos de capital, vendrá dado por:

¹ La literatura clásica para márgenes parte del artículo pionero de Cowling y Waterson (1976), posteriormente ampliado en Clarke y Davies (1982) y en Waterson (1984). Se puede encontrar una excelente revisión de la misma en Martin (1993) y Jaumandreu (1987) o, desde el punto de vista empírico, en Schmalensee (1989).

$$P_0^k k_j = P_0^k k_{Ej} + P_0^k I_j = P_0^k k_{Ej} + B_j \implies P_0^k k_{Ej} = P_0^k k_j - B_j \quad [i]$$

Si no se produce bancarrota, la empresa redimirá todos los bonos al final del periodo, pagando $(1+r)$ unidades monetarias por bono, donde r es el tipo de interés de los bonos. Además, dispondrá de $(1-\delta)$ de su capital para ser utilizado en el periodo siguiente, siendo δ la tasa de depreciación de los activos de capital. Por el contrario, si la empresa quiebra, los propietarios de los bonos se repartirán el valor de la misma.

Llamando r^* a la tasa de rendimiento sobre un activo seguro, el valor presente descontado, VPD, o valor de la empresa neto del capital inicial será:

$$VPD_j = \frac{PQ_j + (1-\delta_j) P_1^k k_j - w_j L_j - (1+r_j) B_j + \theta_j}{1 + r^*} - P_0^k k_{Ej} \quad [ii]$$

donde P es el precio del producto, Q la producción, wL es el coste del trabajo, P_1^k el precio al final del periodo de los activos de capital, θ una variable aleatoria que refleja la incertidumbre al comienzo del periodo sobre la situación de la empresa al final del mismo y j el subíndice de empresa. Como puede observarse, el valor presente es simplemente el valor de la producción y de los activos de la empresa al final del periodo menos los pagos que han de realizarse por los servicios de trabajo y por la redención de los bonos, netos del valor del capital inicial. Sustituyendo [i] en la ecuación [ii] y reordenando, se obtiene una expresión alternativa para el valor presente descontado como el beneficio económico bruto más la incertidumbre y menos el coste de oportunidad de financiarse mediante la emisión de bonos:

$$VPD_j = \frac{[PQ_j - w_j L_j - \lambda_j P_0^k k_j] + \theta_j - (r_j - r^*) B_j}{1 + r^*}$$

donde:

$$\lambda_j = r^* + \delta_j - (1 - \delta_j) \frac{P_1^k - P_0^k}{P_0^k}$$

La empresa entrará en bancarrota si al final del periodo es incapaz de redimir sus bonos, esto es, si el valor que la empresa obtiene caso de que venda todos sus activos es negativo. El valor presente descontado de venta de la empresa, VPDV, es igual a su valor presente descontado más el valor del capital inicial ($VPDV = VPD + P_0^k k_{Ej}$).

Si se define θ^* como el valor crítico de θ , variable aleatoria que refleja la incertidumbre, que hace que el valor presente descontado de venta sea nulo y $f(\theta)$ es la función de densidad que los propietarios de la empresa asignan a θ , entonces:

$$\theta^* \text{ tal que } VPDV_j = 0 \implies \theta^* = B_j (r - r^*) - [PQ_j - w_j L_j - \lambda_j P_0^k k_j] - (1 + r^*) P_0^k k_{Ej}$$

$$\begin{aligned} Pr(b) &= Pr(\theta \leq \theta^*) = \int_{-\infty}^{\theta^*} f(\theta) d\theta \\ Pr(\bar{b}) &= Pr(\theta \geq \theta^*) = \int_{\theta^*}^{+\infty} f(\theta) d\theta \\ E(\theta|\bar{b}) &= \int_{\theta^*}^{+\infty} \theta f(\theta) d\theta \end{aligned}$$

donde $Pr(b)$ es la probabilidad de bancarrota y $E(\theta|\bar{b})$ es el valor esperado de θ condicionado a que no haya bancarrota.

Suponiendo que los propietarios de la empresa maximizan el valor presente esperado de la misma condicionado a la restricción de que las inversiones se financian mediante la emisión de bonos, se tiene el siguiente programa de maximización restringida:

$$\text{Max } E(\text{VPD}_j) = - P_0^k k_{Ej} P(b) + \frac{[PQ_j - w_j L_j - \lambda_j P_0^k k_j - (r_j - r^*) B_j] P(\bar{B}) + E(\theta/\bar{B})}{1 + r^*}$$

$$\text{s.a.: } B_j = P_0^k I_j = P_0^k k_j - P_0^k k_{Ej}$$

o, alternativamente, si γ es el multiplicador de Lagrange:

$$\text{Max } L = - P_0^k k_{Ej} P(b) + \frac{[PQ_j - w_j L_j - \lambda_j P_0^k k_j - (r_j - r^*) B_j] P(\bar{B}) + E(\theta/\bar{B})}{1 + r^*} +$$

$$\{ L, k, B \} \quad + \gamma (B_j - P_0^k k_j + P_0^k k_{Ej}) \quad [iii]$$

Así, si se produce bancarrota los propietarios de la empresa pierden el valor del capital que aportaron al principio del periodo $P_0^k k_E$. Por el contrario, si no ocurre la bancarrota los rendimientos de los propietarios serán iguales al valor presente de la empresa después de redimir los bonos.

La maximización del valor esperado exige que las cantidades de factores utilizadas (L,k) y el volumen de bonos emitido (B) verifiquen:

$$\frac{\partial L}{\partial L_j} = 0 \quad \Rightarrow \quad \frac{\partial Q_j}{\partial L_j} \text{IMG}_j = w_j + \frac{\partial r_j}{\partial Q_j} \frac{\partial Q_j}{\partial L_j} B_j$$

$$\frac{\partial Q_j}{\partial L_j} \text{IMG}_j = w_j + e_{rQj} \frac{r_j B_j}{Q_j} \frac{\partial Q_j}{\partial L_j} \quad [iv]$$

$$\frac{\partial L}{\partial k_j} = 0 \quad \Rightarrow \quad \frac{\partial Q_j}{\partial k_j} \text{IMG}_j = \lambda_j P_0^k + \frac{\partial r_j}{\partial Q_j} \frac{\partial Q_j}{\partial k_j} B_j + \gamma (1+r^*) P_0^k$$

$$\frac{\partial Q_j}{\partial k_j} \text{IMG}_j = [\lambda_j + \gamma(1+r^*)] P_0^k + e_{rQj} \frac{r_j B_j}{Q_j} \frac{\partial Q_j}{\partial k_j} \quad [\text{v}]$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_j} = 0 \quad \Rightarrow \quad \frac{-(r_j - r^*) - B_j \frac{\partial r_j}{\partial B_j}}{(1+r^*)} = -\gamma$$

$$\gamma (1+r^*) = r_j - r^* + e_{rBj} r_j \quad [\text{vi}]$$

donde e_{rQj} es la elasticidad del tipo de interés pagado a los poseedores de bonos respecto al volumen de producción de la empresa, e_{rBj} la elasticidad del tipo de interés a la cuantía de los bonos e IMG_j el ingreso marginal. La ecuación [vi] puede utilizarse para eliminar el multiplicador de Lagrange, γ , de la condición de primer orden de la maximización del valor esperado de la empresa para el capital y si, además, se tiene en cuenta la definición de λ_j , se obtiene que:

$$\frac{\partial Q_j}{\partial k_j} \text{IMG}_j = \lambda_{Bj} P_0^k + e_{rQj} \frac{r_j B_j}{Q_j} \frac{\partial Q_j}{\partial k_j} \quad [\text{vii}]$$

$$\text{donde: } \lambda_{Bj} = r_j (1+e_{rBj}) + \delta_j - (1-\delta_j) \frac{P_1^k - P_0^k}{P_0^k}$$

Dadas las condiciones de primer orden y tras alguna manipulación algebraica, es sencillo obtener una expresión para el margen del precio sobre el coste medio de producción de largo plazo. Así y suponiendo una función de producción de la empresa, $Q_j=Q(L_j, k_j)$, localmente homogénea, en un entorno de Q_j el grado de homogeneidad o relación entre costes medios y marginales, FC_j , viene dado por la siguiente expresión:

$$FC_j(Q_j) = \frac{L_j \frac{\partial Q_j}{\partial L_j} + k_j \frac{\partial Q_j}{\partial k_j}}{Q_j} \quad [\text{viii}]$$

Despejando en la ecuación [iv] la productividad marginal del trabajo y en la ecuación [vii] la productividad marginal del capital:

$$\frac{\partial Q_j}{\partial L_j} = \frac{w_j}{IMG_j - e_{rQj} \frac{r_j B_j}{Q_j}}$$

$$\frac{\partial Q_j}{\partial k_j} = \frac{\lambda_{Bj} P_0^k}{IMG_j - e_{rQj} \frac{r_j B_j}{Q_j}}$$

y sustituyendo en [viii], se tiene que:

$$FC_j(Q_j) = \frac{w_j L_j + \lambda_{Bj} P_0^k k_j}{Q_j (IMG_j - e_{rQj} \frac{r_j B_j}{Q_j})} \quad [\text{ix}]$$

Por otra parte, si $P(Q)=P(\Sigma Q_i)$ representa la función inversa de demanda de mercado, el ingreso marginal, IMG_j , vendrá dado por:

$$IMG_j = \frac{d[P(Q) Q_j]}{dQ_j} = P + Q_j \frac{\partial P}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial Q_j} = P \left\{ 1 - \frac{1}{\eta} s_j \frac{\partial Q}{\partial Q_j} \right\}$$

donde η es la elasticidad de la demanda de mercado y $s_j=Q_j/Q$ la cuota de mercado de la empresa j . Si además, como en Clarke y Davies (1982), se parametriza el comportamiento a través de la elasticidad conjetural, α_j :

$$\frac{\partial Q}{\partial Q_j} = \sum_i \frac{\partial Q_i}{\partial Q_j} = 1 + \sum_{i \neq j} \frac{\partial Q_i}{\partial Q_j} = 1 + \sum_{i \neq j} \alpha_j \frac{Q_i}{Q_j} = \alpha_j \left[\frac{1}{s_j} - 1 \right] \quad \text{donde } \alpha_j = \frac{\partial Q_i}{\partial Q_j} \frac{Q_j}{Q_i}$$

entonces, se puede expresar el ingreso marginal en función del precio de mercado, la elasticidad de la demanda, la elasticidad conjetural y la cuota que la empresa tiene en los mercados en que opera:

$$IMg_j = P \left\{ 1 - \frac{\alpha_j + s_j(1 - \alpha_j)}{\eta} \right\}$$

En este punto, es importante señalar que la elasticidad conjetural debe necesariamente interpretarse como una mera representación del comportamiento de las empresas que operan en el mercado, ver Bresnahan (1989) para una discusión sobre las variaciones conjeturales y sus limitaciones en algunas formulaciones teóricas.

Sustituyendo la expresión anterior del ingreso marginal en la ecuación [ix] y después de alguna manipulación, se obtiene la siguiente ecuación para el margen del precio sobre los costes medios de producción de largo plazo:

$$\frac{PQ_j - w_j L_j - \lambda_{Bj} P_0^k k_j}{PQ_j} = \left[1 - FC_j + FC_j \frac{\alpha_j}{\eta} \right] + FC_j \frac{1 - \alpha_j}{\eta} s_j + FC_j e_{rQ_j} \frac{I_j B_j}{PQ_j} \quad [1]$$

donde P es el precio del producto, Q la producción, wL es el coste del trabajo, λ_B el coste de uso de los servicios de capital, P_t^k el precio del capital por unidad en el período t , k el stock de capital físico, FC el índice de rendimientos de escala, α la elasticidad conjetural, η la elasticidad demanda-precio, s la cuota de mercado de la empresa, r el tipo de interés de los bonos,

B el número de bonos por valor de una unidad monetaria cada uno, e_q la elasticidad tipo del interés de los bonos respecto del nivel de producción y j el subíndice de empresa. Teniendo en cuenta los problemas que surgen a la hora de aproximar empíricamente los costes marginales de producción, se escribe explícitamente un modelo teórico para la determinación del margen del precio sobre los costes medios de producción a largo plazo.

Así, y bajo el supuesto de que los propietarios de la empresa maximizan el valor esperado de la misma, condicionado a que la inversión es financiada mediante la venta de bonos, en el contexto de mercados imperfectos de capital (existe posibilidad de bancarrota), se ha obtenido como resultado, para el caso de un oligopolio de producto homogéneo, una ecuación de comportamiento para el margen del precio sobre los costes medios de producción de largo plazo.

En la ecuación [1] aparecen los determinantes clásicos en la literatura del margen para mercados oligopolísticos: elasticidad de la demanda, cuota de mercado, rendimientos de escala y comportamiento, este último representado mediante variaciones conjeturales. Por una parte, se espera encontrar mayores márgenes cuanto menor sea la elasticidad de la demanda y mayor la participación de la empresa en el mercado. Por otra, el modelo ilustra explícitamente cómo los rendimientos de escala pueden afectar al margen del precio sobre los costes medios de largo plazo (en adelante MPC) si es que no son constantes².

² Si los rendimientos no son constantes ($FC \neq 1$), entonces:

$$\frac{\partial MPC}{\partial FC} FC = MPC - 1 \rightarrow \frac{\partial MPC}{\partial FC} < 0$$

El interés de la anterior modelización radica en que pone de relieve el impacto que tiene sobre el margen empresarial, aparte de los determinantes habituales, la utilización de fuentes de financiación externas a la empresa.

Siempre que el tipo de interés pagado por el endeudamiento (número de bonos) sea sensible a la magnitud de la producción (e_{Q+0}), aparece un efecto directo de los gastos financieros relativos a las ventas (rB/PQ) sobre el ejercicio del poder de monopolio. La elasticidad tipo de interés-producción se espera que tome un signo negativo dado que incrementos en el nivel de producción, Q , que estén asociados a incrementos en el stock de capital, k , aumentarán los activos que aseguran los débitos de la empresa reduciendo, por tanto, el tipo de interés requerido por los poseedores de bonos.

El coste de uso de los servicios de capital, λ_{Bj} , viene dado por la expresión:

$$\lambda_{Bj} = r_{Bj} + \delta_j - (1-\delta_j) \frac{P_1^K - P_0^K}{P_0^K}$$

donde δ es la tasa de depreciación de los activos de capital y r_B el coste marginal del capital.

Si parte de los recursos financieros de la empresa proceden del endeudamiento, el tipo de interés relevante para la misma es el tipo de interés marginal que depende no sólo del interés, r , pagado a los acreedores financieros o poseedores de bonos, sino también de cuál sea la elasticidad del mismo a la cuantía de la deuda:

$$r_{Bj} = r_j (1 + e_{r_{Bj}})$$

El signo de la elasticidad tipo de interés-endeudamiento, e_{r_B} , no está definido. Sin embargo, a priori parece razonable suponer que un aumento en el número de bonos vendidos incrementará la probabilidad de quiebra y, por tanto, el tipo de interés exigido por los acreedores.

Así y teniendo en cuenta que la gran mayoría de las empresas acuden a los mercados financieros y que el mercado de capitales adolece de importantes imperfecciones, la omisión de los costes de financiación en la especificación de una ecuación para el margen del precio sobre el coste medio de producción podría estar ocasionando importantes sesgos: uno directo por la exclusión del último sumando en la ecuación [1] y otro indirecto vía coste de uso del capital. Por lo tanto, una modelización del margen que excluya variables financieras implica necesariamente que la empresa se autofinancia o bien que, financiándose externamente, el mercado de capitales es perfecto y, por consiguiente, el tipo de interés es insensible tanto al volumen de endeudamiento como al de producción.

Los resultados anteriores son generalizables a mercados de producto diferenciado donde la empresa se financie, además de mediante bonos, a través de la venta de acciones, Martín (1988b). Por otra parte, son también acomodables al caso en que existan costes irrecuperables, véase Martín (1989).

I.1.2.- MARGEN Y VARIABLES RESULTADO DE LA NEGOCIACIÓN SALARIAL

Durante los últimos años se ha retomado en la literatura como tema de discusión el papel asignado a los salarios en la ecuación del margen. En particular, numerosos estudios empíricos recientes³ han reexaminado la relación entre los márgenes y la concentración industrial (principal tópico de la Economía Industrial) asignando un papel potencial a las variables del mercado de trabajo.

Desde el punto de vista teórico, los modelos de negociación y salario eficiente han puesto de manifiesto lo poco adecuado del supuesto tradicional de la determinación exógena del salario. Además, se ha sugerido que la omisión de las variables del mercado de trabajo en la explicación de los márgenes puede estar distorsionando la relación entre éstos y sus determinantes, de modo que se subestime la extensión de las rentas de monopolio en empresas donde los sindicatos sean capaces de apropiarse de una mayor proporción del excedente en forma de rentas salariales, justificando el porqué comportamientos no competitivos no van acompañados, necesariamente, de altos márgenes.

Por tanto y como ya se adelantó al comienzo de esta sección, parece relevante discutir el papel potencial sobre los márgenes de ciertas variables del mercado de trabajo y, en particular, si deberían incluirse las variables representativas de la negociación salarial en la especificación de una ecuación para el margen empresarial. La respuesta a esta cuestión depende de que el modelo de comportamiento relevante en el mercado de trabajo implique costes laborales

³ Véase, por ejemplo, Freeman(1983), Karier(1985), Summers(1986), Dickens y Katz(1986b), Hirsch y Connolly(1987), Connolly, Hirsch y Hirschey(1986), Hirsch(1990,1991).

predeterminados (bien determinados exógenamente, bien negociados) o, por el contrario, negociación eficiente.

Siempre que las empresas se sitúen sobre su curva de demanda de trabajo eligiendo el nivel de empleo que maximiza el beneficio dado un salario, se está ante el supuesto de costes laborales predeterminados y, por tanto, las variables del mercado de trabajo no juegan papel alguno en la determinación de los márgenes. Entre los modelos de salario predeterminado se pueden incluir los de determinación competitiva del salario, de monopolio sindical (Oswald (1985)) y los llamados modelos "right to manage" o de negociación salarial (Layard, Nickell y Jackman (1991)). Sin embargo, para el caso de modelos de negociación salarial, se verá cómo aún no existiendo razones teóricas que justifiquen la presencia en la ecuación del margen de las variables resultado de la negociación salarial, algunos aspectos de carácter empírico pueden motivar la aparición de cierta correlación positiva entre margen precio-coste y margen salarial.

Por el contrario, si el proceso de negociación en la empresa es eficiente (McDonald y Solow (1981)), esto es, si los sindicatos participan en la determinación del nivel de empleo, las variables resultado de la negociación salarial en la empresa tienen justificada su presencia en la ecuación del margen precio coste.

.- MODELOS "RIGHT TO MANAGE" O DE NEGOCIACIÓN SALARIAL

El objetivo de este apartado es comprobar cómo, en el contexto de modelos de negociación salarial, aun no existiendo razones teóricas que justifiquen la presencia del margen salarial en la ecuación del margen precio coste, es muy posible que se aprecie una correlación positiva entre ambos márgenes motivada por

la existencia de alguna variable omitida en la ecuación del margen precio coste que constituye un determinante de ambos márgenes.

La forma más habitual de representar el proceso de negociación entre un sindicato y una empresa consiste (véase, por ejemplo, Layard, Nickell y Jackman (1991)), en plantear la maximización de la siguiente función objetivo de Nash, como formalización del juego de reparto de rentas:

$$\text{Max } \Omega = [v - \bar{v}]^\beta [\pi - \bar{\pi}]$$

donde v representa la función objetivo del sindicato, \bar{v} la utilidad obtenida por éste caso de que no haya acuerdo y β una medida del poder del sindicato que opera en la empresa. π es el beneficio de la empresa y $\bar{\pi}$ sus rentas si no hay acuerdo, que serán iguales a menos los costes fijos en el corto plazo mientras que a largo plazo serán 0. Así, definiendo:

$$\Pi = [\pi - \bar{\pi}] = PQ - wL - \lambda P^k k$$

donde PQ es el valor de la producción, wL es el coste del trabajo, λ el coste de uso de los servicios de capital, $P^k k$ valor del stock de capital físico, Π representará los beneficios totales a largo plazo (alternativamente, para el corto plazo, Π será igual a los beneficios netos de costes variables).

Si se supone que los sindicatos están únicamente interesados en los trabajadores en activo y que maximizan la utilidad esperada su miembro típico, en un contexto donde se negocia solamente sobre salarios y no existe aversión al riesgo, la utilidad esperada coincidirá con la renta esperada. Si, además, los

despidos son asignados aleatoriamente, la renta esperada del miembro típico coincidirá con la de todos los trabajadores. Así, la función objetivo del sindicato asociado a la empresa j vendrá dada por:

$$v_j = \xi_j w_j + (1 - \xi_j) A$$

donde w_j es el salario real en la empresa j , ξ_j la probabilidad de supervivencia, esto es, la probabilidad de ser empleado en la misma empresa en el periodo siguiente, función a su vez del salario negociado $\xi_j(w_j)$, y A la renta alternativa real esperada para un trabajador que pierda su empleo que, por ejemplo, utilizando la formulación de Layard, Nickell y Jackman (1991), se define como:

$$A = (1 - \phi u) W^e + \phi u SD$$

siendo ϕ una constante que depende positivamente de la tasa de descuento y negativamente de la tasa de movilidad, u la tasa de desempleo, W^e el salario alternativo real esperado y SD es el subsidio de desempleo. Entonces:

$$v_j - \bar{v}_j = \xi_j (w_j - A)$$

donde se ha supuesto, por simplicidad, que $\bar{v}_j = A$.

El proceso de negociación a nivel de empresa, en el caso de que dicha negociación se refiera sólo al salario, puede representarse por la siguiente expresión:

$$\text{Max}_{\{w_j\}} \Omega = [(w_j - A) \xi_j(w_j)]^{\beta_j} \Pi_j(w_j)$$

de modo que el salario negociado deberá satisfacer:

$$\frac{\partial \log \Omega}{\partial w_j} = 0 \quad \Rightarrow \quad \beta_j \frac{1}{w_j - A} + \beta_j \frac{\frac{\partial \xi_j(w_j)}{\partial w_j}}{w_j} + \frac{\frac{\partial \Pi_j(w_j)}{\partial w_j}}{\Pi_j} = 0$$

Reordenando la anterior expresión y llamando $e_{\xi w}(w_j)$ a la elasticidad de la probabilidad de supervivencia respecto al salario real, los resultados de la negociación a nivel de empresa quedan resumidos en la siguiente ecuación:

$$\frac{w_j - A}{w_j} = \frac{1}{e_{\xi w} + \frac{L_j w_j}{\beta_j \Pi_j}}$$

donde se puede observar cómo el mark-up salarial sobre la renta alternativa depende de la elasticidad de la probabilidad de supervivencia en la empresa, $e_{\xi w}(w_j)$, de la proporción que representen los costes salariales respecto del beneficio, $L_j w_j / \Pi_j$, y del poder de los sindicatos que operan en la empresa, medido por β_j .

Si se expresa la proporción de las rentas salariales respecto al beneficio teniendo en cuenta la definición del margen precio coste, MPC:

$$\frac{L_j w_j}{\Pi_j} = \frac{L_j w_j}{PQ_j} \frac{PQ_j}{\Pi_j} = \frac{1 - MPC_j - \frac{\lambda_j P^K k_j}{PQ_j}}{MPC_j}$$

y se sustituye en la ecuación para el markup salarial negociado:

$$\frac{w_j - A}{w_j} = \frac{1}{e_{\xi w} + \frac{1}{\beta_j MPC_j} \left(1 - MPC_j - \frac{\lambda_j P^k k_j}{PQ_j} \right)} \quad [2]$$

se puede obtener el margen salarial como función de la elasticidad de la probabilidad de supervivencia, del poder de monopolio en el mercado del producto, de la intensidad del capital y del poder sindical. La derivada del margen salarial con respecto al margen precio-coste es inequívocamente positiva, esto es, cuanto mayor sea el margen, más posibilidades tienen los sindicatos de apropiarse de parte del excedente derivado del ejercicio del poder de mercado, aumentando el markup salarial:

$$\frac{\partial \left(\frac{w_j - A}{w_j} \right)}{\partial MPC_j} = \frac{1 - \frac{\lambda_j P^k k_j}{PQ_j}}{\beta MPC_j^2 \left\{ e_{\xi w} + \frac{1}{\beta_j MPC_j} \left(1 - MPC_j - \frac{\lambda_j P^k k_j}{PQ_j} \right) \right\}^2} > 0$$

La maximización del beneficio por parte de la empresa, tomando como dado el salario negociado y obviando, por simplicidad, los costes financieros, se puede formular mediante la ecuación [1] de comportamiento para el margen del precio sobre los costes medios de producción de largo plazo:

$$MPC_j = \frac{PQ_j - w_j L_j - \lambda_j P^k k_j}{PQ_j} = \left[1 - FC_j + FC_j \frac{\alpha_j}{\eta} \right] + FC_j \frac{1 - \alpha_j}{\eta} s_j \quad [1']$$

Utilizando las ecuaciones [1'] y [2], es obvio como margen precio coste y margen salarial tienen como determinantes comunes un conjunto de variables que

pueden considerarse exógenas, como la elasticidad de la demanda de mercado, el comportamiento o las características tecnológicas:

$$MPC_j = \varphi (FC_j , \alpha_j , \eta , s_j)$$

$$\frac{w_j - A}{w_j} = \psi (FC_j , \alpha_j , \eta , s_j , \frac{\lambda_j P^k k_j}{PQ_j} , e_{tw} , \beta)$$

Esta es la razón que puede explicar la existencia de cierta correlación positiva entre margen precio-coste y margen salarial, dado que, en la especificación de una ecuación para el margen precio coste, se omiten habitualmente ciertas variables inobservables, como elasticidad de demanda o perturbaciones inobservables que afecten a ambas ecuaciones, que son también explicativas del margen salarial.

Así y en el contexto de modelos right to manage, aún no existiendo razones de carácter estrictamente teórico que hagan defendible la presencia de las variables resultado de la negociación salarial en la empresa en la especificación de una ecuación para el margen, la inclusión en dicha ecuación del margen salarial y la exclusión, por ejemplo, de la elasticidad de la demanda, justificaría la posible existencia de cierta correlación positiva entre ambos márgenes.

.- MODELOS DE NEGOCIACIÓN EFICIENTE

Si el proceso de negociación en la empresa es eficiente, esto es, si los sindicatos participan en la determinación del nivel de empleo, el supuesto de salario predeterminado es inadecuado y, como se verá a continuación, el margen precio coste en industrias oligopolísticas depende del tamaño de las rentas

salariales relativo al valor de las ventas, del mark-up salarial y de la elasticidad de sustitución en las preferencias de los sindicatos entre salarios y niveles de empleo. Así, si la negociación se realiza fuera de la curva de demanda de trabajo, margen precio-coste y margen salarial están negativamente correlacionados, de modo que la negociación sobre niveles de empleo restringe las posibilidades para el ejercicio del poder de monopolio respecto a las existentes en el caso de costes laborales predeterminados.

Para estudiar el impacto de la negociación eficiente sobre los márgenes de largo plazo, se generalizará el modelo aplicable a las decisiones empleo-salarios de corto plazo planteado por Dowrick (1990), extensión, a su vez, del modelo clásico de negociación eficiente de McDonald y Solow (1981).

El proceso de negociación eficiente a nivel de empresa, puede representarse por la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \text{Max } \Omega &= \Pi_j(L_j, k_j, w_j, \lambda_j) \quad V(L_j, w_j) \\ &\{ w_j, L_j \} \end{aligned}$$

El beneficio de largo plazo de la empresa j , $\Pi_j(\cdot)$, se define como:

$$\Pi_j = P Q_j(L_j, k_j) - w_j L_j - \lambda_j P^k k_j$$

donde $P(Q)=P(\Sigma Q_i)$ es la función inversa de demanda de mercado, $Q_j(L_j, k_j)$ es la función de producción, que se supondrá localmente homogénea de grado FC_j en un entorno de Q_j y donde, por simplicidad expositiva, se obvian los costes

financieros. La función de utilidad del sindicato que opera en la empresa, $V_j(\cdot)$, viene dada por:

$$V_j = L_j [u(w_j) - u(A)]$$

donde $u(\cdot)$ recoge la actitud ante el riesgo de un trabajador típico y A es la renta alternativa real de un trabajador que pierda su empleo.

Los niveles de empleo y salario negociados deberán satisfacer:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \log \Omega}{\partial w_j} = 0 &\Rightarrow \frac{\Pi_j}{E_j} = \frac{u(w_j) - u(A)}{\frac{du}{dw_j}} \\ \frac{\partial \log \Omega}{\partial L_j} = 0 &\Rightarrow \frac{\Pi_j}{L_j} = w_j - \text{IMg}_{L_j} \end{aligned}$$

siendo IMg_{L_j} el ingreso marginal del trabajo:

$$\text{IMg}_{L_j} = P \frac{\partial Q_j}{\partial L_j} + Q_j \frac{\partial P}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial Q_j} \frac{\partial Q_j}{\partial L_j} \Rightarrow \text{IMg}_{L_j} = P \left\{ 1 - \frac{\alpha_j + s_j(1 - \alpha_j)}{\eta} \right\} \frac{\partial Q_j}{\partial L_j}$$

donde α_j es la elasticidad conjetural, η la elasticidad de la demanda de mercado y s_j la cuota de mercado de la empresa j .

El resultado de la negociación eficiente queda resumido en la curva de contrato:

$$w_j = \text{IMg}_{L_j} + \frac{u(w_j) - u(A)}{\frac{du}{dw_j}} \Rightarrow w_j = \text{IMg}_{L_j} + e_\xi(w_j) (w_j - A)$$

donde $e_{\xi}(w_j)$ es la elasticidad del premio salarial, $W_j = w_j - A$, respecto al empleo, manteniendo constante el nivel de utilidad:

$$dV = \frac{\partial V}{\partial L_j} dL_j + \frac{\partial V}{\partial w_j} dw_j = 0 \implies e_{\xi}(w_j) = \frac{u(w_j) - u(A)}{\frac{\partial u}{\partial w_j}(w_j - A)}$$

El valor de la elasticidad de sustitución entre premio salarial y empleo indica el tipo de actitud ante el riesgo de los sindicatos. Un valor unitario (mayor que la unidad) representa neutralidad (adversidad) ante el riesgo, así que la curva de contrato será vertical (cóncava) en el plano (L, w) .

Por una parte, la maximización del beneficio exige que el ingreso marginal del capital, IMg_{k_j} , sea igual a su coste marginal:

$$IMg_{k_j} = P \left\{ 1 - \frac{\alpha_j + s_j(1 - \alpha_j)}{\eta} \right\} \frac{\partial Q_j}{\partial k_j} = \lambda_j P^k$$

Por otra, si $Q_j = Q_j(L_j, k_j)$ es una función de producción localmente homogénea entonces:

$$FC_j(Q_j) = \frac{L_j \frac{\partial Q_j}{\partial L_j} + k_j \frac{\partial Q_j}{\partial k_j}}{Q_j} \quad [x]$$

Despejando las productividades marginales de trabajo y capital, respectivamente, en la ecuación de la curva de contrato y en la condición de primer orden de la maximización del beneficio para el capital:

$$\frac{\partial Q_j}{\partial L_j} = \frac{1}{P \left\{ 1 - \frac{\alpha_j + s_j(1-\alpha_j)}{\eta} \right\}} \{ w_j - e_\xi(w_j) (w_j - A) \}$$

$$\frac{\partial Q_j}{\partial K_j} = \frac{1}{P \left\{ 1 - \frac{\alpha_j + s_j(1-\alpha_j)}{\eta} \right\}} \lambda_j P^k$$

y sustituyendo en la expresión [x], se obtiene la ecuación para el margen del precio (MPC^e) sobre los costes medios de largo plazo si la negociación es eficiente para una empresa que opere en un mercado oligopolístico:

$$\frac{PQ_j - w_j L_j - \lambda_j P^k k_j}{PQ_j} = [1 - FC_j + FC_j \frac{\alpha_j}{\eta}] + FC_j \frac{1-\alpha_j}{\eta} s_j - e_\xi(w_j) \frac{L_j(w_j - A)}{PQ_j}$$

Así, si los sindicatos negocian el nivel de empleo, aparte de los determinantes habituales del margen, se debe incluir la elasticidad de la probabilidad de supervivencia en la empresa, e_ξ , el porcentaje que representan las rentas salariales respecto de los ingresos, $w_j L_j / PQ_j$, y el margen salarial respecto de la renta alternativa, $(w_j - A) / w_j$:

$$MPC_j^e = [1 - FC_j + FC_j \frac{\alpha_j}{\eta}] + FC_j \frac{1-\alpha_j}{\eta} s_j - e_\xi(w_j) \frac{w_j L_j}{PQ_j} \frac{(w_j - A)}{w_j} \quad [3]$$

Concluyendo, en el caso de que la negociación sea eficiente margen precio coste y margen salarial estarán negativamente correlacionados. La explicación intuitiva de este resultado es que la negociación sobre los niveles de empleo limita las posibilidades de la empresa para obtener altos márgenes, dado que altos precios para el producto implicarían menores ventas y, por tanto, menor empleo.

La realidad, sin embargo, no parece corroborar la teoría por la cual la negociación sindical se refiere, en general, tanto a salarios como a empleo (excepto quizás en el caso de riesgo inminente para los trabajadores de cierre de la empresa). Además, como Layard, Nickell y Jackman (1991) ponen de manifiesto, si los trabajadores desempleados pierden su derecho al voto en el sindicato y su relación con la empresa, entonces el proceso de negociación eficiente converge a una situación donde los sindicatos no participan en la determinación del nivel de empleo y la negociación se produce sobre la curva de demanda de trabajo.

Resumiendo, si el salario está predeterminado porque el mercado de trabajo es perfectamente competitivo, ningún margen salarial observado, que únicamente podría ser atribuido a diferencias compensatorias competitivas, debería ser significativo en la ecuación del margen precio-coste. Si el salario es predeterminado pero ha sido negociado, puede producirse tanto una no significatividad como una correlación positiva, motivada por posibles problemas de variables omitidas. Por el contrario, si es el modelo de negociación eficiente el que opera en el mercado de trabajo, ambos márgenes deberían estar negativamente correlacionados.

Cabe señalar, por último, que en ninguno de los modelos anteriores se ha contemplado la posibilidad de interdependencia estratégica entre las empresas. Recientemente, algunos trabajos han empezado a incluir modelos explícitos de comportamiento estratégico en su análisis sobre los resultados de la negociación salarial, aunque sus predicciones teóricas son difíciles de contrastar dada la dificultad para incluir en las especificaciones empíricas determinados aspectos de la conducta empresarial. Dowrick(1989), por ejemplo, establece ciertas relaciones entre el comportamiento de los oligopolistas en el mercado del

producto y los salarios resultantes según cual sea el modelo de negociación. Un aumento del grado de colusión provocará mayores márgenes y mayores salarios en el caso de negociación eficiente. Sin embargo, predice para el caso de que la negociación se refiera únicamente al salario una relación en forma de U invertida: si crece la colusión entre las empresas, las cuotas de mercado son más sensibles a las diferencias de costes y cada sindicato tiene mayor incentivo a reclamar menores salarios. Así, se obtiene un salario mínimo para los casos extremos de competencia y monopolio colusivo. Otros trabajos en esta línea recientemente emprendida son Padilla, Bentolila y Dolado (1994) y Petrakis y Vlassis (1994).

I.1.3.- DISCUSIÓN DE ALGUNOS PROBLEMAS RELACIONADOS CON EL GRADO DE OBSERVABILIDAD DEL MARGEN PRECIO-COSTE

Los distintos modelos teóricos repasados establecen una ecuación de comportamiento para el margen del precio sobre los costes medios de largo plazo [MPC = $\varphi(\cdot)$] aunque, en general, no es posible la observación de los últimos. Así, la correcta especificación de un modelo que explique los márgenes exige la inclusión de una serie de factores que controlen el hecho de que la variable observable (margen del precio sobre el coste variable medio a corto plazo, MPCVM) no se corresponde exactamente con la variable relevante desde el punto de vista de la teoría económica (margen del precio sobre el coste medio de largo plazo, MPC).

Si se descompone el margen del precio sobre el coste medio del siguiente modo:

$$\frac{P - CM_j}{P} = \frac{P - CM_j^c}{P} - \frac{CM_j - CM_j^c}{P} = \frac{P - CVM_j}{P} - \frac{CFM_j}{P} - \frac{CM_j - CM_j^c}{P}$$

donde CM^c son los costes medios de corto plazo, CFM los fijos (costes de capital) medios y CVM los variables medios, entonces:

$$\frac{P - CVM_j}{P} = \frac{P - CM_j}{P} + \frac{CFM_j}{P} - \frac{CM_j^c - CM_j}{P} = MPC_j + \frac{CFM_j}{P} - \frac{CM_j^c - CM_j}{P}$$

esto es:

$$MPCVM_j = \varphi_j(\cdot) + \frac{\lambda_{Bj} P_0^k k_j}{Q_j} \frac{1}{P} - \frac{CM_j^c - CM_j}{P} \quad [4]$$

La ecuación [4] pone de manifiesto que, si la variable observable es el margen del precio sobre el coste variable medio de corto plazo, se debe incluir en el modelo, aparte de las variables contenidas en $\varphi(\cdot)$, los costes de capital sobre el valor de las ventas $\lambda_B(P^K/PQ)$ y la diferencia entre los costes medios a largo y a corto como variables de corrección.

Con respecto a la diferencia entre los costes medios de largo y corto plazo, el coste medio a largo plazo (CM) siempre es inferior al de corto (CM^c), excepto para aquel nivel de producción ("óptimo de explotación"⁴) para el cual la cantidad de factores fijos y cuasifijos es aquélla que se elegiría, si fuera posible, en el largo plazo. Entonces, el tamaño de la diferencia entre costes medios a largo y a corto tiene mucho que ver con el grado de utilización de la capacidad instalada en la empresa.

Así, se debería encontrar un signo negativo asociado a esta variable de corrección, si es que las empresas no están operando en sus "óptimos de explotación", y esto independientemente de cual sea el tipo de rendimientos de escala que presente su tecnología: tanto si los rendimientos de escala son constantes a largo plazo como si no, el signo esperado para la variable que corrige por el grado de utilización de la capacidad es siempre no positivo.

Dada la ausencia de información directa sobre las variables de corrección, se dedicará una parte importante del capítulo III a estudiar cual es el mejor modo posible, con los datos disponibles, de aproximarlas.

⁴ Aunque, para el corto plazo, normalmente se conoce como óptimo de explotación el nivel de producción que minimiza los costes medios a corto, se utilizará ese término para denotar aquel nivel de producción que, para cada stock de factores fijos y cuasifijos, hace que costes medios a largo y a corto sean iguales.

Un tema de interés, que aparece de un modo recurrente en la literatura sobre márgenes y beneficios, es la discusión sobre si deben descontarse en el cómputo de los mismos los gastos que deriven en la creación de activos intangibles (véase, por ejemplo, Bloch (1974) o Fisher y McGowan (1983)). Como pone de manifiesto Salas (1991), el problema radica en que cuando no se capitalizan adecuadamente los gastos en intangibles de modo que se impute su depreciación como coste del periodo, ignorando el carácter de inversión de estos activos, pueden introducirse sesgos de sobreestimación en el cálculo del margen precio-coste, entendido éste como una medida de rentabilidad. Estos errores serán de especial importancia en aquéllos análisis que pretendan comparar rentabilidades intersectoriales, interempresariales y/o temporales, si es que no se corrige por las diferencias en el stock de activos intangibles.

Sin embargo y como muestra Martín (1990), si se está interesado en estudiar el ejercicio del poder de mercado (que no el beneficio), medido a través de la capacidad de elevar el precio por encima del coste marginal, aunque la empresa realice gastos que deriven en la creación de activos intangibles, no deben ser incluidos en el cómputo del margen. La determinación del volumen óptimo de dichos gastos, por ejemplo publicidad que aumente la demanda a la empresa y gastos en I+D reductores de costes, es simultánea a la determinación del margen precio coste. Así, los únicos costes que deberían incorporarse en la definición del margen son los de producción.

I.2.- DETERMINANTES DE LA CUOTA DE MERCADO

El objeto de este epígrafe es revisar algunas formulaciones teóricas sencillas que permitan establecer ciertas pautas respecto a cuáles son los principales factores que intervienen en la determinación de la cuota que la empresa tiene en los mercados en que opera. Asumiendo de antemano la imposibilidad de obtener un modelo teórico cerrado para la cuota de mercado, la discusión se realizará en el marco de varios modelos parciales. En primer lugar, se analizará el caso de mercados de producto homogéneo, estableciendo, en segundo lugar, el impacto que la diferenciación del producto tiene sobre la participación de la empresa en la industria.

En la literatura apenas existen estudios que aborden como tema central la discusión de los determinantes de la cuota de mercado. Así, se pueden destacar, para el caso de mercados de producto homogéneo el artículo clásico de Clarke y Davies (1982) y, para el de mercados de producto diferenciado, Sutton (1990) y Roberts y Samuelson (1988). En Martin (1990) puede encontrarse uno de los pocos trabajos empíricos que tiene como objetivo central la explicación de las cuotas de mercado.

I.2.1.- CUOTA EN EL CONTEXTO DE MERCADOS DE PRODUCTO HOMOGÉNEO

La condición de primer orden de la maximización del beneficio para una empresa que opera en un mercado oligopolístico de producto homogéneo, donde el número de empresas N está dado y donde cada empresa se comporta tomando como dadas las cantidades producidas por las demás, esto es, para el equilibrio de Cournot, viene dada por:

$$P\left[1 - \frac{1}{\eta} s_j\right] = C_j$$

donde j es el subíndice de empresa, $P(Q) = P(\sum Q_j)$ la función inversa de demanda de mercado, η la elasticidad de la demanda de mercado, $s_j = Q_j/Q$ la cuota de mercado de la empresa j y $C_j(Q_j)$ su coste marginal. Despejando s_j :

$$s_j = \eta \left[1 - \frac{C_j}{P}\right] \quad [x i]$$

y sumando para todo j , se obtiene una expresión para el precio de mercado P que, sustituyendo en [xi]:

$$s_j = \frac{1}{N} + \left[\eta - \frac{1}{N}\right] \left[1 - \frac{\sum_{j=1}^N C_j}{N P}\right]$$

genera la ecuación para la cuota de mercado en el equilibrio de Cournot como función del número de empresas que operan en el mercado, N , de la elasticidad de

la demanda, η , y de la eficiencia relativa de la empresa respecto de la media de la industria, en términos de costes marginales, $((\Sigma C_j/N) - C_j)/\Sigma C_j/N$. Si no existen asimetrías de costes, cada empresa abastece N -ésima parte del mercado, siendo las cuotas de todas ellas iguales. Si, por el contrario, las empresas presentan distinta estructura de costes (variables), cuanto más eficiente sea la empresa mayor será su cuota de mercado. Así, si la empresa es más eficiente que la media del sector en el que opera, el indicador de eficiencia tomará un valor positivo y ésta abastecerá una porción del mercado superior a $1/N$. Además, el impacto de la eficiencia diferencial sobre la cuota será mayor cuanto más elástica sea la demanda y cuanto mayor sea el número de empresas que operan en el mercado.

