

# **INEFICIENCIA TECNICA Y ASIGNATIVA EN LOS HOSPITALES DE CASTILLA Y LEON**

**Carmen GARCIA PRIETO**

**Departamento de Fundamentos del Análisis Económico.**

**Universidad de Valladolid.**

En este trabajo se realiza un estudio de la ineficiencia que presentan los hospitales públicos de Castilla y León, gestionados directamente por el INSALUD, a la espera de obtener la cesión de las competencias en materia de sanidad.

El objetivo consiste en analizar en qué medida los centros hospitalarios incurren en cada uno de los componentes de la ineficiencia económica: técnico y asignativo. Este último aspecto constituye la novedad del presente análisis, ya que la ineficiencia asignativa no ha sido previamente estudiada en los hospitales de Castilla y León.

Se va a emplear la metodología frontera, que está basada en la comparación de los centros entre sí para identificar a aquellos que presentan la mejor práctica, y determinar entonces, el coste innecesario en que incurre el resto. Para ello se estima por máxima verosimilitud un sistema compuesto por una función de costes estocástica y las ecuaciones de participación de los factores.

## **1.- INTRODUCCIÓN**

El gasto en sanidad experimenta en las economías occidentales una tendencia creciente, que se ha explicado basándose en factores como el envejecimiento progresivo de la población, la extensión de la cobertura sanitaria hacia el total de la población, y la creciente tecnificación de los procesos sanitarios.

Esto ha hecho que los gobiernos se propongan como objetivo la contención del gasto sanitario, ya que las cifras denuncian que la salud sí tiene precio, y que éste puede ser especialmente alto debido a comportamientos ineficientes que se producen dentro de los sistemas sanitarios, y que han sido puestos de manifiesto a través de diferentes estudios realizados por expertos en cada uno de los países.

Por lo que se refiere a España, el gasto sanitario es mayoritariamente público, y en torno a un 60% de éste tiene su origen en el ámbito hospitalario. Esto ha hecho que la administración haya convertido a este sector en objetivo para controlar el gasto, sobre todo teniendo en cuenta los continuos desbordamientos de presupuesto que se venían experimentando, y que estaban siendo financiados con créditos extraordinarios.

El establecimiento de los contratos-programa ha supuesto según los trabajos de González y Barber (1996) y Ventura y González (1999), una mejora significativa del nivel de eficiencia en los hospitales gestionados directamente por el INSALUD. Precisamente, este último trabajo es probablemente el único estudio conocido que analiza la eficiencia del sector hospitalario en Castilla y León. Sin embargo, se centra únicamente en uno de los dos componentes de la ineficiencia económica, la ineficiencia técnica, mientras que el otro componente, la ineficiencia asignativa, aún no ha sido objeto de estudio en los hospitales de la región castellano y leonesa.

Efectivamente, el componente asignativo de la ineficiencia hospitalaria no ha recibido mucha atención en la literatura. Esto se debe en gran parte a los problemas de información existentes en lo que se refiere a los precios de los factores. Aun así, existen algunas referencias relevantes como Eakin and Knieser (1988), y Eakin (1991); estos trabajos emplean la estimación de una función de costes para analizar la eficiencia asignativa de una muestra de 133 hospitales en EEUU, aunque no contemplan la posible existencia de ineficiencia técnica. Por otro lado, Morey, Fine and Lorey (1990), y Byrnes and Valdmanis (1994), entre otros, cuantifican la ineficiencia asignativa de un conjunto de hospitales, empleando la técnica de Análisis de Envolvimiento de Datos (AED).

En España, sólo se conocen tres estudios que analicen la ineficiencia asignativa de los hospitales. Por un lado, García Prieto (1999), a través de la estimación de un sistema compuesto por la función de costes, junto con las ecuaciones de participación de los factores, cuantifica por separado los componentes técnico y asignativo de la ineficiencia de los hospitales gestionados por el INSALUD. Por otro lado, Puig-Junoy (2000) cuantifica ambos componentes para el caso de un conjunto de hospitales de gestión tanto pública como privada de Cataluña, empleando el AED. Por último, Rodríguez (2000), centra su análisis en la ineficiencia asignativa de los hospitales del INSALUD, estimando una función distancia.

