

## **La eficiencia productiva en las empresas públicas regionales españolas: El caso de las orquestas sinfónicas**

*Productive efficiency of the Spanish regional public firms: The case of the philharmonic orchestras*

**Baudelio Urueña Gutiérrez\*** y **Alí Colina Rojas\*\***

Recibido: 03/02/09, Revisado: 09/06/09, Aceptado: 20/06/09

Códigos JEL.: D24; L31; L32

### **Resumen**

El objetivo de este artículo consiste en plantearse, metodológicamente, cómo cuantificar y medir la eficiencia técnica en las empresas públicas regionales españolas que están orientadas a la prestación de servicios públicos. Este estudio se propone como algo novedoso debido a que el análisis de la eficiencia en empresas de este tipo representa un ámbito escasamente explorado. Tras revisar las limitaciones y las restricciones que soportan dichas entidades para poder ser evaluadas tales como, por ejemplo, la ausencia de competencia, la complejidad de los objetivos, la existencia de outputs multidimensionales difícilmente cuantificables y la ausencia de precios de mercado, se concluye la conveniencia del uso de las técnicas de análisis de frontera, en particular la no paramétrica, porque son capaces de superar las limitaciones anteriormente señaladas. Por último, se realiza una aplicación práctica al caso de las orquestas sinfónicas españolas.

**Palabras clave:** Empresa pública regional, frontera de producción estocástica, análisis envolvente de datos.

### **Abstract**

The aim of this research is to determine the measurement of the technical efficiency of Spanish regional public firms that are oriented to the provision of public services. This study represents an innovative contribution because the analysis of the efficiency of this type of firms is a subject scarcely explored. After reviewing the limitations and restrictions that public firms bear as singular organizations: lack of market competition, existence of complex organizational objectives, existence of hardly quantifiable and multidimensional

\* Departamento de Economía Aplicada, Facultad de CC.EE. y EE., Universidad de Valladolid, España. E-mail: Baudelio@eco.uva.es

\*\* Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes, Núcleo Universitario Liria, Mérida-Venezuela. E-mail: colibaro@ula.ve

output and missing market prices, it appears appropriate the use of the production frontier analysis, specially the non-parametric technique, because it allows us to surpass the limitations and restrictions that characterize the service-oriented public firms. Lastly, it is measured the technical efficiency in the case of the particular Spanish regional public firms: the symphony orchestras.

**Key words:** Regional public firm, stochastic production frontier, data envelopment analysis.

## 1. Introducción

Existen múltiples investigaciones sobre la eficiencia técnica de las empresas públicas estatales españolas como las de Cuervo y Peres (1981); Novales, Sebastián, Servén y Trujillo (1987); Vergés (1982), así como su comparación con empresas semejantes del sector privado, entre los que podemos citar a Argimón, Artola y González-Páramo (1999); Bishop y Kay (1992); Hernández de Cos, Argimón y González-Páramo (2002); Prior, Vergés, y Vilardell (1993) y Sanchís (1996). En todas éstas, se toma como medida de eficiencia la productividad relativa de algún factor, normalmente el factor trabajo.

Además, como consecuencia del proceso de descentralización política, económica y administrativa, las empresas públicas autonómicas están adquiriendo una relevancia y protagonismo creciente, tanto cuantitativa como cualitativamente, especialmente en algunas comunidades autónomas (Gómez, 2000, p. 33; Utrilla, 1998, pp. 181-183). Por tanto, resulta oportuno plantearse cómo medir la eficiencia productiva para proceder a su mejora.

Sin embargo, se carece de estudios de eficiencia técnica aplicados al ámbito del sector público empresarial de las comunidades autónomas españolas debido a las limitaciones, las dificultades y las restricciones que soportan dichas entidades para poder ser evaluadas, como la ausencia de competencia, la complejidad de los objetivos, y la circunstancia de ser instituciones sin ánimo de lucro, la existencia de *outputs* multidimensionales y la ausencia de precios de mercado.

Dada esta situación, es decir, dado el proceso de descentralización y la carencia de estudios en este ámbito, el objetivo del presente artículo

consiste, en primer lugar, en cuestionarse qué tipo de análisis económico y qué metodologías resultan más adecuadas para tratar de cuantificar la eficiencia técnica en estas entidades de prestación de servicios, difícilmente valorables y cuantificables.

En segundo término, resulta necesario desarrollar variantes metodológicas al tradicional análisis económico-financiero y de productividad relativa para aplicar técnicas específicas<sup>1</sup> y aprovechar la información auditada de las cuentas de resultados en estas empresas.

En tercer lugar, durante las últimas décadas, la medición de la eficiencia productiva en las entidades públicas se realiza, básicamente, mediante los análisis de frontera de producción. El origen de estos trabajos se remonta al estudio de Farrell (1957) que mide, por primera vez, la eficiencia técnica y asignativa de las empresas. Desde este estudio pionero hasta hoy en día se han desarrollado dos grandes líneas de investigación:<sup>2</sup> por una parte, las técnicas paramétricas y, por otra, las no paramétricas. En este caso, el objetivo consiste en determinar cuál de estas metodologías permite obtener mejores resultados sobre la eficiencia de empresas públicas autonómicas.

Después de justificar la adecuación, las ventajas e inconvenientes del uso de los análisis de frontera a las entidades autonómicas, se realiza una aplicación práctica de esta metodología, en sus dos variantes, a un caso concreto de empresa pública autonómica: las orquestas sinfónicas (O.S.) que están constituidas bajo la forma de sociedades anónimas (S.A.). Específicamente, desde la perspectiva paramétrica se estima la *frontera de producción estocástica* y, desde la óptica no paramétrica, se calcula el *análisis envolvente de datos* (Data Envelopment Analysis-DEA<sup>3</sup>) para concluir sobre qué modelo se adapta mejor. La fuente de datos utilizada ha sido, por una parte, el Balance de Situación y, por otra, las Cuentas de Pérdidas y Ganancias, de cada una de las entidades, a lo largo de una serie de años.

El esquema que se va a seguir es el siguiente. En el apartado 2 se justifican los modelos y la metodología a utilizar. El apartado 3 se describe el análisis empírico que se va a realizar. Los resultados obtenidos se analizan en el apartado 4 y, finalmente, se recogen las principales conclusiones en el apartado 5.

## 2. Justificación de la metodología a utilizar

Desde el punto de vista de la “oferta”, la medición de la eficiencia productiva en el sector público empresarial autonómico, para un número muy importante de entidades, presenta las siguientes limitaciones y restricciones a tener en cuenta (Urueña, 2004b, pp. 11-13):

- 1 La ausencia de competencia y, por tanto, la naturaleza “monopolística” de la producción. Son entidades sin ánimo de lucro.
- 2 Los *outputs* son difícilmente cuantificables y multidimensionales. En estos casos, se deben construir indicadores y variables intermedias o *proxy*, suficientemente explicativas de los *outputs* o actividades realizadas.
- 3 Objetivos complejos e imprecisos.
- 4 La inexistencia de un mecanismo de eliminación o expulsión del “mercado”.
- 5 La ausencia de precios de mercado (o su determinación mediante criterios políticos). La mayoría de los *outputs* y objetivos no son medibles en términos monetarios.
- 6 El escaso número de empresas públicas similares en otras comunidades autónomas para la comparación. Esta restricción es fundamental porque supone una limitación al habitual análisis de corte transversal entre diferentes “unidades productivas”.

Estas limitaciones conducen a plantearse, metodológicamente:

- 1 Que resulta conveniente la elección de un concepto de eficiencia basado en cantidades y no en valores, el favorecimiento del análisis de la productividad y de la eficiencia técnica frente a la asignativa (Pedraja, Salinas y Suárez, 2001);
- 2 que en estas entidades de prestación de servicios, “el resultado contable difícilmente puede ser un buen indicador de medición de la eficiencia” (Prior *et al.*, 1993, pp. 195-196). Es decir, el tradicional análisis de *ratios* económicos y financieros, obtenidos del balance de situación y de la cuenta de pérdidas y ganancias

- aporta información abundante y fiable, pero escasamente relevante y robusta, estadísticamente, sobre la medición y cuantía, en términos relativos, de la eficiencia o ineficiencia, y
- 3 que se deben utilizar otras técnicas que “midan distancias”, “cuantifiquen” la ineficiencia y asignen, individualmente, la responsabilidad de cada factor productivo o de cada *output* en la cuantía de ineficiencia total.