Para el caso en que se suponga la existencia de interdependencia estratégica entre las empresas, el procedimiento de análisis tradicionalmente se ha basado en diversos intentos de parametrizar el comportamiento a través de las conjeturas. Así, la condición de primer orden de la maximización del beneficio para una empresa que opera en un mercado oligopolístico es:

$$P[1 - \frac{1}{\eta} s_j (1 + \lambda_j)] = C_j \quad [xii]$$

donde λ_j la respuesta conjetural de la empresa j , que se supone idéntica respecto a todos los rivales y que puede definirse en función de la elasticidad conjetural, α_j , y de la cuota de mercado:

$$\lambda_j = \sum_{i \neq j} \frac{\partial Q_i}{\partial Q_j} = \sum_{i \neq j} \alpha_j \frac{Q_i}{Q_j} = \alpha_j [\frac{1}{s_j} - 1] \quad \text{donde } \alpha_j = \frac{\partial Q_i}{\partial Q_j} \frac{Q_j}{Q_i} \quad 0 < \alpha_j < 1$$

Sustituyendo en [xii], se puede expresar la condición de primer orden de la maximización del beneficio en función de la elasticidad conjetural:

$$P \left\{ 1 - \frac{1}{\eta} [s_j(1-\alpha_j) + \alpha_j] \right\} = C_j$$

Despejando s_j :

$$s_j = \frac{-\alpha_j}{1-\alpha_j} + \frac{\eta}{1-\alpha_j} \left[1 - \frac{C_j}{P} \right] \quad [\text{xiii}]$$

y sumando para todo j , se obtiene una expresión para el precio de mercado P :

$$P = \frac{\eta \sum_{j=1}^N \frac{C_j}{1-\alpha_j}}{\sum_{j=1}^N \left[\frac{\eta - \alpha_j}{1-\alpha_j} \right] - 1}$$

que, sustituyendo en [xiii], genera la ecuación para la cuota de mercado de la empresa, en el caso de que ésta opere en mercados de producto homogéneo:

$$s_j = \frac{-\alpha_j}{1-\alpha_j} + \frac{\eta}{1-\alpha_j} \left[1 - \frac{C_j \left(\sum_{j=1}^N \left[\frac{\eta - \alpha_j}{1-\alpha_j} \right] - 1 \right)}{\eta \sum_{j=1}^N \frac{C_j}{1-\alpha_j}} \right] \quad [5]$$

La ecuación [5] pone de manifiesto cómo la cuota que la empresa tiene en mercados de producto homogéneo depende de la elasticidad de la demanda, del comportamiento estratégico, modelizado a través de la elasticidad conjetural, de todas las empresas que operan en la industria y de la estructura de costes

marginales del sector. Si cada empresa considera que las otras no van a reaccionar ante modificaciones en su propio output, ($\alpha_j=0$, $\forall j$), se obtiene entonces la cuota de mercado en el equilibrio de Cournot.

Para casos distintos al de Cournot, la complejidad de la expresión [5] hace conveniente imponer algún tipo de supuesto simplificador por el lado del comportamiento. La solución aportada por la literatura, véase Clarke y Davies (1982), pasa por una parametrización de las conjeturas que supone una elasticidad conjetural, α , común para todas las empresas pertenecientes a un mismo sector. Esta solución constituye a priori una simplificación atractiva pero, sin embargo y como se verá a continuación, el supuesto de simetría en el comportamiento selecciona un conjunto muy particular de equilibrios, que es especialmente dramático en el caso de sectores en los que operen empresas con costes marginales distintos.

La ecuación para la cuota de mercado en el caso de elasticidad conjetural constante viene dada por:

$$s_j = \frac{1}{N} + \left(\frac{\eta - \alpha}{1 - \alpha} - \frac{1}{N} \right) \left\{ 1 - \frac{C_j}{\frac{\sum_{j=1}^N C_j}{N}} \right\}$$

donde α representa el grado de colusión implícita inherente al mercado, siendo los dos casos extremos el de Cournot (colusión nula con $\alpha=0$) y el de colusión eficiente (colusión perfecta con $\alpha=1$). Sin embargo, en el caso de colusión perfecta con $\alpha=1$, el equilibrio está garantizado únicamente si, o bien no existen asimetrías de costes, o bien opera una única empresa en la industria.

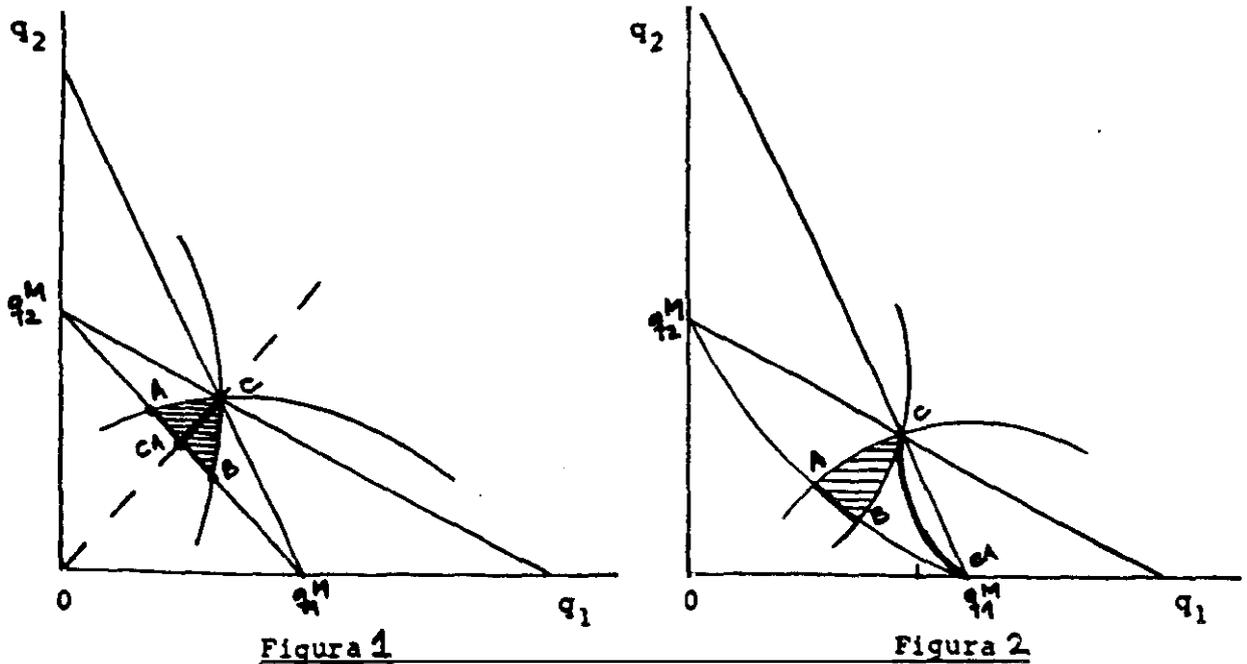
Si no existe asimetría de costes y se supone α común a todas las empresas, entonces no existe razón alguna que justifique asimetría en cuotas, siendo el reparto del mercado igualitario, independientemente de cual sea el grado de colusión del mismo.

Por el contrario, en el caso en que existan asimetrías de costes, el grado en que éstas se trasladan a asimetrías en las cuotas de mercado depende de la magnitud de la elasticidad de la demanda y de la colusión implícita del mercado. El impacto de los costes sobre la cuota de mercado es el esperado, esto es, un aumento de la eficiencia relativa de la empresa aumenta su cuota de mercado en una cuantía que depende positivamente del número de empresas que operan en el mercado y de la elasticidad de la demanda. Además, el supuesto de elasticidad conjetural constante implica también que el impacto de la eficiencia es mayor cuanto más grande sea el grado de colusión. Sin embargo, al menos intuitivamente, uno esperaría que la colusión suavizase el impacto de la eficiencia sobre las cuotas de mercado de las empresas.

Como ya se adelantó, el problema fundamental radica en que la modelización de la elasticidad conjetural constante selecciona un conjunto de equilibrios muy particular, que es especialmente insatisfactorio para el caso de oligopolios con asimetría de costes (ver Jaumandreu (1987)).

Las figuras 1 y 2, de la página siguiente, ilustran los equilibrios correspondientes a distintos valores de α , en el caso de un duopolio con costes marginales constantes que se enfrenta a una función de demanda de mercado lineal, según que se supongan costes marginales iguales (figura 1) o distintos (figura 2). Los puntos C y CA representan, respectivamente, los equilibrios de Cournot y Colusión. Si los costes marginales de las empresas coinciden, la solución de

colusión perfecta supone que ambas empresas se reparten el mercado. En el caso de asimetría de costes, por el contrario, la maximización del beneficio total de la industria implica la salida del mercado de la empresa menos eficiente. El segmento CCA recoge los equilibrios seleccionados bajo el supuesto de constancia en la elasticidad conjetural, según se asignen valores a α en el intervalo $(0,1)$, mientras que el área rayada incluida en la lente formada por las isobeneficio representa combinaciones de output que mejoran los beneficios de ambas empresas respecto a los obtenidos para el equilibrio de Cournot.



Como puede apreciarse en las figuras correspondientes, mientras que para el caso de costes marginales iguales para ambas empresas el segmento CCA pertenece al área rayada, en el caso de asimetría de costes la senda de equilibrios que selecciona el supuesto de elasticidad conjetural constante es muy

poco satisfactoria, dado que la cooperación no parece sostenible en la medida en que implica pérdida de beneficios respecto a la situación de Cournot para la empresa más ineficiente. Así, excepto para el caso trivial de modelos de oligopolio simétricos en costes, que probablemente tienen poca relevancia empírica, la simplificación que implica una modelización de la elasticidad conjetural constante genera unos resultados que pueden ser incompatibles con la racionalidad de los agentes, bajo la ausencia de pagos compensatorios.

El abandono del supuesto de simetría en el comportamiento imposibilita la obtención de predicciones teóricas de carácter general respecto a si el ejercicio del poder de mercado aumenta o reduce el impacto de la eficiencia sobre la cuota de mercado.

Sin embargo y como se verá a continuación, parece razonable esperar que la cooperación entre las empresas les lleve a algún punto situado en el arco AB. Llamando q_1^M y q_2^M a las cantidades producidas por cada una de las empresas en una situación de monopolio, la curva que une dichos puntos constituye la llamada frontera de Pareto en el espacio de los outputs, definida ésta como la producción que maximiza el beneficio de una de las empresas dado el beneficio de la otra:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{(q_1, q_2)} \quad & \pi_1 = (P(Q) - C_1) q_1 \\ \text{s. a. :} \quad & (P(Q) - C_2) q_2 \geq \bar{\pi}_2 \end{aligned}$$

donde C_1 y C_2 son los costes marginales de las empresas 1 y 2, respectivamente, ($C_1 < C_2$) y $\bar{\pi}_2$, el beneficio objetivo para la empresa 2. Alternativamente, si γ es el multiplicador de Lagrange:

$$\underset{(q_1, q_2)}{\text{Max}} \quad \Omega = (P(Q) - C_1) q_1 - \gamma [\bar{\pi}_2 - (P(Q) - C_2) q_2]$$

de modo que las combinaciones de outputs (q_1, q_2) habrán de cumplir:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Omega}{\partial q_1} = 0 & \implies [P(Q) - C_1] + q_1 \frac{\partial P}{\partial q_1} + \gamma q_2 \frac{\partial P}{\partial q_1} = 0 \\ \frac{\partial \Omega}{\partial q_2} = 0 & \implies q_1 \frac{\partial P}{\partial q_2} + \gamma [P(Q) - C_2] + \gamma q_2 \frac{\partial P}{\partial q_2} = 0 \end{aligned}$$

que, suponiendo la función de demanda lineal $P(Q)=a-b(q_1+q_2)$, genera la siguiente ecuación implícita para la frontera de Pareto:

$$(a - 2bq_1 - bq_2 - C_1) (a - bq_1 - 2bq_2 - C_2) - b^2 q_1 q_2 = 0$$

Schmalensee (1987a) demuestra la convexidad de esta frontera de beneficios o frontera de Pareto en el espacio de las producciones en el caso de costes marginales constantes pero distintos. Suponiendo una industria donde opera una empresa con costes marginales $C_1=(1-\theta_1)$ junto con N empresas idénticas menos eficientes con costes marginales $C_2=(1-\theta_2)$, donde $\theta_i \in (0,1)$ y $\theta_2 < \theta_1 < 2\theta_1$, y donde la función de demanda de mercado tiene los parámetros $a=b=1$, obtiene la siguiente ecuación para la frontera de Pareto:

$$q_2 = \left\{ (2\theta_1 + \theta_2) - \left[(2\theta_1 - \theta_2)^2 - 8q_1 (\theta_1 - \theta_2) \right]^{1/2} \right\} \frac{1}{4N} - \frac{q_1}{N}$$

En la misma línea y para el caso de dos empresas, Tirole (1990) demuestra la convexidad de la frontera de Pareto en el espacio de los beneficios. Además, obtiene la cuota de mercado de la empresa más ineficiente como una función creciente del precio del mercado y de su beneficio objetivo, apareciendo una tensión entre la eficiencia agregada, que supondría la salida del mercado de la empresa ineficiente, y el reparto de beneficios.

Las combinaciones de output en AB parecen un caso muy obvio de equilibrios a ser considerados puesto que, perteneciendo a la frontera de Pareto, suponen una mejora de los beneficios de ambas empresas respecto a los obtenidos en el equilibrio de Cournot. Un resultado más general, que puede encontrarse en Tirole (1990), es que cuando las empresas compiten con estrategias "tipo espoleta", esto es, si la alternativa a mantenerse en la frontera es el equilibrio de Bertrand con beneficios nulos, entonces existe un conjunto más amplio de puntos de la frontera de Pareto que pueden considerarse equilibrios sostenibles. En particular, dada una asignación eficiente, y dadas unas estrategias que consisten en cumplir el acuerdo si la otra cumple y penalizar las desviaciones cargando un precio igual al coste marginal, de modo que se revierta definitivamente a la situación de Bertrand, un acuerdo eficiente será siempre sostenible, excepto que sea "demasiado injusto" para una de las empresas.

Así, los resultados de la cooperación entre las empresas dependerán de la tensión entre, por una parte, las ganancias potenciales de racionalizar la producción incrementando la participación en el mercado de la empresa más eficiente y, por otra, de la capacidad de amenaza de las empresas con costes más altos. Dadas estas consideraciones, parece razonable que la colusión suavice el impacto sobre la cuota de mercado de la eficiencia, respecto a los resultados que se obtendrían en una situación de competencia.

I.2.2.- CUOTA EN EL CONTEXTO DE MERCADOS DE PRODUCTO DIFERENCIADO

El supuesto de homogeneidad del producto es poco realista en la práctica, dado que, incluso para industrias donde las empresas producen bienes muy similares, tanto la existencia de costes de transporte, que introducen diferenciación dependiendo de la ubicación de la empresa, como la competencia a través de mecanismos distintos del precio, por ejemplo vía publicidad y gastos en investigación y desarrollo, pueden hacer que bienes idénticos sean percibidos como diferenciados por los consumidores. El abandono del supuesto de homogeneidad introduce dificultades adicionales en la modelización de la cuota de mercado. Puesto que cada empresa se enfrenta a su propia curva de demanda y es monopolista de su propio producto, ninguna empresa ofrecerá el mismo bien que otra, surgiendo así, por una parte, una indeterminación en la definición de la industria respecto a la que referir la producción de la empresa y, por otra, toda una serie de efectos cruzados entre empresas que ofrecen bienes sustitutos cercanos. Así, excepto que se explicita para el caso de cada mercado concreto la estructura de la demanda, resulta imposible la obtención de una ecuación teórica para la cuota de mercado similar a la ecuación [5], válida en el contexto de mercados de producto homogéneo.

La aproximación utilizada para estudiar el impacto de la diferenciación sobre la cuota de mercado de la empresa es muy simple. Partiendo de los modelos clásicos de diferenciación espacial y suponiendo los precios como variables de decisión, se definirá un equilibrio de Nash en precios similar al obtenido para el caso de Cournot en cantidades. De este modo, se supondrá que cada empresa se comporta tomando los precios de las demás como dados, obviando así cualquier problema de interdependencia estratégica, con el fin de centrar la discusión en

la obtención de alguna predicción teórica sobre el efecto de eficiencia y diferenciación sobre la cuota.

Como es bien conocido, el modelo más simple de diferenciación espacial, introducido por Hotelling en 1929, supone que consumidores y productores están distribuidos a lo largo de una línea recta, que puede ser interpretada bien en un sentido estrictamente físico-geográfico, bien en sentido figurativo como el espacio de características de los bienes y preferencias de los consumidores. Cada empresa ofrece un único producto, esto es, está ubicada en una única posición, y cada consumidor elige comprar, para precios iguales, a la empresa que está más cercana. Los productos ofrecidos por las distintas empresas son físicamente iguales y la diferenciación se introduce en el modelo a través de los costes de transporte. Además, se supone que el mercado está cubierto (los precios son lo suficientemente bajos en relación al excedente obtenido por el consumidor que compra el bien) y que ambas empresas tienen demandas no nulas (los precios no difieren tanto como para que una empresa no venda). La línea tiene longitud unitaria y los consumidores, distribuidos a lo largo de ésta uniformemente con densidad 1, realizan demandas unitarias (consumen 1 o 0 unidades).

Suponiendo que en el mercado operan dos empresas, cada una de ellas situada en uno de los extremos de la línea, las funciones de demanda a cada empresa vienen dadas por la siguiente expresión (véase, por ejemplo, Tirole 1990):

$$y_1(p_1, p_2) = \frac{p_2 - p_1 + t}{2t}$$

$$y_2(p_1, p_2) = \frac{p_1 - p_2 + t}{2t}$$

donde el subíndice se refiere a la empresa, y_j ($j=1,2$) es la demanda a la empresa j , p_j es el precio cobrado por la empresa j y t es el coste de transporte por unidad de distancia. El parámetro t mide el grado de diferenciación del producto. Cuanto mayores sean los costes de transporte, más cautiva será la clientela cercana a cada empresa, surgiendo así cierto poder de monopolio que permite elevar el precio. Por el contrario, si $t=0$ no existe diferenciación y, en la medida en que cualquier consumidor puede comprar a cualquier empresa sin incurrir en costes de transporte, el resultado alcanzado será el correspondiente al equilibrio de Bertrand.

La función de beneficios de la empresa j viene dada por la siguiente expresión:

$$\Pi_j(p_j, p_i) = p_j \frac{p_i - p_j + t}{2t} - CT_j(y_j(p_j, p_i, t))$$

donde $CT_j(y_j)$ es la función de costes totales de la empresa j . Supuesto que cada empresa maximiza su beneficio tomando como dado el precio de la otra, la condición de primer orden exige que:

$$p_j = \frac{p_i + C_j + t}{2}$$

siendo C_j el coste marginal de producción de la empresa j . Así, el precio cobrado por la empresa j , tomando como dadas las características del producto (localizaciones), correspondiente al equilibrio de Nash para el juego estático de competencia en precios es:

$$p_j = C_j + \frac{1}{3}(C_i - C_j) + t \quad j, i=1, 2, \quad j \neq i$$

donde puede observarse cómo el precio depende de los costes marginales de la empresa, de su eficiencia relativa y del grado de diferenciación del producto. Si no existe asimetría de costes, $C_j = C_i$, ambas empresas cobrarán el mismo precio, que excederá el coste marginal de producción en una cuantía igual a los costes de transporte. Por el contrario, si hay asimetría en costes, la empresa más eficiente cobrará un precio más bajo, aunque el diferencial de precios será inferior al diferencial de costes, suavizando así la diferenciación los efectos de la eficiencia sobre los precios. Mientras que la empresa más eficiente establece un precio por encima de su coste marginal más los costes de transporte, aunando las ventajas de la diferenciación a las de la eficiencia, la más ineficiente cobra un precio por debajo de su coste marginal más los costes de transporte, de modo que su ineficiencia relativa absorbe parte de las ventajas de la diferenciación:

$$C_j < C_i \Rightarrow p_j < p_i$$

$$1) p_j > C_j + t$$

$$2) p_i < C_i + t$$

La cuota de mercado de cada empresa se obtiene sustituyendo en las funciones de demanda los precios de equilibrio:

$$s_j = \frac{1}{6t} (C_i - C_j) + \frac{1}{2}$$

donde puede observarse como la empresa más eficiente, que cobrará un precio más bajo, obtendrá mayor cuota de mercado.

El impacto de la eficiencia sobre la cuota que la empresa tiene en los mercados en que opera es positivo, aunque decreciente con el grado de diferenciación del producto:

$$\frac{\partial s_j}{\partial (C_i - C_j)} = \frac{1}{6t}$$

Este resultado tiene su explicación en el hecho de que un aumento del grado de diferenciación del producto aumenta la cuota de la empresa más ineficiente:

$$\frac{\partial s_j}{\partial t} = - \frac{1}{6t^2} (C_i - C_j)$$

esto es, el poder de mercado asociado a la diferenciación del producto suaviza el impacto que sobre la cuota de mercado tiene la eficiencia diferencial.

Resumiendo, para el caso de mercados de producto diferenciado el impacto de la eficiencia sobre la cuota de mercado es positivo pero menor cuánto mayor sea el grado de diferenciación del producto.

CAPÍTULO II

TRANSICIÓN AL MODELO EMPÍRICO

II.1.- REVISIÓN DE LA LITERATURA EMPÍRICA SOBRE MÁRGENES Y CUOTAS

El margen del precio sobre el coste marginal de producción junto con la cuota que la empresa tiene en los mercados en que opera son las variables que quizás mejor reflejan el resultado de la conducta estratégica de las empresas. Además y dado que ambas variables se determinan simultáneamente, a priori parece natural considerar la modelización de una ecuación para la cuota junto con la del margen. Como se verá a continuación, mientras que la literatura empírica sobre márgenes es prolífica, existen muy pocos trabajos, tanto teóricos como empíricos, que hayan tenido como tema central la discusión de los determinantes de la participación de la empresa en los mercados en que opera.

Dentro de la Economía Industrial, el estudio del margen precio coste como medida del ejercicio de poder de monopolio constituye, sin duda alguna, el tema más ampliamente discutido en la literatura⁵. Es por ello que la revisión de los estudios empíricos sobre márgenes, objetivo básico del presente apartado de esta tesis, no pretende en modo alguno ser exhaustiva sino una mera guía que sirva de contexto para la estimación concreta que se presentará en el capítulo III. Además, existen excelentes panoramas que resumen la literatura empírica sobre

⁵ Sin embargo, el tratamiento que en la literatura se ha realizado de los márgenes no está exento de cierta ambigüedad, dado que éstos pueden ser interpretados, por una parte, como un indicador del grado en que las empresas ejercitan en los mercados el poder de monopolio y, por otra, como una medida de los resultados empresariales, en términos de margen de beneficios.

márgenes, entre los que cabe destacar los realizados por Martin (1993), Schmalensee (1989), Bresnahan (1989) o Jaumandreu (1987).

Los primeros trabajos sobre márgenes se inspiran en la hipótesis central de Bain (Bain 1951, 1956) que, como es bien sabido, tiende a presentar las características estructurales observables del mercado como determinantes del comportamiento de las empresas dentro de la industria y éste, a su vez, de aspectos medibles de los resultados. Así, la estructura del mercado, básicamente concentración y barreras a la entrada, aparece como el principal determinante exógeno de los resultados industriales.

En un marco básicamente estadístico y de escasa fundamentación de carácter teórico, considerando la industria como la unidad de análisis adecuada, estos estudios pioneros estiman diversas relaciones entre rentabilidad o margen y ciertas variables estructurales. Los primeros ejemplos de este tipo de trabajos con datos inter-industriales cross-section, se encuentran en los artículos de Comanor y Wilson (1967) y Collins y Preston (1969).

Comanor y Wilson (1967, 1974) analizan el impacto sobre la rentabilidad industrial de la concentración, el grado de diferenciación del producto, medido a través de los gastos en publicidad, y las economías de escala. Como principales resultados encuentran que las barreras a la entrada, representadas por la publicidad y los requerimientos iniciales de capital, son determinantes más importantes de la rentabilidad que los índices de concentración industrial. Por su parte, en Collins y Preston (1969) aparece por primera vez el margen precio-coste, MPC, como variable económica relevante que depende de los parámetros estructurales, E, y del comportamiento, C, definiéndolo como el tipo de rendimiento sobre ventas neto de los costes de capital. El margen observado,

MPC^o, puede ser utilizado para contrastar las relaciones estructura-conducta-resultados, empleando como variable de control las diferencias industriales en el rendimiento del capital:

$$MPC \equiv \frac{PQ - wL - \lambda p^k K}{PQ} = f(E, C) \implies MPC^o \equiv \frac{PQ - wL}{PQ} = f(E, C) + \frac{\lambda p^k K}{PQ}$$

Así, realizan la regresión del margen observado sobre el stock de capital relativo a las ventas, un índice de concentración y un índice de dispersión geográfica que controle por el uso de medidas de concentración nacionales cuando algunos mercados son locales o regionales. Además, particionan la muestra con el fin de determinar si la relación entre concentración y márgenes esta basada en alguna característica particular. De su análisis resulta un impacto positivo y significativo de la concentración sobre el margen industrial en industrias de bienes de consumo, creciente con el grado de diferenciación del producto. El valor del stock de capital⁶ industrial sobre las ventas no es significativo para ninguna de las submuestras definidas.

Sin embargo, pronto se reconoció como una limitación importante de esta clase de ejercicios el no tener en cuenta la simultaneidad de las variables. Numerosos autores han abordado desde entonces el problema de la determinación

⁶ Desde el artículo pionero de Collins y Preston (1969), los trabajos empíricos que estiman ecuaciones para el margen precio-coste incluyen como variable de control el valor del stock de capital sobre las ventas, interpretándose su coeficiente en términos del coste de uso del capital. Teniendo en cuenta los resultados que se presentarán en el capítulo III de esta tesis, es de interés señalar que, a partir de finales de los años 70 y, especialmente, desde primeros de los 80, la gran mayoría de los estudios empíricos encuentran valores negativos, desde luego difícilmente justificables desde un punto de vista teórico, para el coeficiente del capital en la ecuación del margen. En este sentido puede verse Ravenscraft (1983), Martín (1983 y 1988b), Salinger (1990) y Huergo (1991), este último con datos para la economía española.

simultánea de las variables estimando modelos multiecuacionales con datos sectoriales. Ya en el trabajo pionero de Comanor y Wilson (1967), y desde luego, en el de los mismos autores del año 1974, se reconoce implícitamente la endogeneidad de concentración y publicidad. No obstante, existe cierta discrecionalidad a la hora de elegir qué variables deben ser explicadas por los modelos, figurando entre las comúnmente consideradas endógenas, aparte del margen precio-coste y la concentración, los gastos en publicidad sobre ventas, las importaciones y exportaciones o los gastos en investigación y desarrollo. En Comanor y Wilson (1974), Strickland y Weiss (1976), Martín (1979a) y Geroski, Masson y Shaanan (1987), se estiman sendos modelos de tres ecuaciones simultáneas para margen, concentración y publicidad, incorporando los dos últimos artículos una modelización dinámica de la concentración. En Geroski (1982) se incluye además una ecuación que explique las importaciones y en Connolly y Hirschey (1984) los gastos en I+D.

En los años 80 este tipo de estudios fueron fuertemente cuestionados, constituyendo un buen ejemplo del ambiente crítico general el trabajo de Schmalensee (1989). Dos son las principales limitaciones que cabe destacar en los modelos anteriores. En primer lugar, los problemas derivados de la endogeneidad de las variables hacen que la validez de las estimaciones esté totalmente condicionada por los instrumentos utilizados. Cada ecuación precisará para ser estimada consistentemente al menos tantos instrumentos disponibles como variables explicativas endógenas. Sin embargo y dado que los estudios interindustriales analizan el impacto de la estructura sobre la conducta y los resultados y que, excepto en el caso de competencia perfecta, la estructura está claramente afectada por el comportamiento y los resultados en el largo plazo, en general no habrá variables teóricamente exógenas que puedan ser utilizadas para estimar e identificar las ecuaciones estructurales. Aunque algunos autores realizan

contrastes de endogeneidad para controlar la validez de los instrumentos utilizados (ver, por ejemplo, Geroski (1982) o Connolly y Hirschey (1984)), estos contrastes son únicamente adecuados si existe disponibilidad de una cantidad suficientemente amplia de instrumentos teóricamente válidos a priori. En segundo lugar, el supuesto tradicional en los estudios cross-section es que las diferencias entre las observaciones sectoriales reflejan las diferencias en las posiciones de equilibrio a largo plazo. No obstante, los equilibrios en el corto plazo introducen toda una serie de perturbaciones, previsiblemente correlacionadas con las variables incluidas, que no pueden ser controladas en un marco cross-sección. Por otra parte y aunque no formulada explícitamente por Schmalensee, el reconocimiento de la heterogeneidad en el comportamiento de las empresas se fue imponiendo como una probable fuente adicional de limitaciones en estos estudios. En este sentido, el gran desarrollo en la aplicación de la Teoría de los Juegos a la Economía Industrial, ha motivado un creciente escepticismo respecto a los trabajos empíricos con base interindustrial, dada la riqueza de formulaciones alternativas y de resultados⁷ que pueden ser soportados como equilibrios derivados de la racionalidad de los agentes. Como se verá en este mismo capítulo, la disponibilidad de un panel de datos permitirá soslayar gran parte de las limitaciones anteriores.

Así y en un número considerable de los estudios de cross-section, se ha realizado una interpretación abusiva de los resultados, dada la dificultad de los mismos para generar estimaciones consistentes de los parámetros estructurales y, por tanto, para describir relaciones de largo plazo. Sin embargo, Schmalensee

⁷ Por supuesto, no todos serán relevantes aunque muchos de ellos sí (ver Sutton (1990)). Sin embargo, si bien los recientes desarrollos de la Teoría de Juegos han influido de una manera muy considerable en la metodología de la Economía Industrial a nivel teórico, han tenido una aplicabilidad limitada en el análisis empírico de mercados de competencia imperfecta.

(1989) plantea su utilidad para detectar regularidades empíricas que permitan orientar posteriores construcciones teóricas en las que fundamentar los futuros trabajos empíricos.

La creciente insatisfacción respecto a los trabajos empíricos cross-section con base interindustrial da lugar, a primeros de los años 80, a lo que se ha venido llamando el renacer empírico de la Economía Industrial. Es posible definir dos líneas básicas de investigación en las que adscribir los diversos estudios.

Por una parte, la primera línea de investigación incluiría toda una serie de trabajos que, utilizando datos de series temporales para industrias específicas, se centran en el estudio de mercados individuales. Numerosos autores (véase Bresanaham (1989) para un panorama sobre este conjunto de trabajos), consideraron ésta como la única alternativa viable dado que, desde su punto de vista, las importantes idiosincrasias de las distintas industrias hacen que las comparaciones interindustriales no revelen nada, excepto para el caso de industrias muy relacionadas.

La segunda línea de investigación, mucho más heterogénea, consiste en una reformulación de los trabajos clásicos interindustriales, aglutinando diversos estudios que se caracterizan por incorporar alguna o algunas de las siguientes novedades. En primer lugar, se generaliza el uso de datos individuales a nivel de empresa e, incluso, de líneas de actividad. En segundo lugar, aparece como requisito indispensable de las formulaciones empíricas su fundamentación en modelos formales teóricos que den pistas a la hora de especificar y estimar las distintas ecuaciones. Así, los modelos teóricos de oligopolio sugieren que el poder de mercado es mucho más un fenómeno específico de empresa que de industria y que los márgenes dependen del comportamiento, de la cuota de mercado, de los

costes de capital y de la estructura financiera de las empresas. Además, la utilización de modelos formales permite la localización de las posibles fuentes de heterogeneidad y orienta el trabajo dirigido a su modelización. Por último y en tercer lugar, la progresiva utilización de datos de panel ha ido poniendo de manifiesto su utilidad para modelizar dinámica y para tratar adecuadamente tanto los problemas derivados de la simultaneidad de las variables como de la existencia de efectos individuales inobservables.

Entre los trabajos pioneros que utilizan datos a nivel de empresa, destaca el de Shepherd (1972). Shepherd (1972) regresa la rentabilidad sobre la cuota de mercado, el índice de concentración CR4, el logaritmo de los activos de la empresa, para controlar por diferencias de tamaño, y el ratio publicidad ventas. Como principal resultado, encuentra que el coeficiente de la cuota de mercado es sustancialmente mayor y más significativo que el de la concentración, sugiriendo que el efecto positivo de la concentración en estudios a nivel industrial refleja características específicas de las empresas. Además, la concentración aumenta más la rentabilidad de las grandes empresas que la de las pequeñas. En esta línea, Ravenscraft (1983) sugiere que la cuota de mercado es un determinante más importante de los beneficios que la concentración y que, cuándo se incluye la concentración en estudios a nivel de industria, ésta funciona como una proxy de la cuota. Otros trabajos posteriores confirman la regularidad empírica, encontrada por Shepherd y enunciada como tal por Schmalensee (1989), respecto a que la relación entre márgenes y concentración, si existe, es débil estadísticamente e inestable en el tiempo y que, en regresiones que incluyen cuota de mercado y concentración, la primera es positiva y significativa mientras que la segunda suele ser negativa y no significativa. Así, toda una serie de estudios recientes parecen converger en la idea de que la concentración es una proxy muy débil de las ganancias de rentabilidad asociadas al poder de mercado.

En relación a esta cuestión, merece la pena detenerse en el tema específico de la eficiencia. Una parte importante de la literatura sobre márgenes ha surgido en relación a la polémica suscitada en la interpretación de la relación positiva entre éstos y la concentración industrial, formulada en términos de las hipótesis explicativas de colusión y de eficiencia diferencial. Demsetz (1973, 1974), y otros representantes de la llamada escuela de Chicago, mantiene que la asociación positiva entre rentabilidad y concentración es debida a la mayor eficiencia de las empresas grandes y no al ejercicio del poder de monopolio en la industria. Sin embargo, en sus trabajos, basados en la regresión de la variación en la rentabilidad sobre la concentración y sobre las diferencias en la concentración, no es posible encontrar evidencia empírica a favor de dicha hipótesis. Schmalensee (1987b) contrasta tres hipótesis explicativas de la relación entre rentabilidad y concentración: hipótesis de eficiencia diferencial, de colusión diferencial y una híbrida entre las anteriores. Utilizando datos de empresas y estimaciones para cada industria en los años 1963 y 1972, interpreta los resultados obtenidos para el año 1963 como una débil evidencia de la hipótesis de colusión y la híbrida y, para el año 1972, sus resultados son inconsistentes con las tres hipótesis. Por su parte, Martin (1988a) examina los márgenes precio coste por subgrupos de empresas según su tamaño. Sus resultados son consistentes con la presencia de diferencias de costes y, aún controlando por las diferencias de productividad, que generarán rentas derivadas de la eficiencia, el grado de poder de monopolio sigue estando afectado positivamente por la concentración. Así, concluye con que la existencia de diferencias de costes entre las empresas son el resultado del ejercicio de poder de monopolio de las empresas de bajos costes; la presencia de empresas de altos costes sólo debería esperarse si las de bajos costes restringen su producción y colocan precios por encima de su coste marginal, creando un nicho para las empresas menos eficientes. Parece entonces que la hipótesis de eficiencia diferencial no constituye una alternativa sino,

más bien, una explicación de posibles fuentes para el ejercicio del poder de mercado.

En la línea de los estudios empíricos fundamentados en modelos formales teóricos, cabe destacar un conjunto amplio de trabajos que, basados en las teorías de oligopolio, realizan diversos intentos de modelización del comportamiento. Parte importante de esta literatura se inspira en el artículo ya clásico de Cowling y Waterson (1976) y en su reformulación por Clarke y Davies (1982).

Una vía utilizada es la parametrización de la conducta mediante las variaciones conjeturales, tendiendo a plantearse muchos trabajos a través de la especificación de ecuaciones donde las variaciones conjeturales queden libres para ser estimadas empíricamente. Sin embargo, estos trabajos han sido criticados dada la dificultad de las especificaciones para recoger todos los equilibrios relevantes⁸.

Kwoka y Ravenscraft (1986), consideran interesante modelizar la elasticidad conjetural en función de la concentración, aunque mantienen que los índices simples de estructura de mercado, tales como los índices de concentración CR_4 y el índice de Herfindahl⁹, imponen importantes restricciones sobre el papel de las

⁸ Tal vez una alternativa válida consista en interpretar las variaciones conjeturales como una mera representación del comportamiento estratégico de las empresas, útil a la hora de discutir la forma de tener en cuenta la heterogeneidad en la conducta.

⁹ Cowling y Waterson (1976) y Clarke y Davies (1982) suponen las conjeturas una función lineal del índice de concentración CR_4 , en el primer caso, y del índice de Herfindahl en el segundo. Harris (1988), parametrizando la elasticidad conjetural como una medida de la colusión potencial, supone que es una función monótonamente creciente del índice de concentración de Herfindahl.

cuotas de mercado, y por tanto, sobre el comportamiento estratégico de las empresas, y deben ser generalizados para permitir la posibilidad de rivalidad intraindustrial. Así, por ejemplo, el índice CR_4 asigna el mismo peso a las cuatro mayores empresas del mercado y, además, no tiene en cuenta al resto de las empresas que forman la industria. Con el fin de obviar este problema, especifican las conjeturas mediante, por una parte, una elasticidad conjetural común para todas las empresas que operan en el sector, a su vez función lineal simple de la secuencia ordenada de cuotas de mercado de las k mayores empresas que forman la industria, donde k se determina empíricamente, y, por otra, un componente específico de empresa recogido por su cuota de mercado. Adicionalmente y en la medida en que los autores reconocen la existencia de razones que justifican diferencias en el comportamiento entre las empresas líderes y las seguidoras, sugeridas por diversas teorías de oligopolio (liderazgo en precios, liderazgo en cantidades, existencia de grupos estratégicos, precio límite, etc), relajan el supuesto de idénticas elasticidades conjeturales para todas las empresas que forman la industria. Para ello clasifican la muestra, para cada sector, en empresas líderes y seguidoras. Los resultados obtenidos difieren significativamente de aquéllos logrados para el caso de elasticidad conjetural constante. En primer lugar, obtienen que el comportamiento de las empresas líderes, si bien reduce la rentabilidad del resto de las empresas de la industria, no provoca caídas en su propio margen y que la aparición de una segunda empresa grande induce, más que a la cooperación, a la rivalidad con la líder. Con respecto al análisis del grupo de empresas seguidoras, tras subdividir la muestra de acuerdo con el tamaño mínimo eficiente, encuentran que las líderes reducen el margen de las seguidoras tan solo en el caso de que éstas tengan importantes desventajas de costes por cuestiones de escala.

Por su parte Martín (1988b), en un trabajo que incluye el desarrollo de un modelo teórico de oligopolio para el margen precio coste de una empresa que opere en un contexto de mercados imperfectos de capital, estudia la diagnosis del poder de mercado para el sector del automóvil estadounidense, utilizando datos de un panel de empresas. Su modelo genera la especificación de un test empírico para el poder de monopolio, que permite juzgar la presencia de poder de mercado, una vez que se haya hecho algún supuesto sobre la naturaleza de las economías de escala.

La utilización de datos de panel ha permitido, entre otras cosas¹⁰, explorar el comportamiento intertemporal de los márgenes. Domowitz, Hubbard y Petersen (1986) especifican un modelo donde, usando datos del panel construido para la industria de EEUU, estiman la relación entre márgenes, concentración y demanda (tanto sectorial como agregada), concluyendo que la sensibilidad de los márgenes ante variaciones en la demanda depende del grado de concentración sectorial. Así, su modelo predice un distinto comportamiento cíclico de los márgenes según cual sea el nivel de concentración del mercado. En la misma línea pero con un enfoque sustancialmente distinto, los trabajos inscritos en la llamada dinámica industrial postulan la necesidad de un adecuado tratamiento de determinadas variables como la entrada o la movilidad. El interés puesto en los índices de concentración parece haber relegado a un segundo plano la entrada que, sin embargo, es la respuesta natural a la existencia de beneficios supranormales. Este tipo de modelos describen la simultaneidad desde los beneficios en el periodo t hasta la estructura, el comportamiento y los beneficios en $t+1$; en la versión de modelos reducidos, desarrollan series temporales que describen los beneficios tanto de empresas tomadas aisladamente como de grupos estratégicos,

¹⁰ En realidad, la disponibilidad de un panel de datos presenta ventajas adicionales, que serán expuestas con detalle en el tercer apartado de este capítulo.

prediciendo un patrón de rentabilidad que puede ser comparado con los datos [Geroski y Masson(1987)].

A continuación se discuten brevemente tres aspectos adicionales. En primer lugar, se realizarán algunas consideraciones sobre cual ha sido el tratamiento que en la literatura sobre márgenes se ha dado a las variables del mercado de trabajo. En segundo lugar, se revisa la escasa literatura empírica que tiene como tema central el estudio de los determinantes de las cuotas que las empresas tienen en los mercados en que operan. La última cuestión hace referencia a la validez de la información contable para realizar análisis económico.

La literatura empírica sobre la relación entre márgenes y variables del mercado de trabajo se inicia con los estudios que retoman la relación entre los márgenes y la concentración industrial, asignando un papel potencial a las variables laborales. Así y a nivel industrial, autores como Summers (1986) o Dickens y Katz (1986b) han encontrado regularidades en el patrón salarial industrial: las empresas más rentables, con mayor poder de monopolio (con mayor capacidad para trasladar incrementos salariales a precios) y con una participación pequeña del factor trabajo (trabajadores más especializados para los cuales los costes de rotación son mayores) pagan mayores salarios. Salinger (1984) usa una especificación no lineal para estimar el éxito de los sindicatos en la apropiación de rentas de monopolio, aunque sus resultados son sensibles a cual sea la medida de rentabilidad utilizada. Karier (1985) argumenta que, si la hipótesis de que los sindicatos perciben rentas de monopolio en forma de altos salarios es correcta, entonces la cobertura sindical debería introducirse como un determinante más de la rentabilidad, encontrando entre sus resultados un impacto positivo de la concentración industrial y negativo de la cobertura sindical sobre la rentabilidad.

