

MÁRGENES Y CUOTAS DE MERCADO. UN ANÁLISIS CON UN MICROPANEL

ESPERANZA GRACIA

Universidad Complutense

Fundación Empresa Pública

Este trabajo explora empíricamente la relación entre el margen precio-coste y la cuota de mercado de las empresas cuando las inversiones se financian en mercados imperfectos de capitales y los salarios son objeto de negociación con los sindicatos. Para ello se utiliza un panel de cerca de 1000 empresas manufactureras españolas, durante ocho años. observadas. Los resultados confirman el papel significativo de la cuota y constatan la importancia que las condiciones financieras tienen sobre los márgenes, tanto directamente como a través de su impacto sobre el coste de uso del capital. Por el contrario, el salario negociado entre sindicatos y empresarios no es relevante en la determinación de los márgenes, resultado consistente con una situación donde las empresas con poder de mercado eligen el nivel de empleo que maximiza el beneficio tomando como dado el salario.

Palabras clave. Precio-coste, cuota de mercado, financiación externa, mercado de trabajo

(JEL D63)

1. Introducción

La relación entre los márgenes precio-coste de las empresas y la concentración de los mercados ha sido sin duda la más estudiada (y discutida) en la ya larga tradición de la economía industrial empírica¹. El fundamento microeconómico de esta relación es que todos los modelos

Este trabajo ha sido realizado en el Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública. La autora agradece los medios humanos, técnicos y económicos que han sido puestos a su disposición, así como las sugerencias realizadas por Jordi Jaumandreu, Olympia Bover, Luis Rodríguez Romero y Alfonso Novales, y la ayuda prestada por Miguel Benavente en las cuestiones informáticas. Los comentarios de tres evaluadores anónimos han contribuido también a mejorar significativamente el trabajo.

¹Véanse, por ejemplo, los panoramas realizados por Martin (1993), Salinger (1990) y Schmalensee (1989)

de oligopolio predicen una relación positiva, aunque mediatizada por el tipo de comportamiento estratégico existente en la industria y las diferencias de eficiencia intraindustria, entre el margen precio-coste de las empresas y su cuota de mercado (véase, por ejemplo, Tirole (1988)). La creciente disponibilidad de datos individuales de empresas ha dirigido el trabajo empírico hacia el contraste directo de esta relación, con datos cada vez más completos, así como hacia el estudio de la influencia sobre la misma de otros factores distintos del poder de mercado².

El objetivo de este trabajo es realizar una exploración de regularidades empíricas en la relación entre los márgenes precio-coste y las cuotas de mercado de las empresas, con un panel de microdatos, en un marco que tiene en cuenta explícitamente el posible acceso de las empresas a la financiación externa en mercados imperfectos de capitales y la negociación de los salarios con sindicatos que detentan cierto poder. Para ello, se especifica una ecuación explicativa de los márgenes donde, junto a la cuota de mercado y el resto de determinantes usualmente considerados, se pone el énfasis en la modelización explícita de los efectos de las variables financieras³ y el posible impacto de los resultados de la negociación en el mercado del factor trabajo⁴. La especificación de unos y otros efectos en una ecuación de corte tradicional (para la especificación de este tipo de ecuaciones véase, por ejemplo, Schma-

²Estudios empíricos interindustriales sobre márgenes realizados con datos individuales de empresas son los de Ravenscraft (1983), Kwoka y Ravenscraft (1986) o, más recientemente, Weinstein y Yafeh (1995), Rosenbaum y Manns (1994), Patterson y Abbott (1994), Wilson (1992), Stalhammar (1991) o Andersen y Rynning (1991) y, para la economía española, Fariñas y Huergo (1994), Huergo (1994) y Mazón (1992,1993).

³Aunque su papel ha sido discutido en diversos contextos (véase, Harris y Raviv (1991)), el impacto de las condiciones financieras sobre el poder de mercado ha sido escasamente abordado en el marco de la economía industrial. Con respecto a estudios empíricos que relacionan variables financieras y decisiones reales en entornos de competencia estratégica, el trabajo pionero ha sido Spence (1985). Recientemente, Chevalier (1995), Phillips (1995) y Opler y Titman (1994) aportan evidencia empírica sobre la relación entre resultados y estructura financiera en determinadas industrias. Con datos españoles, los primeros estudios corresponden a Mato (1990a, 1990b) y, recientemente, Hernando (1995) y Campos (1996) (véase este último para una revisión completa de la literatura empírica relevante)

⁴De entre los estudios empíricos interindustriales sobre márgenes que incluyen variables resultado de la negociación salarial y utilizan datos a nivel de empresa, cabe destacar los trabajos de Bhargava (1994), Geroski, Machin y Van Reenen (1993), Machin y Van Reenen (1993), Machin (1991), Hirsch y Connolly (1987) o Clark (1984).

lensee (1989)), se basa en los trabajos de Martin (1988b, 1989) para el impacto de las condiciones de financiación, y Dowrick (1990) y Layard, Nickell y Jackman (1991) para la influencia de la negociación salarial.

La estimación de la ecuación se lleva a cabo con un panel de microdatos compuesto por cerca de 1000 empresas manufactureras observadas a lo largo de ocho años, procedente de la Central de Balances del Banco de España. La estimación se realiza en diferencias y aplicando técnicas GMM (General Method of Moments) con la pretensión de hacer frente de forma eficaz a dos problemas tradicionales de este tipo de estimaciones. El primero, la existencia de una heterogeneidad exógena e inobservable, pero presumiblemente correlacionada con las variables explicativas, inducida por los distintos comportamientos estratégicos presentes por industrias. La segunda, la previsible endogeneidad de la práctica totalidad del conjunto de las variables implicadas en la relación. Sin embargo y como es obvio, las modelizaciones interindustriales imponen límites a la interpretación de los coeficientes asociados a la regresión estimada, ya que una parametrización exacta depende de cuál sea el modelo de oligopolio especificado que depende, a su vez, de variables inobservables como el comportamiento o la elasticidad de la demanda. Dado que es imposible dar una interpretación estructural basada en información interindustrial, se presentan algunas regularidades sobre el impacto que las distintas variables tienen sobre los márgenes empresariales de largo plazo, regularidades "robustas" que puedan considerarse comunes para todas las industrias (Sutton, 1990). Así, la finalidad del trabajo es principalmente descriptiva e ilustrativa de una serie de hechos estilizados respecto al modo en que afectan algunos aspectos financieros y laborales a la relación márgenes-cuotas.

Los resultados obtenidos confirman la existencia de una relación directa entre la cuota de mercado y el margen precio-coste de las empresas, no atribuible a la simultaneidad y separable de las condiciones financieras, así como un impacto de las condiciones de financiación sobre los márgenes. En particular, las empresas con mayores cuotas de mercado consiguen un ensanchamiento adicional de los márgenes al lograr mejores condiciones de financiación. En cambio, el salario negociado no aparece como relevante en la determinación de los márgenes, lo que constituye una evidencia en favor de la adecuación de los modelos en que el poder de decisión sobre el empleo es retenido por la empresa.

El artículo está estructurado como sigue. El segundo apartado resume el marco teórico de referencia para los efectos financiero y de mercado

de trabajo. El tercero, completa la discusión necesaria para obtener una especificación empírica completa. El cuarto describe el modelo econométrico y los resultados obtenidos en su estimación, y el quinto apartado establece los principales resultados. Un primer apéndice está dedicado a la construcción de las variables, un segundo a la selección de la muestra y en el tercer apéndice se proporcionan los estadísticos descriptivos más importantes.

2. Marco Teórico

El objeto de este apartado es resumir algunas predicciones generadas por modelos teóricos que relacionan márgenes y financiación de la empresa, de una parte, y márgenes y negociación salarial, de otra. Estas predicciones son las que guían la especificación empírica que se aborda en los siguientes apartados.

