

Especialización y eficiencia en el sistema hospitalario español*

Fernando Rodríguez López
José Ignacio Sánchez-Macías
Universidad de Salamanca

Resumen

Este trabajo estudia la relación entre el grado de especialización, definida sobre la base de seis criterios diferentes, y el nivel de eficiencia técnica en el sistema hospitalario español. Los índices de eficiencia son calculados mediante técnicas de envoltorio de datos aplicadas a un conjunto de variables y factores principales que condensan la información relevante de un número más amplio de variables. El análisis pone de manifiesto que la especialización en consultas, medicina intensiva, urgencias o pediatría contribuye a incrementar el índice de eficiencia del centro hospitalario. Igualmente se muestra la forma en que la pertenencia a ciertas Comunidades autónomas, la orientación pública y la dimensión relativa del hospital pueden afectar también a dicho índice.

Palabras clave: economía de la salud, eficiencia económica, organización hospitalaria, especialización de la producción, España.

Clasificación JEL: D24, H42, I10.

Abstract

This study analyses the relationship between degree of specialisation, defined on the grounds of six different criteria, and the level of technical efficiency in Spanish hospitals. The efficiency rates are calculated by applying DEA techniques to a series of key variables and factors that summarise all the relevant information provided by a wider range of variables. The analysis reveals that specialisation in out-patient care, intensive care, emergency care or paediatrics contributes to increasing a hospital's efficiency rating. The regional government under which the hospital operates, a focus on public health and the relative size of the hospital are also shown to affect the rating.

Keywords: health economics, economic efficiency, hospital organization, production specialization, Spain.

JEL Classification: D24, H42, I10.

1. Introducción

La preocupación por la evaluación de la eficiencia¹ de las organizaciones sanitarias españolas en las últimas dos décadas ha dado lugar a una amplia bibliografía, que arranca con los trabajos de López-Casasnovas y Wagstaff (1988) y Wagstaff (1989). Es muy probable

* Los autores agradecen los comentarios de José María Elena y Victoria Muriel y la asistencia de Lourdes Betegón, así como el apoyo financiero del proyecto SA058/03 de la Junta de Castilla y León.

¹ Desde un punto de vista teórico, la evaluación de la productividad de un grupo de unidades similares mediante la identificación de envoltorios parece más relacionada con el concepto de efectividad que con el de eficiencia; nótese, por ejemplo, que la evaluación es más favorable cuanto menor sea el número de inputs empleado para producir un determinado resultado. En cualquier caso, en este trabajo optamos por utilizar el término eficiencia por ser ésta la expresión que parece haberse asentado en la literatura. Véase, por todos, ÁLVAREZ PINILLA (2001).

que la proliferación de este tipo de investigaciones esté relacionada con la tendencia de revisión de la actividad pública, tan habitual de nuestros tiempos, de la que no ha escapado la prestación de servicios sanitarios, quizá siempre bajo la sospecha de que la falta de flexibilidad en la actuación, contratación y control, propia de las instituciones públicas, pudiera conducir a un mal uso de los recursos. Paralelamente, la reciente culminación del proceso de transferencia de las competencias sobre sanidad pública a las Comunidades autónomas ha aumentado el interés por conocer los posibles factores distintivos de la eficiencia en cada región e identificar fuentes potenciales de ahorro o de mejora de la calidad asistencial. En cuanto a la herramienta de investigación, el empleo de técnicas de análisis de envoltante de datos (AED) se basa en la comparación no paramétrica de unidades productivas y permite, por consiguiente, prescindir de formulaciones funcionales específicas y obtener, de esta forma, resultados más robustos. Desde Ley (1991) hasta la fecha, son numerosos los estudios que han aplicado el AED al sector sanitario español, con gran diversidad en cuanto a la elección de objetivos, tipo de organización analizada y ámbito geográfico y temporal².