Con respecto a los estudios empíricos que incluyen variables resultado de la negociación salarial¹¹ y utilizan datos a nivel de empresa, Dowrick (1990) plantea tres modelos de determinación del margen en función de cual sea el supuesto realizado sobre el funcionamiento del mercado de trabajo, definiendo un modelo competitivo con salario predeterminado, un modelo de negociación eficiente y un modelo de ajuste parcial entre precios y salarios, donde los márgenes se fijan sobre la base del valor esperado del salario. Sus resultados aceptan la hipótesis de negociación eficiente y el ajuste instantáneo entre precios y salarios.

Por su parte, Haskel y Martín (1992) rechazando como poco relevante a priori la hipótesis de negociación eficiente, plantean un modelo teórico que incluye gastos generales de trabajo no productivo como un coste cuasifijo inobservable para la empresa, en un contexto donde sindicatos y empresa negocian sobre el salario real y sobre la proporción de trabajo productivo con respecto al no productivo. Sus resultados ponen de manifiesto una interrelación entre concentración, poder de negociación de los trabajadores y ciclo de negocio con los márgenes.

En segundo lugar y como ya se adelantó, en la literatura apenas existen estudios que aborden como tema central la discusión de los determinantes de la cuota de mercado. Sin embargo, dado que cuota y margen precio coste se determinan simultáneamente y que ambas variables son el resultado del comportamiento estratégico de las empresas en los mercados en que operan, parece que la ecuación

¹¹ El creciente interés por este tema se ha reflejado en una serie de trabajos teóricos (Dowrick(1989), Padilla, Bentolila y Dolado (1994) y Petrakis y Vlassis (1994)), que incluyen modelos explícitos de comportamiento estratégico en su análisis sobre los resultados de la negociación salarial.

obvia a estimar, con datos individuales, junto con una para el margen es otra para la participación de la empresa en la industria.

Cabe destacar, Roberts y Samuelson (1988), Martin (1993) y, desde otra perspectiva, Sutton (1990). Martín (1993), en uno de los pocos trabajos empíricos para cuotas de mercado, encuentra que mientras los gastos en publicidad realizados por la empresa aumentan su cuota de mercado, con un impacto diferenciación del producto que sugiere un efecto barrera a la entrada, los gastos sectoriales en publicidad reducen la cuota de mercado de la empresa. Por el contrario, Roberts y Samuelson (1988), en un artículo que desarrolla un modelo de competencia con instrumentos distintos del precio para una industria oligopolística, concluyen que la publicidad, si bien afecta al tamaño de la demanda de mercado, no tiene impacto significativo sobre las cuotas de mercado de las empresas.

En tercer y último lugar, la discusión sobre la validez de los datos contables para realizar análisis económico constituye una crítica que ha gravitado sobre los estudios empíricos en general y, muy especialmente sobre los de márgenes y beneficios. Así, algunos autores (Salas(1991), Fisher y McGowan (1983)) se han planteado hasta qué punto la información contable sobre la situación y resultados de la empresa es o no adecuada para llevar a cabo análisis económico, enfocando el problema desde el punto de vista de la relación entre el beneficio económico y el beneficio contable. Sus conclusiones pasan por la imposibilidad de estimar correctamente el "verdadero" beneficio económico (tipo de descuento que hace que el valor presente de los flujos de rentas iguale a los gastos que generan dichas rentas), quedando cuestionadas, de algún modo, la gran mayoría de los estudios empíricos sobre rentabilidad. Sin embargo, cual sea la relación entre el beneficio económico y el contable y, en particular, si los

últimos son una buena proxy o no de los "verdaderos" beneficios económicos puede resultar una cuestión bastante irrelevante en aquellos estudios que tengan como objetivo la modelización de los márgenes como medida de la existencia de poder de monopolio (ver Martín (1984, 1993)).

Con respecto a las estimaciones empíricas realizados para la industria manufacturera española, destacan los estudios de Jaumandreu (1987) y Huergo (1991), en ambos casos con la utilización de datos de un panel de sectores industriales, los de Mazón (1992, 1993) con información para un panel de empresas y los de Huergo (1994) y Fariñas y Huergo (1994) con datos de un corte transversal de empresas para el año 90. En Jaumandreu (1987) se estima un modelo para los márgenes sectoriales durante el periodo 1978-1982, incluyendo como variables explicativas los ratios capital/ventas y publicidad/ventas, la concentración y la demanda. Entre sus resultados destacan el efecto positivo de la concentración, el doble impacto de los gastos en publicidad sobre los márgenes, positivo como barrera a la entrada (medido a través de la publicidad media del periodo) y negativo como mecanismo de competencia alternativo a los precios (medido mediante el incremento de los gastos en publicidad) así como un efecto procíclico de la demanda. Huergo (1991), en una estimación para el periodo 1980-1986, incluye, además, la tasa de penetración sectorial de las importaciones con el objetivo de analizar la relación entre la rentabilidad de las manufacturas y su apertura comercial hacia el exterior. Así, obtiene un sorprendente impacto positivo para las importaciones, que se interpreta como el resultado de la interdependencia entre los oligopolistas interiores y la corriente de importaciones asociada a la existencia de empresas multinacionales. En Mazón (1992), posteriormente reformulado en Mazón (1993), se utiliza un panel de empresas manufactureras no diversificadas españolas para el periodo 1983-1988. De su análisis resulta una rentabilidad sobre el capital positivamente

correlacionada con la cuota de mercado y con la concentración industrial, consistente tanto con la hipótesis de eficiencia diferencial como con la de colusión. Utilizando información de un corte transversal para el año 1990 procedente de la Encuesta de Estrategias Empresariales (MINER), en Huergo (1994) se proporciona evidencia a favor de ambas hipótesis de eficiencia y colusión, en función del sector de actividad analizado, mientras que en Fariñas y Huergo (1994) parece que la variable más significativa es la que aproxima la eficiencia.

El trabajo que aquí se presenta se inscribe en las tendencias anteriormente aludidas de la siguiente manera. En primer lugar, constituye un estudio interindustrial pero realizado con datos individuales de empresas. En este sentido, se encuentra en la línea de los trabajos de Martín (1988b) o Ravenscraft (1983). En segundo lugar, en la especificación de una ecuación para el margen y otra para la cuota, se utilizan como referencia un conjunto de modelos teóricos formales lo que permite, por una parte, deducir cuáles son las principales variables y, por otra, valorar la heterogeneidad presente inobservable, en qué forma debería introducirse y cómo modelizarla. Así, en el contexto de un modelo de oligopolio que considera explícitamente la financiación externa a la empresa en el caso de mercados de capital imperfectos, se establecen los determinantes del margen y se analiza el impacto de las variables representativas de las condiciones de financiación, Martín (1988b). Además, se discute el papel potencial de las variables resultado de la negociación salarial en la empresa, de acuerdo básicamente con los modelos de Dowrick (1990) y Layard, Nickell y Jackman (1991). Ciertos resultados obtenidos en los modelos clásicos de oligopolio (Clarke y Davies (1982) y Hotteling (1929)), permiten establecer cuales son los principales factores que intervienen en la determinación de la cuota que la empresa tiene en los mercados en que opera. En tercer lugar, se

explotan las técnicas de panel para tratar tanto la endogeneidad de las variables como la presencia de heterogeneidad inobservable.

II.2.- DATOS UTILIZADOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Previamente a la especificación y estimación del modelo empírico, parece conveniente realizar algunos comentarios sobre la muestra empleada en este trabajo, así como analizar la evolución, tanto temporal como sectorial, de algunas de las variables que intervienen en las ecuaciones para el margen precio-coste y la cuota de mercado.

La fuente estadística principal consiste en un panel completo de 979 empresas españolas manufactureras, para el periodo 1983-1990, procedente de la información contenida en la Central de Balances del Banco de España. Además, se ha utilizado información complementaria procedente de la Encuesta Industrial (INE) y del Boletín de Estadísticas Laborales (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social).

Como es bien sabido, la Central de Balances (CB) proporciona información sobre un conjunto de empresas que voluntariamente deciden contestar los cuestionarios de modo que, la muestra resultante, no debe considerarse en modo alguno representativa del conjunto de la industria ni en cuanto al tamaño de las empresas, en el que predominan las grandes, ni en lo relativo a su titularidad, dado el alto porcentaje (4,2%) de empresas públicas. Además, con el fin de obtener cierta comparabilidad temporal, se ha optado por trabajar con una muestra de partida compuesta por 1283 empresas manufactureras, prescindiendo así de la información relativa a un gran número de empresas que no contestaron al cuestionario en alguno(s) de los años del periodo considerado.

La información sectorial procede de la Encuesta Industrial (EI), que tiene cobertura completa sobre el total de la actividad industrial (se investigan

exhaustivamente los establecimientos con 20 o más empleados y el resto mediante una muestra aleatoria estratificada) y toma como unidad básica el establecimiento.

La Encuesta Industrial divide el conjunto de la industria en 89 sectores, de los cuales 81 son manufactureros (los 8 primeros corresponden a sectores energéticos), mientras que la Central de Balances aporta información sectorial a tres dígitos C.N.A.E.. Por ello, para clasificar sectorialmente las empresas, ha sido necesario agregar aquellos sectores de la Encuesta Industrial que detallan información a cuatro dígitos C.N.A.E. Así, se procedió a agregar los siguientes sectores:

i.- Petroquímica y química orgánica (19)¹², Química inorgánica (20), Materias plásticas y caucho (21) y Fibras artificiales y sintéticas (22) de EI en "Petroquímica, química, plásticos y fibras sintéticas";

ii.- Pinturas, barnices y tintas (24), Aceites esenciales y aromas (25) y Otros productos químicos industriales (26) de EI en "Pinturas, barnices y otros productos químicos industriales";

iii.- Jabones, detergentes y perfumería (28), Material fotográfico sensible (29) y Otros productos químicos de consumo(30) de EI en "Perfumería, material fotográfico y otros productos químicos de consumo";

iv.- Alcoholes (58) y Licores (59) de EI en "Alcoholes y licores".

¹² Entre paréntesis, el número de sector correspondiente a la Encuesta Industrial.

Por lo tanto, el resultado es una clasificación de 73 sectores industriales manufactureros. En el Apéndice 1 figuran las correspondencias entre la Encuesta Industrial, la sectorización propia, la clasificación C.N.A.E. y la NACE CLIO R-25 (25 ramas productivas que suponen 13 manufactureras). Sin embargo, es importante precisar que no existe una identidad conceptual absoluta para los agregados sectoriales de Encuesta Industrial y Central de Balances. Mientras que la EI agrega por establecimientos que producen el mismo bien o servicio, en la CB se agrupa por la actividad principal de las empresas, sin tener en cuenta las actividades secundarias en las que podrían estarse obteniendo productos muy distintos a los generados por la actividad principal.

En cuanto a la homogeneidad de las series históricas analizadas, hay que tener en cuenta que en 1986, año de la integración de España en la CEE, coincidieron tres cambios importantes que pudieron provocar cierta ruptura en el comportamiento de algunas series económicas.

En primer lugar, la implantación del Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA) en sustitución del impuesto sobre el Tráfico de las Empresas (ITE) y otros impuestos indirectos, provocó una caída artificial en las ventas de las empresas (ver Apéndice 2 para construcción de las variables), motivada por la no incorporación en las mismas del impuesto. Además, su efecto fue desigual, afectando más a aquellas empresas que, situadas en los últimos eslabones de la cadena de producción, eran las que soportaban más ITE en cascada antes de 1986. En segundo lugar, se experimentó un descenso brusco en el precio del petróleo a nivel mundial y en el tipo de cambio del dólar. Por último, la integración en la CEE inicia una fase de progresivo desarme arancelario con la consiguiente supresión de la desgravación fiscal a la exportación, produciendo una reducción para el año 1986 en el valor de las ventas de las empresas exportadoras. El

impacto de los factores anteriores ha sido tratado mediante la utilización de variables ficticias temporales.

Con respecto a la muestra utilizada en este trabajo, está formada por 979 empresas manufactureras que, para el periodo 1983-1990, es el resultado de aplicar una serie de filtros a la muestra constante de 1283 empresas industriales no energéticas procedentes de la Central de Balances del Banco de España. En el Apéndice 3 se detalla el número de empresas que elimina cada uno de los filtros, por separado y acumulativamente con los anteriores. En primer lugar, se imponen una serie de filtros (los filtros 2, 3, 7, 8, 9, 10 y 12) que son estrictamente necesarios para la construcción algunas de las variables utilizadas en las estimaciones. En segundo lugar, se eliminan las empresas pertenecientes a los sectores de Construcción naval, por problemas de periodificación contable, y a los sectores monopolizados de Aeronaves y Tabacos, y también aquellas empresas diversificadas con un porcentaje de ventas en manufacturas inferior al 60%, filtros 5, 6 y 4 respectivamente. Además, se detectaron algunas empresas con valores poco razonables para algunas de las variables definidas. Así y en tercer lugar, se optó por prescindir de las empresas que no habiendo diversificado su producción hubieran experimentado cambio en su actividad principal, de aquéllas para las que la diferencia entre las tasas de variación de producción y costes fuera, en valor absoluto, mayor a la unidad, así como de las empresas con un tipo de interés medio ponderado para el periodo mayor del 50%, filtros 1, 11 y 15 respectivamente.

Dado que la Central de Balances no es representativa del conjunto de la industria, parece interesante discutir el grado de cobertura sectorial de la muestra empleada en las estimaciones. El Apéndice 4 recoge la matriz de cobertura sectorial, a un nivel de desagregación de 73 sectores manufactureros y detallada

para cada año del periodo considerado, calculada a partir de la suma de las cuotas sectoriales (ver Apéndice 2 para la definición de las variables) de las empresas de la muestra.

Como puede comprobarse, el grado de cobertura es muy heterogéneo sectorialmente. Así, 18 sectores presentan una cobertura media para el periodo muestral entre el 0 y el 10%, 21 entre el 10 y el 20%, 22 entre el 20 y el 50% y 9 sectores tienen una representatividad mayor del 50%. Además, se han detectado dos sectores para los que la cobertura representa más del 100%. En el caso del sector de Minerales metálicos (sector 9 de EI), donde la cobertura media es del 104,3% y donde han operado entre 5 y 6 empresas, el problema lo está provocando una empresa pública muy grande con cuota de mercado para los últimos años mayor al 100%. Es probable que esta gran empresa realice alguna actividad secundaria con importante peso específico dentro de la producción total y que, sin embargo, por disponer únicamente de información sobre los cuatro sectores principales donde opera la empresa, sean asignadas todas las ventas al sector Minerales metálicos (9), donde desarrolla su actividad principal. Por otra parte, el sector de Pinturas, aceites y otros productos químicos industriales (agregado de los sectores 24, 25 y 26 de EI), con 55 empresas de la muestra operando, presenta una cobertura del 100,2% en media para el periodo muestral.

El Apéndice 5 de este trabajo contiene la evolución media temporal y sectorial, gráficos 1 a 12, de algunas de las variables que intervienen en las ecuaciones para margen precio coste y cuota de mercado, en particular, valor de las ventas y del capital, margen precio-coste y cuota de mercado. La información sectorial requerida para el análisis desagregado queda articulada utilizando la clasificación NACE-CLIO R-25, con 13 ramas industriales no energéticas (ver Apéndice 1).

Con respecto a la evolución temporal media de las ventas reales, gráfico 1, se observa a nivel agregado para toda la manufactura un crecimiento sostenido hasta 1990. Atendiendo a la tasa de variación de las ventas, es posible distinguir tres periodos. Hasta el año 87, donde las ventas presentan una aceleración de su crecimiento, el período 87/89 caracterizado por altas tasas de crecimiento y, por último, a partir de 1990 con valores negativos en la tasa de variación de las ventas. El coeficiente de variación de las ventas es mayor durante los últimos años de la muestra, apreciándose una fuerte reducción en 1990.

El análisis de las tasas de variación de las ventas reales desagregado a 13 sectores manufactureros (gráfico 2) confirma la pauta general de reducción de las ventas en 1990, aunque permite datar el inicio de la crisis, para algunos sectores (2,6,7 y 13)¹³, en el año 1989. En 1986 el cambio fiscal que supuso la implantación del IVA en sustitución del ITE y demás impuestos indirectos (especiales y de lujo), generó una reducción en el valor de los consumos intermedios, provocando que las ventas reales disminuyeran en la mayor parte de los sectores industriales (4, 5, 6, 7, 10, 11, 13 y 14) aunque, sin embargo, crecieron para los sectores 2, 9 y 12. Especial mención exige la brusca caída de las ventas experimenta para el sector Máquinas de oficina y otros (sector 7), resultado consistente con ser el sector con mayor propensión exportadora¹⁴ (superior al 65% en 1984) y, por tanto, al que en principio debería afectar en

¹³ Entre paréntesis el número de agrupación sectorial utilizando la clasificación NACE-CLIO R-25.

¹⁴ Entendiendo por propensión exportadora el porcentaje de la producción destinado a exportaciones

mayor medida la desaparición de la desgravación fiscal a la exportación sucedida en 1986.

El capital neto real, que ha crecido en media durante todo el periodo muestral, presenta, como sucedía con las ventas, una menor dispersión en los primeros años (Gráfico 3) así como una caída en las tasas de variación en 1990. Además, la evolución temporal media de las tasas de variación de ventas y capital es muy similar, lo cual parece consistente con la hipótesis de la inversión como proporción del cambio en la producción, de modo que los cambios en la coyuntura económica determinan la formación de capital. El análisis sectorial, gráfico 4, en general confirma la pauta de comportamiento obtenida para el agregado aunque, sin embargo y en la mayoría de los sectores, la reducción en las tasas de variación del capital del año 90 no es generalizable, e incluso aumenta en los sectores de Minerales y productos no metálicos (sector 3) y Máquinas de oficina y otros (sector 7).

Mención especial exigen, el caso del margen precio-coste, los sucesos acontecidos en el año 1986 a los que ya se ha hecho referencia. En lo relativo al cambio fiscal y como se señala en las notas metodológicas publicadas por la CB, la implantación del IVA generó una reducción en los consumos intermedios sobre el valor de la producción, dado que se contabilizan netos de IVA soportado y deducible, y por consiguiente un aumento artificial en los márgenes del año 1986, que afectó especialmente a las empresas situadas en los últimos eslabones de la cadena de producción, por ser las que soportaban más ITE en cascada antes de 1986. Un efecto similar sobre los márgenes, vía reducción del valor de los consumos intermedios, pueden haber tenido la reducción brusca de los precios del petróleo y la depreciación del dólar respecto de la peseta. Por otra parte, la desaparición de la desgravación fiscal a la exportación en 1986, que hasta ese

año venía incluida en la partida de ventas netas e ingresos accesorios a la explotación, reducirá las ventas de las empresas exportadoras, con la consiguiente disminución de los márgenes.

El margen precio-coste variable medio, que oscila alrededor del 11%, presenta a nivel agregado un crecimiento moderado hasta 1987, decreciendo a partir del año 88 (ver gráfico 5). Así, al periodo de crecimiento en la tasa de variación de las ventas le corresponden márgenes ligeramente crecientes, decreciendo los mismos previamente a la fase de estancamiento y, especialmente, en el año 90, para el que las ventas presentaron tasas negativas. Además puede comprobarse cómo, incluso sin obviar el dato a priori atípico del año 86, el coeficiente de variación del margen medio agregado es significativamente mayor a partir del año 88, de modo que la reducción en los márgenes ha venido acompañada de una mayor dispersión en los mismos, aspecto este que pudiera ser indicativo de un desigual efecto de la crisis económica sobre las empresas.

En todo caso, el estudio de los márgenes en el marco agregado de toda la industria no energética pudiera estar ocultando comportamientos sectoriales extremos nada homogéneos: si se compara la evolución agregada para las manufacturas con la de los distintos sectores industriales se aprecian rasgos diferenciadores, tanto en el perfil como en la cuantía y grado de variabilidad del margen, que merece la pena destacar.

Siguiendo la evidencia del gráfico 6, la tendencia general a la caída de los márgenes a partir del año 88 se confirma en el análisis sectorial aunque, en algunos sectores (3, 9 y 14) se puede fechar en 1987 e incluso en el año 86 para los sectores 11 y 12. No obstante, los sectores de Material eléctrico (8) y Alimentación (10) han experimentado márgenes crecientes durante todo el periodo

muestral. Además, el previsible incremento de los márgenes en el año 1986 tiene su excepción en Máquinas de oficina y otros (7), Minerales metálicos y siderometalurgia (2) y Productos metálicos (5), sectores para los que los márgenes disminuyeron de manera considerable en el 86. Mientras que en el primer caso este hecho se explica por la reducción en las ventas que supuso la eliminación de la desgravación fiscal a la exportación, en los otros es posible que, al estar situados en los primeros eslabones de la cadena de producción, apenas les haya afectado la sustitución del ITE por el IVA.

La cuantía del margen medio ponderado por ventas (que, en media es del orden del 11.3%) presenta diferencias importantes a nivel industrial, correspondiendo el mayor margen (alrededor del 20%) al sector Minerales y productos no metálicos (sector 3) mientras que los menores (entre el 6 y el 8%) se observan en tres sectores caracterizados por procesos de reconversión industrial en el periodo objeto de análisis: Material de transporte (9), Maquinaria (6) y Productos metálicos (5). Además y como pone de manifiesto el gráfico 7, en el que se han permitido distintas escalas para cada uno de los sectores, la idea de estabilidad temporal de los márgenes, basada en el análisis del agregado para toda la industria no energética, no parece sostenible cuando se trabaja con información sectorial.

Como muestra el gráfico 8, el valor medio de la cuota de mercado ha permanecido muy estable, con un leve crecimiento durante el periodo, posiblemente provocado por la salida de empresas, oscilando alrededor del 1,6%. Sin embargo y como sucedía para el caso de los márgenes, la variabilidad de las participaciones de las empresas en la industria ha sido sustancialmente mayor en los últimos años del periodo muestral. Parece pues que la recesión económica ha podido venir acompañada de un aumento de la competencia para abastecer los

mercados, generando aumentos también en el grado de desigualdad entre las empresas.

A nivel desagregado, se confirma la tendencia de crecimiento moderado de la cuota a excepción de los sectores 5, 7, 12 y 14, donde decrece para el periodo muestral (gráficos 9 y 10). Sin embargo, la cuantía de la cuota es muy heterogénea entre las 13 agrupaciones industriales objeto de estudio. Así, mientras las mayores cuotas corresponden a los sectores de Minerales metálicos y siderometalurgia (2), Máquinas de oficina y otros (7) y Material de transporte (9), con valores entorno al 9, 3,5 y 3% respectivamente, las menores las presentan Productos metálicos (5), Maquinaria (6), Textil, vestido y Calzado (11) y Papel y derivados (12), con cuotas inferiores al 1%. Si se comparan estos resultados con los que se obtuvieron para el margen, no parece existir una relación clara entre las cuantías de margen y cuota a nivel sectorial y, en particular, no es cierto en general que los sectores con mayor cuota de mercado presenten mayores márgenes.

Por último y con el fin de comprobar si, a nivel agregado para toda la muestra, existían diferencias significativas en el comportamiento de las variables anteriores dependiendo del tamaño de la empresa, se procedió a estudiar la evolución de márgenes y cuotas medios por tramos de tamaño, para lo cual se han definido cuatro tramos de tamaño en términos de la variable cuota. Los cuartiles se han obtenido a partir de las medias temporales de las cuotas de mercado de las empresas:

$$\text{TRAMO 1 : } s \in [0 , .15\%] \quad s_m = .07\% \quad mpc_m = 10,17\% \quad (249)$$

$$\text{TRAMO 2 : } s \in (.15\% , .44\%] \quad s_m = .28\% \quad mpc_m = 10.29\% \quad (243)$$

TRAMO 3 : $s \in (.44\% , 1.34\%]$ $s_m = .78\%$ $mpc_m = 11.59\%$ (244)

TRAMO 4 : $s \in (1.34\% , 100\%]$ $s_m = 5.50\%$ $mpc_m = 12.41\%$ (243)

donde s_m y mpc_m son la cuota y margen medios y donde entre paréntesis aparece el número medio para el periodo de empresas pertenecientes a cada uno de los intervalos definidos. Los gráficos 11 y 12 del Apéndice 5 recogen la evolución de margen y cuota por tramos de tamaño.

El margen precio coste es mayor para aquéllas empresas con mayores cuotas de mercado y, como cabía esperar, las empresas pertenecientes a los tramos 1 (las más pequeñas) y 4 (las más grandes) tienen mayores coeficientes de variación. La evolución de los mismos no presenta, por tramos de tamaño, aspectos dignos de destacar respecto a lo dicho para el agregado. Con respecto a la cuota de mercado (gráfico 12), el comportamiento del agregado viene explicado por la evolución de las empresas más grandes, con un crecimiento importante de sus cuotas en 1989 y coeficientes de variación crecientes en los últimos años de la muestra y significativamente mayores a los de las empresas más pequeñas. Por el contrario, los tres primeros tramos de tamaño han presentado cuotas constantes durante el periodo muestral.

Así, aunque no se ha podido relacionar las cuantías de margen y cuota a nivel sectorial, si parece existir cierta correlación positiva entre ambas variables que es posible detectar cuándo se particiona la muestra atendiendo al tamaño de las empresas.

II.3.- HACIA UNA ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA QUE EXPLOTE LA DISPONIBILIDAD DE UN PANEL DE DATOS.

Si bien la discusión respecto a los modelos empíricos concretos para margen y cuota se realiza, respectivamente, en los capítulos III y IV de esta tesis, en la medida en que ambos modelos comparten los problemas asociados a la estimación de ecuaciones interindustriales basadas en datos individuales que relacionan variables influidas por las decisiones de las empresas, van a participar también del mismo tipo de estrategia de especificación y estimación. Así y con el fin de evitar excesivas reiteraciones, se ha considerado oportuno realizar una discusión metodológica previa sobre cuáles son las principales dificultades que surgen si se desea estimar ecuaciones interindustriales y cómo la disponibilidad de un panel de datos permite soslayarlas, al menos, en parte. A continuación se repasan las principales ventajas, en el contexto de los modelos para el margen y la cuota, de utilizar una base de datos con dimensión tanto individual como temporal, esbozándose la estrategia de estimación utilizada en los capítulos posteriores.

La primera cuestión importante a considerar cuando se trabaja con datos transversales es la existencia de características individuales inobservables que, de no ser adecuadamente tratadas, provocarán ineficiencia motivada por la existencia de variables relevantes omitidas. Pero, además, si estos efectos individuales están, como es previsible, correlacionados con alguna de las variables explicativas incluidas, entonces a los problemas de eficiencia hay que añadir que los coeficientes estimados serán sesgados e inconsistentes. Una de las ventajas de disponer de un panel de datos consiste en que, supuesto que los efectos individuales son invariantes temporalmente, es posible utilizar la variabilidad temporal de la muestra para estimar en diferencias y eliminar así

estos efectos, obteniendo una estimación consistente del modelo. Sin embargo, la estimación del modelo en diferencias deberá tener en cuenta la presumible endogeneidad de algunas variables, la autocorrelación de las perturbaciones y la posible heterocedasticidad de las mismas.

La heterogeneidad del comportamiento inter e intra industrial genera un problema prácticamente insuperable en los estudios con información puramente transversal. La conducta de las empresas interviene determinando simultáneamente tanto la estructura del mercado como los resultados. Y la discrecionalidad sobre las conductas que pueden suponerse razonables a priori, unido a la dificultad para introducir en los modelos determinados aspectos del comportamiento estratégico de las empresas, complica notablemente las aplicaciones empíricas con base interindustrial.

Sin embargo, los modelos de oligopolio predicen la existencia de unos valores de equilibrio para margen y cuota de mercado, que pueden considerarse el resultado de la interacción de la conducta estratégica de las empresas y de una serie de variables estructurales inobservables, como la elasticidad de la demanda o el tamaño de las barreras a la entrada. Entonces y en la medida en que las especificaciones empíricas para margen y cuota se van a inspirar en modelos teóricos basados en condiciones de equilibrio a largo plazo, puede ser razonable suponer que los valores de equilibrio de ambas variables permanecen relativamente estables en el tiempo y que lo que se observa son desplazamientos marginales y/o fluctuaciones en torno a esos valores medios de equilibrio del margen y la cuota respectivamente. En este contexto, la disponibilidad de un panel de datos de empresas, permite obviar la modelización del nivel medio de margen y cuota, que puede considerarse dependiente del tipo de juego relevante en cada mercado, para centrar el análisis en la explicación de los cambios en torno a sus valores de

equilibrio. No obstante, la principal limitación del tipo de estrategia propuesta es que, por una parte, no permite captar cambios discontinuos y, por otra, impone que el impacto de aquellos factores que desplazan el equilibrio es homogéneo para todas las empresas.

Con respecto al requisito de exogeneidad, los modelos teóricos desarrollados en el segundo capítulo de esta tesis, que justifican las posteriores especificaciones empíricas para margen y cuota, parten de condiciones primer orden que recogen relaciones para las distintas variables en el equilibrio de largo plazo y, por tanto, no son interpretables como indicativas del sentido de causalidad alguna. Es por eso que muy pocas, si alguna, de las variables explicativas pueden ser consideradas a priori exógenas, siendo necesaria la estimación por el método de variables instrumentales. Así, si una ecuación tiene $m+n$ variables explicativas, m variables endógenas y n exógenas, la estimación consistente requiere, al menos, m variables instrumentales adicionales que estén excluidas de la ecuación por razones teóricas y correlacionadas con una o más de las endógenas incluidas. No obstante y como ya se ha comentado, en general no es posible encontrar variables teóricamente exógenas que puedan ser utilizadas como instrumentos externos para estimar e identificar las ecuaciones estructurales. En este contexto, la segunda ventaja derivada de la utilización de un panel de datos radica en que la disponibilidad de información temporal permite, según el método de momentos (ver Hansen(1982) y Arellano y Bond (1988,1991)), utilizar los retardos de las variables explicativas como instrumentos. Aunque la validez de este procedimiento está garantizada para el caso en que la industria se encuentre en equilibrio a largo plazo, también será correcta la utilización de desfases temporales como instrumentos bajo el supuesto de que las perturbaciones están incorrelacionadas, o presentan una correlación limitada, a través del tiempo. El cumplimiento de los supuestos del modelo es controlable mediante el uso de

diversos contrastes de especificación, en particular, el test de Sargan y los contrastes de correlación serial de primer y segundo orden.

Como es bien sabido y en la medida en que margen y cuota de mercado se determinan simultáneamente, una fuente adecuada de instrumentos para la ecuación del margen (cuota) la constituyen aquéllas variables exógenas que mejor predicen la cuota (margen) y que no están incluidas en la propia ecuación del margen (cuota). En principio, se contempló la posibilidad de que algunas de las variables explicativas fueran exógenas. Sin embargo, los valores obtenidos para el test de Sargan sobre la validez de los instrumentos cuando se utilizaban los valores contemporáneos y primeros retardos de las explicativas (ni tan siquiera pueden considerarse predeterminadas, lo que permitiría utilizar el primer retardo) hicieron rechazar la hipótesis de no endogeneidad de las mismas, tanto en el caso de la ecuación del margen como en el de la de la cuota. Así y como se verá en los capítulos III y IV, se ha utilizado como criterio general la inclusión como instrumentos de cada ecuación del máximo número posible de retardos, a partir del segundo, de las explicativas (o de sus transformaciones) contenidas en dicha ecuación.

Adicionalmente, los datos de panel posibilitan el tratamiento de los problemas derivados de la existencia de desequilibrios, así como la modelización de dinámica.

Por último y siguiendo la terminología de Arellano y Bond (1991), existe un aspecto adicional referido a la relación entre los estimadores del Método generalizado de momentos (MGM) de una etapa (robusto a heterocedasticidad) y de dos etapas, que puede ser interesante destacar en esta discusión metodológica previa. Dos resultados se han mantenido en las diversas estimaciones realizadas

y, en particular, en los modelos que se presentan como preferidos, tanto para la ecuación del margen como para la de la cuota de mercado. Por una parte, los coeficientes estimados robustos a heterocedasticidad de primera etapa y los de segunda etapa son muy similares y, por otra, los errores estándar asociados al estimador de dos etapas son menores que los estimados en una etapa. Ambos resultados son consistentes con la teoría, dado que las ponderaciones utilizadas en el cálculo de los estimadores de MGM dependen de los supuestos realizados sobre la varianza de las restricciones de sobreidentificación, de modo que deberían afectar a la precisión de los estimadores (mientras que el estimador en dos etapas es óptimo en general, el de una etapa lo es para el caso homocedástico) pero no a su consistencia.

Sin embargo y para algunas muestras finitas, los errores estándar estimados por MGM en dos etapas pueden presentar un importante sesgo a la baja, de modo que es difícil saber qué parte de la diferencia entre los estimadores de los errores estándar de primera y segunda etapa son debidas a la ganancia de precisión asociada a los últimos. En este contexto, puede ser razonable considerar que los errores estándar de los estimadores toman valores en algún punto intermedio entre los obtenidos para el estimador de una y dos etapas.

Teniendo en cuenta que el tamaño de la muestra utilizada en este trabajo (casi 1000 empresas, 4895 observaciones) parece adecuado para aplicar resultados asintóticos, se ha decidido presentar en general estimadores MGM en dos etapas, si bien para el modelo preferido, en el caso de cada ecuación, se explicitan aquellos coeficientes que mantienen significatividad para el estimador en una etapa robusto a heterocedasticidad. De cualquier modo, las inferencias basadas en el estimador MGM en dos etapas deben interpretarse con cautela, dadas las

importantes diferencias en algunos casos entre los errores estándar estimados en una y dos etapas.

Concluyendo, se propone un modelo que, en el contexto de datos de panel, utilice la variabilidad muestral transversal y a través del tiempo para obtener una estimación consistente de los coeficientes, permitiendo corregir algunos de los problemas generados por la existencia de variables explicativas inobservables invariantes temporalmente, que a priori deben considerarse correlacionadas con las explicativas incluidas, un tratamiento adecuado de la endogeneidad de las variables explicativas y la modelización de dinámica. Todas las estimaciones, en primeras diferencias para eliminar, en la medida de lo posible, los efectos individuales inobservables, han sido realizadas con el programa DPD (ver Arellano y Bond, 1988 y 1991) que, mediante una versión del método generalizado de los momentos, permite una selección óptima de instrumentos, utilizando como tales los retardos de las variables explicativas, así como corregir por la existencia de heterocedasticidad mediante la estimación en dos etapas.

CAPÍTULO III

ESTIMACIÓN DE UNA ECUACIÓN PARA EL MARGEN

III.1.- EL MODELO EMPÍRICO PARA EL MARGEN

En la estrategia de especificación de la ecuación para el margen precio-coste se ha asignado un papel fundamental a los modelos formales de oligopolio que fueron desarrollados en el capítulo II de esta tesis. En el contexto de un modelo dinámico de oligopolio que contempla la posibilidad de financiación externa a la empresa, se han establecido los determinantes del margen y se ha estudiado la cuestión sobre si deben incluirse entre los mismos las variables resultado de la negociación salarial en la empresa. Además, se han discutido ciertos problemas relacionados con el grado de observabilidad del margen.

Suponiendo que los propietarios de la empresa maximizan el valor esperado de la misma, condicionado a que la inversión es financiada mediante la venta de bonos, se obtuvo la siguiente ecuación de comportamiento para el margen del precio sobre los costes medios de largo plazo:

$$\frac{PQ_j - w_j L_j - \lambda_{Bj} P_0^K k_j}{PQ_j} = [1 - FC_j + FC_j \frac{\alpha_j}{\eta}] + FC_j \frac{1 - \alpha_j}{\eta} s_j + FC_j e_{rQ_j} \frac{r_j B_j}{PQ_j}$$

$$\lambda_{Bj} = r_{Bj} + \delta_j - (1 - \delta_j) \frac{P_1^K - P_0^K}{P_0^K} = r_j (1 + e_{rB_j}) + \delta_j - (1 - \delta_j) \Pi_j^K \quad [1]$$

donde PQ es el valor de la producción, wL es el coste del trabajo, λ_b el coste de uso de los servicios de capital, $P^k k$ el valor del capital, FC el índice de rendimientos de escala, α la elasticidad conjetural, η la elasticidad demanda-precio, s la cuota de mercado de la empresa, r el tipo de interés de los bonos, B la cuantía del endeudamiento, e_{rQ} la elasticidad del tipo del interés respecto del nivel de producción, r_b el coste marginal del capital, que depende no sólo del interés, r , pagado a los acreedores financieros, sino también de cuál sea la elasticidad del mismo a la cuantía de la deuda, e_{rB} , y δ y Π , respectivamente, las tasas de depreciación y apreciación de los activos de capital.

El modelo anterior establece como determinantes del margen la elasticidad de la demanda, la cuota de mercado, los rendimientos de escala y el comportamiento, modelizado mediante variaciones conjeturales pero, además pone de relieve el doble impacto que tiene sobre el margen empresarial, aparte de los determinantes habituales, la utilización de fuentes de financiación externas a la empresa.

Teniendo en cuenta que la gran mayoría de las empresas acuden a los mercados financieros y que el mercado de capitales adolece de importantes imperfecciones, la omisión de los costes de financiación en la especificación de una ecuación para el margen del precio sobre el coste medio de producción podría estar ocasionando importantes sesgos: uno directo por la exclusión de los gastos financieros y otro indirecto vía coste de uso del capital.

Como se expuso en el capítulo II, la cuestión sobre si deben incluirse entre los determinantes del margen las variables resultado de la negociación salarial en la empresa depende crucialmente de cuál sea el modelo de comportamiento relevante en el mercado de trabajo.

Siempre que las empresas se sitúen sobre su curva de demanda de trabajo eligiendo el nivel de empleo que maximiza el beneficio dado un salario, el supuesto de costes laborales predeterminados válido y las variables del mercado de trabajo no juegan papel alguno en la determinación de los márgenes. Sin embargo, para el caso de modelos de negociación salarial, se comprobó como, aun no existiendo razones teóricas que justificasen la presencia del margen salarial en la ecuación del margen precio coste, dado que ambos márgenes tienen determinantes comunes, era posible que estuvieran positivamente correlacionados, tanto por problemas de simultaneidad, como por el hecho de que en la especificación de la ecuación para el margen precio coste se omiten habitualmente variables inobservables como la elasticidad de la demanda.

Si el proceso de negociación en la empresa es eficiente, esto es, si los sindicatos negocian, además de salarios, niveles de empleo, el supuesto de salario predeterminado es inadecuado, de modo que las variables resultado de la negociación en la empresa deberían incluirse como determinantes del margen precio coste.

Por último y según los distintos modelos teóricos que han sido repasados, la correcta especificación de una ecuación que explique los márgenes exige la inclusión de una serie de factores que controlen el hecho de que el margen observable no se corresponde exactamente con el margen relevante desde el punto de vista de la teoría económica. Si la variable observable es el margen del precio sobre el coste variable medio de corto plazo, MPC^c, la especificación debe incorporar los costes de capital sobre el valor de las ventas y la diferencia entre los costes medios a largo y a corto plazo como variables de corrección.

Entre los determinantes del margen figura el comportamiento de las empresas que, siguiendo la ecuación [1], viene recogido por la elasticidad conjetural. La conducta de las empresas va a jugar un papel sustancial determinando simultáneamente tanto la estructura del mercado como los resultados. Sin embargo, la inobservabilidad y exogeneidad comportamiento, así como el amplio grado de discrecionalidad sobre las conductas a priori razonables, dificulta la especificación interindustrial de esta variable.

No obstante y como ya se ha expuesto en repetidas ocasiones, la utilización de un panel de datos de empresas va a permitir, por una parte, corregir algunos de los problemas generados por la existencia de efectos individuales inobservables invariantes temporalmente y, por otra, libera de tener que tratar con la determinación del nivel medio de los márgenes, centrándose el análisis en la explicación de sus cambios.

Así y explotando las ventajas que presentan los datos de panel, se modeliza el comportamiento como la suma de un efecto invariante temporalmente, determinado por el modelo de oligopolio o el "juego al que juegan" las empresas en el mercado y que es el resultado de la interacción de toda una serie de elementos que se podrían considerar constantes a corto plazo, como la elasticidad de la demanda, la altura de las barreras a la entrada, la concentración industrial, las preferencias de los trabajadores sobre empleo y salario, o el poder sindical, y una serie de factores, que se denominarán de entorno competitivo, que pueden o bien modificar el comportamiento en precios de las empresas o bien ser indicadores ex-post de cambios en la conducta estratégica de las mismas.

De este modo, la especificación empírica para los márgenes va a incluir tres tipos de variables:

a) variables relacionadas con las decisiones de las empresas, entre las que se incluyen la cuota de mercado, los gastos derivados de la financiación externa relativos a las ventas y el mark-up salarial,

b) variables de entorno competitivo cuyas fluctuaciones pueden modificar el comportamiento estratégico de las empresas y por tanto sus resultados en términos de márgenes, y

c) variables de corrección por la diferencia entre el margen del precio sobre el coste marginal de producción de largo plazo y el margen precio coste variable medio, esto es, el tipo de rendimientos de escala¹⁵, el grado de utilización de la capacidad y los costes de capital.

VARIABLES DE DECISIÓN

La cuota de mercado se define como la participación de las ventas de la empresa en las ventas del total de la industria y, por consiguiente, su elaboración precisa combinar información tanto individual como sectorial. En la medida en que los datos sectoriales proceden de la Encuesta Industrial y los de empresa de la Central de Balances, ha sido necesaria una homologación de ambas fuentes resultando una clasificación de 73 sectores industriales manufactureros.

¹⁵ Aunque los modelos teóricos utilizados se especifican para el margen del precio sobre el coste medio de largo plazo, de modo que el grado de homogeneidad aparece como un determinante más del margen, siguiendo la práctica habitual en la literatura, se ha incluido el índice de rendimientos de escala, FC, como una variable de corrección por la diferencia entre costes marginales y medios de largo plazo.

Para el caso de empresas diversificadas¹⁶, la disponibilidad de información anual sobre los sectores principales en que opera cada empresa y su correspondiente porcentaje de ventas, permite un tratamiento diferenciado de las mismas. Así, se ha construido una cuota media ponderada, donde cada cuota sectorial se pondera por la participación de las ventas en el sector dentro de las ventas totales de la empresa.