Bajo el supuesto de que los propietarios de la empresa maximizan el valor esperado de la misma, siendo la inversión financiada mediante la colocación de deuda en el contexto de mercados imperfectos de capital (existe posibilidad de quiebra), Martin (1988b, 1989) obtiene una ecuación para el margen precio-coste de largo plazo donde los factores financieros quedan incorporados junto a los determinantes clásicos del margen para mercados oligopolísticos:

$$\frac{PQ - wL - \lambda_B P_0^k k}{PQ} = \left[1 - FC + FC \frac{\alpha}{\eta} \right] + FC \frac{1 - \alpha}{\eta} s + FC e_{rQ} \frac{rB}{PQ}$$

$$\text{con } \lambda_B = r_B + \delta - (1 - \delta) \frac{P_1^K - P_0^K}{P_0^K} = r(1 + e_{rB}) + \delta - (1 - \delta) \Pi^k$$

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 conjetural⁵, 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. En el coste de uso del capital intervienen las tasas de depreciación, δ , y apreciación, π^k , de los activos de capital y el coste marginal del capital, r_B , función del tipo de interés, r , pagado a los acreedores financieros y de la elasticidad del mismo a la cuantía de la deuda, e_{rB} . El interés

⁵ Las variaciones conjeturales se han considerado usualmente admisibles sólo como forma de representación empírica de equilibrios inespecificados (véase Bresnahan (1989)). Sin embargo, véase Cabral (1995).

de esta modelización es que pone de relieve el doble impacto que la utilización de fuentes de financiación externas a la empresa puede tener sobre los márgenes. En primer lugar, siempre que el tipo de interés pagado por el endeudamiento (número de bonos) sea sensible a la magnitud de la producción, aparece un efecto directo negativo de los gastos financieros relativos a las ventas sobre el margen. En segundo lugar, si parte de los recursos financieros de la empresa proceden del endeudamiento, el tipo de interés relevante en el coste de uso del capital es el tipo de interés marginal, que depende no sólo del interés pagado a los acreedores financieros o poseedores de bonos, sino también de cuál sea la elasticidad del mismo a la cuantía de la deuda.

Por supuesto, otra vía muy importante de transmisión del impacto de las condiciones financieras sobre los márgenes es a través del comportamiento estratégico y, en este sentido, recientes aportaciones han ligado directamente las decisiones financieras con los comportamientos y equilibrios de mercado⁶. Este tipo de efectos operan en este trabajo a través de la heterogeneidad inobservable.

Respecto al papel del mercado de trabajo, la cuestión está en si deben incluirse o no las variables resultado de la negociación salarial en una especificación para el margen. La respuesta depende de si puede considerarse que la empresa establece sus precios de forma condicional en los costes salariales o si, por el contrario, estos precios forman parte (explícita o implícitamente) de la negociación. Esto es, depende de si el modelo de comportamiento relevante en el mercado de trabajo implica costes laborales predeterminados o, por el contrario, negociación eficiente (para la distinción véase, por ejemplo, Layard, Nickell y Jackman (1991)). Se estará ante el supuesto de costes laborales predeterminados siempre que las empresas elijan el nivel de empleo que maximiza el beneficio dado el salario, bien haya sido determinado exógenamente de forma competitiva, o haya sido negociado como en el caso de los modelos de negociación salarial "right to manage". Bajo salario predeterminado la determinación del margen será, en general, independiente del mismo⁷. Una vez especificados todos los factores

⁶ Recientes desarrollos han permitido relacionar los valores de equilibrio de determinadas variables con la estructura del capital, en entornos de competencia estratégica (véase el panorama realizado en Maksimovic (1995)). En este sentido, cabe destacar las aportaciones concretas de Brander y Lewis (1988), Bolton y Scharfstein (1990) o Dasgupta y Titman (1996).

⁷ Si la elasticidad precio de la demanda no es constante puede existir un efecto "nivel" del salario, aunque dicho efecto será con toda probabilidad despreciable.

que intervienen en la determinación del margen precio-coste (desde la elasticidad de la demanda hasta los factores financieros, incluyendo el comportamiento estratégico), el margen salarial no debe jugar papel alguno. Sin embargo, si los salarios se han determinado previamente en un proceso de negociación, la posición negociadora de la empresa se habrá basado en los beneficios esperados y, en consecuencia, en el margen precio-coste esperado. Luego el margen salarial observado estará positivamente correlacionado con el margen esperado y, por tanto, con las realizaciones esperadas de los determinantes del margen precio-coste. Esto puede generar cierta correlación positiva espúrea entre ambos márgenes, derivada de un problema de endogeneidad (correlación positiva con efectos omitidos)⁸.

Por otra parte, si el proceso de negociación en la empresa es eficiente, esto es, si los sindicatos participan en la determinación del nivel de empleo, generalizando al largo plazo el modelo planteado en Dowrick (1990) y obviando por simplicidad los costes financieros, es posible obtener una ecuación para el margen precio-coste que incluye, aparte de los determinantes habituales, un impacto negativo del margen salarial:

$$\frac{PQ - wL - \lambda P^k k}{PQ} = \left[1 - FC + FC \frac{\alpha}{\eta} \right] + FC \frac{1 - \alpha}{\eta} s - e_{(w-A)L} \frac{Lw}{PQ} \frac{w - A}{w}$$

Este impacto resulta ser igual a la elasticidad del premio salarial $(w - A)$ respecto al empleo, $e_{(w-A)L}$, ponderada por la proporción que representan las rentas salariales respecto de los ingresos, Lw/PQ . 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. Una explicación intuitiva a 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.

Resumiendo, si el salario está predeterminado porque el mercado de trabajo es perfectamente competitivo, ningún margen salarial observado, que únicamente podría ser atribuido a un diferencial compensa-

⁸Para mayor detalle, véase Gracia (1996).

torio competitivo, 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 el que opera en el mercado de trabajo es el modelo de negociación eficiente, ambos márgenes deberían estar negativamente correlacionados⁹. El contraste entre estos modelos debe tener presente, además, el control por la heterogeneidad inobservable ya que, de lo contrario, se podrían obtener resultados sesgados dada la ausencia de información relativa a aspectos, por ejemplo, como el grado de sindicación, movilidad laboral o el tipo y ámbito de los convenios colectivos.

3. Hacia un modelo empírico para el margen precio-coste

Todos los modelos de oligopolio predicen una relación positiva entre el margen precio-coste de la empresa y su cuota de mercado. Pero la forma de dicha relación depende de la conducta de las empresas (y de las características del mercado). La inobservabilidad y exogeneidad del comportamiento dificulta la especificación interindustrial de esta variable. Sin embargo y en la medida en que la especificación utilizada se va a inspirar en modelos teóricos basados en condiciones de largo plazo, que predicen la existencia de un valor de equilibrio para el margen, puede ser razonable suponer que dicho valor de equilibrio permanece relativamente estable en el tiempo y que lo que se observa son desplazamientos marginales y/o fluctuaciones en torno a él. En este contexto, la disponibilidad de un panel de datos de empresas permite centrar el análisis en la explicación de los cambios del margen entorno a su valor de equilibrio, obviando la determinación del nivel medio de los mismos, mediante una estimación que controle por la presencia de heterogeneidad inobservable. Así, explotando estas ventajas, 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 una serie de factores de entorno competitivo, que pueden modificar o bien ser indicadores ex-post de cambios en la conducta estratégica de las empresas y, por tanto, de sus resultados en términos de márgenes.

⁹ Recientemente, algunos trabajos teóricos han empezado a incluir modelos explícitos de comportamiento estratégico de las empresas en su análisis sobre los resultados de la negociación salarial (Dowrick (1989), Padilla, Bentolila y Dolado (1994) y Petrakis y Vlassis (1994)).

Desde este punto de vista, las variables a introducir en la ecuación se pueden clasificar en tres grandes grupos. Las variables relacionadas con las decisiones de las empresas: cuota de mercado, variables financieras y variables salariales, siendo el análisis de su impacto sobre los márgenes el objetivo principal de este trabajo. Las variables de entorno competitivo, para dar cuenta de posibles variaciones en los valores de equilibrio del margen. Y, finalmente, las variables de control, que deben ser introducidas a causa de las diferencias entre la variable dependiente observable y la correspondiente al modelo teórico. En cuanto a las variables de decisión, su justificación ha sido objeto del apartado anterior. El impacto esperado de la cuota de mercado es inequívocamente positivo y del endeudamiento sobre ventas negativo. El efecto esperado para el margen salarial será nulo, positivo o negativo, dependiendo del modelo relevante en el mercado de trabajo. El presente apartado se va a centrar en las variables de entorno competitivo y de control. En el apéndice A1 se detalla la construcción de las distintas variables.

La especificación incorpora una serie de variables clásicas en la literatura sobre márgenes para dar cuenta de posibles modificaciones en el entorno competitivo en que opera la empresa y, por tanto, en los valores de equilibrio del margen. Así, se ha utilizado un indicador de expectativas de demanda a la empresa, basado en la relación entre los shocks anticipados de demanda y la parte de la producción asociada a la acumulación planificada del volumen de existencias¹⁰, con un impacto esperado positivo si es que los márgenes son procíclicos respecto de la propia demanda. Las fluctuaciones en la tasa de rotación sectorial (entradas + salidas) pueden informar tanto de modificaciones en las barreras a la entrada y a la salida como de cambios en las expectativas sobre la rentabilidad esperada, de modo que su efecto está indeterminado¹¹. Los modelos teóricos de oligopolio predicen una relación entre márgenes y penetración de las importaciones negativa si éstas operan como mecanismo disciplinador del mercado interior, vía reducción del grado de colusión implícito, pero pudiera ser positiva si los importadores están en posición de coludir con los productores nacionales¹².

