

## **Análisis de productividad comparada entre empresas de trabajo asociado y empresas capitalistas en España**

*Comparative productivity analysis between labour-managed firms and conventional capitalist companies in Spain*

**Alí Colina Rojas\* y Pilar Zarzosa Espina\*\***

Códigos JEL: D23, D24, J54, L25, P13

Recibido: 13/12/2012, Revisado: 23/03/2012, Aceptado: 27/04/2012

### **Resumen**

Las cooperativas de trabajadores han sido comparadas con sus homólogas capitalistas en diferentes contextos y aplicando diferentes metodologías. En España, el estudio de las cooperativas industriales de Mondragón ha generado una literatura extensa; sin embargo, los trabajos empíricos que comparan las dos formas organizacionales son escasos. Esta investigación representa un aporte empírico para el caso de la industria manufacturera española y se demuestra que la productividad de la forma cooperativa es menor que la productividad de las empresas capitalistas. Para obtener este resultado se estimó una función de producción Cobb-Douglas mediante el método de momentos generalizados. El modelo econométrico incluye una variable ficticia que recoge el efecto que la forma organizacional de trabajo asociado tiene sobre la productividad del trabajo.

**Palabras clave:** empresas de trabajo asociado, análisis comparativo de la productividad, función de producción Cobb-Douglas, microdatos de panel.

### **Abstract**

The comparative analysis of productivity of the cooperative and capitalist forms of organization has been performed in different countries using various methodologies. In Spain, the Mondragon industrial cooperatives have been studied in depth; however, empirical research comparing the two forms of organization is scarce. This paper represents an empirical contribution using a sample of Spanish manufacturing firms and demonstrates that the productivity of worker-owned firms (including cooperatives and *sociedades laborales*) is smaller than the productivity of capitalist firms. These findings are

---

\* Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes. Dirección: Avenida Las Américas. Núcleo Universitario Liria, Edificio H, Piso 3. Código postal 5101, Mérida, Venezuela. Correo electrónico: colinaro@ula.ve.

\*\* Departamento de Economía Aplicada, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Valladolid. Dirección: Avenida Valle de Esgueva, Nº 6, Código postal 47011, Valladolid, España. Correo electrónico: pzarzosa@eae.uva.es.

based on the estimation, by means generalized method of moments, of a Cobb-Douglas production function. The econometric model includes a dummy variable for measuring the effect of worker-owned form of organization on labor-productivity.

**Keywords:** Worker-owned firms, comparative analysis of productivity, Cobb-Douglas production function, firm panel data.

## 1. Introducción

El movimiento cooperativista moderno tuvo su origen en el año 1844, cuando fue creada la cooperativa de *Rochdale* en Gran Bretaña. En ese entonces, se trataba de una cooperativa de consumo, fundada por veintiocho obreros, nacida bajo unos estatutos que establecían unas reglas de funcionamiento particulares. El contenido de estos estatutos, apenas con pequeñas variaciones, constituye el fundamento sobre el cual se erigieron los principios básicos del cooperativismo actual según lo establece la *Alianza Cooperativa Internacional*, organización no gubernamental fundada en 1895 para representar y ayudar a cooperativas de todo el mundo.

Durante el siglo XIX y la primera mitad del XX, las cooperativas de consumo eran las más abundantes. En cuanto a la relevancia de las cooperativas de trabajadores, estas tuvieron un papel secundario en cuanto a su número e interés por parte de los economistas teóricos. Esta situación cambió a partir de la implantación del sistema autogestionario yugoslavo, basado en empresas cuya propiedad pertenecía a los trabajadores.

A partir de la obra *The general theory of labor-managed market economies*, escrita por Jaroslav Vanek en 1970, se inicia un programa de investigación que buscó comparar el funcionamiento de un sistema autogestionario con el funcionamiento de un sistema competitivo convencional.<sup>1</sup> Paralelamente, surgió una literatura llamada neo-institucional que, basándose en la definición de los derechos de propiedad de las cooperativas, obtuvo conclusiones importantes sobre los problemas de viabilidad de este tipo de organización en economías de mercado y sobre la relativa ineficiencia de las mismas. En esta línea

teórica, destacan los trabajos de Furubotn y Pejovic (1970), Alchian y Demsetz (1972), Furubotn (1976), Jensen y Meckling (1979) y Hansmann (1996).

Si bien el interés por estudiar las cooperativas de trabajadores se ha desvanecido desde finales de los años ochenta, este tipo de organización sigue creándose no solo en los países en desarrollo, sino también en los países más desarrollados. Ciertas experiencias cooperativas han demostrado ser competitivas en economías de mercado, como las cooperativas de Mondragón en España, las cooperativas de chapas de madera en EE. UU. y algunas cooperativas italianas.<sup>2</sup> Últimamente, la cuestión ha adquirido un especial interés para América Latina desde que Venezuela se transformó en un país de vocación “autogestionaria” a raíz de la nueva constitución de 1999 y de la tendencia socialista del gobierno en el poder.<sup>3</sup>

En el caso español, son escasos los trabajos empíricos que realizan un análisis comparativo de las dos formas organizacionales: cooperativa y capitalista. Por esta razón, este trabajo se propone hacer un aporte en esa dirección. El principal objetivo consiste en comparar la productividad de las empresas de trabajo asociado con la productividad de las empresas capitalistas.<sup>4</sup> Para lograr el objetivo propuesto, se estima una función de producción Cobb-Douglas mediante el método de los momentos generalizados (MGM). El modelo econométrico incluye una variable ficticia organizacional que adopta el valor de la unidad si la empresa es de trabajo asociado y adopta el valor cero si la empresa es capitalista.

A continuación, el trabajo sigue la siguiente estructura. En el segundo apartado se describen los estudios empíricos previos relacionados con el análisis comparativo de las cooperativas de trabajadores. En el tercero se enuncia la hipótesis de trabajo y se expone el modelo teórico. En el cuarto se hace una descripción de los datos utilizados y se explica cómo se han medido las variables del modelo. En el quinto se plantea una justificación del método de estimación utilizado en el análisis econométrico. En el sexto apartado se describen los resultados de las estimaciones realizadas. El último apartado resalta los hallazgos más importantes y su alcance.

## 2. Estudios empíricos previos

Los estudios que han comparado la productividad de las empresas cooperativas con la productividad de las empresas capitalistas pueden clasificarse en tres tipos: *a*) Trabajos de tipo descriptivo, *b*) trabajos que utilizan inferencia estadística y *c*) trabajos econométricos.<sup>5</sup> Entre los de tipo descriptivo destacan los de Jones y Backus (1977), Thomas y Logan (1982) y Zevi (1982). En general, intentan verificar la posible existencia de diferencias de productividad entre las empresas cooperativas y las empresas capitalistas. Para lograr este objetivo comparan los *ratios* de productividad y de la relación capital-trabajo. Los sectores involucrados son la manufactura y la construcción, que suelen ser los sectores donde se da una mayor concentración de cooperativas.

Los estudios de Jones y Backus (1977) y de Zevi (1982), realizados en el Reino Unido y en Italia respectivamente, concluyen que la productividad de las cooperativas es menor que la productividad de las empresas capitalistas, y que las primeras tienen una relación capital-trabajo menor que las segundas. Por otra parte, el estudio que compara las cooperativas industriales de Mondragón (Thomas y Logan, 1982) obtiene, solo con respecto a la productividad, un resultado opuesto al obtenido por los dos trabajos anteriores: la productividad de las empresas cooperativas es mayor que la de las empresas capitalistas. Así, pues, se encuentra que los trabajos de tipo descriptivo aportan resultados contrarios sobre el tema.

En los trabajos que utilizan como metodología estadística la inferencia, los resultados también son ambiguos. George (1982), mediante un *test* de *Mann-Whitney* aplicado a una muestra de empresas danesas, encuentra que la productividad y el *ratio* capital-trabajo de las cooperativas es menor; mientras que Barlett *et al.* (1992) realiza una prueba estadística de comparación de medias usando datos de empresas del centro-norte de Italia para obtener un resultado opuesto: la productividad y el *ratio* capital-trabajo de las cooperativas es mayor.

