



CIRIEC-España, Revista de Economía Pública, Social y
Cooperativa, nº 10, mayo 1991, pp. 17-40

La eficiencia de la empresa y la estructura de la propiedad

Daniel O. Côté

Ecole des Hautes Etudes Commerciales. Montreal

CIRIEC-España, revista de economía pública, social y cooperativa
ISSN: 0213-8093. © 1991 CIRIEC-España
www.ciriec.es www.uv.es/reciriec

LA EFICIENCIA DE LA EMPRESA Y LA ESTRUCTURA DE LA PROPIEDAD

El caso de las empresas de producción
de energía eléctrica americanas que
utilizan "Panel Data"

DANIEL O. CÔTÉ

Ecole des Hautes Etudes Commerciales
Montreal

*«Este artículo está publicado
con la autorización de la Revista
"Annales de l'Economie
Publique, Sociale et Coopé-
rative" - CIRIEC.»*

INTRODUCCIÓN

El debate sobre la eficiencia de las distintas formas organizativas en la industria de la electricidad ha durado casi un siglo. En 1907, el comité de Public Policy de la National Electric Light Association consideró que:

"Los temas de la propiedad municipal y de la regulación pública y el control de los suministros públicos están íntimamente interconectados. Ambos no se pueden discutir adecuadamente sin hacer referencia el uno al otro. De hecho uno es la única alternativa del otro. La propiedad municipal es necesaria en gran medida por la ausencia de una regulación y control adecuados. Dicha regulación y control público, si son eficientes, excluyen la necesidad o el pretexto de recurrir a la propiedad municipal al asegurar un trato adecuado para el público (Hellman, 1982, p. 13)."

La eficiencia de la industria de la producción de energía sigue siendo un tema controvertido:

"Hace cincuenta años una discusión exacerbada se centraba sobre si el papel del gobierno en dicha industria debería incrementarse, con la sustitución de las empresas privadas reguladas por las empresas públicas. Actualmente, con la ola de desregulación en otros sectores de la economía, el tema central es si el papel del gobierno en la producción de electricidad debería reducirse, mediante la sustitución de la reglamentación estatal por las fuerzas del mercado como garantía de una eficiencia aceptable de este sector (Joskow and Schmalensee, 1985, p.5)."

Aunque la cuestión de la eficiencia de las empresas reguladas públicas y privadas se ha planteado desde hace tiempo, el conocimiento empírico de esta materia es limitado y a menudo contradictorio. Por otra parte, la eficiencia de las cooperativas comparada con las empresas privadas reguladas o los servicios públicos ha sido completamente ignorada a pesar de que representan el tipo de propiedad en la producción de energía que se desarrolla más rápidamente.

Además, un creciente sector de la doctrina que trata de las estimaciones de las producciones frontera se ha ido desarrollando los últimos veinte años. La evaluación de tales modelos dan información sobre la eficiencia técnica y de asignación respecto a un modelo absoluto de producción. Sin embargo, se ha prestado escasa atención al desarrollo reciente sobre la eficiencia de los servicios públicos y privados regulados.

Los objetivos del presente trabajo son:

1) La medición de la eficiencia empresarial con la utilización de los "panel data" y el modelo de los "Fixed-effects"(efectos fijos), y

2) La comparación de la eficiencia técnica media y de coste para los diferentes tipos de estructura de propiedad, es decir los servicios de producción de electricidad privados reglamentados, los servicios municipales de electricidad y las cooperativas de producción de electricidad en los Estados Unidos utilizando el modelo de los efectos fijos estimador interno y el estimador de mayor probabilidad (EMP) en un contexto de modelo de frontera estocástico. La apreciación del modelo de frontera estocástico junto con el EMP se refiere a hipótesis respecto a la fuerza de las distribuciones de términos de error. La utilización del modelo de efectos fijos y de "panel data" requiere muy pocas hipótesis y permite dar por válidos los resultados obtenidos a partir del EMP del modelo de frontera estocástico.

La primera sección explica por qué hemos querido medir la eficiencia. La segunda sección presenta un comentario de la bibliografía sobre el análisis comparado de la eficiencia de las empresas públicas y privadas y comenta el interés de incluir los servicios de electricidad cooperativos en la comparación. La tercera sección presenta los modelos y los datos. Por último, la cuarta sección presenta los resultados y su interpretación.

1. RAZONES DE LA MEDICIÓN DE LA EFICIENCIA

Se pueden encontrar varias razones que justifican la medición de la eficiencia en la bibliografía. Dichas razones pueden agruparse en categorías referidas a la elaboración de políticas tanto a nivel empresarial como a nivel estatal. Sin embargo, hay que reconocer que lo que llamamos ineficiencia es un concepto residual. La interpretación de dicho concepto está influida por la propia visión del mundo. Dada una fe suficientemente fuerte en el comportamiento optimizador, la ineficiencia medida debe representar los efectos de los inputs no medidos (Stigler, 1976). Por otra parte hay quien defiende, (Schmidt, 1985-1986) que la ineficiencia es un hecho omnipresente en la vida. El error es humano y son seres humanos los que dirigen las empresas. Sus errores comportan consecuencias y éstas se pueden medir. Por consiguiente, se puede centrar el debate sobre la existencia o inexistencia de diferencias sistemáticas entre las empresas, y sobre la interpretación dada a dichas diferencias.