¹⁰ En la literatura empírica se ha utilizado la variación en las existencias como proxy de la demanda (véase, por ejemplo, Brack (1987))

¹¹ Véase Siegfried y Evans (1994) para un panorama sobre la evidencia empírica relativa a entradas y salidas.

¹² Véase, por ejemplo, Huveneers (1981), Geroski y Jacquemin (1981) y Pugel (1980)

Los resultados a nivel empírico han sido diversos¹³. Para finalizar, se introduce el grado de variabilidad temporal de la cuota como variable aproximativa del “estado de la competencia” que soporta la empresa en su mercado relevante, con un impacto esperado negativo en la ecuación del margen¹⁴.

Respecto a las variables de control¹⁵, en primer lugar se corrige por los costes del capital, que pueden ser expresados como el producto entre el valor del stock de capital relativo a las ventas, valorado en pesetas constantes y para el que se ha estimado una serie, y el coste de uso del capital. El coste de uso del capital se estima implícitamente y debería ser positivo¹⁶. Se espera un impacto sobre el coste de uso del capital positivo para el tipo de interés marginal y la tasa de depreciación y negativo para la tasa de apreciación. Lo relevante, en el modelo de Martin (1988b), es el tipo de interés marginal, que depende del tipo de interés medio que la empresa paga por el endeudamiento y de la elasticidad del mismo respecto del volumen de endeudamiento. Dicha elasticidad recoge, por tanto, las diferencias entre el tipo de interés marginal (inobservable) y el tipo medio (condicionado por las decisiones de financiación pasadas). Dado que la elasticidad del tipo de interés al endeudamiento es inobservable, se ha modelizado especificándola como función del tamaño de la empresa, medido a través de su cuota de mercado, con un impacto esperado negativo, y del riesgo

¹³ En Pearce (1996) y en Katics y Petersen (1994) se obtiene un impacto negativo sobre los márgenes. Huergo (1991), con datos sectoriales para España, encuentra un impacto positivo de las importaciones sobre los márgenes.

¹⁴ La idea es que la estabilidad en las condiciones industriales puede hacer más efectiva la colusión tácita (Shepherd (1990)) facilitando el desarrollo de equilibrios focales. Rosenbaum y Manns (1994) y otros consideran la estabilidad de las cuotas de mercado como uno de los factores determinantes de las conjeturas.

¹⁵ Los modelos teóricos establecen implícitamente una ecuación de comportamiento para el margen del precio sobre los costes marginales de largo plazo aunque, en general, no es posible observar estos últimos. El control por la diferencia entre los costes medios y marginales de largo plazo se recoge usualmente a través del índice de rendimientos de escala. Como la variable observable es el margen del precio sobre el coste variable medio (MPC^o), la especificación debe incluir como variables de control, aparte de las variables explicativas del margen precio-coste, los costes del capital sobre el valor de las ventas y la diferencia entre los costes medios de largo plazo (CM) y corto plazo (CM^c).

¹⁶ Desde Collins y Preston (1969), los trabajos empíricos 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. Sin embargo, recientemente muchos estudios empíricos encuentran valores negativos para el mismo. Véase Ravenscraft (1983), Martin (1993 y 1988b), Sahnger (1990) o Huergo (1991).

no evitable mediante diversificación, con un previsible efecto positivo¹⁷. De cualquier modo y tras múltiples pruebas, las únicas variables que parecen captar la diferencia entre el tipo de interés marginal y el medio son la cuota de mercado y la variable de riesgo.

En segundo lugar, se debe controlar por la diferencia entre los costes medios totales de corto y largo plazo. Esta corrección será negativa siempre que la empresa no esté realizando un uso óptimo de su capacidad instalada. Para ello, se ha utilizado un indicador del grado en que la capacidad instalada está siendo utilizada de una manera no óptima, basado en la parte de la variación de existencias debida a los shocks no anticipados de demanda¹⁸. 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.

Por último, se incluye un índice de rendimientos de escala como una variable de corrección por la diferencia entre costes marginales y medios de largo plazo, cuando los costes marginales no pueden considerarse constantes. Si los rendimientos de escala son decrecientes, la variable de corrección debería presentar un signo positivo pero, además, incrementos de producción asociados a incrementos de demanda aumentarán la diferencia entre los costes marginales y los medios. Esta es la razón por la cual las variables de rendimientos, dos variables ficticias con dimensión sectorial basadas en la estimación de funciones de costes sectoriales¹⁹, aparecen interaccionadas con un indicador de

¹⁷Según el CAPM (Capital Asset Pricing Model), lo relevante en la especificación del coste de uso del capital es el riesgo no evitable mediante diversificación de activos, dado que los inversores pueden reducir los riesgos de mantener un determinado activo combinándolo con otros en una cartera óptima. 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, como la cuota de mercado, distintos del riesgo sistemático relevantes a la hora de determinar la valoración de la empresa. Véanse, ejemplo, Reinganum y Smith (1983) y Lee, Liaw y Rahman (1990).

¹⁸La variación de existencias ($\Delta\Xi$) 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: $\Delta\Xi = Prd - Vtas = Vtas^e + \Delta S^* - Vtas$, con lo cual: $-\Delta\Xi = [Vtas - Vtas^e] - \Delta S^*$ donde el primer término de la segunda expresión recoge los shocks no anticipados de demanda. Véase, por ejemplo, Wilkinson (1989) para evidencia sobre la correlación entre la variación de las existencias y las ventas no anticipadas.

¹⁹El parámetro de rendimientos relevante en el modelo teórico (FC_j) se refiere a rendimientos internos a la empresa. Así, las variables de rendimientos utilizadas,

demanda sectorial. Así, se espera un efecto positivo para la corrección por rendimientos decrecientes mientras que debería ser negativo para el caso de rendimientos crecientes.

4. Modelo econométrico para el margen

La muestra utilizada en la estimación 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 (véase apéndice A2 sobre los filtros aplicados para la selección de la muestra). Además, se ha utilizado información complementaria extraída de la Encuesta Industrial y del Anuario de Estadísticas Laborales.

La estrategia seguida ha consistido en estimar, en primer lugar, una ecuación que prescinde del margen salarial, como correspondería a una situación de salario predeterminado, para, a continuación, incluir las variables relativas al mercado de trabajo y contrastar el impacto sobre los márgenes de los salarios. Así el modelo especificado inicialmente es el siguiente:

$$\begin{aligned} MPC_{jnt} = & \alpha_1 s_{jnt} + \alpha_2 EV_{jnt} + \lambda_{jnt} KV_{jnt} + \beta_1 IUC_{jnt} + \beta_2 RDIS_{it} \\ & + \beta_3 RCIS_{it} + \gamma_1 IDIE_{jnt} + \gamma_2 TR_{it} + \gamma_3 PM_{it} + \gamma_4 \sigma_{sjnt} \\ & + \sum_{t=2}^T \xi_t DT_t + v_{jnt} \end{aligned}$$

$$\lambda_{jnt} = r_{jnt} [1 + \epsilon_0 + \epsilon_1 s_{jnt} + \epsilon_2 RI_{jnt}] + \epsilon_3 \delta_{jt} + \epsilon_4 \Pi_t (1 - \delta_{jt})$$

$$v_{jnt} = u_{jnt} + \eta_{jt} \quad u_{jnt} \sim iid \text{ con media 0 e incorrelacionado por individuos y tiempo}$$

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

donde u_{jnt} es el término de error, que se supone idénticamente distribuido y con media 0, η_{jt} es un efecto fijo individual y donde x_{jnt} representa el valor de la variable x para la empresa j , que opera en el sector i , en el momento t , de modo que es sencillo discriminar las variables con dimensión individual (las que incorporan el subíndice j) de aquéllas comunes para todas las empresas de un mismo sector. La nomenclatura utilizada es la siguiente:

que proceden de una clasificación basada en la estimación de funciones de costes sectoriales realizado en Velázquez (1991), funcionarán bien bajo el supuesto de que los rendimientos son homogéneos para las empresas que operan en un mismo sector.