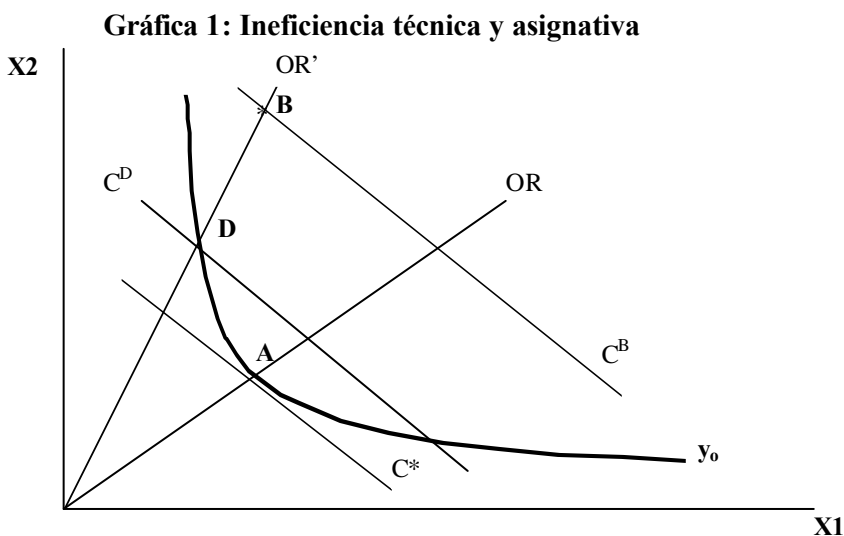
El propósito de este trabajo es precisamente cuantificar en qué medida los costes de los hospitales de la región castellano y leonesa pueden ser reducidos mediante una mejor gestión de los recursos (eficiencia técnica) o a través de la combinación de los factores en unas proporciones más adecuadas (eficiencia asignativa).

## 2.- EL MODELO

El estudio de la eficiencia económica se viene abordando mayoritariamente a través de la metodología frontera, desde que Farrell (1957) sentara los principios a partir

de los que esta técnica ha ido evolucionando<sup>1</sup>. Básicamente, consiste en considerar que las empresas se aparta de un comportamiento óptimo (maximización de los beneficios) debido a ineficiencias en la gestión del proceso productivo.

En el caso de una frontera de costes, las empresas pueden fallar en el objetivo de minimización de los mismos por dos razones distintas: en primer lugar, es posible que no consigan emplear la menor cantidad posible de factores para el nivel de producción obtenido, incurriendo en ineficiencia técnica; en segundo lugar, puede ocurrir que la combinación de factores productivos empleada no sea la más barata, dados los precios de los mismos, lo que generaría ineficiencia asignativa. Ambos comportamientos quedan recogidos para el caso de dos factores en la **¡Error!No se encuentra el origen de la referencia..**



Una empresa que opere en B presentaría los dos tipos de ineficiencia: asignativa, porque está utilizando una combinación de factores que no es óptima (OR' en lugar de OR), y técnica, porque los dos factores están siendo utilizados en una medida superior a la requerida por la cantidad de producción  $y_0$ , cuando se elige el proceso productivo OR' (elige B en lugar de D).

<sup>1</sup> Forsund, Lovell and Schmidt (1980), Bauer (1993) y Coelli, Rao and Battese (1998) constituyen buenas panorámicas sobre esta técnica.

Eligiendo el punto D, la empresa no incurriría en ineficiencia técnica, por ello podemos medir el nivel de ineficiencia asignativa de B como el ratio  $IA_B = C^D/C^*$ , siendo  $C^D$  el coste en el punto D, y  $C^*$  el coste mínimo, que solo se alcanzaría cuando no existiera ni eficiencia técnica ni asignativa (en A). Por otro lado, la eficiencia técnica de B puede medirse a través del ratio  $IT_B = C^B/C^D$ , donde  $C^B$  es el coste en B. El producto de ambas medidas ( $IT_B \cdot IA_B = C^B/C^*$ ) permite cuantificar la ineficiencia total, mostrando en qué proporción el coste actual es superior al coste mínimo.

