

La ineficiencia en costes de los hospitales del Insalud: un estudio detallado

GARCÍA PRIETO, C.

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico. Universidad de Valladolid.

Avda. Valle de Esgueva, 6, 47011-Valladolid. Telf.: 983 184 428. E-mail: cgp@eco.uva.es.

RESUMEN

En este trabajo se mide la ineficiencia técnica y asignativa de los hospitales gestionados por el INSALUD, y se ofrecen los rasgos determinantes del perfil que caracteriza a los centros que resultan ineficientes técnicamente.

La principal aportación se refiere al estudio de las causas de la ineficiencia técnica, y al método empleado, que consiste en un análisis econométrico simultáneo de todos los aspectos estudiados. Para ello se estima un sistema compuesto por una frontera de costes y las ecuaciones de participación de los factores. En la frontera, se considera que el componente de ineficiencia técnica es función de una serie de factores explicativos, específicos de cada empresa.

Los resultados confirman la existencia de ambos tipos de ineficiencia, pero contrariamente a las conclusiones de trabajos anteriores, con un menor peso de la ineficiencia asignativa frente a la técnica. Los hospitales con mayor grado de ineficiencia técnica se caracterizan por un elevado nivel de actividad pero escasamente diversificada. No poseen un alto equipamiento técnico pero cuentan con al menos un centro de especialidades asociado.

Palabras clave: Eficiencia técnica, eficiencia asignativa, sistema frontera de costes, eficiencia hospitalaria.

Cost inefficiency in spanish public hospitals: A detailed study

ABSTRACT

This paper measures the technical and allocative efficiency of the Spanish public hospitals, and analyses the characteristics of the centres that are technically inefficient.

The main contribution is an econometric study realised in one step of the indexes of both types of efficiency and the determinants of technical efficiency. To do this, a system made up of a cost frontier and the input share equations is estimated. On the frontier, the technical inefficiency component is a function of a set of firm-specific variables.

The results confirm the existence of both types of inefficiency, the allocative inefficiency having less importance than the technical. The hospitals with a greater degree of technical inefficiency are characterised by high activity levels accompanied by little diversification of cases. They do not possess highly technical equipment but have at least an outpatient attendance centre for specialities, dependent on them.

Key words: Technical efficiency, allocative efficiency, cost frontier system, hospital efficiency.

Clasificación JEL.: C51,D24, I10.

Artículo recibido en julio de 2003. Aceptado en septiembre de 2003.

1. INTRODUCCIÓN

El estudio de la eficiencia productiva se realiza mayoritariamente mediante el análisis de frontera. Este tiene su origen en el trabajo de Farrell (1957), que propone por primera vez una forma de medir el nivel de eficiencia técnica y asignativa de las empresas. La eficiencia técnica requiere un adecuado aprovechamiento de los recursos, de tal forma que no sea posible obtener mayor producción, sin aumentar el empleo de los factores. La eficiencia asignativa, por su parte, exige la elección del proceso productivo más barato, aquel que combina los factores en las proporciones más apropiadas, en función de sus productividades y de sus precios.

Desde Farrell (1957), se han desarrollado dos líneas de trabajo. Una basada en el empleo de la estimación econométrica (frontera estocástica), y otra que utiliza técnicas de programación (análisis envolvente de datos -AED-). Un buen análisis de las posibilidades que ofrecen ambas técnicas puede encontrarse en Fried, Lovell y Schmidt (1993) y en Coelli, Rao y Battese (1998).

Ambos métodos han sido aplicados en el ámbito de la eficiencia hospitalaria. En lo que se refiere al AED, el objeto de estudio ha sido preferentemente la eficiencia técnica. Este es el caso de Burgess y Wilson (1993), Ozcan y Luke (1993), Magnusen (1996), y en España, Prior y Solà (1996), Prior (1996), Dalmau y Puig-Junoy (1998), entre otros. En algunos trabajos, aunque menos numerosos, también se ha abordado el estudio de la eficiencia asignativa. Así lo hacen Morey, Fine y Loree (1990), Byrnes y Valdmanis (1994), y en España Puig-Junoy (2000).

Por lo que respecta al análisis econométrico, la estimación de una frontera de costes ha sido a menudo empleada para obtener una medida global del nivel de eficiencia económica (combinación de eficiencia técnica y asignativa). Algunos ejemplos recientes son, Granneman, Brown y Pauly (1986), Zuckerman, Hadley y Iezzoni (1994), y en España, Wagstaff y López (1996) y González y Barber (1996). La obtención por separado de estimaciones de la eficiencia técnica y asignativa se lleva a cabo mediante la estimación de un sistema formado por la frontera de costes y las ecuaciones de participación de los factores; así se hace en García-Prieto (2001). Por otro lado, Rodríguez Álvarez (2000) estima una función de distancia de inputs para obtener una medida de la ineficiencia asignativa hospitalaria.

De cualquier forma, el estudio de la eficiencia resulta enriquecido si se puede aportar algún análisis sobre las causas que originan los resultados. Esto se realiza frecuentemente en una segunda etapa, regresando los valores de eficiencia obtenidos en un estudio inicial (la primera etapa), sobre una serie de variables explicativas que recogen determinantes específicos de cada hospital. Así lo hacen, por ejemplo, Dalmau y Puig-Junoy (1998) y Puig-Junoy (2000), con los índices de eficiencia que obtienen mediante AED, y también González et al. (2001) a partir de la eficiencia estimada sobre una frontera de costes.

Sin embargo, cuando los índices proceden de un estudio econométrico, este método en dos etapas no resulta adecuado. Ello se debe a que en la estimación de la primera etapa se considera que el término que recoge la ineficiencia de cada hospital se distribuye independientemente e idénticamente entre las empresas; a pesar de ello, sus estimaciones se explican posteriormente sobre la base de un conjunto de variables específicas de las empresas, generándose así un claro conflicto.

