

# Grado de Competencia, Presión de la Deuda y Productividad Empresarial: Un Análisis Empírico desde la Perspectiva del Gobierno Corporativo<sup>1</sup>

**Degree of competition, debt pressure and enterprise productivity: An empirical analysis from the perspective of corporate government**

**Juan A. Maroto A.<sup>2</sup>, Mónica Melle H.<sup>2</sup>, Ignacio Moreno G.<sup>2</sup>, y José M. Rodríguez F.<sup>3</sup>**

<sup>1</sup>Este trabajo se inserta dentro del proyecto de investigación CICYT SEC 2003-09756/ECO "Mercados y Gobierno de Empresas en Países de la UE". Los autores agradecen vivamente el apoyo y la financiación pública recibidos del Ministerio de Educación y Ciencia de España

<sup>2</sup>Doctor. Universidad Complutense de Madrid, Departamento de Economía Financiera. Madrid, España. E-mail: jamaroto@ccee.ucm.es, mmellehe@ccee.ucm.es, imorenog@ccee.ucm.es <sup>3</sup>Doctor. Universidad de Valladolid, España. E-mail: jmrodrig@eco.uva.es

**RESUMEN.** Este trabajo ofrece evidencia empírica acerca del impacto sobre la productividad empresarial derivado del grado de competencia, el poder de mercado, la presión financiera del endeudamiento y la estructura de la propiedad de la empresa. En el análisis, se estiman varios modelos dinámicos de regresión mediante el método generalizado de momentos propuesto por Arellano y Bond (1991), a partir de una muestra de datos de panel constituida por 4.947 empresas manufactureras españolas pertenecientes a 19 sectores industriales diferentes, durante un periodo que abarca del año 1994 al año 2003. Vistos en su conjunto, los resultados alcanzados sugieren que la competencia, junto con la presión financiera y el tipo de accionista de control en cada empresa, influyen sobre la productividad empresarial, detectándose alguna evidencia de que pueden actuar a veces como mecanismos complementarios de los códigos de buen gobierno corporativo y de los habituales sistemas de disciplina aplicados por los mercados financieros.

**Palabras clave:** Productividad empresarial, competencia en el mercado, presión financiera de la deuda, estructura de la propiedad, gobierno corporativo.

**ABSTRACT.** This study shows empirical evidence about the impacts on enterprise productivity that the degree of competition, the market power, the financial debt pressure and the ownership structure have. Several dynamic regression models were taken into account in the analysis through the generalized moments method proposed by Arellano and Bond (1991), starting with a sample data from a pool of 4 947 Spanish manufacturing enterprises in 19 different industrial sectors, during a period going from 1994 to 2003. Seen as a whole, the results suggest that competition, together with financial pressure and the type of controlling shareholder in each enterprise do have an influence on enterprise productivity, with some evidence being detected that they can sometimes act as complement mechanisms to the codes of good corporate government and to the usual disciplinary systems applied by the financial markets.

**Key words.** Enterprise productivity, market competition, financial debt pressure, ownership structure, corporate government.

(Recibido: 9 de octubre de 2006. Aceptado: 7 de noviembre de 2006)

## INTRODUCCIÓN

De acuerdo con la economía financiera moderna, el objetivo de una empresa es maximizar su valor de mercado. Sin embargo, en la práctica algunos directivos no persiguen este objetivo, debido a los conocidos problemas de agencia que se producen cuando existe una separación entre la propiedad y el control de la empresa en un entorno de información asimétrica. Los problemas de selección adversa y riesgo moral, unidos a la ausencia de mecanismos de control, cabe que deriven en comportamientos oportunistas por parte de los directivos.

Con frecuencia, los mecanismos de control interno existentes pueden no ser efectivos para "alinear" los intereses de los propietarios y los directivos de la empresa. Estos mecanismos son formalmente legales y muestran diferencias importantes entre empresas y países, si bien con una tendencia a converger gracias a la generalización de los códigos de buen gobierno corporativo. Ahora bien, como es sabido, tales sistemas de control interno se pueden reforzar mediante otros sistemas de control externos, incluyendo aquéllos basados en la competencia de los mercados (Hart, 1983), o en la presión del endeudamiento (Jensen, 1989).

Inserto en ese marco teórico, el presente trabajo se centra en el análisis empírico de los sistemas de control derivados de la competencia entre empresas, tomando como referencia el caso español. Se parte de la hipótesis de que la presión competitiva en los mercados y sectores económicos puede forzar la expulsión de la empresa del mercado, de modo que proporciona incentivos adecuados tanto para la actuación eficiente de los grupos de interés (*stakeholders*) presentes en la firma como para la reducción de la discrecionalidad directiva. Los objetivos específicos del estudio son: (1) investigar si la competencia en los mercados de productos puede compensar las carencias y desfases en los mecanismos usuales de gobierno corporativo, con el añadido de estimular de forma directa la productividad y el crecimiento económico; (2) analizar en qué medida la presión del endeudamiento constituye un mecanismo de gobierno corporativo, examinando además su posible carácter sustitutivo o complementario con el grado de competencia.