Bajo todos estos requisitos, resulta necesario elegir metodologías adecuadas que corrijan las anteriores limitaciones y, además, que midan y cuantifiquen la eficiencia productiva de una unidad respecto del mejor comportamiento mostrado por algunas de las unidades de la muestra. De esta forma, las unidades eficientes están ubicadas sobre la frontera de producción o coste, mientras que las ineficientes se sitúan por debajo de la frontera de producción o por encima de la frontera de coste. Esta metodología se enmarca en las teorías económicas sobre la eficiencia técnica y se estructura en dos grandes ámbitos: el *paramétrico*<sup>4</sup> y el *no paramétrico*.

Por lo que respecta a la *frontera de producción paramétrica*, ésta ajusta una forma funcional concreta, por ejemplo, la de Cobb-Douglas y, dependiendo de la naturaleza de la distribución de la perturbación aleatoria, la frontera puede clasificarse en *determinística* y *estocástica*.

La *frontera paramétrica determinística* usa una perturbación aleatoria de distribución no especificada, con la única condición de ser no negativa. Bajo esta especificación no es posible determinar si la ineficiencia es consecuencia del mal manejo de los recursos en el proceso productivo (ineficiencia técnica), o consecuencia de factores fuera del control de la empresa (errores en los datos).

Los primeros en especificar una frontera de producción de este tipo fueron Aigner y Chu (1968). El modelo puede representarse matemáticamente así:

$$y_i = f(x_{ki}; \beta) - \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \geq 0 \quad k=1\dots j; \quad i=1\dots n \quad [1]$$

Donde  $f(x_{ki}; \beta)$  es el máximo producto obtenible; sujeto a que  $y_i \leq f(x_{ki}; \beta)$ ;  $x_{ki}$  es un vector de “ $j$ ” *inputs*,  $\beta$  es el vector de los parámetros a estimar;  $\varepsilon_i$  una perturbación aleatoria no negativa, y “ $n$ ” el número de “*unidades productivas*” o *Decision Making Units (DMUs)*.<sup>5</sup>

Aigner y Chu (1968) proponen estimar  $\beta$  mediante la resolución de un problema de programación lineal o bien de programación cuadrática, tomando logaritmos y ajustando una función Cobb-Douglas, del siguiente modo:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^j \beta_k \ln x_{ki} - u_i \quad u_i \geq 0 \quad [2]$$

Siendo  $\varepsilon_i = e^{-u_i} = y_i / y_i^*$ , una medida de la eficiencia técnica, ya que es el cociente entre la producción real ( $y_i$ ) y la potencial ( $y_i^*$ ).

Una alternativa a la programación matemática en la estimación de los modelos determinísticos son las técnicas econométricas, por ejemplo, mediante el método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios Corregidos (MCOC).

La frontera paramétrica determinística presenta como inconvenientes:

- a) Que la construcción de la frontera es muy sensible a las observaciones extremas.
- b) La falta de propiedades estadísticas de los estimadores muestrales, debido a la ausencia de un supuesto sobre la función de distribución del término de error.

Para superar las anteriores desventajas, Aigner, Lovell y Schmidt (1977) proponen una *frontera de producción*, llamada *estocástica*, que contiene una estructura compuesta del residuo: un error debido a la ineficiencia y el otro debido a los factores fuera del control de las organizaciones. En nuestro caso, estos dos términos de error explicarían las posibles variaciones del *output* de las entidades públicas para un conjunto dado de *inputs*. Suponiendo una distribución específica para el término de error, el modelo se puede estimar por técnicas de máxima verosimilitud, siendo la ecuación:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^j \beta_k \ln x_{ki} + v_i - u_i \quad u_i \geq 0 \quad k=1\dots j; \quad i=1,\dots,n \quad [3]$$

donde  $x_{ki}$  es un vector de “ $j$ ” inputs,  $\beta_k$  es el vector de los parámetros a estimar; y “ $n$ ” el número de “*unidades productivas*” o *DMUs*. Además,  $\varepsilon_i = v_i - u_i$  es una perturbación aleatoria.

La versión para datos de panel del modelo de Aigner *et al.* (1977) fue planteado por Pitt y Lee (1981) en la siguiente forma:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{it} + v_{it} - u_{it} \quad u_{it} \geq 0 \quad i=1,2,\dots,N; \quad t=1,2,\dots,T \quad [4]$$

donde  $y_{it}$  representa el producto de la  $i$ -ésima empresa durante el periodo  $t$ ,  $x_{it}$  denota un vector ( $I \times K$ ) de valores de insumos,  $\beta$  es un vector ( $K \times 1$ ) de parámetros a estimar.

Los ( $v_{it}$ ) recogen las perturbaciones estocásticas y *shocks* aleatorios debido a otras circunstancias como la suerte, el clima o simplemente debido a errores en la medición del producto. Por lo tanto,  $v_{it}$  será mayor, igual o menor que cero, teniendo una distribución normal simétrica del tipo  $N(0, \sigma_v^2)$ .

Las variaciones aleatorias representadas por ( $u_{it}$ ) se distribuyen independientemente de  $v_{it}$  y representan el efecto de la ineficiencia técnica, es decir, la capacidad que tiene la empresa de utilizar la tecnología. Para obtener una medida de la eficiencia técnica individual de cada empresa, usualmente se sigue el método adoptado por Jondrow, Lowell, Materov y Schmidt (1982) quienes la calculan a partir de la distribución condicionada de  $u$  en  $v$ ; es decir:  $ET_{it} = \exp[-E(u_{it}/v_{it})]$ .

En este artículo estimaremos la frontera estocástica de producción representada por la ecuación [4] bajo dos supuestos: primero, que los  $u_{it}$  permanecen invariables en el tiempo y, segundo, que los  $u_{it}$  varían sistemáticamente en el tiempo. En ambos casos, supondremos que los  $u_{it}$  tienen una distribución normal-truncada.

En cuanto a la frontera de producción no paramétrica, el modelo más empleado y desarrollado es el *DEA*. Para Charnes, Cooper y Rhodes (1978) constituye un método muy apropiado para evaluar la eficiencia en entidades e instituciones sin ánimo de lucro, circunstancia muy habitual en las empresas públicas autonómicas de prestación de servicios.

Además, nos permite determinar cuánto tiene que mejorar cada “*unidad productiva*” ineficiente y, específicamente, en qué *inputs* o *outputs* productivos, así como las unidades de referencia a las que debe imitar.

La descripción matemática del DEA, siguiendo la formulación expuesta por Charnes *et al.* (1978), sin el propósito de describir de forma detallada esta metodología, es la siguiente:

Consideremos un conjunto de  $n$  unidades productivas. Supongamos que hay  $m$  *inputs* y  $s$  *outputs*. Cada unidad  $j$  puede caracterizarse por un vector de *inputs*  $X_j = (X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{mj})$  y un vector de *outputs*  $Y_j = (Y_{1j}, Y_{2j}, \dots, Y_{sj})$ . Para determinar la eficiencia de una unidad productiva, por ejemplo, la  $0$ , es necesario examinar todas las combinaciones lineales de otras unidades que producen al menos tanto como la unidad  $0$ , en cada una de las  $s$  dimensiones del *output*, tal comparación lineal es conocida como grupo de referencia, representado por el vector  $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n)$ , donde  $\lambda_j$  es la ponderación asignada a la unidad  $j$ . Estamos interesados en los grupos de comparación que satisfagan las  $s$  *output* condiciones:

$$\sum_{j=1}^n Y_{rj} \lambda_j \geq Y_{ro} \quad r = 1, 2, \dots, s$$

Además, se busca el grupo de comparación que tenga la mejor ejecución a lo largo de las  $m$  dimensiones de *inputs* (eficiencia en términos de minimización de *inputs*). Por esta razón, es necesario encontrar el valor de que satisface.