MPC^o	= 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 (aprecios de reposición) sobre ventas
IUC	= indicador de utilización de la capacidad
$RDIS$	= variable artificial de rendimientos de crecientes (DRD) interaccionada con el indicador de demanda sectorial (IDES)
$RCIS$	= variable artificial 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 muestral de la cuota de mercado
DT	= tipo de interés pagado por el endeudamiento
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 (véase Arellano y Bond, 1988, 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. Dada la potencial endogeneidad de todas las variables explicativas, que se confirma con los valores del test de Sargan en caso de que no se instrumente alguna variable o se haga con el primer retardo, se han instrumentado utilizando a partir de su segundo retardo. Como se pierde un año al tomar diferencias, y dos más se reservan para instrumentar las variables explicativas, 1986 es el primer corte transversal para el que se estima la ecuación. Se presentan estimadores GMM en dos etapas aunque, para el modelo preferido, se explicitan mediante un asterisco aquellos coeficientes que resultan significativos en la estimación en una etapa, cuando se utilizan errores estándar robustos a heterocedasticidad²⁰

²⁰ Para muestras finitas, los errores estándar estimados por GMM en dos etapas pueden presentar un sesgo a la baja, de modo que es difícil saber qué parte de la

Los primeros resultados obtenidos condujeron a investigar posibles diferencias de especificación en función del tipo de titularidad de la empresa. Por una parte, los objetivos y las restricciones que operan para las empresas públicas no tienen porqué coincidir con los de las privadas y, por otra, parece revelador que la mayoría de los estudios empíricos sobre márgenes excluyan las empresas públicas. Así, se han utilizado dos variables ficticias que discriminan según la titularidad (PR y PU), procediendo a interaccionarlas con las variables explicativas del margen. Tras las pruebas realizadas para múltiples combinaciones, la titularidad de la empresa resultó únicamente determinante en lo que respecta a los impactos del tipo de interés y del margen retardado, si bien la inclusión de ambas variables ficticias supuso mejoras importantes en el ajuste de la ecuación. El impacto del tipo de interés sobre el coste de uso del capital es no significativo para las empresas con titularidad pública, lo que genera valores estimados para su coste de uso del capital no positivos. Además, el importante papel encontrado para la endógena retardada en el caso de estas empresas, al contrario de lo que sucede para las privadas, sugiere la posible existencia de problemas de infraespecificación en la modelización de los márgenes de las empresas públicas²¹.

Los resultados detallados de las estimaciones se recogen en el Cuadro 1, donde la primera columna corresponde a la especificación inicial, mientras que en las dos siguientes se han excluido de la especificación las tasas de apreciación y depreciación del capital y, además, en la tercera columna el margen retardado para las empresas privadas y en la cuarta la variable endeudamiento sobre ventas. En todas las estimaciones (excepto en la correspondiente al modelo 1.4), 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. El test de Sargan sobre el cumplimiento de las restricciones de sobreidentificación en todos los casos no se rechaza, al menos, al 10% de significación.

diferencia entre los estimadores de los errores estándar de primera y segunda etapa son debidas a la ganancia de precisión asociada a los últimos

²¹ Si bien se contempló la posibilidad de excluir las empresas con titularidad pública, el modelo especificado permite, por una parte, detectar un conjunto amplio de variables que tienen un comportamiento no significativamente distinto para empresas privadas y públicas y, por otra, poner de manifiesto explícitamente los problemas de infraespecificación para las empresas públicas.

CUADRO 1

Variable	Variable dependiente MPC ^o Número de empresas. 979		Primeras diferencias Período 1986-1990	
	Modelo 1 1	Modelo 1 2	Modelo 1.3	Modelo 1 4
s	0 358(3 84)	0 588(6 38)	0.543(5.68)*	0 448(4 77)
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)	-0 869(-4.65)
KV* r *PR	0 434(4 09)	0 357(3.42)	0.312(2.88)	0 268(2 67)
KV* r *S	-3 170(-4 31)	-3.873(-5.95)	-3 936(-6 86)*	-3.009(-5 45)
KV* r *CO	0.104(10.22)	0 110(13.64)	0.114(14 92)*	0 066(5.70)
KV* δ_m^m	-1 653(-4 06)			
KV(1- δ_m^m)* Π	0 111(0 22)			
IUC	-0 248(-4 80)	-0.183(-3.36)	-0 187(-3 81)	-0 254(-3.55)
RDIS	0 464(5 78)	0 489(6.85)	0.448(6.68)*	0 437(5 89)
RCIS	-0.183(-1.11)	-0 300(-1 73)	-0.272(-1.73)	-0.128(-0 82)
IDIE	0 066(1.54)	0 107(3 38)	0 112(3.73)*	0 096(2 78)
TR	-0 015(-0 85)	-0 051(-2 13)	-0.030(-1.41)	-0.003(-0 17)
PM	-0 304(-3 99)	-0.310(-4.21)	-0.310(-4.26)*	-0 275(-3 77)
σ_s	-0 275(-0 89)	-0 754(-2.51)	-0.713(-2 46)	-0.617(-2 45)
(MPC ₋₁)*PU	-0 264(-5 20)	-0 308(-6 98)	-0 272(-6 07)*	-0.322(-7 44)
(MPC ₋₁)*PR	0 154(1 50)	0.097(0.94)		
CONST	0.020(4.83)	0 019(5 13)	0.020(5 62)*	0.019(5 86)
D87	-0 011(-3 17)	-0 007(-2.44)	-0 008(-2 26)*	-0.009(-3.33)
D88	-0 023(-5.44)	-0.027(-6.17)	-0.025(-6 18)*	-0.021(-5.70)
D89	-0 020(-4.75)	-0 020(-6.04)	-0.021(-7 23)*	-0.023(-8 25)
D90	-0 025(-5 18)	-0 027(-5.95)	-0 028(-6 22)*	-0 028(-7 42)
λ PÚBLICAS	-12 39%	-2.67%	-1 82%	-12 10%
λ PRIVADAS	-3 80%	5 73%	5.04%	4.12%
TEST SARGAN	70 05(65)	71 75(65)	72 67(65)	81 27(65)
WT D.TEMPOR	39.3(5)	61 2(5)	70 0(5)	98.4(5)
M1	-4 63	-3 78	-5 83	-5 53
M2	0 15	0 01	-0 57	-2.203

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 desobredentificación (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 GMM en una etapa robusto a heterocedasticidad.

4 El coste de uso del capital para empresas públicas (λ^p) y privadas (λ^{pr}) ha sido calculado mediante la siguiente fórmula, donde la barra representa los valores medios (véase apéndice A3).

$$\begin{aligned}\lambda^{PU} &= \lambda_1^{PU} \overline{r^{PU}} + \lambda_2 \overline{(r * s)} + \lambda_3 \overline{(r * CO)} + \lambda_4 \overline{\delta_m} + \lambda_5 \overline{[(1 - \delta_m) * \Pi]} \\ \lambda^{PR} &= \lambda_1^{PR} \overline{r^{PR}} + \lambda_2 \overline{(r * s)} + \lambda_3 \overline{(r * CO)} + \lambda_4 \overline{\delta_m} + \lambda_5 \overline{[(1 - \delta_m) * \Pi]}\end{aligned}$$

5 Instrumentos: todas las variables fueron instrumentadas con su segundo retardo excepto s. K_1^* 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 (KV) se construyeron los instrumentos correspondientes con el capital real.

Las estimaciones se han realizado con variables ficticias temporales, que 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 sucedidos en 1986²², pero más bien parece indicativa de un movimiento cíclico de carácter macroeconómico (común a todas las empresas) en los márgenes²³.

Las variables cuota de mercado y endeudamiento sobre ventas son siempre significativas con un impacto, positivo y negativo respectivamente, consistente con las predicciones teóricas. Si se compara con otros trabajos, el impacto de la cuota de mercado es muy razonable, supera los efectos estimados en estudios similares internacionales (véanse, por ejemplo, los resultados recogidos en Martin (1993)) y presenta una gran similitud con el impacto que se deduce del ejercicio econométrico, realizado con una muestra similar y aplicando métodos GMM, presentado en Mazón (1992 y 1993)²⁴. Un efecto positivo de la cuota sobre los márgenes se deduce también en Fariñas y Huergo (1994) y Huergo (1994), cuyas estimaciones no son directamente comparables con las aquí presentadas.

No obstante y como puede observarse en el modelo 1.1 del Cuadro 1, los impactos estimados para las tasas de apreciación y depreciación del capital no son satisfactorios²⁵. Dada la dificultad para aproximar

²² 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), el descenso brusco del precio del petróleo a nivel mundial y el inicio del desarme arancelario.

²³ Numerosos trabajos empíricos coinciden en la evidencia de movimientos procíclicos en los márgenes: Domowitz, Hubbard y Petersen (1986), Schmalensee (1989), Machin y Van Reenen (1993), Katics y Petersen (1994) o, desde otra perspectiva, Haskel, Martin y Small (1995).

