

ECONOMÍAS DE ESCALA, SUSTITUCIÓN DE FACTORES Y PROGRESO TECNOLÓGICO EN EL SECTOR ELÉCTRICO ESPAÑOL

ÁLVAREZ DE TOLEDO SAAVEDRA, Pablo. pablo@pluto.us.es. Universidad de Sevilla
ARCOS VARGAS, Ángel. pablo@pluto.us.es. Universidad de Sevilla

PALABRAS CLAVE: SECTOR ELÉCTRICO, ESPAÑA, ECONOMÍAS DE ESCALA, PROGRESO TECNOLÓGICO, DATOS DE PANEL

RESUMEN:

El presente trabajo tiene por objeto descomponer las variaciones habidas en los costes medios de las empresas del sector eléctrico español en el período 1989-1997, en los efectos debidos a economías de escala, sustitución de factores y progreso tecnológico.

Para ello, en primer lugar se construye un panel de datos de las empresas en el período mencionado. En segundo lugar, se utiliza la metodología de análisis de datos de panel para estimar los efectos de escala (efecto del nivel de producción sobre el coste) y del progreso tecnológico (efectos temporales). Finalmente, se analiza el proceso de sustitución trabajo-capital.

1. INTRODUCCIÓN

En el análisis de las funciones de producción una de las cuestiones que se suscita es la separación de los efectos debidos a las economías de escala y al progreso tecnológico (Christensen y Greene 1976, Dismukes, Cope y Mesyanzhinov 1998, Greene 1983). En el sector eléctrico esta cuestión es relevante para la posible regulación del mismo (Jaccard 1995).

En la sección 2 del presente trabajo se utiliza la metodología de datos de panel (Greene 1997) para analizar esta cuestión en el sector eléctrico español. En la sección 3 se analiza la sustitución entre trabajo y capital. La sección 4 contiene las conclusiones.

2. ANÁLISIS DE DATOS DE PANEL DE LAS FUNCIONES DE COSTE

Los datos utilizados, que se muestran en el cuadro 1, incluyen a las empresas de relevancia incluidas en el sector eléctrico español en el período 1989-1997. Tienen periodicidad anual y han sido obtenidos a partir de las memorias anuales de cada empresa.

Modelo con todos los datos agrupados

En primer lugar se ha realizado una estimación con todos los datos agrupados del modelo simple:

$$\ln C_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{b} \ln Q_{it} + \mathbf{e}_{it}$$

donde $\ln C_{it}$ y $\ln Q_{it}$ son, respectivamente, los logaritmos neperianos del coste total y de la producción de la empresa i en el año t , \mathbf{a} y \mathbf{b} los parámetros a estimar y \mathbf{e}_{it} el término de error.

La estimación por MCO da los siguientes resultados (errores standard entre paréntesis):

CUADRO 1

PRODUCCIÓN										
i	Kwh	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1	C SEVILLANA	16.228.839.046	17.159.663.965	18.169.131.885	18.235.285.702	17.998.729.288	19.176.535.224	19.909.049.533	20.796.120.856	21.746.100.655
2	E VIESGO	2.907.748.569	3.014.373.344	3.016.741.305	2.973.768.436	3.031.735.228	3.151.530.071	3.365.731.022	3.442.133.396	3.777.322.859
3	ENHER	8.508.223.715	8.609.360.552	9.281.939.446	9.448.695.453	9.458.099.446	9.685.026.901	9.990.489.777	10.176.918.054	10.677.869.625
4	ERZ	3.562.860.209	3.491.734.538	3.675.585.766	3.862.540.660	4.005.952.762	4.558.265.917	4.428.813.064	4.523.511.442	4.776.396.800
5	FECSA	12.709.060.480	13.315.584.708	13.871.191.919	14.621.919.014	14.032.021.045	14.551.634.873	15.094.897.960	15.624.179.874	16.290.007.555
6	GESA	2.131.663.000	2.243.221.000	2.404.697.000	2.439.811.000	2.426.394.000	2.569.719.000	2.684.214.000	2.856.682.000	3.055.677.000
7	HCANTABRICO	5.564.501.902	5.529.209.648	5.702.675.658	5.973.842.402	5.872.459.520	5.648.333.123	6.244.265.682	6.248.539.839	6.521.142.339
8	FECSA	3.295.811.569	3.418.258.091	3.606.985.910	3.788.914.605	3.795.911.040	3.897.271.267	4.026.448.638	4.221.595.052	4.399.752.637
9	IBERDROLA	46.315.387.400	47.530.345.428	49.990.255.819	50.515.188.015	49.876.233.336	51.890.965.927	53.966.690.057	54.698.962.493	57.296.011.945
10	UNELCO	2.944.823.000	3.147.130.000	3.358.231.000	3.540.950.000	3.660.966.000	3.940.722.000	4.188.591.000	4.328.570.000	4.651.657.000
11	UNION FENOSA	18.075.601.084	18.913.047.878	19.899.205.327	19.981.684.555	20.066.028.326	20.719.468.181	21.333.333.224	22.043.975.979	22.410.738.358