El volumen de bonos B , se ha aproximado a través del endeudamiento, E , definido como la suma de los recursos ajenos a medio y largo plazo y la financiación a corto plazo con coste. Siguiendo el modelo resumido en la ecuación [1], la variable a incluir en la ecuación del margen viene dada por $FC e_{r,Q} rB/PQ$, así que el coeficiente asociado al endeudamiento sobre las ventas, EV , constituye un estimador del producto entre el parámetro de rendimientos de escala, la elasticidad del tipo de interés respecto del nivel de producción y el tipo de interés. Una alternativa es utilizar los gastos financieros sobre las ventas como proxy de rB/PQ , obteniendo entonces un estimador directo para $FC e_{r,Q}$. Sin embargo, los resultados obtenidos, que sugieren una mayor estabilidad interempresarial de $FC e_{r,Q} r = FC (\partial r/\partial Q)Q$, justifican la utilización del endeudamiento sobre las ventas como variable financiera.

Con respecto al mark-up salarial, el modo en que entre en la ecuación del margen depende del modelo teórico de referencia que se considere en el mercado de trabajo. Así, un procedimiento legítimo podría consistir en introducir como variable explicativa del margen precio coste el margen salarial, instrumentarlo

¹⁶ Las empresas que han diversificado su producción durante el periodo muestral constituyen, aproximadamente, un 14% de la muestra. Así y para evitar problemas de selección muestral, no se ha considerado oportuno eliminarlas, si bien gran parte de los estudios sobre márgenes para la industria española que utilizan datos individuales de empresas, Mazón(1992, 1993), excluyen las empresas diversificadas. En el Apéndice 7 se justifica el uso de la cuota media ponderada en la ecuación del margen precio coste.

y estudiar su significatividad. Si el salario se determina competitivamente, las variables del mercado de trabajo no tienen papel alguno en la ecuación del margen y, por tanto, el margen salarial debería ser no significativo. A su vez, una no significatividad o una correlación positiva, motivada por posibles problemas de variables omitidas, entre ambos márgenes sería consistente con el modelo de negociación salarial. Por el contrario, si es el modelo de negociación eficiente el que opera en el mercado de trabajo, ambos márgenes deberían estar negativamente correlacionados.

Dado que el margen del salario respecto a la renta alternativa es una variable inobservable, ha sido necesario realizar una aproximación empírica para el mismo. En el Apéndice 2 se explica con detalle la descomposición utilizada para el mark-up salarial relevante, MS:

$$MS = \left[\frac{w_{jit} - W_{it}}{w_{jit}} \right] - \left[\frac{W_{it}}{w_{jit}} g_{jit} \right] - p \left[\frac{W_{it}}{w_{jit}} u_{it} \right] = MW_{jit} - CW_{jit} - UW_{jit}$$

donde w es el salario por trabajador en la empresa, W es el salario medio de la industria, g es el componente heterogéneo del trabajo, p la pérdida porcentual de salario caso de estar desempleado y u es la tasa de desempleo sectorial. De este modo, el markup salarial relevante se aproxima empíricamente como el margen salarial respecto al salario medio de la industria (MW) menos el componente heterogéneo del trabajo (CW) y menos la pérdida salarial caso de estar desempleado (UW).

El margen salarial respecto al salario medio de la industria, MW, combina información de la Central de Balances y de la Encuesta Industrial.

En cuanto a la heterogeneidad del trabajo, la Central de Balances aporta información únicamente sobre el número de empleados fijos y eventuales. Así las cosas, se ha aproximado la parte del premio salarial vinculada a la composición laboral en la empresa, CW, como $(W/w)g$ donde la variable g se define como el cociente entre personal eventual y total.

Dado que no se dispone de información para la pérdida porcentual de salario caso de estar desempleado, p , la estrategia ha consistido en incluir la variable UW1, definida como $(W/w)u$, e interpretar su coeficiente asociado como un estimador de p . La tasa de desempleo sectorial, u , se ha calculado a partir de la información sobre número de parados contenida en el Anuario de Estadísticas Laborales (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social) y el número de ocupados procedente de la Encuesta Industrial, resultando de la relación entre ambas fuentes una desagregación para dicha tasa de desempleo de 12 sectores manufactureros. Ante el mal comportamiento constatado, en estimaciones con datos individuales de empresas, de variables con tan amplio grado de agregación, y bajo la hipótesis de una relación inversa entre tasa de desempleo y tasa de crecimiento de la demanda sectorial, se calculó una segunda medida para el componente del mark-up salarial relacionado con el desempleo, UW2, utilizando un indicador de demanda sectorial, IEDS, desagregado a 73 sectores manufactureros, en sustitución de la tasa de desempleo, cambiando así el signo esperado para UW2 en la ecuación del margen.

Variables de entorno competitivo

Mediante este grupo de variables se pretenden captar aquéllos factores que o bien pueden modificar el comportamiento de las empresas, como las fluctuaciones en la demanda, la entrada y salida de empresas en el mercado y la variación en

el grado de penetración de las importaciones, o bien ser indicadores ex-post de dichas modificaciones en la conducta, como el grado de variabilidad temporal de la cuota de mercado.

Tanto la tasa de variación de la demanda como cuáles sean las expectativas que las empresas tengan sobre la evolución futura de la misma van a jugar un papel sustancial en el tipo de competencia que se establezca en cada uno de los mercados modificando, previsiblemente, el tipo de comportamiento estratégico entre las empresas establecidas y el número de éstas que operan en la industria. Sin embargo, en la medida en que no sólo es importante cuál sea la tasa de crecimiento de la demanda sectorial sino cómo se reparta la nueva demanda, tanto entre las empresas establecidas como entre éstas y las entrantes potenciales, no es posible predecir a priori su efecto sobre los márgenes¹⁷, que dependerá de cual sea el modelo de competencia dinámica que se especifique.

Para estudiar el comportamiento cíclico de los márgenes se han construido dos indicadores de demanda agregada. El primero se refiere al total de las manufacturas y se define como la tasa de variación temporal del valor añadido real (IDA), mientras que el segundo es un indicador de demanda sectorial (IEDS) que pretende incorporar la heterogeneidad en la evolución de las distintas industrias durante el período muestral.

Además, con el objetivo de captar el efecto que las expectativas de demanda futura a la empresa pudieran tener sobre la evolución de los márgenes via modificaciones del comportamiento estratégico, se ha empleado como indicador de

¹⁷ En Domowitz, Hubbard y Petersen (1986), por ejemplo, se concluye que la sensibilidad de los márgenes ante variaciones en la demanda depende del grado de concentración sectorial. Así, su modelo predice un distinto comportamiento cíclico de los márgenes según cual sea el nivel de concentración del mercado.

demanda individual esperada (IDIE) los adelantos de la diferencia entre el valor de las ventas y el de la producción sobre el valor de la producción, $[(PV-PQ)/PQ]_{t+1}$. Si se supone que la producción se planifica para cubrir tanto las ventas esperadas como la variación deseada en el volumen de existencias, la diferencia efectiva entre las ventas y la producción en cada año, esto es, la variación de existencias cambiada de signo, puede ser interpretada como el resultado del doble impacto, no anticipado y anticipado, de shocks de demanda¹⁸.

La parte de la producción relacionada con la acumulación planificada del volumen de existencias puede relacionarse con shocks anticipados de demanda, de modo que los adelantos de la diferencia entre el valor de las ventas y el de la producción sobre el valor de la producción, $[(PV-PQ)/PQ]_{t+1}$, podrían estar aproximando el efecto que las expectativas futuras de demanda a la empresa tienen sobre la evolución de los márgenes, justificando la interpretación de esta variable como un indicador de demanda individual esperada (IDIE). Por otra parte y como se verá, es posible relacionar la parte inesperada de la producción con el grado de utilización de la capacidad instalada.

Junto con las variables de demanda, se incluyen como variables que pueden modificar el comportamiento empresarial la tasa de rotación sectorial y el grado de penetración de las importaciones.

¹⁸ La variación de existencias (ΔE) se define como valor de la producción (Prd) menos valor de las ventas (Vtas); si la producción se planifica para cubrir tanto las ventas esperadas (Vtas^e) como la variación deseada en los stocks de existencias (ΔS^*), entonces:

$$\Delta E = Prd - Vtas = Vtas^e + \Delta S^* - Vtas$$

$$-\Delta E = [Vtas - Vtas^e] - \Delta S^*$$

donde el primer término recoge los shocks no anticipados de demanda y el segundo la desacumulación planificada de existencias.

La tasa de rotación sectorial, TR, mide el porcentaje de establecimientos que entran y salen de la industria, así que sus fluctuaciones pueden informar tanto de modificaciones en el tamaño de las barreras a la entrada (y a la salida), que alteren las posibilidades de las empresas establecidas de obtener rentas derivadas del ejercicio del poder de monopolio (esperándose un efecto negativo sobre los márgenes), como de cambios en las expectativas sobre la rentabilidad esperada (con un efecto indeterminado sobre los márgenes).

La penetración de las importaciones, PM, se define como importaciones de productos equivalentes sobre producción para la venta sectorial. Si las importaciones funcionan como un elemento disciplinador del mercado interior, un aumento en su tasa de penetración incrementará la competencia reduciendo los márgenes de los oligopolistas domésticos. Sin embargo, el efecto puede ser contrario si se admite la existencia de interrelaciones entre los importadores y las empresas nacionales, (véase Huergo 1991).

Por último, se utilizará como proxy del "estado de la competencia" el grado de estabilidad temporal de la cuota que la empresa tiene en los mercados en que opera, que puede ser interpretada como una medida dinámica de la concentración. La idea es que en industrias donde existen acuerdos colusivos las cuotas tenderán a ser estables y estarán muy correlacionadas en el tiempo; por otra parte, tanto las entradas como la competencia interna desestabilizarán las participaciones en el mercado de las empresas establecidas. La cuestión fundamental es pues que altos niveles de concentración sólo serán indicativos de falta de competencia si la identidad y el ranking de las empresas líderes persisten en el tiempo.

De este modo, la variabilidad temporal de la cuota de mercado, σ_c , debería atraer un signo negativo en la ecuación del margen en la medida en que puede ser

interpretada como un indicador ex-post del grado de competencia dinámica existente en la industria.

Variables de corrección del margen contable

La presencia de las variables de corrección en la ecuación del margen venía justificada por las diferencias existentes entre la variable que se observa (margen del precio sobre el coste medio variable de corto plazo) y la relevante desde el punto de vista de la teoría económica (margen del precio sobre el coste marginal de producción a largo plazo).

Suponiendo una función de producción localmente homogénea, el coeficiente de economías de escala, FC, controla por las diferencias entre costes marginales y medios de largo plazo. Como es obvio, para el caso de rendimientos constantes de escala, esto es, cuando el parámetro FC tome valor unidad, los costes medios y marginales coinciden de modo que no es necesaria corrección alguna.

Ante la ausencia de información individual sobre el valor que toma para cada empresa el coeficiente FC, se optó por emplear dos variables ficticias con dimensión sectorial, procedentes de una clasificación de los sectores basada en la estimación de funciones de costes sectoriales (ver Velázquez (1991) y Martín (1993)), que permitan discriminar, al menos, según qué tipo de rendimientos presenta el sector en el que la empresa realiza su actividad. Se ha utilizado una dummy de rendimientos decrecientes de escala (DRD), que toma valor unitario si la empresa opera en un sector con deseconomías de escala y cero en otro caso, y una dummy de rendimientos crecientes de escala (DRC), que será igual a la unidad cuando la empresa esté adscrita un sector con economías de escala. Para el caso

de empresas diversificadas, se asigna el tipo de rendimientos del sector principal.

Cuando los rendimientos de escala son decrecientes ($FC < 1$ o coste marginal superior al coste medio) la variable de corrección debería presentar un signo positivo pero, además, incrementos de demanda que se traduzcan en aumentos de producción tendrán como efecto aumentar la diferencia entre los costes marginales y los medios. Por el contrario, para el caso en que los rendimientos sean crecientes, un aumento en la producción provocará una reducción en la diferencia entre los marginales y los medios.

Es por ello que se decidió introducir las variables de rendimientos interaccionadas con alguna variable de demanda y, dado que la información sobre el tipo de economías de escala hace referencia a la industria, la elegida ha sido el indicador de demanda sectorial (IEDS). De este modo, se espera un efecto positivo para la interacción entre la dummy de rendimientos decrecientes y el indicador exógeno de demanda ($DRD * IEDS = RDIS$) mientras que debería ser negativo para el caso de rendimientos crecientes ($DRC * IEDS = RCIS$).

Según se ha justificado en el capítulo I de este trabajo, la variable que corrija por la diferencia entre los costes medios totales de corto y largo plazo debe atraer un signo negativo en la ecuación del margen siempre que la empresa no esté realizando un uso óptimo de su capacidad instalada, esto es, si no está operando en lo que se ha llamado "óptimo de explotación". Por otra parte, la existencia de variaciones inesperadas en la demanda a la empresa informan sobre ciertos errores en la predicción de las ventas futuras, de modo que el nivel de producción diferirá de aquél que correspondería a un uso óptimo de la capacidad instalada. Por el contrario, si los pronósticos en cuanto a la demanda esperada

se han cumplido, se puede suponer que la empresa opera en un entorno de su "óptimo de explotación", utilizando de una manera óptima la capacidad instalada. Esto es así porque las fluctuaciones inesperadas en la demanda, aparte de provocar una variación en las existencias, es muy posible que, transcurrido cierto tiempo, vengan acompañadas de modificaciones en las cantidades utilizadas de factores variables y en el grado de utilización de los factores fijos y cuasifijos. Así, parece que la variable (cambiada de signo) variación de las existencias sobre el valor de la producción contemporáneamente está correlacionada con el grado de utilización de la capacidad productiva en la empresa. Valores positivos de esta variable están correlacionados con una sobreutilización de la capacidad instalada mientras que los negativos pueden advertir sobre un exceso de capacidad en la empresa.

Así, se incluyó como variable de corrección un indicador del grado en que la capacidad instalada está siendo utilizada de una manera no óptima, IUC, definido como la variación de existencias sobre el valor de las ventas de forma cuadrática ($IUC = (-\Delta E/PQ)^2$). Siempre que dicho indicador sea no nulo, los costes medios de largo plazo son inferiores a los de corto y, por tanto, es necesario corregir el margen contable por dicha diferencia. El signo esperado para el coeficiente de IUC es negativo.

Por último, se corrige por el hecho de que el margen contable no es neto de los costes de capital físico, que pueden ser expresados como el producto entre el coste de uso del capital (λ_B) y el valor del stock de capital físico relativo a las ventas (P^k/PQ). Tomando como base la anterior descomposición, la estrategia consiste en aproximar ambas variables con la información contable disponible.

Según el modelo teórico de maximización intertemporal del valor presente de la empresa desarrollado en el capítulo I y resumido en la ecuación [1], el coste de uso del capital para una empresa que acude a los mercados financieros viene dado por la siguiente expresión:

$$\lambda_B = r (1 + e_{rB}) + \delta - (1-\delta) \Pi^k$$

donde r es el tipo de interés pagado por el endeudamiento, e_{rB} la elasticidad tipo de interés endeudamiento, δ la tasa de depreciación física del capital y Π^k la tasa de inflación de los bienes de capital.

El tipo de interés, r , se ha calculado para cada año como el cociente entre los gastos financieros (GF) y la cuantía del endeudamiento (E).

La tasa de depreciación, δ , se aproximó mediante el cociente entre la dotación a amortizaciones y el inmovilizado material bruto. Sin embargo, dada la existencia de determinados factores (reales, fiscales o financieros), diferentes de la depreciación física, que pueden estar condicionando las amortizaciones de cada año, se construyó también, para cada empresa, una tasa de depreciación media δ_m , constante para todo el periodo muestral.

La tasa de apreciación de los bienes de capital, Π^k , se ha calculado a partir del índice de precios de la formación bruta de capital fijo, variable para la que no existe información desagregada sectorialmente.

Considerando que el tipo de interés requerido por los acreedores financieros depende de cual sea su percepción sobre el grado de incertidumbre en la empresa, es razonable entonces suponer la existencia de cierta relación entre

la sensibilidad del tipo de interés al endeudamiento y alguna variable que controle por las variaciones en el riesgo que soporta la empresa. Así y con el fin de captar el efecto que las fluctuaciones del riesgo pueden tener sobre el coste de uso del capital, vía modificaciones en la elasticidad del tipo de interés respecto a la cuantía del endeudamiento, se han construido diversas variables de riesgo que pueden agruparse en dos categorías.

La primera categoría está formada por aproximaciones empíricas al riesgo basadas en variables financieras, como el grado de apalancamiento financiero o el coeficiente de endeudamiento, y que pretenden ser indicadores de la probabilidad de quiebra para la empresa. Se probó con el coeficiente de endeudamiento (CE) definido como el cociente entre el endeudamiento y el activo neto de la empresa.

El segundo grupo incluye aquellas variables que calculan el riesgo a través de la variabilidad temporal de la tasa de rendimiento empresarial. En esta línea, inicialmente se experimentó con la desviación típica (σ_{MPC}) y el coeficiente de variación (CV_{MPC}) del margen.

Sin embargo y según el modelo de determinación del precio para activos de capital, (Mossin, 1966), no todo el riesgo va a ser remunerado por el mercado. En particular y dado que los inversores pueden reducir los riesgos derivados de un determinado activo combinándolo con otros mediante el mantenimiento de una cartera diversificada, dicho activo únicamente tendrá prima de riesgo en la medida en que le afecten las variaciones en el tipo de interés medio global de la cartera óptima.

Basándose entonces en las diferencias entre el riesgo derivado de fluctuaciones en el rendimiento de la empresa que son independientes de la evolución global de la economía, y frente al cual los inversores pueden cubrirse diversificando su cartera de valores, y el riesgo cuyo origen está en el movimiento de los tipos de interés globales, el CAPM (Capital Asset Pricing Model) establece la proporcionalidad entre la prima de riesgo de un activo y la covarianza entre la rentabilidad de éste y el tipo de rendimiento medio de la cartera óptima.

Entonces, parece que lo relevante en la especificación del coste de uso del capital es el riesgo del que no pueden cubrirse los inversores; cuánto mayor sea la correlación entre las variaciones de la tasa de rendimiento de la empresa y la de la economía, mayor será el tipo de interés que habrá de pagar la empresa para conseguir fondos, dada la imposibilidad de cobertura para los inversores mediante la diversificación de sus activos.

Por tanto, se ha utilizado la covarianza temporal entre el margen de la empresa y el margen medio para toda la muestra¹⁹, relativo a la varianza del margen medio, como proxy del riesgo no diversificable (CO).

No obstante, numerosos estudios empíricos han evidenciado que el CAPM no es suficiente para explicar el precio de los activos de capital, existiendo otros factores distintos del riesgo sistemático relevantes a la hora de determinar la valoración de la empresa. En particular, Reinganum y Smith (1983) encuentran que,

¹⁹ El CAPM establece la proporcionalidad entre la prima de riesgo de un activo y la covarianza entre la rentabilidad de éste y el tipo de rendimiento de la cartera óptima. La utilización del margen medio de las empresas que componen la muestra constituye una aproximación sesgada del tipo de rendimiento de la cartera óptima dado que en ésta se deberían incluir, además, ciertos activos pertenecientes a sectores no manufactureros.

una vez controladas las diferencias por el riesgo no diversificable, los inversores de capital valoran más la remuneración de los activos vinculados a empresas grandes que los de las pequeñas, así que el tipo de rendimiento requerido a las grandes es menor para primas de riesgo iguales. Existe entonces alguna variable omitida, correlacionada con el tamaño de la empresa, que genera ventajas derivadas de un menor coste de uso del capital para las empresas grandes.

Así, se decidió especificar la elasticidad del tipo de interés respecto de la cuantía del endeudamiento en función de alguna de las variables construidas para aproximar el riesgo (RI) y del tamaño de la empresa, medido a través de su cuota de mercado (s):

$$e_{rB} = e_0 + e_1 s + e_2 RI$$

donde e_1 y e_2 deberían tener signos negativo y positivo respectivamente.

En cuanto al valor del stock de capital físico relativo a las ventas (P_k/P_Q), se considera que la variable capital adecuada en el estudio de los márgenes es el stock de capital neto a coste de reposición que, suponiendo una tasa de depreciación exponencial constante y la inexistencia de retiros prematuros, se calcula a partir de la siguiente aproximación empírica iterativa:

$$K_t = K_{t-1} (1-d_m) \frac{P_t^k}{P_{t-1}^k} + I_t$$

donde K_t es el valor del stock de capital neto a precios de reposición en el año t , d_m es la tasa de depreciación media del periodo, P_t^k es el deflactor implícito de la formación bruta de capital fijo en año t e I_t es el valor de la inversión.

III.2.- MODELO ECONOMETRICO PARA EL MARGEN. PRINCIPALES RESULTADOS

La muestra consiste en un panel completo de 979 empresas españolas manufactureras para el periodo 1983-1990 procedente de la Central de Balances del Banco de España. Además, se utiliza información complementaria de la Encuesta Industrial (INE) y del Anuario de Estadísticas Laborales (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social).

Teniendo en cuenta que los modelos de salario predeterminado excluyen el mark-up salarial en la ecuación del margen precio-coste, la estrategia utilizada consiste en estimar una versión lineal del modelo contenido en la ecuación [1] para, con posterioridad, incluir las variables del mercado de trabajo y contrastar la determinación no competitiva de los salarios.

Así y en base a las consideraciones realizadas en apartado anterior, se ha especificado el siguiente modelo empírico:

$$\begin{aligned} \text{MPC}_{jit}^{\circ} = & \alpha_1 s_{jit} + \alpha_2 \text{EV}_{jit} + \lambda_{jit} \text{KV}_{jit} + \beta_1 \text{IUC}_{jit} + \beta_2 \text{RDIS}_{it} + \beta_3 \text{RCIS}_{it} + \\ & + \gamma_1 \text{IDIE}_{jit} + \gamma_2 \text{TR}_{it} + \gamma_3 \text{PM}_{it} + \gamma_4 \sigma_{s_{jit}} + \sum_{t=2}^T \xi_t \text{DT}_t + v_{jit} \end{aligned}$$

$$\lambda_{jit} = r_{jit} [1 + \epsilon_0 + \epsilon_1 s_{jit} + \epsilon_2 \text{RI}_{jit}] + \epsilon_3 \delta_{mji} + \epsilon_4 \pi_t (1 - \delta_{mji})$$

$$v_{jit} = u_{jit} + \rho_{ji} \quad u_{jit} \text{ iid con media cero}$$

$$j = 1, \dots, 979 \text{ (empresas)} \quad i = 1, \dots, 73 \text{ (sectores)} \quad t = 1, \dots, 8 \text{ (años)}$$

donde u es el término de error que se supone idénticamente distribuido y con media 0 y ρ es el efecto fijo individual, y donde:

MPC° = margen precio coste variable medio de corto plazo, o margen observable
 s = cuota de mercado
 EV = volumen de endeudamiento sobre el valor de las ventas
 λ = coste de uso del capital
 KV = valor del stock de capital neto a precios de reposición sobre ventas
 IUC = indicador de utilización de la capacidad
 RDIS = dummy de rendimientos decrecientes (DRD) interaccionada con el indicador de demanda sectorial (IEDS)
 RCIS = dummy de rendimientos crecientes (DRC) interaccionada con el indicador de demanda sectorial (IEDS)
 IDIE = indicador de demanda individual esperada
 TR = tasa de rotación sectorial
 PM = penetración sectorial de las importaciones
 σ_s = desviación típica de la media móvil de la cuota de mercado
 DT = dummies temporales
 r = tipo de interés pagado por el endeudamiento
 RI = variable que recoge el riesgo en la empresa
 δ = tasa de depreciación física del capital
 π = tasa de inflación de los bienes de capital

Las estimaciones, en primeras diferencias para tratar los efectos individuales inobservables, han sido realizadas con el programa DPD (ver Arellano y Bond, 1988 y 1991) que, mediante una versión del método generalizado de los momentos, permite controlar los problemas de endogeneidad de las variables explicativas, utilizando sus retardos como instrumentos, así como corregir la existencia de heterocedasticidad mediante la estimación en dos etapas.

Dada la potencial endogeneidad de todas las variables explicativas, que se confirma con los peores valores del test de Sargan caso de que no se instrumente alguna variable o se haga con el primer retardo, se decidió instrumentarlas utilizando a partir de su segundo retardo. El programa DPD limita el tamaño de la matriz de instrumentos, de modo que la decisión para cada variable de cuántos retardos incluir a partir del segundo se ha realizado en base a los resultados empíricos, si bien las diferencias entre las múltiples posibles combinaciones son muy marginales. Para el caso de todas aquellas variables que aparecen en el modelo interaccionando con el capital nominal sobre ventas, se construyeron los instrumentos equivalentes utilizando el capital real.

El término de error del modelo en diferencias muestra autocorrelación de primer orden pero no de segundo, como corresponde al supuesto realizado sobre la no autocorrelación en el residuo del modelo en niveles. Además, el test Sargan sobre el cumplimiento de las restricciones de sobreidentificación en todos los casos no se rechaza, al menos, al 10% de significación.

De las distintas variables construidas para aproximar el riesgo (coeficiente de endeudamiento, desviación típica y coeficiente de variación del margen) los mejores resultados corresponden, en todas las especificaciones y con respecto a todos los criterios (test de Sargan, signo y significatividad del coeficiente del riesgo) a la proxy utilizada para recoger el riesgo sistemático no evitable mediante la diversificación de la cartera de valores, CO. Es por ello que las regresiones presentadas incluyen esta variable como medida del riesgo en la estimación del coste de uso del capital.

Las estimaciones toman 1986 como primer corte transversal utilizable, dado que se pierde un año al tomar diferencias y dos más se reservan para instrumentar las variables explicativas. En 1986 coincidieron tres cambios importantes que provocaron cierta ruptura en el comportamiento de algunas series económicas: la implantación del Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA) en sustitución del impuesto sobre el Tráfico de las Empresas (ITE) y otros impuestos indirectos, el descenso brusco del precio del petróleo a nivel mundial y el inicio del desarme arancelario, con la consiguiente supresión de la desgravación fiscal a la exportación. A estos cambios contables hay que añadir una posible modificación en la conducta estratégica de las empresas motivada por la apertura de mercados que supuso la integración de España en la CEE. Así, parece conveniente tener en cuenta el posible impacto en la ecuación de estos factores.

Las estimaciones se han realizado con variables ficticias temporales. Las dummies temporales son siempre significativas observándose una tendencia al crecimiento de los márgenes en los años 86 y 87, para decrecer en los últimos años de la muestra. Esta evolución temporal puede estar relacionada los primeros años con los cambios contables, pero más bien parece indicativa de un movimiento cíclico de carácter macroeconómico (común a todas las empresas) en los márgenes.

Los modelos 1.A y 1.B del cuadro 1 (página siguiente) resumen los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación especificada para el margen, según que se incluya o no la variable endógena retardada.

Como puede comprobarse, todas las variables significativas presentan el signo correcto, a excepción del efecto estimado sobre el coste de uso del capital para las tasas de depreciación ($K \cdot d_m$) y apreciación ($K \cdot (1 - d_m) \cdot \pi$) de los bienes de capital. Este inesperado resultado se ha mantenido en las diferentes pruebas realizadas. Por otra parte resulta sorprendente que, si bien la variable endógena retardada no es significativa, de modo que no parece haber razones para mantenerla en el modelo, su inclusión (1.B, cuadro 1) produce modificaciones importantes en el coste de uso del capital estimado, en los contrastes de autocorrelación así como en la cuantía y significatividad del resto de las variables explicativas. Como se verá a continuación, el resultado anterior está relacionado con la existencia de una pequeña submuestra de empresas (las 42 empresas que han tenido titularidad pública en alguno de los años de la muestra) para la cual la endógena retardada es altamente significativa.

Dado que, a priori, parece razonable suponer que los objetivos y las restricciones que operan para las empresas públicas no han de coincidir necesariamente con los de las privadas, junto con el hecho de que en la mayoría

CUADRO 1

PRIMERAS DIFERENCIAS VARIABLE DEPENDIENTE: MPC°
 NUMERO DE EMPRESAS: 979 PERIODO 1986-1990

VARIABLE	MODELO 1.A	MODELO 1.B
s	0.128 (1.28)	0.396 (3.40)
EV	-0.123 (-6.52)	-0.093 (-3.91)
KV*r	0.115 (0.98)	0.240 (1.86)
KV*r*s	-2.869 (-3.62)	-4.474 (-4.99)
KV*r*CO	0.101 (13.48)	0.127 (15.02)
KV* δ_m	-1.097 (-1.74)	-1.398 (-2.16)
KV*(1- δ_m)* π	1.068 (2.22)	-0.064 (-0.10)
IUC	-0.064 (-0.94)	-0.190 (-2.80)
RDIS	0.386 (2.96)	0.491 (3.72)
RCIS	-0.196 (-1.08)	-0.180 (-0.92)
IDIE	0.176 (3.48)	0.047 (0.89)
TR	0.008 (0.32)	-0.032 (-1.20)
PM	-0.232 (-2.59)	-0.369 (-3.95)
σ_s	-0.059 (-0.17)	-0.403 (-1.06)
MPC-1		-0.080 (-1.00)
CONST	0.021 (4.68)	0.023 (4.31)
D87	-0.011 (-2.99)	-0.009 (-2.54)
D88	-0.022 (-4.66)	-0.027 (-4.90)
D89	-0.024 (-6.21)	-0.022 (-4.56)
D90	-0.023 (-4.88)	-0.029 (-5.54)
λ_B ESTIMADO	-0.69 %	-6.11 %
TEST SARGAN	63.72 (56)	63.88 (56)
WT D. TEMPORALES	50.7 (5)	40.3 (5)
M1	-4.31	-2.90
M2	-1.42	-0.69

NOTAS AL CUADRO 1:

1) Todas las estimaciones se han realizado con el programa DPD de Arellano y Bond. M1 y M2 son test para la correlación serial de primer y segundo orden. El estadístico de Sargan es un test de restricciones de sobreidentificación (ver Arellano y Bond, 1991)

2) Se presentan estimadores en dos etapas robustos a heterocedasticidad.

3) T ratios entre paréntesis

4) El coste de uso del capital estimado, λ_B , ha sido calculado mediante la siguiente fórmula:

$$\lambda_B = \lambda_1 \bar{I} + \lambda_2 \overline{I*s} + \lambda_3 \overline{I*CO} + \lambda_4 \overline{\delta_m} + \lambda_5 \overline{(1-\delta_m)*\pi}$$

donde la barra representa los valores medios (ver Apéndice 5 para medias y desviaciones típicas de las variables).

5) Instrumentos: todas las variables fueron instrumentadas con su segundo retardo excepto s, K*r, IUC y IDIE para las que se utilizaron tres retardos a partir del segundo. Para aquellas variables en que interviene el capital nominal sobre ventas (K) se construyeron los instrumentos correspondientes con el capital real.

de los estudios empíricos sobre márgenes se excluyen las empresas públicas, ha motivado la investigación sobre un posible comportamiento estratégico diferencial en función del tipo de titularidad de la empresa. Así y dado que el reducido número de empresas públicas no permite estimar un modelo específico para la submuestra de públicas, se construyeron dos dummies que identificaran posibles conductas diferenciales entre las empresas que para algún año de la muestra hayan tenido titularidad pública y aquellas que hayan sido privadas durante todo el periodo muestral (PU y PR, respectivamente), procediendo a interaccionarlas con las variables explicativas del margen. Tras las pruebas realizadas para múltiples combinaciones, no se detectaron diferencias significativas en el impacto de las variables según la titularidad de la empresa, excepto en el caso del efecto del tipo de interés sobre el coste de uso del capital y en el del margen retardado. Los resultados obtenidos, que mejoran notablemente con la introducción de las dummies de pública y privada, se resumen en el cuadro 2 que aparece en la página siguiente.

En cuanto a las variables que están directamente relacionadas con las decisiones de las empresas, cuota de mercado y volumen de endeudamiento relativo a las ventas, son muy significativas en todos los casos.

La cuota de mercado explica gran parte de la variabilidad en los márgenes y su coeficiente y significatividad aumentan cuándo no se incluye en el coste de uso del capital la proxy de la depreciación (modelos 2.B1 y 2.B2, cuadro 2). Su efecto sobre el poder de monopolio es positivo dado que, al efecto cuota, hay que añadir su impacto vía reducción en el coste de uso del capital.

El endeudamiento sobre las ventas resultó significativo y con el signo esperado en todas las pruebas realizadas. El coeficiente estimado para esta

CUADRO 2
PRIMERAS DIFERENCIAS **VARIABLE DEPENDIENTE: MPC^o**
NUMERO DE EMPRESAS: 979 **PERIODO 1986-1990**

VARIABLE	MODELO 2.A		MODELO 2.B1		MODELO 2.B2	
s	0.358	(3.84)	0.588	(6.38)	0.543	(5.68)*
EV	-0.097	(-5.22)	-0.132	(-8.79)	-0.119	(-7.79)*
KV*r*PU	-0.115	(-0.57)	-0.193	(-1.17)	-0.132	(-0.87)
KV*r*PR	0.434	(4.09)	0.357	(3.42)	0.312	(2.88)
KV*r*S	-3.170	(-4.31)	-3.873	(-5.95)	-3.936	(-6.86)*
KV*r*CO	0.104	(10.22)	0.110	(13.64)	0.114	(14.92)*
KV*δ _m	-1.653	(-4.06)				
KV(1-δ _m)*π	0.111	(0.22)				
IUC	-0.248	(-4.80)	-0.183	(-3.36)	-0.187	(-3.81)
RDIS	0.464	(5.78)	0.489	(6.85)	0.448	(6.68)*
RCIS	-0.183	(-1.11)	-0.300	(-1.73)	-0.272	(-1.73)
IDIE	0.066	(1.54)	0.107	(3.38)	0.112	(3.73)*
TR	-0.015	(-0.85)	-0.051	(-2.13)	-0.030	(-1.41)
PM	-0.304	(-3.99)	-0.310	(-4.21)	-0.310	(-4.26)*
σ _s	-0.275	(-0.89)	-0.754	(-2.51)	-0.713	(-2.46)
(MPC-1)*PU	-0.264	(-5.20)	-0.308	(-6.98)	-0.272	(-6.07)*
(MPC-1)*PR	0.154	(1.50)	0.097	(0.94)		
CONST	0.020	(4.83)	0.019	(5.13)	0.020	(5.62)*
D87	-0.011	(-3.17)	-0.007	(-2.44)	-0.008	(-2.26)*
D88	-0.023	(-5.44)	-0.027	(-6.17)	-0.025	(-6.18)*
D89	-0.020	(-4.75)	-0.020	(-6.04)	-0.021	(-7.23)*
D90	-0.025	(-5.18)	-0.027	(-5.95)	-0.028	(-6.22)*
λ _B PUBLICAS	-12.39 %		-2.67 %		-1.82 %	
λ _B PRIVADAS	-3.80 %		5.73 %		5.04 %	
TEST SARGAN	70.05 (65)		71.75 (65)		72.67 (65)	
WT D. TEMPOR	39.3 (5)		61.2 (5)		70.0 (5)	
M1	-4.63		-3.78		-5.83	
M2	0.15		0.01		-0.57	

NOTAS AL CUADRO 2:

1) Todas las estimaciones se han realizado con el programa DPD de Arellano y Bond. M1 y M2 son test para la correlación serial de primer y segundo orden. El estadístico de Sargan es un test de restricciones de sobreidentificación (ver Arellano y Bond, 1991)

2) Se presentan estimadores en dos etapas robustos a heterocedasticidad. T ratios entre paréntesis.

3) El asterisco (*) indica coeficientes significativos, al menos al 20%, para el estimador MGM en una etapa robusto a heterocedasticidad.

4) El coste de uso del capital para empresas públicas (λ_B^{PU}) y privadas (λ_B^{PR}) ha sido calculado mediante la siguiente fórmula:

$$\lambda_B^{PU} = \lambda_1^{PU} \overline{r^{PB}} + \lambda_2 \overline{(r*S)} + \lambda_3 \overline{(r*CO)} + \lambda_4 \overline{\delta_m} + \lambda_5 \overline{[(1-\delta_m)*\pi]}$$

$$\lambda_B^{PR} = \lambda_1^{PR} \overline{r^{PR}} + \lambda_2 \overline{(r*S)} + \lambda_3 \overline{(r*CO)} + \lambda_4 \overline{\delta_m} + \lambda_5 \overline{[(1-\delta_m)*\pi]}$$

donde la barra representa los valores medios (ver Apéndice 6).

5) Instrumentos: todas la variables fueron instrumentadas con su segundo retardo excepto s, K*r, IUC para los que se utilizaron tres retardos a partir del segundo e IDIE con dos retardos a partir del segundo. Para aquellas variables en que interviene el capital nominal sobre ventas (K) se construyeron los instrumentos correspondientes con el capital real.

variable se interpreta como el producto del parámetro de rendimientos de escala, la elasticidad del tipo de interés respecto de la producción de la empresa y el tipo de interés: $FC e_{r_0} r$. Teniendo en cuenta que el tipo de interés medio es del 16% (ver apéndice 3) y suponiendo un valor medio para FC unitario, se obtiene un valor estimado para la elasticidad del tipo de interés a variaciones en la demanda que oscila entre el 60 y el 82% en valor absoluto, resultado que parece bastante razonable²⁰.

Las variables de entorno competitivo parecen captar bien aquellos factores que pueden modificar el comportamiento estratégico de las empresas o ser indicadores ex-post de cambios en su conducta.

El indicador de demanda individual esperada (IDIE), cuyo signo no estaba definido a nivel teórico, tiene un efecto positivo y significativo sobre los márgenes, indicando así un comportamiento procíclico de los mismos. Las variaciones en la tasa de rotación (TR) están operando como proxy de cambios en la altura de las barreras a la entrada y a la salida en las industrias, con el consiguiente resultado reductor en el poder de mercado de las empresas establecidas.

La incorporación de España a la Comunidad Económica Europea en 1986 y el progresivo desarme arancelario que supuso la integración, constituyen un motivo más que suficiente para esperar cambios en la conducta de las empresas que tengan su origen en variaciones en la penetración sectorial de las importaciones (PM). El aumento de la competencia exterior durante el periodo muestral ha disciplinado

²⁰ Si el tipo de interés inicial es, por ejemplo, el medio del 16%, un aumento del 10% en el nivel de producción provocará una reducción de entre 1 y 1.3 puntos porcentuales en el interés pagado por el endeudamiento.

los mercados interiores limitando, por consiguiente, la posibilidad de obtener rentas derivadas del ejercicio del poder de monopolio.

Los clásicos índices de concentración industrial se han revelado bastante ineficaces en especificaciones con datos de empresas que incluyan la cuota de mercado. Así, la variabilidad temporal de la cuota de mercado de la empresa se introdujo en el modelo como un posible indicador ex-post del tipo de competencia dinámica existente, bajo el supuesto de que cuotas relativamente estables constituyen un síntoma de la existencia de acuerdos colusivos entre los oligopolistas que operan en el mercado. Los resultados obtenidos corroboran la hipótesis sobre la relación entre la volatilidad de la participación de la empresa en el mercado y el grado de cooperación de los productores que participan en la industria, indicando que esta variable aproxima razonablemente bien las variaciones en la competencia directa que soporta la empresa en su mercado relevante.

Entre las llamadas variables de corrección se incluyeron el indicador del grado de utilización de la capacidad (IUC), las dummies de rendimientos de escala interaccionadas con el indicador de demanda sectorial (RDIS y RCIS) y los costes del capital físico ($\lambda_B P^k/PQ$).

El indicador del grado de utilización de la capacidad funciona en el sentido esperado corrigiendo a la baja el margen contable, dado que las diferencias entre los costes medios de largo y corto plazo introducen un sesgo de infravaloración en los márgenes de largo plazo.

Las dummies de rendimientos también son significativas y presentan el signo esperado, siendo la corrección por rendimientos decrecientes más significativa

y comparativamente un 50% mayor que la necesaria para el caso de rendimientos crecientes.

El tratamiento diferenciado de las empresas públicas y privadas no mejora los resultados en cuanto a las variables tasa de depreciación y de apreciación de los bienes de capital. Mientras que la tasa apreciación es no significativa, la de depreciación es significativa y presenta un signo contrario al esperado. Con respecto a la tasa de apreciación, con variabilidad únicamente temporal, la no disponibilidad de información desagregada junto con el hecho de que la inclusión del margen retardado elimine su efecto sobre el coste de uso del capital, sugiere que la variable utilizada no está captando modificaciones en los precios del capital físico sino alguna clase de efecto macroeconómico.

La cuestión de cómo interpretar en el modelo el efecto negativo de la tasa de depreciación de los bienes de capital es complicada. Dado que desde el punto de vista teórico no parece haber duda alguna sobre su efecto esperado, se sospecha que la explicación debería estar relacionada con la propia implementación empírica. Por una parte, si como parece observarse en la realidad, el incremento de las ventas de la empresa acelera el proceso de amortizaciones de capital, la interacción entre la proxy de la depreciación y el valor del capital neto sobre las ventas, negativamente correlacionadas²¹, puede estar captando los efectos sobre el margen de variaciones en la demanda a la empresa. Comparando el modelo 2.A con el 2.B1 y 2B.2, se puede comprobar como la exclusión del término $K*d_m$ aumenta la significatividad y el coeficiente de RDIS, RCIS e

²¹ Si ante un aumento de las ventas las empresas deciden acelerar su dotación a amortizaciones de capital, dado que se aproxima la tasa de depreciación física mediante el cociente entre la dotación a amortizaciones y el inmovilizado material bruto, se estará sobrevalorando la verdadera tasa de depreciación e infravalorando el capital neto del periodo.

IDIE, variables que recogen los efectos demanda sobre el poder de monopolio. Algo similar sucede con todas las variables que incluyen la cuota de mercado. Por otra parte, si la depreciación está positivamente correlacionada con el grado en que los activos de capital son irrecuperables, esto es, si cuánto mayor sea la depreciación mayor es el grado de irrecuperabilidad de los activos de capital, entonces y en la medida en que las correcciones al margen observable por el capital que utiliza la empresa deberían referirse únicamente a aquella parte de dicho capital que es recuperable, aparece una posible explicación alternativa al impacto negativo de la depreciación en el coste de uso del capital.

Dado que, durante el período muestral, los valores medios de las tasas de depreciación y apreciación de los bienes de capital han sido muy similares (6,9% para depreciación y 6,1% en el caso de la inflación), tendiendo por tanto a anularse su efecto conjunto sobre el coste de uso del capital, y teniendo cuenta la nula repercusión de la exclusión de ambas tasas sobre el conjunto de la estimación, se han escogido las estimaciones 2.B (2.B1 y 2.B2, cuadro 2), para las cuales todas las variables son significativas, presentan el signo correcto y el valor de los distintos test de especificación es muy razonable²². Entonces, el coste de uso del capital estimado se puede interpretar como válido para el caso de empresas donde las tasas de depreciación y de apreciación del capital físico hayan sido, en media, similares durante el período muestral.

