

EL IMPACTO DE LA INTEGRACION ECONOMICA EUROPEA EN EL SECTOR DE LA MAQUINA- HERRAMIENTA. ANALISIS DE LAS ECONOMIAS DE ESCALA: UNA COMPROBACION ECONOMETRICA

Blanca Sánchez-Robles

Anabel Caneda

Elena Sanjurjo

Beatriz Plaza

1. INTRODUCCION¹

El entorno económico mundial es hoy diferente a como era hace algunas décadas: la mayor apertura de las economías nacionales, el endurecimiento de las condiciones de competencia y el incremento de los costes originado por el rapidísimo cambio tecnológico, entre otros, incentivan las fusiones de empresas para la obtención de economías de escala.

Las grandes empresas, sin duda, pueden presentar ventajas sobre otras de dimensión menor a la hora de competir en un entorno particularmente agresivo, si la producción se realiza en régimen de rendimientos crecientes a escala.

Pensamos que el sector de la Máquina-Herramienta español no constituye una excepción al respecto.

En el artículo escrito por Plaza, B. y González, A. (1994, p. 247) los autores concluyen así: «Desconocemos el tipo de beneficios que se derivarían del redimensionamiento de las empresas del sector, puesto que no hemos podido confirmar empíricamente tal hipótesis de economías de escala crecientes».

El presente trabajo pretende mostrar, por el contrario, que en este sector sí se han observado rendimientos crecientes en 1992, lo cual presta corroboración empírica a las políticas recientes encaminadas a promover las fusiones entre empresas del sector.

¹ Este artículo constituye una revisión econométrica del trabajo de Plaza, B. y González, A. (1994). El sector de la Máquina-herramienta: Análisis de las economías de escala y el tamaño empresarial, *Ekonomiaz* Revista Vasca de Economía, nº 30, pp. 235-255. Agradecemos la ayuda prestada por Ana González (profesora de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad del País Vasco).

La estructura del trabajo es la siguiente: en la primera sección se presentan algunas consideraciones sobre los rasgos descriptivos del sector. En la segunda sección se exponen los rasgos fundamentales del modelo teórico empleado y del análisis empírico consiguiente. La tercera sección relaciona los resultados obtenidos con otras aportaciones teóricas relevantes, y para finalizar se resumen las conclusiones logradas.

2. ALGUNOS RASGOS DESCRIPTIVOS DEL SECTOR

Primeramente, hay que decir que el sector de la máquina herramienta es un sector fundamental en la economía de un país, aunque su peso no es significativo en términos de producción y empleo. Su efecto multiplicador como difusor de tecnología al resto de la economía es importante. Téngase en cuenta que se trata de la maquinaria industrial que interviene después en la producción del resto de los sectores. En efecto, tras la fabricación de máquinas de alta tecnología se encuentra una industria en continua innovación tecnológica, con una gran repercusión en la productividad industrial.

Si se analiza la estructura de este sector en los países de la Unión Europea, se observa que prevalecen las grandes empresas, de más de 500 empleados. De hecho, tanto en Alemania como en Italia y Francia, las grandes empresas absorben una cuota de mercado y de empleo muy superiores a las cifras que corresponden al caso español. Así, por poner un ejemplo, las grandes empresas italianas (que solamente representan el 0,7 % del total de empresas del sector) emplean el 12,3% de la población ocupada en el sector, y su participación en el mercado es el 41% del total de ventas. En España, por el contrario, las empresas con más de 500 empleados representan el 1% del total, trabajan en ellas solamente el 7% del conjunto de empleados del sector y su cuota de mercado es únicamente del 5%.

CUADRO 1. *Porcentaje del número de empresas, empleados y ventas con respecto al total del sector en cada país (para empresas con más de 500 empleados).*

	Alemania %	Francia %	Italia %	España %
Nº empresas	7,6	2,6	0,7	1
Empleo	45,6	25,6	12,3	7
Ventas	50,0	32,0	41,0	5

Fuente: EUROSTAT, *Structure and Activity of Industry*.