COSTE TOTAL										
i	mill. pts. Ctes. 1997	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1	C SEVILLANA	239.864	250.556	252.172	254.442	248.863	251.089	259.899	253.437	242.648
2	E VIESGO	45.754	45.429	48.818	47.785	46.818	46.701	46.800	40.115	39.351
3	ENHER	133.147	135.844	137.724	135.637	136.853	134.233	129.360	120.560	118.706
4	ERZ	57.126	58.012	59.824	56.281	59.534	62.787	57.160	59.942	57.470
5	FECSA	190.074	189.968	192.194	183.367	180.849	182.801	195.359	195.294	187.658
6	GESA	35.534	35.054	48.492	46.758	46.410	46.638	45.591	44.853	48.551
7	HCANTABRICO	89.818	88.330	84.739	82.489	85.509	88.040	87.399	72.510	73.628
8	FECSA	57.417	59.891	59.419	59.927	61.391	48.356	64.706	62.504	61.671
9	IBERDROLA	669.378	688.017	670.971	670.790	635.654	639.444	647.960	605.328	625.329
10	UNELCO	53.173	56.647	53.708	53.931	53.464	60.101	58.904	69.666	69.922
11	UNION FENOSA	288.338	291.387	300.126	295.975	289.172	277.369	291.244	265.541	269.203

El coste total incluye gastos de personal, aprovisionamientos, dotación para amortizaciones, variación de las provisiones para tráfico y otros gastos de explotación

$$\ln C = -9.21530 + 0.914995 \ln Q \quad R^2 = 0.9831$$

$$(0.2775) \quad (0.0121) \quad s^2 = 0.01250$$

La estimación de **b** obtenida $b' = 0.914995$, se utilizará posteriormente, conjuntamente con las estimaciones de otros modelos, en el análisis de las economías de escala.

Modelo con efectos fijos individuales

A continuación se ha estimado el siguiente modelo de efectos fijos con variables ficticias individuales para cada empresa:

$$\ln C_{it} = \mathbf{b} \ln Q_{it} + \mathbf{a}_1 d_1 + \mathbf{a}_2 d_2 + \mathbf{a}_3 d_3 + \mathbf{a}_4 d_4 + \mathbf{a}_5 d_5 + \mathbf{a}_6 d_6 + \mathbf{a}_7 d_7 + \mathbf{a}_8 d_8 + \mathbf{a}_9 d_9$$

$$+ \mathbf{a}_{10} d_{10} + \mathbf{a}_{11} d_{11} + \mathbf{e}_t$$

donde d_i son variables ficticias correspondientes a cada empresa i (en la primera columna del cuadro 1 se indica el subíndice i que corresponde a cada empresa). Se prescinde del término constante para evitar la colinealidad.