En la literatura se encuentra un conjunto de trabajos empíricos (Lee, 1988; Berman y Berman, 1989; Estrin, 1991; Craig y Pencavel, 1995; Bayo-Moriones *et al.*, 2003; Jones, 2007) representativos de un

tipo de enfoque que igualmente compara la productividad entre las cooperativas y las empresas capitalistas, pero utilizando una metodología de tipo econométrico. Tanto Berman y Berman (1989) como Craig y Pencavel (1995) estudian la industria de chapas de madera, Jones (2007) analiza el sector de la construcción y todos los demás se refieren al sector manufacturero en general.

Los trabajos pertenecientes a este enfoque (con excepción de Bayo-Moriones *et al.* 2003) se basan en la estimación de alguna función de producción, en la que se incluye alguna variable ficticia para intentar captar la influencia del factor organizativo sobre la productividad. En tres de los seis trabajos analizados, la variable ficticia organizacional es estadísticamente significativa y posee un efecto negativo (Berman y Berman, 1989; Estrin, 1991; Jones, 2007), es decir, en estos trabajos se verifica que el factor cooperativo ejerce una influencia negativa sobre la productividad, a pesar de que algún autor, como es el caso de Berman y Berman (1989) manifiesta sus reservas a la hora de reconocer este hecho. Hay un trabajo que da resultados un tanto ambiguos (Craig y Pencavel, 1995) y otros dos (Lee, 1991 y Bayo-Moriones *et al.*, 2003) que concluyen que no existe una influencia apreciable del factor organizativo sobre la productividad.

La revisión de todos los trabajos empíricos, en conjunto, muestra una gran variación. Se han aplicado metodologías de diversa naturaleza (descriptiva, de inferencia estadística y econométrica). Los datos proceden de distintos países (Reino Unido, Italia, España, Dinamarca, Suecia, Estados Unidos) y los sectores estudiados varían entre algunos sub-sectores de la manufactura y el sector de la construcción. Aunque todos los resultados no apuntan a una misma conclusión, en líneas generales, los trabajos que son de índole econométrica y que, por tanto, tienen una mayor sofisticación estadística, validan la postura teórica del llamado enfoque neo-institucional: la productividad de las organizaciones cooperativas es menor que la productividad de sus homólogos capitalistas.

Esta investigación está enmarcada dentro del contexto español; por esta razón, a continuación se ahondará sobre los dos trabajos que en la revisión de la literatura empírica están referidos a empresas

cooperativas españolas. El primero, de tipo descriptivo, es el trabajo de Thomas y Logan (1982). Este consiste en un estudio de la eficiencia de las cooperativas del grupo Mondragón, en cuanto al uso de los factores productivos. Para cumplir su objetivo, los autores calculan tres medidas de productividad: productividad total de los factores, valor añadido por trabajador y valor añadido por activo fijo, y comparan las cooperativas de Mondragón con las empresas capitalistas del mismo sector.

La estimación de la productividad total de los factores permite a los autores afirmar que, en el año 1972, las cooperativas de Mondragón, en conjunto, son un 7,5% más eficientes que las empresas capitalistas más grandes y un 40% más eficientes que las empresas capitalistas de tamaño medio y pequeño. En cuanto al *valor añadido por trabajador*, los autores lo calculan para los años 1972, 1973, 1975 y 1977, y obtienen como resultado que las cooperativas de Mondragón tienen, en conjunto, una productividad del trabajo superior a la del sector capitalista en todos los años. Finalmente, el *valor añadido por activo fijo* se calcula para el año 1972. Las cooperativas de Mondragón obtienen una productividad del capital superior en un 200% a la obtenida por el sector capitalista de tamaño medio y pequeño; con respecto a las 500 empresas capitalistas más grandes, las cooperativas de Mondragón muestran una productividad del capital mayor en un 15%. El segundo trabajo referido al caso español es el de Bayo-Moriones *et al.* (2003). Este trabajo se propone medir el efecto de la participación de los trabajadores en las decisiones internas de la empresa sobre su funcionamiento. Adicionalmente, estos autores tratan de ver si la organización en forma de cooperativa tiene algún efecto, ya sea directo o indirecto, sobre la productividad. El modelo estimado por Bayo-Moriones *et al.* (2003) incluye como variable dependiente un “índice de desempeño operacional” que se construye sobre la base de la percepción que los gerentes entrevistados tienen sobre la mejora de cinco indicadores de desempeño operacional.<sup>6</sup> El estudio de Bayo-Moriones *et al.* (2003) es el primero que utiliza una muestra relativamente grande de empresas españolas<sup>7</sup> donde se analiza, empíricamente, la relación entre el trabajo asociado, la participación y el “desempeño operacional”.<sup>8</sup> Como resultado, se obtuvo que la variable ficticia organizacional (que tomaba el valor de la unidad en caso de

ser cooperativa) no fuera estadísticamente significativa para explicar la variabilidad del “desempeño operacional”.

El contraste empírico que se propone utilizar en esta investigación aportará nuevas estrategias para analizar comparativamente el desempeño de la organización cooperativa. Por un lado, se usará una medida del desempeño que no esté basada en juicios de valor, sino, más bien, que tenga un fundamento objetivo. Por otro lado, no se limitará a incluir en la muestra de empresas cooperativas solo a aquellas pertenecientes a la Corporación Cooperativa Mondragón.<sup>9</sup> Se intentará que la muestra incluya, aparte de las de Mondragón, empresas cooperativas de tamaño medio y pequeño; además, que pertenezcan a las distintas comunidades autónomas de España. En fin, la propuesta pretende que la forma cooperativa se compare con la forma capitalista abarcando la gran variedad de tamaños y en medio de la diversidad de legislaciones y circunstancias de las distintas comunidades autónomas de España.

### 3. Hipótesis y modelo teórico

El enfoque neo-institucional de la empresa cooperativa plantea que cuando los trabajadores son dueños de la empresa y esta adopta la forma cooperativa, la empresa queda expuesta a una serie de problemas entre los que destacan: *a)* el alto coste de la toma de decisiones en colectivo, *b)* los problemas del polizonte relacionados con el mantenimiento de los activos y el esfuerzo de los trabajadores,<sup>10</sup> *c)* la escasez de incentivos para la reinversión de fondos propios y *d)* el difícil acceso a la financiación externa.

Todo esto parece indicar que la productividad de las cooperativas de trabajadores ha de estar por debajo de la productividad de las empresas capitalistas. Así pues, esta será la hipótesis que se intentará verificar en el presente estudio a partir de una muestra de datos de la industria manufacturera española. Para la estimación se parte de la siguiente función de producción Cobb-Douglas:

$$Q_{it} = Ae^{\alpha} L_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} e^{\mu_i} e^{\varepsilon_{it}} \quad [1]$$

donde los subíndice  $i$  y  $t$  denotan, respectivamente, la empresa y el periodo. Así se tiene que:

$Q_{it}$  representa el producto de la empresa  $i$  en el período  $t$

$A$  es una constante

$L_{it}$  es el empleo de la empresa  $i$  en el período  $t$

$K_{it}$  mide el *stock* de capital de la empresa  $i$  en el período  $t$

$\phi$  representa el progreso técnico que se supone es del tipo desincorporado

$\alpha$  y  $\beta$  son las correspondientes elasticidades de la producción con respecto a  $L$  y  $K$

$\mu_{it}$  es un efecto inobservado específico de cada empresa y constante en el tiempo

$\varepsilon_{it}$  es un término de error aleatorio

La función anterior también se puede expresar en forma logarítmica como sigue:

$$\ln Q_{it} = \ln A + \phi t + \alpha \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