²⁴ El impacto implícito de la cuota sobre el margen en la estimación (3) de la Tabla 7 en Mazón (1992) es, por ejemplo $\text{coef} * s = (\alpha_1 + \alpha_2 CR)s = 0.52s$, si se toma un valor medio de la concentración de 17.2 (véase Figura 5). En otras estimaciones el impacto es mayor, lo que parece consistente con la infraespecificación de las ecuaciones. Nótese, además, que el efecto “disciplinador” de las importaciones obtenido en Mazón (1992) es del signo correcto pero muy pequeño. En Mazón (1993) los impactos son más difícilmente calculables, al no existir datos medios y haberse deslizado algunos problemas de escala en la variable cuadrática.

²⁵ En el caso de la tasa de apreciación de los bienes de capital, con variabilidad únicamente temporal, su no significatividad puede explicarse por la no disponibilidad de información desagregada. La existencia de una posible correlación positiva, por una parte, entre la variable utilizada para aproximar la depreciación y las ventas de la empresa y, por otra, entre la depreciación y el grado en que los activos de capital

empíricamente ambas variables, se ha optado por excluirlas de la estimación (véanse las tres últimas columnas del Cuadro 1), de modo que el coste de uso del capital estimado puede verse como válido bajo el supuesto de que las empresas, en media, hayan experimentado tasas de depreciación y de apreciación de los bienes de capital similares, que aproximadamente se hayan tendido a compensar. Por otra parte, el margen retardado es no significativo para empresas con titularidad privada. La exclusión de la endógena retardada para las privadas ($MPC_{-1} * PR$) no altera los resultados para el resto de los parámetros y mejora el valor obtenido para el estadístico $M1$. Adicionalmente, si sucediera que el tipo de interés y el endeudamiento de la empresa tuvieran los mismos determinantes, determinantes que posiblemente a su vez pudieran estar en la ecuación por derecho propio, podrían surgir problemas de identificación que impidiesen discernir entre los efectos directos e indirectos de las condiciones financieras sobre los márgenes. Con el fin de valorar la importancia del riesgo anterior y siguiendo la sugerencia de un evaluador anónimo, se incluye una última columna (modelo 1.4) que excluye de la especificación la variable endeudamiento sobre ventas, obteniéndose unos resultados que permiten descartar problemas, no controlados estadísticamente, de simultaneidad entre el tipo de interés y el endeudamiento. Así, se ha elegido como preferida la estimación correspondiente al modelo 1.3 del Cuadro 1, donde todas las variables, excepto el tipo de interés para las públicas, son significativas y presentan un signo consistente con las predicciones teóricas.

Respecto a las variables de control y comenzando con la corrección por los costes del capital, señalar que se obtienen valores razonables (positivos) para el coste de uso del capital, con un valor estimado de alrededor del 5%. El coste de uso del capital queda determinado por el tipo de interés marginal, que depende del interés pagado por el endeudamiento, del tamaño de la empresa y del riesgo no evitable mediante la diversificación de activos. Así, una cuota de mercado superior en 1 punto porcentual se asocia a tipos de interés marginales menores en 0,64 puntos porcentuales mientras que, por ejemplo, el impacto de un crecimiento del 50% en el riesgo no evitable mediante diversificación, sobre el riesgo medio, se cuantifica en una diferencia de alrededor de 0,6 puntos porcentuales sobre el interés marginal²⁶ Por lo tanto,

son irre recuperables, podrían explicar el inesperado impacto negativo de la tasa de depreciación. Para más detalle, véase Gracia (1996)

²⁶ Nótese que $\lambda_B = r_B = r(0.31 - 3.94s + 0.11CO)$, con lo cual. $\frac{\partial r_B}{\partial r} = 0.31 - 3.94s + 0.11CO$, $\frac{\partial r_B}{\partial s} = -3.94r$ y $\frac{\partial r_B}{\partial CO} = 0.11r$.

aunque el riesgo no evitable mediante diversificación explica las variaciones en el tipo de interés marginal, los inversores exigen mayores tipos de interés a las empresas pequeñas que a las grandes. La prima por riesgo no diversificable aumenta, en media, en torno a un punto porcentual el coste de uso del capital. Las empresas grandes, para primas de riesgo iguales, tienen un coste de uso del capital inferior en un punto porcentual al de las pequeñas. En contra de lo que cabía esperar, la elasticidad calculada del tipo de interés a la cuantía del endeudamiento es negativa²⁷, lo que sugiere cierto poder de negociación en los mercados financieros de las empresas endeudadas. En cuanto al valor estimado para la elasticidad del tipo de interés a variaciones en la producción es negativo y oscila alrededor de 0.7²⁸. Diferencias del 50%, respecto al valor medio, del ratio capital sobre ventas representa diferenciales en el margen de largo plazo de 1 punto porcentual. Por último, las correcciones por el uso no óptimo de la capacidad y rendimientos no constantes son significativas y presentan el signo correcto, con un impacto sobre los márgenes de largo plazo cuantitativamente poco importante.

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. 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, si bien su efecto sobre éstos es reducido.

Una vez estimada la ecuación para el margen correspondiente a una situación de salario predeterminado, se ha procedido a incluir las varia-

²⁷ Nótese que $r(1 + \epsilon_{rB}) = r[1 + (\epsilon_0 + \epsilon_1 s + \epsilon_2 CO)]$, con lo que $\hat{\epsilon}_{rB} = (0.31 - 1) - 3.94s + 0.11CO$

²⁸ El coeficiente estimado para la variable endeudamiento sobre ventas se puede interpretar como el valor medio del 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 $FC \cdot \epsilon_{rQ} \cdot r$. Teniendo en cuenta que el tipo de interés medio es del 16% (véase apéndice A3) y suponiendo un FC unitario, se obtendría 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 razonable. 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

CUADRO 2

Variable	Variable dependiente. MPC ^a Número de empresas 979		Primeras diferencias Período 1986-1990
	Modelo 2 1	Modelo 2 2	Modelo 2 2
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 PÚBLICAS	-2 93 %	-3 53 %	-2 22 %
λ 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

Véanse notas Cuadro 1

bles relativas al mercado de trabajo, con el fin de contrastar el posible impacto sobre los márgenes de los salarios. Para ello, se incluye en la ecuación el margen salarial, que ha sido aproximado empíricamente descomponiéndolo en el margen salarial respecto al salario medio de la industria (MW), el componente heterogéneo del trabajo (CW) y la pérdida salarial caso de estar desempleado (UW1 o, alternativamente, UW2). En el Cuadro 2 se resumen los resultados del contraste relativo a la relación entre márgenes y negociación salarial. En las distintas pruebas realizadas, ninguna de las tres variables que compo-

nen el mark-up salarial resultó significativa y, además, la inclusión del margen salarial prácticamente no altera los resultados obtenidos para el resto de las variables incluidas en la ecuación (modelo 2.3 versus modelo 1.3), si bien el coste de uso del capital estimado es algo superior. En base a lo discutido en el apartado 2 de este trabajo, la no significatividad del margen salarial en la ecuación del margen precio-coste es consistente con cualquiera de los modelos de salario predeterminado (esto es, determinación competitiva del salario y negociación salarial), de modo que las empresas con poder de mercado eligen el nivel de empleo que maximiza el beneficio tomando como dado el salario. Sin embargo y dado que la evidencia empírica no parece apuntar a un comportamiento competitivo del mercado de trabajo, el resultado anterior puede ser interpretado como una evidencia de que, por una parte, las empresas negocian con los sindicatos y, por otra, que esta negociación se refiere básicamente a los salarios y no al empleo (lo que quizás tiene como excepción el caso de riesgo inminente para los trabajadores de cierre de la empresa o para situaciones de crisis, especialmente en sectores con una importante participación del sector público)

5. Conclusiones

Todos los modelos de oligopolio predicen una relación positiva, mediada por el tipo de comportamiento estratégico relevante en la industria, entre el margen precio-coste de la empresa y su cuota de mercado. En este trabajo se contrasta empíricamente la relación márgenes-cuotas, examinando la robustez de dicha relación bajo financiación externa de la empresa en mercados imperfectos de capital y negociación de los salarios con sindicatos dotados de cierto poder. Así, la finalidad del trabajo es principalmente descriptiva e ilustrativa de una serie de hechos estilizados respecto al modo en que afectan algunos aspectos financieros y laborales a la relación márgenes-cuotas. Para ello, se especifica una ecuación explicativa de los márgenes donde, junto a la cuota de mercado y el resto de los determinantes tradicionalmente considerados, se incluyen variables financieras y de mercado de trabajo. Esta ecuación se estima con técnicas GMM para un panel de cerca de 1000 empresas manufactureras, observadas durante ocho años.