La estimación por MCO da los siguientes resultados (errores standard entre paréntesis):

$$\ln C = 0.114597 \ln Q + 9.71952 d_1 + 8.21099 d_2 + 9.15122 d_3 + 8.44359 d_4 + 9.46649 d_5$$

$$(0.07957) \quad (1.8824) \quad (1.7411) \quad (1.8284) \quad (1.7610) \quad (1.8615)$$

$$+ 8.20917 d_6 + 8.75267 d_7 + 8.46215 d_8 + 10.55854 d_9 + 8.45190 d_{10} + 9.84070 d_{11}$$

$$(1.7227) \quad (1.7906) \quad (1.7557) \quad (1.9624) \quad (1.7535) \quad (1.8889)$$

$$R^2 = 0.9939$$

$$s^2 = 0.00503$$

Se ha realizado un test F para contrastar la hipótesis nula de que los α son todos iguales (no existen diferencias entre las empresas), en cuyo caso el modelo restringido sería el estimado anteriormente con todos los datos agrupados. Se ha obtenido:

$$F(10,87) = 15.393$$

El valor crítico de $F(10,87)$ al 1% es 2.53, por lo que se rechaza la hipótesis de que los efectos de las empresas son iguales a un nivel de significación del 1 %. Esto indica que existen características diferenciales entre las empresas, correspondiendo los menores coeficientes α a las empresas que logran menores costes.

La estimación de b obtenida con el modelo de efectos fijos $b^w = 0.114597$, es también la del estimador intragrupos (en términos de las desviaciones respecto a la media de cada empresa). De la regresión por MCO de los valores medios de cada empresa, se obtiene a su vez el estimador entre grupos $b^b = 0.922603$. El estimador b^t es una media ponderada de éstos:

$$b^t = m b^w + (1 - m) b^b$$

siendo el peso m :

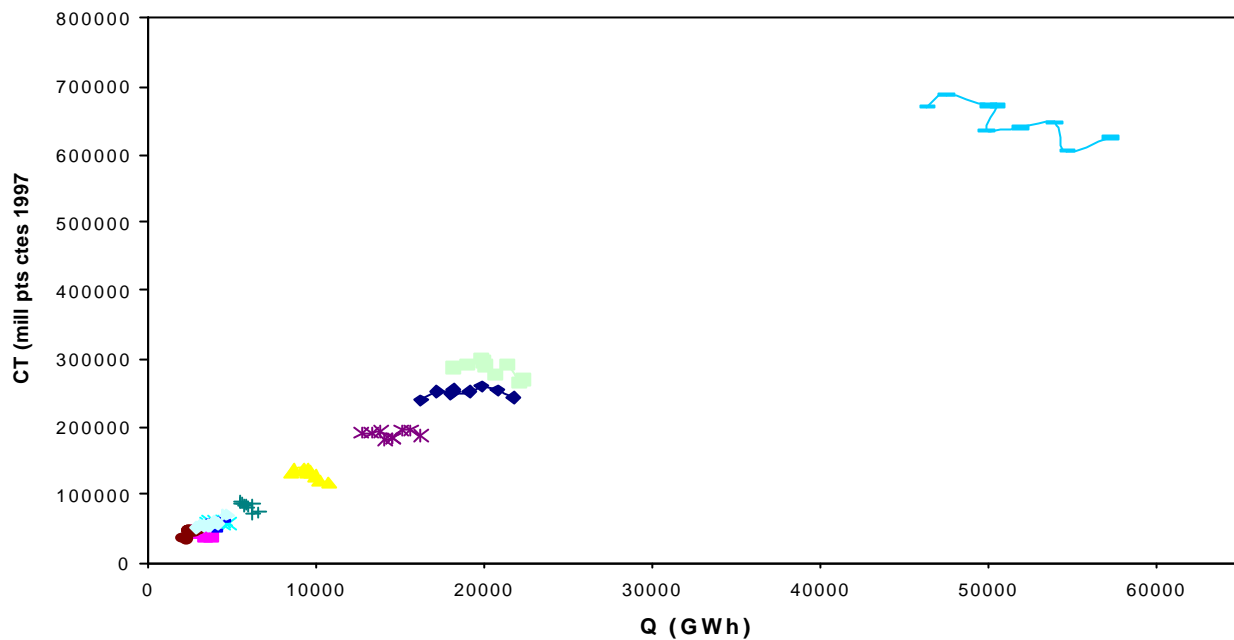
$$m = \frac{b^t - b^b}{b^w - b^b} = 0.00941$$

que refleja el hecho de que las variaciones de la producción son mucho mayores entre empresas que dentro de cada empresa, como puede observarse en el gráfico 1.