Se pueden presentar los diferentes puntos de vista de la función de producción del siguiente modo (Seale, 1985, p. 45):

a) Puede considerarse como de superficie, determinista y estable;

b) Puede considerarse como estocástica, las diferencias en el output a partir de un conjunto de inputs rigurosamente especificados, siendo las consecuencias de inputs incontrolados que varían de forma aleatoria (toda variación en el output carece de toda significación sobre la eficiencia). Este segundo enfoque es apropiado para el análisis empírico y podría permitir distinguir cuáles son los factores:

1) variables,

2) fijos y a qué nivel, y

3) cuales son los que varían de forma aleatoria con una

media igual a cero; este enfoque no permite determinar diferencias específicas entre empresas;

c) Puede considerarse como una función de producción que permita que los elementos divergentes del tipo "wild card" debidos a errores de agregación aleatorios de los inputs o outputs, o a fallos por parte de las instancias observadas, se adecúen a las especificaciones que fijan los inputs y sus niveles. El tercer enfoque permite diferencias sistemáticas entre empresas, pero solamente debido a errores cometidos por el investigador al especificar la subfunción o al añadir outputs o inputs;

d) Por último, puede considerarse como una frontera de producción, estocástica en su naturaleza, con residuos unilaterales posibles que indican la ineficiencia técnica que explicaría que la gente cometa errores. En dicha especificación, la producción de cada empresa está limitada por arriba por una frontera que es estocástica en el sentido de que su colocación puede variar de modo aleatorio dependiendo de las empresas. Desde un punto de vista económico dicha técnica permite que las empresas sean técnicamente ineficientes respecto a su propia frontera. La variación de la frontera entre las distintas empresas presumiblemente se debe a los efectos de choques exógenos que escapan al control de la empresa. La variación interna a la empresa deja lo aleatorio bajo el control de la misma (es decir la ineficiencia) (Schmidt & Lovell, 1979, p. 344-345).

Los defensores del comportamiento optimizador y de las diferencias no sistemáticas entre empresas, interpretarían probablemente lo residual, como interferencias estadísticas y acontecimientos aleatorios, y también un error en la medición de los inputs o outputs y plantearán cuestiones sobre si todos los inputs han sido tenidos en cuenta puesto que las empresas que aparentemente son ineficientes pueden utilizar simplemente cantidades menores de algunos inputs. La medición de las diferencias depende de lo completo que

sea el modelo que puede abstraerse de los factores casi-fijos de producción o del ajustamiento lento al nivel de producción deseado. Los efectos de las variaciones de la empresa pueden atribuirse a inputs específicos principalmente debidos a las diferencias en la capacidad empresarial. Por tanto, las diferencias en la eficiencia de la empresa podrían atribuirse a deficiencias de la información, el coste de ajuste, los retrasos, la capacidad de dirección, el esfuerzo y la voluntad etc. Cuando se tiene en cuenta el hecho de que algunos inputs se fijan a niveles diferentes para diferentes empresas, tenemos potencialmente más de una función de subproducción, y probablemente tantas como número de empresas en la muestra.

Cualquiera que sea el enfoque adoptado, mejores métodos para medir las diferencias en el output entre las empresas dado una serie de inputs puede acercarnos a entender cuáles son estas diferencias medidas y qué las provoca. Por tanto lo esencial es descubrir si el origen de las diferencias, denominadas factores fijos o ineficiencia, puede corregirse y a qué precio (Seale, 1985). Una mejor comprensión del origen de las diferencias puede permitir una mejor especificación del modelo y el residuo, apartándose del proceso de producción estocástico, se acercaría más a un verdadero concepto de ineficiencia.

Por consiguiente las motivaciones de la medición de la eficiencia (o diferencias) pueden encontrarse a nivel de la empresa puesto que la política puede concebirse para corregir dichas diferencias una vez que se ha identificado su origen. Las diferencias pueden referirse a algunas características de las empresas así como a prácticas de la dirección. La política estatal puede beneficiarse asimismo de dicho análisis en la intervención tanto directa como indirecta por ejemplo en la concepción de reglamentaciones.

2. ANÁLISIS DE LA BIBLIOGRAFÍA SOBRE LA COMPARACIÓN DE LA EFICIENCIA DE LAS EMPRESAS PÚBLICAS Y PRIVADAS

En las últimas décadas pocos estudios se han ocupado del tema del análisis comparado de la eficiencia de la estructura de propiedad en la producción de electricidad (Meyer, 1975; Pescatrice y Trapani, 1980; Dilorenzo y Robinson, 1982; Fare, Grosskopf y Logan, 1985; Atkinson y Halvorsen, 1986).

Meyer (1975) trata de la influencia de la propiedad en la adopción de innovaciones y otros costes de la prestación de servicios. Dicho autor utilizó una variable ficticia que afectaba las empresas públicas y privadas. Aunque Meyer concluía diciendo que la propiedad parecía importante, opinaba que el origen de la diferencia del coste no se había identificado. No intentaba controlar factores tan importantes como los precios de los inputs, la tecnología, las influencias reglamentarias y la función objetiva de cada tipo de estructura de propiedad.

Pescatrice y Trapani (1980) intentaban determinar si existe una diferencia significativa de coste que surgiera de formas alternativas de propiedad. Su metodología exigía la derivación de las funciones objetivas para las empresas públicas y privadas. El modelo estimado añade una variante ficticia que tuviera en cuenta el tipo de propiedad a una función de coste "translog" y las ecuaciones del coste compartido, por lo tanto, que controlan la producción, los factores precio y tecnología. Una muestra mixta de las empresas públicas y privadas se utiliza suponiendo que el efecto reglamentario sobre las empresas privadas es igual a cero. Sus resultados sugieren que las empresas públicas tienen costes de entre el 24 y el 33 % inferiores por unidad a las empresas privadas. Pescatrice y Trapani (1980) adoptan un modelo completamente restrictivo en la medida en que

obliga a las empresas públicas a ser eficientes y a que el origen de la ineficiencia de la producción de electricidad privada es el peso de las obligaciones relativas a los dividendos.

Dilorenzo y Robinson (1982) calcularon una función de coste a corto plazo que incluía una variable ficticia para tener en cuenta la estructura de propiedad, en una mezcla de empresas públicas y privadas que controlarán la producción y la tecnología. Sus resultados indican que las empresas privadas de producción de energía eléctrica eran significativamente menos eficientes en los costes que las empresas públicas. Dilorenzo y Robinson explicaron sus resultados diciendo que la reglamentación de los tipos de interés lleva a una sobreutilización del capital.