²² Como las proxies utilizadas no parecen captar los efectos de las tasas de depreciación e inflación sobre el coste de uso del capital, se utilizaron 13 dummies sectoriales interaccionadas con la variable valor del capital sobre ventas para intentar captar posibles comportamientos sectoriales diferenciales en el impacto conjunto de ambas tasas, resultando no significativas para 10 de los 13 sectores manufactureros. Este resultado parece confirmar la hipótesis de ausencia de efecto conjunto en media de depreciación e inflación sobre el coste de uso del capital.

Como puede observarse, el tipo de titularidad de la empresa es determinante en lo que respecta al valor estimado para el coste de uso del capital y al impacto del margen precio-coste retardado.

El coste de uso de capital calculado para aquellas empresas que tuvieron titularidad pública en algún año de la muestra es no positivo en todos los casos y alrededor de 8 puntos porcentuales inferior al estimado para las privadas. En el caso de empresas privadas, se obtienen valores positivos para el coste de uso del capital.

El margen retardado es no significativo para empresas con titularidad privada. La exclusión de la endógena retardada para las privadas ($MPC_{i,t} * PR$) no altera los resultados para el resto de los parámetros y mejora claramente el valor obtenido para el estadístico $M1$ de autocorrelación serial de primer orden. Así, se ha elegido como preferida la estimación 2.B2 (cuadro 2). El importante impacto encontrado para la endógena retardada en el caso de las empresas públicas ($MPC_{i,t} * PU$) pone de manifiesto las limitaciones de la especificación para modelizar los márgenes de las empresas no privadas. Parece entonces que el modelo especificado explica razonablemente bien la evolución de los márgenes de las empresas privadas pero que, sin embargo, existen problemas de infraespecificación para las públicas, que no es posible abordar en el contexto de las variables incluidas en el modelo.

Los resultados obtenidos parecen corroborar el modelo CAP, aunque de un modo incompleto, dado que el riesgo relevante en la especificación del coste de uso del capital es aquel del que no pueden cubrirse los inversores diversificando activos. Así, la prima por riesgo no diversificable aumenta, en media, en torno a un punto porcentual el coste de uso del capital. Sin embargo, para primas de

riesgo iguales, las empresas grandes tienen un coste de uso del capital inferior al de las pequeñas que está cuantificado, en media, en alrededor de un punto porcentual. Por tanto, cuota de mercado y riesgo no diversificable tienen en media un efecto conjunto sobre el coste de uso del capital del mismo orden aunque de signo contrario.

Cuando se expuso el modelo teórico de referencia se consideró razonable, siguiendo a Martin(1988), que la elasticidad del tipo de interés respecto al endeudamiento fuera no negativa. Sin embargo, teniendo en cuenta que el coeficiente de K^*r es $(1+\epsilon_0)$, el estimador para ϵ_0 es de $-0,7$, idéntico al obtenido para la elasticidad interés endeudamiento²³ (el efecto cuota y riesgo tienden a anularse en media). Este resultado puede tener cierta lógica. Las empresas altamente endeudadas con un fondo de comercio considerable aunque con escasos activos físicos con los que hacer frente a un posible embargo, es muy probable que disfruten de cierto poder a la hora de renegociar créditos con sus acreedores financieros, pudiendo observar así un efecto inverso entre la variación del endeudamiento y el tipo de interés pagado por el mismo.

El coste de uso de capital estimado para los modelos que, por una parte excluyen las tasa de depreciación del capital y, por otra, permiten distinto comportamiento según la titularidad de la empresa, es, para las empresas privadas, de alrededor del 5%. Obviando las correcciones por la diferencia entre los costes marginales y los medios de corto plazo, que son cuantitativamente pequeñas, y teniendo en cuenta que el margen medio es del 11%, se obtiene un valor para el margen precio coste medio de largo plazo del 9%. Por tanto, una vez

23

$$r(1+\epsilon_{rB}) = r[1+(\epsilon_0+\epsilon_1S+\epsilon_2CO)] \implies \hat{\epsilon}_{rB} = (0.31-1) - 3,94S + 0.11CO$$

imputados todos los costes de producción, existe un excedente derivado del ejercicio del poder de monopolio.

Como ya se adelantó en el tercer epígrafe del capítulo II, los coeficientes estimados por MGM en una etapa robustos a heterocedasticidad y en dos etapas son muy similares. Este resultado era previsible dado que, bajo el supuesto de ausencia de autocorrelación en el término de error en niveles, ambos estimadores son consistentes. Los estimadores del error estándar en una etapa robustos a heterocedasticidad son siempre mucho mayores (alrededor de 2.5 veces) que los de dos etapas e incluso para el caso del margen retardado para las públicas ($MPC*PU_1$) llega a ser casi cinco veces mayor. En el cuadro 2 y respecto a la especificación preferida (página 102, modelo 2.B2) figuran con un asterisco los parámetros que mantienen significatividad para el estimador MGM en una etapa robusto a heterocedasticidad. Lo más relevante deja de ser significativo el impacto directo del tipo de interés sobre el coste de uso del capital para las empresas privadas. Además, no son significativos los coeficientes asociados a algunas de las variables de corrección (IUC, RCIS) y de entorno competitivo (TR, σ_1). Aunque se esperaba la ganancia de eficiencia con la estimación en dos etapas, la cuantía de las diferencias entre ambas estimaciones de los errores estándar junto con la constatación de la presencia de un sesgo a la baja en algunas muestras finitas del estimador de los errores estándar en dos etapas, obliga a una interpretación de las inferencias basadas en el estimador en dos etapas necesariamente prudente. Como ya se ha sugerido, puede ser razonable considerar que los estimadores del error estándar en una y dos etapas constituyen, respectivamente, una cota superior e inferior al verdadero error de los parámetros estimados.

Siguiendo la línea argumental expuesta en el capítulo I de este trabajo, el mark-up salarial tiene justificada su presencia en la ecuación del margen

precio-coste siempre que el proceso de negociación sea eficiente, esto es, cuando sindicatos y empresarios negocien tanto salarios como niveles de empleo. Sin embargo, en el contexto de modelos "right to manage", donde la negociación se refiere exclusivamente a los niveles salariales, también se expusieron algunas razones de carácter empírico que podían explicar un impacto positivo del premio salarial sobre el margen empresarial.

El cuadro 3 de la siguiente página contiene los resultados obtenidos cuando en la ecuación del margen se incluye el markup salarial relevante, descompuesto en el margen salarial respecto al salario medio de la industria (MW), la pérdida salarial caso de estar desempleado (UW) y el componente del salario relacionado con la heterogeneidad laboral en la empresa (CW). Los modelos 3.A y 3.B, que incluyen la endógena retardada para públicas y privadas, hacen referencia, respectivamente, al caso en que la pérdida salarial por desempleo venga aproximada por la variable UW1, que utiliza la tasa de desempleo sectorial u como corresponde al modelo teórico, o la variable UW2, calculada por las razones ya expuestas con el indicador exógeno de demanda sectorial IEDS. Como puede observarse, los resultados obtenidos para ambos modelos son muy similares, afectando casi con exclusividad la utilización de una u otra aproximación empírica a las variables sectoriales (correcciones por rendimientos de escala no constantes, tasa de rotación y penetración de las importaciones). Dado que la endógena retardada para las empresas privadas es no significativa en ambos casos, en el modelo 3.C se ha excluido.

La inclusión del mark-up salarial no introduce modificaciones dignas de señalar, tanto en lo que se refiere a los distintos test de especificación como a los coeficientes para el resto de las variables explicativas, si bien, el coste de uso del capital estimado es algo superior al obtenido en los modelos que

CUADRO 3PRIMERAS DIFERENCIAS VARIABLE DEPENDIENTE: MPC^o

NUMERO DE EMPRESAS: 979 PERIODO 1986-1990

VARIABLE	MODELO 3.A	MODELO 3.B	MODELO 3.C
s	0.596 (5.94)	0.605 (6.32)	0.547 (5.29)
EV	-0.128 (-8.85)	-0.135 (-9.37)	-0.113 (-7.80)
KV*r*PU	-0.219 (-1.42)	-0.260 (-1.65)	-0.165 (-1.13)
KV*r*PR	0.424 (3.83)	0.367 (3.40)	0.389 (3.50)
KV*r*S	-3.588 (-4.75)	-3.685 (-5.40)	-3.761 (-5.44)
KV*r*CO	0.112 (15.27)	0.111 (14.70)	0.115 (16.29)
IUC	-0.129 (-2.22)	-0.094 (-1.68)	-0.122 (-2.22)
RDIS	0.345 (2.07)	0.512 (7.01)	0.306 (1.89)
RCIS	-0.339 (-1.90)	-0.286 (-1.59)	-0.287 (-1.80)
IDIE	0.096 (2.75)	0.099 (2.83)	0.106 (3.24)
TR	-0.024 (-1.10)	-0.042 (-1.76)	-0.005 (-0.26)
PM	-0.275 (-3.71)	-0.295 (-3.65)	-0.261 (-3.59)
σ_s	-0.822 (-2.54)	-0.814 (-2.64)	-0.786 (-2.52)
MW	0.011 (0.33)	-0.015 (-0.49)	0.028 (0.80)
CW	0.003 (0.14)	-0.134 (-0.43)	0.007 (0.41)
UW1	0.099 (0.74)		0.106 (0.81)
UW2		0.132 (0.44)	
(MPC-1)*PU	-0.264 (-5.93)	-0.294 (-6.84)	-0.233 (-4.89)
(MPC-1)*PR	0.108 (1.08)	0.111 (1.08)	
CONST	0.018 (4.33)	0.019 (4.62)	0.017 (4.48)
D87	-0.013 (-3.10)	-0.009 (-3.18)	-0.013 (-3.39)
D88	-0.023 (-5.02)	-0.026 (-5.84)	-0.021 (-4.79)
D89	-0.020 (-5.71)	-0.021 (-5.98)	-0.021 (-6.75)
D90	-0.025 (-4.59)	-0.027 (-5.27)	-0.024 (-4.56)
λ_B PUBLICAS	-2.93 %	-3.53 %	-2.22 %
λ_B PRIVADAS	6.91 %	5.96 %	6.30 %
TEST SARGAN	72.57 (65)	70.88 (65)	70.73 (65)
WT D. TEMPOR	59.44 (5)	59.13 (5)	70.0 (5)
M1	-3.7	-3.50	-5.37
M2	0.1	0.12	-0.63

NOTAS AL CUADRO 3:

Ver notas de 1 a 5 del cuadro 2 (página 102).

excluyen el margen salarial. Además, ninguna de las tres variables que componen el mark-up salarial es significativamente distinta de cero. Este resultado es consistente con cualquiera de los modelos de salario predeterminado y, en particular, con el modelo de negociación salarial. Así y con la prudencia impuesta por el tipo de aproximación empírica realizada a la descomposición del margen salarial, parece que el modelo de negociación eficiente no ha sido el relevante durante el periodo muestral para las empresas manufactureras españolas.

III.3.- CONCLUSIONES

En este capítulo se ha especificado y estimado una ecuación explicativa de la evolución temporal del margen precio-coste, utilizando un panel de empresas manufactureras españolas para el periodo 1983-1990.

En la ecuación se han incluido los determinantes clásicos incorporados en los estudios sobre márgenes, esto es, la cuota que la empresa tiene en los mercados, el control por el capital utilizado y por posibles situaciones de desequilibrio a corto plazo, y variables relacionadas con el entorno competitivo en que opera la empresa. Destacan, como principales aspectos nuevos, la incorporación explícita del impacto sobre los márgenes de variables representativas de las condiciones financieras y de la presumible determinación no competitiva de los salarios. Además, la disponibilidad de un panel de datos ha permitido especificar una ecuación para el margen que, bajo los supuestos de estabilidad temporal y aditividad de los efectos inobservables, puede considerarse robusta a la heterogeneidad de comportamientos estratégicos de las empresas, así como un adecuado tratamiento de los problemas de simultaneidad de la variables.

Tomando como referencia el modelo preferido (2.B1, cuadro 2) y siguiendo la tipología utilizada para clasificar las distintas variables que se incluyen en la ecuación, a continuación se cuantifican los impactos de cada una de ellas sobre la evolución del ejercicio del poder de mercado.

La variable con mayor impacto sobre los márgenes es la cuota que la empresa tiene en los mercados. Un aumento de 1 punto porcentual en la cuota genera un

aumento del margen de 0,55 puntos porcentuales. Además, a este efecto cuota hay que añadir un impacto adicional de la misma, que tiene su origen en las ventajas derivadas de un menor coste de uso del capital para las empresas grandes, resultado un efecto total sobre el margen de largo plazo de algo más de 0.8²⁴ puntos porcentuales.

El análisis empírico ha permitido comprobar la importancia que las variables financieras tienen sobre los márgenes, bien directamente, a través de la variable endeudamiento sobre ventas, bien indirectamente, vía coste de uso del capital físico. Un punto porcentual adicional en el ratio de endeudamiento sobre ventas reduce directamente el margen en 0,12 puntos porcentuales pero, sin embargo, disminuye también el coste de uso del capital incrementando, en consecuencia, el margen de largo plazo. Ambos efectos operan en sentido contrario tendiendo a anularse.

Entre las variables representativas del entorno competitivo en que opera la empresa, la penetración sectorial de las importaciones y el indicador individual de expectativas de demanda son las que tienen mayor impacto sobre la evolución de los márgenes. Los resultados obtenidos asignan a la competencia exterior un papel disciplinador del mercado interior, y al crecimiento de las expectativas de demanda un impacto procíclico en los márgenes. Una diferencia de 1 punto porcentual en la penetración de las importaciones reduce el margen precio-coste en 0,3 puntos porcentuales. Una diferencia de la misma cuantía en las expectativas de crecimiento de la demanda, generan un aumento del margen en

24

$$MPC(.) = MPC^0(s, EV, FC, TR, PM, \sigma_s) - \lambda_B(r, s, CO) KV + \frac{CM^c - CM}{P}$$

$$\implies \frac{\partial MPC}{\partial s} = 0.54 - (3.94) KV * r$$

torno a 0,1 puntos porcentuales. Además, la tasa de rotación de las empresas en el sector principal en que éstas operan y la variabilidad temporal de la cuota de la empresa tienden a reducir los márgenes, aunque su efecto sobre éstos es cuantitativamente pequeño. Una diferencia de 1 punto porcentual en la tasa de rotación produce una caída del margen en 0,03 puntos porcentuales. Si se duplica la presión competitiva media que soportan las empresas, medida a través de la variabilidad de la cuota, el margen se reduce en 0,1 puntos porcentuales.

El indicador del grado de utilización de la capacidad, las dummies de rendimientos a escala y el capital utilizado en la empresa se han introducido en el modelo con el fin de controlar por la diferencia entre el margen precio-coste relevante desde el punto de vista de la teoría económica o margen de largo plazo, y el margen observable o margen precio-coste variable medio. Las correcciones por el uso no óptimo de la capacidad y rendimientos no constantes son significativas y presentan el signo correcto, si bien su impacto sobre los márgenes de largo plazo es cuantitativamente poco importante.

En cuanto a la corrección por los costes del capital utilizado en la empresa, el valor medio estimado para el coste de uso del capital es del 5%. Un aumento del 50%, respecto al valor medio, del ratio capital sobre ventas reduce el margen de largo plazo en 1 punto porcentual. Una diferencia de la misma cuantía, esto es, de 2,5 puntos porcentuales, en el coste de uso del capital se asocia también con diferencias en el margen de 1 punto porcentual.

En la literatura existen numerosos precedentes empíricos, en particular referidos a muestras de mediados de los años 80 y primeros de los 90, donde se

obtienen valores estimados negativos²⁵ para el coste de uso del capital. Sin embargo, no se conoce ningún artículo que presente una explicación convincente para este hecho. En la ecuación estimada, la imposibilidad de captar el impacto de la inflación en la apreciación de los bienes de capital junto con el efecto negativo obtenido persistentemente para la tasa de depreciación, distorsionan los resultados referidos a los costes de capital, y únicamente la exclusión de ambas variables permite obtener valores razonables (positivos) para su coste de uso. Así, y en la medida en que se excluyen de las estimaciones ambas tasas, el coste de uso de capital estimado puede verse como válido para empresas que, en media, hayan experimentado tasas de depreciación y de apreciación de los bienes de capital similares, que aproximadamente se compensen.

El coste de uso del capital está entonces determinado por el tipo de interés marginal que, siguiendo el modelo teórico, depende del interés pagado por el endeudamiento y de cuál sea la elasticidad del mismo a la cuantía de la deuda, función a su vez del riesgo no evitable mediante la diversificación de activos y del tamaño de la empresa²⁶. Diferencias de 1 punto porcentual en el tipo de interés pagado por el endeudamiento se traducen en diferencias de 0,3 puntos porcentuales en el tipo de interés marginal y, por tanto, en el coste de uso del capital. Una cuota de mercado superior en 1 punto porcentual se asocia a tipos de interés marginales menores en 0,64 puntos porcentuales. El impacto de un crecimiento del 50% en el riesgo no evitable mediante diversificación, sobre el

²⁵ Martín (1983 y 1988), Ravenscraft(1983), Salinger(1990) o Huergo (1991) con datos para la economía española.

²⁶

$$\lambda_B = r_B = r(0.31 - 3.94s + 0.11CO)$$

$$\implies \frac{\partial r_B}{\partial r} = 0.31 - 3.94s + 0.11CO; \quad \frac{\partial r_B}{\partial s} = -3.94r; \quad \frac{\partial r_B}{\partial CO} = 0.11r$$

riesgo medio, se cuantifica en una diferencia algo menos de 0,6 puntos porcentuales sobre el interés marginal.

Contrariamente a la intuición obtenida del modelo teórico, la elasticidad calculada del tipo de interés a la cuantía del endeudamiento es negativa, con un valor estimado medio de $-0,7$. Así y partiendo del tipo de interés medio del 16%, incrementos, por ejemplo, del 10% en la cuantía del endeudamiento reducen el tipo de interés en 1 punto porcentual. Este resultado sugiere cierto poder de negociación en los mercados financieros que disfrutarían las empresas altamente endeudadas.

Por tanto, los datos aceptan el CAPM para la determinación del valor de los activos, aunque de una manera incompleta. Si bien el riesgo sistemático no evitable mediante diversificación explica las variaciones en el tipo de interés pagado por el endeudamiento, en la línea de los resultados aportados por Reinganun y Smith(1983), los inversores exigen mayores tipos de interés a las empresas pequeñas que a las grandes.

El tratamiento diferencial según la titularidad de la empresa ha permitido detectar disparidades significativas entre empresas privadas y públicas, que quizás tengan su origen en un comportamiento no necesariamente maximizador del beneficio de las últimas. Mientras que para las empresas privadas el tipo de interés tiene un impacto positivo sobre el coste de uso del capital, en el caso de las públicas el tipo de interés no es significativo en la determinación del coste de uso del capital, obteniendo valores estimados para el último siempre no positivos. El importante impacto encontrado para la endógena retardada en el caso de las empresas públicas pone de manifiesto las limitaciones de la especificación para modelizar los márgenes de las empresas no privadas.

El mark-up salarial, o diferencia porcentual entre el salario medio pagado por la empresa y el salario alternativo, no es significativo en la ecuación del margen precio coste. Este resultado es consistente con cualquiera de los modelos de salario predeterminado y, en particular, con el modelo de negociación salarial. Así, parece que el modelo de negociación eficiente no ha sido el relevante durante el periodo muestral para las empresas manufactureras españolas.

Por último, el valor medio estimado para el margen precio coste de largo plazo es del 9%. Por tanto, una vez imputados los costes de producción, en particular, los costes por el capital utilizado en la empresa, se puede asegurar que existe un excedente derivado del ejercicio del poder de mercado.

CAPÍTULO IV

ESTIMACIÓN DE UNA ECUACIÓN PARA LA CUOTA

IV.1. - EL MODELO EMPÍRICO PARA LA CUOTA

El objetivo de este capítulo es la especificación y estimación de una ecuación empírica que explique la evolución temporal de la cuota que la empresa posee en los mercados en que opera. En el segundo apartado del capítulo II de este trabajo se repasaron algunas formulaciones teóricas sencillas que permitieron establecer ciertas pautas respecto a cuáles son los principales factores que intervienen en la determinación de la cuota que la empresa tiene en los mercados en que opera.

En primer lugar, se analizó el caso de mercados de producto homogéneo. Suponiendo que cada empresa se comporte tomando como dadas las cantidades producidas por las demás, esto es, para el equilibrio de Cournot, se obtuvo una relación positiva directa entre la eficiencia relativa de la empresa y su cuota de mercado, con un mayor impacto de la eficiencia diferencial cuanto mayores fueran la elasticidad de la demanda y el número de empresas que operasen en el mercado.

Por el contrario, cuando se contemplaba la presumible existencia de interdependencia estratégica entre las empresas, sus cuotas dependían, además de la elasticidad de la demanda, del comportamiento estratégico de todas las empresas que operasen en la industria y de la estructura de costes marginales del sector. Así y para casos distintos al de Cournot, la complejidad de los modelos

hacia atractivo imponer algún tipo de supuesto simplificador por el lado del comportamiento. Sin embargo, se pudo comprobar cómo, excepto para el caso trivial de modelos de oligopolio simétricos en costes, la simplificación que implicaba una modelización de la elasticidad conjetural constante generaba unos resultados que podían ser incompatibles con la racionalidad de los agentes, bajo la ausencia de pagos compensatorios.

El abandono del supuesto de simetría en el comportamiento imposibilita la obtención de predicciones teóricas de carácter general respecto a si el ejercicio del poder de mercado aumenta o reduce el impacto de la eficiencia sobre la cuota de mercado. No obstante, si como cabría esperar, las empresas que coluden se sitúan en el interior (en un punto no extremo o esquina) de la frontera de beneficios, la colusión debería operar suavizando el impacto sobre la cuota de mercado de la eficiencia, respecto a los resultados que se obtendrían en una situación más competitiva.

En segundo lugar y teniendo en cuenta que el supuesto de homogeneidad del producto es poco realista en la práctica, se ha examinado el impacto que la diferenciación del producto podía tener sobre la participación de la empresa en la industria. Tomando como referencia los modelos clásicos de diferenciación espacial y suponiendo los precios como variables de decisión, se ha partido del equilibrio de Nash en precios, obviando así cualquier problema de interdependencia estratégica. La presencia de diferenciación, presente en el modelo a través de la demanda cautiva asociada a la existencia de costes de transporte, confiere a las empresas cierto poder de monopolio que se traduce en precios por encima de los costes marginales de producción. En el caso de existencia de asimetrías en costes, la empresa más eficiente cobrará un precio más bajo y obtendrá mayor cuota de mercado, aunque el diferencial de precios será

inferior al diferencial de costes, suavizando la diferenciación los efectos de la eficiencia sobre los precios. De este modo, se obtiene un impacto de la eficiencia sobre la cuota de mercado positivo, aunque decreciente con el grado de diferenciación. Esto es, el poder de mercado asociado a la diferenciación del producto suaviza el impacto que sobre la cuota de mercado tiene la eficiencia diferencial.

La discusión realizada permite conjeturar cuales son los factores que entran en juego en la determinación de la cuota que la empresa tiene en los mercados en que opera, incorporando la especificación empírica para la cuota de mercado tres tipos de variables:

- a) variables relacionadas con la eficiencia diferencial de la empresa respecto de la eficiencia media de la industria,
- b) variables de entorno competitivo cuyas fluctuaciones pueden modificar el comportamiento estratégico de las empresas y, por tanto, su participación en mercado, y
- c) variables representativas del grado de diferenciación del producto.

Siguiendo una estrategia similar a la empleada en la especificación de la ecuación empírica para el margen, dadas las ventajas que presentan los datos de panel y las dificultades para incorporar determinados elementos del comportamiento estratégico de las empresas, se supondrá que la conducta de éstas puede descomponerse en dos factores. Por una parte, un efecto invariante temporalmente, que viene dado por el modelo de oligopolio relevante en el mercado, resultado de la interacción de toda una serie de elementos que se

podrían considerar constantes a corto plazo, como la elasticidad de la demanda, la altura de las barreras a la entrada o la concentración industrial. Y, por otra, una serie de factores de entorno competitivo, que pueden o bien modificar el comportamiento en precios de las empresas o bien ser indicadores ex-post de cambios en la conducta estratégica de las mismas.

Llamando IE al indicador de eficiencia, COM al vector de variables representativas del entorno competitivo en que opera la empresa y DIF al vector de variables que recogen el grado de diferenciación del producto, la especificación para la cuota de mercado queda resumida en la siguiente expresión:

$$s_{jt} = f(IE_{jt} \beta_1 + COM_{jt} \beta_2 + (IE*COM)_{jt} \beta_{12} + DIF_{jt} \beta_3 + (IE*DIF)_{jt} \beta_{13})$$

El impacto de la eficiencia sobre la cuota debería ser positivo aunque decreciente con el grado de diferenciación, de modo que los signos esperados para los parámetros β_1 y β_{13} son, respectivamente, positivo y negativo.

En cuanto a las variables de entorno competitivo, si el comportamiento colusivo de las empresas potencia el impacto de la eficiencia sobre la cuota, entonces la interacción con el indicador de eficiencia de cualquier indicador de comportamiento que esté positivamente relacionado con el ejercicio del poder de mercado operará en el mismo sentido que el indicador de eficiencia, esto es, β_{12} tendrá un signo positivo. Por el contrario sí, como cabría esperar, las empresas se sitúan en el interior de la frontera de beneficios, entonces la cooperación entre las empresas suavizará el efecto de la eficiencia sobre la cuota; así, los impactos de la interacción de cada indicador de comportamiento, que implique mayor grado de colusión, y el del propio indicador de eficiencia deberían ser contrarios y, por tanto, β_{12} presentará un signo negativo.

Utilizando el mismo tipo de razonamiento, si la existencia de asimetrías de costes dificulta el ejercicio del poder de mercado, suavizando el impacto del poder de monopolio sobre la cuota, cada variable de comportamiento que esté relacionada con un mayor grado de poder de monopolio y su interacción con el indicador de eficiencia operarán en sentidos opuestos sobre la cuota, esto es, β_1 y β_{12} tendrán signos contrarios.

La cuota de mercado, s , definida como la participación de las ventas de la empresa en las ventas del total de la industria precisa para su elaboración combinar información tanto individual como sectorial. Como ya se ha expuesto y en la medida en que los datos sectoriales proceden de la Encuesta Industrial y los de empresa de la Central de Balances, ha sido necesaria una homologación de ambas fuentes, resultando una clasificación de 73 sectores industriales manufactureros. Para el caso de empresas diversificadas, se ha construido una cuota media ponderada, donde cada cuota sectorial se pondera por la participación de las ventas en el sector dentro de las ventas totales de la empresa.

El indicador de eficiencia, IE, se ha construido mediante la diferencia entre los costes variables medios del sector en que opera la empresa y los de ésta divididos entre los costes variables medios sectoriales²⁷. Para empresas

²⁷ El indicador de la eficiencia relativa de la empresa relevante desde el punto de vista teórico está referido a los costes marginales. Dado que los costes marginales son una variable inobservable, se realizaron diversos intentos de aproximación empírica. Así, se construyó un indicador compuesto que incorporaba la eficiencia por costes variables, una variable que aproximase los costes fijos de la empresa relativos a los medios de la industria y otra más por la eficiencia relativa derivada una óptima utilización de la capacidad. Sin embargo, la dificultad para interpretar los coeficientes asociados las dos últimas variables, dadas algunas carencias insoslayables de información (entre otras cosas, no se dispone de información sobre el coste de uso del capital) y los problemas derivados de la agregación para la obtención de la información sectorial, imposibilitó la obtención de resultados razonables. Además, dado que se está interesado en discutir el impacto cruzado de eficiencia con grado de colusión y con diferenciación, factores que vienen aproximados por vectores de variables, la utilización de

diversificadas, se han calculado unos costes variables medios sectoriales ponderados, utilizando como ponderación la participación de las ventas sectoriales en la producción total de la empresa. Siguiendo los modelos teóricos desarrollados en el capítulo II de este trabajo, ganancias de eficiencia, manteniéndose todo lo demás, deberían estar asociadas con mayores cuotas de mercado.

Entre las llamadas variables de entorno competitivo, que pretenden captar ciertos factores que pueden modificar o ser indicadores ex-post de variaciones en el comportamiento estratégico de las empresas, se han incluido el margen del precio sobre el coste variable medio de producción, MPC, un indicador de expectativas de demanda individual, IDIE, y la penetración sectorial de las importaciones, PM.

El margen precio coste, MPC, calculado como el cociente entre el resultado económico bruto de la explotación y las ventas de la empresa, aproxima el poder de monopolio de que disfruta la empresa en los mercados en que opera. Así, se espera un impacto positivo del margen sobre la cuota de mercado.

Las expectativas de demanda futura a la empresa es previsible que afecten a la evolución de su cuota, vía modificaciones del comportamiento estratégico. Con el objetivo de recoger este efecto, se ha empleado como indicador de demanda individual esperada, IDIE, los adelantos de la diferencia entre el valor de las ventas y el de la producción sobre el valor de la producción, $[(PV-PQ)/PQ]_{t+1}$. Si se supone que la producción se planifica para cubrir tanto las ventas esperadas como la variación deseada en el volumen de existencias, la diferencia efectiva

un indicador de eficiencia compuesto aumentaba en grado excesivo las interacciones que debían tenerse en cuenta.

entre las ventas y la producción en cada año puede ser interpretada como el resultado del doble impacto, no anticipado y anticipado, de shocks de demanda. Así, la parte de la producción relacionada con la acumulación planificada del volumen de existencias puede relacionarse con shocks anticipados de demanda y, por tanto, aproximarían el efecto que las expectativas futuras de demanda a la empresa tienen sobre la evolución de su cuota de mercado. Sin embargo, dado que las expectativas que las empresas tengan sobre la evolución futura de la demanda determinan el tipo de competencia que se establece en cada uno de los mercados modificando, previsiblemente, tanto el tipo de comportamiento estratégico entre las empresas establecidas como el número de éstas que operan en la industria, no es posible predecir a priori su efecto sobre las cuotas, que dependerá de cual sea el modelo de competencia dinámica que se especifique.

Junto con el margen y el indicador individual de expectativas de demanda, se incluye, como variable que puede modificar el comportamiento empresarial, el grado de penetración sectorial de las importaciones, PM. Si las importaciones operan disciplinando el mercado interior, un aumento en su tasa de penetración incrementará la competencia reduciendo las cuotas de los oligopolistas domésticos. Sin embargo, el efecto puede ser contrario si se admite la existencia de interrelaciones entre los importadores y las empresas nacionales, (véase Huergo 1991).

La variable utilizada para reflejar el grado de diferenciación del producto son los gastos en investigación y desarrollo, ID. La diferenciación del producto, que confiere a las empresas cierto poder de monopolio, parece razonable que tenga un impacto positivo sobre la cuota de mercado. Además y en la medida en que la diferenciación suavice el efecto de la eficiencia sobre la cuota, el signo esperado para la interacción entre eficiencia y gastos en I+D es negativo.

La otra variable clásica empleada en la literatura como proxy del grado de diferenciación son los gastos en publicidad sobre ventas. Como no se disponía de información individual para los gastos en publicidad, se ha utilizado la variable publicidad con dimensión sectorial, AS. Sin embargo, Martín (1993), en uno de los pocos trabajos empíricos sobre cuotas de mercado, encuentra que, mientras los gastos en publicidad realizados por la empresa aumentan su cuota de mercado, con un impacto diferenciación del producto que sugiere un efecto barrera a la entrada, los gastos sectoriales en publicidad reducen la cuota de mercado de la empresa. Por el contrario, Roberts y Samuelson (1988), en un artículo que desarrolla un modelo de competencia con instrumentos distintos del precio para una industria oligopolística, concluyen que la publicidad, si bien afecta al tamaño de la demanda de mercado, no tiene impacto significativo sobre las cuotas de mercado de las empresas.

Por último, se ha considerado de interés estudiar si la diversificación y el grado de asimetría en los costes tiene algún impacto en el efecto de la eficiencia sobre la cuota de mercado.

Con respecto a la diversificación, situación en que la empresa opera simultáneamente en varios mercados, se han barajado dos posibles hipótesis. Por una parte, el hecho de que las empresas que diversificaron presentasen mayores gastos en I+D sobre ventas que la media, sugirió la existencia de una posible correlación positiva entre grado de diversificación y de diferenciación. Si esto es así, la diversificación podría considerarse como una proxy del grado de diferenciación del producto, tendiendo a suavizar el impacto de la eficiencia sobre la cuota de mercado. Por otra, las empresas diversificadas disfrutaban con cierta generalidad de economías de alcance que, previsiblemente, potenciarán el efecto de la eficiencia sobre la cuota. Además, las empresas diversificadas

tienen márgenes que son inferiores a los de la media, lo que podría estar indicando que operan en sectores más competitivos. En este caso, se debería esperar que la diversificación aumentase el impacto de la eficiencia sobre la cuota de mercado. Por lo tanto, el efecto esperado para la interacción de la variable ficticia de no diversificación, DND, que toma valor cero si la empresa no ha diversificado durante todo el periodo muestral y uno en otro caso, con el indicador de eficiencia no está a priori determinado.

En lo que se refiere al grado de asimetría de costes, los modelos teóricos predicen una relación positiva entre la cuantía de los diferenciales en costes y la dificultad para las empresas de alcanzar acuerdos colusivos. Si, además, resultara que a menor poder de monopolio mayor impacto de la eficiencia, el efecto de la misma sobre la cuota debería ser creciente con el grado de asimetría en costes. Con objeto de contrastar este posible efecto no lineal de la eficiencia sobre la cuota, se utilizará la variable indicador de eficiencia en forma cuadrática, IE^2 , siendo positivo su impacto esperado.

IV.2. - MODELO ECONÓMICO PARA LA CUOTA. PRINCIPALES RESULTADOS

La muestra, que es la misma a la empleada en la estimación de la ecuación para el margen, consiste en un panel completo de 979 empresas españolas manufactureras, para el periodo 1983-1990, procedente de la Central de Balances del Banco de España.

En base a las consideraciones realizadas en el epígrafe anterior, se ha especificado el siguiente modelo econométrico:

$$s_{jit} = f(\alpha_1 IE_{jit} + \alpha_2 MPC_{jit} + \alpha_3 IDIE_{jit} + \alpha_4 PM_{it} + \alpha_{12} IEMPC_{jit} + \alpha_{13} IEIDI_{jit} + \alpha_{14} IEPM_{jit} + \alpha_5 ID_{jit} + \alpha_6 AS_{it} + \alpha_{15} IEID_{jit} + \alpha_{16} IEAS_{jit} + \alpha_{17} IEDNV_{jit} + v_{jit})$$

$$v_{jit} = u_{jit} + \rho_{ji} \quad u_{jit} \text{ iid con media cero}$$

$$j = 1, \dots, 979 \text{ (empresas)} \quad i = 1, \dots, 73 \text{ (sectores)} \quad t = 1, \dots, 8 \text{ (años)}$$

donde u es el término de error que se supone idénticamente distribuido y con media 0 y ρ es el efecto fijo individual, y donde:

- s = cuota de mercado
- IE = indicador de eficiencia
- MPC = margen precio coste variable medio
- $IDIE$ = indicador de demanda individual esperada
- PM = penetración sectorial de las importaciones
- $IEMPC$ = indicador de eficiencia interaccionado con el margen ($IE * MPC$)
- $IEIDI$ = indicador de eficiencia interaccionado con el indicador de demanda individual esperada ($IE * IDIE$)
- $IEPM$ = indicador de eficiencia interaccionado con la penetración sectorial de las importaciones ($IE * PM$)
- ID = gastos en I+D
- AS = gastos en publicidad sectorial sobre valor sectorial de las ventas
- $IEID$ = indicador de eficiencia interaccionado con los gastos en I+D ($IE * ID$)
- $IEAS$ = indicador de eficiencia interaccionado con los gastos en publicidad sectorial sobre valor sectorial de las ventas ($IE * AS$)
- $IEDNV$ = indicador de eficiencia interaccionado con la variable ficticia de no diversificación ($IE * DNV$)

El modelo econométrico se ha especificado para diversas formas funcionales, f. En primer lugar, se ha supuesto que la relación entre la cuota de mercado y las variables explicativas de la misma es lineal. Sin embargo y dado que la cuota que las empresas poseen en los mercados en que operan es una variable acotada, se han realizado especificaciones no lineales, en particular, especificaciones logísticas y exponenciales, que incorporen dicha restricción, como alternativa a los modelos lineales clásicos.

Las estimaciones han sido realizadas en primeras diferencias para tratar de eliminar los efectos individuales inobservables. Los valores para el estadístico de Sargan obtenidos en las diversas pruebas realizadas para distintos conjuntos de instrumentos, parecen indicar que todas las variables explicativas son endógenas. Así y dada la no disponibilidad de instrumentos externos, se decidió instrumentarlas utilizando a partir de su segundo retardo. Además, se ha utilizado como instrumento el segundo retardo de un indicador de demanda sectorial (IEDS).

Como el término de error del modelo en diferencias no muestra, en ninguna de las estimaciones, lineales y no lineales, autocorrelación ni de primer ni de segundo orden, el residuo del modelo en niveles parece seguir un paseo aleatorio. Por tanto, el método de estimación utilizado es válido, aunque la persistencia de residuos correlacionados en niveles indica que la explicación aportada por el modelo para la cuota de mercado es insuficiente. En las distintas pruebas realizadas con variables ficticias temporales, éstas no resultaron significativas, de modo que parece que la parte que queda sin explicar de la cuota no es común para todas las empresas de la muestra. El test Sargan sobre el cumplimiento de las restricciones de sobreidentificación, en todos los casos, no se rechaza al menos al 10% de significación.

Dado que, a priori, parece razonable suponer que el impacto de la eficiencia sobre la cuota de mercado no sea instantáneo, se han realizado diversas pruebas con diferentes retardos del mismo. Además, para contrastar si el efecto de la eficiencia sobre la cuota depende del grado de asimetría en los costes, como cabría esperar si, por una parte, la asimetría dificulta la realización de acuerdos colusivos y, por otra, a menor poder de monopolio mayor impacto de la eficiencia sobre la cuota, se ha probado también introduciendo el indicador de eficiencia en forma cuadrática.

Los resultados obtenidos para la especificación lineal se resumen en el cuadro 1 de la página siguiente. La primera columna corresponde al caso en que el indicador de eficiencia entre en la ecuación contemporáneamente (modelo 1A), mientras que en la segunda (modelo 1B) el indicador de eficiencia aparece retardado. El modelo 1B incorpora, también, el posible impacto diferencial de la eficiencia sobre la cuota de mercado según el grado de asimetría de los costes, recogido a través del indicador de eficiencia al cuadrado, IE^2 . Como puede observarse, se constata el efecto no lineal de la eficiencia sobre la cuota. Además, la introducción de dinámica mejora la significatividad de la mayoría de los parámetros del modelo. Así, el modelo lineal preferido es el 1.B, donde todas las variables, excepto la publicidad, AS, son significativas y presentan un signo consistente con las predicciones teóricas.

CUADRO 1: MODELOS LINEALES

PRIMERAS DIFERENCIAS

VARIABLE DEPENDIENTE: s

NUMERO DE EMPRESAS: 979

PERIODO MUESTRAL 1986-1990

VARIABLE	MODELO 1.A	MODELO 1.B
IE	0.008 (0.97)	
IE-1		0.019 (4.52)
MPC	0.020 (4.19)	0.019 (5.12)
IDIE	0.009 (2.45)	0.012 (2.89)
PM	-0.006 (-2.20)	-0.006 (-2.07)
IEMPC	0.003 (0.58)	-0.032 (-2.96)
IEIDI	-0.013 (-1.43)	-0.041 (-4.42)
IEPM	0.030 (4.53)	0.027 (3.20)
ID	0.002 (4.00)	0.001 (3.34)
AS	-0.005 (-0.11)	-0.016 (-0.39)
IEID	-0.002 (-1.76)	-0.003 (-2.51)
IEAS	0.226 (1.37)	0.226 (1.61)
IENDV	-0.023 (-2.71)	
IENDV-1		-0.020 (-5.20)
IE ²		0.033 (2.41)
T.SARGAN	51.83 (59)	57.54 (68)
M1	-1.42	-1.21
M2	-0.90	-1.03

NOTAS AL CUADRO 1:

1) Todas las estimaciones se han realizado con el programa DPD de Arellano y Bond. M1 y M2 son test para la correlación serial de primer y segundo orden. El estadístico de Sargan es un test de restricciones de sobreidentificación (ver Arellano y Bond 1991)

2) Se presentan estimadores en dos etapas robustos a heterocedasticidad.

3) T ratios entre paréntesis

4) Instrumentos: todas las variables fueron instrumentadas utilizando a partir de su segundo retardo. Además se ha incluido como instrumento el segundo retardo de IEDS, que es un indicador de demanda sectorial.

Como ya se ha señalado, un aspecto importante consiste en que la variable dependiente está acotada entre cero y uno, de modo que sería de interés especificar una forma funcional consistente con dicha restricción.

De manera similar, aunque en otro contexto, a Bover y Arellano (1994), se puede especificar el siguiente modelo para la cuota de mercado:

$$s_{jt} = F(X_{jt}\beta + \rho_j + u_{jt})$$

donde F es una función no lineal, definida entre 0 y 1, monótonamente creciente, y donde las variables observables (X) y las inobservables se tratan de una manera simétrica.

La forma funcional logística tiene a priori interés porque, de manera natural, parece razonable esperar que el impacto de las variables explicativas no sea monótono sino que primero sea creciente y, a partir de un determinado valor de las mismas, decrezca. Así, si se elige la forma funcional logística, entonces:

$$s_{jt} = \frac{e^{X_{jt}\beta + \rho_j + u_{jt}}}{1 + e^{X_{jt}\beta + \rho_j + u_{jt}}}$$

Tomando logaritmos neperianos y reordenando la expresión anterior, se obtiene el modelo siguiente:

$$\text{Ln} \left[\frac{s_{jt}}{1 - s_{jt}} \right] = X_{jt}\beta + \rho_j + u_{jt}$$

que puede ser estimado por el método generalizado de los momentos sin más que transformar la variable dependiente.