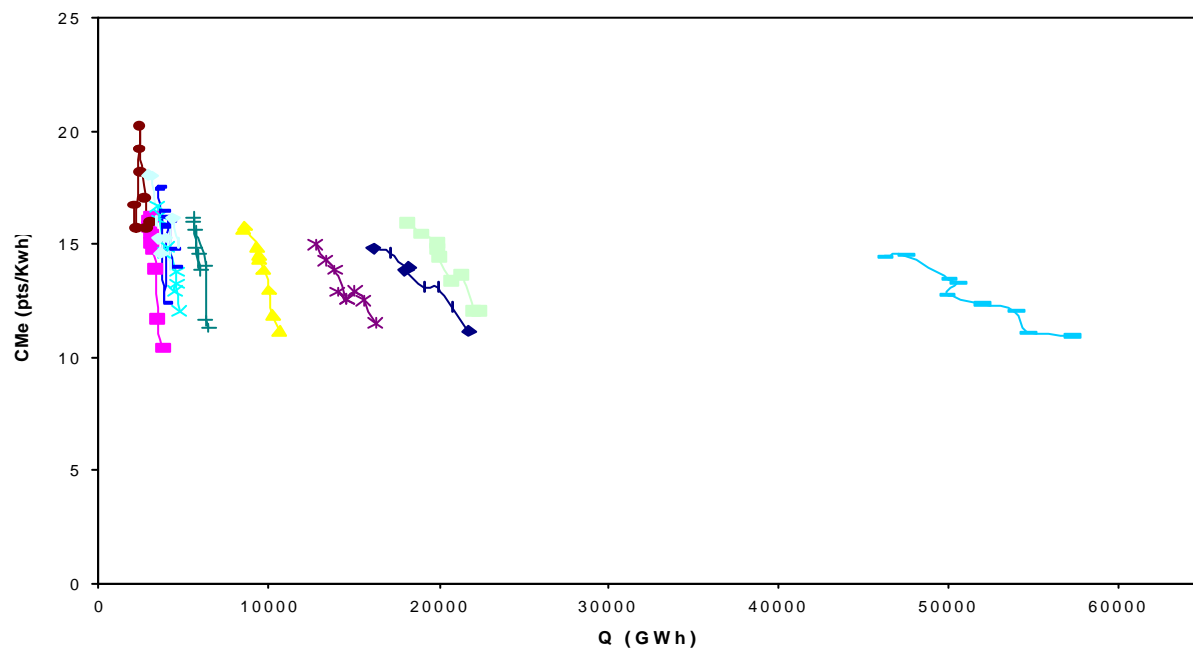
Modelo con efectos fijos individuales y temporales

La observación de dicho gráfico 1, hace pensar que el bajo valor obtenido para b^w_t

GRÁFICO 1
COSTES TOTALES



COSTES MEDIOS



puede deberse a la existencia de efectos temporales debidos al progreso tecnológico, que al producirse en muchos casos paralelamente a un aumento de la producción, hace que se confundan los efectos de escala con el progreso tecnológico. Para separarlos se amplía el modelo de efectos fijos incluyendo variables ficticias adicionales para los efectos temporales, cuyos coeficientes serán reflejo del progreso tecnológico:

$$\ln C_{it} = \beta \ln Q_{it} + \alpha_1 d_1 + \alpha_2 d_2 + \alpha_3 d_3 + \alpha_4 d_4 + \alpha_5 d_5 + \alpha_6 d_6 + \alpha_7 d_7 + \alpha_8 d_8 + \alpha_9 d_9 \\ + \alpha_{10} d_{10} + \alpha_{11} d_{11} + \alpha_{12} d_{12} + \alpha_{13} d_{13} + \alpha_{14} d_{14} + \alpha_{15} d_{15} + \alpha_{16} d_{16} + \alpha_{17} d_{17} + \alpha_{18} d_{18} \\ + \alpha_{19} d_{19} + e_i$$

donde las d_i adicionales ($i = 12, 13, \dots, 19$) son variables ficticias correspondientes a cada año 1990, 1991, ..., 1997 en relación al año inicial 1989. Al incluir una variable ficticia menos que el número de años se evita la colinealidad.