Fare, Grosskopf y Logan (1985) utilizaron un enfoque no paramétrico, lineal y programador para calcular seis medidas diferentes de la eficiencia que se utilizan para comparar la eficiencia pública y privada de la producción de energía eléctrica. En lugar de estimar el coste y las funciones de producción utilizando técnicas estadísticas, dichos autores especifican y construyen una tecnología lineal parcial de los inputs y outputs (1) observados. Utilizando los datos de Atkinson y Halvorsen llegaron a la conclusión de que por término medio la producción de energía pública es ligeramente más eficiente en su conjunto que la privada (pero no de modo significativo), y que el principal motivo de ineficiencia se debe a la falta de eficiencia en cuanto a los precios. Dichos autores vieron que la media de eficiencia en conjunto es muy baja, aproximadamente 0'2281 donde 0'1000 representa la eficiencia máxima en conjunto (Fare et al., p.97).

Atkinson y Halvorsen (1986) investigaron la eficiencia sobre el coste relativo de la producción de electricidad pública y privada. El modelo econométrico utilizado tiene en cuenta los efectos del tipo de propiedad y la reglamentación

1) Véase Schmidt 1985-1986 sobre los problemas ligados a estas técnicas.

sobre los precios "shadow" de los inputs. Sin embargo reconocen que el comportamiento relativo de la producción de electricidad pública y privada no puede ser deducido a priori sino que ha de ser investigado empíricamente. Examinan si se alcanza la eficiencia de los precios pero no pueden examinar la eficiencia en su conjunto. Sus resultados indican que el efecto medio sobre la ineficiencia de los precios ha de incrementarse hasta el coste de producción total y medio a 2'4 % para la producción de electricidad pública y privada.

Los estudios empíricos están sujetos a cierta crítica por razones económicas. Dichos estudios están examinando las hipótesis sobre los efectos conjuntos de I) el tipo de propiedad, y II) la reglamentación, mientras que la literatura teórica ha considerado generalmente sólo los efectos parciales y proporciona pocos elementos referentes a sus efectos conjuntos. Otros problemas con dichos trabajos son que: I) no tienen en cuenta la ineficiencia técnica (excepto Fare et al.), ni desde un punto de vista económico ni empírico que es probable que sea al menos tan importante como la ineficiencia (2), II) un problema conexo es que no calculan la eficiencia desde el punto de vista de la función de producción límite, por lo tanto, su cálculo no es más que un cálculo relativo y no indica el nivel absoluto de ineficiencia.

Por consiguiente los resultados conocidos hasta ahora sobre este tema dan lugar a conclusiones conflictivas. Las conclusiones a las que llega lo son tan sólo respecto a medidas relativas de eficiencia puesto que ninguna de dichas estimaciones ha sido realizada respecto a una frontera de producción. El único estudio que tiene en cuenta los diferentes orígenes de la ineficiencia se basa en un enfoque determinista no paramétrico y, por lo tanto, es más probable observar las interferencias estadísticas y los errores de medición que los orígenes de la ineficiencia. Además, es improbable que cualquier industria tolerase niveles de ineficiencia de conjunto tan bajos como los mencionados en su estudio. Por último,

(2) La bibliografía sobre la estimación de fronteras de producción demuestra que la ineficiencia técnica media para las empresas privadas de suministro eléctrico es seguramente como mínimo tan importante como la ineficiencia. Véase Lovell y Schmidt 1979, Stevenson 1982 y Cote y Farber 1986 por ejemplo.

ninguno de los estudios llevados a cabo hasta ahora habla sobre el tema de la eficiencia de la producción de electricidad cooperativa frente a la producción de energía pública y privada.

Las cooperativas eléctricas rurales (CER) se están convirtiendo en un sector de creciente importancia en el sector de la producción de energía eléctrica (3). Dicho sector ha crecido constantemente desde el 2'5% de las ventas en KWh al consumidor final en 1950 hasta 7'4% en 1982. Dicho crecimiento ha tenido lugar a expensas de las ventas de empresas privadas que han caído continuamente desde el 80'7% en 1970 hasta el 77'6% en 1982 (Fenn, 1984, p.11). Mientras que la mayoría de las aproximadamente mil cooperativas distribuyen la electricidad adquirida del sector público o privado, al menos 60 son cooperativas de generación y transmisión (G&T). Las G&T se han convertido en una fuente cada vez más importante de suministro de energía. Las G&T suministraron el 12% de la energía total distribuida por las cooperativas en 1950 y el 34% en 1979 (Doyle, 1979, p.17). Mientras que sólo proporcionaban el 1'7% de la generación total de energía en 1970, este porcentaje ha aumentado hasta el 2'8% en 1980 (Fenn, 1984, p.12). Dicho incremento de la actividad cooperativa ha tenido lugar a pesar de la disminución de la importancia de la actividad económica agrícola y de la población rural.

Existen varias explicaciones del crecimiento relativo de las cooperativas. Por ejemplo, las CER han recibido subsidios de capital de la Administración Eléctrica Rural (ARE) y están exentas de los impuestos federales si la mayoría de las ventas se realizan a los miembros. Asimismo, las CER tienen un acceso preferente a la energía federal (Heflebower, 1980, p. 134). Mientras que algunas de estas ventajas son disponibles para los suministradores de energía públicos ninguna de ellas está disponible para las empresas del sector privado. Además de estas ventajas en el coste, las CER se ven

(3) Esta sección ha sido tomada de Cote y Farber (1986).

afectadas por una escasa reglamentación por parte de las autoridades estatales y federales (Doyle, 1979, pp. 21-25) comparado con las empresas privadas. Esto puede proporcionar a las cooperativas ventajas estructurales y costes reguladores reducidos que pueden llevar a un crecimiento de la cuota de mercado. Las explicaciones mencionadas del crecimiento cooperativo no consideran las diferencias en las eficiencias operativas debidas a la forma de propiedad. Las tres principales estructuras de propiedad en la industria: privada, pública y cooperativa, difieren de modo significativo en sus estructuras organizativas; y pueden diferir en sus objetivos. Dichas diferencias pueden tener su origen en diferentes eficiencias de funcionamiento. El objetivo del presente trabajo es comparar las eficiencias operativas en la generación de vapor a través de estas tres formas de propiedad (4).