Si se supone un entorno competitivo, entonces se debe esperar que las empresas funcionen en régimen de rendimientos a escala constantes – por lo menos en una situación de equilibrio. Por tanto, se tendría que cumplir que la función de producción sea homogénea de grado uno en  $L$  y  $K$ , lo cual quiere decir que  $\alpha + \beta = 1$ . Esto permite escribir la ecuación [2] de la siguiente manera:

$$\ln Q_{it} = \ln A + \phi t + (1 - \beta) \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

Restando  $\ln L_{it}$  de ambos lados de la ecuación anterior se obtiene:

$$\ln Q_{it} - \ln L_{it} = \ln A + \phi t + \beta (\ln K_{it} - \ln L_{it}) + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad [4]$$

Igualmente se puede escribir:

$$\ln \left( \frac{Q_{it}}{L_{it}} \right) = \ln A + \phi t + \beta \ln \left( \frac{K_{it}}{L_{it}} \right) + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad [5]$$

o bien, haciendo  $Q_{it}/L_{it} = x_{it}$  y  $K_{it}/L_{it} = k_{it}$ ,

$$\ln x_{it} = \ln A + \varphi t + \beta \ln k_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad [6]$$

Ahora bien, es necesario eliminar el término  $\mu_{it}$  que representa la heterogeneidad no observada de las empresas que se ha supuesto se mantiene constante a lo largo del tiempo (modelo de efectos fijos). Una forma de eliminarla consiste en plantear el modelo en primeras diferencias (Wooldridge, 2007).

En primer lugar, se procede a desfasar la ecuación [6]. Esto conduce a la siguiente expresión:

$$\ln x_{it-1} = \ln A + \varphi(t-1) + \beta \ln k_{it-1} + \mu_{it-1} + \varepsilon_{it-1} \quad [7]$$

Restando [7] de [6] se obtiene:

$$\ln x_{it} - \ln x_{it-1} = \varphi + \beta(\ln k_{it} - \ln k_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad [8]$$

que también puede expresarse como:

$$\dot{x}_{it} = \varphi + \beta \dot{k}_{it} + \eta_{it} \quad [9]$$

donde  $\dot{x}_{it}$  representa la tasa de crecimiento de la productividad y  $\dot{k}_{it}$  la tasa de crecimiento de la relación capital-trabajo.

La estimación del modelo expresado por la ecuación [9] con el fin de medir el efecto que la forma organizacional tiene sobre la productividad requiere que, ahora, se renuncie al supuesto de que la tasa de progreso técnico,  $\varphi$ , sea una constante. El supuesto de que el valor de  $\varphi$  varía según se trate de una empresa capitalista o de una empresa de trabajo asociado se expresa como:

$$\varphi_i = \lambda + \tau D_i \quad [10]$$

donde  $D_i$  es una variable ficticia que toma el valor uno si la empresa es de trabajo asociado y el valor cero si es capitalista. Por tanto,  $\tau$  representa

el efecto diferencial del factor organizacional sobre la tasa de progreso técnico. Al sustituir [10] en [9] se obtiene:

$$\dot{x}_{it} = \lambda + \tau D_i + \beta k_{it} + \eta_{it} \quad [11]$$

Si los errores originales ( $\varepsilon_{it}$ ) se distribuyeran como una normal y siguieran un proceso autorregresivo de primer orden, i. e.,  $\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{it-1} + \eta_{it}$  con  $\rho = 1$ , se podría sustituir  $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$  por  $\eta_{it}$ , que seguiría una distribución  $N(0, \sigma^2)$  y no presentaría autocorrelación. Ahora bien, como este supuesto es muy restrictivo y no tiene por qué cumplirse en la práctica, el análisis de regresión deberá seguir un método que permita obtener estimaciones robustas en presencia de autocorrelación.

#### 4. Datos, variables y análisis descriptivo

Los datos fueron tomados del *Sistema de Análisis de Balances Ibéricos* (SABI).<sup>11</sup> Esta base recoge los estados financieros de una muestra bastante numerosa de empresas españolas y portuguesas, con cuentas anuales de hasta 10 años, que han depositado sus cuentas en los registros. Además de la información contenida en los estados financieros, la base de datos en cuestión proporciona información sobre el sector de la economía al que pertenece cada empresa y su forma jurídica: si es una sociedad anónima, de responsabilidad limitada, comanditaria, sociedad laboral o cooperativa.

Dado que la metodología econométrica utilizada exigía continuidad en los datos a lo largo de cinco años, muchas empresas incluidas en la base de datos original, que no cumplían con este criterio de continuidad, tuvieron que ser descartadas, con lo que la muestra quedó reducida a 1004 empresas de la industria manufacturera. De esta manera, se obtuvo un panel de datos no balanceado compuesto por 8440 observaciones que están enmarcadas dentro del periodo 1994-2005. El cuadro 1 permite conocer el número de observaciones según el tipo de empresa y según la comunidad autónoma española.<sup>12</sup> La muestra contiene 200 empresas de trabajo asociado<sup>13</sup> con 1607 observaciones

que representan el 20% de la muestra total; las empresas capitalistas participan en la muestra con 804 empresas (80%) que contienen 6833 observaciones.

La distribución de las empresas de toda la muestra según la región corresponde al desarrollo industrial que existe en las distintas comunidades. Así pues, los mayores porcentajes corresponden a Cataluña, Madrid y País Vasco con un 31%, 16% y 13%, respectivamente. Puede apreciarse que en cuanto a las empresas de trabajo asociado fue posible obtener una representación importante en las siguientes comunidades: Andalucía (10%), Castilla-La Mancha (9%), Cataluña (10%), País Vasco (29%) y Valencia (11%).<sup>14</sup>

**Cuadro 1.** Composición de la muestra según tipo de empresa y región

Comunidad Autónoma	Trabajo Asociado		Capitalista		Total Muestra	
	Obs.	%	Obs.	%	Obs.	%
Andalucía	164	10%	226	3%	390	5%
Aragón	93	6%	303	4%	396	5%
Canarias	9	1%	0	0%	9	0,1%
Cantabria	16	1%	100	1%	116	1%
Castilla y León	115	7%	320	5%	435	5%
Castilla-La Mancha	138	9%	149	2%	287	3%
Cataluña	157	10%	2450	36%	2607	31%
Extremadura	40	2%	56	1%	96	1%
Galicia	41	3%	321	5%	362	4%
Madrid	81	5%	1238	18%	1319	16%
Navarra	54	3%	293	4%	347	4%
País Vasco	459	29%	649	9%	1108	13%
Principado de Asturias	26	2%	95	1%	121	1%
Región de Murcia	32	2%	75	1%	107	1%
Valencia	182	11%	558	8%	740	9%
Total observaciones	1607	100%	6833	100%	8440	100%
Total empresas	200	20%	804	80%	1004	

Fuente: Elaboración propia.

Para medir la producción  $Q$ , de cada empresa se ha recurrido a dos variables *proxy*: el valor de las ventas y el valor añadido.<sup>15</sup> La medida de  $Q$  es deflacionada de acuerdo con los índices de precios industriales sectoriales que publica el *Instituto Nacional de Estadística (INE)*.<sup>16</sup> En cuanto a los insumos, el capital,  $K$ , se identifica con el valor bruto del inmovilizado material, en este caso deflacionado mediante el índice de precios de los bienes de equipo que publica el INE. Por su parte, el trabajo,  $L$ , se identifica con el número de trabajadores que la empresa tiene en nómina al término de cada año fiscal.

El cuadro 2 compara la distribución del tamaño de las empresas según el tipo de organización. En este cuadro se incluye la frecuencia de las observaciones de la variable *ratio* capital-trabajo ( $K/L$ ) que representa una medida del tamaño de la empresa. Los rangos establecidos para medir las frecuencias de la variable  $K/L$  han sido los percentiles 25, 50 y 75 de la muestra total. Así, vemos que el 55% de las observaciones de la variable  $K/L$  correspondientes a las empresas de trabajo asociado están por debajo del percentil 25; mientras que para las empresas capitalistas ese porcentaje es de un 18%. Destaca que casi el 30% de las observaciones de la variable  $K/L$  que corresponden a las empresas capitalistas están ubicadas por encima del percentil 75.