Resulta entonces económicamente más correcto realizar una única estimación, planteando el término de ineficiencia en función de las posibles variables explicativas. La forma más ampliamente utilizada de hacerlo consiste en seguir la propuesta realizada inicialmente por Huang y Liu (1994) y popularizada después por Battese y Coelli¹ (1995). Estos autores proponen especificar el término de ineficiencia como la suma de una función lineal de las variables explicativas, y un término aleatorio. Este último, consideran que se distribuye según una normal de media cero, truncada de tal forma que el término de ineficiencia resulte del signo apropiado (positivo, si se trata de una frontera de costes).

Este será el método en el que se va a basar el presente trabajo, aplicándolo por primera vez en España al estudio de los aspectos determinantes de la ineficiencia técnica de los hospitales; pero además el análisis abordará simultáneamente el estudio de la ineficiencia asignativa, a través de un sistema de costes de forma similar a como se hace en García Prieto (2001). El esquema que se va a seguir es el siguiente: En el apartado 2 se explica el modelo teórico que se emplea. El apartado 3 recoge la descripción del análisis empírico que se va a aplicar. Los resultados obtenidos se analizan en el apartado 4 y finalmente, el apartado 5 recoge las conclusiones.

2. MODELO DE EFICIENCIA TÉCNICA Y ASIGNATIVA

Consideremos el caso de una frontera estocástica de costes

$$\ln C_i = \ln C(y_i, w_i, \beta) + v_i + u_i \quad u_i \geq 0 \quad [1]$$

donde C_i es el coste efectivo de una de las N empresas analizadas, y_i es un vector de n productos, w_i el vector de precios de m factores y β , un vector de parámetros que se van a estimar; v_i es una perturbación aleatoria y u_i es un término que refleja el aumento de los costes debido a ineficiencia.

Las empresas pueden separarse de la frontera y producir con unos costes superiores, debido a ineficiencia técnica, u_{Ti} o asignativa, u_{Ai} , de la siguiente forma:

$$\ln C_i = \ln C(y_i, w_i, \beta) + v_i + u_{Ai} + u_{Ti} \quad [2]$$

1. Aunque en realidad en su trabajo estos autores simplemente generalizan a un panel de datos la propuesta inicial de Huang and Liu (1994) para un cross-section, el método ha resultado finalmente asociado a su nombre.

Así, el término de error está integrado por tres componentes, siendo dos de ellos sesgados $u_{Ai} \geq 0$ y $u_{Ti} \geq 0$; el tercero, v_i , se considera que se distribuye independiente e idénticamente entre la muestra como una normal de media cero y varianza σ_v^2 , siendo independiente de los términos de ineficiencia y de los regresores.

Si la ineficiencia técnica está originada por un conjunto de variables específicas de las empresas, $Z_i = (z_{i1}, \dots, z_{im})'$, entonces el término de ineficiencia técnica v_{Ti} puede expresarse, siguiendo a Huang y Liu (1994), como la suma de una función lineal de las características específicas de las empresas y un término de error, como sigue:

$$u_{Ti} = \delta' Z_i + \eta_i \quad [3]$$

donde $\delta = (\delta_1 \dots \delta_m)'$ es un conjunto de parámetros para estimar, y η_i es un término aleatorio que se obtiene a partir de una normal de media cero y varianza σ_η^2 . El punto de truncamiento es $-\delta' Z_i$, así que $\eta_i \geq -\delta' Z_i$. De esta forma, el término de ineficiencia técnica, u_{Ti} , se distribuye según una normal truncada en el cero, y cuya media depende de las variables que explican la ineficiencia, $N^+(\delta' Z_i, \sigma_\eta^2)$. Es independiente del error aleatorio v_i , y del componente de ineficiencia asignativa u_{Ai} , así como de los regresores.

Por lo que se refiere a la ineficiencia asignativa, para calcularla es necesario plantear la estimación de un sistema. Si la función de costes planteada es una translog, el sistema se construye añadiendo a la frontera de costes las ecuaciones de participación de los factores en el coste².

Las participaciones de los factores que minimizan el coste, $S_{ij}(y_i, w_i, \beta)$, de acuerdo con el lema de Shephard (1953), se obtienen derivando el logaritmo de la función de costes con respecto al logaritmo de los precios de los factores:

$$S_{ij}(y_i, w_i, \beta) = \frac{\partial \ln C(y_i, w_i, \beta)}{\partial \ln w_{ij}} \quad j = 1 \dots m \quad [4]$$

y las participaciones efectivas, $S_{ij} = x_{ij} w_{ij} / C_i$, pueden expresarse en función de las óptimas de la siguiente forma:

$$S_{ij} = S_{ij}(y_i, w_i, \beta) + \varepsilon_{ij} \quad j = 1 \dots m \quad [5]$$

donde ε_{ij} es una perturbación aleatoria que refleja las desviaciones con respecto a la participación óptima producidas por ineficiencia asignativa.

2. Sobre este aspecto se puede consultar Schmidt (1994), Ferrier y Lovell (1990) y Kumbhakar (1991), entre otros.

Con estas ecuaciones de participación y la frontera de costes, se forma el siguiente sistema:

$$\begin{aligned}\ln C_i &= \ln C(y_i, w_i, \beta) + u_{Ai} + u_{Ti} + v_i \\ S_{ij} &= S_{ij}(y_i, w_i, \beta) + \varepsilon_{ij}\end{aligned}\quad [6]$$

del que se elimina la ecuación de participación de uno de los factores ya que la suma de todas es uno³.

Los errores de estas ecuaciones, $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1} \dots \varepsilon_{im-1})'$, se consideran distribuidos conjuntamente según una normal de media $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_{m-1})'$, y matriz de varianzas-covarianzas Σ . Se considera además que esta distribución es independiente de la perturbación aleatoria v_i , así como del término de ineficiencia técnica⁴, u_{Ti} .