3. "PANEL DATA" Y LOS MODELOS DE ESTIMACIÓN

Para darse cuenta de las diferencias (ineficiencia) entre las distintas estructuras de propiedad se utilizan los datos de las instalaciones de generación de vapor durante los cinco primeros años del funcionamiento de las mismas. Las instalaciones anteriores a 1965 no podían utilizarse porque la Comisión de Energía Federal no publicó los datos de producción para las cooperativas. Las instalaciones de propiedad mixta fueron dejadas de lado. Las nuevas instalaciones serán muy probablemente instalaciones de "base load". Los datos de cada uno de los tres tipos de propiedad son una mezcla de secciones transversales y series temporales para nuevas instalaciones. Cubren las nuevas instalaciones de generación de vapor construídas entre 1965 y 1973 de las que se dispone de los datos necesarios. Durante ese período las empresas de producción de energía eléctrica privadas

(4) Para un análisis comparado de los distintos tipos de modelos organizativos en términos de estructura de los derechos de propiedad y su impacto sobre la eficiencia, véase Cote, 1986.

construyeron 37 instalaciones, las cooperativas G&T 16 y las municipales 9 (5).

La producción es la generación de electricidad neta medida en millones de KWh/año (6). El capital se midió como el coste, el precio del suelo excluido, de las instalaciones en miles de dólares. El gasóleo se midió en mm BTU consumidos por año. El trabajo se midió por el número medio de empleados de la instalación multiplicado por 2000 horas por año. El precio del gasóleo de cada instalación se midió por mm BTU. El precio del trabajo se midió como el coste total de la operación y los costes de producción de mantenimiento dividido por el total de horas trabajadas por año. El precio externo del capital para la empresa privada reglamentada se midió como la suma de intereses en la deuda a largo plazo y los dividendos sobre las acciones preferente y común, dividido por la deuda a largo plazo más los títulos emitidos. El precio del capital para las empresas públicas se midió como la suma de intereses de la deuda a largo plazo y el coste del capital en acciones dividido por la deuda a largo plazo más las inversiones de la empresa y las reservas. El precio del capital de las cooperativas se midió como la suma de los intereses de la deuda a largo plazo más el coste del capital en acciones dividido por la deuda a largo plazo más el valor neto total. Para las empresas públicas y cooperativas los intereses de los bonos del estado a largo plazo con validez de 10 años se han usado como un sustitutivo para el coste del capital en acciones

(5) Fue necesario abandonar algunas observaciones porque la información era incompleta. Esto explica el número de observaciones mencionadas en el cuadro uno.

(6) La medición de la producción y de los inputs siguió la práctica habitual encontrada en la bibliografía econométrica sobre los servicios de producción de electricidad.

Los datos utilizados en el presente trabajo son un muestreo por definición puesto que se trata de un corte transversal de empresas, todas ellas observadas durante ciertos períodos de tiempo (5 años). Con los datos del cuadro la cuestión crucial es saber si el nivel de eficiencia de la empresa cambia con el tiempo. Los términos de error que reflejan la ineficiencia pueden considerarse independientes del factor tiempo; en este caso el hecho de que se trate de un muestreo es

*La eficiencia de la empresa y la estructura de la propiedad
(pp. 17 - 40)*

irrelevante. En el otro extremo podemos considerar que la ineficiencia de la empresa es constante en el tiempo; entonces la bibliografía sobre el muestreo es relevante (Schmidt, 85-86, p.312).

Cuadro 1

**Medias y desviaciones standard de las variables
utilizadas en el estudio por Tipo de Propiedad (7)**

| | todas | Privada grande | pequeña | Pública | Coop. |
|-------------------|----------------|-------------------|----------------|----------------|---------------|
| producción | 3961'7 | 6099'8 | 1823'5 | 1281'1 | 1064'1 |
| mm KWh | 2919 | 2728 | 993 | 1116 | 781 |
| capital | 104'6 | 162'3 | 46'966 | 33'9 | 27'1 |
| \$ mil. | 96'7 | 105'9 | 29'7 | 26'2 | 17'09 |
| P (%) | 0'0724 | 0'0717 | 0'0732 | 0'0621 | 0'0208 |
| | 0'0187 | 0'0155 | 0'0214 | 0'0109 | 0'0048 |
| gasóleo | 39'875 | 51'681 | 18'068 | 12'721 | 11'141 |
| bilBTU | 37'378 | 41'951 | 9'414 | 10'624 | 7'921 |
| P(\$mmBTU) | 0'0505 | 0'535 | 0'475 | 0'542 | 0'321 |
| | 0'441 | 0'487 | 0'414 | 0'566 | 0'327 |
| Trabajo | 193'150 | 285'570 | 100'720 | 116'550 | 79'352 |
| horas/ | 140'860 | 141'290 | 51'626 | 89'643 | 42'598 |
| P(\$/hora) | 8'679 | 12'123 | 5'638 | 4'181 | 3'794 |
| año | 7'501 | 8'877 | 3'659 | 3'066 | 2'37 |

7) La muestra completa de instalaciones privadas refleja valores medios mucho más altos para la medición de los datos. Por consiguiente para hacer las muestras más fácilmente comparables, la muestra privada ha sido dividida en instalaciones con una producción inferior a 3500 millones de KWh/año, y en instalaciones con una producción superior a 3500 millones de KWh/año. La primera muestra contiene 75 observaciones con una producción media de 1823.5 millones de KWh, mientras que la muestra de las instalaciones mayores tiene una producción media de 6099.8 millones de KWh/año.