A tales efectos, se estiman diversos modelos dinámicos con datos de panel utilizando una muestra de 4.947 empresas manufactureras españolas que pertenecen a 19 sectores industriales diferentes, duran-

te un periodo de tiempo que abarca desde 1994 hasta 2003. La estimación de los modelos, dado su carácter dinámico, se ha llevado a cabo mediante el método generalizado de momentos (Arellano y Bond, 1991; Nickell, 1996).

La estructura del trabajo es la siguiente. Ante todo, se presenta una revisión muy resumida de la literatura *ad hoc* más relevante. Posteriormente se aborda el análisis empírico, explicando en sucesivos epígrafes la base de datos utilizada, la metodología aplicada y los resultados alcanzados mediante la estimación de una serie de modelos econométricos. Finalmente, el epígrafe 6 sintetiza las principales conclusiones del estudio realizado.

## MARCO TEÓRICO

La competencia en condiciones de libre mercado se supone que tiene la ventaja de que los consumidores adquirirán productos más baratos y de mejor calidad, a la vez que se contará con un fuerte incentivo para incrementar la productividad y la eficiencia de las empresas. La razón obvia de todo ello es que la competencia debería actuar como mecanismo para disciplinar la actuación de los directivos empresariales, dada la ausencia de rentas de monopolio de las que, en otro caso, podrían apropiarse minimizando al propio tiempo su esfuerzo.

En la vertiente teórica, el enfoque de Hart (1983) es pionero al estudiar el carácter sustitutivo de la competencia en el mercado respecto de otros mecanismos basados en el control financiero que ejercen los inversores. Además, ambos mecanismos implican una presión competitiva por el lado de los costes empresariales, que reduce las posibilidades de actuación discrecional de los directivos en entornos de información asimétrica. A la aportación de Hart cabe añadir la contribución de Hermarlin (1992), que plantea un modelo teórico en el que identifica diferentes efectos de la competencia sobre el comportamiento de los directivos y, a su vez, sobre los resultados empresariales, aunque el signo de dichos efectos resulta potencialmente ambiguo. Más recientemente, la perspectiva teórica de las relaciones entre gobierno corporativo, concentración industrial y estructura financiera, considerada como variable endógena en una economía, se ha tratado por autores como Fulghieri y Suominen (2005), bajo la hipótesis de que la calidad del gobierno corporativo puede tener un impacto significativo sobre el nivel de competencia de la economía y sobre el grado de concentración industrial. De tal manera que la baja calidad del gobierno cor-

porativo, junto con una reducida protección de los inversores, puede desembocar en una mayor concentración industrial y en una menor competencia.

En el plano empírico, las relaciones entre la competencia en los mercados y la productividad empresarial se han analizado en diversos trabajos. Así, Caves y Barton (1990) y Green y Mayes (1992) presentan una primera evidencia de los efectos de la competencia sobre el nivel de productividad en una muestra de empresas manufactureras norteamericanas mediante modelos de corte transversal. Utilizando la metodología de datos de panel a nivel sectorial, Haskel (1991) presenta un estudio de los efectos de la competencia sobre la productividad, con datos de 81 sectores industriales del Reino Unido durante el periodo 1980-1986. Con datos empresariales individualizados, Nickell y otros (1992) presentan un estudio que determina el crecimiento de la productividad de 100 empresas manufactureras del Reino Unido durante el periodo 1975-1986. Concretamente, este trabajo introduce además el análisis del efecto de la presión financiera sobre la productividad. También con datos individuales de empresas, Nickell (1996) aporta evidencia sobre cómo la competencia, medida bien por un incremento en el número de competidores o bien por una disminución en las rentas empresariales, aumenta la productividad de las empresas, empleando un modelo de datos de panel dinámico formado por una muestra de 670 empresas del Reino Unido durante el periodo 1972-1986. En la misma línea, Disney y otros (2000), trabajan con una muestra de cerca de 143.000 establecimientos del Reino Unido—119.000 son establecimientos individuales y 24.000 son unidades que pertenecen a empresas multinacionales—, durante el periodo 1980-1992. Demuestran que la competencia en el mercado incrementa significativamente el crecimiento y la productividad, incluso después de controlar el potencial sesgo sectorial. Conclusiones que se pueden extrapolar hacia otras áreas geográficas, como Japón; a tenor de los resultados del trabajo de Okada (2005), que utilizando una muestra de alrededor de 10.000 empresas manufactureras durante el periodo 1994-2000, encuentra asimismo que la competencia contribuye al crecimiento de la productividad, una vez controlados los sectores industriales y las características específicas de las empresas.

En cuanto a la importancia que tiene el impacto de la presión financiera sobre el crecimiento de la productividad, en un estudio elaborado a partir de una muestra de 670 empresas manufactureras del Reino Uni-

do durante el periodo 1972-1986, Nickell y Nicolitsas (1999) observan que un aumento de la presión financiera—medida a través de la *ratio* intereses pagados sobre flujo neto de caja—tiene un efecto positivo sobre la productividad empresarial, evidenciando así una relación entre deuda de la empresa y crecimiento de la productividad, junto con un efecto de la cuota de mercado en dicho crecimiento de la productividad.