La cuota de las empresas en los mercados en que operan constituye un importante factor determinante de sus márgenes. Una mayor cuota de mercado tiene un efecto directo sobre el margen, que puede ligarse al ejercicio del poder de monopolio o capacidad para elevar el precio por

encima del coste marginal. Sin embargo, la consideración de algunos aspectos relativos a las condiciones de financiación en la empresa ha permitido detectar, asimismo, un mecanismo indirecto a través del cual la cuota afecta al margen, mediante la reducción de los costes de capital. Cuantificando estos efectos, un aumento de 1 punto porcentual en la cuota genera un aumento directo del margen de 0,55 puntos porcentuales, al que hay que añadir un impacto adicional 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 0.8 puntos porcentuales²⁹.

Se constata, además, la importancia que las variables financieras tienen sobre los márgenes, directamente a través del impacto de la variable endeudamiento sobre ventas e indirectamente vía su influencia en coste de uso del capital. Un punto porcentual adicional en el ratio de endeudamiento sobre ventas reduce directamente el margen en 0,12 puntos porcentuales pero disminuye también el coste de uso del capital, operando ambos efectos en sentido contrario sobre los márgenes. De este modo, la omisión de las variables financieras en la especificación de una ecuación para el margen precio-coste puede haber afectado a la robustez de la relación estimada entre márgenes y cuotas de mercado. Por el contrario, el salario negociado entre sindicatos y empresarios no es relevante en la determinación de los márgenes, de modo que las empresas con poder de mercado eligen el nivel de empleo que maximiza el beneficio tomando como dado el salario. Así, parece que el modelo de negociación eficiente no ha sido el relevante durante el periodo muestral para las empresas manufactureras españolas, resultado consistente con la observación casual según la cual la negociación no suele referirse al empleo (con la salvedad de empresas públicas en crisis). La no significatividad del margen salarial en la ecuación del margen precio-coste es consistente con cualquiera de los modelos de salario predeterminado y, dado que la evidencia empírica no parece apuntar a un comportamiento competitivo del mercado de trabajo, el resultado anterior puede ser interpretado como una evidencia de que empresas y sindicatos dotados de cierto poder negocian básicamente los aspectos relativos a los salarios.

Tanto las variables de control, introducidas para corregir por las diferencias entre la variable dependiente observable y la correspondiente al

²⁹ $MPC(.) = MPC^0(s, EV, FC, TR, PM, \sigma_s) - \lambda_B(r, s, CO)KV + \frac{CM^c - CM}{p}$, con lo cual $\frac{\partial MPC}{\partial s} = 0.54 - (-3.94)KV * r$.

modelo teórico, como las variables de entorno competitivo, empleadas para dar cuenta de posibles modificaciones en los valores de equilibrio del margen, operan en el sentido esperado, si bien su impacto estimado sobre los márgenes de largo plazo es cuantitativamente poco importante. Por último, el tratamiento diferencial según la titularidad de la empresa ha permitido detectar disparidades significativas entre empresas privadas y públicas, que apuntan a la posible disponibilidad de fuentes privilegiadas de financiación para estas últimas. De cualquier modo, los resultados de las estimaciones ponen de manifiesto las limitaciones de la especificación para modelizar los márgenes de las empresas no privadas.

Apéndice A1: 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 (C.B.) Además, se ha utilizado información de la Encuesta Industrial (E.I.) 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 E.I.

Las magnitudes nominales han sido deflactadas utilizando el Índice de Precios Industriales, elaborado por la Fundación Empresa Pública y desagregado en 81 sectores manufactureros. Así y con el fin de expresarlas en pesetas constantes de 1980, se han multiplicado por P_{80}/P_t . Para aquellas 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.

A1.1. Margen precio-coste observable (MPC_{jt}^o).

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 C.B.) proporciona los costes variables de toda la producción del período, 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. Sin embargo, como la producción no vendida es valorada a precio de coste, la aproximación al MPC^0 puede plantearse como sigue (véase Huergo (1991)):

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

que, en términos de la cuenta de resultados de la C.B., viene dado por el cociente entre el Resultado Económico Bruto de la explotación y las Ventas netas e ingresos accesorios a la explotación.

A1.2. Cuota de mercado (s_{jnt}):

La cuota de mercado de una empresa j (s_{jnt}) se define como la participación de las ventas de dicha empresa en las ventas del total de la industria. Se ha construido como el cociente entre las Ventas netas e ingresos accesorios a la explotación y la Producción de bienes y servicios para la venta, donde el numerador se obtiene de la información contenida en la C.B. y el denominador procede de la E.I. 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. Tanto el concepto de ventas de la C.B. como el de la E.I. excluyen los impuestos indirectos y 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 E.I. 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 aquellos sectores de la E.I. 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: a) 19+20+21+22, b) 24+25+26 c) 28+29+30, y d) 58+59. 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_{ijt}) y las ventas totales del sector (V_{it}). 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_{jt}):

$$s_{ijt} = \sum_{i=1}^I \frac{v_{ijt}}{v_{jt}} \cdot \frac{v_{ijt}}{v_{jt}}$$

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.

A1.3. Stock de capital neto a coste de reposición sobre el valor de las ventas (KV_{ijt}).

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 C.B. 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. En este trabajo se ha utilizado 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, siguiendo a Martín y Moreno (1991), se puede calcular a partir de la siguiente aproxi-

mación empírica:

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

donde I_{jt} es la inversión, K_{jt} es el stock de capital neto de la empresa valorado a coste de reposición, δ_{jt} es la tasa de depreciación y P_t^k es el deflactor implícito de la formación bruta de capital fijo. 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 C.B. no aporta información directa sobre las anteriores variables, de modo que deben aproximarse.

La inversión se calcula como el Inmovilizado material (Estado de origen y aplicación de fondos) y se compone de las partidas Variación del inmovilizado material neto + Dotación a amortizaciones del inmovilizado material + Correcciones. 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, $INMN_{j83}$. Este tipo de simplificación puede provocar cierta infravaloración en el stock de capital inicial, que será mayor cuanto mayor sea la tasa de inflación del periodo considerado y cuanto 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 período. 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.

A1.4. Tasa de depreciación del capital (δ_{jt}):

La manera más habitual de calcular la tasa de depreciación del capital (δ_{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 δ_{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 C.B. 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 C.B. y llamando H al número de años con amortización nula, se ha utilizado la siguiente aproximación para la tasa de depreciación media (δ_{jt}):

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

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

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

equilibrio financiero).

A1.5. *Tasa de apreciación del capital* (π_t),

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

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

a o	ndice	a o	ndice
1983	352.4	1987	468.6
1984	388.1	1988	490.5
1985	420.3	1989	513.0
1986	446.4	1990	533.9

A1.6. *Endeudamiento* (E_{jnt}): recursos ajenos a medio y largo plazo más financiación a corto con coste.

A1.7. *Endeudamiento sobre ventas* (EV_{jnt}): cociente entre el volumen de endeudamiento y el valor de las ventas.

A1.8. *Variable ficticia de pública* (PU_{jn}): variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa ha tenido titularidad pública en algún año de la muestra y 0 en otro caso.

A1.9. *Variable ficticia de privada* (PR_{jn}): 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.

A1.10. *Tipo de interés* (r_{jnt}): cociente entre los gastos financieros (GF) y la cuantía del endeudamiento (E). Este ratio está calculado a partir de la información contenida en los estados de equilibrio financiero de la Central de Balances y, por tanto, refleja el consolidado de la estructura financiera. Así la proxy utilizada para el tipo de interés recoge, además del tipo marginal de captación de fondos, el resultado de las decisiones financieras pasadas de la empresa (véase Mato (1990a)), siendo por tanto un tipo de interés medio aparente. Ante la presencia de algunas empresas con tipos de interés calculados anormalmente altos, se decidió corregir los datos atípicos. 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 A2):

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

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

A1.11. *Indicador del grado de utilización de la capacidad (IUC_{jnt})*: cuadrado del cociente entre la variación de existencias de productos terminados y en curso y la producción para la venta:

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

A1.12. *Indicador de demanda individual esperada ($IDIE_{jnt}$)*: 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:

$$IDIE_{jnt} = -\frac{\Delta \Xi_{jnt+1}}{PQ_{jnt+1} + \Delta \Xi_{jnt+1}}$$

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.

A1.13. *Indicador de demanda sectorial ($IEDS_{it}$)*: 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.

A1.14. *Dummy de rendimientos decrecientes (DRD_i)*: variable dicotómica que toma valor 1 si el sector, desagregado a 73, en el que opera la empresa presenta rendimientos decrecientes de escala (procedente de una clasificación de los sectores basada en la estimación de funciones de costes sectoriales, véase Velázquez 1991) 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.

A1.15. *Dummy de rendimientos crecientes (DRC_i)*: 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.