La estimación por MCO da los siguientes resultados (errores standard entre paréntesis):

$$\ln C = 1.001577 \ln Q - 11.15487 d_1 - 11.08840 d_2 - 11.12136 d_3 - 11.07649 d_4 \\ (0.20823) \quad (4.8987) \quad (4.5290) \quad (4.7574) \quad (4.5808) \\ - 11.17478 d_5 - 10.88502 d_6 - 11.09812 d_7 - 10.99937 d_8 - 11.20740 d_9 - 10.98603 d_{10} \\ (4.8440) \quad (4.4808) \quad (4.6584) \quad (4.5670) \quad (5.1080) \quad (4.5615) \\ - 11.10574 d_{11} - 0.01498 d_{12} - 0.03187 d_{13} - 0.07625 d_{14} - 0.07907 d_{15} - 0.12949 d_{16} \\ (4.9156) \quad (0.0281) \quad (0.0321) \quad (0.0353) \quad (0.0354) \quad (0.0418) \\ - 0.14525 d_{17} - 0.21461 d_{18} - 0.26899 d_{19} \\ (0.0485) \quad (0.0538) \quad (0.0633)$$

$$R^2 = 0.9955$$

$$s^2 = 0.00412$$

De nuevo se ha realizado un test F para contrastar la hipótesis nula de que los α adicionales son nulos (no existencia de efectos temporales), en cuyo caso el modelo restringido sería el estimado anteriormente con los efectos fijos de las empresas únicamente. Se ha obtenido:

$$F(8,79) = 3.511$$

El valor crítico de $F(8,79)$ al 1% es 2.74, por lo que se rechaza la hipótesis nula. Esto indica que existen efectos temporales. Los valores progresivamente más negativos de los valores estimados $\alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_9$ pueden servir como indicadores del progreso tecnológico. La proximidad a 1 del valor estimado de b , una vez separado el efecto del progreso tecnológico, correspondería a la ausencia de economías de escala.

Modelo con efectos aleatorios

Finalmente se ha estimado el siguiente modelo de efectos aleatorios:

$$\ln C_{it} = a + b \ln Q_{it} + u_i + e_t$$

donde u_i es la perturbación aleatoria caracterizando a las observaciones de la empresa i y que es constante a lo largo del tiempo

La estimación por MCG da los siguientes resultados (errores standard entre paréntesis):

$$\ln C = - 8.43376 + 0.880699 \ln Q$$

$$(0.58413) \quad (0.02561)$$

efectos aleatorios:

$$u_1 = 0.02600$$

$$u_2 = -0.09643$$

$$u_3 = -0.01408$$

$$u_4 = -0.06174$$

$$u_5 = -0.01671$$

$$u_6 = 0.04850$$

$$u_7 = -0.04237$$

$$u_8 = -0.00461$$

$$u_9 = 0.08298$$

$$u_{10} = 0.00375$$

$$u_{11} = 0.07470$$

$$R^2 = 0.9864$$

$$s^2 = 0.01005$$

La estimación de \mathbf{b} obtenida con el modelo de efectos aleatorios $b^r = 0.880699$ es también una media ponderada de los estimadores intragrupos b^w y entre grupos b^b :

$$b^r = p b^w + (1 - p) b^b$$

siendo el peso m :

$$p = \frac{b^r - b^b}{b^w - b^b} = 0.05186$$

que, al igual que antes, refleja el hecho de que las variaciones de la producción son mucho mayores entre empresas que dentro de cada empresa.

Se ha realizado el siguiente test LM para contrastar la hipótesis nula $H_0: \mathbf{S}_u^2 = 0$, en cuyo caso el modelo restringido sería el estimado anteriormente con todos los datos agrupados:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n (T \bar{e}_i)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2$$

Bajo la hipótesis nula, LM se distribuye como una chi cuadrado con un grado de libertad.