Cuanto mayores sean las desviaciones de las participaciones de los factores respecto a las óptimas, mayor será el incremento que se produzca en el coste debido a ineficiencia asignativa. Esta relación existente entre los errores de las ecuaciones de participación y el término u_{Ai} en [6] habitualmente se formula a través de una expresión cuadrática⁵. En este trabajo se va a emplear la siguiente expresión propuesta por Bauer (1990), que se ha elegido por su simplicidad:

$$u_{Ai} = c \sum_{j=1}^n \varepsilon_{ij}^2 \quad [7]$$

siendo c , un parámetro positivo que hay que estimar. Este parámetro se incluye debido a que los residuos de las ecuaciones de participación son en valor absoluto menores que cero. De no incluirlo, la suma de los cuadrados tendería a cero y así estaríamos forzando la ineficiencia asignativa, por la formulación realizada, a un valor extremadamente reducido.

Con el planteamiento anterior, el término u_{Ai} resulta conocido, y la función de verosimilitud del sistema [6] será el producto de la función de densidad del error compuesto $u_{Ti} + v_i$, y la de los errores de las ecuaciones de participación, ε_{ij} . Em-

3. Una de ellas proporciona información redundante, y podría ser obtenida a partir de las demás. Su inclusión originaría problemas en la estimación.

4. Si la función de producción no es homotética, las participaciones óptimas dependen del volumen de producción. Cuando una empresa no alcanza un nivel de producción debido a ineficiencia técnica esto provocaría desviaciones respecto a las participaciones óptimas, y podría entonces considerarse que las ecuaciones de participación contienen también errores técnicos. Sin embargo, en un contexto de minimización de costes, la producción es exógena y la ineficiencia técnica se formula como el empleo de una cantidad extra de los factores. En este caso, las ecuaciones de participación no contienen errores técnicos. Ver Kumbhakar (1991).

5. Ya que es la cuantía de la desviación la que determina el aumento en el coste, y no el sentido (el signo) en que esta se produzca.

pleando la técnica de máxima verosimilitud podemos encontrar estimadores consistentes y asintóticamente eficientes de los parámetros de la frontera de costes y de las ecuaciones de participación, así como de los errores en las participaciones y del error compuesto en la frontera $u_{Ti} + v_i$.

Con los errores estimados de las ecuaciones de participación, y utilizando la expresión [7], se consigue un estimador del término u_{Ai} para cada empresa de la muestra. Aplicando la función exponencial podemos determinar el nivel de ineficiencia asignativa de cada una, como sigue:

$$IA_i = \exp(\hat{u}_{Ai}) \quad [8]$$

Finalmente, siguiendo a Jondrow et al. (1982), encontramos una predicción para cada empresa del término u_{Ti} , basado en la distribución condicionada $f(u_T | u_T + v)$. Posteriormente, aplicando la función exponencial de la misma forma que antes, se obtiene el nivel de eficiencia de cada empresa, según lo establecido en [3]:

$$IT_i = \exp(\hat{u}_{Ti}) \quad [9]$$

3. ESTIMACIÓN EMPÍRICA DE LA EFICIENCIA

Aplicamos el modelo explicado anteriormente a una muestra de hospitales españoles. Los datos se han obtenido de la Estadística de Establecimientos Sanitarios con Régimen de Internado (EESRI), que elabora y publica el INE, referente el año 1995. Este es el año de más reciente publicación, ya que a partir de entonces el INE ha dejado de realizar la encuesta.

La muestra elegida corresponde a hospitales con finalidad general, de carácter público, y gestionados por el Instituto Nacional de la Salud (INSALUD)⁶. Se ha excluido un centro con un tamaño muy reducido (23 camas) y otros por su gran tamaño (más de 1200 camas), por la diferencia que pueden presentar entre sí en cuanto a tipología de casos atendidos y nivel de equipamiento técnico. Esto podría interferir en la estimación de la ineficiencia, ya que el mayor empleo de recursos podría ser interpretado como ineficiencia cuando en realidad, pudiera responder simplemente a la atención más intensiva de los casos muy complejos. También se ha

6. Este es el organismo público que gestionaba los hospitales en aquellas comunidades autónomas que no habían asumido competencias en materia sanitaria en el año de estudio: Aragón, Asturias, Baleares, Cantabria, Castilla-La Mancha, Castilla y León, Extremadura, Madrid, Murcia, La Rioja y Ceuta y Melilla.

excluido de la estimación un centro que presentaba valores anómalos, a fin de evitar la perniciosa influencia que realizan los outliers sobre la estimación de la ineficiencia. En total se han estudiado 67 hospitales.

Por tratarse de un análisis de corte transversal, se ha especificado una función de costes de corto plazo, la cual depende del nivel de producción, los precios de los factores y además, de la cantidad empleada de factor fijo, es decir, de capital.

La dificultad para medir el output final de la actividad hospitalaria, la mejora de la salud, resulta bien conocida en el ámbito de la economía de la salud. Por esta razón en la práctica se emplean medidas de actividad. En este trabajo se consideran dos outputs. Por un lado, la actividad de hospitalización se recoge en una variable llamada CASOS, mientras que por otro, la actividad ambulatoria es representada por la variable AMBU. La variable CASOS ha sido construida a partir de las altas producidas en el año, ponderándolas en función de la complejidad relativa y la duración media de la estancia características del servicio hospitalario donde se han producido. Para ello se han empleado los coeficientes definidos por el INSALUD en la UPA⁷. La variable AMBU mide las consultas atendidas y las urgencias no ingresadas, empleando también las ponderaciones de la UPA.

En cuanto a los factores variables considerados, han sido dos, trabajo y materiales, y las variables que cuantifican sus precios respectivos son SAL y PMAT. La variable SAL es el salario medio de los trabajadores, en lugar del coste medio por empleado que se utiliza habitualmente. La razón para descartar esta última medida consiste en evitar la influencia sobre el precio del trabajo de las diferencias de intensidad de uso del factor entre los hospitales (horas extras, guardias...). A pesar de ello, la calidad del trabajo (cualificación del personal) continúa condicionando su precio.

La variable PMAT mide el precio de un factor agregado que incluye compras de utillaje sanitario diverso, limpieza, comida, energía... Es difícil encontrar un bien representativo de este amplio conjunto de productos. Por ello su precio se va a contabilizar a partir del gasto medio en esta categoría por UPA, empleando la UPA como una proxy de la cantidad de materiales empleados⁸.