A1.16. *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).

A1.17. 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):

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

A1.18. Desviación típica de la cuota de mercado respecto a la media móvil ($\sigma_{s_{jnt}}$), definida la media móvil ($mm s_{jnt}$) en cada año como la media aritmética de las cuotas de ese año y los dos anteriores:

$$\sigma_{s_{jnt}} = \frac{\sum_{h=t-2}^t [s_{jnh} - mm s_{jnt}]^2}{3}, \text{ donde } mm s_{jnt} = \frac{\sum_{h=t-2}^t s_{jnh}}{3}$$

A1.19. Riesgo no diversificable (CO_{jt}), 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:

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

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.

A1.20. Mark-up salarial relevante, definido como:

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

donde w_{jnt} es el salario por trabajador en la empresa y g_{jnt} es el componente heterogéneo del trabajo. A_{it} es el salario alternativo, siguiendo a Layard, Nickel y Jackman (1991), 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} :

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

Llamando p a $(S - W_t)/W_t$, 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.

$$\begin{aligned}\frac{\overline{w_{jnt}} - A_{it}}{\overline{w_{jnt}}} &= 1 - \frac{A_{it}}{\overline{w_{jnt}}} = 1 - \frac{W_{it}(1 + p \cdot u_{it})}{\frac{W_{jnt}}{1 + g_{jnt}}} = 1 - \frac{W_{it}}{W_{jnt}}(1 + g_{jnt})(1 + p \cdot u_{it}) \\ \frac{\overline{w_{jnt}} - A_{it}}{\overline{w_{jnt}}} &= \left[\frac{W_{jnt} - W_{it}}{W_{jnt}} \right] - \left[\frac{W_{it}}{W_{jnt}} g_{jnt} \right] - p \left[\frac{W_{it}}{W_{jnt}} u_{jnt} \right] = \\ &MW_{jnt} - CW_{jnt} - UW_{jnt}\end{aligned}$$

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).

A1.21. Margen salarial respecto al salario medio de la industria (MW_{jnt}):

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

donde el salario pagado por la empresa, W_{jnt} , se ha calculado a través del coste laboral por empleado:

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

y 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 I.N.E. (sectores 9, 12, 14, 36, 41-45, 47-49, 56, 60, 61 y 75 de la E.I.), 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.

A1.22. Componente heterogéneo del trabajo (CW_{jnt}), definido como:

$$CW_{jnt} = \frac{pe_{jnt}}{pt_{jnt}} \frac{W_{it}}{W_{jnt}}$$

A1.23. Pérdida salarial caso de desempleo (UW_{jnt}). Para esta variable se han construido dos aproximaciones empíricas. La primera, $UW1$, utiliza información de desempleo sectorial y se define como:

$$UW1_{jnt} = u_{it} \frac{W_{it}}{W_{jnt}}, \text{ donde } u_{it} = \frac{1}{1 + \frac{O_{it}}{P_{it}}}$$

donde u_{it} es la tasa de desempleo sectorial, O_{it} son los ocupados sectoriales (fuente: E.I.) 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 manufactureros.

La segunda aproximación empírica a la pérdida salarial caso de estar des-
empleado, $UW2$, 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:

$$UW2_{it} = IEDS_{it} \frac{W_{it}}{W_{jt}}$$

Apéndice A2: Filtros aplicados a la muestra

Sobre un conjunto inicial de 1382 empresas industriales, se eliminaron 99 empresas no manufactureras, aplicándose a la muestra resultante dos tipos de filtros. En primer lugar, se imponen los filtros del 1 al 10 (entre paréntesis, el número de empresas que elimina cada filtro acumulativamente con los anteriores) que son estrictamente necesarios para la construcción de algunas de las variables utilizadas en las estimaciones, resultando una muestra intermedia de 1020 empresas manufactureras. Nótese, respecto al filtro 1, que los cambios de actividad para las 91 empresas eliminadas eran tan inverosímiles, que únicamente pudieron ser interpretados como errores en la codificación sectorial. Sobre la muestra intermedia, se detectaron empresas con valores poco razonables para algunas de las variables definidas. Así y en segundo lugar, se optó por introducir los filtros 11, 12 y 13, filtros que garantizan cierta consistencia, desde un punto de vista económico, de la base de datos, resultando una muestra final de 979 empresas:

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 E.I.) por problemas de periodificación contable (11).

filtro 6: elimina 6 empresas pertenecientes a sectores monopolizados (sector de aeronaves (44 de E.I.) y tabaco (64 de E.I.) (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 A3: Estadísticos descriptivos (en tanto por ciento)

CUADRO A3

Variable	Periodo 83/90			Periodo 86/90 (*)		
	Muestra Completa		Submuestra Pública		Muestra Completa	
	Media	D. Típica	Media	D. Típica	Media	D. Típica
MPC	11.13	9.1	6.64	19.7	11.13	9.6
s	1.65	4.8	4.20	6.0	1.68	5.0
EV	25.64	32.9	79.53	92.1	24.29	31.0
KV	38.79	40.9	84.46	91.0	40.50	42.2
IUC	0.37	5.3	1.73	18.3	0.36	4.4
IEDS	4.87	3.3	5.05	3.5	6.07	2.9
IDIE	-0.98	6.2	-1.94	8.8	-1.27	6.3
TR	19.11	13.9	22.83	23.0	19.87	15.5
PM	27.03	29.2	33.72	41.2	29.76	31.1
σ_s	0.15	0.6	0.46	0.7	0.16	0.7
r	16.71	9.4	14.16	6.9	16.05	9.5
CO	59.47	232.1	116.25	491.2	59.47	232.1
δ	6.91	2.5	5.46	2.8	6.91	2.5
Π	6.13	2.0	6.13	2.1	4.90	0.7
MW	8.12	30.0	17.25	20.5		
CW	15.58	36.9	10.73	17.8		
UW1	4.45	3.4	4.11	3.2		
UW2	0.47	0.4	0.30	0.3		
r*PR					16.16	9.6
r*PB					13.68	6.7
r*s					0.27	0.8
r*CO					9.19	39.1
$(1-\delta_m)^* \Pi$					4.56	0.6

* Estadísticos necesarios para la cuantificación del impacto de cada variable sobre el margen. Entre paréntesis el número de empresas correspondientes a cada muestra.

Referencias

- Andersen, O. y M-R. Rynning (1991): "An empirical illustration of an alternative approach to measuring the market power and high profits hypothesis", *International Journal of Industrial Organization* 9, pp. 239-249.
- Arellano, M. y S. Bond (1991): "Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies* 58, pp. 277-297.
- Arellano, M. y S. Bond (1988): "Dynamic panel data estimation using DPD: guide for users", Working Paper 88/15, Institute for Fiscal Studies, London.
- Bhargava, S. (1994): "Profit sharing and the financial performance of companies: evidence from U.K. panel data", *The Economic Journal* 104, pp. 1044-1056.
- Brack, J. (1987): "Price adjustment within a framework of symmetric oligopoly", *International Journal of Industrial Organization* 5, pp. 289-301.
- Brander, J. y T. Lewis (1986): "Oligopoly and financial structure: the limited liability effect", *American Economic Review: Papers and Proceedings* 76, pp. 956-970.
- 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 Publishers B V, 1989.
- Cabral, L M.B. (1995): "Conjectural variations as a reduced form", *Economics Letters* 48, pp. 397-402.
- Campos, J. (1996): "Estructura financiera y decisiones reales en las empresas: un análisis empírico", Documento de Trabajo 9605, Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresa Pública.
- Chevalier, J.A. (1995): "Capital structure and product-market competition: empirical evidence from the supermarket industry", *The American Economic Review* 85, pp. 415-435.
- Clarke, R. y S.W. Davies (1982): "Market structure and price cost margins", *Economica* 49, pp. 277-287.
- Clark, K.B. (1984): "Unionization and firm performance: the impact on profits, growth, and productivity", *The American Economic Review* 4, pp. 893-919.
- Collins, N.R. y L.E. Preston (1969): "Price-cost margins and industry structure", *Review of Economics and Statistics* 51, pp. 271-286.
- Cowling, K. y M. Waterson (1976): "Price cost margins and market structure", *Economica* 43, pp. 267-274.
- Dasgupta, S. y S. Titman (1996): "Pricing strategy and financial policy", *NBER Working Paper* 5498.
- Domowitz, I., R.G. Hubbard y B.C. Petersen (1986): "The intertemporal stability of the concentration-margins relationship", *The Journal of Industrial Economics* 35, pp. 13-34.
- Dowrick, S. (1989): "Union-oligopoly bargaining", *The Economic Journal* 99, Diciembre, pp. 1123-1142.