De la misma forma, podemos considerar al ratio inverso,  $C^*/C^B$  como una medida del grado de eficiencia de la empresa B, midiendo en este caso, la proporción que representa el coste mínimo respecto al coste actual. De la misma forma, este ratio es el resultado a su vez, del producto de otras dos medidas, de la eficiencia técnica y de la eficiencia asignativa:

$$C^*/C^B = 1 / (IT_B \cdot IA_B) = (1/IT_B) \cdot (1/IA_B) = ET_B \cdot EA_B$$

Siguiendo a Aigner, Lovell and Schmidt (1977), el coste en que incurre una empresa puede no coincidir con el coste mínimo debido a ineficiencia económica (ya sea técnica o asignativa) o a elementos puramente aleatorios, hablando entonces de una frontera estocástica. Esto es lo que muestra la siguiente expresión:

$$C = C^*(y, w, \beta) \cdot e^v \cdot IT \cdot IA \quad [1]$$

Donde C es el coste que presenta la empresa,  $C^*(y, w, \beta)$  es la función de costes mínimos, que depende de la producción, y, los precios de los factores, w, y de un conjunto de parámetros,  $\beta$ , que han de ser estimados; el término  $e^v$  representa la perturbación aleatoria y el producto  $IT \cdot IA$  mide la ineficiencia económica, de la forma explicada anteriormente. En términos logarítmicos:

$$\ln C = \ln C^*(y, w, \beta) + \ln IA + \ln IT + v \quad [2]$$

Mientras que la perturbación aleatoria puede hacer que el coste aumente o disminuya (v puede ser tanto positivo como negativo), la ineficiencia siempre aumenta el coste, de tal forma que tanto  $\ln IA$  como  $\ln IT$  son no negativos.

La expresión [2] podría estimarse directamente. Para ello solo necesitaríamos plantear una forma funcional para la frontera de costes, y una distribución adecuada para cada uno de los términos de error (v,  $\ln IT$ ,  $\ln IA$ ). Sin embargo, debido a que el término que recoge la ineficiencia asignativa ( $\ln IA$ ) está correlacionado con los precios de los factores, los estimadores que se obtendrían no serían consistentes.

Para evitar este problema, podemos estimar [2] conjuntamente con las ecuaciones de participación de los factores, tomando en consideración a la hora de plantear éstas, el

hecho de que puede existir ineficiencia asignativa. Este es el procedimiento que se va a utilizar en este trabajo.

La participación efectiva en el coste total del factor j-ésimo,  $S_j$ , viene medida por la siguiente expresión:

$$S_j = x_j w_j / C \quad [3]$$

Donde  $x_j$  representa la cantidad del factor j-ésimo utilizada por la empresa, y  $w_j$  es su precio. Teniendo en cuenta que  $C = \sum_j x_j w_j$ , entonces  $\partial C / \partial w_j = x_j$ , por lo tanto, resulta que:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_j} = \frac{x_j w_j}{C} \quad [4]$$

De esta forma, la participación efectiva del factor j-ésimo será:

$$S_j = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_j} \quad [5]$$

y teniendo en cuenta la expresión [2], resulta:

$$S_j = \frac{\partial \ln C^*(y, w, \hat{\alpha})}{\partial \ln w_j} + \frac{\partial \ln IA}{\partial \ln w_j} \quad [6]$$

ya que ni  $\ln IT$  ni  $v$  dependen de los precios de los factores.

Aplicando el lema de Shephard, podemos identificar  $\partial \ln C^*(y, w, \beta) / \partial \ln w_j$  con la participación óptima del factor j-ésimo,  $S_j^*(y, w, \beta)$ , y en definitiva, resultaría:

$$S_j = S_j^*(y, w, \beta) + \varepsilon_j \quad [7]$$

donde el término de error,  $\varepsilon_j$ , incluye los efectos de la ineficiencia asignativa así como un elemento puramente aleatorio,  $\xi_j$ , es decir:

$$\varepsilon_j = \partial \ln IA / \partial \ln w_j + \xi_j \quad [8]$$

$\varepsilon_j$  puede tomar valores tanto positivos como negativos, revelando sobre o infrautilización del factor j-ésimo respecto al nivel óptimo.

En definitiva, estimaremos el siguiente sistema:

$$\ln C = \ln C^*(y, w, \beta) + \ln IA + \ln IT + v$$

$$S_j = S_j^*(y, w, \beta) + \varepsilon_j \quad j=1\dots n-1 \quad [9]$$

del que se ha eliminado una de las ecuaciones de participación, debido a que la suma de todas ellas es uno.