Por último, el capital ha sido aproximado como se hace habitualmente a través de la variable CAMAS, que contabiliza las que están instaladas en el hospital. Se trata de una proxy que refleja el stock de capital instalado en torno a ellas, y se utiliza debido a la insuficiente información que aporta la encuesta sobre este tema. Sin embargo para que su empleo sea correcto, es necesario contar con una muestra de cen-

7. Unidad Ponderada Asistencial. El INSALUD estableció a través de un estudio en hospitales representativos, y de cara a la presupuestación prospectiva, cuál era el consumo relativo de recursos correspondiente a un día de estancia en cada servicio de atención hospitalaria, así como en las distintas actividades ambulatorias (primeras y sucesivas consultas y urgencias).

8. En algunos estudios realizados previamente, se ha empleado el gasto por cama -González y Barber (1996)-, y el gasto por caso -García Prieto (2001)-.

tros homogénea. Por ello, el análisis se dirige al caso de los hospitales con una misma finalidad⁹ (general), descartando los grandes centros donde se sitúa la tecnología vanguardista (y por tanto más costosa), y los pequeños, menos equipados.

A pesar de todo, pueden permanecer algunas dudas sobre la idoneidad de esta proxy, y por ello se ha incluido en la estimación una variable dicotómica, RM, que toma el valor uno cuando en el hospital existe algún equipo de resonancia magnética o algún acelerador lineal. Se trata de un equipamiento no disponible en todos los centros, y por ello podría corregir las carencias de la variable CAMAS al medir el capital.

También se ha incluido en la estimación otra variable exógena, UCI. Es otra dummy que refleja en este caso la existencia en el hospital de un servicio de cuidados intensivos, y se ha incluido debido al gran peso que asigna el INSALUD a las estancias en este tipo de unidades¹⁰. El objetivo es comprobar si el efecto de la existencia de un servicio de este tipo en un hospital es recogida adecuadamente por los pesos de la UPA.

Por lo que se refiere a la especificación de la ineficiencia técnica, se han incluido cuatro variables explicativas: CASOS, que a su vez es uno de los outputs considerados en la función de costes, RM, la dummy definida anteriormente, CV, que es el coeficiente de variación de la distribución de las altas por los distintos servicios de cada hospital, y CE, otra dummy que toma el valor uno cuando del hospital depende algún centro de atención especializada.

Con la primera de ellas, CASOS, se pretende comprobar si el volumen de actividad desarrollado por el hospital guarda alguna relación con la ineficiencia técnica observada. RM, nos servirá para identificar los hospitales con una posible dotación diferenciada de capital, y nos permitirá comprobar si esto puede ir asociado a un mayor índice de ineficiencia técnica. Con la variable CV se pretende comprobar si diversificando la oferta de prestaciones hospitalarias, se puede aumentar la eficiencia, y por último, con CE comprobamos si afecta a ésta la existencia de centros de especialidades dependientes del hospital.

Al incluir la variable CASOS (un output) como variable explicativa de la ineficiencia, obtenemos un modelo de ineficiencia no-neutral, como el propuesto por Huang y Liu (1994). Si el nivel de ineficiencia técnica depende de los casos, el coste marginal diferirá entre los hospitales eficientes y los ineficientes. Lo mismo ocurrirá con la relación marginal de transformación y las economías de escala. Este aspecto se estudiará posteriormente, empleando los resultados de la estimación.

La forma funcional elegida ha sido una translogarítmica, por dos razones: Primero, su flexibilidad, ya que no impone apenas restricciones de partida sobre las carac-

9. No se contemplan los centros especializados en una determinada prestación sanitaria, que podrían diferir del resto por requerir mucha, o poca inversión en capital.

10. La UPA asigna un valor de 5.8 a una estancia en cuidados intensivos frente a 1 para una estancia en cirugía general.

terísticas de la tecnología¹¹, sino que éstas pueden ser contrastadas posteriormente; En segundo lugar, por la posibilidad de incorporar más de un producto, adecuándose así al carácter multiproducto de la actividad hospitalaria.

4. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

El sistema que se ha estimado finalmente, es el siguiente:

$$\begin{aligned} \ln(Cte) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(CASOS) + \alpha_2 \ln(AMBU) + \beta_1 \ln(Sal)^{1/2} + \gamma_{11} \ln(Sal)^2 \\ & + \frac{1}{2} \tau_{11} \ln(CASOS)^2 + \frac{1}{2} \tau_{22} \ln(AMBU)^2 + \tau_{12} \ln(CASOS) \ln(AMBU) \\ & + \rho_{11} \ln(CASOS) \ln(Sal) + \rho_{21} \ln(AMBU) \ln(Sal) \\ & + \theta_1 \ln(CAMAS) + \theta_2 UCI + \theta_3 RM + u_A + u_T + v \\ S_i = & \beta_1 + \gamma_{11} \ln(Sal) + \rho_{11} \ln(CASOS) + \rho_{21} \ln(AMBU) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad [10]$$

en el que solamente se ha incluido la ecuación de participación del trabajo¹², y al que se le han impuesto las habituales restricciones de simetría y homogeneidad de grado uno de la función de costes respecto de los precios de los factores. Esto último se ha realizado dividiendo los costes y los precios de los inputs, por el precio del segundo factor, PMAT, de tal forma que:

$$Cte = \frac{CTE}{PMAT}, \text{ y } Sal = \frac{SAL}{PMAT}.$$

La ineficiencia técnica se ha planteado de la siguiente forma:

$$u_T = \delta_0 + \delta_1 \ln(CASOS) + \delta_2 RM + \delta_3 CV + \delta_4 CE + \eta \quad [11]$$

Se ha realizado la estimación por máxima verosimilitud, en desviaciones respecto a la media; por ello, los parámetros de los términos de primer orden de la frontera resultan representativos de las respectivas elasticidades de la función de costes para el hospital medio. Todos ellos son positivos, y significativos al 1% (salvo para la variable CASOS que lo es al 10%), como refleja el Cuadro 1, donde se recogen los principales resultados obtenidos. Entre los restantes parámetros de la frontera asociados a productos cruzados, existen problemas de multicolinealidad que hacen que algunos resulten no precisos.