La elección de los modelos de estimación para comparar la eficiencia de diversas estructuras de propiedad incluye modelos no estadísticos, paramétricos y no paramétricos, modelos estadísticos con fronteras determinadas y fronteras estocásticas. Se puede encontrar un excelente trabajo sobre dichos modelos en Schmidt (1985-1986). En el presente trabajo utilizamos los modelos de frontera estocásticos. El primer modelo es esencialmente el modelo desarrollado por

(8) Véase Schmidt y Sickels (1984) y Seale (1985) para una discusión sobre el modelo de los efectos fijos.

(9) Aunque la fórmula funcional de Cobb-Douglas es restrictiva no ha provocado distorsiones en la medición de la ineficiencia técnica en los modelos estocásticos (Kopp y Schmidt, 1980).

(10) En la producción de energía la literatura empírica sugiere que es posible considerar la producción de una empresa y el precio que paga por los inputs como factores exógenos. Por lo tanto, el problema de la empresa individual en la industria sería la de minimizar el coste total de producción de una producción dada, sujeto a una función de producción y al precio que debe pagar por los factores de producción (Nerlove, 1963). Los argumentos presentados para justificar la minimización del coste para las empresas privadas es válido para las empresas públicas y cooperativas.

(11) El cambio técnico incorporado en el factor temporal ficticio es igual a 0 para todas las instalaciones terminadas entre 1965 y 1968 y 1 para todas las instalaciones terminadas en el período 1969-1973. El período se divide de este modo para homogeneizar el cambio tecnológico para instalaciones construidas en épocas diferentes. Es práctica corriente en la bibliografía econométrica sobre producción de electricidad suponer que la tecnología es homogénea durante un período de cuatro años.

Lovell y Schmidt (1979) en el que ningún elemento de la ineficiencia de las empresas permanece en el tiempo. Además se utiliza un modelo de efectos fijos usando los datos del muestreo y permitiendo que la ineficiencia de la empresa sea constante en el tiempo (8).

Según Schmidt y Lovell (1979), consideramos separadamente para cada tipo de estructura de propiedad de una función de coste Cobb-Douglas con frontera estocástica (9).

Adoptando la eficiencia de asignación, la función de coste a largo plazo que se deriva de la función de producción Cobb-Douglas es (10):

$$1) \ln(C/P) = \alpha + 1/r \ln Y - \alpha/r \ln(P/P) - c/r \ln(P/P) + d V - l/r (v-u)$$

Donde C/P es el coste de generación total, normalizado por el precio del trabajo; Y es la producción; P es el precio del input; V es una variable temporal ficticia (11); v es un componente simétrico del término de perturbación que tiene en cuenta el carácter aleatorio del entorno no controlado de la empresa, con distribución $N(0, s)$; y u es un componente unilateral (no positivo) que representa el carácter aleatorio bajo el control de la empresa, con distribución semi normal $N(0, s)$. Esta función de coste a largo plazo proporciona un cálculo coherente de la ineficiencia técnica media, que puede medirse por $E(u)$, y la ineficiencia de coste media, $l/r \times E(u)$, para cada tipo de estructura de propiedad.

El efecto reglamentario sobre las empresas privadas ha sido excluido de los modelos que había que considerar. Utilizando la misma serie de datos, Cote y Farber (1986) han estimado la ineficiencia técnica y de asignación teniendo en cuenta el efecto de la reglamentación utilizando el precio interno del capital, y se ha demostrado que tiene un impacto insignificante en tales estimaciones.

La ecuación 1) es estimada separadamente para cada una de las tres formas organizativas que utilizan un máximo

La eficiencia de la empresa y la estructura de la propiedad
(pp. 17 - 40)

de probabilidad (12). La función de densidad de $(v-u)$ es (Aigner, et al, 1977, p.26):

$$2) f(v-u) = (2/s) f^* ((v-u)/s) [1-F^* ((v-u) ds)]$$

donde $s = s + s$; $d = s / s$; f^* y F^* son la densidad standard normal y la función de distribución cumulativa, respectivamente. Las estimaciones con un máximo de probabilidad (EMP) de 1) se obtienen utilizando la función de probabilidad logarítmica con la función de densidad 2). El algoritmo de Davidson-Fletcher-Powel (DFP) se utiliza para obtener los valores optimizados. Para calcular la ineficiencia técnica media de los parámetros auxiliares utilizamos las siguientes fórmulas (Stevenson, 1980, p.60):

$$1) s = s [1 / (1/d + 1)], E(u) = (2/r) \times s$$

Las estimaciones de d y s (los parámetros auxiliares) se obtienen a partir de la función de probabilidad maximizada.

La función de densidad de $(v-u)$ como ha sido presentada en la ecuación 2) implica que ninguno de los elementos de ineficiencia de las empresas permanece en el tiempo, lo que es una hipótesis importante. Dicha hipótesis implica que el modelo estimado es el mismo que para el modelo de corte transversal simple y que los beneficios de recurrir a datos mezclados son mínimos.

Los modelos de frontera estocásticos sufren serias dificultades (Schmidt, 1985-1986; Schmidt y Sickels, 1984). Un problema de los modelos de frontera estocásticos es la fuerza de las hipótesis distribucionales sobre las que se basan. La separación de las interferencias estadísticas y la ineficiencia dependen en última instancia de las hipótesis distribucionales fuertes (y arbitrarias) para u y v . No está claro que fuerza pueden tener los resultados que parten de tales hipótesis. Distribuciones diferentes para la ineficiencia técnica llevan a

(12) Las tres muestras no pueden mezclarse en este caso puesto que estamos interesados en estimar $E(u)$, la ineficiencia técnica media, para cada estructura de propiedad. Se podría estimar u (Jondrow et al., 1982) a partir de un modelo de frontera estocástico pero no de forma coherente.

resultados bastante diferentes al menos en términos de ineficiencias estimadas (Waldman, 1984). Además, la prueba de la ineficiencia técnica es una desviación del error de función de producción, pero ¿deberíamos considerar la desviación como una prueba de la ineficiencia? Un segundo problema de los modelos de frontera es que la ineficiencia y los niveles de input se presume que son independientes; esto puede ser irrazonable puesto que si una empresa puede prever su nivel de ineficiencia técnica debe esperarse que afectará a sus decisiones.