El presente trabajo puede considerarse encuadrado dentro de la citada bibliografía. Su objetivo principal es analizar la relación entre la especialización de los centros hospitalarios españoles, medida en distintas dimensiones, y su grado de eficiencia, evaluado mediante técnicas de AED. El interés del tema elegido es doble: por una parte, si la eficiencia de los centros especializados resulta ser significativamente diferente de la de los no especializados, y este resultado no se limita exclusivamente a las variables correspondientes a la dimensión en la que se registra la especialización, ello puede indicar que existen factores relacionados con el esfuerzo laboral, la gestión o la organización institucional que explican tal diferencia. Estas circunstancias deberían tomarse en consideración a la hora de diseñar y aplicar técnicas de evaluación basadas en la comparación y en la obtención de fronteras de eficiencia, como es el caso del AED, ya que, en caso contrario, se estarían considerando erróneamente como parte de una única frontera combinaciones productivas que, en realidad, pertenecen a fronteras diferentes.

Por otra parte, si existe relación entre el grado de especialización en una cierta dimensión y la eficiencia de los hospitales, ello debería tenerse en cuenta como elemento informador de la política sanitaria, tanto en lo referente a la evaluación de medidas que pueden incentivar un mayor o menor grado de especialización de los centros, como en lo relativo a los efectos cruzados de otros factores que pueden incidir de forma diferente sobre la eficiencia en función de aquél³.

Como ya se ha dicho, el estudio se apoya notablemente en la evaluación de la eficiencia de los centros hospitalarios mediante técnicas de AED, cuyo carácter no paramétrico hace que resulten especialmente apropiadas para estudiar problemas en los que no es posible, o bien resulta sumamente arriesgado, aventurar una forma funcional concreta sobre la que basar estimaciones econométricas. Los elementos considerados en el trabajo como in-

² Afortunadamente, la rigurosa y completa revisión de la literatura de PUIG-JUNOY y DALMAU (2000) nos permite ahorrar espacio en esta introducción. También de consulta obligada, si bien anterior, es el trabajo de GONZÁLEZ (1996).

³ KITTELSEN y MAGNUSSEN (2003) realizan un estudio con fines similares para los hospitales noruegos, aunque considerando un único *input*.

puts del proceso de producción de servicios sanitarios se analizan previamente para buscar posibles factores principales que recojan los efectos más significativos y permitan reducir el número de variables consideradas en el análisis, con el fin de no restringir en exceso el carácter discriminador del AED.

La estructura del trabajo es la siguiente: en primer lugar, se describen los datos más relevantes de la Estadística de Establecimientos Sanitarios con Régimen de Internado (EES-CRI) que se han tenido en cuenta en la investigación, lo que permitirá al lector adquirir una cierta imagen preliminar del marco general del sistema hospitalario español. En segundo lugar, se revisan las características principales y los objetivos básicos de los métodos de AED y de factores principales y se exponen los resultados de un análisis que combina ambas técnicas aplicado al sistema hospitalario español. A continuación, se lleva a cabo un estudio econométrico para tratar de identificar la existencia de variables que puedan explicar el nivel de eficiencia, entre las que incluimos el grado de especialización del centro hospitalario en ciertas dimensiones seleccionadas. El trabajo termina con una serie de consideraciones finales y propuestas para la investigación futura.

2. Descripción de los datos

La fuente de datos utilizada para el planteamiento y el análisis de las hipótesis de este trabajo es la EESCRI del Ministerio de Sanidad y Consumo, correspondiente al año 2000. Esta estadística de ámbito nacional recoge datos de todos los centros sanitarios, públicos o privados, que prestan asistencia en régimen de internado, incluyendo también la actividad de tipo ambulatorio realizada en el hospital y la producida en los centros de especialidades dependientes de él. La información que proporcionan las más de 1.100 variables que contiene la EESCRI nos permite conocer con detalle los recursos humanos y materiales, la actividad asistencial y las principales magnitudes económicas y financieras de 771 centros hospitalarios y de especialidades de toda España, lo que la convierte en la fuente homogénea más adecuada para realizar este tipo de estudios. Con el fin de eliminar posibles fuentes de heterogeneidad en los datos, que podrían generar distorsiones sobre los resultados, prescindimos desde un primer momento de los hospitales psiquiátricos, de larga estancia y de rehabilitación, lo que reduce el tamaño de la muestra a 593 centros hospitalarios. Las características principales de estos hospitales se resumen en el la Tabla 1.