La anterior modelización pone de manifiesto cómo el impacto de cada variable explicativa, x_k , sobre la cuota depende de cual sea la participación en el mercado de la empresa²⁸:

$$\frac{\partial s_{jt}}{\partial x_k} = \beta_k s_{jt}(1-s_{jt})$$

Por otra parte y teniendo en cuenta la importante asimetría en la distribución de las cuotas de mercado de las empresas, con muy pocos valores en la cola superior, se han realizado algunas pruebas utilizando una aproximación exponencial que garantice predicciones para la cuota no negativas²⁹. Si se utiliza una especificación exponencial, entonces:

$$s_{jt} = e^{x_{jt}\beta + \rho_j + u_{jt}}$$

²⁸ Si se especifica una forma funcional logística:

$$\begin{aligned} s_{jt} &= \frac{e^{x_{jt}\beta + v_{jt}}}{1 + e^{x_{jt}\beta + v_{jt}}} \quad \implies \quad \frac{\partial s_{jt}}{\partial x_k} = \beta_k \frac{e^{x_{jt}\beta + v_{jt}}}{[1 + e^{x_{jt}\beta + v_{jt}}]^2} = \\ &= \beta_k \frac{e^{x_{jt}\beta + v_{jt}}}{[1 + e^{x_{jt}\beta + v_{jt}}]} \frac{1}{[1 + e^{x_{jt}\beta + v_{jt}}]} = \beta_k s_{jt}(1-s_{jt}) \end{aligned}$$

²⁹ El análisis de las cuotas predichas por el modelo lineal detectó únicamente dos empresas que, para tres de los ocho años, tenían valores de participación en el mercado predichos mayores de la unidad. Así, la necesidad de garantizar el valor acotado de la variable dependiente parece ser relevante en el caso de la cuota inferior.

que, tomando logaritmos neperianos, permite estimar utilizando el método generalizado de los momentos.

Por tanto, es posible especificar diversas formas funcionales no lineales que, por una parte, sean consistentes con el hecho de que la variable dependiente esta acotada y, por otra, sean susceptibles de linealizaciones de carácter sencillo que permitan tratar los problemas derivados de la simultaneidad de las variables, aplicando el método generalizado de los momentos.

El cuadro 2, que aparece en la siguiente página, presenta los resultados para el caso de modelos no lineales. La primera columna, modelo 2A, corresponde a una especificación logística, mientras que para la segunda, modelo 2B, la forma funcional utilizada es la exponencial.

Los resultados obtenidos, en lo que se refiere al signo del impacto de cada una de las variables explicativas sobre la cuota, son muy robustos a las diversas formas funcionales especificadas. Así, comparando los modelos no lineales del cuadro 2 con su versión lineal, modelo 1B, puede observarse como se mantiene siempre el signo de todos los parámetros, con la única excepción de la variable IEIDI, que recoge la interacción entre los indicadores de demanda y de eficiencia y cuyo efecto sobre la cuota depende de si el modelo especificado es lineal o no.

La significatividad de los parámetros mejora en todas las versiones no lineales, particularmente cuando se utilizan como instrumentos transformaciones no lineales, en particular cubos, de los retardos de las variables explicativas (ver apéndice 7, para una discusión sobre los distintos resultados obtenidos en las especificaciones no lineales según que los instrumentos utilizados sean o no lineales).

CUADRO 2: MODELOS NO LINEALES

PRIMERAS DIFERENCIAS NUMERO DE EMPRESAS: 979 PERIODO MUESTRAL 1986-1990

VARIABLE DEPENDIENTE: ESPECIFICACIÓN LOGÍSTICA $\ln [s/(1-s)]$ (MODELO 2A)ESPECIFICACIÓN EXPONENCIAL $\ln s$ (MODELO 2B)

VARIABLE	MODELO 2A	MODELO 2B
IE-1	0.301 (4.96)	0.337 (5.29)
MPC	0.857 (8.84)	0.685 (8.14) *
IDIE	0.391 (5.28)	0.406 (5.98)
PM	-0.369 (-3.49)	-0.393 (-3.77)
IEMPC	-1.377 (-4.43)	-1.340 (-4.65) *
IEIDI	1.835 (10.91)	1.765 (10.78) *
IEPM	0.854 (10.11)	0.919 (11.15) *
ID	0.059 (9.90)	0.069 (10.35) *
AS	-2.833 (-1.65)	-4.569 (-2.89)
IEID	-0.153 (-9.18)	-0.178 (-9.93) *
IEAS	15.171 (4.30)	18.008 (5.29) *
IENDV-1	-0.345 (-5.99)	-0.396 (-6.46)
IE ²	1.804 (5.61)	1.576 (5.00) *
T. SARGAN	71.88 (68)	73.11 (68)
M1	-1.369	-1.123
M2	-0.972	0.705

NOTAS AL CUADRO 2:

1) Todas las estimaciones se han realizado con el programa DPD de Arellano y Bond. M1 y M2 son test para la correlación serial de primer y segundo orden. El estadístico de Sargan es un test de restricciones de sobreidentificación (ver Arellano y Bond 1991)

2) Se presentan estimadores en dos etapas robustos a heterocedasticidad. T ratios entre paréntesis.

3) El asterisco (*) indica coeficientes significativos, al menos al 20%, para el estimador MGM en una etapa robusto a heterocedasticidad.

4) Los instrumentos utilizados consisten en transformaciones no lineales de los retardos de las variables explicativas. En particular, a partir del segundo retardo de los cubos de todas las variables, excepto para IE² que se instrumentó con el segundo retardo de IE⁴. Además, se ha incluido como instrumento el segundo retardo de IEDS, que es un indicador de demanda sectorial.

Lo robusto de los resultados permite escoger como preferido cualquiera de los modelos no lineales. Así, se ha utilizado como referencia el modelo 2A, correspondiente a una especificación logística.

Como se ha señalado, el efecto de cada variable explicativa, x_k , sobre la cuota de mercado de la empresa, si la especificación utilizada es la logística, depende de cual sea cuota de mercado de dicha empresa:

$$\frac{\partial s_{jt}}{\partial x_k} = \beta_k s_{jt}(1-s_{jt})$$

de modo que, para obtener los impactos de las variables explicativas, los valores de los parámetros β_k deben ser corregidos.

En el cuadro que aparece a continuación, cuadro 3, se recogen los impactos calculados para la especificación logística (2A) según que se evalúen en la cuota media (2A media, segunda columna) o en las medias correspondientes a los cuartiles de la cuota (2A 1^oC, 2A 2^oC, 2A 3^oC y 2A 4^oC). Como es obvio, los mayores efectos se obtienen para el cuarto cuartil de la cuota, donde la cuota media es del 5.57%, frente al 1.68% de media para toda la muestra. En la primera columna de dicho cuadro (1B) figuran los valores de los parámetros asociados a la versión lineal del modelo.

Tomando como referencia el valor de los efectos evaluados en la cuota media para la especificación logística (cuadro 3, 2A media), a continuación se comentan los principales resultados y se cuantifican los impactos que sobre la cuota que la empresa posee en los mercados en que opera tienen las distintas variables explicativas.

CUADRO 3: IMPACTOS CALCULADOS PARA LA ESPECIFICACIÓN**LOGÍSTICA (MODELO 2A)**

VARIABLE	1B	2A MEDIA	2A 1°C	2A 2°C	2A 3°C	2A 4°C
IE-1	0.019	0.005	0.0002	0.0009	0.0024	0.0158
MPC	0.019	0.014	0.0006	0.0025	0.0067	0.0450
IDIE	0.012	0.006	0.0003	0.0011	0.0031	0.0206
PM	-0.006	-0.006	-0.0003	-0.0011	-0.0029	-0.0194
IEMPC	-0.032	-0.023	-0.0010	-0.0039	-0.0108	-0.0724
IEIDI	-0.041	0.030	0.0014	0.0053	0.0144	0.0965
IEPM	0.027	0.014	0.0006	0.0024	0.0067	0.0449
ID	0.001	0.001	0.0000	0.0002	0.0005	0.0031
AS	-0.016	-0.047	-0.0021	-0.0081	-0.0223	-0.1489
IEID	-0.003	-0.002	-0.0001	-0.0004	-0.0012	-0.0080
IEAS	0.226	0.251	0.0114	0.0435	0.1194	0.7975
IENDV-1	-0.020	-0.006	-0.0003	-0.0010	-0.0027	-0.0181
IE2	0.033	0.030	0.0014	0.0052	0.0142	0.0948

NOTAS AL CUADRO 3:

1) La primera columna contiene a los valores estimados de los parámetros en el modelo lineal (modelo 1B). Los impactos calculados para el modelo logístico (2A) evaluados en la cuota media se recogen en la segunda columna. La tercera, cuarta, quinta y sexta columnas recogen los impactos asociados al modelo logístico (2A) evaluados, respectivamente, en el primer, segundo, tercero y cuarto cuartiles de la cuota.

2) El valor de la cuota media para el periodo 1986/1990 es de 0.016803, de modo que el factor de corrección utilizado es 0.0165206.

3) Los cuartiles se han obtenido a partir de las medias temporales de las cuotas de mercado de las empresas para el periodo 1986/1990.

4) Intervalos que definen los cuartiles y cuota media (entre paréntesis, factor de corrección):

1° CUARTIL	[0, 0.001537]	cuota media = 0.000754 (0.0007534)
2° CUARTIL	[0.001537, 0.004422]	cuota media = 0.002874 (0.0028657)
3° CUARTIL	[0.004422, 0.013455]	cuota media = 0.007935 (0.007872)
4° CUARTIL	[0.013455, 2]	cuota media = 0.055666 (0.0525672)

Los valores obtenidos para el modelo lineal son siempre mayores, aunque del mismo orden, que los de la especificación logística, excepto en lo que se refiere a la variable publicidad sectorial.

El indicador de eficiencia, IE, es significativo y tiene un impacto directo sobre la cuota positivo. Sin embargo, para determinar el efecto total de la eficiencia sobre la cuota, hay que tener en cuenta las interacciones de eficiencia con comportamiento, diferenciación, diversificación y asimetría de costes.

En primer lugar, es claro que los resultados empíricos sostienen la hipótesis de que el ejercicio del poder de mercado suaviza el impacto de la eficiencia sobre la cuota. Así, cuánto mayor sea el poder de monopolio de que disfruta la empresa, medido a través de su margen precio coste, menor es el efecto de la eficiencia. A mayor grado de penetración de las importaciones, que parecen estar relacionadas con la intensidad de la competencia en el mercado, mayor impacto de la eficiencia sobre la cuota. Así, se cumple que la interacción del indicador de eficiencia con la variable de comportamiento que representa mayor colusión (margen precio coste) es negativa, mientras que su interacción con aquella representativa de mayor grado de competencia (penetración de las importaciones) es positiva. Con respecto a las expectativas de demanda a la empresa, una mejora de éstas implica un mayor impacto sobre la cuota de mercado de la eficiencia diferencial.

En segundo lugar, los resultados son consistentes con la predicción teórica que establece una menor sensibilidad de la cuota a la eficiencia en mercados de producto diferenciado, obteniéndose un coeficiente para la variable que representa la interacción de la eficiencia con los gastos en I+D negativo y

significativo. Así, los gastos en I+D parecen aproximar bien el grado de diferenciación del producto. Sin embargo, los gastos sectoriales en publicidad, que reducen la cuota de mercado de la empresa y aumentan el impacto de la eficiencia, parecen estar captando la intensidad de la competencia, vía mecanismos distintos del precio, en el sector en que opera la empresa. Este resultado es similar al obtenido por Martín (ver Martín 1993).

En tercer lugar, el impacto de la eficiencia sobre la cuota es menor en el caso de empresas no diversificadas. Así, parece que la diversificación confiere a las empresas economías de alcance que hacen que su cuota sea más sensible a modificaciones del grado de eficiencia. Una explicación alternativa, basada en los menores márgenes encontrados para las empresas que operan simultáneamente en varios mercados, es que éstas venden en sectores más competitivos en los que la eficiencia diferencial adquiere mayor importancia como determinante de las cuotas.

En cuarto lugar, se constata el impacto no lineal de la eficiencia sobre la cuota. Teniendo en cuenta que los resultados empíricos son consistentes con la hipótesis de que el ejercicio del poder de monopolio reduce el efecto de la eficiencia sobre la cuota, la significatividad del indicador de eficiencia en forma cuadrática puede ser interpretada como una evidencia a favor de la predicción teórica que sostiene la relación entre el tamaño de la asimetría de costes y la dificultad para que las empresas se sitúen en la frontera de beneficios, mediante la realización de acuerdos colusivos.

Cuantificando el impacto medio total de la eficiencia sobre la cuota³⁰, evaluado en la cuota media, se obtiene que, para el caso de empresas no diversificadas, una diferencia de un punto porcentual en el indicador de eficiencia representa cuotas mayores en 0,01 puntos porcentuales. Para el caso de empresas diversificadas, el efecto de la eficiencia sobre la cuota es alrededor de dos veces mayor.

En cuanto al impacto de las variables de comportamiento sobre la cuota³¹, un aumento de un punto porcentual en el margen precio coste provocará un incremento de la cuota en 0,01 puntos porcentuales, resultado del efecto positivo directo que un mayor poder de monopolio tiene sobre la cuota (cuantificable en 0,014 puntos porcentuales) y del efecto indirecto vía reducción de la sensibilidad de la cuota a la eficiencia. Si la penetración sectorial de las importaciones se duplicase respecto a su valor medio, la cuota de mercado de las empresas que operan en esa industria se reduciría en 0,12 puntos porcentuales. La cuota de mercado, procíclica respecto a las expectativas de la propia demanda, será 0,01 puntos porcentuales mayor si el indicador individual de expectativas de demanda crece un punto porcentual.

El grado de diferenciación del producto viene aproximado por los gastos I+D. La diferenciación del producto confiere a las empresas cierto poder de monopolio que se traduce en cuotas de mercado mayores, aunque también reduce el

30

$$\frac{\partial s}{\partial IE} = 0.005 - 0.023MPC + 0.030IDIE + 0.014PM - 0.001(I+D) + 0.251AS + 0.03IE - 0.006DNDV$$

31

~~$$\frac{\partial s}{\partial MPC} = 0.014 - 0.023IE; \quad \frac{\partial s}{\partial IDIE} = 0.0065 - 0.030IE; \quad \frac{\partial s}{\partial PM} = 0.006 + 0.014IE$$~~

efecto positivo que la eficiencia diferencial tiene sobre la cuota, tendiendo estos dos impactos a compensarse en media³². Diferencias de un punto porcentual en el volumen de gastos en investigación y desarrollo justifican cuotas mayores en algo menos de 0,001 puntos porcentuales.

Con respecto al impacto de la publicidad sectorial sobre la cuota de mercado³³, que podría ser incluida entre las variables representativas del entorno competitivo en que opera la empresa, un aumento de un punto porcentual en la publicidad sectorial sobre ventas reducirá la cuota de mercado en 0,014 puntos porcentuales.

Se debe señalar que los resultados anteriores deben ser interpretados con precaución dado que, si bien el tamaño de la muestra utilizada en este trabajo parece adecuado para aplicar resultados asintóticos y aunque los coeficientes estimados por MGM en una etapa robustos a heterocedasticidad y en dos etapas son muy similares, sin embargo, la diferencia en ambos casos entre los errores estándar estimados puede estar relacionada con la presencia de sesgos a la baja en los mismos para el estimador en dos etapas más que a ganancias de eficiencia. En el cuadro 2 y para la especificación elegida (página 135, modelo 2A), aparecen señalados con un asterisco los coeficientes de aquellas variables que son significativas para el estimador MGM en una etapa robusto a heterocedasticidad. Como puede comprobarse, los resultados de la estimación en una etapa se mantienen respecto a los de dos etapas en lo que se refiere a los impactos directos de

32

$$\frac{\partial S}{\partial (I+D)} = 0.001 - 0.002IE$$

33

$$\frac{\partial S}{\partial AS} = -0.047 + 0.251IE$$

margen, diferenciación del producto y asimetría de costes sobre la cuota y al efecto cruzado con la eficiencia de comportamiento y diferenciación. Sin embargo, no son significativos los impactos directos de demanda, penetración de las importaciones y publicidad. Además, tampoco es significativo el efecto lineal directo de la eficiencia sobre la cuota, tanto para empresas diversificadas como para las no diversificadas. Probablemente, los verdaderos valores de los errores estándar de los estimadores se encuentren en algún punto intermedio entre los obtenidos para una y dos etapas.

Por último, si se comparan los impactos obtenidos para el modelo lineal con aquéllos asociados a la especificación logística, evaluada en la media, (cuadro 3, primera y segunda columnas) se puede comprobar cómo ambos son del mismo orden, si bien los calculados para el modelo no lineal son siempre inferiores excepto en lo referido a la variable publicidad.

IV.3.- CONCLUSIONES

En este capítulo se ha especificado y estimado una ecuación explicativa para la evolución temporal de la cuota que la empresa posee en los mercados en que opera, utilizando un panel de datos de empresas manufactureras españolas para el periodo 1983-1990.

Siguiendo algunas formulaciones teóricas sencillas de carácter muy general, que han permitido establecer cuales son los principales factores que intervienen en la determinación de la cuota de mercado, la ecuación especificada incluye un indicador de la eficiencia relativa de la empresa respecto a la media de la industria en que opera, variables de entorno competitivo cuyas fluctuaciones pueden modificar el comportamiento estratégico de la empresa y, por tanto, su participación en el mercado, y variables representativas del grado de diferenciación del producto. La disponibilidad de un panel de datos permite especificar una ecuación para la cuota que puede considerarse robusta a la heterogeneidad de comportamientos estratégicos de las empresas, así como el adecuado tratamiento de los problemas derivados de la previsible simultaneidad en las variables explicativas. Además y dado que la cuota de mercado es una variable acotada, se han realizado diversas especificaciones no lineales que imponen dicha restricción.

En primer lugar, los resultados empíricos validan la hipótesis de que el ejercicio del poder de monopolio suaviza el impacto de la eficiencia sobre la cuota de mercado. Mientras que el indicador de eficiencia, IE, es significativo y tiene el impacto esperado directo positivo sobre la cuota, la interacción del mismo con las variables de comportamiento que representan mayor poder de mercado es negativa, siendo su interacción con aquéllas representativas de mayor grado

de competencia positiva. El hecho de que el impacto de cada variable representativa del entorno competitivo y su interacción con el indicador de eficiencia presenten siempre signos contrarios abunda en la misma línea, lo que puede interpretarse como una evidencia a favor de que los acuerdos colusivos se producen en la frontera de beneficios.

En segundo lugar, los resultados son consistentes con la predicción teórica que establece una menor sensibilidad de la cuota a la eficiencia en mercados de producto diferenciado, obteniéndose un coeficiente para la variable que representa la interacción de la eficiencia con los gastos en I+D negativo y significativo.

En tercer lugar, el impacto de la eficiencia sobre la cuota es menor en el caso de empresas no diversificadas. Así, parece que la diversificación confiere a las empresas economías de alcance que hacen que su cuota sea más sensible a modificaciones del grado de eficiencia. Una explicación alternativa, basada en los menores márgenes encontrados para las empresas que operan simultáneamente en varios mercados, es que éstas venden en sectores más competitivos en los que la eficiencia diferencial adquiere mayor importancia como determinante de las cuotas.

En cuarto y último lugar, dado que los resultados empíricos validan la hipótesis de que el ejercicio del poder de monopolio suaviza el efecto de la eficiencia sobre la cuota, el impacto no lineal y positivo del indicador de eficiencia puede ser interpretado como una evidencia a favor de la predicción teórica, de carácter general, que sostiene la relación entre el tamaño de la asimetría de costes y la dificultad para que las empresas se sitúen en la frontera de beneficios, mediante la realización de acuerdos colusivos.

APÉNDICE 1: CORRESPONDENCIAS SECTORIALES.

NACE-CLIO (R-25)	SECTORIZACION PROPIA A 81	ENCUESTA IN- DUSTRIAL	C.N.A.E.
1 ENERGIA	1. Combustibles solidos	1	111-113
	2. Coquerías	2	114
	3. Hidrocarburos	3	122,123
	4. Refino de petróleo	4	130
	5. Minerales radioactivos	5	140
	6. Energía eléctrica	6	151
	7. Gas	7	152
	8. Agua	8	160
2 MINERALES METÁLICOS Y SIDERO-METALURGIA	9. Minerales metálicos	9	211,212
	10. Siderurgia y primera transformación del hierro y el acero	10	221-223
	11. Producción y primera transformación de metales no ferreos	11	223
3 MINERALES Y PRODUCTOS NO METÁLICOS	12. Minerales no metálicos y canteras	12	231-234, 239
	13. Material de construcción tierra cocida	13	241
	14. Cemento, cales y yeso	14	242
	15. Hormigón y derivados del cemento	15	243
	16. Piedra natural, abrasivos y otros prod. minerales no metálicos	16	244-245, 249
	17. Vidrio y sus manufacturas	17	246
	18. Productos cerámicos	18	247
4 QUIMICA	19. Petroquímica, química, plásticos y fibras sintéticas	19+20+21 +22	2511-2516
	23. Abonos y plaguicidas	23	252
	24. Pinturas, Aceites y otros productos químicos industriales	24,25,26	2531-2537 2539
	27. Productos farmacéuticos	27	254
	28. Perfumería, material fotográfico y otros prod. químicos de consumo	28,29,30	2551-2555 2559

5 PRODUCTOS METÁLICOS	31. Fundiciones metálicas	31	311
	32. Forja y otros trat. de los metales	32	312-313
	33. Carpintería metálica, estructuras y calderería	33	314-315
	34. Artículos metálicos	34	316
	35. Talleres mecánicos	35	319
6 MAQUINARIA	36. Maquinaria agrícola	36	321
	37. Maquinaria industrial	37	322-326 329
7 MAQ. DE OFICINA Y OTROS	38. Maquinas de oficina	38	330
	46. Instrumentos de precisión, óptica y similares	46	391-393
8 MATERIAL ELÉCTRICO	39. Maquinaria y material eléctrico	39	341-347
	40. Material electrónico	40	351-355
9 MATERIAL DE TRANSPORTE	41. Automóviles, piezas y accesorios.	41	361-363
	42. Construcción naval	42	371-372
	43. Material ferroviario	43	381
	44. Aeronaves	44	382
	45. Material transporte diverso	45	383, 389
10 ALIMENTACIÓN	47. Aceites y grasas	47	411-412
	48. Mataderos e industrias cárnicas	48	413
	49. Industrias lácteas	49	414
	50. Conservas vegetales	50	415
	51. Conservas de pescado	51	416
	52. Molinería	52	417
	53. Pan, bollería, pastelería y galletas	53	419
	54. Azúcar	54	420
	55. Cacao, chocolate y prod. confitería	55	421
	56. Productos alimentación animal	56	422
	57. Productos alimenticios diversos	57	418, 423
	58. Alcoholes y licores	58+59	4241-4243
	60. Vino	60	425
	61. Sidrería	61	426
62. Cerveza	62	427	
63. Bebidas alcohólicas	63	428	
64. Tabaco	64	429	

11 TEXTIL, VESTIDO Y CALZADO	65. Preparación, hilado y tejido	65	431-434
	66. Géneros de punto	66	435
	67. Acabados textiles	67	436
	68. Alfombras y otros	68	437,439
	69. Curtidos	69	441
	70. Cuero	70	442
	71. Calzado	71	452-452
	72. Confección en serie	72	453
	73. Confección a medida	73	454
	74. Peletería	74	456
12 PAPEL Y DERIVADOS	80. Pasta papelera, papel y cartón	80	471-472
	81. Transf. papel y cartón	81	473
	82. Artes gráficas y edición	82	474-475
13 CAUCHO Y PLÁSTICOS	83. Transf. del caucho	83	481
	84. Transf. de materias plásticas	84	482
14 MADERA, CORCHO Y OTRAS MANUFACTURAS	75. Aserrado de madera	75	461
	76. Industria de la madera	76	462-465
	77. Industria del corcho	77	466
	78. Junco, cestería, brochas y cepillos	78	467
	79. Muebles de madera	79	468
	85. Joyería y bisutería	85	491
	86. Instrumentos de música	86	492
	87. Laboratorios fotográficos	87	493
	88. Juegos y juguetes	88	494
89. Manufacturas diversas	89	495	

APÉNDICE 2: CONSTRUCCIÓN DE VARIABLES

La fuente estadística principal consiste en un panel completo de 979 empresas españolas manufactureras para el periodo 1983-1990 procedente de la información contenida en la Central de Balances del Banco de España. Además, se utilizará información complementaria de la Encuesta Industrial (INE) y del Boletín de Estadísticas Laborales (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social).

La información sectorial necesaria para el cálculo de algunas de las variables queda articulada utilizando fundamentalmente dos niveles de referencia: la clasificación NACE-CLIO R-25 (25 ramas productivas que suponen 13 industriales no energéticas) y la de 81 sectores manufactureros asociada a la Encuesta Industrial.

Las magnitudes nominales han sido deflactadas utilizando el Índice de Precios Industriales, elaborado por la Fundación Empresa Pública y desagregado 81 sectores manufactureros. Así y con el fin de expresarlas en pesetas constantes de 1980, se han multiplicado por P_{80}/P_t . Para aquéllas empresas que diversificaron su producción durante el periodo muestral, se ha construido un índice de precios medio ponderado, donde se han utilizado como ponderaciones la participación de la producción en cada sector dentro de la producción agregada de todos los sectores donde operó la empresa.

La inversión y el inmovilizado material neto, utilizadas en el cálculo de la serie de capital real, se han deflactado por el índice de precios de la formación bruta de capital fijo, para el que no existe información desagregada sectorialmente.

.- Margen Precio Coste observable (MPC_{jit}⁰)¹ :

Aunque el concepto relevante desde el punto de vista teórico del margen precio coste observable relaciona el valor de las ventas con el coste variable de producción de las mismas, la información estadística en general (y en particular la presentada por la CB) proporciona los costes variables de toda la producción del periodo, independientemente que dicha producción haya o no sido vendida, e incluyendo el coste de partidas como los trabajos realizados por la empresa para su propio inmovilizado, valorados a precio de coste, que no deberían ser considerados parte del resultado de explotación.

Así, si la producción no vendida es valorada a precio de coste, una aproximación al MPC⁰ podría ser la siguiente:

$$MPC_{jit}^0 = \frac{\text{Valor de la producción}_{jit} - \text{Coste de producción}_{jit}}{\text{Valor de las ventas}_{jit}}$$

que, en términos de la cuenta de resultados de la CB, vendría dada por:

$$MPC_{jit}^0 = \frac{\text{Resultado económico bruto de la explotación}_{jit}}{\text{Ventas netas e ingresos accesorios a la explotación}_{jit}}$$

donde el resultado económico bruto de la explotación se compone de las siguientes partidas:

¹ La nomenclatura utilizada emplea j como subíndice de empresa, i como subíndice de sector y t hace referencia al año:

j = 1,.,979 (empresas) i = 1,.,73 (sectores) t = 1,.,8 (años)

Producción o venta de mercaderías y subvenciones=

Ventas netas e ingresos accesorios a la explotación

Ventas netas de devoluciones, "rappels" e IVA repercutido

+ Ingresos accesorios a la explotación (incluye la desgravación fiscal a la exportación antes del 86)

- Impuestos especiales adeudados en ventas

+ Variación de existencias de productos terminados y en curso

+ Trabajos realizados por la empresa para su inmovilizado

+ Subvenciones a la explotación

- Consumo intermedio -

Compras netas de devoluciones, rappels e IVA soportado deducible

+ Variación de existencias de mercaderías y primeras materias

+ Trabajos, suministros, transportes, fletes y diversos

- Tributos

- Gastos de Personal

.- Cuota de Mercado (s_{jit}):

La cuota de mercado de una empresa j (s_{jit}) se define como la participación de las ventas de dicha empresa en las ventas del total de la industria siendo, por tanto, una variable que precisa combinar información tanto de la Central de Balances como de la Encuesta Industrial. Se ha construido como sigue:

$$s_{jit} = \frac{\text{Ventas netas e ingresos accesorios a la explotación}_{jit}}{\text{Producción de bienes y servicios para la venta}_{it}}$$

donde el numerador se obtiene de la información contenida en la CB y la producción de bienes y servicios para la venta procede de la EI e incluye los

productos obtenidos y terminados durante el año (tanto si fueron vendidos como si pasaron a formar parte de las existencias) y los servicios y trabajos industriales realizados para terceros. Se debe señalar que tanto el concepto de ventas de la CB como el de la EI excluyen los impuestos indirectos así como los bienes de capital fabricados para uso propio.

Antes de realizar el cálculo de la cuota, es necesario clasificar las empresas en sectores industriales.

La Encuesta Industrial divide el conjunto de la industria en 89 sectores, de los cuales los 81 últimos son manufactureros (los 8 primeros corresponden a sectores energéticos), mientras que la Central de Balances aporta información sectorial a tres dígitos C.N.A.E.. Es por tanto necesario agregar aquéllos sectores de la Encuesta Industrial que detallen información a cuatro dígitos C.N.A.E., obteniendo así una clasificación de 81 sectores industriales de los cuales 73 son manufactureros. En particular se han agregado los siguientes sectores de EI: a)19+20+21+22, b)24+25+26 c)28+29+30, y d)58+59 (ver Apéndice 1 para correspondencias entre EI, sectorización propia, C.N.A.E y NACE CLIO R-25). Para las variables sectoriales que se calculan como índices, en particular el índice de precios industriales utilizado en la deflación de las magnitudes nominales, el indicador exógeno de demanda sectorial (IEDS) y la tasa de rotación (TR), se ha calculado una media ponderada, en base a lo que representa la producción de cada sector en el agregado de todos los sectores. Las dummies de rendimientos (DRD y DRC) se han agregado asignando el valor que más se repite y, en caso de empate como sucede para el agregado de los sectores 58 y 59, eligiendo el valor del sector con mayor producción.

Con la información anual sobre los cuatro sectores principales donde la empresa desarrolla su actividad y el porcentaje de las ventas totales en cada uno de ellos se calculó, para el caso de empresas diversificadas, la cuota de mercado en cada una de las industrias en que opera como el cociente entre las ventas de la empresa j en el sector i (v_{ji}) y las ventas totales del sector (V_i).

Una vez obtenidas las cuotas sectoriales para cada año y empresa, el siguiente paso ha consistido en construir una cuota media ponderada, donde cada cuota sectorial se pondera por lo que representan las ventas en el sector dentro de las ventas globales de la empresa j (v_{ji}):

$$S_{jit} = \sum_{i=1}^I \frac{V_{jit}}{V_{jt}} \cdot \frac{V_{jit}}{V_{it}}$$

En el caso de empresas diversificadas y para el cálculo de aquellas variables que incorporan información sectorial, se ha asignado a cada empresa la media ponderada de los valores de aquellos sectores en que operó en cada año, utilizando como ponderación para cada sector la participación de las ventas totales de la empresa en dicho sector. Cuando la empresa no haya tenido una cobertura del 100% en manufacturas para algún año, se ha reescalado de modo que las ponderaciones sumen la unidad.

.- Stock de Capital Neto a Coste de Reposición sobre el valor de las ventas (KV_{jt}):

Según la definición del Sistema Integrado de Cuentas Nacionales, el capital se define como el conjunto de activos duraderos (al menos 1 año), tangibles (excluye el inmovilizado inmaterial), fijos (excluye las existencias

y el inmovilizado en curso) y reproducibles (excluye los terrenos y bienes naturales). Martín y Moreno (1991) se basan en lo anterior cuando definen el capital. Sin embargo, Hernando y Vallés (1991) incluyen, además de los bienes de capital que participan directamente en la actividad productiva, el Inmovilizado Material en Curso y los Terrenos y Bienes Naturales.

Aunque no se considera arbitraria la decisión de qué incluir en la definición de capital, es más, parece correcto excluir aquellas partidas que no forman parte del capital productivo, las definiciones presentadas por la Central de Balances no permiten conocer las dotaciones a amortizaciones ni la amortización acumulada por partidas del inmovilizado material, de modo que el uso de la definición de capital del Sistema Integrado de Cuentas exigiría repartir las amortizaciones atendiendo a algún criterio, en última instancia, arbitrario.

Por tanto, y según las definiciones de la Central de Balances que se presentan en este trabajo (en particular, la definición del inmovilizado material que incluye el inmovilizado material en curso y los terrenos y bienes naturales, según puede comprobarse en el cuestionario), se ha optado implícitamente por una definición amplia del capital.

Si se supone una tasa de depreciación exponencial constante y la inexistencia de retiros prematuros, el stock de capital neto a coste de reposición se puede calcular a partir de la siguiente aproximación empírica:

$$K_{jit} = I_{jit} + K_{jit-1} (1-d_{ji}) \left(\frac{P_t^k}{P_{t-1}^k} \right)$$

donde I_{jit} es la inversión, K_{jit} es el stock de capital neto de la empresa valorado a coste de reposición, d_{jt} es la tasa de depreciación y P_t^k es el deflactor implícito de la formación bruta de capital fijo. La derivación de la anterior fórmula se realiza, siguiendo a Martín y Moreno (1991), en el Apéndice 9. Así, la obtención de una serie de stock de capital neto a coste de reposición precisa disponer de los flujos de inversión, del stock de capital inicial, de la tasa de depreciación y de índices de precios adecuados. La CB no aporta información directa sobre las anteriores variables, de modo que deben aproximarse.

La inversión se calcula² como el Inmovilizado material (Estado de origen y aplicación de fondos) y se compone de las siguientes partidas:

- Variación del inmovilizado material neto
- + Dotación a amortizaciones del inmovilizado material
- + Correcciones =
- Saneamientos
- Actualizaciones
- Intereses activados y otras revalorizaciones

² El stock de capital bruto a precios históricos corriente es igual al valor contable del stock de capital en el periodo anterior más la inversión del periodo y menos los retiros corrientes de activos de capital adquiridos durante la vida de la empresa: $Kb_t^c = Kb_{t-1}^c + I_t - R_t \implies I_t = \Delta Kb_t^c + R_t$

Los retiros son iguales a la diferencia entre las amortizaciones del periodo y la variación en la amortización acumulada: $R_t = DAK_t - \Delta AAK_t$

Si se define el capital neto a precios históricos como el bruto a precios históricos menos la depreciación, se tiene que: $Kn_t^c = Kb_{t-1}^c - AAK_t$

$$\text{Por tanto, } I_t = \Delta[Kn_t^c + AAK_t] + R_t \implies I_t = \Delta Kn_t^c + \Delta AAK_t + R_t$$

esto es:

$$I_t = \Delta Kn_t^c + DAK_t$$

La inversión y el inmovilizado material neto, utilizados en el cálculo de la serie de capital, se han deflactado por el índice de precios de la formación bruta de capital fijo, para el que no existe información desagregada sectorialmente.

En cuanto al valor de reposición del stock de capital inicial, la Ley de Regulación de Balances de 1983 permitió la actualización del valor de los activos exenta de tributación fiscal. La constatación del carácter generalizado de las actualizaciones en el año 83 (las pocas empresas que no regularizaron activos son, en su mayoría, de nueva creación), justifica que, para dicho año, se suponga que el valor de reposición del capital coincide con el valor contable que figura en el balance. De este modo, se ha aproximado el valor de reposición del stock de capital inicial, K_{j83} , a través de la partida inmovilizado material neto del año inicial, $INMN_{jj83}$.

Este tipo de simplificación puede provocar cierta infravaloración en el stock de capital inicial, que será mayor cuánto mayor sea la tasa de inflación del periodo considerado y cuánto mayor sea la edad media del activo de la empresa en el año inicial. Como alternativa, Hernando y Vallés (1991) proponen la siguiente aproximación para el stock de capital inicial:

$$K_{j83} = K_{j83}^c \left(\frac{P_{83}^k}{P_{83-em}^k} \right)$$

donde em es la edad media de los activos que componen el stock de capital inicial y se calcula como el cociente entre la amortización acumulada y la dotación a amortización del periodo. Las razones por las cuales se decidió no utilizar esta aproximación son, en primer lugar, el carácter generalizado de

las actualizaciones en el año 83, en segundo lugar, el importante sesgo de sobrevaloración del método anterior dado que el valor contable del stock de capital K_{j83}^c no es exactamente el precio de adquisición (durante las décadas de los 70 y 80 se permitió en varias ocasiones la actualización de los valores contables del capital) y, por último, el evitar realizar una estimación de la vida útil de los bienes de capital.

. - Tasa de depreciación del capital (d_{jt}):

La manera más habitual de calcular la tasa de depreciación del capital (d_{jt}) es mediante el cociente entre la dotación a amortizaciones (DAM_{jt}) y el stock de capital bruto a precios históricos (KB_{jt}^c).

El problema radica en que la existencia de determinados factores, diferentes de la depreciación, pueden estar condicionando la amortización de cada año, pudiendo introducir errores en el cálculo de la depreciación anual. Así, con el fin de minimizar los sesgos generados por aquellos factores (reales, fiscales o financieros) que pueden estar influyendo en las amortizaciones anuales, se asignará, para cada empresa, una tasa de depreciación constante d_{jt} , igual a la media aritmética de las tasas de depreciación anuales, para todo el periodo muestral y para todos los elementos del activo.

Por otra parte, el análisis de los datos señaló la existencia de un gran número de empresas con dotación a amortizaciones nula para alguno o algunos de los años de la muestra, comprobándose que en su mayoría eran empresas pequeñas posiblemente con una dotación anual a amortizaciones inferior a 500.000 pesetas (que figurará como nula dado que la Central de Balances recaba

información en unidades de millón). Es por esto que se decidió redefinir el cálculo de la depreciación media para cada empresa utilizando únicamente la información de aquellos años con dato de amortización distinto de cero.

Una vez calculada de este modo la tasa de depreciación, se han corregido los valores para 16 empresas que presentaban tasas de depreciación muy bajas (inferiores al 1,5%) sustituyéndolas por la media ponderada (el factor de ponderación es el inmovilizado material bruto) del sector al que pertenecen, excluyendo del cálculo de las medias ponderadas las empresas atípicas.

En términos de la información presentada por la Central de Balances y llamando H al número de años con amortización nula, se ha utilizado la siguiente aproximación para la tasa de depreciación media (d_{ji}):

$$\frac{1}{(T-H_j)} \sum_{t=1}^T \frac{DAM_{j1t}}{INMB_{j1t}} \quad \forall d_{j1} = \frac{1}{(T-H_j)} \sum_{t=1}^T \frac{DAM_{j1t}}{INMB_{j1t}} \geq 0.015$$

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j \in I} \frac{DAM_{j1t}}{INMB_{j1t}} \quad \forall d_{j1} < 0.015$$

donde DAM es la dotación a amortizaciones del inmovilizado material (cuenta de resultados) y INMB es el inmovilizado material bruto (estado de equilibrio financiero).

.- Tasa de apreciación del capital (Π), definida como:

$$\Pi_t = \frac{(P_t^k - P_{t-1}^k)}{P_{t-1}^k}$$

donde P_t^k es el índice de precios de la formación bruta de capital fijo:

<u>año</u>	<u>índice</u>	<u>año</u>	<u>índice</u>
1983	352.4	1987	468.6
1984	388.1	1988	490.5
1985	420.3	1989	513.0
1986	446.4	1990	533.9

.- Endeudamiento (E_{jt}): recursos ajenos a medio y largo plazo más financiación a corto con coste.

.- Endeudamiento sobre ventas (EV_{jt}): cociente entre el volumen de endeudamiento y el valor de las ventas.

.- Variable ficticia de pública (PU_{jt}): variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa ha tenido titularidad pública en algún año de la muestra y 0 en otro caso.

.- Variable ficticia de privada (PR_{jt}): variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa ha tenido titularidad privada en todos los años de la muestra y 0 en otro caso.

.- Tipo de interés (r_{jt}): cociente entre los gastos financieros (GF) y la cuantía del endeudamiento (E). Ante la presencia de algunas empresas con tipos de interés anómalamente altos, se decidió corregir los datos atípicos. Así, cuando el tipo de interés es mayor al 50% en algún año, se sustituye el dato de ese año por el tipo de interés medio ponderado por endeudamiento de la empresa para todo el periodo muestral, siempre que este último no sea superior al 50%, en cuyo caso se elimina la empresa de la muestra (ver filtros aplicados en Apéndice 3):

$$\frac{GF_{jit}}{E_{jit}} \quad \forall r_{jit} < 0.5$$

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{jit} \frac{E_{jit}}{\sum_{t=1}^T E_{jit}} \quad \forall r_{jit} \geq 0.5$$

.- Indicador del grado de utilización de la capacidad (IUC_{jit}): cuadrado del cociente entre la variación de existencias de productos terminados y en curso y la producción para la venta:

$$IUC_{jit} = \left[- \frac{\Delta \exists_{jit}}{PQ_{jit} + \Delta \exists_{jit}} \right]^2$$

.- Indicador de demanda individual esperada (IDIE_{jit}): cociente entre la variación de existencias de productos terminados y en curso y la producción para la venta, cambiado de signo y adelantado un periodo:

$$IDIE_{jit} = - \frac{\Delta \exists_{jit+1}}{PQ_{jit+1} + \Delta \exists_{jit+1}}$$

Como no se disponía de la información necesaria para la obtención de esta variable en el año 1990, se decidió construirla en dicho año aplicando al IDIE del año 89 el valor del indicador exógeno de demanda sectorial (IEDS) del año 91, esto es, suponiendo para 1991 que la demanda individual cambió a la misma tasa que la sectorial y que la estructura de la diversificación de la empresa se mantiene en el 91 respecto a la que tuvo en el 90.

.- Indicador de demanda sectorial (IEDS_{jt}): elaborado (véase Martínez, 1991) a través de las demandas intersectoriales y finales de cada uno de los bienes y disponible a un nivel de desagregación de 73 sectores manufactureros.

.- Dummy de Rendimientos decrecientes (DRD): variable dicotómica que toma valor 1 si el sector, desagregado a 73, en el que opera la empresa presenta rendimientos decrecientes de escala (véase Martín, 1993) y cero en otro caso. Para el caso de empresas diversificadas, se asigna el valor de la dummy correspondiente al sector principal en que ésta opera.

.- Dummy de Rendimientos crecientes (DRC): variable dicotómica que toma valor 1 si el sector principal en el que opera la empresa presenta rendimientos crecientes de escala y cero en otro caso.

.- Tasa de Rotación sectorial (TR_{it}): calculada (véase Lorenzo, 1994) como la suma de la tasa de entradas y la tasa de salidas, desagregada a 73 sectores manufactureros. Como no se disponía de información para los sectores 9, 12, 42, 56 y 61 de la Encuesta Industrial se utilizó el dato de sectores conceptualmente similares (10, 13, 43, 57 y 62 respectivamente).