Se ha obtenido:

$$LM = \frac{11 \cdot 9}{2(9-1)} \left[\frac{2.38973}{1.21271} - 1 \right]^2 = 5.82867$$

Los valores críticos al 5% y al 1% son 3.842 y 6.635, por lo que la evidencia a favor del modelo de efectos aleatorios no es muy clara.

También se ha realizado el siguiente test de Hausman para contrastar la hipótesis nula de que los efectos individuales no están correlacionados con el regresor $\ln Q$:

$$W = \frac{(b - \hat{\mathbf{b}})^2}{Var[b] - Var[\hat{\mathbf{b}}]}$$

Bajo la hipótesis nula, W también se distribuye como una chi cuadrado con un grado de libertad.

Se ha obtenido:

$$W = \frac{(0.114597 - 0.880669)^2}{0.07957^2 - 0.02561^2} = 103.406$$

por lo que debe rechazarse la hipótesis nula y la estimación del modelo de efectos aleatorios por MCG sería inconsistente.

Valoración conjunta

En resumen, de los resultados de la estimación de los distintos modelos y los test realizados, parece concluirse que el más adecuado sería el modelo con efectos fijos individuales de cada empresa y efectos temporales. Los valores progresivamente más negativos de los valores estimados a_2, a_3, \dots, a_9 en dicho modelo pueden servir como indicadores del progreso tecnológico, mientras que la proximidad a 1 del valor estimado de b , una vez separado el efecto del progreso tecnológico, correspondería a la ausencia de economías de escala.

3. SUSTITUCIÓN ENTRE FACTORES

Para analizar la sustitución entre los factores trabajo y capital se han obtenido para los años 1987 y 1997 los datos que aparecen en el cuadro 2. En el gráfico 2 se representan gráficamente las combinaciones trabajo-capital utilizadas por cada empresa en estos dos años. Como puede observarse, la correlación entre ambos factores es alta, lo que plantea problemas de multicolinealidad en la estimación de la función de producción.

Se ha estimado una función de producción:

$$Q = A L^a K^b$$

transformada en lineal mediante:

$$\ln Q = \ln A + a \ln L + b \ln K$$

CUADRO 2

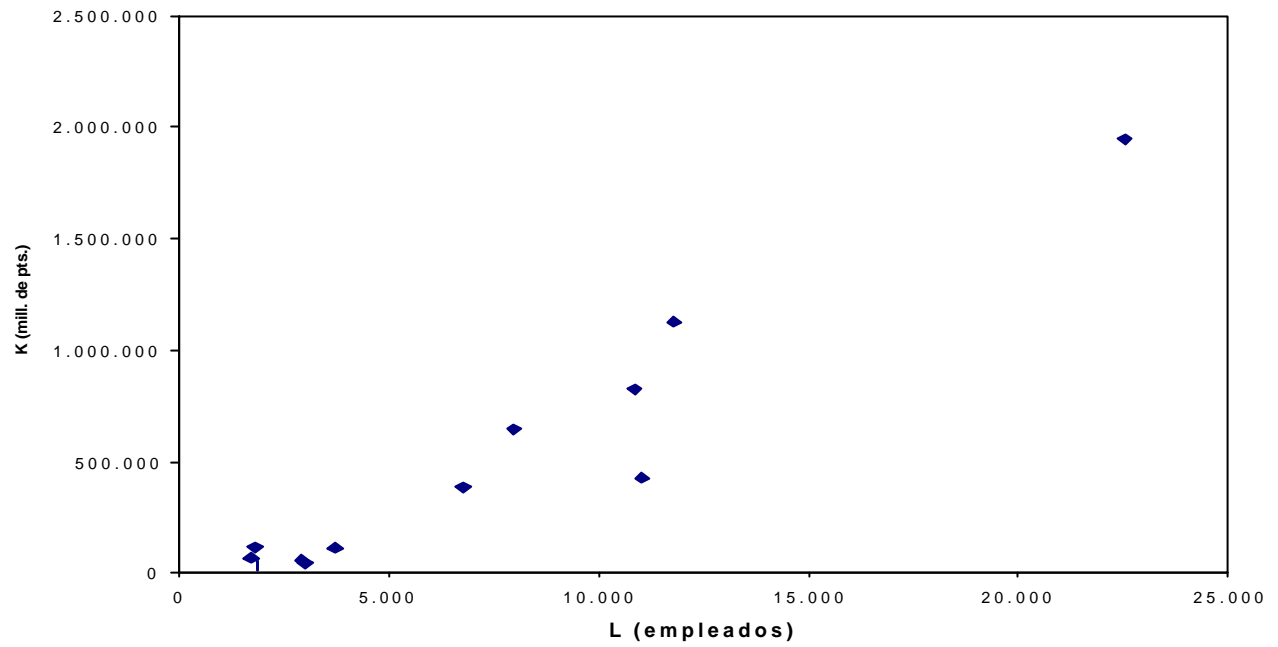
	EMPRESAS	Q	L	K
1987	ENHER	7.586	3.738	105.929
	ERZ	3.383	1.838	28.345
	FECSA	10.224	6.746	382.113
	GESA	1.806	2.982	38.076
	H. CANTABRICO	4.835	1.794	114.345
	H. ESPANOLA	22.126	11.762	1.126.151
	IBERDUERO	21.795	10.832	824.780
	IBERDROLA	43.921	22.554	1.950.931
	SEVILLANA	14.145	10.999	420.482
	U. FENOSA	16.206	7.969	644.689
	UNELCO	2.394	2.918	58.728
	VIESGO	2.716	1.712	60.355
1997	ENHER	10.495	2.730	158.587
	ERZ	4.884	1.344	56.424
	FECSA	16.323	4.638	160.513
	GESA	3.056	2.837	46.239
	H. CANTABRICO	6.521	2.089	93.637
	IBERDRORLA	57.431	24.481	777.275
	SEVILLANA	21.746	8.991	163.919
	U. FENOSA	22.436	8.516	328.741
	UNELCO	4.652	3.679	70.603
	VIESGO	3.721	1.355	63.632

Q: energía facturada (GWh)