La industria de máquina-herramienta en España, en cambio, se compone fundamentalmente de empresas de pequeña y mediana dimensión y, por tanto, de inferior tamaño que las de los principales países productores mundiales como Alemania, Japón y EE.UU. Si lo comparamos con el

resto de los países europeos, vemos que en el caso español la gran empresa apenas tiene relevancia y son las comprendidas entre 100 y 250 empleados las que reúnen mayores porcentajes de cuota de mercado.

De otra parte, el Gobierno Vasco² está realizando intentos de fusión para aumentar el tamaño empresarial, lo cual parece indicar que en el ánimo de algunos expertos existe la creencia de que las empresas más grandes, dentro del sector que nos ocupa, son más competitivas.

Existen, ciertamente, razones que inclinan a pensar que el tamaño de la empresa no es una variable irrelevante a la hora de realizar consideraciones de eficiencia:

1. La gran empresa transmite una imagen de solidez, solvencia, etc que puede ser decisiva a la hora de atraer a clientes potenciales.

2. Sin tamaño resulta difícil poseer la infraestructura necesaria para acceder a los mercados internacionales. Sólo las empresas de mayor dimensión están en condiciones de acometer el riesgo que comportan las operaciones en el exterior, si se tiene en cuenta que los costes iniciales de cualquier apertura al exterior son elevados; asimismo para exportar en una cuantía notable es necesario disponer de directivos con la preparación necesaria, y conocer y diseñar las técnicas de penetración en mercados foráneos.

3. Las grandes empresas consiguen recursos financieros más baratos: varios puntos por debajo del tipo de interés de mercado, lo cual influye en su estructura de costes.

4. Las empresas de dimensión mayor negocian grandes pedidos a sus proveedores a cambio de precios de compra más reducidos.

5. Si el tamaño de la empresa es mayor, es posible acometer con más facilidad inversiones en Investigación y Desarrollo, lo cual es de vital importancia en este sector como se comentaba más arriba. Es significativa la creación, en este sentido, del Instituto de la Máquina Herramienta en Elgoibar por la empresa Danobat.

Pasemos al apartado empírico.

3. MODELO TEORICO Y ANALISIS CUANTITATIVO

Nuestro objetivo en el presente trabajo es contrastar las ideas expresadas más arriba con la realidad que caracteriza a las empresas del sector. En particular, buscamos conocer si el sector de la máquina-herramienta opera bajo rendimientos crecientes de escala, por lo menos desde 1992. Para este

² La industria española de máquina-herramienta emplea aproximadamente 7600 trabajadores. Existe, sin embargo, una fuerte concentración geográfica en el País Vasco, donde se localizan el 75 % de las empresas y del empleo del sector, así como el 80 % de la facturación, destacando Guipúzcoa donde están ubicadas el 54% de las empresas. Los resultados obtenidos en el análisis empírico para la industria vasca son, por lo tanto, extrapolables al caso español.

fin utilizaremos como instrumento analítico la función de producción Cobb-Douglas, que se expresa de la siguiente forma:

$$VA = A L^{\alpha} K^{\beta}$$

donde VA es el valor añadido³ de la industria de máquina-herramienta, L es el número de trabajadores, K es el stock de capital fijo y la constante A es un parámetro de eficiencia. Los exponentes α y β reflejan respectivamente la elasticidad parcial de la producción con respecto al trabajo y la elasticidad parcial de la producción con respecto al capital.

Suponemos que la función es homogénea de grado $\alpha + \beta$, de forma que la suma de los exponentes nos indica con qué tipo de rendimientos de escala opera la industria. Los rendimientos de escala son crecientes cuando $\alpha + \beta$ es mayor que la unidad, decrecientes cuando es menor y constantes cuando es igual a la unidad.

Además, suponemos que los mercados de factores son competitivos y que el progreso tecnológico es «neutral» en el sentido de Hicks, es decir, no se altera el cociente de las productividades marginales entre ambos factores para una razón dada de capital-trabajo.