.- Penetración sectorial de las importaciones (PM_{it}): importaciones nacionales de productos equivalentes procedentes de todo el mundo (M) respecto a la producción para la venta sectorial (V). Esta variable se encuentra desagregada a 13 sectores industriales no energéticos (NACE-CLIO R25):

$$PM_{it} = \frac{M_{it}}{V_{it}} \quad i = 2, 3, \dots, 14$$

.- Desviación típica de la cuota de mercado respecto a la media móvil (σ_{sjit}): definida la media móvil (mms_{jit}) en cada año como la media aritmética de las cuotas de ese año y los dos anteriores:

$$\sigma_{sjit} = \frac{\sum_{h=t-2}^t [s_{jih} - mms_{jit}]^2}{3}, \quad \text{donde } mms_{jit} = \frac{\sum_{h=t-2}^t s_{jih}}{3}$$

.- Riesgo no diversificable (CO_{ji}), calculado como la covarianza temporal entre el margen de la empresa y el margen medio para toda la muestra, relativo a la varianza del margen medio:

$$CO_{ji} = \frac{Cov(MPC_{jit} - \overline{MPC}_t)}{Var(\overline{MPC}_t)}, \quad \text{donde } \overline{MPC}_t = \frac{\sum_{j=1}^n MPC_{jit}}{n}$$

.- Mark-up salarial relevante, definido como:

$$\frac{\overline{w_{jit}} - A_{it}}{\overline{w_{jit}}}, \quad \text{con } \overline{w_{jit}} = \frac{w_{jit}}{[1 + g_{jit}]}$$

donde w_{jit} es el salario por trabajador en la empresa y g_{jit} es el componente heterogéneo del trabajo. A_{it} es el salario alternativo, función del salario medio de la industria W_{it} , del subsidio de desempleo S y de la probabilidad de desempleo medida por la tasa de desempleo sectorial u_{it} :

$$A_{it} = (1 - u_{it}) W_{it} + u_{it} S = W_{it} - u_{it} (W_{it} - S) = W_{it} \left[1 + u_{it} \frac{S - W_{it}}{W_{it}} \right]$$

Llamando p a $(S - W_{it})/W_{it}$, que puede ser interpretado como la pérdida porcentual de salario en caso de estar desempleado, se tiene $A_{it} = W_{it} [1 + p u_{it}]$. Entonces:

$$\frac{\overline{w_{jit}} - A_{it}}{w_{jit}} = 1 - \frac{A_{it}}{w_{jit}} = 1 - \frac{W_{it}(1 + p \cdot u_{it})}{\frac{w_{jit}}{1 + g_{jit}}} = 1 - \frac{W_{it}}{w_{jit}} (1 + g_{jit}) (1 + p \cdot u_{it})$$

$$\frac{\overline{w_{jit}} - A_{it}}{w_{jit}} = \left[\frac{w_{jit} - W_{it}}{w_{jit}} \right] - \left[\frac{W_{it}}{w_{jit}} g_{jit} \right] - p \left[\frac{W_{it}}{w_{jit}} u_{it} \right] = MW_{jit} - CW_{jit} - UW_{jit}$$

de modo que el markup salarial relevante se aproxima empíricamente como el margen salarial respecto al salario medio de la industria (MW) menos el componente heterogéneo del trabajo (CW) y menos la pérdida salarial caso de estar desempleado (UW).

.- Margen salarial respecto al salario medio de la industria (MW_{jit}):

definido como el cociente entre el salario pagado por la empresa, w_{jit}, y el salario medio de la industria en que opera la empresa, W_{it}:

$$MW_{jit} = \frac{(w_{jit} - W_{it})}{W_{it}}$$

El salario pagado por la empresa, w_{jit}, se ha calculado a través del coste laboral por empleado:

$$w_{jit} = \frac{gp_{jit}}{pt_{jit}} = \frac{gp_{jit}}{pf_{jit} + \frac{(pe_{jit} * se_{jit})}{52}}$$

donde gp son los gastos totales de personal, pt el personal total, pf el personal fijo, pe el eventual y se son las semanas trabajadas por el personal eventual.

El salario industrial, W_{it} , se ha construido como el cociente entre los gastos de personal y el personal remunerado. En el caso de los sectores delegados por el INE (sectores 9, 12, 14, 36, 41-45, 47-49, 56, 60, 61 y 75 de la EI), para los que no está disponible la información del personal remunerado en todos los años, se ha utilizado el personal ocupado para todo el periodo muestral.

.- Componente heterogéneo del trabajo (CW_{jit}), definido como:

$$CW_{jit} = \frac{pe_{jit}}{pt_{jit}} \frac{W_{it}}{w_{jit}}$$

donde pe_{jit} y pt_{jit} son, respectivamente, el personal eventual y total remunerado por la empresa.

.- Pérdida salarial caso de desempleo (UW_{jit}). Para esta variable se han construido dos aproximaciones empíricas. La primera, $UW1$, utiliza información de desempleo sectorial y se define como:

$$UW1_{jit} = u_{it} \frac{W_{it}}{w_{jit}} \quad \text{donde} \quad u_{it} = \frac{1}{1 + \frac{O_{it}}{P_{it}}}$$

donde u_{it} es la tasa de desempleo sectorial, O_{it} son los ocupados sectoriales (fuente: EI) y P_{it} es el número de parados sectoriales (fuente: Boletín de Estadísticas Laborales). Para el cálculo de la tasa de desempleo fue necesario

homologar las dos fuentes disponibles, resultando una clasificación para la tasa de desempleo de 12 sectores manufactureros³.

La segunda aproximación empírica a la pérdida salarial caso de estar desempleado, UW2, se basa en la hipótesis de una relación inversa entre la tasa de desempleo sectorial y la tasa de crecimiento de la demanda sectorial, IEDS_{it}, disponible con una desagregación de 73 sectores manufactureros:

$$UW2_{jit} = IEDS_{it} \frac{W_{it}}{w_{jit}}$$

.- Indicador de Eficiencia (IE_{jit}): definido como la diferencia entre los costes variables medios del sector en que opera la empresa (CVM_{it}) y costes variables medios de la empresa (cvm_{jit}) divididos entre los costes variables medios sectoriales:

$$IE_{jit} = \frac{CVM_{it} - cvm_{jit}}{CVM_{it}} = 1 - \frac{\frac{CV_{jit}}{V_{jit}}}{\frac{CV_{it}}{V_{it}}}$$

donde cv_j son los costes variables de la empresa, v_j el valor de las ventas de la empresa, CVS son los costes variables del sector en que opera la empresa y V el valor de las ventas sectoriales. Los costes variables se han calculado como la suma de los gastos de personal y los consumos intermedios. Para empresas diversificadas y como en el resto de las variables sectoriales, se

³ Los sectores del 1 al 6 de la clasificación NACE-CLIO-R25 se corresponden con los mismos de la clasificación a 19 sectores del Boletín de Estadísticas laborales (BEL). Para el resto se establecieron las siguientes correspondencias: 7+8 de NACE-CLIO-R25 = 7+8+11 de BEL, 9 = 9+10, 10 = 12, 11 = 13+14+15, 12 = 17, 13 = 18 y 14 de NACE-CLIO-R25 = 16+19 de BEL.

han calculado unos costes variables medios sectoriales ponderados, utilizando como ponderación la participación de las ventas sectoriales en la producción total de la empresa.

.- Gastos en I+D (ID_{jt}): gastos en investigación y desarrollo más gastos por transferencia de tecnología divididos entre 100. Esta variable está disponible a partir del año 1985.

.- Gastos en Publicidad Sectoriales (AS_{jt}): gastos en publicidad relativos a la producción para la venta sectorial, desagregados a 73 sectores manufactureros. En el caso de los sectores delegados por el INE, para los que la EI no aporta información sobre los gastos en publicidad, se han utilizado los datos de sectores conceptualmente similares (9 por 10, 12 por 13, 43 y 44 por 45, 48 y 49 por 50, 56 por 57 y 75 por 76). Además, para los sectores 36, 41 y 45 la EI tampoco presenta información en los años 89 y 90, de modo que se han calculado interpolando los valores para los años 88 y 91.

.- Variable ficticia de no diversificación (DND_{jt}): variable dicotómica que toma valor 0 si la empresa diversificó en todos los años de la muestra y 1 en otro caso.

APÉNDICE 3: FILTROS APLICADOS A LA MUESTRA

Sobre un conjunto inicial de 1382 empresas industriales, se eliminaron 99 empresas no manufactureras, aplicándose a la muestra resultante los siguientes filtros (entre paréntesis, el número de empresas que elimina cada filtro acumulativamente con los anteriores), resultando una muestra de 979 empresas manufactureras:

- filtro 1: elimina 91 empresas manufactureras no diversificadas con cambio de actividad (91).
- filtro 2: elimina 77 empresas con inmovilizado material no positivo (72).
- filtro 3: elimina 22 empresas con producción o ventas no positivas (6).
- filtro 4: elimina 18 empresas con cobertura en manufacturas inferior al 60% (14).
- filtro 5: elimina 16 empresas del sector construcción naval (sector 42 de EI) por problemas de periodificación contable (11).
- filtro 6: elimina 6 empresas pertenecientes a sectores monopolizados (sector de aeronaves (44 de EI) y tabaco (64 de EI)) (5).
- filtro 7: elimina 24 empresas con producción para la venta (ventas+variación de existencias) no positiva (1).
- filtro 8: elimina 76 empresas sin información sobre la variable inversión para algún año de la muestra (54).
- filtro 9: elimina 23 empresas con gastos de personal no positivos (2).
- filtro 10: elimina 34 empresas con activo neto no positivo (7).
- filtro 11: elimina empresas para las que la diferencia entre las tasas de variación de producción y costes sea, en valor absoluto, inferior a la unidad (6)

filtro 12: elimina empresas con valor del stock de capital neto calculado no positivo (4)

filtro 13: elimina empresas con tipo de interés medio para el periodo muestral mayor de 0,50 (31).

APÉNDICE 4: MATRIZ DE COBERTURA MUESTRAL POR SECTORES

SEC	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	MEDIA 83/90	
									(1)	(2)
9	92.5	79.4	83.4	96.7	115.3	125.4	110.3	131.1	104.3	5.1
10	46.3	49.0	43.4	46.9	47.2	49.5	47.7	46.2	47.0	14.1
11	46.7	45.5	46.0	55.9	55.0	58.3	56.4	53.5	52.2	10.0
12	1.4	1.3	1.5	1.9	2.2	1.5	72.8	5.6	11.0	6.7
13	5.4	5.6	6.1	7.6	7.4	7.8	7.6	7.4	6.9	8.3
14	23.5	21.2	19.7	23.0	23.6	20.4	22.4	20.9	21.8	7.1
15	5.5	5.3	5.9	7.6	9.5	11.8	12.8	13.7	9.0	9.8
16	3.2	3.4	3.9	3.9	3.9	4.3	4.0	3.6	3.8	12.6
17	61.7	60.8	65.4	66.5	63.4	61.1	61.4	59.4	62.5	13.0
18	20.2	19.5	20.7	20.9	21.8	19.8	19.3	18.3	20.0	26.0
19(3)	31.5	29.8	23.0	24.7	23.7	23.2	23.1	25.0	25.5	19.1
23	69.3	73.3	75.4	73.9	66.7	78.7	99.6	105.5	80.3	15.0
24(4)	98.7	104.3	103.5	102.7	106.4	106.5	95.2	83.9	100.2	55.1
27	33.2	36.2	36.2	36.9	36.3	37.2	36.7	37.1	36.2	53.0
28(5)	34.7	35.8	34.6	32.5	32.3	32.3	33.1	34.1	33.7	24.8
31	11.9	12.0	14.0	14.6	14.6	15.7	17.3	17.7	14.7	17.0
32	13.1	15.3	14.9	15.0	12.6	11.7	10.3	9.7	12.8	19.8
33	22.1	18.5	16.7	14.6	12.3	10.6	10.1	8.8	14.2	19.8
34	13.6	13.7	14.9	14.5	14.5	13.5	12.4	11.3	13.6	39.8
35	0.6	0.6	0.9	0.9	0.7	0.6	0.6	0.5	0.7	4.1
36	27.4	28.0	33.6	34.0	34.3	39.7	38.5	35.4	33.9	6.1
37	27.6	31.0	29.2	27.1	29.6	29.0	28.6	25.3	28.4	88.0
38	9.0	4.2	4.5	5.2	7.2	9.2	9.0	11.7	7.5	3.0
39	31.1	32.7	36.4	36.3	37.3	37.4	40.0	40.5	36.4	51.0
40	53.9	57.0	62.4	62.8	65.7	67.7	77.4	77.1	65.5	25.7
41	62.7	60.3	62.6	62.4	62.5	60.8	65.2	61.1	62.2	41.5
43	56.6	45.9	51.8	56.2	48.5	46.8	54.9	44.5	50.7	10.3
45	30.5	35.3	39.4	41.4	40.8	45.1	50.9	52.1	42.0	5.5
46	28.0	29.9	24.7	22.1	25.2	29.2	27.5	20.7	25.9	8.5
47	15.5	19.5	15.8	13.2	10.9	9.4	11.5	11.2	13.4	8.0
48	18.3	18.4	19.8	18.9	18.2	16.0	12.5	13.2	16.9	15.7
49	35.5	36.4	39.9	39.8	42.7	45.1	45.0	48.8	41.7	17.0
50	17.4	18.1	18.8	17.6	18.1	18.3	17.1	16.2	17.7	19.3
51	22.6	23.8	29.2	28.4	29.0	30.6	28.2	29.6	27.7	7.0
52	10.7	11.1	11.2	13.2	12.9	13.0	14.8	15.6	12.8	14.0

NOTAS: Los sectores 42, 44 y 64 fueron eliminados de la muestra (ver Apéndice 3 para filtros).

- (1) Cobertura muestral por sectores media para el periodo 1983-1990.
- (2) Número de empresas operando en el sector medio para el periodo 1983-1990.
- (3) Agregado de sectores 19, 20, 21 y 22 de la Encuesta Industrial.
- (4) Agregado de sectores 24, 25 y 26 de la Encuesta Industrial.
- (5) Agregado de sectores 28, 29 y 30 de la Encuesta Industrial.

MATRIZ DE COBERTURA MUESTRAL POR SECTORES

(CONTINUACIÓN)

SEC	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	MEDIA 83/90	
									(1)	(2)
53	6.7	7.1	7.0	7.2	7.1	6.6	7.2	7.1	7.0	8.0
54	49.0	49.3	44.6	58.3	54.3	46.1	44.8	44.1	48.8	5.5
55	24.3	25.5	25.8	26.1	30.5	31.1	31.5	26.9	27.7	10.6
56	9.3	8.4	7.1	7.2	7.1	7.3	6.3	6.5	7.4	9.5
57	38.7	37.1	41.3	37.8	39.0	33.8	47.3	47.1	40.3	22.1
58(6)	16.3	15.6	16.1	13.3	14.2	18.8	15.9	17.9	16.0	12.0
60	11.5	11.3	12.5	10.6	10.5	13.3	15.4	14.7	12.5	11.1
61	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
62	45.0	41.7	45.6	46.2	45.2	45.5	47.3	49.7	45.8	10.0
63	17.0	18.4	17.9	18.0	20.0	19.3	19.9	21.3	19.0	13.6
65	25.1	27.2	30.3	30.0	30.8	26.6	27.6	28.7	28.3	44.0
66	18.2	18.0	18.5	18.9	18.7	20.3	21.8	19.9	19.3	14.2
67	13.2	14.4	16.7	17.0	15.9	18.2	22.2	21.1	17.3	13.7
68	11.8	13.4	14.6	13.0	13.0	13.4	12.2	11.9	12.9	17.3
69	24.2	22.9	23.9	21.3	17.6	18.8	19.1	17.5	20.7	11.0
70	1.5	1.6	1.8	2.0	2.4	2.9	3.1	3.2	2.3	2.0
71	1.5	1.4	1.6	1.5	1.9	1.5	1.5	1.5	1.5	8.0
72	14.0	14.7	15.0	13.7	14.1	13.3	14.7	14.8	14.3	30.3
73	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
74	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
75	2.7	3.4	3.6	3.7	3.2	2.3	2.0	1.8	2.8	5.0
76	7.9	8.0	12.6	12.5	11.4	10.0	11.0	9.8	10.4	14.1
77	18.2	22.6	18.7	17.5	17.2	14.9	14.0	12.6	17.0	5.0
78	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
79	3.7	3.8	4.4	4.4	5.0	5.5	5.7	5.2	4.7	12.0
80	31.8	31.2	30.8	31.9	31.4	31.3	28.7	23.5	30.1	14.8
81	21.4	21.9	17.8	17.4	17.6	18.4	18.4	17.9	18.9	22.7
82	12.2	12.4	12.0	11.2	9.7	9.5	8.5	9.2	10.6	34.0
83	66.3	68.2	79.7	70.2	69.7	70.1	72.4	75.1	71.4	13.0
84	13.6	14.5	14.2	14.4	13.3	13.7	20.2	10.9	14.4	39.3
85	19.7	27.9	29.9	26.0	25.9	20.4	20.1	13.0	22.9	6.0
86	3.5	4.0	4.9	5.6	4.9	4.9	4.9	4.7	4.7	1.0
87	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
88	4.5	4.4	5.6	5.1	5.0	4.0	3.4	3.4	4.4	5.0
89	48.7	52.1	53.0	51.5	49.6	49.2	47.9	39.6	48.9	6.0

NOTAS: Los sectores 42, 44 y 64 fueron eliminados de la muestra (ver Apéndice 3 para filtros).

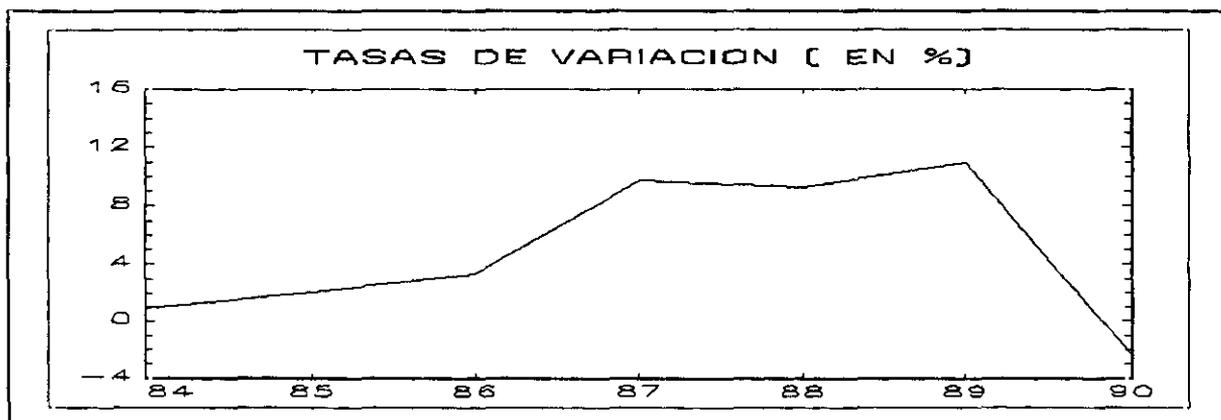
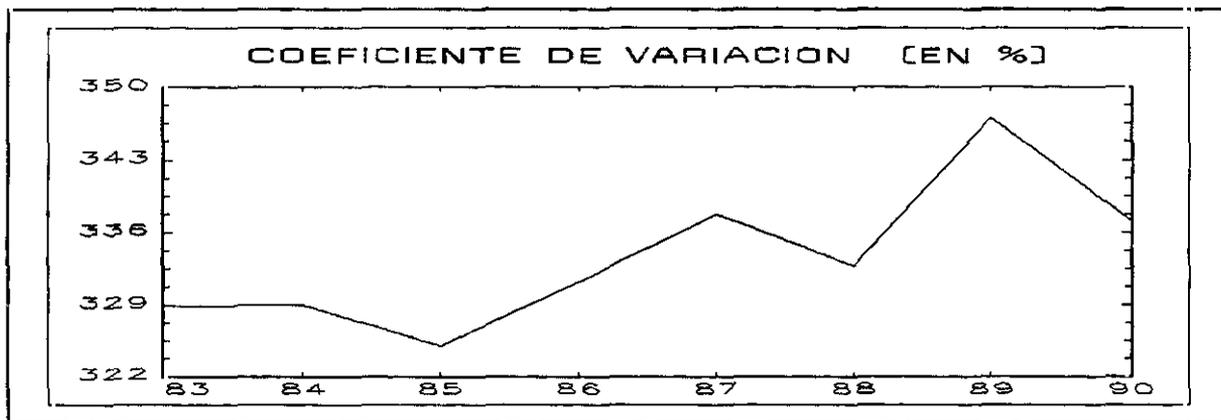
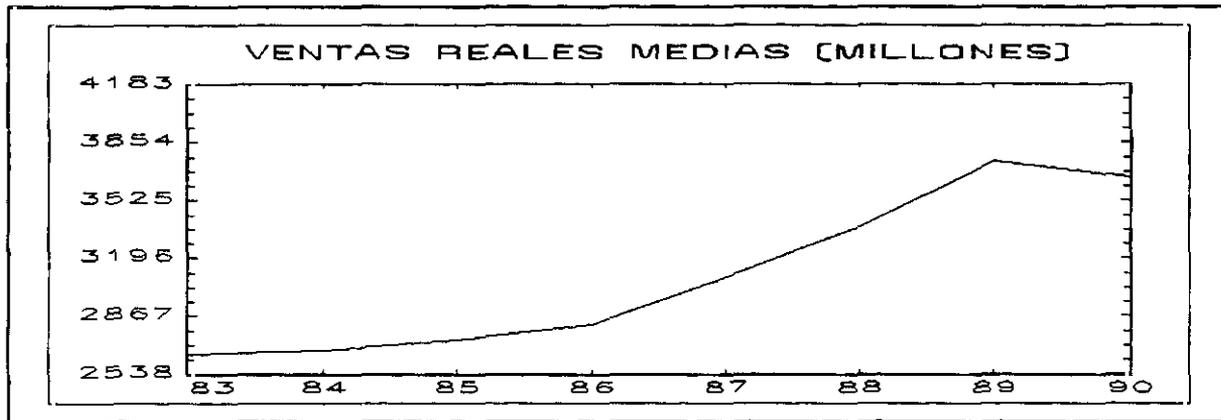
(1) Cobertura muestral por sectores media para el periodo 1983-1990.

(2) Número de empresas operando en el sector medio para el periodo 1983-1990.

(6) Agregado de sectores 58 y 59 de la Encuesta Industrial.

APÉNDICE 5: GRÁFICOS

GRÁFICO 1: EVOLUCIÓN DE LAS VENTAS REALES MEDIAS



TASAS DE VARIACION (VALORES)

84/83	85/84	86/85	87/86	88/87	89/88	90/89
.009	.020	.033	.097	.092	.109	-.024

**GRÁFICO 2: TASAS DE VARIACIÓN DE LAS VENTAS REALES
DESAGREGADAS SECTORIALMENTE**

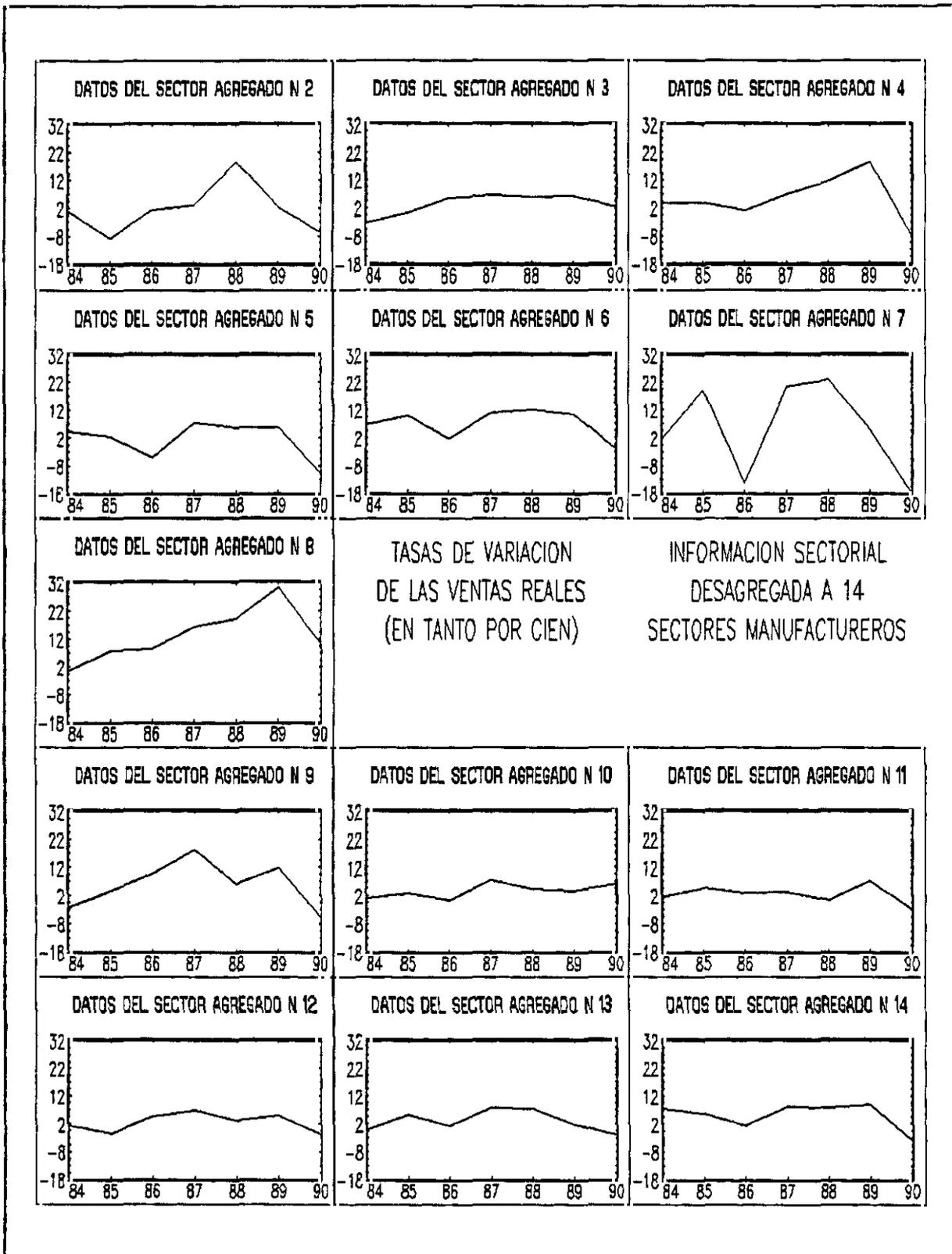
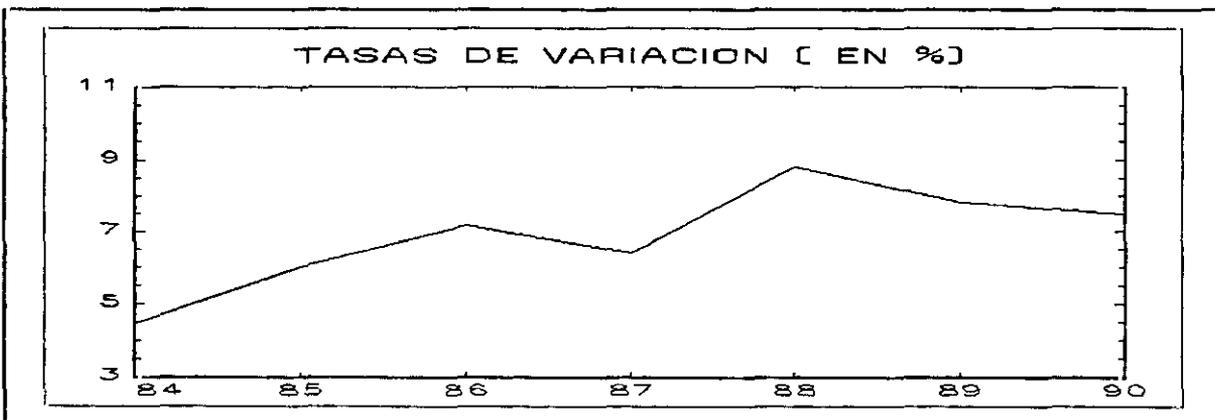
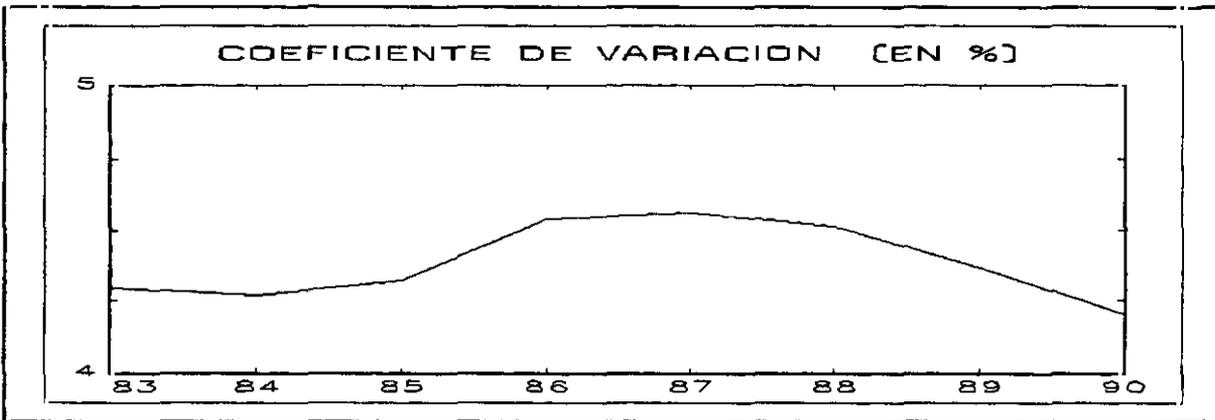
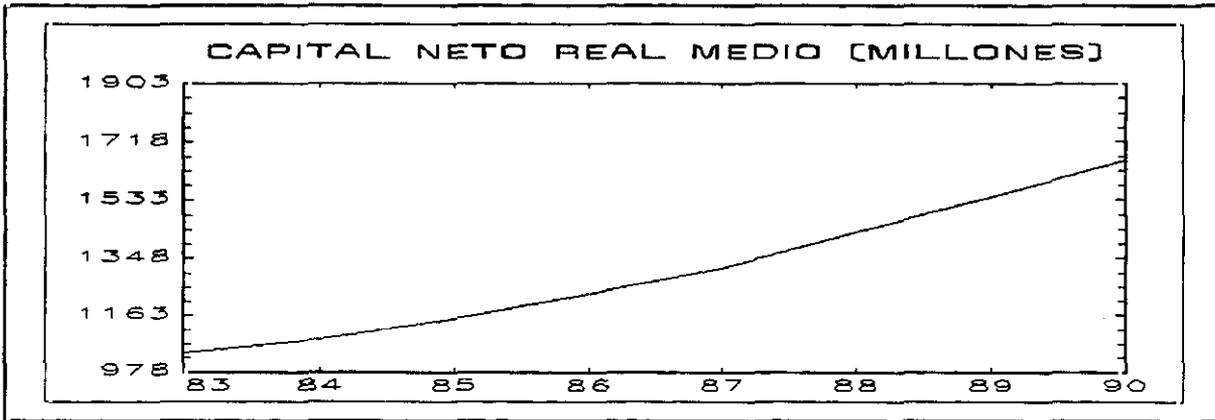


GRÁFICO 3: EVOLUCIÓN DEL CAPITAL NETO REAL MEDIO



TASAS DE VARIACION (VALORES)

84/83	85/84	86/85	87/86	88/87	89/88	90/89
.045	.060	.072	.064	.088	.078	.075

GRÁFICO 4: TASAS DE VARIACIÓN DEL CAPITAL NETO REAL

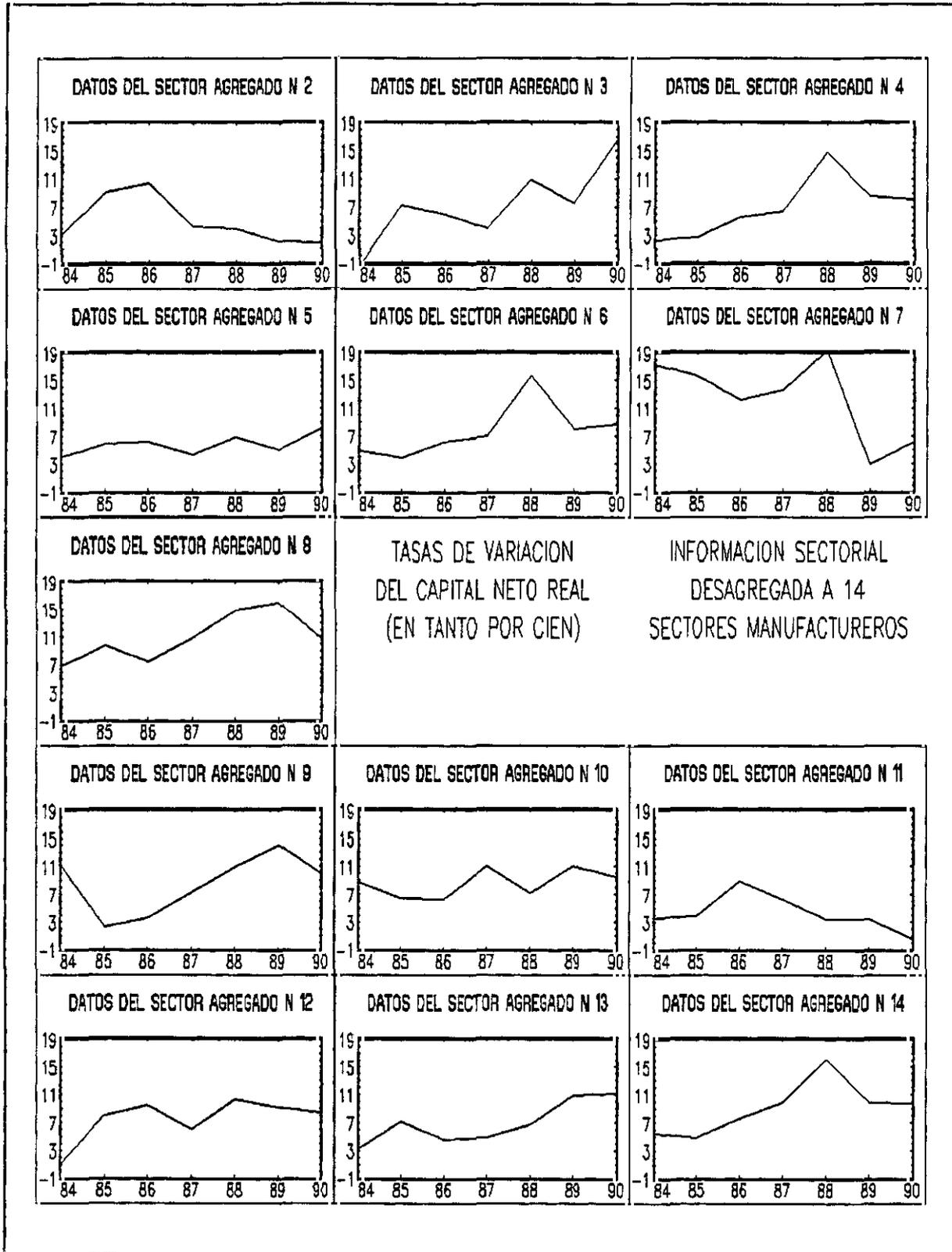
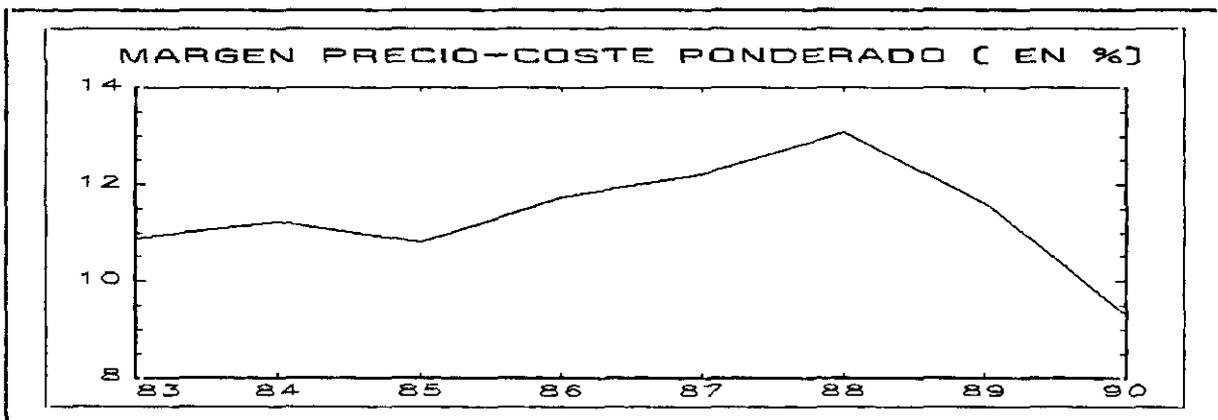
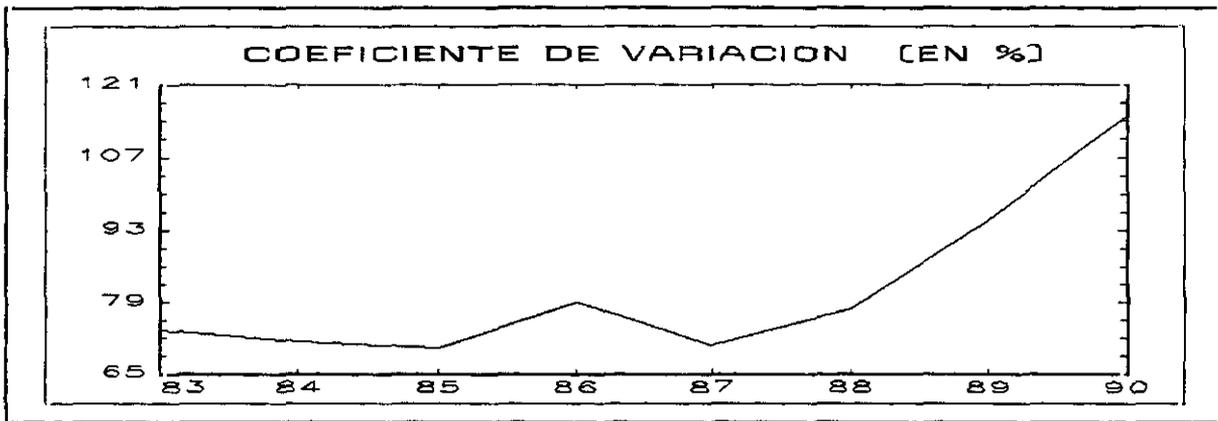
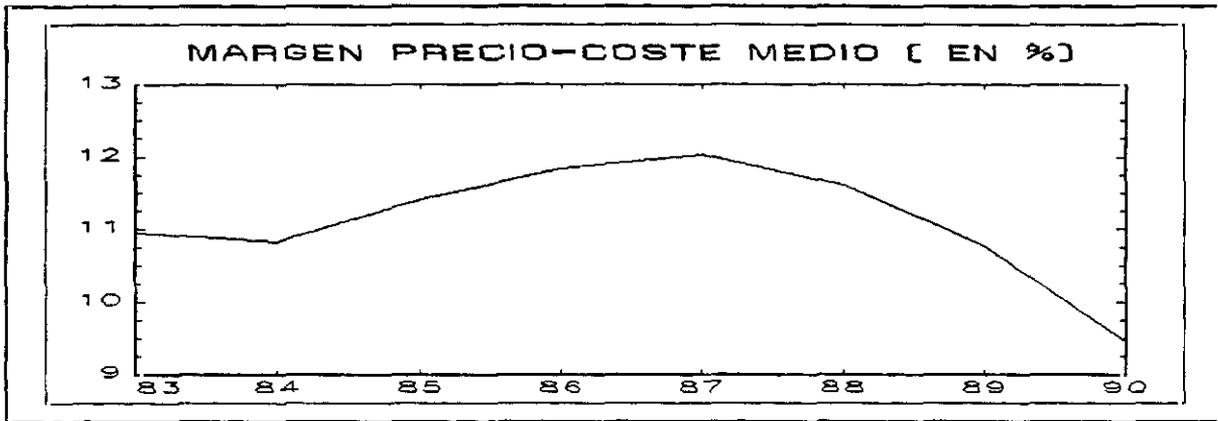


GRÁFICO 5: EVOLUCIÓN DEL MARGEN PRECIO-COSTE MEDIO



MPC MEDIO Y MEDIO PONDERADO POR VENTAS (VALORES)

83	84	85	86	87	88	89	90
.109	.108	.114	.118	.120	.116	.108	.095
.109	.112	.108	.117	.122	.131	.116	.093

GRÁFICO 6: EVOLUCIÓN DEL MARGEN PRECIO-COSTE MEDIO PONDERADO
(ESCALAS COMUNES)