La relación entre los errores de las ecuaciones de participación y el término  $\ln IA$  en la función de costes se aproxima normalmente mediante una expresión cuadrática<sup>2</sup>. Esto es debido a que las desviaciones tanto positivas como negativas de la participación óptima, aumentan el coste. Sin embargo, dado que las desviaciones son en valor absoluto menores que la unidad, la suma de sus cuadrados resulta siempre cercana a cero; para evitar esta tendencia sistemática, Bauer (1990) sugirió ponderar dicha suma mediante un parámetro que fuera objeto de estimación. Esta será la especificación empleada en el presente trabajo, de tal forma que:

$$\ln IA = c \sum_{j=1}^n e_j^2 \quad [10]$$

Para llevar a cabo la estimación del sistema [9] podemos establecer una serie de supuestos acerca de las distribuciones que siguen las perturbaciones:  $\ln IT$ ,  $v$ , y  $\varepsilon_j$ , considerando que son independientes<sup>3</sup> unas de otras. Supondremos que  $v$  se distribuye idéntica e independientemente a través de las empresas  $N(0, \mathbf{S}_n^2)$ , mientras que las desviaciones en las participaciones, son idéntica e independientemente distribuidas según una normal multivariante  $N(\mu, \Sigma)$ . El hecho de que la media de los errores en las ecuaciones de participación pueda ser distinta de cero, como sugieren Schmidt and Lovell

---

<sup>2</sup> La relación exacta para la restrictiva función Cobb-Douglas ha sido propuesta por Schmidt and Lovell (1979). También ha sido obtenida para la función translog -Kumbhakar (1997)-, aunque dada su complejidad, todavía no ha sido empleada en ningún trabajo empírico.

<sup>3</sup> No parece que exista problema en considerar que la perturbación aleatoria de la función de costes resulte independiente tanto de la ineficiencia técnica como de las desviaciones en las ecuaciones de participación. Sin embargo, la independencia entre estas últimas y el término  $\ln IT$  ha sido en ocasiones cuestionada, argumentando que si la tecnología no es homotética, la ineficiencia técnica puede llevar a la empresa a obtener una producción menor, para la cual, la combinación de factores óptima sea otra distinta, y los errores en las participaciones resulten entonces una consecuencia simplemente de la ineficiencia técnica -Schmidt (1984)-. A pesar de ello, hay que considerar que en la especificación de la frontera de costes, la ineficiencia técnica se mide como el exceso de inputs empleados en la obtención de una determinada producción, que se convierte en exógena, y por lo tanto el argumento anterior no procede.

(1979), puede ser interpretado como evidencia de errores sistemáticos en la elección de la combinación de factores. En el caso en que fuera igual a cero, las desviaciones serían meramente aleatorias.

Por lo que se refiere a la ineficiencia técnica, debemos plantear una distribución<sup>4</sup> sobre valores positivos. En este caso, hemos elegido una distribución exponencial de parámetro  $\alpha$ , aunque los resultados muestran una gran correlación con los obtenidos cuando la distribución empleada era la seminormal<sup>5</sup>.

Una vez que los errores de las ecuaciones de participación son estimados,  $\ln IA$  puede ser obtenido a través de la expresión [10]. Por lo tanto, la función de verosimilitud del sistema [9] resulta el producto de las funciones de densidad del error compuesto  $\ln IT + v$ , y de los errores de las ecuaciones de participación, de la siguiente forma:

$$f[(\ln IT + \ln IA + v), \epsilon] = g(\ln IT + v) h(\epsilon) \quad [11]$$

siendo  $\epsilon = (\epsilon_1 \dots \epsilon_n)'$ .

Empleando el procedimiento de máxima verosimilitud, podemos obtener estimadores consistentes y asintóticamente eficientes de los parámetros de la frontera de costes, así como de la ineficiencia asignativa de cada empresa. A partir de los residuos de la frontera de costes, se puede calcular la eficiencia técnica media estimada, y empleando el procedimiento sugerido por Jondrow et al. (1982), se obtiene una predicción insesgada aunque no consistente del nivel individual de eficiencia técnica de cada empresa.