**Cuadro 2.** Composición de la muestra según tipo de empresa y tamaño

"Cuartiles" (K/L)	Trabajo Asociado			Capitalista		
	Frecuencia	Frecuencia %	Acumulado	Frecuencia	Frecuencia %	Acumulado
19844	884	55,01%	55,01%	1235	18,07%	18,07%
41433	419	26,07%	81,08%	1690	24,73%	42,81%
79635	225	14,00%	95,08%	1885	27,59%	70,39%
y mayor...	79	4,92%	100,00%	2023	29,61%	100,00%

Fuente: Elaboración propia.

La distribución del tamaño de las empresas según el tipo de organización que muestra el cuadro 2 explica los resultados de la estadística descriptiva representada en el cuadro 3. Los valores promedios de las variables que

miden  $Q/L$ ,  $K/L$  y  $L$  en la sub-muestra de empresas capitalistas son superiores a los correspondientes a las empresas de trabajo asociado.

**Cuadro 3.** Estadística descriptiva de las variables  $Q/L$ ,  $K/L$  y  $L$

Variable	Proxy	Media		Mínimo		Máximo	
		Trab. Asoc.	Capitalista	Trab. Asoc.	Capitalista	Trab. Asoc.	Capitalista
Producción	Ventas/Trabajo	106.060	348.656	794	131	2.884.234	184.832.052
	Valor agregado/Trabajo	34.537	95.828	1382	29	542.384	8.450.927
Capital	Ratio capital-trabajo	27.669	120.920	14	24	447.221	138.949.667
Trabajo	Nº de trabajadores	68	534	3	5	10.163	37.800

Fuente: Elaboración propia. Nota: Las variables Ventas/Trabajo, Valor agregado/Trabajo y Ratio capital-trabajo están expresadas en euros.

La productividad del trabajo ( $Q/L$ ) de las empresas capitalistas es tres veces mayor, por término medio, que la correspondiente a las empresas de trabajo asociado; además, las empresas capitalistas superan por término medio a las de trabajo asociado en cuanto al *ratio* capital-trabajo ( $C/L$ ) y a la cantidad de trabajadores. El resultado del estudio descriptivo podría ser solo consecuencia del distinto tamaño de las empresas que pertenecen a un grupo y a otro. Es decir, la menor productividad de las empresas de trabajo asociado podría deberse simplemente al hecho de que las empresas más pequeñas emplean menos capital por trabajador, o tal vez a las peculiaridades de los sectores en los se encuentran situadas. Dado que el análisis descriptivo no permite obtener conclusiones contundentes sobre la productividad comparada de ambos tipos de empresa, en los epígrafes siguientes se tratará de alcanzarlos mediante la aplicación de metodología econométrica.

Algunos autores como Lee (1988), Estrin (1991), Bartlett *et al.* (1992) y Jones (2007) han “construido” la muestra siguiendo un criterio de pareo, es decir, escogen empresas cooperativas y empresas capitalistas de tamaño similar. En nuestra opinión, este criterio no permite apreciar si existe o no una diferencia de productividad de las dos formas

organizacionales. Aunque sea una realidad que las cooperativas tienden a ser pequeñas y las capitalistas pueden alcanzar grandes dimensiones, el análisis econométrico mostrará cómo se desempeñan ambos tipos de organización en cuanto a la productividad en relación con los factores productivos.

## 5. Metodología econométrica

Es preciso señalar que la estimación del modelo planteado por la ecuación [11] mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) adolece de un problema potencialmente grave relacionado con la supuesta exogeneidad de la variable *ratio* capital-trabajo.

En realidad, si nos atenemos estrictamente a la teoría económica, el *ratio* capital-trabajo no puede decirse que sea una variable exógena sino endógena. Cuando una empresa maximiza el beneficio elige simultáneamente su oferta de *output*,  $Q$ , y sus demandas de *inputs*,  $K$  y  $L$ , en función de los precios de los *inputs* y del precio del *output*. Si varían estos precios, varían los valores elegidos de  $Q$ ,  $K$  y  $L$ ; y, por tanto, también es de esperar que varíen los *ratios*  $Q/L$  y  $K/L$ . Por consiguiente, no se puede decir que  $K/L$  sea una variable exógena: las variables en cuestión están ligadas por otras relaciones que no aparecen reflejadas en la función de producción. Eso quiere decir que si  $Q/L$  depende de un factor aleatorio, ese factor aleatorio podría influir también sobre  $K/L$ , lo cual equivale a decir que  $K/L$  puede no ser independiente del término de error. En ese caso, los estimadores de MCO obtenidos serían inconsistentes, mientras que el uso de variables instrumentales proporcionaría estimadores consistentes para los parámetros.<sup>17</sup>

La metodología econométrica que se va a utilizar para solucionar el problema de endogeneidad de la variable *ratio* capital-trabajo se denomina método generalizado de momentos (MGM).<sup>18</sup> Este método permite que, juntamente con la variable explicativa de la cual se sospecha que no es realmente exógena, se utilizan otras variables –los llamados “instrumentos excluidos”– que están correlacionadas con ella (*condición de relevancia*) pero que no lo están con el término de error (*condición de*

*validez*). Los “instrumentos” en esta investigación son los desfases de la variable en cuestión: en principio se espera que estos desfases satisfagan los requisitos antes mencionados, aunque eso no se puede garantizar *a priori*. No obstante, existen pruebas estadísticas que permiten comprobar, *a posteriori*, si dichos requisitos se cumplen, es decir, si los instrumentos son realmente “válidos” y “relevantes” o no lo son.<sup>19</sup>

Por otra parte, al considerar que la estimación se llevará a cabo usando un panel de datos con información relativa a empresas, no parece razonable suponer que los errores se distribuyen de forma idéntica e independiente. La naturaleza de la información utilizada hace previsible que las perturbaciones de distintas empresas tengan varianza diferente y las perturbaciones de cada empresa estén correlacionadas entre sí a lo largo del tiempo. En este sentido, la estimación por el MGM no requiere información sobre la distribución exacta de las perturbaciones; además, permite obtener estimadores robustos ante la heteroscedasticidad y/o autocorrelación.

## 6. Análisis de los resultados

La estimación de la ecuación [11] se realizó por el método generalizado de momentos (MGM) mediante el paquete estadístico STATA.<sup>20</sup> Se ha supuesto que la variable *ratio* capital-trabajo es endógena, por tanto, se han seleccionado aquí como instrumentos los valores desfasados de la variable en cuestión, en los cuatro periodos anteriores.<sup>21</sup>

Antes de llevar a cabo un análisis de regresión como este es conveniente investigar la estacionariedad de las series, aun cuando dada la naturaleza de la muestra utilizada (el número de periodos es muy pequeño en comparación con el número de empresas) no debería plantearse el problema de la existencia de una regresión espuria debido a la falta de estacionariedad de las series (Wooldridge, 2006, p. 521). En tal sentido, se ha utilizado el llamado *test de Fisher* que es apropiado para paneles de datos no balanceados. Este *test*, basado en un *test de Dickey-Fuller* aumentado, plantea como hipótesis nula que todos los paneles tienen una raíz unitaria. En el Apéndice 1 se muestran los resultados

del *test* aplicado a las distintas variables utilizadas; en todos los casos se rechaza la hipótesis nula con un nivel de significación del 1%.

El cuadro 4 muestra, comparativamente, los resultados de la estimación del modelo planteado en la ecuación [11]. La primera columna de resultados corresponde al método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y las dos siguientes al método generalizado de los momentos (MGM), utilizando como variable *proxy* de la producción (Q), en un caso, las ventas y, en otro caso, el valor agregado.<sup>22</sup>

**Cuadro 4.** Resultados de la estimación

Variable	MCO	MGM_ventas	MGM_valorag
k	0,44***	0,186*	0,191***
D	-0,0637***	-0,0867***	-0,0503***
_cons	0,0121	0,0164*	0,0091
R <sup>2</sup> ajustado	0,256	0,172	0,183

Nota: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. Fuente: Elaboración propia.