En la línea de los trabajos mencionados, pero introduciendo variables de estructura de propiedad y gobierno corporativo, Nickell y otros (1997), con una muestra de 582 empresas manufactureras del Reino Unido en el periodo 1982-1994, encuentran una asociación entre la competencia en el mercado de productos, la presión del mercado financiero, el control de los accionistas y el mayor crecimiento de la productividad. Además, aparece alguna evidencia de que los controles del mercado financiero y los accionistas pueden ser sustituidos por la competencia. Otros trabajos que incorporan también variables que miden «el buen gobierno corporativo» son los de Grosfeld y Tressel (2001) y Januszewski y otros (2002). Los primeros, trabajando con 200 empresas no financieras cotizadas en la Bolsa de Varsovia durante el periodo 1991-1998, encuentran un efecto positivo y significativo de la competencia de los mercados sobre el crecimiento de la productividad, así como influencias recíprocas entre el buen gobierno empresarial y la competencia en el mercado, poniendo en evidencia que ambos mecanismos tienden a reforzarse mutuamente. Los segundos, con un panel de 491 empresas alemanas para el periodo 1986-1994, observan que las empresas muestran un mayor crecimiento de su productividad cuando operan en mercados con competencia intensa; y que dicho crecimiento de la productividad resulta mayor para las empresas que están bajo el control de un accionista fuerte.

#### MUESTRA Y FUENTE DE DATOS

Para realizar el análisis empírico que sigue, se utiliza una muestra de 4.947 empresas manufactureras españolas durante el periodo 1994-2003, con un panel de 49.470 observaciones. Los datos proceden de la base SABI, elaborada por Informa S.A. y Bureau van Dijk, que contiene información sobre el tipo de actividad, magnitudes económico-financieras y estructura de la propiedad de cada empresa de la muestra. Otras fuentes de información manejadas provienen del Instituto Nacional de Estadística y el Banco de España, dada la necesidad de contar con ciertos datos sectoriales e índices de precios.

## METODOLOGÍA

Se estima la descomposición del crecimiento de la productividad total de los factores, introduciendo sucesivamente diferentes variables explicativas que permiten cuantificar el impacto de los mecanismos alternativos de gobierno de la empresa. Como suele ser habitual en la literatura (Nickell, 1996; Nickell y otros, 1997), se parte de una función de producción de tipo Cobb-Douglas de la forma:

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^{\beta_L} K_{it}^{\beta_K} \quad (1)$$

En la ecuación  $Y_{it}$  (1) es el nivel de producción de cada empresa  $i$  en el momento  $t$ ,  $L_{it}$  es el número de empleados,  $K_{it}$  representa el capital físico y  $A_{it}$  es una medida de la productividad total de los factores de la empresa  $i$  en el periodo  $t$ . Tomando logaritmos en (1), se llega a la expresión:

$$y_{it} = \lambda y_{it-1} + (1-\lambda)a_{it} + (1-\lambda)\beta_L l_{it} + (1-\lambda)\beta_K k_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

En la ecuación (2) se introduce la variable dependiente retardada  $y_{it-1}$ , ponderada por un factor  $\lambda$ , como una variable explicativa que refleja el efecto en el tiempo del impacto de los factores de producción en el nivel de producción de cada periodo, de modo que se permite la persistencia endógena en el modelo.

La productividad, o eficiencia, de la empresa es capturada por la variable  $a_{it}$ . El coeficiente  $\alpha_i$  recoge los efectos fijos individuales que son reflejados por los factores no observables, y el término  $\varepsilon_{it}$  refleja el error aleatorio habitual. Se admite la ausencia de autocorrelación en el término de error como consecuencia de la inclusión de la variable dependiente retardada  $y_{it-1}$  (Nickell, 1996). La existencia de correlación entre las variables explicativas y la variable  $\lambda_{it}$  puede ser evitada tomando primeras diferencias en la ecuación (2), lo que lleva a la expresión:

$$\Delta y_{it} = \lambda \Delta y_{it} + (1-\lambda)\Delta a_{it} + (1-\lambda)\beta_L \Delta l_{it} + (1-\lambda)\beta_K \Delta k_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3)$$

La variable  $\Delta a_{it}$  en (3) representa el crecimiento de la productividad de la empresa y se considera determinada por los tipos de mecanismos de control que sir-

ven para «supervisar» a la empresa, representados por la competencia de los mercados de productos, sea a nivel individual «utilizando como medida la cuota de mercado ( $CDMDO_{it-1}$ )», sea a nivel sectorial ( $CSECT_{it}$ ) «a través de los índices sectoriales de concentración». Asimismo, es interesante explorar los posibles efectos en el crecimiento de la productividad  $\Delta a_{it}$ , de la presión financiera derivada de la deuda, representada por la variable  $D_{it}$ . Por último, se introducen como variables de control en el modelo el tamaño de la empresa  $TA_{it}$ , junto con variables ficticias sectoriales y temporales, creadas para capturar el efecto del ciclo económico. En resumen, el crecimiento de la productividad se representa mediante un modelo como el que sigue:

$$\Delta a_{it} = \gamma_1 CSECT_{it} + \gamma_2 CDMDO_{it-1} + \gamma_3 \Delta D_{it} + \Delta TA_{it} \quad (4)$$