11. No olvidemos que la función translogarítmica es la aproximación en un punto a la verdadera función.

12. Recordemos que la suma de ambas participaciones es uno.

Cuadro 1: Resultados de la estimación

VARIABLE	PARAMETRO	COEFICIENTE	DESV. TIPICA
Constante	α_0	-0.4636***	0.1316
ln (CASOS)	α_1	0.1935*	0.1259
ln (AMBU)	α_2	0.2068***	0.0702
ln (Sal)	β_1	0.6411***	0.0131
$\frac{1}{2}$ ln (Sal) ²	γ_{11}	0.1079***	0.0107
$\frac{1}{2}$ ln (CASOS) ²	τ_{11}	0.1121	0.1256
$\frac{1}{2}$ ln (AMBU) ²	τ_{22}	0.1860	0.1469
ln (CASOS) ln (AMBU)	τ_{12}	-0.1528*	0.1092
ln (Sal) ln (CASOS)	ρ_{11}	-0.0090	0.0107
ln (Sal) ln (AMBU)	ρ_{21}	-0.0120	0.0113
ln (CAMAS)	θ_1	0.4323***	0.0825
UCI	θ_2	-0.0825*	0.0554
RM	θ_3	0.6151***	0.0936
	c	15.2388*	10.1431
	μ_1	0.0617**	0.0370
	σ_ε	0.0239 ***	0.0031
Constante	δ_0	0.5556***	0.1317
ln (CASOS)	δ_1	0.2647***	0.0628
RM	δ_2	-0.7516***	0.1271
CV	δ_3	-0.2426**	0.1358
CE	δ_4	0.0924**	0.0458
	σ	0.0861***	0.0149
	γ	1.0000 ***	0.0188
Log likelihood			243.81

***Significativo al 1%; **Significativo al 5%; *Significativo al 10%.

La función de costes estimada es no negativa, no decreciente en los precios de los inputs y cóncava, como cabe esperar.

La variable CAMAS, que mide el nivel de capital, resulta significativa pero su elasticidad es positiva. Este resultado, habitual en la literatura sobre costes hospitalarios, se interpreta como un indicativo de ineficiencia de largo plazo, debido a sobrecapitalización: la capacidad instalada es mayor que la óptima desde un punto de vista de largo plazo y esto eleva los costes. El análisis para llegar a esta conclusión se detalla a continuación.

La relación entre los costes totales de largo plazo y los costes de corto plazo es la siguiente:

$$CT(y, w, p_k, \beta) = CV(y, w, K, \beta) + p_k K \quad [12]$$

donde CT(.) es el coste total, CV(.) es el coste variable y p_k es el precio del capital.

Para minimizar costes, la derivada parcial de los costes totales con respecto al capital debe igualarse a cero, así que:

$$\partial CT / \partial K = \partial CV / \partial K + p_K = 0 \quad [13]$$

y

$$-\partial CV / \partial K = p_K. \quad [14]$$

Esta derivada parcial puede ser considerada como el precio sombra del capital. Si este precio sombra es menor que el precio efectivo entonces se produce sobrecapitalización.

Con una función de costes translog:

$$\partial CV / \partial K = (\partial \ln CV / \partial \ln K)(CV / K) \quad [15]$$

A partir de los resultados obtenidos en la estimación, $\partial \ln CV / \partial \ln K = \theta_1 = 0.43$ así que, independientemente del nivel de costes variables (positivo), $-\partial CV / \partial K < 0$. En este caso, el precio sombra del capital es tan pequeño que reduciendo el nivel de capital los hospitales pueden reducir no solamente sus costes variables sino también sus costes totales de largo plazo.

Continuando con el análisis de los resultados de la estimación, las variables UCI y RM también resultan significativas. En el primer caso el signo es negativo lo que indica que es posible que la fuerte ponderación aplicada a los casos de cuidados intensivos sea excesiva. Sin embargo el signo de RM resulta positivo, síntoma indicativo de que la variable CAMAS, ampliamente utilizada en la literatura como proxy de capital, presenta algunas limitaciones.

En lo que se refiere a la ineficiencia asignativa, su presencia se confirma por el valor significativamente positivo que adquiere m_1 , que es la media de la perturbación aleatoria en la ecuación de participación del trabajo. Esto indica una sobreutilización sistemática del trabajo, al que se destina como media 6 puntos porcentuales por encima de la proporción del coste óptima. El parámetro c , también significativo, nos ayudará a calcular el efecto sobre el coste de este tipo de ineficiencia, según la expresión [8].

Finalmente, por lo que respecta a la ineficiencia técnica resulta interesante el valor obtenido para el parámetro γ ¹³. Este parámetro puede tomar un valor entre cero y uno, y esta es una característica muy útil a la hora de establecer una rejilla de valores iniciales para la estimación por máxima verosimilitud. En los resultados, ha presentado un valor uno, muy significativo, lo que confirma la presencia de ineficiencia técnica.

13. $\gamma = \sigma_\eta^2 / \sigma^2$, donde $\sigma^2 = \sigma_\eta^2 + \sigma_v^2$.

Las variables que explican la ineficiencia técnica presentan la siguiente influencia: El parámetro que acompaña a la variable CASOS es positivo, indicando que los hospitales con un mayor volumen de actividad tienden a ser más ineficientes. Por otro lado, RM aparece aquí con un signo negativo, por lo tanto, los hospitales con mayor dotación tecnológica tienen mayores costes, como vimos anteriormente, pero son técnicamente más eficientes. El signo negativo del parámetro de la variable CV indica que la diversificación en la tipología de casos atendidos tiende a aumentar el grado de aprovechamiento de los recursos, y mejora por lo tanto el nivel de eficiencia técnica; este resultado apunta entonces hacia la existencia de economías de diversificación, o economías de gama, en la actividad hospitalaria, como resalta Prior (1996). Por último, la ineficiencia técnica resulta mayor cuando existe algún centro de especialidades dependiente del hospital; este último resultado puede recoger el efecto negativo sobre el aprovechamiento de los recursos debido a desplazamientos entre los centros. Todas estas variables resultan estadísticamente significativas.