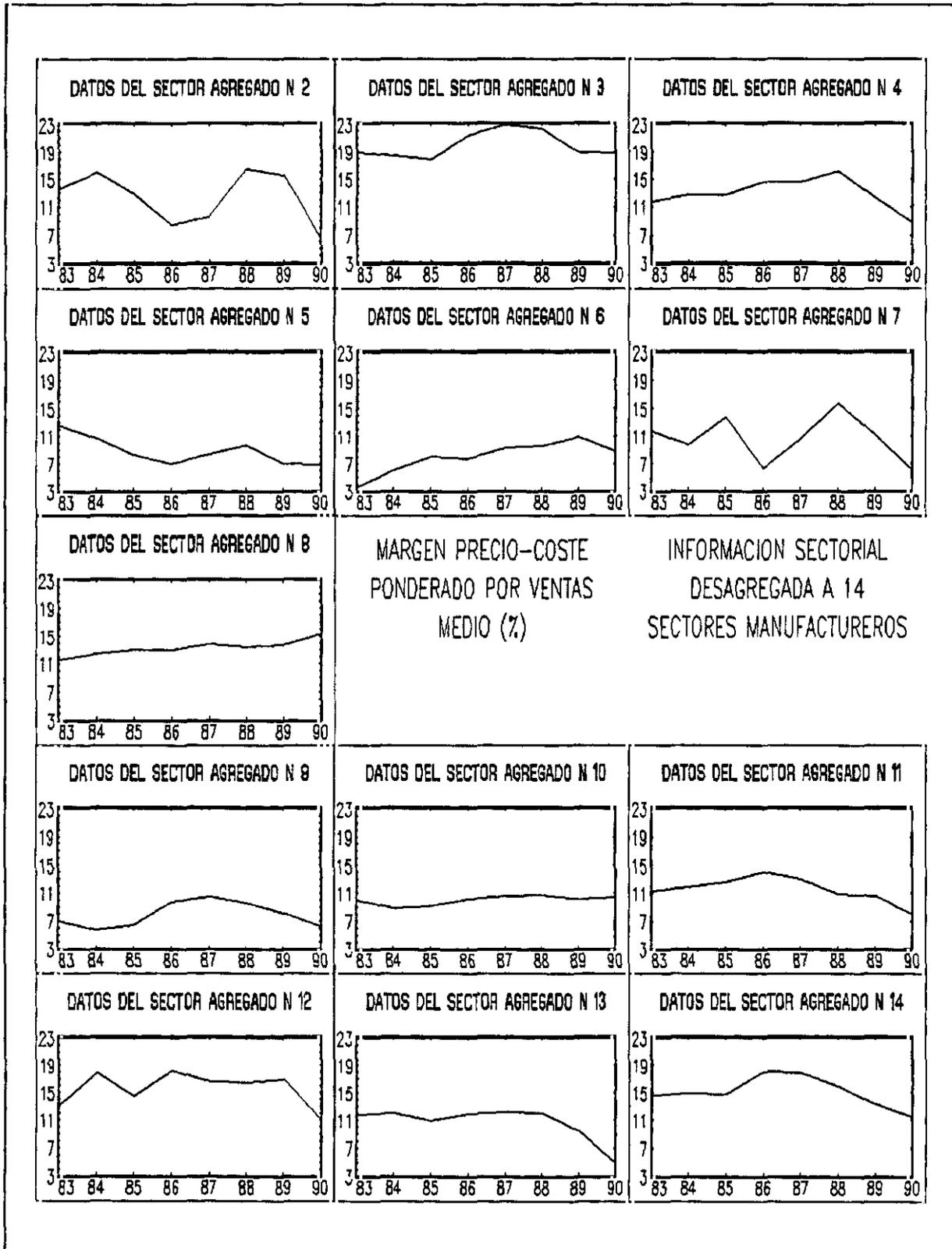


GRÁFICO 7: EVOLUCIÓN DEL MARGEN PRECIO-COSTE MEDIO PONDERADO
(ESCALAS DIFERENTES)

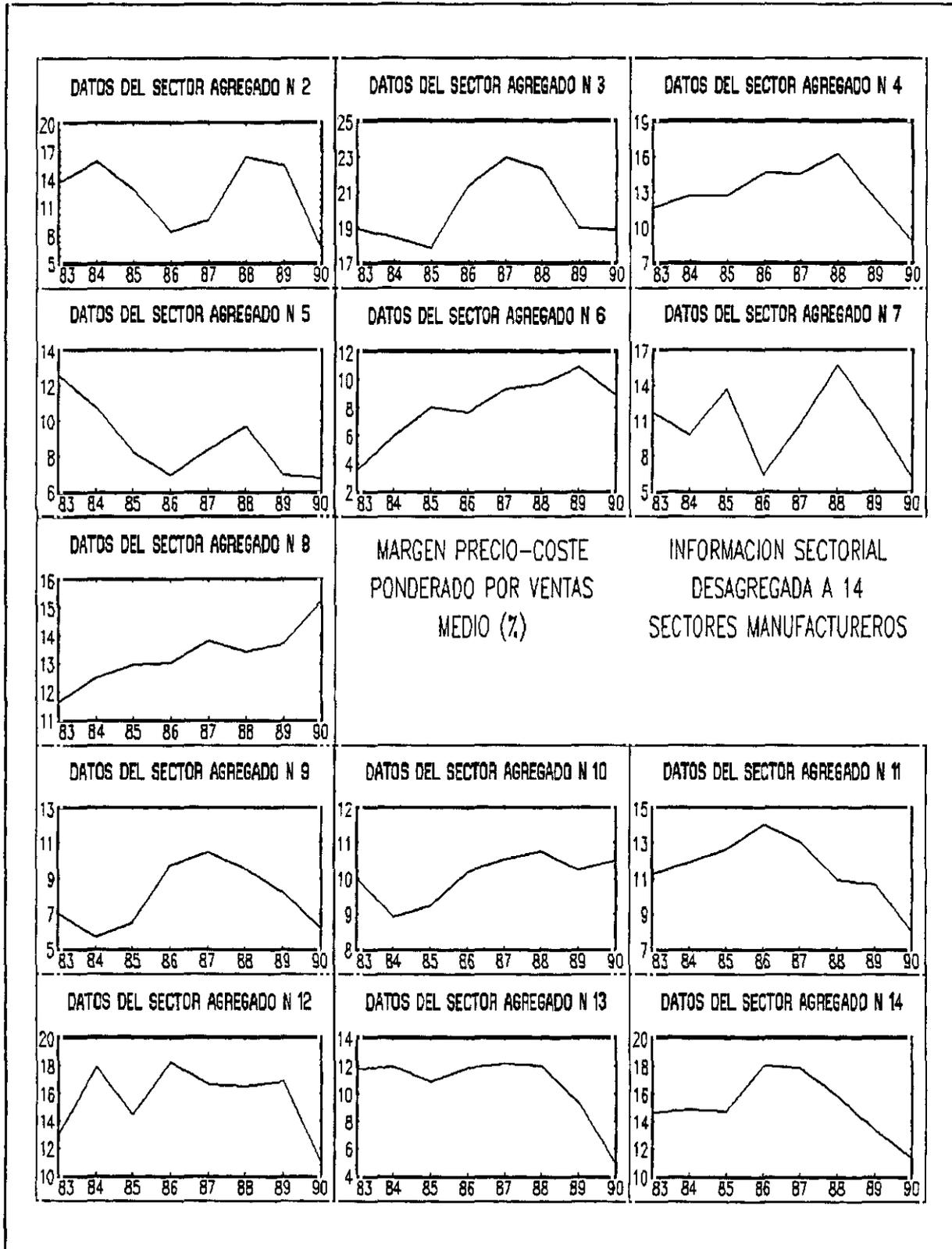
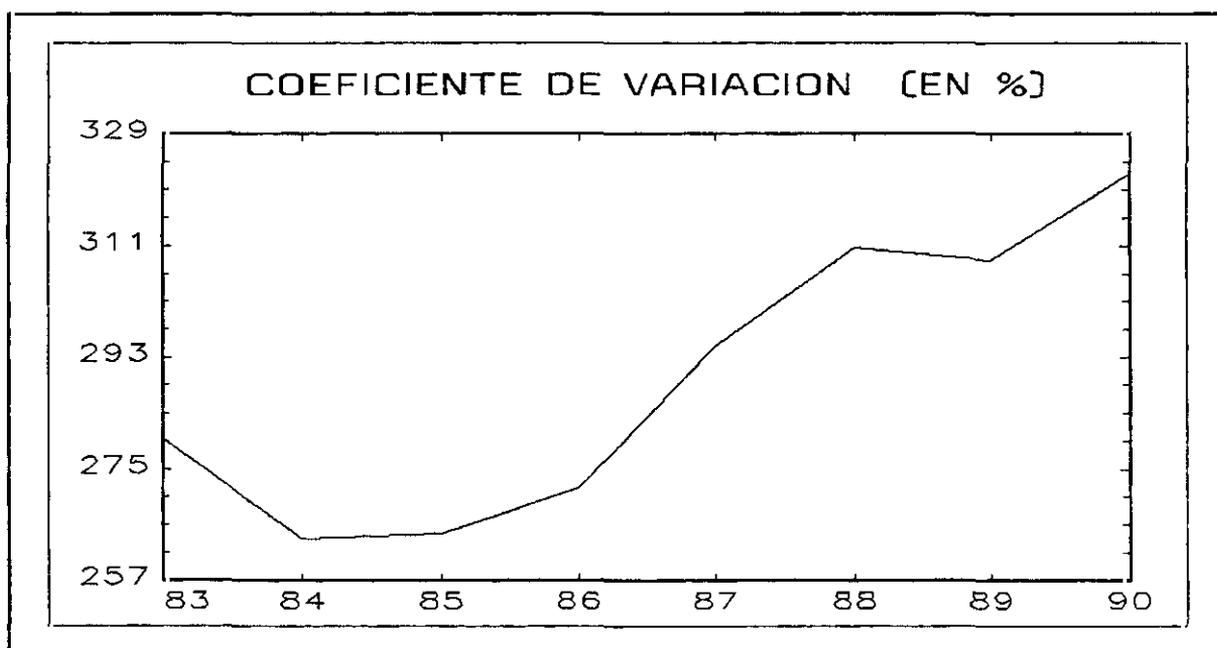
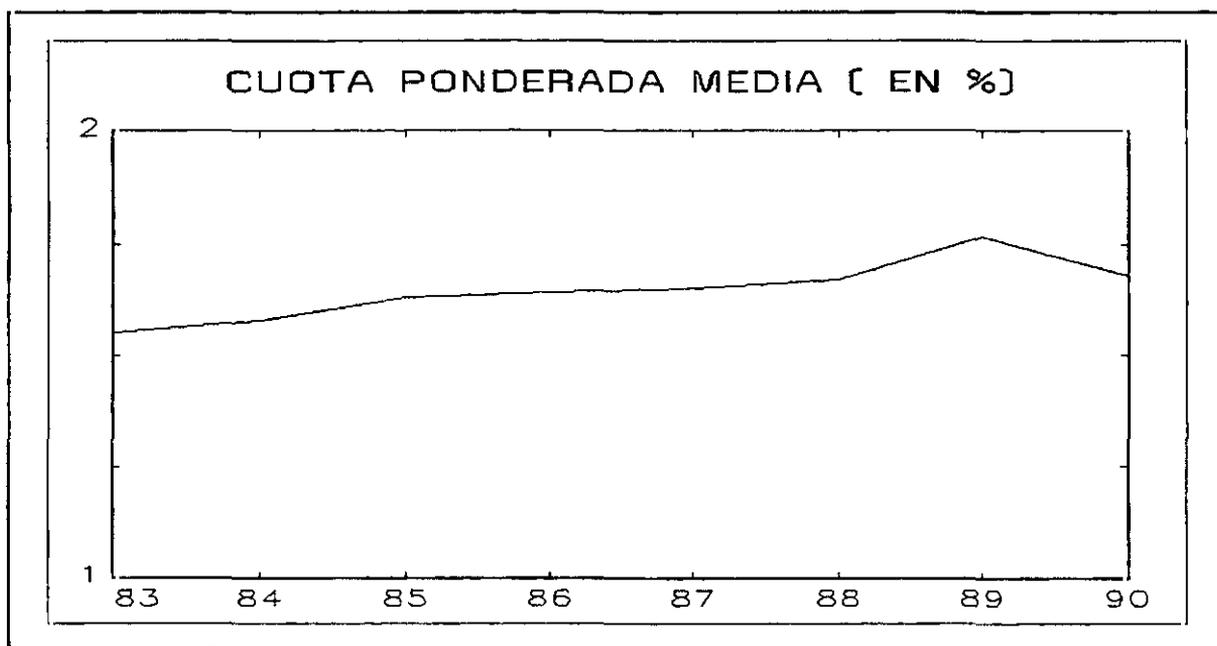


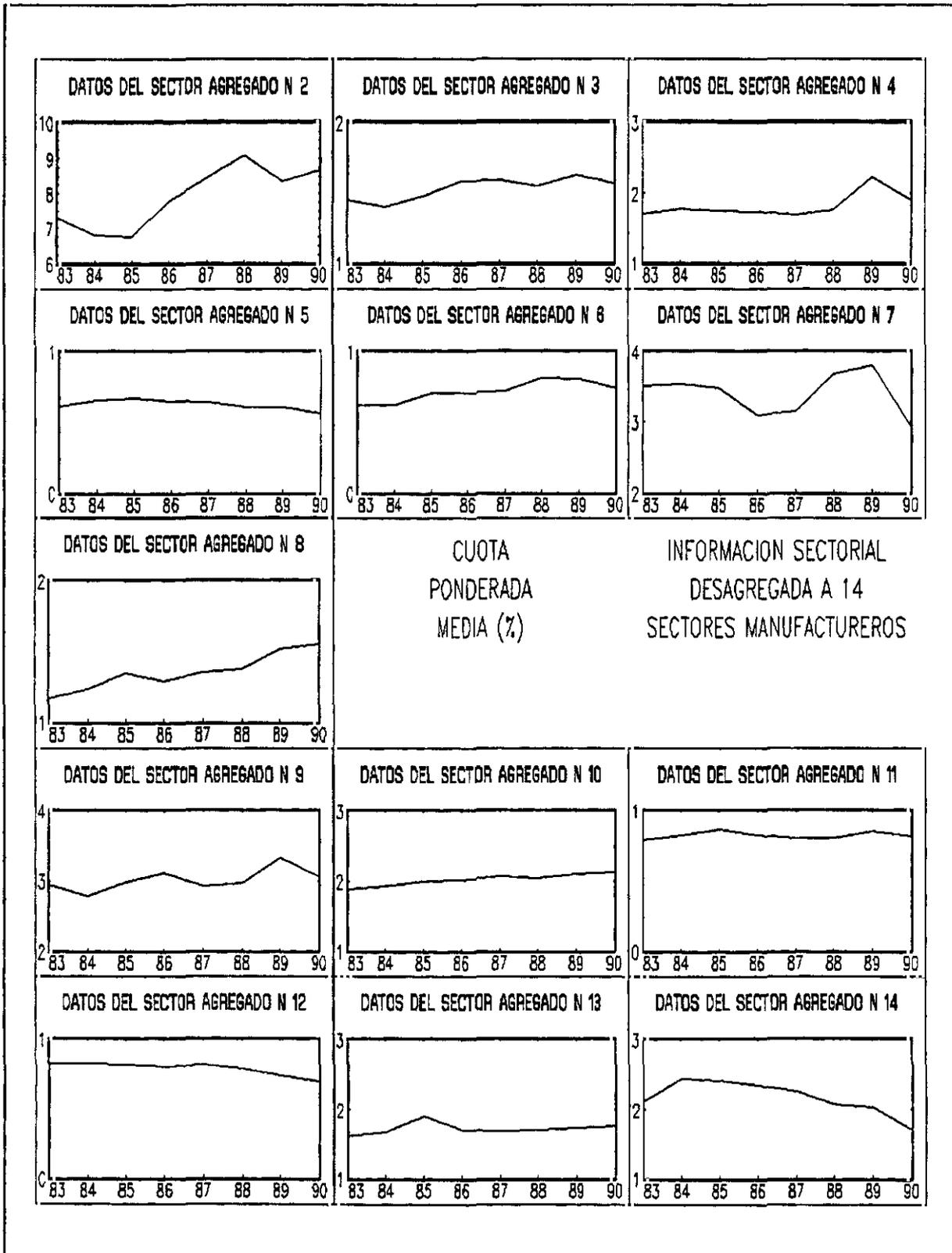
GRÁFICO 8: EVOLUCIÓN DE LA CUOTA PONDERADA MEDIA



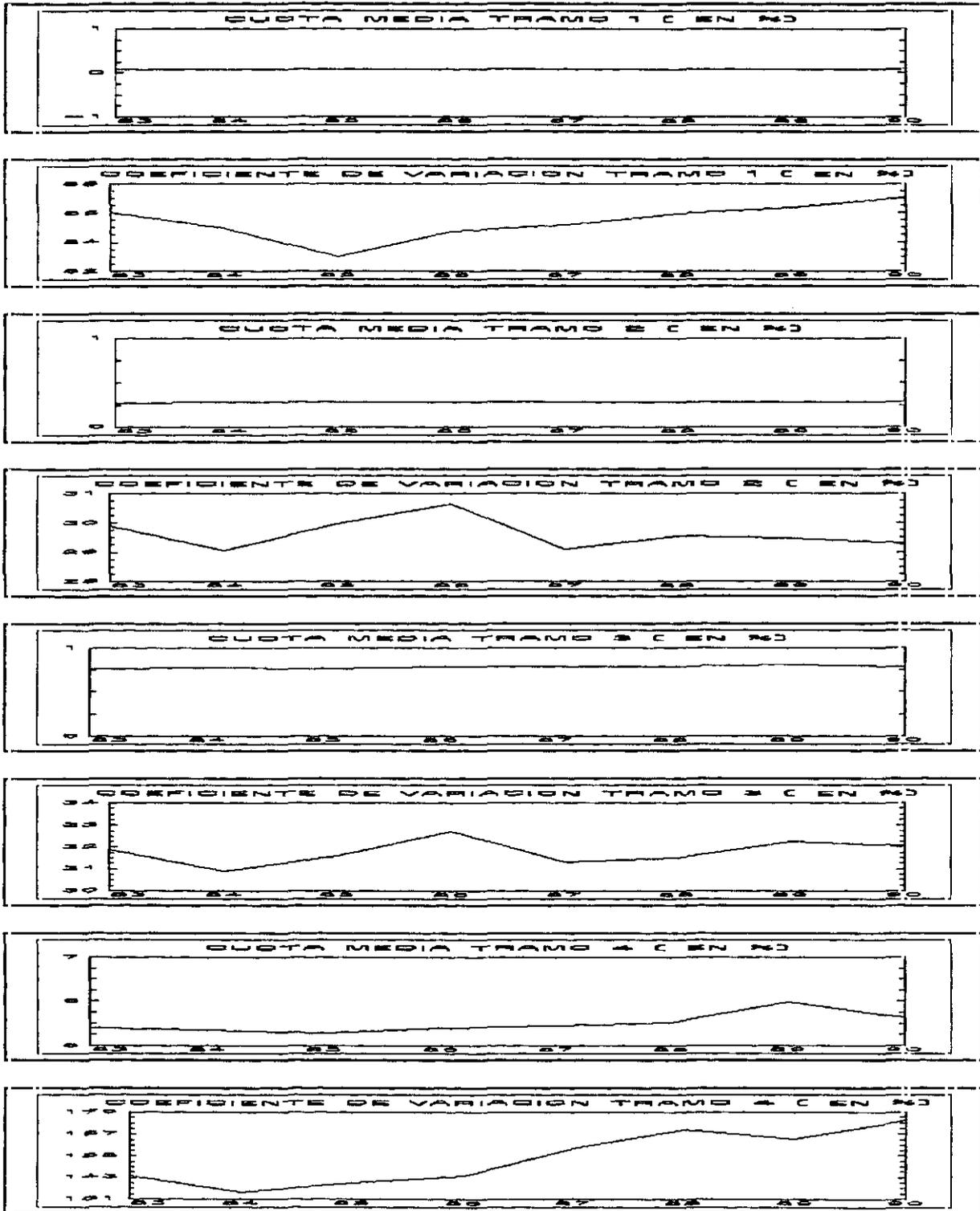
CUOTA MEDIA (VALORES EN TANTO POR CIEN)

83	84	85	86	87	88	89	90
1.55	1.57	1.63	1.64	1.65	1.67	1.77	1.68

GRÁFICO 10: EVOLUCIÓN DE LA CUOTA PONDERADA MEDIA
(ESCALAS DIFERENTES)



**GRÁFICO 12: CUOTA MEDIA Y COEFICIENTE DE VARIACIÓN
POR TRAMOS DE TAMAÑO DE LA CUOTA**



APÉNDICE 6: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS PERIODO 1983-1990 (EN \$)

VARIABLE	MUESTRA COMPLETA (979)		SUBMUESTRA PÚBLICAS (41)	
	MEDIA	D. TÍPICA	MEDIA	D. TÍPICA
MPC	11.13	9.1	6.64	19.7
s	1.65	4.8	4.20	6.0
EV	25.64	32.9	79.53	92.1
KV	38.79	40.9	84.46	91.0
IUC	0.37	5.3	1.73	18.3
IEDS	4.87	3.3	5.05	3.5
IDIE	-0.98	6.2	-1.94	8.8
TR	19.11	13.9	22.83	23.0
PM	27.03	29.2	33.72	41.2
σ_s	0.15	0.6	0.46	0.7
MW	8.12	30.0	17.25	20.5
CW	15.58	36.9	10.73	17.8
UW	4.45	3.4	4.11	3.2
UW2	0.47	0.4	0.30	0.3
r	16.71	9.4	14.16	6.9
CO	59.47	232.1	116.25	491.2
δ	6.91	2.5	5.46	2.8
π	6.13	2.0	6.13	2.1
IE	12.86	15.4	8.76	30.2
ID	0.56	5.3	1.41	3.4
AS	0.91	1.3	0.63	0.9

NOTA: Los gastos en I+D están expresados en millones.

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS (EN %) NECESARIOS PARA EL CÁLCULO DE IMPACTOS:

VARIABLE	PERIODO 1986-1990	
	MEDIA	D. TÍPICA
MPC	11.13	9.6
s	1.68	5.0
EV	24.29	31.0
KV	40.50	42.2
IUC	0.36	4.4
IEDS	6.07	2.9
IDIE	-1.27	6.3
TR	19.87	15.5
PM	29.76	31.1
σ_s	0.16	0.7
r	16.05	9.5
rPRI	16.16	9.6
rPUB	13.68	6.7
CO	59.47	232.1
δ	6.91	2.5
π	4.90	0.7
r*s	0.27	0.8
r*CO	9.19	39.1
$(1-\delta_m)*\pi$	4.56	0.6
IE-1	13.18	14.7
IEMPC	2.34	3.8
IEIDI	-0.18	1.9
IEPM	3.58	5.8
ID	0.70 ¹	6.17
AS	1.12	1.5
IEID	7.72	80.7
IEAS	0.15	0.4
IENDV-1	12.09	14.6
IE2	4.13	6.4

NOTA: Los gastos en I+D están expresados en millones.

APÉNDICE 7: SOBRE LA ELECCIÓN DE INSTRUMENTOS EN LAS ESPECIFICACIONES NO LINEALES PARA LA CUOTA DE MERCADO

En todas las especificaciones no lineales donde se utilizaron como instrumentos a partir del segundo retardo de las variables explicativas, se obtuvieron valores del estadístico de Sargan que rechazaban la validez de dichos instrumentos, mientras que con transformaciones no lineales de los mismos retardos de las explicativas no se rechazaba el estadístico de Sargan. Este resultado planteó importantes problemas de interpretación dado que parecía sugerir la inadecuación del uso de instrumentos lineales en especificaciones no lineales. Sin embargo, esta intuición no tiene ninguna fundamentación teórica es más, como se verá a continuación, si un conjunto de instrumentos es válido, también debería serlo cualquier transformación de ellos y viceversa.

Teniendo en cuenta que las especificaciones no lineales utilizadas para la cuota son fácilmente linealizables, si se utiliza la idea de regresión como aproximación lineal a una media condicionada (Arellano, 1992), un modelo generalizado de momentos implica una relación entre x e y de la forma:

$$E \{ [y - E(y/x)] / z \} = E (y - x\beta / z) = 0$$

donde, por ejemplo, para la especificación logística $y = \ln(s/(1-s))$. El modelo implica que los parámetros β satisfacen varias ecuaciones de momentos en la población y , en particular, que:

$$\text{Cov} [y-x\beta, z] = \text{Cov} [v, z] = E[z v] = E [z E(v/z)] = 0$$

donde $v=y-E(y/x)$. De hecho, $\forall h(z)$ se cumplirá también que:

$$\text{Cov} [v, h(z)] = E[h(z) E(v/h(z))] = E [h(z) E(v/z)] = 0$$

Por tanto, si para un z concreto se cumplen las restricciones de momentos, $h(z)$ también debería cumplirlas.

En el caso del modelo especificado para la cuota:

$$y_{it} = X_{it} \beta + v_{it} + \eta_i \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T$$

y suponiendo que el término de error no presenta autocorrelación:

$$E [v_{it} v_{is}] = 0 \quad \forall t \neq s$$

si las variables explicativas contenidas en el vector X son endógenas, los valores de X retardados dos o más periodos son instrumentos válidos para la ecuación t en diferencias:

$$E [\Delta v_{it} X_{it-j}] = 0 \quad \forall t=3,4,\dots,T \quad \forall j=2,3,\dots,t-1 \quad [*]$$

Las ecuaciones implicadas en [*] pueden escribirse en forma matricial como:

$$E [Z' \Delta v] = 0 \quad \text{donde:}$$

$$\Delta v = (\Delta v_1', \dots, \Delta v_N'), \quad \Delta v_i = (\Delta v_{i1}, \dots, \Delta v_{iT})$$

$$Z = (Z_1', \dots, Z_N'), \quad Z_i' = \text{diag}(X_{i1}, \dots, X_{iT}) \quad s=1, \dots, T-s$$

esto es, Z_i' es una matriz diagonal por bloques.

El estimador del método generalizado de momentos (MGM) minimiza la discrepancia entre las restricciones de momentos y sus valores nulos en la población (Arellano y Bond (1991)):

$$\hat{\beta}_{MGM} \implies \underset{\beta}{\text{argmin}} [Z' \Delta v]' A_N [Z' \Delta v]$$

de donde:

$$\hat{\beta}_{MGM} = \{ [Z' \Delta X]' A_N [Z' \Delta X] \}^{-1} [Z' \Delta X]' A_N Z' \Delta Y$$

Bajo el supuesto de no autocorrelación en los errores v , la elección óptima de A_N es tal que A_N^{-1} es una estimación consistente de la varianza de las restricciones de momentos ($Z' \Delta v = 0$) y, teniendo en cuenta que $E[Z' \Delta v] = 0$, se tiene que:

$$A_N^{-1} \implies \text{Var}[Z' \Delta v] = E[(Z' \Delta v) (Z' \Delta v)']$$

converge a

Para cualquier A_N , el estimador MGM es consistente, de modo que la elección de A_N afecta únicamente a la eficiencia del mismo.

Si se utiliza $h(Z)$ como matriz de instrumentos, entonces el estimador MGM vendrá dado por:

$$\beta_{MGM} = \{ [h(Z)' \Delta X]' A_N [h(Z)' \Delta X] \}^{-1} [h(Z)' \Delta X]' A_N h(Z)' \Delta Y$$

y, dado que $E[h(Z)' \Delta v] = 0$, seguirá siendo consistente, aunque la matriz óptima A_N diferirá de aquella óptima para los instrumentos Z . Así, la utilización de transformaciones no lineales de los instrumentos debería afectar a la eficiencia del estimador pero no a su consistencia.

Teniendo en cuenta lo anterior, tras diversas pruebas se comprobó que, como sugería la teoría, los valores inaceptables del estadístico de Sargan no tenían que ver con la elección de los retardos de las variables explicativas o de sus transformaciones lineales como instrumentos. De hecho, no es un problema general de Z versus $h(Z)$, sino que está relacionado con el comportamiento de la variable indicador de expectativas de demanda (IDIE).

Cuando se particiona la matriz de instrumentos $Z = [Z_I \ Z_{II}]$, donde en Z_{II} se incluyen aquéllos instrumentos en los que interviene la variable IDIE, entonces con la matriz de instrumentos $W = [h(Z) \ Z_I]$ en ningún caso se rechaza el test de Sargan al 10% de significación. La razón por la cual siempre que se utiliza como instrumento el segundo retardo de la variable IDIE se obtienen valores inaceptables para el estadístico de Sargan es posible que esté relacionado con que es una variable de expectativas y, al utilizar los cubos de sus retardos tienda a reducirse parte de la correlación que origina los problemas.

APÉNDICE 8: JUSTIFICACIÓN DEL USO DE LA CUOTA MEDIA PONDERADA EN LA ECUACIÓN PARA EL MARGEN PRECIO-COSTE

Sea una empresa multiproducto que opera en un mercado oligopolístico. Si se denomina q_j^i a las ventas de la empresa j en el sector i ($i=1,2,\dots,I$), Q^i a las ventas totales del sector i ($Q^i=\sum q_j^i$, $j \in i$), $P^i(Q^i)$ a la función inversa de demanda del sector i y $C_j(q_j^1, q_j^2, \dots, q_j^I) = \sum c_j^i q_j^i$ a la función de costes de la empresa j , suponiendo costes marginales constantes, entonces los beneficios de la empresa vienen dados por la expresión:

$$B_j = \sum_{i=1}^I P^i(Q^i) q_j^i - \sum_{i=1}^I c_j^i q_j^i$$

Las condiciones de primer orden de la maximización del beneficio exigen:

$$\frac{\partial B_j}{\partial q_j^i} = 0 \quad \forall i=1,2,\dots,I \implies P^i(Q^i) + \frac{\partial P^i}{\partial Q^i} \frac{\partial Q^i}{\partial q_j^i} q_j^i = c_j^i$$

que, para el caso de Cournot:

$$\frac{P^i - c_j^i}{P^i} = \frac{s_j^i}{\eta_i} \quad \forall i=1,2,\dots,I \quad [i]$$

Por otra parte, el margen total de una empresa multiproducto es:

$$MT_j = \frac{\sum_{i=1}^I (P^i q_j^i - c_j^i q_j^i)}{\sum_{i=1}^I P^i q_j^i}$$

o, alternativamente:

$$MT_j = \sum_{i=1}^I \frac{q_j^i P^i}{\sum_{i=1}^I P^i q_j^i} \left[\frac{P^i - c_j^i}{P^i} \right]$$

esto es, el margen total es igual al margen medio ponderado, donde se pondera el margen en cada mercado por lo que representan las ventas en dicho mercado dentro de las ventas totales de la empresa.

Sustituyendo [i] en la ecuación del margen total se tiene, para el caso de Cournot:

$$MT_j = \sum_{i=1}^I \frac{q_j^i P^i}{\sum_{i=1}^I P^i q_j^i} \left[\frac{s_j^i}{\eta^i} \right]$$

y, si se supone:

$$\eta^i = \eta \quad \forall i \quad \Rightarrow \quad MT_j = \frac{1}{\eta} \sum_{i=1}^I \frac{q_j^i P^i}{\sum_{i=1}^I P^i q_j^i} s_j^i$$

queda justificado, a nivel teórico, el tipo de ponderaciones utilizadas para calcular la cuota de mercado en el caso de empresas diversificadas. Así, parece que el uso de la cuota media ponderada, ponderando por ventas, en la ecuación del margen es adecuado desde el punto de vista de la teoría económica.

APÉNDICE 9: JUSTIFICACIÓN FÓRMULA UTILIZADA EN EL CÁLCULO DEL CAPITAL NETO A PRECIOS DE REPOSICIÓN

La derivación de la fórmula utilizada para el cálculo de la serie de capital neto a precios de reposición es, siguiendo a Martín y Moreno (1991), como sigue.

El stock de capital neto a precios históricos se define como:

$$K_t^c = \sum_{j=0}^{\infty} [(I_{t-j} - W_{t-j,t}) (1 - d_{t-j})]$$

donde K_t^c es el capital neto a precios históricos en el año t , I_{t-j} la inversión realizada en el año $t-j$, $W_{t-j,t}$ el precio de compra de los activos adquiridos en el año $t-j$ y retirados entre los años $t-j$ y t y d_{t-j} la tasa de depreciación del año $t-j$.

Bajo el supuesto de una tasa de depreciación exponencial constante, se tiene que:

$$K_t^c = \sum_{j=0}^{\infty} [(I_{t-j} - W_{t-j,t}) (1 - d)^j]$$

Manipulando la expresión anterior, se obtiene:

$$K_t^c = (1-d) K_{t-1}^c + I_t + \sum_{j=0}^{\infty} R_{t-1,j} \cdot (1-d)^j$$

donde $R_{t,j}$ son los retiros en el año t de los activos comprados en el año j :

$$\sum_{j=0}^{\infty} W_{t-1,j} (1-d)^{(j+1)} - \sum_{j=0}^{\infty} W_{t-j,t} (1-d)^j = \sum_{j=0}^{\infty} R_{t-j,t} (1-d)^j$$

Si se supone que no existen retiros prematuros, esto es, que los activos se retiran al final de su vida útil:

$$\sum_{j=0}^{\infty} R_{t-j,t} (1-d)^j = 0$$

entonces el stock de capital neto valorado a precios históricos puede aproximarse como:

$$K_t^c = (1-d) K_{t-1}^c + I_t$$

de modo que el stock de capital neto valorado a precios de reposición viene dado por:

$$K_t = (1-d) K_{t-1} \frac{P_t}{P_{t-1}} + I_t$$

que es la expresión utilizada en el cálculo de la serie de capital.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS:

Arellano, M. (1992), "Introducción al análisis econométrico con datos de panel", Documento de Trabajo n°9222, Banco de España.

Arellano, M. y Bond, S. (1991), "Some test of Specification for panel data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Ecuations", Review of Economic Studies, 58, 277-297.

----- (1988), "Dynamic Panel Data Estimation Using DPD: Guide for Users", Working Paper 88/15, Institute for Fiscal Studies, London.

Bain, J.J. (1951), "Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-40. Quarterly Journal of Economics, 65, 293-234.

----- (1956), "Barriers to new competition. Harvard University Press, Cambridge, Mass.

Bloch, H. (1974), "Advertising and profitability: a reappraisal. Journal of Political Economy, 82 (2), Part1, 267-86.

Bover, O. y Arellano, M. (1994), "Female Labour Force Participation in the 1980s: The Case of Spain", Documento de Trabajo n°9427, Banco de España.

Bresnahan, T.F. (1989), "Empirical Studies of Industries with Market Power", en Handbook of Industrial Organization, Volumen II, Ed R. Schmalensee y R.D. Willig, Elsevier Science Publishesr B.V., 1989.

Clarke, R. y Davies, S.W. (1982), "Market Structure and Price Cost margins", Economica, 49, 277-287.

Collins, N.R. y Preston L.E. (1969), "Price-Cost Margins and Industry Structure", Review of Economics and Statistics, 51, 271-286.

Comanor, W.S. y Wilson T.A. (1967), "Advertising, Market Structure and Performance", Review of Economics and Statistics, 49, 223-240.

Comanor, W.S. y Wilson T.A. (1974), "Advertising and Market Power", Cambridge: Harvard University Press.

Connolly, R.A. y Hirschey M. (1984), "R&D, Market Structure and Profits: A value-based approach", Review of Economics and Statistics, 66, 678-681.

Connolly, R.A., Hirsch, B.T. y Hirschey, M. (1986), "Union Rent Seeking, Intangible Capital and Market Value of the Firm", Review of Economics and Statistics, 68, 4, 567-77.

Cowling, K. y Waterson, M. (1976), "Price Cost Margins and Market Structure", Economica, 43, 267-274.

Demsetz, H. (1973), "Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy". Journal of Law and Economics, 16, 1-9.

----- (1974), "Two Systems of belief about Monopoly" en Industrial Concentration: The New Learning, Ed Goldschmid, H.J., Mann, H.M. y Weston, J.F.. Boston: Little, Brown.

Dickens, W. y Katz, L. (1986b), "Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics", en Unemployment and the Structure of Labor Markets, ed por Lang, K. y London, J.L.. London: Basil Blackwell.

Domowitz, J., Hubbard, G.R. y Petersen, B. (1986), "Business cycles and the relation between concentration and price cost margins". Rand Journal of Economics, Spring.

Dowrick, S., (1989), "Union-oligopoly bargaining" The Economic Journal, 99, Diciembre, 1123-1142.

----- (1990), "Wage pressure, bargaining and price cost margins in UK manufacturing", The Journal of Industrial Economics, 3, 239-67.

Fariñas, J.C. y Huelgo, E. (1994), "Examen empírico de las hipótesis de eficiencia y colusión en la industria española", Documento de Trabajo nº 9405, Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresa Pública.

Fisher, F.M. y Mc Gowan, J.J. (1983), "On the misuse of accounting rates of return to infer monopoly profits", American Economic Review, 73, 82-97.

Freeman, R.B. (1983), "Unionism, Price-Cost Margins and the Return to Capital", National Bureau of Economic Research, Working Paper nº 1164.

Gerosky, P. (1982), "Simultaneous equations models of the structure-performance paradigm", European Economic Review

Gerosky,P. y Masson,R. (1987), "Dinamic Market Models in Industrial Organization", International Journal of Industrial Organization, 5, 1-14.

Gerosky,P., Masson,R. y Shaanan,J. (1987), "The Dinamics of Market Structure", International Journal of Industrial Organization, 5, 93-100.

Hansen,L.P. (1982), "Large Sample Properties of Generalised Method of Moments Estimators", Econometrica, 50, 1029-1054.

Harris,F. (1988), "Testable competing hypothese from structure-performance theory: efficient structure versus market power", The Journal of Industrial Economics, 3, 267-81.

Haskel,J. y Martin,C. (1992), "Margins, concentration, unions and the business cycle", International Journal of Industrial Organization, 10, 611-32.

Hernando,I, y Vallés,J. (1991), "Inversión y Restricciones Financieras: Evidencia en las Empresas Manufactureras Españolas", Documento de Trabajo nº 9113, Banco de España.

Hirsch,B.T. y Connolly,R.A. (1987), "Do Unions Capture Monopoly Profits?", Industrial and Labor Relations Review, 41, 118-36.

Hirsch,B.T.(1990), "Market Structure, Union Rent Seeking and Firm Profitability", Economics Letters, 32, 75-9.

----- (1991), "Unions Coverage and Profitability amogs US firms", The Review of Economics and Statistics, 69-77.

Hotelling, H. (1929), "Stability in Competition", Economic Journal, 39, 41-47.

Huergo, E. (1991), "Margen Precio-Coste e Importaciones en la Industria Española: 1980-1986", Documento de Trabajo nº 9106, Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresa Pública.

Huergo, E. (1994), "Colusión y Eficiencia. Un contraste a partir de estimaciones intra e inter sectoriales", Documento de Trabajo nº 9407, Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresa Pública.

Jaumandreu, J. (1987), Concentración y márgenes precio coste, una aplicación a la industria española 1978-82. Tesis Doctoral.

Karier, T. (1985), "Unions and Monopoly Profits", Review of Economics and Statistics, 67, 34-42.

Kwoka, J. y Ravenscraft, D. (1986), "Cooperation v. Rivalry: Price-Cost Margins by Line of Business", Economica, 53, 351-63.

Layard, R., Nickell, S. y Jackman, R. (1991), Unemployment. Oxford University Press, Oxford.

Lorenzo, J. (1994), "Flujos de Establecimientos Industriales 1978-1990". Documento Interno nº1, Serie Construcción de Variables, Unidad de Estudios del IMPI.

Martín,A. y Moreno,L.(1991), "Medidas del Stock de Capital a partir de datos contables", Documento de Trabajo nº 9103, Fundación Empresa Pública.

Martín,A.(1993),"Medida y determinantes de la productividad: una aplicación a la industria española", Tesis Doctoral.

Martin,S. (1979a), "Advertising, concentration and profitability: the simultaneity problem. Bell Journal of Economics, 10, 639-47.

Martin,S. (1984), "The misuse of accounting rates of return: comment", American Economic Review, 1984.

----- (1988b), "The measurement of profitability and the diagnosis of market power", International Journal of Industrial Organization, 6,301-21.

----- (1989), "Sunk Cost, Financial Markets and Contestability", European Economic Review, 33,1089-113.

----- (1993), "Advanced Industrial Economics", Blackwell Publishers, Cambridge, USA.

Martinez(1991), "Un indicador exógeno de demanda de los sectores industriales. Periodo 1978-90". Documento interno nº8. Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresas Pública.

Mazón,C. (1992), "Márgenes de Beneficio, Eficiencia y Poder de Mercado en las Empresas Españolas", Documento de Trabajo nº9204, Banco de España.

----- (1993), "Regularidades Empíricas de las Empresas Industriales Españolas: ¿Existe Correlación entre Beneficios y Participación?", Documento de Trabajo nº9204, Banco de España.

McDonald, I. y Solow, R.M., (1981), "Wage Bargaining and Employment", American Economic Review, 71, 896-908.

Mossin, J. (1966), "Equilibrium in Capital Asset Model", Econometrica, 35, 768-83.

Oswald, A.J. (1985), "The Economic Theory of Trades Unions: An Introductory Survey" Scandinavian Journal of Economics, 87(2), 197-223.

Padilla, A.J., Bentolila, S. y Dolado, J.J. (1994), "Wage Bargaining in Industries with Market Power", CEMFI

Petrakis, E. y Vlassis, M. (1994), "Industry Level Minimum Wage Settlements and Firm-Specific Negotiation in Oligopolistic Industries", presentado en las X Jornadas de Economía Industrial.

Ravenscraft, D.J. (1983), "Structure-profit relationships at the line of business and industry level", Review of Economics and Statistics, 65 (1), 22-31.

Reinganum, M.R. y Smith, J.K. (1983), "Investor Preference for Large Firms: New Evidence on Economies of Size", Journal of Industrial Economics, 32(2), 213-227.

Roberts, M.J. y Samuelson, L. (1988), "An empirical analysis of dynamic, nonprice competition in an oligopolistic industry", Rand Journal of Economics, vol 19, N° 2, Summer 1988, 200-20.

Salas, V. (1991), "Sobre la relación entre beneficio contable y económico. (Reflexiones desde algunos análisis de la economía española)". Revista española de economía, 2ª época, vol 8.

Salinger, M. (1984), "Tobin'q, Unionization and the Concentration-Profits Relationship", Rand Journal of Economics, 15, 159-170.

----- (1990), "The Concentration-Margins Relationship Reconsidered". Brookings Papers on Economic Activity, (287-335), Microeconomic 1990.

Schmalensee, R. (1987a), "Competitive Advantage and Collusive Optima". International Journal of Industrial Organization, 5 (1987), 351-367.

----- (1987b), "Collusion versus differential efficiency: Testing alternative hypothesis", Journal of Industrial Economics, 35, 399-425.

----- (1989), "Inter-Industry Studies of Structure and Performance", en Handbook of Industrial Organization, Volumen II, Ed R. Schmalensee y R.D. Willig, Elsevier Science Publishers B.V., 1989.

Shepherd, W.G. (1972), "The Elements of Market Structure", Review of Economics and Statistics, 54, 25-35.

Strickland, A.D. y Weiss, L.M. (1976), "Advertising, Concentration and Price-Cost margins", Journal of Political Economy, 84, 1109-21.

Summers, L.H. (1986), "Does the stock market rationally reflect fundamental values?", Journal of Finance, 41, (July), 591-601

Sutton, J. (1990), "Explaining Everything, Explaining Nothing?. Game Theoretic Models in Industrial Economics", European Economic Review, 34, 505-12.

----- (1991), "Sunk Cost and Market Structure". The MIT Press. Cambridge, Massachusetts. London, England

Tirole, J. (1990), "La teoría de la organización industrial", Ed Ariel, S.A, Barcelona, España.

Velázquez, F.J. (1991), "Economías de escala y tamaños óptimos en la industria española (1980-1986)", Documento de Trabajo nº 9105, Fundación Empresa Pública.

Waterson, M. (1984), "Economic Theory of the Industry". Cambridge University Press, Cambridge.