En la estimación que se ha llamado, por simplificación, *MGM\_ventas*, el *ratio* capital-trabajo tiene un coeficiente positivo igual a 0,19 y, como puede verse, el verdadero parámetro del coeficiente es distinto de cero con un nivel de significación estadística del 5%. El signo de la variable *ratio* capital-trabajo corresponde al esperado según la teoría económica: un incremento del *ratio* capital-trabajo en un 100%, aumenta la productividad en un 19%. La variable *D*, que básicamente refleja la influencia del factor organizativo sobre la productividad, tiene un coeficiente negativo igual a -0,0867 con un *p*-valor menor al 0,1%. Este último resultado tiene la siguiente interpretación: la forma organizacional de trabajo asociado disminuye la productividad en un 8,7%. El resultado que se obtiene al aproximar *Q* mediante el valor agregado ha sido incluido en el cuadro 4 para demostrar la robustez de los resultados. Como puede apreciarse, en la estimación llamada *MGM\_valorag*, la variable *ratio* capital-trabajo y la variable ficticia organizacional (*D*) son estadísticamente significativas e, incluso, aumenta el nivel de

confianza para la significación de variable ratio capital-trabajo a 99,9%. En este modelo, la variable  $D$  sigue teniendo un coeficiente negativo pero de menor valor absoluto: cuando  $Q$  se mide mediante el valor agregado, la forma organizacional de trabajo asociado disminuye la productividad en 5,03%.

El paquete econométrico STATA<sup>TM</sup> permite realizar pruebas que, en conjunto, confirman la idoneidad de la metodología aplicada. En este sentido, es posible realizar las siguientes pruebas: *a*) Un *test* de “sub-identificación” para comprobar que la ecuación está identificada, es decir, que los instrumentos excluidos (los desfases del *ratio* capital-trabajo) son válidos. *b*) Un *test* de “identificación débil” que está dividido en dos partes: la primera establece un límite al sesgo que el estimador obtenido usando variables instrumentales podría tener con respecto al estimador de MCO; la segunda, establece un límite a la distorsión de tamaño de la prueba de significación, es decir, después de hacer una estimación con variables instrumentales, se podría estar rechazando una hipótesis usando un  $\alpha = 0.05$  cuando en realidad el  $\alpha$  es igual a 10% o hasta 20%. La salida del paquete econométrico reporta un estadístico F que debe compararse con unos valores críticos obtenidos mediante simulación por Stock y Yogo (2005), para así determinar la “debilidad” de los instrumentos. *c*) Un *test* de “sobreidentificación de las restricciones” que comprueba si existe correlación entre los instrumentos excluidos y las perturbaciones ( $\hat{\varepsilon}$ ). Y, por último, *d*) Un *test* de endogeneidad de la variable instrumentada ( $k$ ) para descartar que en realidad sea exógena y que, por tanto, no tenga sentido la metodología aplicada<sup>23</sup> (Ver en el Apéndice 2 la salida del paquete econométrico).

Los resultados de la estimación que se ha denominado *MGM\_ventas*, en lo que respecta a las pruebas descritas en el párrafo anterior, se resumen, siguiendo el mismo orden de exposición, en las siguientes líneas: *a*) Se rechaza la hipótesis nula de la sub-identificación con un nivel de confianza superior al 99%. Esto comprueba que los instrumentos son válidos; *b*) el estadístico F del *test* de “identificación débil” fue igual a 20,68; al compararse este valor en relación a los valores críticos de *Stock-Yogo* se concluye: primero, que el sesgo del estimador *MGM* no es más del 5% del sesgo del estimador MCO y, segundo, que cuando se rechaza

una hipótesis nula con un  $\alpha = 0.05$ , el tamaño del  $\alpha$ , en realidad, no podría ser más del 15%;<sup>24</sup> c) la hipótesis nula de la “sobreidentificación de restricciones” no puede ser rechazada al obtenerse un  $p$ -valor de 0,5381. Por tanto, se puede aceptar que, efectivamente, no hay correlación entre los desfases del *ratio* capital-trabajo y el término de perturbación y d) se rechaza la hipótesis nula de que el *ratio* capital-trabajo pueda ser tratado como variable exógena; este resultado se obtiene con un nivel de confianza mayor al 99%.

Cuando la variable  $Q$  es medida mediante el valor agregado, la estimación muestra, igualmente, excelentes resultados en cuanto a la relevancia y la validez de los desfases de la variable *ratio* capital-trabajo y en cuanto a la prueba de endogeneidad de la variable  $k$  (ver Apéndice 3).

## 7. Síntesis y conclusiones

Esta investigación está en la línea de otros trabajos que han comparado la productividad de la empresa cooperativa con respecto a la empresa capitalista. Se parte de la hipótesis de que las empresas cooperativas son menos productivas que las capitalistas. Para verificar dicha hipótesis se estima una función de producción Cobb-Douglas que incluye una variable ficticia organizacional. La base de datos utilizada es la que proporciona el *Sistema de Análisis de Balances Ibéricos* (SABI), que contiene información sobre los estados financieros de una muestra bastante numerosa de empresas españolas y portuguesas, con cuentas anuales de hasta 10 años de antigüedad. El contraste empírico aquí desarrollado ha permitido obtener un resultado concluyente que apoya la hipótesis planteada en esta investigación: *la productividad de las empresas de trabajo asociado es menor que la productividad de las empresas capitalistas comparables*.

El modelo teórico planteado establece una relación entre la productividad del trabajo ( $Q/L$ ) y el *ratio* capital-trabajo ( $K/L$ ), siendo estas variables expresadas en tasas de crecimiento; adicionalmente, se ha incorporado una variable ficticia organizacional,  $D$ , que toma el valor de la unidad en caso de que la empresa sea de trabajo asociado. El modelo

teórico fue estimado mediante el método generalizado de los momentos, que ha demostrado ser idóneo para resolver dos problemas potenciales: primero, el problema de la endogeneidad de la variable *ratio* capital-trabajo y, segundo, la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad debido a la naturaleza del panel de datos de empresas.

Con el fin de verificar la robustez de los resultados, se utilizaron dos medidas de la variable producto ( $Q$ ): ventas y valor agregado. Independientemente de la medida de  $Q$ , el coeficiente de la variable *ratio* capital-trabajo resultó significativamente distinto de cero y su estimación presentó signo positivo, como era de esperar. La variable  $D$ , que recogía el efecto organizativo, fue estadísticamente significativa con un nivel de confianza del 99% en ambos modelos. En el primero se obtuvo para ella un coeficiente negativo igual a  $-0,09$ ; y en el segundo, igual a  $-0,05$ .

En definitiva, la conclusión fundamental de este trabajo es que, en el caso de la industria manufacturera española, la productividad de la mano de obra es menor en las empresas de trabajo asociado que en las empresas capitalistas, lo que puede implicar que el primer tipo de organización es menos eficiente que el segundo. El modelo econométrico aquí estimado no trata de explicar las causas de esta diferencia de eficiencia entre ambos tipos de organización.

Es verdad, de todos modos, que las empresas de trabajo asociado suelen tener una relación capital-trabajo menor que las empresas capitalistas comparables, tal como se evidenció en la descripción de los datos de la muestra utilizada. Se podría pensar que la diferencia de productividad tiene que ver con ese hecho, y no deberse exclusivamente a la forma organizacional.

Ahora bien, en ese caso, habría que preguntarse a qué se debe esa menor dotación de capital por trabajador que se da en las empresas de trabajo asociado. Hay dos posibles explicaciones (aunque ninguna de ellas se desprende del modelo aquí utilizado): (1) obstáculos institucionales relacionados con los mercados de capital (los bancos son reacios a prestar a las empresas de trabajo asociado), que hacen que estas empresas inviertan relativamente menos que las capitalistas; y (2) decisiones económicas ineficientes o simplemente equivocadas

(elección de técnicas excesivamente intensivas en trabajo) por parte de las empresas en cuestión.