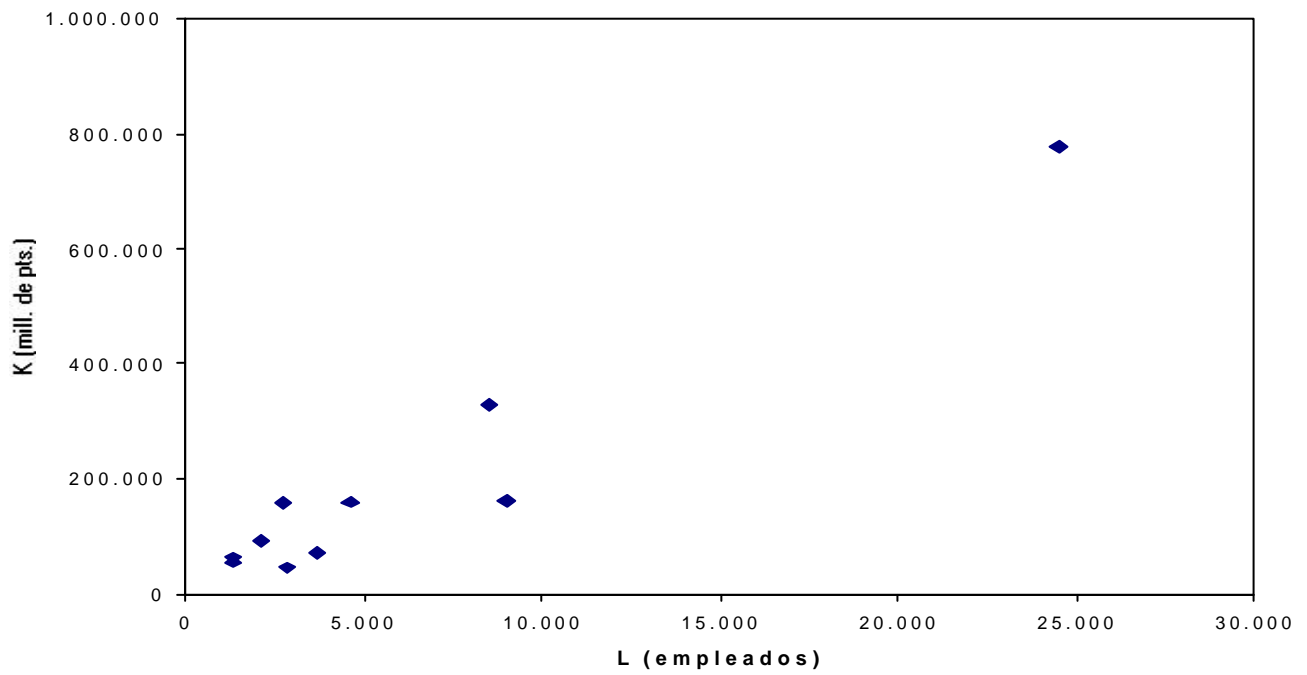
L: número de empleados

K: inmovilizado neto (millones de pesetas)

GRÁFICO 2
COMBINACIONES K-L 1987



COMBINACIONES K-L 1997



La estimación por MCO da los siguientes resultados (errores standard entre paréntesis):

1987:

$$\ln Q = 0.894 + 0.113 \ln L + 0.586 \ln K$$

$$(0.994) \quad (0.297) \quad (0.176)$$

$$R^2 = 0.9323$$

$$s^2 = 0.08204$$

$$Q = 2.4449 L^{0.113} K^{0.586}$$

1997:

$$\ln Q = -2.653 + 0.204 \ln L + 0.864 \ln K$$

$$(1.261) \quad (0.198) \quad (0.207)$$

$$R^2 = 0.9428$$

$$s^2 = 0.06715$$

$$Q = 0.0704 L^{0.204} K^{0.864}$$

Como se comentó anteriormente, los problemas de multicolinealidad en la estimación de la función de producción, hacen que los parámetros estimados y las conclusiones que de ellos puedan obtenerse acerca de la sustitución entre trabajo y capital sean poco fiables.

4. CONCLUSIONES

Se ha utilizado la metodología de análisis de datos de panel para estimar los efectos de escala (efecto del nivel de producción sobre el coste) y del progreso tecnológico (efectos temporales) en el sector eléctrico español en el período 1989-1997. De los resultados de la estimación de los distintos modelos y los test realizados, parece concluirse que el más adecuado sería el modelo con efectos fijos individuales de cada empresa y efectos temporales. Los valores progresivamente más negativos de los valores estimados α_2 , α_3 , ..., α_9 en dicho modelo pueden servir como indicadores del progreso tecnológico,

mientras que la proximidad a 1 del valor estimado de b , una vez separado el efecto del progreso tecnológico, correspondería a la ausencia de economías de escala.

Los problemas de multicolinealidad en la estimación de la función de producción, hacen que los parámetros estimados y las conclusiones que de ellos puedan obtenerse acerca de la sustitución entre trabajo y capital sean poco fiables.

BIBLIOGRAFÍA

Christensen, L.R. y Greene, W.H. (1976): "Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation", *Journal of Political Economy*, 84(4), pp. 655-676.

Dismukes, D.E., Cope, R.F. y Mesyanzhinov, D. (1998): "Capacity and economies of scale in electric power transmission ", *Utilities Policy*, 7, pp. 155-162.

Greene, W.H. (1997): *Econometric Analysis*, London, Prentice-Hall.

Greene, W.H. (1983): "Simultaneous estimation of factor substitution, economies of scale, productivity, and non-neutral technical change", en: Dogramaci, A (Ed.): *Developments in Econometric Analyses of Productivity*, Boston, Kluwer-Nijhoff Publishing.

Jaccard, M. (1995): "Oscillating currents. The changing rationale for government intervention in the electricity industry ", *Energy Policy*, 23(7), pp. 579-592.