Todo lo anterior puede ser representado mediante un programa lineal. Las  $n+1$  variables que han de ser determinadas son  $\lambda$  y  $\theta_0$  y el programa puede escribirse, en términos de *inputs*, que va ser el modelo que se utilice en la aplicación práctica, como:

$$\text{Minimizar } \theta_0 \quad \sum_{j=1}^n X_{ij} \lambda_j \leq \theta_0 X_{io} \quad i = 1, 2, \dots, m \quad [5]$$

$$\text{s.a.} \quad \sum_{j=1}^n Y_{rj} \lambda_j \geq Y_{ro} \quad r = 1, 2, \dots, s \quad [6]$$



$$\theta_0, \quad \lambda_j \geq 0 \quad j = 1, 2, \dots, n \quad [7]$$

Los requisitos mínimos a exigir a esta técnica, para la correcta evaluación de la eficiencia técnica en las empresas regionales de prestación de servicios, son los siguientes:

1. Disponer de muestras homogéneas con coeficientes de correlación entre variables superiores a 0,9 porque el DEA es muy sensible a los valores extremos.
2. La eficiencia de una *DMU* exige dos condiciones: por una parte, el índice debe ser igual a 1 (ó 100%) y, por otra parte, las variables de holgura de todos los *inputs* y *outputs* deben ser nulas.
3. Para evitar la escasez relativa de observaciones en comparación al número de variables<sup>6</sup>, imponemos el criterio propuesto por Banker, Charnes, Cooper, Swarts y Thomas (1989), de que el número de unidades analizadas sea igual o superior al triple de las variables incluidas en el modelo.
4. Para determinar las unidades especialmente influyentes entre las eficientes, consideraremos dos caminos: los índices de supereficiencia y la contabilización del número de veces que una unidad eficiente aparece en los grupos de referencia de las *DMUs* ineficientes.

El análisis DEA presenta ventajas e inconvenientes en su aplicación práctica a las entidades públicas empresariales regionales. Entre las primeras, haciendo extensibles las ventajas que exponen autores como Pedraja y Salinas (1994) y Prior *et al.* (1993) para el sector público:

- a) El *carácter multidimensional del output*, característico de las empresas públicas autonómicas y que el resto de las metodologías no puede contemplar.
- b) Se ajusta a la “*ausencia*” de precio.
- c) Es una técnica idónea para entidades que *no operan en mercados competitivos*.
- d) *No requiere de supuestos* previos relativos a *una función de producción* o a las ponderaciones aplicables a los *inputs* y *outputs*.

- e) Son una opción para entidades que *no tienen ánimo de lucro*.
- f) Especifica *índices individualizados de eficiencia*, detectando los objetivos de consumo y producción para las unidades ineficientes.
- g) Es un *método más flexible que las técnicas paramétricas*, incluso imponiéndose restricciones en las ponderaciones.

Entre los inconvenientes, el mayor problema de esta técnica es la falta de homogeneidad, que puede venir provocada por:

1. La consideración de rendimientos constantes de escala.
2. La *existencia de factores exógenos* que afecten a la actividad productiva (aunque al ser empresas públicas constituidas como S.A., vamos a suponer una cierta independencia en la gestión cotidiana).
3. La *excesiva flexibilidad de la técnica*, que puede ser solventado mediante la introducción de restricciones en las ponderaciones, mejorando la capacidad discriminatoria y los resultados suministrados por el modelo DEA, como afirman Charnes *et al.* (1978) y Pedraja, Salinas y Smith (1994).

Por esta razón, en la aplicación práctica, para evitar estos inconvenientes, se incluyen restricciones que se corresponden con los pesos relativos de los *inputs* en el “proceso productivo” y, además, se estima el modelo bajo el supuesto de *rendimientos variables de escala*.

### 3. Descripción del análisis empírico

En este trabajo aplicaremos las dos variantes metodológicas de análisis de frontera, descritas en el apartado anterior, a una muestra de tres orquestas sinfónicas, concretamente, la de Castilla y León, la de Euskadi y la de Sevilla, porque son las que se constituyen como empresas públicas autonómicas bajo la forma jurídica de sociedad anónima (S.A.). Esta limitación en cuanto al número de “unidades productivas”, en un corte transversal, lo solventamos, en la práctica, mediante el establecimiento de una muestra de treinta y tres DMUs de la siguiente manera: 1) los

datos disponibles para la Orquesta Sinfónica de Castilla y León, desde el año 1991 hasta el año 2000 serán, respectivamente, las DMUs números 1 hasta la 10; 2) las variables correspondientes a la Orquesta Sinfónica de Euskadi, desde el ejercicio 1990 hasta el 2001, las asimilamos a las DMUs números 11 hasta 22; 3) por último, los resultados relativos a la Orquesta Sinfónica de Sevilla, para los años 1991 hasta el ejercicio 2001, serán respectivamente, las unidades números 23 hasta la 33.

De esta manera, se adopta una metodología de “análisis de ventanas” (Pedraja *et al.*, 2001, p. 259), para tres O.S., estableciendo como *DMUs* diferentes<sup>7</sup> la evolución temporal de las tres entidades consideradas que, además, son homogéneas en cuanto a los objetivos asumidos, el régimen jurídico (sociedades anónimas) y la dependencia institucional respecto a las Comunidades Autónomas.

Para el cálculo de la eficiencia técnica, emplearemos las siguientes variables extraídas de las cuentas contables auditadas, a las que se supone una elevada fiabilidad frente a otros datos:

1. Como medida del *output*, los *ingresos de explotación*<sup>8</sup> (incluyendo las subvenciones de explotación),<sup>9</sup> tal como se recoge en las cuentas contables. Los *modelos paramétricos* sólo admiten la inclusión de una única variable de *output*, siendo ésta la más representativa de la actividad realizada con los *inputs* empleados. En el *modelo no paramétrico*, se incluyen otros *outputs* como el número de conciertos realizados dentro y fuera de la Comunidad Autónoma.
2. Como medidas de los *inputs*, utilizamos tres factores productivos o variables, el *consumo intermedio* “*Xc*”, el *factor capital* “*Xk*” (se emplean las dotaciones para amortizaciones de inmovilizado y, alternativamente, el inmovilizado material) y el *factor trabajo* “*Xl*” (se utiliza la variable gastos de personal, o alternativamente, el número de trabajadores).

En todas las DMUs, las variables utilizadas, en su comparación intertemporal, se expresan en euros constantes del año 2002, deflactadas según el índice del coste de la vida elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE), para eludir el efecto de la inflación (por tanto, un

incremento en el valor de cualquier variable, se producirá únicamente por un aumento de la cantidad, no del precio).

El análisis determinará qué ejercicios económicos han sido los más eficientes y, por tanto, la combinación óptima de factores productivos ( $X_c, X_k, X_l$ ) a la cual deben imitar las restantes DMUs ineficientes. Además, mostrará qué orquesta sinfónica resulta más eficiente, en media de todo el periodo considerado.

Inicialmente, la tecnología se puede considerar constante, en el medio plazo, como efectivamente sucede y se supone, tanto en los resultados paramétricos como no paramétricos.

Otras consideraciones particulares introducidas, para cada una de las dos técnicas analizadas, son las recogidas en los siguientes subepígrafes.

#### 4. Frontera de producción estocástica

Se parte de la siguiente función de producción, bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala:

$$Y = f(X_c, X_k, X_l)$$

Donde:

$Y =$  *Output*

$X_c =$  *Inputs* intermedios

$X_k =$  *Input* del factor capital

$X_l =$  *Input* del factor trabajo

El modelo estocástico que se ha estimado, siguiendo la ecuación [4], adopta la forma Cobb-Douglas como se muestra a continuación:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln X_{c_{it}} + \alpha_2 \ln X_{k_{it}} + \alpha_3 \ln X_{l_{it}} + v_{it} - u_{it} \quad [8]$$

$$u_i \geq 0, \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, 2, \dots, T$$

Se estimaron dos modelos de fronteras estocásticas para panel de datos mediante el paquete estadístico STATA™. El primer modelo, llamado *time invariant*, supone que  $u_{it} = u_i$  para  $i=1, \dots, N$ ;  $t=1, 2, \dots, T$ . El segundo modelo, llamado *time varying*, supone que los  $u_{it}$  varían sistemáticamente de acuerdo a la especificación de variación en el tiempo propuesta por Battese y Coelli (1992):  $u_{it} = \{\exp[-\eta(t-T)]\}u_i$  para  $i=1, \dots, N$ ;  $t=1, 2, \dots, T$ ; donde  $\eta$  es un parámetro a estimar.