TABLA 1
DATOS BÁSICOS DE LOS HOSPITALES CONSIDERADOS EN EL ANÁLISIS

Variable	Media	Desv. típica	Máximo
Consultas	106.327	170.961	1.272.875
Altas por curación - medicina	77,6	225,1	3.394
Altas - urgencias	28.887,8	38.887	243.012
Altas por curación - cirugía	2.176,6	2.461,5	13.126
Altas por curación - cirugía ambulatoria	2.572,2	3.315,4	21.967
Altas por curación - pediatría	640,4	1.381,4	15.440
Altas por curación - otros	4.451,2	5.212,8	27.792
Médicos a tiempo completo	84,3	139,9	982
Médicos a tiempo parcial	38,3	61,5	736
Camas	206,3	261,2	1.722
Incubadoras	4,4	8,9	77
Quirófanos	5,9	6,1	48
ATS a tiempo completo	161,2	283,6	1.995
Matronas a tiempo completo	4,3	8,7	87
Fisioterapeutas a tiempo completo	5,2	8,9	73
ATS a tiempo parcial	9,1	52,2	1.186
Matronas a tiempo parcial	1,3	3,3	55
Fisioterapeutas a tiempo parcial	0,6	2,3	43
Radiografías realizadas	53.842,7	85.860,1	1.117.986
Cuota sobre total Comunidad autónoma (%)	2,89	5,71	60,38
Estancias financiadas por sector público (%)	57,88	44,43	100,00
UPAs consultas / UPAs total (%)	39,76	25,00	100,00
UPAs medicina intensiva / UPAs total (%)	1,78	5,44	53,72
UPAs urgencias / UPAs total (%)	21,03	15,43	84,36
UPAs cirugía / UPAs total (%)	14,29	15,88	100,00
UPAs cirugía ambulatoria / UPAs total (%)	2,85	4,38	60,23
UPAs pediatría / UPAs total (%)	1,41	2,12	22,46

FUENTE: elaboración propia a partir de la EESCRI, año 2000. N=577.

Además de los indicadores relativos a la actividad y a la utilización de recursos, la Tabla 1 recoge variables que indican la cuota de participación del hospital en el total de actividad medida en Unidades Ponderadas de Asistencia (UPAs) de los centros de su Comunidad autónoma, el porcentaje de estancias hospitalarias que están financiadas por el sector público, y los porcentajes de UPAs que corresponden a consultas, medicina intensiva, urgencias, cirugía, cirugía ambulatoria y pediatría. Estas últimas seis variables son las que se utilizan en el trabajo como base para determinar el grado de especialización de los centros hospitalarios para cada una de las correspondientes dimensiones. En concreto, con carácter general, consideramos que un cierto hospital está especializado en alguna de las dimensiones men-

cionadas cuando el porcentaje de UPAs correspondiente a ella pertenece al cuartil superior de su distribución. Los valores de esta variable que resultan delimitadores de los criterios de especialización en cada una de estas dimensiones se presentan en la Tabla 2, junto con el valor medio y la desviación típica para cada categoría.

TABLA 2
DATOS BÁSICOS DE LOS HOSPITALES CONSIDERADOS
COMO ESPECIALIZADOS

Variable	Mínimo	Media	Desv. típica
Especialización consultas			
UPAs consultas / UPAs total (%)	57,56	67,46	9,67
Especialización medicina intensiva			
UPAs med. intensiva / UPAs total (%)	0,61	7,06	9,17
Especialización urgencias			
UPAs urgencias / UPAs total (%)	30,18	41,65	10,13
Especialización cirugía			
UPAs cirugía / UPAs total (%)	17,72	36,12	18,13
Especialización cirugía ambulatoria			
UPAs cir. amb. / UPAs total (%)	3,42	7,63	6,68
Especialización pediatría			
UPAs pediatría / UPAs total (%)	2,30	4,01	2,67

FUENTE: elaboración propia a partir de la EESCRI, año 2000.

Por su parte, la Tabla 3 recoge información acerca de la disparidad en el uso de recursos y en la producción sanitaria, en promedio, de los hospitales de la zona correspondiente al INSALUD y de las Comunidades autónomas a las que se habían transferido las competencias en materia sanitaria en el año 2000.