La estimación de los datos de muestreo puede evitar las dificultades mencionadas anteriormente (Schmidt y Sickels, 1984).

Con los datos de muestreo, las hipótesis distribucional como distribución normal/semi-normal son innecesarias. La estimación de un modelo de efectos fijos (que se introducirá más tarde) no exige ninguna hipótesis distribucional. Sin embargo, podemos imponer todavía dichas hipótesis distribucionales y es posible examinarlas. Además, los efectos fijos (estimador interno) no formulan o exigen ninguna hipótesis de independencia entre los efectos y las variables explicativas. Por último, con los datos de muestreo podemos estimar mejor u esencialmente porque podemos observarlo T veces en lugar de una sola vez. Intuitivamente estamos haciendo la media entre las interferencias estadísticas v en los residuos (v-u). Esencialmente la prueba de la ineficiencia puede resultar constante en el tiempo (estimaciones de efectos fijos) así como desviada (estimaciones de frontera estocástica). Sin embargo, la hipótesis de la eficiencia fija en el tiempo es irrealista (13).

El segundo modelo es el de los efectos fijos (estimador interno) (14). Dicho modelo tiene la siguiente forma:

$$3) \ln (C/P) = \alpha + 1/r \ln Y - \ln (P/P) - c/r \ln (P/P) + d V + v + u$$

(13) Un experto anónimo ha llamado la atención del autor sobre este punto.

(14) Esta sección sobre el estimador interno fue sacada de Schmidt y Sickels (1984).

La eficiencia de la empresa y la estructura de la propiedad
(pp. 17 - 40)

Donde $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; u representa la ineficiencia técnica. Para $T > 1$, tenemos una generalización del modelo de Aigner et al. (1977) que se adecúa en la literatura sobre los datos de muestreo con un efecto empresarial unilateral y sin efecto temporal. Si definimos $a = a + u$ el modelo 3) se convierte en:

$$4) \ln(C/P) = a + l/r \ln Y - a/r \ln (P/P) - c/r \ln (P/P) + d V + v$$

Por consiguiente el modelo de los efectos fijos (estimador interno) trata la u como fija es decir considera un segmento distinto para cada empresa. Esto puede hacerse suprimiendo el término constante y añadiendo una variable ficticia para cada una de las empresas N .

La principal ventaja del estimador interno es que su coherencia no depende de la no correlación de los regresores y los efectos individuales. Tampoco depende de la distribución de los efectos puesto que al tratarlos como fijos, su función depende solamente de las realizaciones. La estimación interna de los parámetros es coherente como N o T . La coherencia de los segmentos estimados individuales (a), sin embargo exige T .

Si los segmentos estimados N son a_1, a_2, \dots, a_N , simplemente define $a = \min(a_i)$ y $u = a_i - a$ [$a_i = \max(a_i)$] para una función de producción. Esta definición viene a significar que la empresa más eficiente en la muestra es eficiente en un 100%, y pueden obtenerse las estimaciones de la ineficiencia de coste para cada empresa. Por consiguiente, utilizando un estimador interno podemos estimar los segmentos individuales a_i coherentemente ya que T (así podemos comparar la eficiencia entre las empresas), además, como N , podemos separar coherentemente el segmento de conjunto de los efectos individuales lo que permite medir la eficiencia relativa a un nivel absoluto.

La virtud de un tratamiento de efectos fijos es que

depende de un conjunto de hipótesis mínimo (15). La utilidad de los datos de muestreo al estimar las fronteras y medir la ineficiencia es que: la ineficiencia de hoy muy probablemente está conectada en gran medida con la ineficiencia de ayer o de mañana. Por lo tanto, si se busca la prueba de la ineficiencia, la coherencia en el tiempo parece una base más razonable para la investigación que la desviación o el detalle nimio de la distribución del error.

4. LOS RESULTADOS EMPÍRICOS

El primer modelo considerado es el de la función de coste de Cobb-Douglas con frontera estocástica. Los resultados se obtienen de estimaciones con un máximo de probabilidad. La función de coste ha sido estimada separadamente para cada tipo de empresa. Los resultados de esta función de coste con frontera estocástica a largo plazo proporcionan estimaciones de la eficiencia técnica media y su coste. Estas medidas y estimaciones de la ineficiencia de los parámetros se presentan en el cuadro 1. La ineficiencia técnica media es mas baja para las cooperativas con el 7'52%. Esto resultó en una ineficiencia de coste del 6'5%. los servicios municipales muestran una ineficiencia técnica media del 13'1% y el 11'64% de ineficiencia de coste. Los servicios privados muestran una ineficiencia técnica media del 20'38%, y el 17'04% de ineficiencia de coste. Cuando la muestra privada se divide en empresas pequeñas y grandes los resultados indican una ineficiencia técnica media del 13'97% para las empresas privadas pequeñas (11'27% de la ineficiencia de coste), y el 27'14% de ineficiencia técnica para las empresas privadas grandes (27'25% de ineficiencia de coste). Estos resultados sugieren que las cooperativas son el tipo de estructura de sociedad más eficiente mientras los servicios de electricidad públicos y privados pequeños tienen un nivel de ineficiencia técnica similar. Además, la ineficiencia técnica

(15) Una línea importante de investigación futura es permitir que la ineficiencia cambie en el tiempo y sin embargo se separe de v (Schmidt, 1985-1986).

parece una fuente importante de ineficiencia que debe ser tenida en cuenta desde un punto de vista tanto teórico como empírico.