## 5. Análisis envolvente de datos

Esta es la única metodología de frontera que permite considerar, simultáneamente, varios *outputs* (multidimensionalidad). Por esta razón, se introdujo otra variable de *output*, que es el número de conciertos ofrecidos (sumando los de abono, los extraordinarios, los didácticos, las funciones realizadas dentro y fuera de la Comunidad Autónoma y los realizados en el extranjero). Sin embargo, ante la falta de datos homogéneos en todos los ejercicios, para cada una de las orquestas, se optó por calcular una media, para cada O.S. (esta circunstancia impidió utilizar otros *outputs* como el número de programas interpretados y los CDs editados).

Para resaltar la robustez de los resultados alcanzados, se estimó el modelo con la inclusión de variables alternativas para la cuantificación de los factores productivos trabajo y capital; concretamente, se utilizó el inmovilizado material bruto de explotación como variable en “ $Xk$ ” y, el número de trabajadores en “ $Xl$ ”.

En cuanto a la orientación del modelo,<sup>10</sup> se trata de la resolución del problema en términos de minimización de *inputs*, dada una dotación fija de *outputs*, porque las variables sobre las que los gestores de las O.S. pueden realmente incidir o controlar, son las que representan a los *inputs* ( $Xc$ ,  $Xk$ ,  $Xl$ ), no a los *outputs*.

## 6. Resultados de la medición de la eficiencia en las orquestas sinfónicas

### 6.1 Resultados obtenidos mediante la frontera de producción estocástica

En el cuadro 1 se resume la información para los dos modelos: uno donde los  $u_{it}$  son invariables (*time invariant*) y el otro donde los  $u_{it}$  varían sistemáticamente de acuerdo a una especificación de variación en el tiempo (*time varying*). La evaluación de la significación estadística de los parámetros se hace mediante el  $p$ -value. Éste es calculado a partir del estadístico  $Z$  que tiene una distribución normal estándar:  $N(0,1)$ .

Al comparar las dos estimaciones de fronteras se pone de manifiesto la superioridad del modelo *time varying*. Aunque en ambos modelos, el coeficiente de la constante no es estadísticamente diferente de cero, se aprecia que en el modelo *time invariant* el insumo capital no es

**Cuadro 1.** Resultados de la estimación estocástica

Time invariant model			
VARIABLE	PARÁMETRO	COEFICIENTE	P-VALUE
Constante	$\alpha_0$	-0,504	0,426
InXc	$\alpha_1$	0,494	0,000
InXI	$\alpha_2$	0,857	0,000
InXk	$\alpha_3$	0,072	0,139
Significación estadística global:			0,000
Time varying model			
VARIABLE	PARÁMETRO	COEFICIENTE	P-VALUE
Constante	$\alpha_0$	-0,173	0,767
InXc	$\alpha_1$	0,477	0,000
InXI	$\alpha_2$	0,888	0,000
InXk	$\alpha_3$	-0,272	0,013
Significación estadística global:			0,000

Fuente: Elaboración propia

estadísticamente significativo. Por su parte, en el modelo *time varying* todas las variables son significativas con un nivel de significación del 99%. Adicionalmente, el valor maximizado del logaritmo de la función de verosimilitud es 12,23 en el modelo *time varying* y 8,84 en el caso del modelo *time invariant*, por tanto, suponer que los  $u_{it}$  son una función exponencial del tiempo genera un mejor ajuste del modelo.

En el modelo *time varying* destaca la relación inversa entre el *output* y  $Xk$ , es decir, se plantea que al aumentar la cantidad del insumo capital, disminuye el *output*, lo que puede ser interpretado como la existencia de una productividad marginal negativa.

Considerando que la frontera de producción estocástica permite la descomposición de la eficiencia en dos sumandos,  $v_{it}$  y  $u_{it}$ , nos interesa descubrir la cuantía de ambas partes y así poder descubrir la importancia de la ineficiencia técnica como fuente principal de variabilidad en el modelo. Una forma de apreciar lo anterior consiste en determinar la preponderancia de ( $u_{it}$ ) en la composición del error aleatorio mediante el cálculo de la proporción que representa la varianza de  $u_{it}$  en la varianza total del error  $\varepsilon_{it}$ , es decir, el cociente ( $\sigma_u^2/\sigma^2$ ). Como puede observarse en el cuadro 2,  $\sigma_u^2/\sigma^2$  es igual a 0,9999 en el modelo *time invariant*, y es igual a 0,9967 en el modelo *time varying*, estos valores revelan que, en ambos modelos, el término de error  $u_{it}$  es la causa dominante de la variación aleatoria.

A partir de la estimación de fronteras estocásticas es posible determinar el grado de eficiencia técnica que se expresaría mediante la siguiente ecuación:

$$ET_{it} = \frac{f(x_{it}, \beta)e^{(v_{it} - u_{it})}}{f(x_{it}, \beta)e^{v_{it}}} = e^{-u_{it}} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, 2, \dots, T \quad [9]$$

Por lo tanto, una vez realizada la estimación se calcula la eficiencia media de la muestra a partir del valor esperado del término de error aleatorio:  $E(e^{-u_{it}})$ . En este trabajo se adoptará la estimación de la eficiencia técnica media de la muestra seguido por Kumbhakar y Lovell (2000, p. 77):

$$E(e^{-u_{it}}) = 2\left[1 - \Phi\left(\sigma_{u_{it}}\right)\right]\exp\left(\frac{\sigma_{u_{it}}^2}{2}\right) \quad [11]$$

donde  $\Phi$  es la función de densidad normal estándar.

Los índices de eficiencia de la  $i$ -ésima empresa durante el período  $t$  se pueden calcular a partir de las predicciones individuales del término de error  $u_{it}$ , mediante la siguiente expresión:

$$ET_{it} = \exp[-E(u_{it}/v_{it})] = \exp(-\hat{u}_{it}) \quad [12]$$

**Cuadro 2.** Valores del error compuesto

Time invariant model			
VARIABLE	NOMBRE STATA	PARÁMETRO	COEFICIENTE
Varianza total del error	sigma2	$\sigma^2$	769,5295
Varianza de $v_{it}$	sigma_v2	$\sigma_v^2$	0,0219
Varianza de $u_{it}$	sigma_u2	$\sigma_u^2$	769,5076
Proporción de $u_{it}$	gamma	$\sigma_u^2/\sigma^2$	0,9999
Time varying model			
VARIABLE	NOMBRE STATA	PARÁMETRO	COEFICIENTE
Varianza total del error	sigma2	$\sigma^2$	5,0973
Varianza de $v_i$	sigma_v2	$\sigma_v^2$	0,0171
Varianza de $u_i$	sigma_u2	$\sigma_u^2$	5,0802
Proporción de $u_i$	gamma	$\sigma_u^2/\sigma^2$	0,9967

Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 3 muestra las estimaciones del error que miden la ineficiencia técnica y, a su vez, contiene la estimación del índice de eficiencia calculado a partir de la ecuación [11]. Además, se calcula, por una parte, la eficiencia media de cada una de las tres O.S. que compone la muestra y, por otra parte, la eficiencia media total de la muestra.

Los índices de eficiencia del cuadro 3 demuestran que bajo la metodología de fronteras estocásticas para datos de panel no existe ninguna



**Cuadro 3.** Estimación del error de ineficiencia técnica ( $u_{it}$ ), estimado mediante la esperanza de la distribución de  $u_{it}$  condicionada por el valor de  $\sigma_{it}$ .