TABLA 3
VARIABLES SIGNIFICATIVAS DE LOS CENTROS HOSPITALARIOS,
POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS

Sistema	N	Estadístico	Camas	Médicos		A.T.S.		UPAs
				T. completo	T. parcial	T. completo	T. parcial	
Andalucía	77	Media	261,8	101,8	37,8	204,9	21,5	50.722,1
		Desv. Típica	334,5	163,8	70,5	355,5	135,8	67.192,9
Canarias	31	Media	199,1	70,1	25	126,4	4,6	29.860,4
		Desv. Típica	224,7	134,5	30,7	250,8	10,8	52.276,3
Cataluña	103	Media	180,7	63,3	47	120,8	21,1	35.252
		Desv. Típica	175,9	94,3	55,1	183,3	32	33.202,9
Galicia	33	Media	214,7	82,3	28,9	150,8	1,8	32.882,1
		Desv. Típica	341,2	145,5	30,5	290,4	5	51.405,6
Navarra	10	Media	202,1	103	10,6	207,8	14,7	31.184,9
		Desv. Típica	195,3	124,1	19,5	243,9	24	36.559,3
P. Vasco	35	Media	168,5	60,9	48,7	126,9	5,2	25.691,7
		Desv. Típica	204,9	104,6	41,7	215,8	13,0	33.879,9
Valencia	55	Media	194,1	94,8	39,8	179,8	4,2	41.274,7
		Desv. Típica	239,4	136,5	103,0	302,5	10,0	50.811,4
INSALUD	233	Media	207,3	90,3	37,4	170	3,3	38.562
		Desv. Típica	267,7	153,4	58,8	301,8	12,3	56.319,3

FUENTE: elaboración propia a partir de la EESCRI, año 2000.

3. Evaluación de la eficiencia hospitalaria mediante técnicas de AED

3.1. Descripción del método

Uno de los objetivos intermedios del presente trabajo consiste en evaluar la eficiencia técnica de los hospitales españoles mediante AED, sobre el que resulta conveniente realizar algunas aclaraciones previas. La teoría microeconómica convencional nos permite distinguir, en primer término, entre eficiencia técnica y eficiencia asignativa⁴. La eficiencia técnica, en su orientación input, se centra en evaluar la cantidad máxima de outputs que pueden ser producidos con una combinación dada de inputs, de manera que si no es posible aumentar dicha producción se afirma que la unidad de decisión correspondiente (el hospital, en nuestro caso) se encuentra sobre la frontera y puede ser considerada eficiente. Este concepto de eficiencia, basado en consideraciones puramente cuantitativas, contrasta con el de eficiencia asignativa, que aparece cuando se incorporan los valores monetarios de los inputs, de manera que una combinación eficiente desde el punto de vista técnico puede no serlo desde el asignativo si sus costes son relativamente elevados. En el caso de dos inputs y un solo output la eficiencia técnica se concreta en la idea intuitiva de situarse sobre la iso-

⁴ MOREY, FINE y LOREE (1990) y BYRNES y VALDMANIS (1994) son dos de los primeros estudios que calculan la eficiencia técnica y asignativa para hospitales.

cuanta delimitada por los inputs, mientras que la eficiencia asignativa exige, además, encontrar la tangencia con la función de isocostes. Por su parte, un productor técnicamente ineficiente puede atribuir su separación de la frontera eficiente a dos efectos distintos: por un lado, la denominada ineficiencia de escala, definida como la derivada de producir a una escala de producción subóptima en un contexto en el que se asume la existencia de rendimientos constantes de escala; por otro lado, la llamada ineficiencia técnica pura, que correspondería a la parte de la ineficiencia técnica debida a una combinación inadecuada de los inputs.

En este trabajo nos centraremos en la eficiencia técnica y sus componentes de escala y técnico puro, ya que el análisis de la eficiencia asignativa requeriría contar con datos sobre costes laborales y costes del capital de los hospitales que no están disponibles de forma homogénea para toda España. Para la medición de la eficiencia técnica seguimos el método de AED orientado al input asumiendo rendimientos constantes de escala, propuesto inicialmente por Charnes, Cooper y Rodhes (1978), que extiende al ámbito multiproducto, mediante técnicas de programación lineal, la idea seminal de Farrel (1957). Esta aproximación no exige la especificación de ninguna forma funcional concreta que relacione inputs y outputs, requiriendo tan sólo algunas propiedades formales en el conjunto de producción, tales como convexidad y libre disposición de inputs y outputs, que permitan la aplicación de las técnicas de programación lineal en que se basa. El modelo puede formularse de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 ET(x_i, y_i) &= \min_{\theta, \lambda} \theta \\
 \text{s.a. } &\theta x_i - X\lambda \geq 0 \\
 &-y_i + Y\lambda \geq 0 \\
 &\lambda_n \geq 0 \quad \forall n
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