Se comienza con la hipótesis de que la concentración a nivel sectorial influirá en el crecimiento de la productividad, lo mismo que la cuota de mercado. Por otra parte, tanto la presión de la deuda como el tamaño de la empresa influyen en el “nivel” de la productividad; por consiguiente, cambios en estas variables afectan al crecimiento de la productividad.

En función de lo hasta aquí expuesto, los modelos que sucesivamente se estiman van a desembocar hacia el siguiente, sin perjuicio de introducir también en su momento el impacto del tipo de accionista de control:

$$\Delta y_{it} = \lambda \Delta y_{it-1} + (1-\lambda)(\gamma_1 CSECT_{it-1} + \gamma_2 \Delta CDMDO_{it-1} + \gamma_3 \Delta D_{it} + \gamma_4 \Delta TA_{it}) + (1-\lambda)\beta_L \Delta l_{it} + (1-\lambda)\beta_K \Delta k_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (5)$$

En la estimación de los modelos se utiliza el método generalizado de momentos (*generalized method of moments*, GMM) propuesto por Arellano y Bond (1991), que permite obtener estimaciones consistentes de los parámetros en modelos dinámicos con datos de panel, bajo el supuesto de no existencia de autocorrelación en los residuos. Las estimaciones fueron efectuadas utilizando el paquete estadístico STATA.

## RESULTADOS EMPÍRICOS ALCANZADOS

Los resultados de las estimaciones de los diferentes

modelos se presentan en las **Tablas 1-3**, midiendo la producción mediante la cifra neta de ventas, deflactada por el índice sectorial de precios industriales a un nivel de dos dígitos. El volumen de capital acumulado viene dado por el inmovilizado material fijo, deflactado de igual modo.

En concreto, la **Tabla 1** muestra sucesivamente los efectos sobre el crecimiento de la productividad derivados de la concentración en el sector (índice de Gini retardado un periodo,  $Gini_{t-1}$ ), las rentas de posición dominante ( $CPM_{it}$ , producto de la cuota de mercado y el poder individual de mercado) y, por último, la rentabilidad extraordinaria sobre ventas  $PM_{it}$ , expresión de ese poder individual de mercado. Adicionalmente, los modelos de la **Tabla 1** incluyen el efecto de la presión financiera que ejerce la deuda sobre la variación de la productividad. Finalmente, como en todas las restantes estimaciones de este trabajo, se incorporan variables ficticias que miden los efectos sectoriales y temporales.

Los factores de producción resultan significativos; pero, si bien el factor trabajo resulta con el signo esperado, el factor capital muestra un signo negativo. La presencia de este signo puede explicarse para el caso español como consecuencia del periodo temporal analizado, que comprende el inicio de la salida de una crisis económica cuya sima se produjo en 1993. En tal año existía en España un exceso de capacidad instalada, y a partir de ese momento se produjo un incremento de la producción, al mismo tiempo que la amortización de dicho exceso de capacidad instalada desembocó en tasas negativas de inversión neta en inmovilizado material.

En los modelos 1 a 3, se observa que el efecto del índice de Gini es positivo y estadísticamente distinto de cero: una menor competencia, medida por una mayor concentración en el sector en un año dado  $t$ , tiene un efecto positivo en el crecimiento de la productividad de las empresas de ese sector en el año  $t+1$ . Este resultado es contrario a alguno de los aná-

**Tabla 1. Crecimiento de la productividad. Efectos de la competencia y de la presión financiera**

Variable dependiente: variación del ingreso neto de ventas $\Delta y_t$			
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
$\Delta y_{t-1}$	0,29 <sup>**</sup> (0,030)	0,30 <sup>**</sup> (0,030)	0,29 <sup>**</sup> (0,031)
$\Delta k_t$	0,54 <sup>**</sup> (0,14)	0,53 <sup>*</sup> (0,13)	0,58 <sup>**</sup> (0,14)
$\Delta k_t$	-0,19 <sup>**</sup> (0,089)	-0,18 <sup>**</sup> (0,088)	-0,16 <sup>**</sup> (0,092)
$Gini_{t-1}$	0,21 <sup>**</sup> (0,075)	0,21 <sup>**</sup> (0,075)	0,21 <sup>**</sup> (0,077)
$CPM_{it}$		31,25 <sup>**</sup> (16,40)	
$PM_{it}$			-0,085 (0,052)
$\Delta D_{it}$	0,000075 <sup>**</sup> (0,000040)	0,000076 <sup>**</sup> (0,000040)	0,000074 <sup>**</sup> (0,000040)
$\Delta TA_{it}$	0,31 <sup>**</sup> (0,13)	0,32 <sup>**</sup> (0,12)	0,26 <sup>**</sup> (0,13)
Correlación residual 2º orden	$\rho=0,7918$	$\rho=0,7231$	$\rho=0,5396$
Validez de los instrumentos (Test de Sargan)	$\chi^2(31)=40,74$ $\rho=0,1133$	$\chi^2(31)=41,01$ $\rho=0,1077$	$\chi^2(29)=36,35$ $\rho=0,1969$
Número de empresas	4.452	4.452	4.452
Número de observaciones	28.687	28.687	28.687

**Notas:**

\* \*\* indican significación al nivel del 1, 5 y 10%, respectivamente.