Tomando logaritmos a ambos lados de la función Cobb-Douglas, la transformaremos en una ecuación lineal que permite la estimación de los coeficientes de regresión por el método de mínimos cuadrados ordinarios.

$$\log VA = \log A + \alpha \log L + \beta \log K$$

Vamos a realizar un análisis «cross-section» basado en datos desagregados para cada empresa de la Comunidad Autónoma Vasca, para los años 1985, que corresponde al último año antes de la incorporación de España a la Comunidad Europea, y 1992, cuando ya han desaparecido casi todas las barreras arancelarias y buena parte de las barreras no arancelarias frente a los países miembros de la misma⁴.

Para realizar el análisis empírico hemos utilizado datos proporcionados por el Instituto Vasco de Estadística (EUSTAT), que han sido obtenidos mediante encuestas realizadas a 75 y 79 empresas constructoras de máquina-herramienta vascas⁵. Recuérdese que este territorio reúne el mayor número de empresas del sector de toda España.

3 Utilizamos indistintamente valor añadido (VA) y producción (Y). Hemos estimado los coeficientes para ambas variables dependientes y los resultados no varían.

4 La total desaparición de los aranceles entre España y el resto de la Unión Europea, y la adopción total de la Tarifa Exterior Común (TER) por España se produjo el 1 de enero de 1993. Sin embargo, hemos tomado los datos de 1992 a efectos de compararlo con el estudio ya mencionado.

Con todo, la desaparición de las trabas arancelarias era prácticamente completa en enero de 1992 para el sector de la máquina-herramienta.

5 El estudio trata de 75 empresas en el año 1985 y 79 en 1992.

Sin embargo, hay que advertir que a la hora de interpretar los resultados, se debe proceder con cierta cautela, puesto que el análisis cuenta con una posible limitación: no disponemos de datos sobre el capital fijo de cada empresa, de ahí que utilicemos el «consumo eléctrico» como variable *proxy*, pues refleja propiamente la utilización de la capacidad productiva instalada.

Realicemos unos comentarios a los resultados econométricos de la estimación.

En el artículo de B. PLAZA y A. GONZALEZ (1994) los autores no pudieron confirmar empíricamente tal hipótesis de economías de escala creciente.

No obstante, pensamos que estos resultados no eran enteramente concluyentes debido a la existencia de multicolinealidad entre el trabajo y el capital, por lo que las estimaciones se han repetido empleando técnicas que corrigen este problema. En efecto, tanto en el año 1985 como en 1992 se puede detectar la presencia de multicolinealidad⁶, es decir, existe una relación de dependencia lineal entre las variables independientes, problema que impide la obtención de resultados concluyentes, por lo que es preciso eliminarla.

Las soluciones a la multicolinealidad se pueden concretar en dos vías principales: eliminar regresores, reduciendo el número de parámetros a estimar o bien suministrar información adicional, que elimine parcial o totalmente la interrelación entre las variables independientes. En este trabajo se aplicará un caso particular de la primera opción, pues realizaremos la regresión empleando componentes principales, con lo que se eliminan combinaciones lineales de los regresores (para una descripción de este método, ver Theil, 1971). Es preciso hacer notar que los coeficientes obtenidos mediante el empleo de componentes principales presentan el inconveniente de ser sesgados; en muestras grandes, no obstante, como la empleada aquí, el sesgo tiende a cero. La estimación, en cambio, gana en eficiencia.

Como consecuencia de la aplicación de este método se ha eliminado la segunda componente principal en los dos años de estudio. Los resultados obtenidos son los siguientes:

Para 1985

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 73 DF	P-VALUE
LK	.55886	.2338 E-01	23.90	1.000
LL	.52378	.2191 E-01	23.90	1.000
CONSTANT	6.2234	.2863	21.73	1.000

6 Véase el apéndice econométrico.

Para 1992

VARIABLE NAME	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-RATIO 77 DF	P-VALUE
LK	.51795	.1837 E-01	28.20	1.000
LL	.60104	.2131 E-01	28.20	1.000
CONSTANT	6.2185	.2586	24.05	1.000

Los coeficientes obtenidos para el primer año muestran que los factores se emplean aproximadamente en la misma proporción. Se ha realizado una regresión añadiendo la restricción de que la suma de alfa y beta sea la unidad. El valor de la F resultante es 3,32, inferior al valor crítico, por lo que no se tiene evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala.