Con estos resultados, el análisis de las economías de escala resulta muy interesante. Los rendimientos de escala pueden ser estudiados a partir de una función de costes variables utilizando la siguiente expresión¹⁴:

$$RE = \frac{1}{\sum_{l=1}^n \partial \ln CT / \partial \ln y_l} = \frac{1 - \partial \ln CV / \partial \ln K}{\sum_{l=1}^n \partial \ln CV / \partial \ln y_l} \quad [16]$$

donde un resultado mayor que uno será interpretado como rendimientos de escala crecientes. Cuando el output explica la ineficiencia, como es el caso de los hospitales estudiados, $\partial \ln CV / \partial \ln y_l$ adopta un valor diferente si consideramos la frontera de costes o los costes efectivos. Esta es la razón por la que las economías de escala son diferentes en la frontera de las efectivas.

La elasticidad de los costes variables con respecto a los CASOS es¹⁵:

$$\frac{\partial \ln CV_i}{\partial \ln CASES} = \frac{\partial \ln CV_i(y_i, w_i, \beta)}{\partial \ln CASES} + \psi_i \frac{\partial (\delta' Z_i)}{\partial CASES} \quad [17]$$

donde

$$\psi_i = 1 - \frac{1}{\sigma_u} \left[\frac{\phi\left(\frac{\delta' Z_i}{\sigma_u} - \sigma_u\right)}{\Phi\left(\frac{\delta' Z_i}{\sigma_u} - \sigma_u\right)} - \frac{\phi\left(\frac{\delta' Z_i}{\sigma_u}\right)}{\Phi\left(\frac{\delta' Z_i}{\sigma_u}\right)} \right] \quad [18]$$

14. Ver Caves, Christensen and Swanson (1981)

15. Ver Huang and Liu (1994)

y ϕ y Φ son respectivamente la función de densidad y de distribución de una normal tipificada.

La expresión [17] está integrada por dos componentes: El primero de ellos es la elasticidad de la frontera de costes con respecto al output, es decir, la elasticidad de la empresa que presenta la mejor práctica con respecto al output. El segundo término mide la correspondiente elasticidad de la ineficiencia (que valdrá cero en el caso de la mejor empresa). En el caso de la función de costes translog planteada en resulta-

$$\frac{\partial \ln CV_i}{\partial \ln CASOS_i} = \alpha_1 + \tau_{11} \ln CASOS_i + \tau_{12} \ln AMBU_i + \rho_{11} \ln Sal_i + \psi_i \delta_1 \quad [19]$$

Por otro lado, la elasticidad frente a AMBU sería:

$$\frac{\partial \ln CV_i}{\partial \ln AMBU_i} = \alpha_2 + \tau_{22} \ln AMBU_i + \tau_{12} \ln CASOS_i + \rho_{21} \ln Sal_i \quad [20]$$

En el caso del hospital medio, la elasticidad respecto a AMBU quedaría simplificada¹⁶ hasta $\frac{\partial \ln CV_i}{\partial \ln AMBU_i} = \alpha_2$, mientras que la elasticidad frente a CASOS resulta-

$$\text{ría } \frac{\partial \ln CV_i}{\partial \ln CASOS_i} = \alpha_1 + \psi_{medio} \delta_1.$$

Con los valores del Cuadro 1 para los parámetros $\alpha_1, \alpha_2, \theta_1$ y δ_1 , y calculando el valor de ψ_{medio} , se obtiene el siguiente resultado:

$$RE = \frac{1 - \theta_1}{\alpha_1 + \psi_{medio} \delta_1 + \alpha_2} = 0.80 \quad [21]$$

que indica la existencia de rendimientos decrecientes en la actividad hospitalaria.

Sin embargo, en el caso en que no existiera ineficiencia, en la frontera, la expresión que permitiría calcular los rendimientos de escala sería:

$$RE = \frac{1 - \theta_1}{\alpha_1 + \alpha_2} = 1.45 \quad [22]$$

En definitiva, en la frontera el hospital medio presenta economías de escala, pero debido a que el nivel de ineficiencia técnica aumenta con el volumen de casos atendidos, un aumento de la escala de producción implicaría un aumento del coste medio efectivo. Gráficamente, a medida que aumenta la escala, el hospital medio se movería a lo largo de una curva de costes medios de largo plazo decreciente, pero al au-

16. El resto de los términos se anulan ya que miden desviaciones respecto a la media.

mentar su ineficiencia se alejaría hacia arriba de la curva, incurriendo en un coste medio efectivo superior.

Para concluir el estudio, y con el fin de asegurar la validez del modelo, se ha contrastado la posibilidad de que la ineficiencia técnica responda a un planteamiento más sencillo, y sea independiente de las características de los hospitales. Mediante el test de la razón de verosimilitud, se ha rechazado con amplitud la hipótesis de que la ineficiencia técnica se distribuya según una normal truncada para valores positivos de media constante ($H_0: \delta_1=\delta_2=\delta_3=\delta_4=0$) o de media cero ($H_0: \delta_0=\delta_1=\delta_2=\delta_3=\delta_4=0$).

También se ha contrastado si en lugar de un modelo de ineficiencia técnica, estas variables deberían formar parte de la frontera de costes; así, los parámetros δ_0 , δ_1 y δ_2 serían cero, ya que la frontera cuenta con término independiente y ya están incluidas CASOS y RM. Por otro lado, la inexistencia de ineficiencia técnica haría que γ fuera cero. Esta hipótesis ($H_0: \gamma=\delta_0=\delta_1=\delta_2=0$) fue igualmente rechazada.