Cuadro 2

| Frontera estocástica | | | | | | |
|--|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-----------------|----------|
| Función de coste Cobb-Douglas a largo plazo | | | | | | |
| (Porcentajes asintóticos) | | | | | | |
| tipo de propietario | constante K | produc. l/r | P/P a/r | P/P or | V d | R |
| privada (z=0) (150 observ.) | 10'490 (61'4) | 0'8369 (29'5) | -0'153 (-3'16) | -0'679 (-16'2) | 0'183 (4'89) | 0'910 |
| privada pequeña (75 observ.) | 10'889 (50'48) | 0'807 (32'2) | -0'138 (-3'30) | -0'736 (-19'9) | | 0'958 |
| privada grande (75 observ.) | 9'235 (6'17) | 1'002 (4'95) | -1'58 (-1'09) | -0'711 (-6'42) | | 0'746 |
| empr. publica (22 observ.) | 10'047 (30'6) | 0'880 (31'0) | -0'018 (-0'28) | -0'819 (13'0) | -0'113 (1'1) | 0'990 |
| cooperativa (71 observ.) | 10'181 (80'6) | 0'829 (56'1) | -0'026 (0'91) | -0'777 (-47'6) | 0'039 (1'97) | 0'983 |

Los resultados del modelo de los efectos fijos se obtienen a partir de una mezcla de las tres estructuras de propiedad. Como dicho modelo da una medición de la ineficiencia sobre una base firme es posible a partir de la ineficiencia de las empresas conseguir una media de la ineficiencia técnica estimada para cada tipo de estructura de propiedad. La ineficiencia técnica media para los servicios privados es el 16'56%, comparado con el 13'37% para los servicios cooperativos y 6'96% para los servicios públicos. La ineficiencia técnica media para las pequeñas empresas privadas es el 14'52%, comparada con el 18'52% para las grandes empresas privadas. Los coeficientes estimados de la función de coste se presentan en la cuadro 4.

Debido a la gran cantidad de empresas en el ejemplo ($N = 62$), la normalización de la empresa más eficiente con un 100% de eficiencia técnica es menos cuestionable. Tenemos una muestra relativamente reducida respecto al número de observaciones sobre cada empresa ya que $T = 5$, así la clasificación de la eficiencia relativa es más cuestionable. Pero como no estamos interesados, en el presente trabajo, en la medición de la eficiencia de la empresa sino más bien en la media de la eficiencia de la empresa para cada tipo de estructura de sociedad, la cuestión de la clasificación de la eficiencia relativa de las empresas no plantea demasiados problemas.

5. COMENTARIOS A MODO DE CONCLUSIÓN

En el presente artículo hemos considerado la estimación de un modelo de función de coste de frontera estocástica, dados unos datos de muestreo, utilizando dos estimadores diferentes basados en hipótesis diferentes. El estimador de máxima probabilidad exigía que la ineficiencia técnica (el efecto individual) no estuviera relacionado con los regresores, implicaba las hipótesis distribucionales para los componentes de los términos de error y partía de la idea de que ninguno de los elementos de la ineficiencia de la empresa fuera constante en el tiempo. El estimador interno no exigía tales hipótesis y partía de la base que la ineficiencia de la empresa era constante en el tiempo. Los resultados obtenidos a partir de ambos estimadores muestran que las pequeñas empresas privadas reguladas tienen aproximadamente el 14% de ineficiencia técnica media. Los resultados para las cooperativas y los servicios públicos difieren dependiendo de qué estimador se tiene en cuenta. La ineficiencia técnica media estimada para la cooperativa es el 7'82% a partir del EMP comparado con el 13'68% a partir del estimador

(16) Las estimaciones EMP no pudieron conseguirse, es decir que la función de probabilidad no convergió hacia un máximo cuando la variable temporal fue incluida en el modelo.

La eficiencia de la empresa y la estructura de la propiedad
(pp. 17 - 40)

interno. La ineficiencia técnica media estimada para los servicios públicos es el 13'1% a partir del EMP comparado con el 6'96% a partir del estimador interno.

Cuadro 3

Frontera estocástica - función de coste a largo plazo
Estimaciones de los parámetros auxiliares
(ineficiencia técnica y de coste)
(Porcentajes asintóticos)

| Tipo propiedad | sigma | lambda | E(u) | E(u)/r |
|----------------|-------------------|-----------------|-------------------|--------|
| privada | 0'2767 (34'30) | 2'399 (7'86) | 0'2038 (26'66) | 0'1704 |
| privada (peq) | 0'1918 (4'53) | 2'236 (2'64) | 0'1397 (3'78) | 0'1127 |
| privada (gra) | 0'3723 (15'60) | 2'248 (4'99) | 0'2714 (14'18) | 0'2725 |
| pública | 0'1670 (6'37) | 5'133 (1'61) | 0'131 (6'35) | 0'116 |
| cooperativa | 0'1030 (5'79) | 2'995 (2'00) | 0'0782 (6'04) | 0'065 |

Cuadro 4

Efectos fijos (estimador interno)
Función de coste Cobb-Douglas a largo plazo
(Porcentajes asintóticos)

| Coefficientes estimados | Y | P/P | P/P | V | R |
|----------------------------|--------------------|----------------------|---------------------|------------------|------|
| | 0'79794 (41'76) | -0'1755 (-10'505) | -0'7454 (-45'64) | -3'83 (-39'2) | 0'99 |
| Tipo de propiedad | Privada | | Pública | Cooperativa | |
| | grande | pequeña | | | |
| Ineficiencia técnica media | 18'72% | 14'52% | 6'96% | 13'68% | |

Al observar estos resultados hay que tener cuidado en dos sentidos. En primer lugar la interpretación de dichos resultados está muy influenciada por la visión del mundo que se tenga, es decir la ineficiencia frente a la realización completa del modelo y de los errores de medición. En segundo lugar, el tipo de estimadores utilizado se basa en una serie de hipótesis. Mientras que no podemos hacer mucho respecto al primer aspecto, la estimación de la eficiencia utilizando dos estimadores diferentes da mayor peso a nuestros resultados.