En cambio, los valores de los coeficientes obtenidos para 1992 muestran que el peso relativo del trabajo aumenta en relación al capital. En cuanto a la estimación realizada teniendo en cuenta la restricción de que los coeficientes sumen la unidad, el contraste de la F permite rechazar la hipótesis nula (en este caso el estadístico de prueba, 8.99, es superior al valor crítico.)

Procedamos a interpretar estos resultados desde el punto de vista económico. En primer lugar, hay que destacar que la producción es muy elástica con respecto al empleo⁷ debido a que la elasticidad parcial de la producción con respecto al trabajo, α , para los años 1985 y 1992, es respectivamente 0,5 y 0,6 en la estimación. Y es lógico que sea así por las razones que ya se aducían en aquel trabajo: (cf. Plaza y González, p. 242). La naturaleza del proceso productivo de la máquina herramienta conlleva que estos productos sean intensivos en mano de obra. En efecto, la producción se realiza normalmente por lotes o pedidos, en función de los deseos de los compradores potenciales. De otra parte, las empresas del sector contratan a empleados de especialización cada vez mayor, con altos conocimientos técnicos. Esto es así porque los avances tecnológicos obligan a que los trabajadores sean capaces de enfrentarse con técnicas cada vez más complejas. En particular, la preponderancia que se está concediendo últimamente al montaje dentro del proceso de fabricación y el uso cada vez más frecuente del control numérico hace que progresivamente se reemplacen los trabajadores menos cualificados por empleados con niveles elevados de preparación y experiencia.

Otra conclusión que juzgamos relevante es la referente a los rendimientos a escala. En el trabajo anterior, tanto en 1985 como 7 años después, la indus-

7 Puede ser conveniente recordar que, si se toma la función Cobb-Douglas en su versión logarítmica, los coeficientes de las variables corresponden a las elasticidades de la producción respecto a los factores.

tria de la máquina-herramienta operaba bajo rendimientos constantes de escala ($\alpha + \beta = 1,01$ y $\alpha + \beta = 1,08$ respectivamente). Nuestros cálculos actuales, sin embargo, nos llevan a pensar que *EL SECTOR DE LA MAQUINA-HERRAMIENTA OPERA BAJO RENDIMIENTOS CRECIENTES DE ESCALA, POR LO MENOS DESDE 1992*. La evidencia empírica más reciente, en efecto, lleva a rechazar la hipótesis nula de la existencia de rendimientos constantes en el sector en 1992, a pesar de que la suma de los coeficientes en la regresión sin restricción es cercana a la unidad (1,11).

Luego, ¿qué razones pueden explicar el hecho de que la producción presentara rendimientos constantes de escala en 1985 y crecientes en 1992?

Podría aducirse, como una primera aproximación, el hecho de que la economía española era más cerrada en 1985. No obstante, queremos recordar que el coeficiente de apertura era ya elevado en 1985, antes de nuestra incorporación a la CE. En 1985, el sector de máquina-herramienta se encontraba ya orientado al exterior, puesto que el 48% de la producción se exportaba, y la propensión de los consumidores españoles por los productos de importación era elevada (66,08%). De esta forma, el tanto por ciento de importaciones sobre el consumo aparente suponía el 33,4% a pesar de ser un sector bastante protegido (21% de protección arancelaria). Se trata, por lo tanto, de empresas que están habituadas a la competitividad internacional, aunque con un mercado interior protegido arancelariamente (Gual, J., Torrens, L. y Vives, X. p. 244).

Con todo, el desarme arancelario sí parece habernos afectado. Aunque en opinión de algunos empresarios del sector nuestra relación calidad/precio continúa siendo buena gracias al diferencial de salarios con el extranjero, la presión ejercida por el mercado ha sido muy fuerte durante los últimos años.