Sin embargo, la primera explicación, dificultad en el acceso al financiamiento, es una verdad relativa, especialmente en países como España donde las empresas de trabajo asociado cuentan con un alto grado de protección, que se materializa en líneas especiales de crédito y ventajas fiscales de todo tipo. Por tanto, parecería más plausible la segunda explicación.

## 8. Notas

- 1 Esta literatura llegó a ser tan profusa que a mediados de los ochenta ya se habían publicado unos 250 artículos sobre el tema (Barlett y Uvalic, 1986).
- 2 En los trabajos de Whyte y Whyte (1988), Cheney (1999), Clamp (2003), Errasti *et al.* (2003) y Bakaikoa *et al.* (1999, 2004) se describe la experiencia de Mondragón. Dow (2003) documenta muy bien tanto el caso de las cooperativas de chapas de madera estadounidenses como el de las cooperativas italianas. Para una revisión más especializada sobre el caso de las cooperativas italianas, véanse Earle (1986) y Ammirato (1996).
- 3 Colina (2006) describe los cambios en la estructura del sector cooperativo venezolano durante el periodo 1999-2005; en este trabajo se destaca que la política de ayudas al sector cooperativo originó un aumento del número de cooperativas registradas; pasaron de 800, en el año 1998, a 65.000, en el año 2005.
- 4 Se utiliza el término empresa de trabajo asociado porque se está designando tanto la cooperativa de trabajadores como la sociedad laboral. Esta última representa una personalidad jurídica de tipo autogestionario que fue creada en España según la Ley 15/1986. Las empresas cooperativas se caracterizan básicamente por el hecho de que las decisiones fundamentales las toma la asamblea de trabajadores de una manera “democrática”, es decir, basada en el principio de “un trabajador, un voto”. En las sociedades laborales al menos un 50 por ciento del capital social está en manos de los trabajadores, lo cual quiere decir que estos pueden controlar bastante bien los procesos de

toma de decisiones, a pesar de que aquí también puede haber socios que no sean trabajadores, los cuales también participarían en la toma de decisiones. También habría que señalar que en el caso de las sociedades laborales, en contraste con el de las cooperativas de trabajadores en sentido estricto, no todos los empleados tienen el mismo poder de decisión, ya que el peso de cada trabajador en la sociedad es proporcional a su participación en el capital social. Las sociedades laborales constituyen pues una clase intermedia entre las cooperativas y las empresas capitalistas.

- 5 En esta revisión solamente se hace referencia a un tipo de cooperativa: la de trabajadores. Existe otra literatura empírica de tipo comparativo referente a las cooperativas agrícolas (Porter y Scully, 1987; Ferrier y Porter, 1991, Ferrantino *et al.*, 1995; Oustapassidis *et al.*, 1998; Sabaté, *et al.*, 2000; Singh *et al.*, 2001; Sabaté, 2002; Mosheim, 2002; Boyle, 2004; Wanda y Sena, 2004, 2007, 2008.a, 2008.b, 2010). Otro tipo de trabajos lo constituyen aquellos donde la comparación se hace entre el sector cooperativo, incluyendo todo tipo de cooperativa, y el sector capitalista (Véase, Medina *et al.*, 2000).
- 6 Llama la atención que estos autores midan el desempeño de una empresa mediante el juicio subjetivo que los gerentes de la misma empresa tienen sobre la mejora de variables como: el número de horas de trabajo efectivo en proporción al número total de horas de trabajo, el porcentaje de productos acabados defectuosos, el porcentaje de productos intermedios defectuosos, el porcentaje de metas alcanzadas a tiempo, y el tiempo medio entre la recepción de materiales y el envío del producto al cliente.
- 7 La muestra está compuesta por 965 plantas de la industria manufacturera, con al menos 50 empleados, pertenecientes a la Comunidad de Navarra.
- 8 En España no se ha prestado atención a la medición de la eficiencia comparada de las empresas de trabajo asociado. Además del trabajo de naturaleza empírica de Thomas y Logan (1982), existen otros trabajos que buscan describir el éxito de las cooperativas de Mondragón y que proponen su forma de gestión como un modelo cooperativo a seguir. Véanse Bradley y Gelb (1982), Whyte y Whyte (1988) y Cheney (1999).
- 9 Colina (2008) plantea que las cooperativas industriales de Mondragón se han alejado del modelo cooperativo tradicional en dos aspectos, a saber: *a*) en la toma de decisiones mediante una superestructura gerencial centralizada

- y especializada y *b*) en la contratación de trabajadores por cuenta ajena y de empleados eventuales que nunca adquieren la condición de socio. Adicionalmente, la cooperativa de crédito llamada *Caja Laboral Popular* ha permitido que las cooperativas de Mondragón tengan facilidad de acceso al financiamiento, con esto se ha eliminado uno de los principales obstáculos que tradicionalmente tienen las cooperativas.
- 10 Esta es la traducción que hemos dado a lo que en la literatura económica se conoce como *free-rider problem*.
  - 11 Más información sobre esta base de datos puede ser obtenida en <http://www.bvdep.com>.
  - 12 La comunidad autónoma es la categoría más grande dentro de la división político-territorial del Reino de España.
  - 13 La muestra de empresas de trabajo asociado está compuesta por 45 cooperativas de trabajo (22%) y 155 sociedades laborales (78%).
  - 14 La existencia de una legislación cooperativa vasca moderna y, además, el efecto dinamizador que sobre el sector cooperativo tiene la Corporación Cooperativa Mondragón hace que una comparación no sesgada de la productividad de las dos formas organizacionales en estudio requiera que la muestra de empresas de trabajo asociado procedan no solo del País Vasco sino también de las otras comunidades donde hay una presencia importante de estas organizaciones pertenecientes a la llamada Economía Social.
  - 15 La base de datos dispone de menos información sobre el valor añadido de las empresas. Al aproximar  $Q$  mediante el valor añadido, la muestra se redujo a 8212 observaciones; en cuanto al número de empresas, el correspondiente a las de trabajo asociado disminuyó en cinco unidades y el relativo a las capitalistas lo hizo en once unidades.
  - 16 Estos índices son publicados por el *Instituto Nacional de Estadística* en la siguiente dirección electrónica: <http://www.ine.es/inebmenu/indice.htm>.
  - 17 Sobre la inconveniencia de utilizar el método de MCO en la estimación de funciones de producción, las referencias “clásicas” son Marschak y Andrews (1944), Hoch (1958, 1962) y Mundlak y Hoch (1965).
  - 18 El libro de *Econometría* de Hayashi (2000) está organizado en torno a este método. En las páginas 212-213 se puede encontrar una explicación detallada del estimador eficiente por el MGM.

- 19 Conviene aclarar de todos modos que, en caso de que los instrumentos seleccionados sean “relevantes” pero no completamente “válidos” (presentan alguna correlación con el término de error), Bartels (1991) ha demostrado que todavía una estimación que instrumente una variable endógena es estadísticamente superior a la estimación por mínimos cuadrados ordinarios. La condición estadística para que se dé este resultado es que la correlación entre los instrumentos y el término de error tiene que ser menor que la correlación entre la variable explicativa del modelo y dicho término.
- 20 El comando utilizado se denomina *ivreg2*. Este no es un comando oficial del paquete econométrico sino que constituye una contribución gratuita creada por Baum *et al.* (2007).
- 21 El mayor número de desfases posible es cuatro considerando que, en el panel de datos que hemos construido, el número mínimo de observaciones continuas es igual a cinco.
- 22 Los Apéndices 2 y 3 contienen las salidas del programa STATA que corresponden a las estimaciones según se use ventas o valor agregado, respectivamente.
- 23 Wooldridge (2007, p. 102) ha demostrado que si esta variable que se supone endógena fuera exógena entonces los errores estándar de los coeficientes estimados por este método serían mayores que los errores estándar de los coeficientes obtenidos mediante MCO.
- 24 Un criterio adicional para confirmar que la correlación de los instrumentos con la variable endógena no es débil consiste en confirmar que el valor crítico del estadístico F de la prueba de significación conjunta tenga un valor igual a 8,96; 11,59; 12,83; 15,09 y 20,88, según el número de instrumentos sea igual a 1, 2, 3, 5 ó 10 (Stock *et al.*, 2002). En nuestro caso, el estadístico F obtiene un valor igual a 20,68 el cual es superior a 15,09, que sirve de referencia cuando los instrumentos excluidos son cinco.