- Dowrick, S. (1990): "Wage pressure, bargaining and price cost margins in UK manufacturing", *The Journal of Industrial Economics* 3, pp. 239-67.
- Fariñas, J.C. y E. Huergo (1994): "Examen empírico de las hipótesis de eficiencia y colusión en la industria española", Documento de Trabajo 9405, Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresa Pública.
- Geroski, P.A. y A. Jacquemin (1981): "Imports as a competitive discipline", *Recherches Economiques de Louvain* 47, pp. 197-208.
- Geroski, P., S. Machin. y J.V. Reenen (1993): "The profitability of innovating firms", *Rand Journal of Economics* 24, pp. 198-211.
- Gracia, E. (1996): "Márgenes y cuotas de mercado. Un análisis econométrico con datos individuales", Tesis Doctoral. Departamento de Fundamentos del Análisis Económico I, Universidad Complutense de Madrid
- Harris, M. y A. Raviv (1991): "The theory of capital structure", *Journal of Finance* 46, pp. 297-355.
- Haskel, J., C. Martin y I. Small (1995): "Price, marginal cost and the business cycle", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57, pp. 25-41.
- Hernando, I. y J. Vallés (1991): "Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas", Documento de Trabajo 9113, Banco de España.
- Hernando, I. (1995): "Política monetaria y estructura financiera de las empresas", Documento de Trabajo 9520, Banco de España.
- Hirsch, B.T. y R.A. Connolly (1987): "Do unions capture monopoly profits?", *Industrial and Labor Relations Review* 41, pp. 118-36.
- Huergo, E. (1991): "Margen precio-coste e importaciones en la industria española 1980-1986", Documento de Trabajo 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 9407, Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresa Pública.
- Huveneers, C. (1981): "Price formation and the scope of oligopolistic conduct in a small open economy", *Recherches Economique de Louvain* 47, pp. 209-242.
- Katics, M.M. y B. Petersen (1994): "The effect of rising import competition on market power: a panel data study of US manufacturing", *The Journal of Industrial Economics* 42, pp. 277-286.
- Kowka Jr, J.E. (1979): "The effect of market share distribution on industry performance", *The Review of Economics and Statistics* 61, pp. 101-109.
- Kwoka, J.E. y D.J. Ravenscraft (1986): "Cooperation v. rivalry: price-cost margins by line of business", *Economica* 53, pp. 351-363.
- Layard, R., S. Nickell y R. Jackman (1991), *Unemployment*. Oxford University Press, Oxford.
- Lee, C-F., K.T. Liaw y S. Rahman (1990). "Impacts of market power and capital-labor ratio on systematic risk: a Cobb-Douglas approach", *Journal of Economics and Business* 42, pp. 237-241.

- Lorenzo, J. (1994): "Flujos de establecimientos industriales 1978-1990", Documento Interno 1, Serie Construcción de Variables, Unidad de Estudios del IMPI.
- Machin, S.J. (1991): "Unions and the capture of economic rents: an investigation using firm level data", *International Journal of Industrial Organization* 9, pp. 261-274.
- Machin, S. y J.V. Reenen (1993): "Profit margins and the business cycle: evidence from UK manufacturing firms", *The Journal of Industrial Economics* 41, pp. 29-50.
- Maksimović, V. (1995): "Financial structure and product market competition", Jarow, Maksimovic y Ziemba (ed), Finance, Handbook of Operations Research and Management Science 9, North-Holland, Amsterdam.
- Martín, A. y L. Moreno (1991): "Medidas del stock de capital a partir de datos contables", Documento de Trabajo 9103, Fundación Empresa Pública.
- Martin, S. (1988b): "The measurement of profitability and the diagnosis of market power", *International Journal of Industrial Organization* 6, pp. 301-21.
- Martin, S. (1989): "Sunk cost, financial markets and contestability", *European Economic Review* 33, pp. 1089-113.
- Martin, S. (1993): "Advanced Industrial Economics", Blackwell Publishers, Cambridge, USA.
- Martínez, E. (1991): "Un indicador exógeno de demanda de los sectores industriales. Periodo 1978-90", Documento interno 8. Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresas Pública.
- Mato, G. (1990a): "Estructura financiera y actividad real de las empresas industriales", *Economía Industrial* marzo, pp. 107-114.
- Mato, G. (1990b): "Un análisis econométrico de la política de endeudamiento de las empresas con datos de panel", *Investigaciones Económicas* 14, pp. 68-83.
- Mazón, C. (1992): "Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas", Documento de Trabajo 9204, Banco de España.
- Mazón, C. (1993): "Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?", Documento de Trabajo 9308, Banco de España.
- McDonald, I. y R.M. Solow (1981): "Wage bargaining and employment", *American Economic Review* 71, pp. 896-908.
- Opler, T. y S. Titman (1994): "Financial distress and corporate performance", *Journal of Finance* 49, 3, pp. 1015-1040.
- Padilla, A.J., S. Bentolila y J.J. Dolado (1994): "Wage bargaining in industries with market power", CEMFI.
- Patterson, P.M. y P.C. Abbott (1994): "Further evidence on competition in the US grain export trade", *The Journal of Industrial Economics* 42, pp. 429-437.
- Pearce Azevedo, J. (1996): "European integration and the profitability-concentration relationship of the Spanish economy", Presentado en XII Jornadas de Economía Industrial, Madrid.

- Petrakis, E. y M. Vlassis (1994): "Industry level minimum wage settlements and firm-specific negotiation in oligopolistic industries", presentado en las X Jornadas de Economía Industrial.
- Phillips, G.M. (1995): "Increased debt and industry product markets. An empirical analysis", *Journal of Financial Economics* 37, pp. 189-238.
- Pugel, T.A. (1980): "Foreign trade and U.S. market performance", *Journal of Industrial Economics* 29, pp. 119-129.
- Ravenscraft, D.J. (1983): "Structure-profit relationships at the line of business and industry level", *Review of Economics and Statistics* 65, pp. 22-31.
- Reinganum, M.R. y J.K. Smith (1983): "Investor preference for large firms: new evidence on economies of size", *Journal of Industrial Economics* 32, pp. 213-227.
- Rosenbaum, D.I. y L.D. Manns (1994): "Cooperation v. rivalry and factors facilitating collusion", *Review of Industrial Organization* 9, pp. 823-838.
- Salinger, M. (1990): "The concentration-margins relationship reconsidered", *Brookings Papers on Economic Activity Microeconomics* 1990 pp. 287-335.
- Schmalensee, R. (1989): "Inter-industry studies of structure and performance", en *Handbook of Industrial Organization*, Volumen II, Eds. R. Schmalensee y R.D. Willig, Elsevier Science Publishers B.V..
- Shepherd, W.G. (1990): "The Economics of Industrial Organization", 3rd Edition, New York, Prentice Hall.
- Siegfried, J.J. y L.B. Evans (1994): "Empirical studies of entry and exit: a survey of the evidence", *Review of Industrial Organization* 9, pp.121-155.
- Spence, A. (1985): "Capital structure and the corporation's product market environment", *Corporate Capital Structures in the United States* B.Friedman (ed), University of Chicago Press pp.353-382.
- Stalhammar, N.-O. (1991): "Domestic market power and foreign trade", *International Journal of Industrial Organization* 9, pp. 407-424.
- Sutton, J. (1990): "Explaining everything, explaining no-thing?", *European Economic Review* 34, pp.505-512.
- Tirole, J. (1988): "The Theory of Industrial Organization", Cambridge, MA: The MIT Press.
- Velázquez, F J. (1991): "Economías de escala y tamaños óptimos en la industria española (1980-1986)", Documento de Trabajo 9105, Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresa Pública.
- Weinstein, D.E. y Y. Yafeh (1995): "Japan's corporate groups: collusive or competitive? and empirical investigation of keiretsu behavior", *The Journal of Industrial Economics* 43, pp. 359-376.
- Wilkinson, M. (1989): "Aggregate inventory behavior in large European economies", *European Economic Review* 33, pp.181-194.
- Wilson, T.A. (1992): "An analysis of the profitability of business of diversified companies", *Review of Industrial Organization* 7, pp. 151-185.

Abstract

This paper empirically explores the relationship between the firms' price-cost margins and their market shares, when firms finance their investments in imperfect capital markets and negotiate wages with unions. This is done using a panel of 1000 Spanish manufacturing firms during 8 years. The results confirm the important role played by market share in explaining a firm's margin. The impact of financial conditions on margins is also shown to be large. Conversely, wages are proved to leave no effect on margins. A finding that is consistent with the "right-to-manage" model of wage and employment determination.

Keywords: Price-cost markup, market share, external financing, job market.

Recepción del original, julio de 1995

Versión final, marzo de 1999