### 3.- DEFINICIÓN DE VARIABLES Y ESPECIFICACIÓN FUNCIONAL

Los datos empleados en la estimación han sido obtenidos de la Estadística de Establecimientos Sanitarios con Régimen de Internado (EESRI), complementados con las memorias provinciales del INSALUD de la región, así como las memorias de gestión elaboradas por los distintos hospitales castellano y leoneses objeto de análisis. Todos los datos se refieren a 1994.

La muestra elegida corresponde a hospitales públicos gestionados directamente por el INSALUD. Los más pequeños (menos de 80 camas) y los más grandes (más de 1000 camas) han sido excluidos, debido a la diferencia que pueden presentar entre si en lo

---

<sup>4</sup> En la literatura se han empleado preferentemente las distribuciones seminormal, normal truncada para valores positivos, y exponencial. Para más detalles sobre este aspecto, se puede examinar Greene (1993).

<sup>5</sup> En el caso de la distribución normal truncada, la media no resultó significativamente diferente de cero.

que se refiere a tipología de casos atendidos, así como nivel de equipamiento técnico. Esto podría interferir en las estimación, ya que el mayor empleo de recursos podría ser interpretado como ineficiencia cuando en realidad, pudiera simplemente responder a la atención más intensiva de los casos muy complejos. 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, que depende del nivel de producción, los precios de los factores, y además, de la cantidad empleada de factor fijo, capital. La forma funcional elegida ha sido una translog debido, por un lado, a su flexibilidad, al no imponer apenas restricciones de partida sobre las características de la tecnología, y por otro lado, debido a la posibilidad de incorporar más de una producción, adecuándose así al carácter multiproducto de la actividad hospitalaria.

En lo que se refiere a la producción, se han incluido dos medidas de producto: CASOS, que refleja el número de pacientes dados de alta, ponderados a partir de los coeficientes definidos en la UPA<sup>6</sup>, y AMBU que mide las consultas y emergencias atendidas en régimen ambulatorio.

Se han considerado dos factores, trabajo y materiales, cuyos precios son recogidos por la variables siguientes: SAL, que mide el salario medio de los empleados de cada hospital, obtenido a partir de la publicación en el B.O.E; y PMAT, que es el gasto medio por estancia que realiza cada hospital en una categoría amplia de productos que van desde utillaje sanitario hasta calefacción o limpieza.

Por último, CAMAS mide el capital empleado por cada hospital, que se aproxima a través del número de camas instaladas.

Estas variables no están exentas de problemas, que pueden influir en el resultado final de la estimación. Por un lado, CASOS y AMBU recogen la producción ponderando someramente por el casemix; es posible que una parte de la ineficiencia estimada sea el resultado de diferencias en la complejidad de los casos, o en la calidad de la prestación, no tenidas en cuenta. Por otro lado, PMAT es el precio de un factor residual, que incluye elementos muy variados; aunque el empleo de la mayoría de ellos no depende del casemix (ropa, limpieza, calefacción...), es cierto que una parte de la variabilidad entre hospitales de este precio, vendrá determinada por diferencias en la complejidad de los casos (utillaje médico, medicinas...). Por último, para que la proxy CAMAS pueda ser empleada apropiadamente, es necesario contar con una muestra homogénea de centros; por ello el análisis ha tenido en cuenta los hospitales generales<sup>7</sup>, descartando los grandes centros

---

<sup>6</sup> Unidad ponderada asistencial.

<sup>7</sup> Los hospitales especializados en una determinada prestación sanitaria no han sido contemplados, ya que podrían diferir del resto por requerir mucha o poca inversión de capital.



donde se sitúa la tecnología vanguardista, y por lo tanto más costosa, y los pequeños, menos equipados. Esto hace que podamos considerar que los centros de la muestra poseen un capital instalado por cama similar, y por lo tanto, resulte adecuado emplear la variable CAMAS como una aproximación adecuada al mismo.

La Tabla 1 muestra el valor que adoptan las variables empleadas para cada uno de los hospitales analizados de la comunidad autónoma.