MODELO TIME INVARIANT			MODELO TIME VARYING	
Año	$u_i$	$\exp(-u_i)$	$u_{it}$	$\exp(-u_{it})$
1991	0,0697838	93,33%	0,27456	75,99%
1992	0,0697838	93,33%	0,28997	74,83%
1993	0,0697838	93,33%	0,30624	73,62%
1994	0,0697838	93,33%	0,32343	72,37%
1995	0,0697838	93,33%	0,34157	71,07%
1996	0,0697838	93,33%	0,36073	69,72%
1997	0,0697838	93,33%	0,38096	68,32%
1998	0,0697838	93,33%	0,40232	66,88%
1999	0,0697838	93,33%	0,42488	65,38%
2000	0,0697838	93,33%	0,44870	63,85%
Media O.S de Cyl		93,33%		70,20%
1990	0,2843634	75,32%	0,24387	78,36%
1991	0,2843634	75,32%	0,25756	77,29%
1992	0,2843634	75,32%	0,27202	76,18%
1993	0,2843634	75,32%	0,28729	75,03%
1994	0,2843634	75,32%	0,30341	73,83%
1995	0,2843634	75,32%	0,32044	72,58%
1996	0,2843634	75,32%	0,33842	71,29%
1997	0,2843634	75,32%	0,35740	69,95%
1998	0,2843634	75,32%	0,37745	68,56%
1999	0,2843634	75,32%	0,39862	67,12%
2000	0,2843634	75,32%	0,42097	65,64%
2001	0,2843634	75,32%	0,44458	64,11%
Media O.S de Euskadi		75,32%		71,66%
1991	1,875975	15,34%	1,45241	23,40%
1992	1,875975	15,34%	1,53405	21,57%
1993	1,875975	15,34%	1,62027	19,78%
1994	1,875975	15,34%	1,71134	18,06%
1995	1,875975	15,34%	1,80752	16,41%
1996	1,875975	15,34%	1,90911	14,82%
1997	1,875975	15,34%	2,01641	13,31%
1998	1,875975	15,34%	2,12973	11,89%
1999	1,875975	15,34%	2,24942	10,55%
2000	1,875975	15,34%	2,37583	09,29%
2001	1,875975	15,34%	2,50934	08,13%
Media O.S de Sevilla		15,34%		15,20%
Media Total Muestra		61,33%		52,35%

Fuente: Elaboración propia.

DMU que se encuentre en la frontera, es decir que tenga una eficiencia del 100%. Tomando como referencia el modelo *time varying*, puede concluirse que las DMUs de las Orquestas Sinfónicas de Castilla y León y las de Euskadi son más eficientes que las DMUs de la Orquesta Sinfónica de Sevilla. Adicionalmente, llama la atención que el modelo muestra una disminución de la eficiencia para todas las DMUs a lo largo del tiempo. Estos resultados individualizados plantean la posibilidad de que existan diferencias de tamaño o escala, siendo una cuestión que sí puede resolver el DEA.

## 6.2 Resultados obtenidos mediante el análisis envolvente de datos

Las especificaciones iniciales del modelo son las siguientes: rendimientos de escala constantes, orientación *input* y con restricciones en las ponderaciones porque mejora la estimación de la eficiencia proporcionada por el modelo según Charnes *et al.* (1978) y Pedraja *et al.* (1994).

Estas restricciones tratan de reflejar la importancia relativa de cada *input*, en el “proceso productivo”, mediante unos vectores de ponderaciones que recogen la media del peso relativo de cada *input* productivo en todas las DMUs. En ausencia de restricciones, el modelo asigna casi siempre el valor cero a la variable “ $X_k$ ”. Por esta razón, se impone que sea al menos igual o mayor que su importancia relativa media, en el conjunto de todas las DMUs, adoptando estos vectores la siguiente forma:

$$23,5X_2 \geq X_3 \qquad 8X_2 \geq X_1 \qquad X_3 \geq 3X_1$$

Donde  $X_1$ ,  $X_2$  y  $X_3$  reflejan, respectivamente, las ponderaciones medias, respecto de los gastos de explotación, del consumo intermedio ( $X_c$ ), los gastos de capital ( $X_k$ ) y los gastos de personal ( $X_l$ ), considerando todos los datos deflactados. Estas ponderaciones se mantienen inalterables para el “proceso productivo alternativo” en el que se utilizan como *inputs* de capital y trabajo, respectivamente, el inmovilizado material y el número de trabajadores.

Se han aplicado las expresiones [5], [6] y [7] del DEA, especificadas en el segundo epígrafe, a las mismas variables y datos utilizados

para el cálculo de la frontera estocástica aunque, en este caso, también al supuesto alternativo de *inputs*. Los resultados finales aparecen reflejados en el cuadro 4.

En la primera especificación de factores productivos, para el modelo con restricciones, sólo las  $DMU_{22}$  (año 2001, O.S. Euskadi) y la  $DMU_{10}$  (año 2000, O.S. Castilla y León) son relativamente eficientes. En el modelo sin restricciones hay que añadir la  $DMU_2$ . Estos resultados se aproximan significativamente a los calculados, previamente, para la frontera estocástica en su modelo *time varying* (véase el Cuadro 3).

El grupo de referencia establecido para las unidades ineficientes, en la mayoría de las DMUs, es la  $DMU_{22} (\lambda_{22})$  y, únicamente, para las cinco últimas unidades, la  $DMU_{10} (\lambda_{10})$ , que resulta un caso atípico, porque la máxima eficiencia la ha obtenido gracias a la utilización de un único *input*, concretamente  $Xk$ , en su proceso productivo, a pesar de las restricciones en las ponderaciones incluidas en el modelo. Aplicando el modelo de Andersen y Petersen (1993), el índice de supereficiencia de la  $DMU_{22}$  (102,04%) también arroja un resultado mayor que la  $DMU_{10}$  (100,86%). Por último, en el supuesto de considerar dos *outputs* (ingresos de explotación y número de conciertos realizados) las cuantías de eficiencia alcanzadas son, prácticamente, iguales que las obtenidas bajo el supuesto de rendimientos variables de escala (Cuadro 4).

En la segunda especificación de factores productivos, para el modelo con restricciones, sólo las  $DMU_{22}$ ,  $DMU_{21}$  (años 2001 y 2000, O.S. Euskadi) y la  $DMU_{10}$  (año 2000, O.S. Castilla y León) son relativamente eficientes, coincidiendo con los anteriores resultados. Esta especificación discrimina entre DMUs en mayor cuantía que la anterior alternativa, por tanto, en principio sería mejor estimación de la eficiencia.

Por otra parte, en los dos supuestos con restricciones, agrupando las correspondientes DMUs por O.S. para poder compararlas con los valores obtenidos mediante la técnica estocástica, se obtienen los valores de eficiencia más altos para la O.S. de Euskadi (90,78% y 91,21%, de media para las 12 DMUs establecidas) y la de Castilla y León (84,45% y 76,10%, de media para las 10 DMUs), frente a la de Sevilla (26,74% y 21,53%, de media para las 11 DMUs), según se deduce del cuadro 4, asemejándose a los datos del cuadro 3. Las cuantías de eficiencia media

**Cuadro 4.** Eficiencia constante y variable, grupos de referencia y eficiencia de escala para las dos alternativas en la especificación de inputs de las O.S.