- Resultados de la regresión por GMM (Arellano y Bond, 1991). Todos las regresiones incluyen variables ficticias temporales y sectoriales a nivel de dos dígitos, aplicando el estimador de una sola etapa, excepto el test de Sargan, basado en el estimador de dos etapas. Entre paréntesis, errores estándar de los coeficientes estimados.

- Instrumentos:  $y_{t-1}$ , para  $\Delta y_t$ ;  $k_{t-2}$ ,  $k_{t-1}$ ,  $D_{t-2}$ ,  $TA_{t-2}$ ,  $PM_{t-2}$ .

lisis teóricos anteriormente apuntados en este trabajo, donde un mayor nivel de competencia potencia la tasa de crecimiento de la productividad de la empresa. Sin embargo, el resultado está en la línea de los trabajos teóricos de Scharfstein (1988), en los que muestra que un incremento de la competencia en los mercados de productos conduce a un menor esfuerzo por parte de los directivos.

Asimismo, el efecto de la presión financiera  $D_{it}$ , medido por la relación entre los gastos financieros y el beneficio antes de intereses e impuestos, tiene signo positivo y es estadísticamente significativo. Así se concluye que un incremento de la presión financiera soportada por las empresas implica efectos beneficiosos en el crecimiento de la productividad.

De acuerdo con el modelo 2, la variable explicativa  $CPM_{it}$  muestra un signo positivo.

Mide las rentas de posición dominante por medio de la interacción entre la cuota de mercado individual de la empresa,  $CDMDO_{it-1}$ , y su poder de mercado,  $PM_{it}$ ; expresado éste como la diferencia entre el margen comercial aplicado por la empresa y el margen comercial medio del sector (una especie de rentabilidad comercial extraordinaria), donde el margen comercial se define mediante la *ratio* de beneficio bruto antes de intereses e impuestos sobre la ventas. Ello indica que cuanto mayor es el margen de rentabilidad del que las empresas pueden aprovecharse y, por consiguiente, menos intensa es la competencia en el mercado, mayor es el crecimiento de la productividad.

Por último, según se deduce del modelo 3, el efecto específico o aislado del poder de mercado individual, medido por la rentabilidad extraordinaria sobre ventas  $PM_{it}$ , no alcanza un efecto significativo que explique la productividad de las empresas.

En los tres modelos presentados en la **Tabla 1** se introduce como variable de control el tamaño de la empresa  $TA_{it}$ , medido a través del logaritmo de su activo total, deflactado mediante el índice sectorial de precios industriales a nivel de dos dígitos. Al igual que en todos los restantes modelos presentados en este trabajo, los *tests* de correlación de segundo orden de los residuos permiten rechazar la hipótesis nula de existencia de autocorrelación; y, asimismo,

los *tests* de Sargan no rechazan la validez de los instrumentos.

Las estimaciones GMM que se muestran en la **Tabla 2** incorporan el posible efecto que pueden tener los distintos tipos de accionistas de control sobre el crecimiento de la productividad.

Este efecto es analizado mediante la introducción de siete variables ficticias, cada una de las cuales refleja el hecho de que el accionista de control de la empresa sea una empresa industrial ( $INDUS_{it}$ ), un solo propietario ( $AUT_{it}$ ), un fondo de pensiones ( $PF_{it}$ ), una familia ( $IND_{it}$ ), una empresa financiera ( $FI_{it}$ ), una fundación ( $FUND_{it}$ ) y, por último, que sean los empleados o los directivos ( $EMP_{it}$ ). La variable ficticia que identifica al accionista de control con un banco ( $BANK_{it}$ ) se toma como referencia para todas las restantes y por eso no aparece expresamente en la estimación.

En los tres modelos que se incluyen en la **Tabla 2**, la única estructura de propiedad que resulta significativa es que el accionista de control sea un fondo de pensiones; y su signo sugiere que la presencia de un fondo de pensiones tiene un efecto negativo en el crecimiento de la productividad. Este impacto puede explicarse por la gerencia de tipo conservador que imponen los fondos de pensiones en aquellas empresas en las que participan, buscando más la rentabilidad del negocio que la expansión de las ventas.