**Tabla 1: Resumen de los datos empleados**

	CAMAS	CASOS	AMBU	SAL <sup>(1)</sup>	PMAT <sup>(2)</sup>
Nuestra Sra. Sonsoles	373	26.013,7	115.790,6	3.450,7	17,8
Santos Reyes	123	8.157,1	58.605,2	3.397,2	15,0
General Yagüe	650	50.261,8	267.382,9	3.375,5	16,2
Santiago Apostol	126	10.079,5	57.656,2	3.224,5	15,6
Complejo León	823	58.580,1	365.773,1	3.358,7	16,6
Hospital del Bierzo	368	19.969,8	115.971,0	3.445,9	16,5
Río Carrión	394	30.789,6	136.485,4	3.388,9	13,7
General de Segovia	379	25.222,5	99.509,7	3.359,8	17,2
General de Soria	285	16.977,4	76.393,4	3.379,6	18,3
Clínico de Valladolid	777	54.354,6	313.677,7	3.448,4	20,2
Río Hortega	589	40.352,5	209.624,2	3.200,9	16,8
Medina del Campo	111	8.320,6	52.497,6	3.433,1	16,6
Virgen de la Concha	382	27.946,6	114.967,5	3.371,9	13,5
España	360,5	23.576,0	119.038,9	3.347,1	19,9

(1) en millones de pesetas (2) en miles de pesetas

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

$$\begin{aligned}
 \ln(Cte) &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln(CASOS) + \alpha_2 \ln(AMBU) + \beta_1 \ln(Sal) + \\
 &+ \frac{1}{2} \delta_{11} \ln(CASOS)^2 + \frac{1}{2} \delta_{22} \ln(AMBU)^2 + \delta_{12} \ln(CASOS) \ln(AMBU) + \\
 &+ \frac{1}{2} \gamma_{11} \ln(Sal)^2 + \rho_{11} \ln(CASOS) \ln(Sal) + \rho_{21} \ln(AMBU) \ln(Sal) + \\
 &+ \eta_{11} \ln(CAMAS) + \ln IA + \ln IT + v \\
 S_1 &= \beta_1 + \gamma_{11} \ln(Sal) + \rho_{11} \ln(CASOS) + \rho_{21} \ln(AMBU) + \varepsilon_1
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

en el que solamente se ha incluido la ecuación de participación<sup>8</sup> del trabajo, 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:

$$Cte = CTE / PMAT \text{ y } Sal = SAL / PMAT$$

#### 4.- ESTIMACION Y RESULTADOS

La estimación por máxima verosimilitud ha sido realizada en desviaciones respecto de la media, por lo cual, los parámetros de los términos de primer orden resultan representativos de las respectivas elasticidades de la función de costes, para el hospital medio. Todos ellos son positivos y, excepto en el caso de la variable AMBU, significativos al 1%, como puede verse en la Tabla 2 que resume los resultados obtenidos.

En general los parámetros son altamente significativos, excepto los asociados a la variable AMBU y sus productos cruzados, que resultan no significativos como resultado de la fuerte correlación que presenta ésta con la variable que mide el otro producto, CASOS. La multicolinealidad existente no afecta, sin embargo, a la precisión de los parámetros relevantes para la ineficiencia, por lo que las conclusiones sobre ésta se pueden mantener.

Que el parámetro de la distribución exponencial ( $\alpha$ ) resulte significativo, confirma la existencia de ineficiencia técnica, que explica un 60% de la variabilidad total del error compuesto de la función de costes.

---

<sup>8</sup> La otra no aporta ninguna información ya que la suma de las dos es uno.

**Tabla 2: Resultados de la estimación**

VARIABLE	COEFICIENTE	DESV. TIPICA
constante	0.214891 ***	0.07496
ln (CASOS)	0.596417 ***	0.11039
ln (AMBU)	0.052727	0.06816
$\frac{1}{2}$ ln (CASOS) <sup>2</sup>	-0.166184	0.14222
$\frac{1}{2}$ ln (AMBU) <sup>2</sup>	-0.189554 *	0.12799
ln (Sal)	0.549951 ***	0.07594
$\frac{1}{2}$ ln (Sal) <sup>2</sup>	0.090459 ***	0.01210
ln (CAMAS)	0.361394 ***	0.07057
ln (CASOS) ln (AMBU)	0.143169	0.13046
ln (Sal) ln (CASOS)	-0.034781 ***	0.00737
ln (Sal) ln (AMBU)	0.008727	0.00840
c	3.002640 **	1.74996
$\alpha$	12.97428 ***	4.59385
$\sigma_v$	0.063042 ***	0.01652
$\mu_1$	0.168106 **	0.07587
$\sigma_\epsilon$	0.022380 ***	0.00246
Log likelihood		222.7361
Akaike info criterion		-6.171227

\*\*\* significativo al 1% \*\* significativo al 5% \*significativo al 10%.