Xk= Dotac. Amortiz. y Xl= Gastos personal							Xk= Inmov. Material y Xl= Nº de Trabajadores				
		Con Restricciones					Con Restricciones				
DMU	Eficiencia S.R.	Eficiencia Constante	Grupo de Referencia	Eficiencia Variable	Eficiencia Escala	Eficiencia 2 Output	Eficiencia S.R.	Eficiencia Constante	Grupo de Referencia	Eficiencia Variable	Eficiencia Escala
1	85,29%	82,50%	22 (0,21)	100,00%	82,50	100,00%	53,67%	35,57%	21 (0,21)	100,00%	35,57
2	100,00%	87,18%	22 (0,57)	89,00%	97,96	89,00%	100,00%	78,92%	21 (0,57)	98,35%	80,24
3	96,09%	79,99%	22 (0,50)	83,02%	96,35	83,02%	96,46%	67,62%	21 (0,01) 22 (0,49)	89,90%	75,22
4	93,60%	81,26%	22 (0,51)	84,36%	96,33	84,36%	91,68%	72,13%	10 (0,14) 22 (0,43)	88,28%	81,71
5	98,20%	85,79%	22 (0,49)	89,14%	96,24	89,14%	100,00%	79,61%	10 (0,20) 22 (0,38)	95,59%	83,28
6	92,51%	82,18%	22 (0,50)	88,43%	92,93	88,41%	95,72%	80,86%	10 (0,32) 22 (0,32)	91,26%	88,60
7	93,01%	82,58%	22 (0,47)	89,60%	92,17	89,57%	100,00%	78,00%	10 (0,43) 22 (0,22)	86,20%	90,49
8	88,90%	84,22%	22 (0,49)	89,72%	93,87	89,71%	100,00%	96,24%	10 (0,51) 22 (0,19)	100,00%	96,24
9	78,78%	78,77%	22 (0,47)	89,18%	88,33	89,13%	72,08%	72,08%	10 (0,72) 22 (0,06)	85,40%	84,40
10	100,00%	100,00%	5	100,00%	100,00	100,00%	100,00%	100,00%	16	100,00%	100,00
CyL	92,64%	84,45%		90,25%	93,67	90,23%	90,96%	76,10%		93,50%	81,58
11	95,17%	86,37%	22 (0,78)	87,04%	99,23	87,14%	93,88%	83,02%	21 (0,77)	90,50%	91,73
12	94,09%	86,72%	22 (0,86)	87,13%	99,53	87,19%	96,69%	90,06%	21 (0,85)	94,71%	95,09
13	94,75%	88,56%	22 (0,89)	88,85%	99,67	88,89%	96,54%	90,91%	21 (0,89)	94,27%	96,44
14	96,45%	88,94%	22 (0,88)	89,28%	99,62	89,33%	96,77%	89,98%	21 (0,87)	93,86%	95,87
15	98,28%	88,56%	22 (0,82)	89,11%	99,38	89,19%	98,16%	85,96%	21 (0,81)	91,96%	93,48
16	96,26%	86,30%	22 (0,82)	86,83%	99,39	86,90%	97,49%	84,87%	21 (0,81)	90,64%	93,63
17	95,79%	87,93%	22 (0,83)	88,42%	99,45	88,49%	93,78%	86,21%	21 (0,82)	91,55%	94,17
18	97,12%	88,34%	22 (0,82)	88,86%	99,41	88,93%	100,00%	92,76%	21 (0,82)	98,89%	93,80
19	95,41%	92,64%	22 (0,85)	93,10%	99,51	93,16%	97,22%	94,84%	21 (0,84)	100,00%	94,84
20	95,90%	95,60%	22 (0,89)	95,95%	99,64	95,99%	96,51%	95,87%	21 (0,88)	99,83%	96,03
21	99,39%	99,39%	22 (1,01)	100,00%	99,39	99,39%	100,00%	100,00%	14	100,00%	100,00
22	100,00%	100,00%	26	100,00%	100,00	100,00%	100,00%	100,00%	17	100,00%	100,00
Euska.	96,55%	90,78%		91,21%	99,52	91,22%	97,25%	91,21%		95,52%	95,42
23	19,46%	17,77%	22 (0,18)	25,48%	69,74	25,82%	18,57%	15,63%	21 (0,18)	53,85%	29,03
24	17,68%	16,37%	22 (0,18)	27,17%	60,25	27,52%	17,12%	14,44%	10 (0,00) 22 (0,18)	50,04%	28,86
25	35,56%	35,20%	22 (0,48)	36,73%	95,83	36,80%	40,04%	40,04%	10 (0,10) 22 (0,42)	53,34%	75,07
26	34,02%	33,82%	22 (0,43)	35,80%	94,47	35,88%	37,32%	37,32%	10 (0,25) 22 (0,29)	49,36%	75,61
27	14,84%	13,31%	22 (0,14)	26,96%	49,37	27,31%	16,97%	14,74%	10 (0,11) 22 (0,08)	54,63%	26,98
28	19,51%	17,48%	22 (0,19)	29,02%	60,23	29,38%	23,73%	20,74%	10 (0,20) 22 (0,07)	56,11%	36,96
29	27,72%	26,16%	10 (0,32)	69,20%	37,80	69,57%	24,10%	20,78%	10 (0,20) 22 (0,07)	57,76%	35,98
30	26,79%	26,26%	10 (0,32)	68,80%	38,17	69,15%	22,96%	20,33%	10 (0,22) 22 (0,06)	57,57%	35,31
31	25,42%	25,17%	10 (0,25)	79,40%	31,70	79,70%	19,70%	16,50%	10 (0,15) 22 (0,06)	58,18%	28,36
32	37,79%	37,79%	10 (0,28)	95,26%	39,67	95,36%	21,53%	18,44%	10 (0,19) 22 (0,05)	60,30%	30,58
33	39,65%	39,65%	10 (0,26)	100,00%	39,65	100,00%	19,34%	17,88%	10 (0,20) 22 (0,04)	62,92%	28,42
Sevilla	27,13%	26,27%		53,98%	56,08	54,23%	23,76%	21,53%		55,82%	39,20
Total	72,23%	67,36%		78,51%	83,27	78,59%	70,85%	63,40%		81,67%	72,48

Las medias corresponden respectivamente, a la O.S. de Castilla y León (10 primeras DMUs); la O.S. de Euskadi (DMUs nº 11 hasta 22); y, la O.S. de Sevilla (últimas 11 DMUs, desde la nº 23 hasta la 33). Fuente: Elaboración propia.

de toda la muestra, con y sin restricciones, son similares a los resultados estocásticos obtenidos previamente, en particular, para el caso del modelo *time varying*.

Además, el DEA<sup>11</sup> aporta información individualizada sobre la *ineficiencia técnica*, mostrando qué factores productivos o *inputs* deben mejorar, en qué cuantía y a qué DMU deben “imitar” (grupo de referencia). Esta ineficiencia se puede descomponer en dos partes: 1) la ineficiencia técnica en sentido “puro” y, 2) la ineficiencia debida a la “escala”. Para resolver la cuestión sobre la homogeneidad por tamaño y escala de las O.S., se realizan varios análisis:

1. En primer lugar, para cuantificar la ineficiencia de escala, véase el cuadro 4, se calcula la eficiencia, bajo rendimientos constantes de escala, con restricciones y, posteriormente, con rendimientos variables de escala y restricciones. Si existen diferencias, para una unidad productiva, entonces estamos ante una ineficiencia de escala, que se cuantifica, finalmente, como la *ratio* entre ambas.  
En este supuesto, se producen ineficiencias de escala significativas, para casi todas las DMUs correspondientes a la O.S. de Sevilla, tanto con una como con la otra especificación de *inputs*, provocadas por la escasa importancia de las subvenciones de explotación en el conjunto de los ingresos de explotación.  
Por tanto, para las dos primeras orquestas, las ineficiencias serían principalmente de carácter técnico, resultados que coinciden con los obtenidos de las fronteras estocásticas, donde la ineficiencia era básicamente técnica ( $u_i$ ), no por errores de medidas en las variables ( $v_j$ ).
2. En segundo lugar, esta conclusión se corrobora cuando se utiliza toda la muestra con el cálculo del coeficiente de correlación entre los índices de eficiencia obtenidos mediante rendimientos constantes a escala y rendimientos variables a escala, generando ordenaciones muy similares, con un coeficiente de correlación elevado, concretamente, el 80,25% y el 91,2%, respectivamente, en ambas alternativas de *inputs*. Ese coeficiente se reduce, sustancialmente, hasta el 68,4%, cuando consideramos las DMUs de la O.S. de

Sevilla, en la primera combinación de *inputs* y se hace negativa para la segunda combinación.

3. En tercer lugar, si se particiona la muestra en subgrupos de entidades (Farrell, 1957), obtenemos que los índices de eficiencia individualizados, para cada una de las O.S., son aproximadamente iguales que cuando se utiliza la muestra completa, en los casos de la O.S. de Castilla y León y de la O.S. de Euskadi, difiriendo completamente para el caso de la O.S. de Sevilla y, por tanto, se concluye que sí existen efectos de escala en éste último caso.

En definitiva, existen ineficiencias de escala para la O.S. de Sevilla y, por tanto, no toda la cuantía de ineficiencia se puede atribuir a aspectos técnicos.