## 9. Referencias

Alchian, A. y H. Demsetz (1972). “Production, information costs, and economic organization.” *American Economic Review*, 62, pp. 777-795.

- Ammirato, P. (1996) *La Lega: The making of a successful cooperative network*. Brookfield, VT: Dartmouth Publishing Company.
- Bakaikoa, B., et al. (1999). "Mondragón Corporación Cooperativa –MCC." En Barea, J, Julia, J y Monzón, J. L. (Coords.), *Grupos empresariales de la economía social en España*, Valencia: Universidad de Valencia y Ministerio de Trabajo, 1999, pp. 197-257.
- Bakaikoa, B., et al. (2004) "Governance of the Mondragon Corporación Cooperativa." *Annals of Public and Cooperative Economics*, 75, pp. 61-87.
- Barlett, W. y M. Uvalic (1986). "Labour-managed firms, employee participation and profit-sharing: Theoretical perspectives and European experience." *Special Issue of Management Bibliographies & Reviews*, 4, pp. 3-66.
- Bartels, L. (1991). "Instrumental and 'quasi-instrumental' variables." *American Journal of Political Science*, 35, pp. 777-800.
- Bartlett, W.; J. Cable; S. Estrin; Jones, D., and S. Smith (1992). "Labor-managed cooperatives and private firms in North Central Italy: An empirical comparison." *Industrial and Labor Relations Review*, 46, pp. 103-18.
- Baum, C.; M. Schaffer, and S. Stillman (2007). *Ivreg2: Stata module for extended instrumental variables/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression*. Consultado el 2 de septiembre de 2010. Disponible en: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s425401.html>.
- Bayo-Moriones, J; P. Galilea-Salvatierra and J. Merino-Díaz de Cerio (2003). "Participation, cooperatives and performance: an analysis of Spanish manufacturing firms." En Kato, T y Pliskin, J. (Coords.) *The determinants of the incidence and the effects of participatory organizations*. Advances in the Economic Analysis of Participatory and Labor-Managed Firms, 7, Amsterdam: JAI Press, pp. 1-30.
- Berman, K. and M. Berman (1989). "An empirical test of the theory of the labor-managed firm." *Journal of Comparative Economics*, 13, pp. 281-300.
- Boyle, G. (2004). "The economic efficiency of Irish dairy marketing cooperatives." *Agribusiness*, 20, 2, pp. 143-153.
- Cheney, G. (1999). *Values at work*. New York: Cornell University Press.
- Clamp, C. (2003). *The evolution of management in the Mondragon cooperatives*,

- ponencia presentada en el Congreso Mapping Cooperatives Studies in the New Millenium. Canada. Consultado el 16 de marzo de 2007. Disponible en: [http://www.community-wealth.org/\\_pdfs/articles-publications/outside-us/paper-clamp.pdf](http://www.community-wealth.org/_pdfs/articles-publications/outside-us/paper-clamp.pdf).
- Colina, A. (2006). "El nuevo cooperativismo venezolano: Una caracterización basada en estadísticas recientes." *Cayapa: Revista venezolana de economía social*, 6, 12, pp. 227-248.
- Colina, A. (2008). "Empresas cooperativas vs. empresas capitalistas: Una comparación empírica." Tesis doctoral no publicada. Valladolid: Universidad de Valladolid.
- Craig, B. and J. Pencavel (1995). "Participation and productivity: A comparison of worker cooperatives and conventional firms in the plywood industry." *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics*, pp. 121-174.
- Dow, G. (2003). *Governing the firm: Workers' control in theory and practice*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Earle, J. (1986). *The Italian cooperative movement: A portrait of the Lega Nazionale delle Cooperative e Mutue*. London: Allen and Unwin.
- Errasti, A. et al. (2003) "The internationalization of cooperatives: The case of the Mondragon Cooperative Corporation." *Annals of Public and Cooperative Economics*, 74, pp. 553-584.
- Estrin, S. (1991). "Some reflections on self-management, social choice and reform in Eastern Europe." *Journal of Comparative Economics*, 15, pp. 349-61.
- Ferrier, G. y P. Porter (1991). "The productive efficiency of U.S. milk processing cooperatives." *Journal of Agricultural Economics*, 42, 2, pp. 161-173.
- Furubotn, E. (1976). "The long run analysis of the labor-managed firm: An alternative interpretation." *American Economic Review*, 66, pp. 104-23.
- Furubotn, E. y S. Pejovich (1970). "Property rights and the behaviour of the firm in a socialist state: The example of Yugoslavia." *Zeitschrift für Nationalökonomie*, 30, pp. 430-454. Republicado en Prychitko y Vanek (Coords.), (1996). *Producer cooperatives and labor-managed systems*, Volume I, Cheltenham: Edward Elgar Publishing Ltd.
- George, D. (1982). "Workers cooperatives in Denmark." *Managerial and Decision Economics*, 3, pp. 205-12.

- Hansmann, H. (1996). *The ownership of enterprise*. Cambridge, MA: Belknap Press.
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton University Press: Princeton.
- Hoch, I. (1958). "Simultaneous equation bias in the context of the Cobb-Douglas production function." *Econometrica*, 26, pp. 566-578.
- Hoch, I. (1962). "Estimation of production function parameters combining time-series and cross-section data." *Econometrica*, 30, pp. 34-53.
- Instituto Nacional de Estadística. *INEbase*. Consultado el 24 de febrero de 2010. Disponible en: <http://www.ine.es/inebmenu/indice.htm>.
- Jensen, M. y W. Meckling (1976). "Theory of the firm: Managerial behaviour, agency costs and ownership structure." *Journal of Financial Economics*, 3, pp. 305-360.
- Jones, D. (2007). "The productive efficiency of Italian producer cooperatives: Evidence from conventional and cooperative firms." En Novkovic, S. y Sena, V. (Coords.) *Cooperative firms in global markets: Incidence, viability and economic performance*. Advances in the economic analysis of participatory and labor-managed firms, 10, Amsterdam: JAI Press, pp.3-28.
- Jones, D. y D. Backus (1977). "British producer cooperatives in the footwear industry: An empirical evaluation of the theory of financing." *The Economic Journal*, 87, pp. 488-510.
- Lee, B. (1988). *Productivity and employee ownership: The case of Sweden*. Uppsala: Uppsala University.
- Marschak, J. y W. Andrews (1944). "Random simultaneous equations and the theory of production." *Econometrica*, 12, pp. 143-205.
- Medina, U.; A. Correa y A. González (2000). "Posición financiera de las entidades de economía social canarias." *CIRIEC-España: Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa*, 36, pp. 5-50.
- Mosheim, R. (2002). "Organizational type and efficiency in the Costa Rican coffee processing sector." *Journal of Comparative Economics*, 30, pp. 296-316.
- Mundlak, Y. and I. Hoch (1965). "Consequences of alternative specifications in estimation of Cobb-Douglas production functions." *Econometrica*, 33, pp. 814-828.