En el modelo 4 se mide la competencia mediante la cuota de mercado individual de la empresa retardada un periodo  $CDMDO_{it-1}$ , y se observa que su efecto sobre el crecimiento de la productividad es estadísticamente distinto de cero y negativo. Por consiguiente, durante el periodo de tiempo al que corresponde el análisis, un mayor nivel de competencia en términos individualizados, medido por una menor cuota de mercado, tiene un efecto positivo sobre el crecimiento de la productividad de la empresa.

Ahora bien, en contraste con esto, el modelo 5 apunta que entonces la concentración o grado de competencia a nivel sectorial ya no tiene efectos sobre la productividad, por cuanto el índice de Gini retardado un periodo no resulta entonces estadísticamente significativo.

Por último, el modelo 6 proviene de incorporar al modelo 2 las variables ficticias de estructura de propiedad ya mencionadas. Refleja que  $\frac{CPM_{it}}{}$ , la interacción de la cuota de mercado y la «rentabilidad

comercial extraordinaria», incide en el crecimiento de la productividad positivamente, aunque la variable no resulta significativa.

**Tabla 2. Competencia, presión financiera y control corporativo**

Variable dependiente: variación en el ingreso neto de ventas $\Delta y_{it}$			
	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)
$\Delta y_{it-1}$	0,19 <sup>ai</sup> (0,033)	0,32 <sup>ai</sup> (0,036)	0,32 <sup>ai</sup> (0,036)
$\Delta l_{it}$	0,54 <sup>ai</sup> (0,14)	0,53 <sup>ai</sup> (0,16)	0,53 <sup>ai</sup> (0,16)
$\Delta k_{it}$	-0,15 <sup>ai</sup> (0,080)	-0,28 <sup>ai</sup> (0,090)	-0,27 <sup>ai</sup> (0,090)
$CDMDO_{it-1}$	-16,30 <sup>ai</sup> (1,82)		
$CPM_{it}$			28,94 (18,18)
$Gini_{it-1}$		0,14 (0,097)	0,14 (0,097)
$\Delta D_{it}$	0,000063 <sup>ci</sup> (0,000034)	0,000094 <sup>bi</sup> (0,000039)	0,000094 <sup>bi</sup> (0,000039)
$\Delta TA_{it}$	0,22 (0,14)	0,36 <sup>bi</sup> (0,14)	0,36 <sup>bi</sup> (0,14)
$EMP_{it}$	0,00057 (0,048)	-0,02694 (0,053)	-0,030 (0,053)
$FI_{it}$	-0,0066 (0,031)	-0,016 (0,035)	-0,016 (0,035)
$FUND_{it}$	-0,11 <sup>ci</sup> (0,065)	-0,14 <sup>ci</sup> (0,073)	-0,14 <sup>ci</sup> (0,073)
$IND_{it}$	-0,013 (0,028)	-0,011 (0,032)	-0,011 (0,032)
$INDUS_{it}$	-0,00077 (0,028)	-0,0089 (0,032)	-0,0094 (0,032)
$PF_{it}$	-0,022 (0,033)	-0,019 (0,037)	-0,019 (0,037)
$AUT_{it}$	-0,039 (0,040)	-0,019 (0,041)	-0,019 (0,041)
Correlación residual 2° orden	p=0,3926	p=0,6899	p=0,6660
Validez de los instrumentos (Test de Sargan)	$\chi^2(31)=25,81$ p=0,7306	$\chi^2(31)=29,82$ p=0,5265	$\chi^2(31)=29,72$ p=0,5320
Número de empresas	3.289	3.289	3.289
Número de observaciones	21.541	21.541	21.541

**Notas:**

- <sup>ai</sup> <sup>bi</sup> <sup>ci</sup> indican significación al nivel del 1, 5 y 10%, respectivamente

- Resultados de la regresión por GMM (Arellano y Bond, 1991). Todas las regresiones incluyen variables ficticias temporales y sectoriales a nivel de dos dígitos, aplicando el estimador de una sola etapa, excepto el test de Sargan, basado en el estimador de dos etapas. Entre paréntesis, errores estándar de los coeficientes estimados

- Instrumentos:  $y_{it-j}$ , para  $j \geq 3$ ,  $l_{it-2}$ ,  $k_{it-2}$ ,  $D_{it-2}$ ,  $TA_{it-2}$ ,  $PM_{it-2}$

En la **Tabla 3** se presentan los resultados de las estimaciones incorporando variables que miden el efecto conjunto de la competencia y la presión financiera en el crecimiento de la productividad. Para ello, se introducen de forma alternativa variables explicativas que miden la interacción entre la competencia en los mercados y la presión financiera de la deuda, ya sea empleando el producto  $\frac{D_{it} \cdot CDMDO_{it}}{D_{it} \cdot IH_{it}}$  (midiendo competencia a nivel individual) o  $\frac{D_{it} \cdot CDMDO_{it}}{D_{it} \cdot IH_{it}}$  (para evaluar la competencia sectorial mediante el índice de Herfindahl). Asimismo, también de forma alternativa, el modelo incorpora la variable  $CDMDO_{it-1}$  para medir el efecto de la competencia en términos individualizados sobre la productividad de las empresas, manteniéndose el impacto negativo y estadísticamente significativo detectado en el modelo 4. Se introduce además la presión financiera de la deuda  $D_{it}$ , y la variable  $TA_{it}$  de control del tamaño de la empresa.