Finalmente, se planteó la ausencia de cualquier tipo de ineficiencia, técnica o asignativa. En este caso serían cero todos los parámetros de la primera y además c y

Cuadro 2. Contraste de hipótesis sobre la ineficacia

HIPÓTESIS NULA	LOG LIKELIHOOD	ESTADÍSTICO	DECISIÓN
$H_0: \delta_1=\delta_2=\delta_3=\delta_4=0$	223.94	39.74	Rechazar
$H_0: \delta_0=\delta_1=\delta_2=\delta_3=\delta_4=0$	223.94	39.74	Rechazar
$H_0: \gamma=\delta_0=\delta_1=\delta_2=0$	229.89	27.84	Rechazar
$H_0: \gamma=\delta_0=\delta_1=\delta_2=\delta_3=\delta_4=c=\mu_1=0$	224.33	38.96	Rechazar

El estadístico se ha calculado en todos los casos, como $\lambda=-2[\log\text{likelihood}(H_0)-\log\text{likelihood}(H_A)]$. Se distribuye como una χ^2 con tantos grados de libertad como parámetros se consideran cero en la hipótesis nula. Si resulta mayor que el valor que proporcionan las tablas al 95%, se rechaza la hipótesis.

Cuadro 3. Descripción estadística de los índices de eficiencia.

	EF. ECONÓMICA	EF. TÉCNICA	EF. ASIGNATIVA
Media	68.3	77.6	87.9
Desviación típica	15.6	16.0	7.3
Mínimo	37.5	48.0	74.6
Máximo	98.6	99.9	100.0

Cuadro 4. Incremento en el coste por ineficiencia.

	INEF. ECONÓMICA	INEF. TÉCNICA	INEF. ASIGNATIVA
Media	54.2	34.6	14.6
Desviación típica	35.4	29.1	7.3
Mínimo	1.4	00.0	00.0
Máximo	166.4	108.4	34.1

μ_1 , los parámetros que nos sirven para calcular la segunda; se reduciría así el modelo a una estimación media. Esta última hipótesis también fue rechazada. ($H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = c = \mu_1 = 0$). Los detalles de estos contrastes se resumen en el

El Cuadro 3 resume la información estadística relativa a los índices de eficiencia que se han calculado según las expresiones [8] y [9]. La correlación existente entre las series de eficiencia técnica y asignativa es prácticamente nula ($r=0.03$), por lo tanto, aunque un hospital presente un buen resultado en un tipo de eficiencia, no hay razón para esperar que ocurra lo mismo con el otro tipo.

Los índices hallados indican que el coste que supondría para un hospital la producción eficiente, es como media, un 68.3% del coste actual. Si los hospitales combinaran los factores productivos en las proporciones idóneas (eficiencia asignativa), su coste sería un 87.6% del actual, y si aprovecharan adecuadamente los recursos (eficiencia técnica), un 77.6%.

La información acerca del efecto que producen sobre los costes de los hospitales los dos tipos de ineficiencia, se resume en el Cuadro 4. Como media, la ineficiencia técnica origina un incremento del 34.7% sobre el coste mínimo teórico, mientras que la ineficiencia asignativa lo hace en un 14.6%.

Estos resultados contrastan con los obtenidos en trabajos anteriores sobre eficiencia hospitalaria. Así, en un estudio realizado previamente (García Prieto, 2001), en el cual se planteó un modelo más sencillo con la estimación de un sistema de costes translog sin especificar los determinantes de la ineficiencia, se encontró que la eficiencia técnica (92%) resultaba superior a la asignativa (84%); los resultados no son directamente comparables ya que la estadística manejada ha sufrido un cambio metodológico en 1995, encaminado precisamente a la depuración de los datos referentes al hospital y a sus centros asociados, que anteriormente se presentaban de forma agregada.

Únicamente hay publicado otro trabajo que analice simultáneamente la eficiencia técnica y asignativa, Puig-Junoy (2000). Se trata de un estudio realizado mediante un análisis envolvente de datos y centrado en los hospitales de Cataluña, donde se encontró también mayor eficiencia técnica que asignativa (97.1% y 89.1% respectivamente).

Rodríguez Álvarez (2000) se centró únicamente en el análisis de la eficiencia asignativa de los hospitales del INSALUD, mediante la estimación de una función de distancia de inputs. Obtuvo un índice similar de eficiencia asignativa, 87%. Por otro lado, Ventura y González (1999) analizaron mediante un AED la eficiencia técnica de estos mismos hospitales y encontraron un resultado de 82%.

Parece entonces que con el trabajo que aquí se presenta se puede concluir que la especificación de los determinantes de la ineficiencia técnica permite depurar con mayor precisión su nivel, y por lo tanto esto nos conduce a un índice medio superior al presentado en estudios anteriores. La ineficiencia asignativa encontrada, sin embargo, se mantiene en niveles similares a los obtenidos en otros análisis realizados.

5. CONCLUSIONES

Con este trabajo se ha intentado encontrar alguna explicación de los índices de eficiencia técnica que presentan los hospitales españoles públicos, pero sin olvidar la posible existencia de ineficiencia asignativa, ya que en trabajos anteriores se ha destacado su importancia cuantitativa.

El estudio se ha realizado a través de un análisis de frontera, sobre la base de un sistema formado por la función de costes y las ecuaciones de participación de los factores. El componente de ineficiencia técnica integrado en el error de la función de costes se ha especificado como una función de un conjunto de variables que recogen aspectos propios de cada hospital, aplicando por primera vez a la eficiencia hospitalaria, el método propuesto por Battese y Coelli (1995).

Se ha encontrado que la ineficiencia asignativa se debe a la sobreutilización sistemática en estos hospitales del trabajo, aunque cuantitativamente, supone un problema menor que la ineficiencia técnica. Esta última resulta relacionada positivamente con el volumen de actividad desarrollada por el hospital, y también es mayor cuando existen centros de atención especializada dependientes del mismo. Por otro lado, los centros hospitalarios con una actividad más diversificada, y aquellos que poseen un equipamiento tecnológico superior son más eficientes técnicamente.