Nos inclinamos, por ello, a pensar que las empresas de mayor dimensión se enfrentan a unas curvas de costes medios decrecientes por las razones mencionadas más arriba: en una economía abierta, el tamaño más grande les permite reducir los costes de penetración en los mercados, los costes financieros y los costes de aprovisionamiento.

Asimismo, la evidencia disponible en estos momentos también nos indica que la productividad del sector trabajo ha crecido desde 1985 a 1992. Una primera hipótesis que pretende explicar la conexión entre rendimientos crecientes y aumento de productividad del factor trabajo es que las empresas necesitan una dimensión mínima para dotar de la necesaria formación a sus empleados e invertir recursos en la mejora progresiva de la cualificación del capital humano.

El modelo teórico empleado en el presente estudio no nos permite atribuir la aparición de rendimientos crecientes a la innovación tecnológica. No obstante, pensamos que este punto puede ser objeto de un análisis más cuidadoso en posteriores trabajos de investigación. En particular, y de

acuerdo con métodos que ya son convencionales en modelos de crecimiento, puede calcularse la productividad total de los factores como residuo y estimar qué proporción del aumento del producto se debe a la intensificación en el uso de los factores y cuál se atribuye a la mejora de la tecnología empleada.

Pensamos, con todo, que la aparición de rendimientos crecientes a escala en 1992 guarda estrecha relación con la propiedad tecnológica. Antes de nuestra incorporación en la Comunidad, las empresas de Máquina Herramienta tenían la costumbre de copiar la tecnología en el exterior, asegurando la propiedad tecnológica en el mercado interior a su regreso. Existía, por consiguiente, una barrera de entrada para las empresas extranjeras, puesto que los derechos de propiedad figuraban a nombre de las empresas españolas.

Ahora, tras la configuración del Mercado Unico, desaparece la estrategia anterior, y las empresas se ven forzadas a fomentar la investigación propia. Estos nuevos costes son solamente accesibles para empresas de un determinado tamaño, de ahí la tendencia a la cooperación tecnológica y a las fusiones empresariales.

3. CONCLUSIONES

Resumamos a continuación las principales conclusiones del trabajo:

En primer lugar, nuestros resultados sugieren que la elasticidad de la producción con respecto al trabajo es elevada: este resultado está de acuerdo con las características propias de la producción en las empresas del sector, que emplean mano de obra altamente cualificada.

De otra parte, cabe afirmar que, mientras que la evidencia empírica obtenida a través del estudio de una muestra de empresas de la Comunidad Autónoma Vasca apunta a la existencia de rendimientos constantes a escala en 1985, en el año 1992 la situación es diferente: los resultados econométricos para este año apoyan la hipótesis de rendimientos crecientes a escala.

Pensamos que las razones que influyen en la aparición de economías de escala en la producción en 1992 pueden tener cierta relación con el desarme arancelario (consecuencia de nuestra incorporación a la Comunidad Europea) y la formación de grandes mercados.

De hecho, la realidad apunta hacia la configuración de grandes grupos dentro del sector, como, por ejemplo, Danobat y Fatronic. Los acuerdos cooperativos entre las empresas del sector han sido siempre muy abundantes, especialmente en *I + D*, proveedores y el departamento de exportación. Sin embargo, la debilidad apreciada durante la crisis económica, sobre todo en 1993, está propiciando fusiones de las empresas.

El presente estudio ofrece, repetimos, evidencia acerca de la existencia de rendimientos crecientes a escala en el sector de la máquina herramienta. Al mismo tiempo, atribuye la aparición de las economías de escala a la entrada de España en la Comunidad Europea, que obligó a las empresas a

desarrollar su propia tecnología. Pensamos que estos dos hechos —rendimientos crecientes y modificación del régimen de los derechos de propiedad sobre la tecnología— no se dan simultáneamente por accidente, sino que existe una clara conexión lógica entre ambos.