Como se observa en el modelo 7, el signo del producto  $\frac{D_{it} \cdot CDMDO_{it}}{D_{it} \cdot IH_{it}}$  es positivo, lo que refleja el impacto sobre el crecimiento de la productividad derivado de la interacción entre la mayor o menor competencia en los mercados a nivel individual y la presión financiera de la deuda. Además, según indican los resultados del modelo 8, que considera la interacción entre el grado de competencia en los mercados a nivel sectorial—medido por el índice de concentración de Herfindahl—y la presión financiera de la deuda, cabe deducir que ambos elementos resultan mecanismos complementarios a efectos de generar incrementos de la productividad. En los modelos 7 y 8 no se incorporan ni  $D_{it}$  ni  $CDMDO_{it-1}$  que sí se incluyen en el modelo 9. En este último modelo, la interacción entre  $CDMDO_{it}$  y  $D_{it}$  deja de ser significativa.

Tabla 3. Efecto conjunto de la competencia y la presión financiera

Variable dependiente: variación en el logaritmo de ventas $\Delta y_{it}$	Modelo (7)	Modelo (8)	Modelo (9)
$\Delta y_{it-1}$	0,34 <sup>**</sup> (0,032)	0,31 <sup>**</sup> (0,034)	0,21 <sup>*</sup> (0,034)
$\Delta k_{it}$	0,48 <sup>**</sup> (0,14)	0,55 <sup>**</sup> (0,15)	0,51 <sup>**</sup> (0,13)
$\Delta k_{it}$	-0,28 <sup>**</sup> (0,070)	-0,23 <sup>**</sup> (0,083)	-0,098 (0,074)
$CDMDO_{it-1}$			-17,58 <sup>**</sup> (2,31)
$D_{it} \cdot CDMDO_{it-1}$	0,37 <sup>**</sup> (0,14)		0,12 (0,31)
$D_{it} \cdot IH_{it}$		0,0035 <sup>b</sup> (0,0014)	
$\Delta D_{it}$			-0,000025 (0,000026)
$\Delta TA_{it}$	0,37 <sup>**</sup> (0,13)	0,35 <sup>**</sup> (0,13)	0,38 (0,13)
$EMP_{it}$	-0,028 (0,048)	-0,028 (0,049)	-0,0071 (0,045)
$FT_{it}$	-0,018 (0,032)	-0,015 (0,032)	-0,0076 (0,029)
$FUND_{it}$	-0,15 <sup>**</sup> (0,066)	-0,14 <sup>**</sup> (0,067)	-0,095 (0,060)
$IND_{it}$	-0,014 (0,028)	-0,011 (0,029)	-0,015 (0,026)
$INDUS_{it}$	-0,011 (0,028)	-0,0054 (0,029)	-0,0028 (0,026)
$PF_{it}$	-0,023 (0,037)	-0,019 (0,034)	-0,025 (0,030)
$AUT_{it}$	-0,022 (0,040)	-0,019 (0,041)	-0,040 (0,037)
Correlación residual 2º orden:	$\rho=0,5462$	$\rho=0,8068$	$\rho=0,4352$
Validez de los instrumentos (Test de Sargan)	$\chi^2(31)=30,52$ $\rho=0,4994$	$\chi^2(31)=30,06$ $\rho=0,5143$	$\chi^2(31)=29,27$ $\rho=0,8552$
Número de empresas	3.269	3.269	3.289
Número de observaciones	21.541	21.541	21.541

Notas:  
<sup>a</sup> <sup>b</sup> <sup>c</sup> indican significación al nivel del 1, 5 y 10%, respectivamente.  
 - Resultados de la regresión por GMM (Aruñano y Bond, 1995). Todos las regresiones incluyen variables fijas temporales y sectoriales a nivel de dos dígitos, aplicando el estimador de una sola etapa, excepto el test de Sargan, basado en el estimador de dos etapas. Entre paréntesis, errores estándar de los coeficientes estimados.  
 - Instrumentos:  $y_{it-1}$ ,  $emp_{it-1}$ ,  $k_{it-1}$ ,  $D_{it-1}$ ,  $TA_{it-1}$ ,  $PM_{it-1}$ .



## CONCLUSIONES

Este trabajo ha encontrado alguna evidencia empírica acerca de que la mayor o menor competencia en los mercados de productos, junto con la presión financiera, puede complementar el efecto de los mecanismos usuales de gobierno corporativo en las empresas manufactureras españolas. Concretamente, a través de su impacto sobre la productividad y el crecimiento de las ventas de las empresas.

1. Los resultados de las estimaciones muestran, en primer lugar, que los factores de producción son significativos en los modelos considerados. Pero con un resultado ambiguo, ya que si bien el factor trabajo ofrece el signo positivo esperado, el factor capital muestra un signo negativo, lo cual en el caso específico de España cabe explicarlo por la influencia del ciclo económico, dada la capacidad ociosa con la cual las empresas se encontraban en 1994, después de la fase recesiva que llegó a su punto más bajo en 1993. Ese remanente de capacidad productiva puede justificar la posible presencia de tasas de inversión neta negativas en inmovilizado material, aun con incrementos en las ventas.