- Oustapassidis, K.; A. Vlachvei, y K. Karantininis (1998). "Growth of investor owned and cooperatives firms in Greek dairy industry." *Annals of Public and Cooperative Economics*, 69, 3, pp. 399-417.
- Porter, P. and G. Scully (1987). "Economic efficiency in cooperatives." *Journal of Law and Economics*, 30, pp. 489-512.
- Sabaté, P.; X. Sabi, and R. Saladrígues (2000). "Cooperativas versus sociedades mercantiles. El sector Frutero en Lleida." *Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa*, 34, pp. 51-70.
- Sabaté, P. (2002). "Análisis comparativo de la eficiencia de las cooperativas fruteras de la provincia de Lleida." *Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa*, 41, pp. 163-182.
- Singh, S.; T. Coelli and E. Fleming (2001). "Performance of dairy plants in the cooperative and private sectors in India." *Annals of Public and Cooperative Economics*, 72, 4, pp. 453-479.
- Smith, S. C. (2001). "Blooming together or wilting alone? Network Externalities and Mondragón and La Lega." Consultado el 9 de marzo de 2006. Disponible en: <http://www.wider.unu.edu/publications/dps/dp2001-27.pdf>.
- Staiger, D. and J. Stock (1997). "Instrumental variables regression with weak instruments." *Econometrica*, 65, pp. 557-586.
- Stock J.; J. Wright and M. Yogo (2002). "A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments." *Journal of Business & Economics Statistics*, 20, pp. 518-529.
- Stock, J. and M. Yogo (2005). "Testing for weak instruments in linear IV regression." En Andrews, D y Stock, J. (Coords) *Identification and inference for econometric models. Essays in honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge: Cambridge University Press, pp. 80-108.
- Thomas, H. and C. Logan (1982). *Mondragon: An economic analysis*. London: George Allen & Unwin (Publishers) Ltd.
- Vanek, J. (1970). *The general theory of labor-managed market economies*. Ithaca: Cornell University Press.
- Wanda, O. and V. Sena (2004). "Profit-sharing, technical Efficiency change and finance constraints." En Perotin, V. y Robinson, A. (Coords) *Employee participation, firm performance and survival. Advances in the*

- economic analysis of participatory and labor-managed firms*, 8, Amsterdam: JAI Press, pp. 149-167.
- Wanda, O. and V. Sena (2007). "Organizacional capital, product market competition and technical efficiency in Italian cooperatives." En Novkovic, S. y Sena, V. (Coords.) *Cooperative firms in global markets: Incidence, viability and economic performance. Advances in the economic analysis of participatory and labor-managed firms*, 10, Amsterdam: JAI Press, pp. 29-45.
- Wanda, O. y V. Sena (2008). "Is competition really bad news for cooperatives? Some empirical evidence for Italian cooperatives." *Journal of Productivity Analysis*, 29, 3, pp. 221-233.
- Wanda, O. and V. Sena (2008). "Shadow price of capital and underinvestment in cooperatives and conventional firms." *Applied Stochastic Models for Business and Industry*, 24, 5, pp. 495-505.
- Wanda, O. and V. Sena (2010). "Financial constraints and technical efficiency: Some empirical evidence for Italian producers' cooperatives." *Annals of Public and Cooperative Economics*, 81, 1, pp. 21-38.
- Whyte, W. and K. Whyte (1988). *Making Mondragon*. Ithaca: ILR Press.
- Wooldridge, J. M. (2006). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press: Cambridge.
- Wooldridge, J. (2007). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno*. 2da edición, Madrid: ITES-Paraninfo.
- Zevi, A. (1982). "The performance of Italian producer cooperatives." En Jones, D. y Svejnar, J. (Coords.) *Participatory and self-managed firms. Evaluating economic performance*, Lexington: D. C. Heath and Company, pp. 129-151.

## 10. Apéndices

### Apéndice 1

#### Pruebas de raíz unitaria

Test de Fisher para x (ventas):

Estadístico Chi-cuadrado (2008):

$$\text{Valor } \rho = \frac{3,55 \times 10^4}{0,0000^{***}}$$

Test de Fisher para xval (valor agregado):

Estadístico Chi-cuadrado (1960) :

$$\text{Valor } \rho = \frac{2,99 \times 10^4}{0,0000^{***}}$$

Test de Fisher para k (ratio capital-trabajo):

Estadístico Chi-cuadrado (2008):

$$\text{Valor } \rho = \frac{3,58 \times 10^4}{0,0000^{***}}$$

Nota: \*\*\*  $p < 0,001$

## Apéndice 2

### Resultados de la estimación usando el MGM (Salida del STATA™) Ventas como *proxy* de *Q*

#### 2-Step GMM estimation

```

-----
Estimates efficient for arbitrary heteroskedasticity and autocorrelation
Statistics robust to heteroskedasticity and autocorrelation
  kernel=Parzen; bandwidth= 4
  time variable (t): year
  group variable (i): codstata

Number of obs = 8429
F( 2, 8426) = 24.97
Prob > F = 0.0000
Centered R2 = 0.1720
Uncentered R2 = 0.1720
Root MSE = .6058

Total (centered) SS = 3735.881694
Total (uncentered) SS = 3735.881722
Residual SS = 3093.367797

-----
              |           Robust
              |           Coef.   Std. Err.      z    P>|z|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
              k |   .1855115   .0732988    2.53  0.011   .0418485   .3291745
              D |  -.0867181   .0162289   -5.34  0.000  -1.185261  -.05491
              _cons |   .0163853   .0066248    2.47  0.013   .003401   .0293696
-----+-----
Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic):      83.908
                                                                Chi-sq(4) P-val = 0.0000

-----+-----
Weak identification test (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic):  20.682
Stock-Yogo weak ID test critical values: 5% maximal IV relative bias 16.85
                                           10% maximal IV relative bias 10.27
                                           20% maximal IV relative bias 6.71
                                           30% maximal IV relative bias 5.34
                                           10% maximal IV size 24.58
                                           15% maximal IV size 13.96
                                           20% maximal IV size 10.26
                                           25% maximal IV size 8.31

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.
NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

-----+-----
Hansen J statistic (overidentification test of all instruments):  2.169
                                                                Chi-sq(3) P-val = 0.5381

-endog- option:
Endogeneity test of endogenous regressors:
                                                                Chi-sq(1) P-val = 0.0011

Regressors tested: k
-----+-----
Instrumented: k
Included instruments: D
Excluded instruments: k_1 k_2 k_3 k_4
-----

```

### Apéndice 3

## Resultados de la estimación usando el MGM (Salida del STATA™) Valor agregado como *proxy* de *Q*

2-Step GMM estimation

Estimates efficient for arbitrary heteroskedasticity and autocorrelation  
 Statistics robust to heteroskedasticity and autocorrelation  
 kernel=Truncated; bandwidth= 4  
 time variable (t): year  
 group variable (i): codstata

		Number of obs =	8207	
		F( 2, 8204) =	23.83	
		Prob > F =	0.0000	
Total (centered) SS	=	3402.494178	Centered R2 =	0.1828
Total (uncentered) SS	=	3402.494199	Uncentered R2 =	0.1828
Residual SS	=	2780.363658	Root MSE =	.582

		Robust				
xval	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
k	.1910078	.0653624	2.92	0.003	.0628998	.3191158
D	-.0503371	.0120481	-4.18	0.000	-.0739508	-.0267233
_cons	.0091923	.0052783	1.74	0.082	-.0011529	.0195376

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 85.290  
 Chi-sq(4) P-val = 0.0000

Weak identification test (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 21.454  
 Stock-Yogo weak ID test critical values:

5% maximal IV relative bias	16.85
10% maximal IV relative bias	10.27
20% maximal IV relative bias	6.71
30% maximal IV relative bias	5.34
10% maximal IV size	24.58
15% maximal IV size	13.96
20% maximal IV size	10.26
25% maximal IV size	8.31

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Hansen J statistic (overidentification test of all instruments): 5.084  
 Chi-sq(3) P-val = 0.1658

-endog- option:  
 Endogeneity test of endogenous regressors: 12.157  
 Chi-sq(1) P-val = 0.0005

Regressors tested: k  
 Instrumented: k  
 Included instruments: D  
 Excluded instruments: k\_1 k\_2 k\_3 k\_4