Por lo que respecta a la participación del trabajo, la media del error,  $\mu_1$ , es significativamente distinta de cero, indicando la existencia de una sobreutilización sistemática de este factor. El valor estimado de  $\mu_1$  indica que los hospitales, como media, destinan al trabajo, 16,8 puntos porcentuales por encima de lo que exigiría la minimización del coste. La sobreutilización del trabajo implica infrautilización del otro factor, los materiales, y por ello podemos decir que se está empleando una combinación

de factores errónea; esto es indicativo de la existencia de ineficiencia asignativa, cuya repercusión en los costes puede ser calculada empleando la expresión [10].

Los índices de eficiencia que se obtienen a partir de estos resultados muestran que, para el conjunto de hospitales gestionados directamente por el INSALUD, el nivel de eficiencia técnica media alcanzada es considerablemente superior al de eficiencia asignativa. La descripción estadística se recoge en la Tabla 3.

**Tabla 3: Eficiencia económica, técnica y asignativa estimada.**

	Ef. Económica	Ef. Técnica	Ef. Asignativa
Media	78,1	92,7	84,2
Desv. Típica	5,8	5,3	3,7
Mín.	55,4	70,9	77,4
Máx.	90,3	98,0	94,0

La interpretación de estos índices es la siguiente: si los hospitales gestionados por el INSALUD fuesen todos ellos eficientes como el mejor, sus costes representarían, de media, un 78,12% de los actuales. Si combinaran los factores en la proporción correcta, sus costes serían un 84,2% del que presentan actualmente, y si emplearan la menor cantidad de recursos posible, sería un 92,7% del actual.

Por lo que se refiere a los hospitales de Castilla y León, los índices obtenidos quedan reflejados en la Tabla 4. El comportamiento explicado anteriormente para el conjunto del territorio INSALUD, se mantiene también en el caso de nuestra región, y todos los hospitales castellano y leoneses presentan un grado de eficiencia asignativa menor que técnica. El grado medio de eficiencia regional es superior al nivel nacional tanto en el caso de la eficiencia económica, como en el caso de sus dos componentes; tan sólo tres hospitales presentan un nivel de eficiencia inferior a la media nacional, dándose la circunstancia además, de que el hospital más eficiente de la muestra pertenece a la región de Castilla y León.

**Tabla 4: Índices de eficiencia de los hospitales de Castilla y León**

Centro	Ef. Económica	Ef. Técnica	Ef. Asignativa
1	90,3	96,1	93,9
2	87,0	96,7	90,0
3	86,5	96,1	90,0
4	85,3	97,0	87,9
5	84,4	94,8	89,0
6	83,2	97,2	85,6
7	81,7	93,5	87,4
8	81,4	96,0	84,8
9	80,1	94,7	84,6
10	79,6	96,2	82,7
11	78,0	96,5	80,8
12	74,8	96,6	77,4
13	74,6	95,1	78,4
Castilla y León	82,1	95,9	85,6
España	78,1	92,7	84,2

El incremento en el coste que se produce por la ineficiencia, se recoge en la Tabla 5. Como se corresponde con los resultados anteriores, este incremento es menor en el caso de la mayoría de los hospitales castellano y leoneses que la media nacional (28,2%). En Castilla y León, la ineficiencia provoca en los hospitales un incremento medio de los costes del 22,2%; casi un 75% de ese incremento, se debe a la ineficiencia asignativa. Por lo tanto, parece que el mejor camino para reducir costes en la comunidad autónoma, pasa por una reorientación de los recursos, encaminada a emplear un ratio materiales/trabajo superior. Esto permitiría reducir los coste hospitalarios regionales en un 17,2%.