2. Asimismo, la estimación de los modelos indica que la presión de la deuda parece ejercer en todos los casos un efecto positivo y significativo sobre el crecimiento de la productividad, a pesar de la tendencia a la baja de los tipos de interés en la economía española durante el periodo estudiado. Por otra parte, el grado de concentración sectorial muestra el efecto contrario al que cabría esperar según algunos planteamientos teóricos. Así, la posible menor competencia derivada de la mayor concentración en la industria se ve correspondida con mayores crecimientos de las ventas. Un efecto que también se ha encontrado al detectar un impacto positivo y significativo sobre el crecimiento de la productividad como consecuencia de la incidencia conjunta de las cuotas de mercado de las empresas y de su poder de mercado «margen comercial aplicado en comparación con el margen comercial medio de cada sector». Estos resultados están en la línea explicativa de la literatura que relaciona mayor competencia con menor productividad en casos de costes no correlacionados entre las empresas de cada sector, existencia de diferentes funciones de utilidad en sus directivos, o posible

emergencia de deseconomías de escala. Factores, sin embargo, no considerados en este trabajo y que sugieren vías de profundización posteriores. Ahora bien, en contraste, la cuota de mercado individual parece mantener en sí misma una relación inversa con el aumento de la productividad, como era de esperar en las hipótesis teóricas más habituales.

3. Además, la estimación de los modelos ha considerado el efecto de la existencia de accionistas de control sobre el crecimiento de la productividad. A este respecto, los resultados sólo apuntan como variable de estructura de propiedad significativa el caso de un accionista de control tipo fondo de pensiones, que afecta negativamente al crecimiento de la productividad y sugiere los efectos de un determinado tipo de gestión que puede primar el objetivo de rentabilidad sobre la meta de crecimiento de la productividad en términos de ventas. Por último, la presión financiera ha resultado también positiva y significativa al considerarla de forma conjunta con el grado de concentración a nivel individual de las empresas, así como al hacerlo con la concentración sectorial y la presencia de un accionista de control. Esto sugiere la importancia del control sobre los directivos ejercido por las cargas financieras de la deuda.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arellano, M.; Bond, S. 1991. Some tests of specifications for panel data: Montecarlo evidence and application to employment equations. **Review of Economic Studies**, 58:227-298.
- Bond, S. 2002. Dynamic panel data models, a guide to micro data methods and practice. **Portuguese Economic Journal**, 1:141-162.
- Caves, R.; Barton, D. 1990. **Efficiency in the US Manufacturing Industries**. MIT Press, Cambridge Mass.
- Disney, R.; Haskel, J.; Heden, Y. 2000. Restructuring and productivity growth in UK manufacturing, **CEPR Discussion Paper**, N° 2463 (May)
- Green, A.; Mayes, G. 1991. Technical inefficiency in manufacturing industries. **Economic Journal**, 101:523-38.

- Grosfeld, I.; Tressel, T. 2001. Competition and ownership structure: Substitutes or Complements? Evidence from the Warsaw Stock Exchange. **William Davidson Institute Working Paper**, N° 369, University of Michigan (December)
- Fulghieri, P.; Suominen, M. 2005. Does bad corporate governance lead to too little competition? Corporate governance, capital structure and industry concentration. **Finance Working Paper**, N° 74, European Corporate Governance Institute (March)
- Hart, O. 1983. The market mechanism as an incentive scheme. **Bell Journal of Economics**, 14:366-382.
- Haskel, J. 1991. Imperfect competition, work practices and productivity growth. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 53:265-279.
- Hemarlin, B.E. 1992. The effects of competition on executive behaviour. **RAND Journal of Economics**, 23:350-366.
- Januszewski, S.I.; Köke, J.; Winter, J.K. 2002. Product market competition, corporate governance and firm performance: an empirical analysis for Germany. **Research in Economics**, 56:299-332.
- Jensen, M. 1989. Eclipse of the public corporation. **Harvard Business Review**, 67:61-75.
- Nickell, S. 1996. Competition and corporate performance. **Journal of Political Economy**, 104:724-746.
- Nickell, S.; Nicolitsas, D. 1999. How does financial pressure affect firms? **European Economic Review**, 43:1435-1456.
- Nickell, S.; Nicolitsas, D.; Dryden, N. 1997. What makes firm perform well? **European Economic Review**, 41:783-796.
- Nickell, S.; Wadhvani, S.; Wall, M. 1992. Productivity growth in U.K. companies, 1975-1976. **European Economic Review**, 36:1055-1085.
- Okada, Y. 2005. Competition and productivity in Japanese manufacturing industries. **Journal of The Japanese and International Economies**, 19: 586-616.
- Scharfstein, D. 1988. Product-market competition and managerial slack. **Rand Journal of Economics**, 19:147-155.