BIBLIOGRAFÍA

- AIGNER, D., C.A.K. LOVELL y P. SCHMIDT (1977). "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models", *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.
- BATTESE, G.E. y T.J. COELLI (1995). "A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data", *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- BAUER, P.W. (1990) "Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers", *Journal of Econometrics*, 46, 39-56.
- BURGESS, J.F. y WILSON, P.W. (1993). Technical efficiency in veterans administration hospitals. En Fried, H.O., C.A.K. Lovell, y S.S. Schmidt editors, "The measurement of productive efficiency. Techniques and applications". Oxford University Press, 335-351.
- BYRNES, P. y V. VALMANIS (1994) "Analysing technical and allocative efficiency of hospitals" en Charnes, A., W. Cooper, A.Y. Lewin y L.M. Seiford editors, *Data envelopment analysis: theory methodology and application*. Kluwer Academic Publisher.
- COELLI, T., D.S. PRASADA RAO y G.E. BATTESE (1998). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- DALMAU, E. y J. PUIG-JUNOY (1998). "Market structure and hospital efficiency: Evaluating potential effects of deregulation in a national health service". *Review of Industrial Organization*, 13, 4, 447-466.

- EAKIN, B.K. (1991). "Allocative Inefficiency in the production of hospital services", *Southern Economic Journal*, 58, 240-248.
- EAKIN, B.K. y T.J. KNIESNER (1988). "Estimating a non-minimum cost function for hospitals", *Southern Economic Journal*, 54, 583-97.
- FARREL, M.J. (1957). "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of Royal Statistical Society*, 120, 253-281.
- FRIED, H.O., C.A. KNOX LOVELL y SHELTON S. SCHMIDT, editors (1993). *The measurement of productive efficiency*. Oxford University Press, New York.
- FORSUND, F., C.A.K. LOVELL y P. SCHMIDT (1980). "A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement", *Journal of Econometrics*, 13, 5-25.
- GARCÍA PRIETO, C. (2001). "Technical and allocative inefficiency in Spanish public hospitals" in *Essays on Microeconomic and Industrial Organization*. Coto-Millan (Ed.). Physica Verlag, Springer.
- GONZÁLEZ, B. y P. BARBER (1996). "Changes in the Efficiency of Spanish public hospitals after the introduction of program-contracts", *Investigaciones Económicas*, XX, 3, 377-402.
- GONZÁLEZ, B., P. BARBER y J. PINILLA (2001). "Estimación de la eficiencia de los hospitales generales de agudos mediante modelos de frontera estocástica", en *La evaluación de las políticas de servicios sanitarios en el estado de las autonomías. Análisis comparativo de las CCAA del País Vasco, Andalucía y Cataluña*. Fundación BBV e Instituto de Estudios Autonómicos, Generalitat de Catalunya.
- GRANNEMAN, T.W., BROWN, R.S. and PAULY, M.V. (1986). "Estimating hospital costs: a multiple-output analysis", *Journal of Health Economics*, 5, 107-127.
- GREENE, W.H. (1993). "The econometric approach to efficiency analysis" in Fried, H.O., C.A.K. Lovell y S.S. Schmidt editors *The measurement of productive efficiency*. Oxford University Press.
- HUANG, C.J. and J.T. LIU (1994) Estimation of a Non-Neutral Stochastic Frontier Production Function. *Journal of Productivity Analysis* 5: 171-180.
- JONDROW, J., C.A.K. LOVELL, I.S. MATEROV, and P. SCHMIDT (1982). "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Models", *Journal of Econometrics*, 4, 23, 269-274.
- KUMBHAKAR, S.C. (1991). "The Measurement and Decomposition of Cost-inefficiency: the Translog Cost System", *Oxford Economic Papers*, 43, 667-683.
- KUMBHAKAR, S. C. (1997). "Modelling Allocative Inefficiency in a Translog Cost Function and Cost Share Equations: an Exact Relationship" *Journal of Econometrics* 76, 351-356.
- LÓPEZ, G. y M. SAEZ (1998) "Finance versus costs for teaching hospital in Spain". *Working paper CRES-UPF*.

- MAGNUSEN, J. (1996). "Efficiency measurement and the operationalization of hospital production", *Health Services Research*, 31, 1, 21-37.
- MOREY, R.C., D.J. FINE, y S.W. LOREE (1990). "Comparing the allocative efficiencies of hospitals", *Omega*, 18, 71-83.
- OZCAN, Y.A. y R.D. LUKE (1993). "A national study of the efficiency of hospitals in urban markets", *Health Services Research*, February, 719-739.
- PRIOR, D. (1996). "Technical efficiency and scope economies in hospitals", *Applied Economics*, 28, 1295-1301.
- PRIOR, D. y M. SOLÀ (1996). "Planificación estratégica pública y eficiencia hospitalaria", *Hacienda Pública Española*, 136, 93-108.
- PUIG-JUNOY, J. (2000). "Partitioning input cost efficiency into its allocative and technical components. an empirical DEA application to hospitals". *Socio-Economic Planning Sciences*, 34, 3, 199-218.
- RODRÍGUEZ ÁLVAREZ, A. (2000). "Comportamiento de preferencia por el gasto en una burocracia y su coste: el caso de los hospitales públicos del INSALUD gestión directa". *XXI Jornadas de Economía de la Salud. Oviedo*.
- SCHMIDT, P. (1984). "An Error Structure for System of Translog Cost and Share Equations", *Econometrics Workshop Paper 8309, Michigan State University*.
- SCHMIDT, P., and C. A. K. LOVELL (1979). "Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers", *Journal of Econometrics*, 9, 343-366.
- SHEPHARD, R. W. (1953). *Cost and Production Functions*, Princeton University Press.
- VENTURA, J. y E. GONZÁLEZ (1999). "Análisis de la eficiencia técnica hospitalaria del Insalud GD en Castilla y León" *Revista de Investigación Económica y Social de Castilla y León*, 1, 39-50.
- WAGSTAFF, A. y G. LÓPEZ (1996). "Hospital costs in Catalonia: a stochastic frontier analysis". *Applied Economics Letters*, 3, 471-474.
- ZUCKERMAN, S., HADLEY, J. y IEZZIONI, L. (1994). "Measuring hospital efficiency with frontier cost functions". *Journal of Health Economics*, 13, 255-280.