## 7. Comparación de resultados

En las secciones anteriores se han calculado diversas aproximaciones paramétricas y no paramétricas para calcular la eficiencia de tres orquestas sinfónicas españolas. En este epígrafe, comparamos los resultados alcanzados mediante las diferentes aproximaciones.

Inicialmente, se parte de los resultados de eficiencia media por orquesta y eficiencia total de la muestra, del número de unidades eficientes por cada procedimiento, de la desviación típica y del coeficiente de variación de la muestra. El cuadro 5 resume todas estas variables, según los diferentes métodos y, en el caso del DEA, para los dos supuestos alternativos de variables de *inputs* utilizadas, deduciéndose que la eficiencia media del DEA, en los dos casos, es mayor que la resultante de los modelos estocásticos. Los coeficientes de variación son menores en el análisis DEA, en cualquiera de los dos modelos alternativos; sin embargo, la desviación típica alcanza el mínimo valor para el modelo paramétrico *time varying*.

Posteriormente, en el cuadro 6 y en el cuadro 7 se recogen, respectivamente, los coeficientes de correlación de Pearson y los de correlación de rangos de Spearman, entre los índices de eficiencia calculados

**Cuadro 5.** Resumen general de los índices de eficiencia

Eficiencia	Xk= gasto de amortización Xl= gasto de personal				Xk <sub>2</sub> = inmovilizado material Xl <sub>2</sub> = número de trabajadores	
	Estimación Paramétrica		DEA		DEA	
	Time invariant	Time varying	S.R.	C.R.	S.R.	C.R.
Media O.S. de Cyl	93,33%	70,20%	92,64%	84,45%	90,96%	76,10%
Media O.S. de Euskadi	75,32%	71,66%	96,55%	90,78%	97,25%	91,21%
Media O.S. de Sevilla	15,34%	15,20%	27,13%	26,27%	23,76%	21,53%
Media Total	0,6078	0,5240	0,7223	0,6736	0,7085	0,6340
Nº unidades eficientes	0	0	3	2	8	3
Desviación típica	0,3347	0,2710	0,3299	0,3038	0,3521	0,3263
Coefficiente de Variación	0,5506	0,5171	0,4568	0,4510	0,4969	0,5147

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro 6.** Coeficientes de correlación de Pearson

Correlaciones		(1) Xk=Dot.Amortiz. y Xl=Gtos personal				(2) Xk=Inmov.Mate. y Xl=Nº trabajadores		
		Time invariant	Time varying	DEA (S.R)	DEA (C.R.)	DEA (S.R)	DEA (C.R.)	
(1)	Time invariant	1						
	Time varying	0,9562	1					
	DEA (S.R)	0,9460	0,9601	1				
	DEA (C.R.)	0,9278	0,9385	0,9913	1			
(2)	DEA (S.R)			0,9753	0,9604	1		
	DEA (C.R.)			0,9403	0,9497	0,9754	1	

Fuente: Elaboración propia

mediante los distintos procedimientos. Para la primera especificación de *inputs*, todos los coeficientes son muy altos en las relaciones entre todos los modelos, tanto en el DEA como para las estimaciones paramétricas; incluso las relaciones cruzadas son superiores a 0,92 al considerar el coeficiente de correlación de Pearson, en todos los procedimientos.

Para la segunda combinación de *inputs*, como no se han podido calcular los índices de eficiencia usando los modelos paramétricos, no se puede realizar la comparación de éstos con los modelos DEA, aunque sí se ha hecho para estos últimos entre sí. Finalmente, en las relaciones

cruzadas entre la primera y la segunda alternativa de inputs se obtienen valores muy elevados y significativos cuando intervienen los obtenidos mediante el análisis DEA.

**Cuadro 7.** Rho de Spearman

Rho de Spearman		(1) $X_k = \text{Dot. Amortiz. y } X_l = \text{Gtos personal}$				(2) $X_k = \text{Inmov. Mate. y } X_l = \text{N}^\circ \text{ trabajadores}$	
		Time invariant	Time varying	DEA (S.R)	DEA (C.R.)	DEA (S.R)	DEA (C.R.)
(1)	Time invariant	1					
	Time varying	0,6496	1				
	DEA (S.R)	0,6225	0,6055	1			
	DEA (C.R.)	0,5307	0,5818	0,9075	1		
(2)	DEA (S.R)			0,8783	0,8324	1	
	DEA (C.R.)			0,8184	0,9326	0,8626	1

Fuente: Elaboración propia

En consecuencia, los resultados alcanzados son muy semejantes cuando consideramos la estimación paramétrica *time varying* y cualquiera de las variantes del DEA, por lo que se concluye que las técnicas de fronteras de producción son apropiadas para la medición y la cuantificación individualizada de la eficiencia, al menos en el caso de las orquestas sinfónicas españolas.

## 8. Conclusiones

Las conclusiones más relevantes que se desprenden del artículo son las siguientes:

1. Las empresas públicas autonómicas españolas se caracterizan por estar orientadas hacia la prestación de servicios, operar en mercados no competitivos, por disponer de un *output* multidimensional no susceptible de ser vendido en el mercado que, además, no es



fácilmente cuantificable, por seguir objetivos complejos y por la “ausencia” de precios de mercado. En estas condiciones, el uso de fronteras de producción resultan adecuadas, tanto en su vertiente paramétrica como no paramétrica, porque eluden las restricciones anteriormente enunciadas para la medición de la eficiencia productiva o técnica.

2. En el estudio de un caso particular: el de las orquestas sinfónicas de tres comunidades autónomas, las ventajas e inconvenientes que ofrece la utilización de las dos metodologías estudiadas se exponen a continuación. La *función de producción estocástica* aporta mediciones de eficiencia técnica, estadísticamente significativas, pero tiene como inconveniente que sólo utiliza un *output*. Por su parte, el *análisis envolvente de datos* (DEA) aporta información sobre varios aspectos de importancia: *a*) las proporciones óptimas en que deben ser utilizados los *inputs* o factores productivos en relación al *output* (que puede contener dos o más variables –multidimensionalidad–), *b*) información individualizada por unidades productivas sobre los factores utilizados que deben mejorar y la cuantía en que deben mejorar, *c*) las DMUs que deben ser consideradas grupo de comparación, *d*) la homogeneidad de tamaño de la muestra, y, *e*) si existen o no ineficiencias de escala. El único inconveniente es que no se puede establecer una significación estadística de sus resultados, aunque, se pudo comprobar que estableciendo especificaciones alternativas de las variables *inputs*, si los resultados presentan unos coeficientes de correlación elevados, se corrobora la bondad y robustez de los resultados.
2. Los resultados alcanzados con ambas técnicas (paramétricas y no paramétricas) son coincidentes en lo que respecta a las DMUs que se comportan más eficientemente y a las orquestas sinfónicas más eficientes (combinación de varias DMUs). Sobre la base de los resultados obtenidos, podemos afirmar que el modelo estocástico *time varying*, que contiene todos los insumos estadísticamente significativos, ordena los grupos de orquestas de la misma forma que el DEA, es decir, la orquesta de Eukadi es en promedio la más eficiente.

4. Los modelos DEA se postulan como la metodología más apropiada para cuantificar la eficiencia de esta tipología de entidades porque resuelve bien todas las restricciones iniciales señaladas y los resultados son robustos, obteniéndose los mayores coeficientes de correlación, incluso en las relaciones cruzadas entre distintos procedimientos y con el empleo de variables alternativas en la especificación de los inputs.