La comparación de la eficiencia de las diferentes estructuras de propiedad ha sido un tema que ha ocupado a los economistas durante años. El desarrollo reciente de los modelos de frontera estocásticos debería ser útil para arrojar luz sobre el tema. Además, la estimación de la ineficiencia de la empresa debería permitir una mayor investigación sobre el origen y las causas de tales diferencias entre empresas lo que tiene una gran importancia si se quiere que mejoremos la elaboración de políticas que se ocupen de dicho origen tanto a nivel estatal como a nivel empresarial.

REFERENCIAS

AIGNER D.V, LOVELL C.A. y SCHMIDT P., 1977, "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", en el *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.

ANNUAL STATISTICAL REPORT, Rural Electric Borrowers, 1966-1978, Administración de la electrificación rural, Departamento de agricultura americano.

ATKINSON S.E. y HALVORSEN R., 1986, "The Relative Efficiency of Public and Private Firms in a Regulated Environment: The case of U.S. Electric Utilities", en el *Journal of Public Economics*, 29, 289-294.

COTÉ D., 1986, *Effect of Ownership Structure on Efficiency. A comparative Analysis of Various Organizational Forms*, Louisiana State University, Ph. D. Dissertation.

COTE D. and FARBER S., "Effects of Ownership Structure on Efficiency: An Application of the Stochastic Frontier Model to Electric Utilities", documento de trabajo IEA-86-09, H.E.C.

*La eficiencia de la empresa y la estructura de la propiedad
(pp. 17 - 40)*

COWING T.G. and SMITH V.K., 1978, "The Estimation of a Production Technology: A Survey of Econometric Analysis of Steam Electric Generation", en *Land Economics*, 54, 2, 156-186.

DIORENZO T.G. and ROBINSON R., 1982, "Managerial Objectives Subject to Political Market Constraints: Electrical utilities in the U.S.", en *Quarterly Review of Business and Economics*, 22,2, 113-123.

DOYLE J., 1979, *Lines Across the Land: Rural Electric Cooperatives, the Changing Politics in Rural America*, Washington, The Rural Land and Energy Project Environmental Policy Institute.

FARER., GROSSKOPF S., and LOGAN J., 1985, "The Relative Performance of Publicly Owned and Privately Owned Electric

Utilities", en *Journal of Public Economics*, 26, 89-106.

Federal Power Commission, 1965-1978, *Statistics of Privately Owned Electric Utilities in the U.S.*, Washington, U.S. Government Printing Office.

Federal Power Commission, 1965-1978, *Statistics Steam Electric Plant Construction Cost and Annual Production Expenses*, Washington, U.S. Government Printing Office.

FORSUND F.R., LOVELL K and SCHMIDT P., 1980, "A Survey of Frontier Production Functions and of their Relationship to Efficiency Measurement", en el *Journal of Econometrics*, 13, 5-25.

HELLMAN R., 1982, *Government Competition in the Electric Utility Industry - A Theoretical Approach and Empirical Study*, Praeger Publishers.

JONDROW J., LOVELL C.A., MATEROY I.S. and SCHMIDT P., 1982, "On the Estimation of Technical Efficiency in the Stochastic Frontier Model", en el *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.

JOSKOW P.L. and SCHMALENSEE R., 1984, *Markets for Power, an Analysis of Electric Utility Deregulation*, MIT press, Cambridge, Massachusetts.

JUDGE G.G., GRIFFITHS W.E., HILL R.C. and LEE T.C., 1980, *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley and Sons, Nueva York.

KOLBE L.A. and READ J.A., 1984, *The Cost of Capital: Estimating the Rate of Return for Electric Utilities*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

KOPPR J. and SMITH V.K., 1980, "Frontier Production Function Estimation for Steam Electric Generation", en *Southern Economic Journal*, 46,4, 1049-1059.

MEYER R.A., 1975, "Publicly Owned vs Privately Owned Utilities: a Policy Choice", en *la Review of Economics and Statistics*, 57,4, 391-399.

NERLOVE M., 1963, "Returns to Scale in Electricity Supply" en *Measurement in economic studies*, en hono de Yehuda Grundfield.

OLSON J.A., SCHMIDT P. and WALDMAN D.M., 1980, "A Monte Carlo Study of Stochastic Frontier Production Functions", en el *Journal of Econometrics*, 13, 67-82.

PESCATRICE D.K. and TRAPANI J.M., 1980, "The Performance and Objectifs of Public and Private Utilities Operating in the U.S.", en el *Journal of Public Economy*, 13, 259-276.

PITT M.M. and LEE L.F., 1981, "The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry", en el *Journal of Development Economics*, 9, 43-64.

SEALE J.L., *Fixed Effect Cobb-Douglas Production Functions for Floor Tile Firms, Fayoum and Kalyubiya, Egypt, 1981-1983*, trabajo de doctorado no publicado, Michigan State University.

SCHMIDT P., 1985-1986, "Frontier Production Function", en la *Economic Review*, 4(2), 289-328.

SCHMIDT P. and SICKELS R., 1984, "Production Frontiers and Panel Data", en el *Journal of Business and Economics Statistics*, 24, 349-361.

SCHMIDT P. and LOVELL K., 1979, "Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers" en el *Journal of Econometrics*, 9, 343-366.

STEVENSON R.E., 1980, "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation", en el *Journal of Econometrics*, 13, 56-66.

STIGLER G., 1976, "The Existence of X-Efficiency", en la *The American Economic Review*, 66, 213-216.

WALDMAN D.M., 1984, "Properties of Technical Efficiency Estimators in the Stochastic Frontier Model", en el *Journal of Econometrics*, 25, 353-364.