En cualquier caso, queremos afirmar que estos resultados son tentativos, y que serán precisas nuevas investigaciones a partir de esta, que arrojen más luz sobre las características productivas de un sector de gran importancia estratégica como es el de la máquina herramienta y su influencia en el resto de la economía.

BIBLIOGRAFIA

- Aldabartrecu, F. (1992): La actuación tecnológica conjunta: una experiencia en el sector de máquina-herramienta. *Economía Industrial*, nº 286, pp. 97-98.
- Andersen Consulting (1990): *Estudio sectorial de la máquina-herramienta*.
- Calabrese, G. (1993) La industria española de Máquina-herramienta. Estructura, actividad y resultados. *Ekonomiaz* nº 26, pp. 239-263.
- Donges, J. B. (1973): *La industrialización en España*. Ed. Oikos-Tau.
- Donges, J. B. (1972): «Returns to Scale and Factor Substitutability in the Spanish Industry». *WELTWIRTSCHAFTLICHES ARCHIV*, vol. 108, pp. 597-608.
- Gual, J., Torrens L. y Vives, X.: «El impacto de la integración económica europea en los sectores industriales españoles. Análisis de sus determinantes». en Viñals, J. (1991): *La economía Española ante el Mercado Unico Europeo*, Alianza Editorial, pp. 229-312.
- Smith, A. y Venables, A. (1988): Completing the Internal Market in the European Community, *European Economic Review* nº 32, pp. 1501 -1525.
- Plaza, B. y González, A. (1994): El sector de la Máquina-herramienta: Análisis de las economías de escala y el tamaño empresarial, *Ekonomiaz Revista Vasca de Economía*, nº 30.
- Theil, H. (1971): «Principles of Econometrics», John Wiley & Sons, Nueva York.
- Urdangarin, C. y Aldabartrecu, F. (1982): *Historia Técnica y Económica de la Máquina-Herramienta*. Caja de Ahorros Provincial de Guipuzcoa.
- Wolff, E. (1991): «Capital Formation and Productivity Convergence Over the Long Term», *American Economic Review*, vol. 81, pp. 565-579.
- Zeitlin J.: «Industrial districts and local economic regeneration. Overview and comment», publicado en Pyke, F. y Sengerberge, W. (1992): *Industrial districts and local economic regeneration*. International Institute for Labour Studies, Gêneve.

APENDICE ECONOMETRICO

AÑO 1985

R² auxiliares

R-SQUARE OF LK ON OTHER INDEPENDENT VARIABLES = .7340

R-SQUARE OF LL ON OTHER INDEPENDENT VARIABLES = .7340

Matriz de correlaciones

LK	1.0000		
LL	.85675	1.0000	
	LK	LL	

Determinante de la matriz de correlaciones

.2659849

Factor de incremento de la varianza

3.759612 3.759612

Autovalores

1.8567 .14325

Suma de los autovalores = 2.0000

Porcentaje acumulativo de los autovalores

.92837 1.0000

Números de condición

1.0000 12.961

Indices de condición

1.0000 3.6002

Proporción de descomposición de la varianza

	LK	LL
1	.07163	.07163
2	.92837	.92837

2 COMPONENTS STORED IN MATRIX PC

AÑO 1992**R² auxiliares**

R-SQUARE OF LK ON OTHER INDEPENDENT VARIABLES = .7750

R-SQUARE OF LL ON OTHER INDEPENDENT VARIABLES = .7750

Matriz de correlaciones

LK 1.0000

LL .88037 1.00000

	LK	LL
--	----	----

Determinante de la matriz de correlaciones

.2249572

Factor de incremento de la varianza

4.445289 4.445289

Autovalores

1.8804 .11963

Suma de los autovalores = 2.0000

Porcentaje acumulativo de los autovalores

.94018 1.0000

Números de condición

1.0000 15.718

Indices de condición

1.0000 3.9645

Proporción de descomposición de la varianza

	LK	LL
1	.05982	.05982
2	.94018	.94018

2 COMPONENTS STORED IN MATRIX PC