## 9. Notas

- 1 Las características propias del sector público empresarial autonómico, su configuración y sus peculiaridades difieren sustancialmente del sector público empresarial estatal (Utrilla, 1998, pp. 181-182; Urueña, 2004a, pp. 99-101).
- 2 Numerosos autores han desarrollado ambas líneas, como Fried, Lovell y Schmidt (1993), habiendo sido aplicadas, profusamente, a los diversos ámbitos del sector público.
- 3 Siguiendo la notación inglesa, muy utilizada habitualmente en España.
- 4 Un inconveniente en la utilización de este método es que no permite analizar de forma sencilla los procesos de producción que generan más de un *output*, circunstancia habitual en el sector público.
- 5 Según la terminología inglesa, ampliamente extendida en España.
- 6 Cualquier empresa pública regional, dedicada a una determinada actividad o prestación de servicio, no tiene porqué tener sus correlativas en el resto de las comunidades autónomas españolas.
- 7 Los propios datos avalan estas diferencias para una misma O.S., en años distintos.
- 8 Se consideran sólo los ingresos de explotación y no conjuntamente con los ingresos financieros y extraordinarios, porque los primeros representan, prácticamente, la totalidad de los ingresos y, además, los resultados finales apenas experimentan cambios.
- 9 Se trata de actividades de carácter cultural-musical, de interés social, que difícilmente son rentables desde un punto de vista estricto de economía de mercado, por esta razón el sector público otorga subvenciones.

- 10 El software utilizado para el análisis envolvente de datos es un programa gratuito que se denomina Efficiency Measurement System (EMS).
- 11 Si se contrasta la robustez de los resultados obtenidos por el DEA, mediante el estudio de la sensibilidad de los mismos ante especificaciones alternativas de las variables que forman parte de la función de producción, como se recoge en Uruña (2004a, pp. 147-150), donde se establecieron seis especificaciones distintas de las variables de inputs y outputs, destaca que cambios en las variables no alteraron significativamente los resultados porque los coeficientes de correlación, para todos los modelos eran muy altos, superiores a 0,90 lo que implicaba que los resultados eran robustos.

## 10. Referencias

- Aigner, D. y S. Chu. (1968). "On estimation the industry production function." *American Economic Review*, 58, pp. 826-839.
- Aigner, D., Lovell, C. y P. Schmidt (1977), "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models." *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.
- Álvarez, A. coord. (2001). *La medición de la eficiencia y la productividad*. Madrid: Ediciones Pirámide.
- Andersen, P. y Petersen, N.C. (1993). "A procedure for ranking efficient units in data envelopment analysis." *Management Science*, 39, 10.
- Argimón, I., Artola, C. y González-Páramo, J.M. (1999). "Empresa pública y empresa privada: titularidad y eficiencia." *Moneda y Crédito*, 209.
- Banker, R. D., Charnes, A. W., Cooper, W. W., Swarts, J. y Thomas, D.A. (1989). "An introduction to Data Envelopment Analysis with some of their models and its uses." *Research in Governmental and Nonprofit Accounting*, 5, pp. 125-163.
- Bergés, A.; Maravall, F. y Pérez, R. (1986). "Eficiencia técnica en las grandes empresas industriales de España y Europa." *Investigaciones Económicas* (segunda época, Madrid), X, 3.
- Bishop, M. y Kay, J. (1992). "El impacto de la privatización en la eficiencia del sector público en el Reino Unido." *Información Comercial Española* (Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid), 707.

- Charnes, A.W.; Cooper, W.W., y Rhodes, E. (1978). "Measuring efficiency of Decision Making Units." *European Journal of Operational Research*, 2, 6, (Noviembre), pp. 429-444.
- Charnes, A.W.; Cooper, W.W., y Rhodes, E. (1979). "Short communication. Measuring efficiency of Decision Making Units." *European Journal of Operational Research*, 3, 4, (julio).
- Cuervo, A. y Peres, W. (1981). "Eficacia y eficiencia de la empresa pública: reflexiones." *Hacienda Pública Española* (Ministerio de Hacienda, Madrid, IEF), 68.
- Cuervo, A. (1997). *La privatización de la empresa pública*. Madrid: Ediciones Encuentro.
- Dirección de Intervención del Gobierno Vasco (varios años). *El sector público empresarial de la Comunidad Autónoma de Euskadi*. Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco. Vitoria/Gasteiz: Departamento de Hacienda y Administración Pública.
- Dirección General de Patrimonio (varios años). *Sector público empresarial de la Comunidad Autónoma de Andalucía*. Servicio de Asesoría Técnica y Publicaciones. Sevilla: Consejería de Economía y Hacienda, Junta de Andalucía.
- Farrell, M. J. (1957). "The measurement of productive efficiency." *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, 120, pp. 253-281.
- Fried, H. Lovell, C.A.K. y Schmidt, S. (1993). *The measurement of productive efficiency: techniques and applications*. Nueva York: Oxford University Press.
- Gámir, L. (1999). *Las privatizaciones en España*. Madrid: Ediciones Pirámide.
- Gómez, M<sup>a</sup>. (2000). "El renacimiento del 'INI'. Situación y perspectivas del sector público autonómico y local." Monografía 9. Madrid: Círculo de Empresarios.
- Hernández de Cos, P.; Argimón, I. y González-Páramo, J.M. (2002). "¿Afecta la titularidad pública a la eficiencia empresarial? Evidencia empírica con un panel de datos del sector manufacturero español." *IX Encuentro de Economía Pública*. Vigo, 7 y 8 de febrero de 2002.
- Jondrow, J., Lowell, C., Materov, I. y P. Schmidt (1982). "On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model." *Journal of Econometrics*, 19, pp. 233-238.

- Junta de Castilla y León (varios años). *Participación de la Comunidad de Castilla y León en el sector empresarial*. Valladolid: Consejería de Economía y Hacienda.
- Kumbhakar, S.C. y Lovell, C.A.K. (2000). *Stochastic frontier analysis*. USA: Cambridge University Press.
- López, M<sup>a</sup>. T. y Utrilla, A. (1988). *Introducción al sector público español*. 4<sup>a</sup> edición. Madrid: Editorial Cívitas.
- Martínez, M. (2003). *La medición de la eficiencia en las instituciones de educación superior*. Bilbao: Fundación BBVA.
- Novales, A., Sebastián, C., Servén, L. y Trujillo, J.A. (1987). *La empresa pública industrial en España*. Madrid: FEDEA.
- Pedraja, F. y Salinas, J. (1994). "El Análisis Envolvente de Datos (DEA) y su aplicación al sector público: una nota introductoria." *Hacienda Pública Española*. (IEF, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid), 128.
- Pedraja, F.; Salinas, J. y Smith, P. (1994). "La restricción de las ponderaciones en el análisis envolvente de datos: una fórmula para mejorar la evaluación de la eficiencia." *Investigaciones Económicas*, (Madrid) 18(2).
- Pedraja, F., Salinas, J. y Suárez, J. (2001). "La medición de la eficiencia en el sector público." En el libro de A. Álvarez (2001), *La medición de la eficiencia y la productividad*. Madrid: Ediciones Pirámide.
- Pitt, M. y Lee, L. (1981). "Measurement and Sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry." *Journal of Development Economics*, 9, pp. 43-64.
- Prior, D.; Vergés, J. y Vilardell, I. (1993). *La evaluación de la eficiencia en los sectores privado y público*. Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda. IEF.
- Sanchís, J.A. (1996). "Privatización y eficiencia en el sector público español." *Revista de Economía Aplicada*, 10, IV. Zaragoza.
- Urueña, B. (2004a). *Cómo medir la eficiencia de las empresas públicas autonómicas. Un estudio de casos con aplicación a Castilla y León*. Valladolid: Secretariado de Publicaciones e Intercambio Científico de la Universidad de Valladolid.
- Urueña, B. (2004b). "La eficiencia de la empresa pública autonómica. Aproximación metodológica." *Boletín Económico de ICE*. (Ministerio de Industria, Turismo y Comercio, Madrid), 2809 (14-20 de junio), pp. 9-22.

- Utrilla de la Hoz, A. (1998). “La evolución del sector público autonómico: hacia una mayor complejidad institucional y empresarial de las comunidades autónomas.” *Cuadernos de Información Económica* (FUNCAS, Madrid), 132/133.
- Vergés, J. (1982). “El ‘problema’ de las empresas públicas. El criterio marginalista *vs.* el criterio de rentabilidad y la eficiencia comparativa empresa pública/empresa privada.” *Hacienda Pública Española*. (Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid, IEF), 78.
- Vergés, J. (1984). “Evaluación de eficiencia y criterios de gestión para las empresas públicas, en base a magnitudes globales.” *Investigaciones Económicas*, (Madrid, Fundación Empresa Pública), 23 (enero-abril).