**Tabla 5: Incremento del coste que ocasiona la ineficiencia.**

Centro	Ef. Económica	Ef. Técnica	Ef. Asignativa
1	10,7	4,0	6,4
2	14,9	3,4	11,1
3	15,7	4,1	11,1
4	17,2	3,0	13,7
5	18,4	5,4	12,4
6	20,1	2,9	16,7
7	22,3	7,0	14,3
8	22,8	4,1	17,9
9	24,9	5,6	18,2
10	25,6	4,0	20,9
11	28,2	3,6	23,8
12	33,8	3,5	29,2
13	34,0	5,1	27,5
Castilla y León	22,2	4,3	17,2
España	28,8	8,2	18,96

## 5.- CONCLUSIONES

El ánimo de este trabajo ha sido cuantificar por separado la ineficiencia técnica y asignativa de los hospitales de Castilla y León, que todavía gestiona el INSALUD, hasta que se produzca el traspaso de las competencias. Ello se debe a que, aunque la eficiencia técnica ha sido estudiada en alguna ocasión, no se conocen estudios que analicen la importancia de la ineficiencia asignativa en los hospitales de nuestra región.

Para llevar a cabo el estudio, se ha estimado un sistema compuesto por una frontera de costes estocástica junto con las ecuaciones de participación de los factores. La eficiencia media obtenida para los hospitales castellano y leoneses ha resultado ligeramente superior a la media nacional (82,1 frente a 78,1), siendo la principal responsable del incremento del coste que se produce en los hospitales, la ineficiencia asignativa. Alrededor de un 17% de los costes hospitalarios regionales podría reducirse combinando los factores en unas proporciones más idóneas, que permitieran reducir el peso en el gasto del trabajo, frente a los materiales.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AIGNER, D., C.A.K. LOVELL y P. SCHMIDT “Formulation and estimation of stochastic frontier production function models”, Journal of Econometrics, 6, (1977), 21-37.
- BAUER, P.W. “Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers”, Journal of Econometrics, 46, (1990), 39-56.
- BYRNES, P. y V. VALDMANIS “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, (1994).
- COELLI, T., D.S.P. RAO y G.E. BATTESE An introduction to efficiency and productivity analysis. Kluwer Academic Publishers, (1998).
- EAKIN, B.K. “Allocative Inefficiency in the production of hospital services”, Southern Economic Journal, 58, (1991), 240-248.
- EAKIN, B.K. y T.J. KNIESNER “Estimating a non-minimum cost function for hospitals”, Southern Economic Journal, 54, (1988), 583-97.
- FARREL, M.J. “The Measurement of Productive Efficiency”, Journal of Royal Statistical Society, 120, (1957), 253-281.
- FORSUND, F., C.A.K. LOVELL y P. SCHMIDT “A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement”, Journal of Econometrics, 13, (1980), 5-25.
- GARCÍA, C “Ineficiencia técnica y asignativa en los hospitales del INSALUD, Estudios sobre Economía Española FEDEA, EEE 63, (1999), Madrid.
- GONZÁLEZ, B. y P. BARBER “Changes in the Efficiency of Spanish public hospitals after the introduction of program-contracts”, Investigaciones Económicas, XX, 3, (1996), 377-402.
- GREENE, W.H. “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. (1993).

- JONDROW, J., C..A.K. LOVELL, I.S. MATEROV, and P. SCHMIDT “On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Models”, Journal of Econometrics, 4, 23, (1982), 269-274.
- KUMBHAKAR, S.C. “The Measurement and Decomposition of Cost-inefficiency: the Translog Cost System”, Oxford Economic Papers, 43, (1991), 667-683.
- KUMBHAKAR, S. C. “Modelling Allocative Inefficiency in a Translog Cost Function and Cost Share Equations: an Exact Relationship”, Journal of Econometrics , 76, (1997), 351-356.
- MOREY, R.C., D.J. FINE, y S.W. LOREE “Comparing the allocative efficiencies of hospitals”, Omega, 18, (1990), 71-83.
- PUIG-JUNOY, J. (2000) “Partitioning input cost efficiency into its allocative and technical components. An empirical DEA application to hospitals”, Socio-Economic Planning and Science, 4, 2/3, 1-20.
- RODRIGUEZ, A. “La medida de la eficiencia asignativa en una burocracia: El sector hospitalario público español”. Tesis doctoral, Universidad de Oviedo, Departamento de Economía (2000).
- SCHMIDT, P., and C. A. K. LOVELL “Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers”, Journal of Econometrics, 9, (1979), 343-366.
- VENTURA, J. y E. GONZÁLEZ “Análisis de la eficiencia técnica hospitalaria del Insalud GD en Castilla y León” Revista de Investigación Económica y Social de Castilla y León”, 1, (1999), 39-50.