donde x_i e y_i son los vectores de input utilizado y output producido, respectivamente, por la unidad de decisión i , la unidad considerada, X e Y son las matrices de input y output, λ es un vector de ponderaciones utilizado para la comparación con el resto de las unidades de decisión, y θ es un escalar que indica, en su valor mínimo, el nivel de eficiencia técnica (ET) de la citada unidad. Para una unidad r eficiente θ tiene un valor igual a uno, ya que no es posible identificar ningún vector de ponderaciones λ tal que la combinación lineal de outputs del conjunto de unidades sea mayor o igual que y_r , mientras que, simultáneamente, la combinación lineal de inputs sea más baja que x_r . Por el contrario, para una unidad s ineficiente, el valor resultante de θ es inferior a la unidad, lo que refleja que sí es posible identificar un vector de ponderaciones λ tal que una combinación lineal de inputs del conjunto de unidades menor de x_s puede dar lugar a mayor producción que el output y_s . En este caso, dicho valor θ refleja la distancia a la frontera de eficiencia estimada o, en otras palabras, una medida del grado de eficiencia de la unidad considerada.

Con el fin de calcular la eficiencia técnica pura modificamos el planteamiento anterior para incluir la posibilidad de rendimientos variables de escala, según la propuesta de Banker, Charnes y Cooper (1984) y Banker (1984), añadiendo al problema [1] la restricción de que la suma de los elementos del vector de ponderaciones λ sea igual a la unidad. Esta condición obliga a que los inputs y outputs de las unidades de comparación tengan que considerarse en combinación lineal convexa, lo que excluye proyecciones a escala de la frontera eficiente. El modelo resultante se puede plantear como:

$$\begin{aligned}
ET(x_i, y_i) &= \min_{\theta, \lambda} \theta \\
s.a \quad &\theta x_i - X\lambda \geq 0 \\
&-y_i + Y\lambda \geq 0 \\
&\lambda_n \geq 0 \quad \forall n \\
&\sum_n \lambda_n = 1
\end{aligned} \tag{2}$$

Una vez estimada la eficiencia técnica y la eficiencia técnica pura puede determinarse residualmente la eficiencia de escala, como la parte de la primera que no puede ser explicada sobre la base de la segunda. Por consiguiente, la eficiencia de escala de la unidad i puede definirse formalmente de la siguiente forma:

$$EE(x_i, y_i) = \frac{ET(x_i, y_i)}{ETP(x_i, y_i)} \tag{3}$$

En este trabajo también estimamos mediante técnicas de AED una medida de la eficiencia basada en la producción total de UPAs de cada hospital, a la que denominamos eficiencia UPA. Para ello agregamos las cuantías de las variables de output consideradas, ponderadas por el número de UPAs correspondiente a cada tipo de acto sanitario⁵. Cabe destacar que, a pesar de que la variable así obtenida pondera cada uno de los outputs de acuerdo con pesos que reflejan el mayor o menor uso de recursos necesario para su producción, los resultados de esta formulación quizá no deban interpretarse como una medida absoluta de la eficiencia comparada de los centros hospitalarios, dado que, en la realidad, el objetivo de éstos está más relacionado con la realización de un cierto número de actos de cada output considerado que con la maximización del número global de UPAs. En cualquier caso, puesto que las UPAs recogen una estimación del esfuerzo que supone la producción de un determinado output, la condensación de todos los outputs en una medida homogénea cuantificada en UPAs y la estimación de una frontera de eficiencia a partir de ella sí puede servir para reflejar el máximo aprovechamiento posible de los inputs empleados y, por consiguiente, la mayor o menor distancia de cada centro a dicho nivel.

3.2. Selección y tratamiento de las variables

Es fácil encontrar en la EESCRI numerosas variables que pueden identificarse como inputs o como outputs en el proceso de prestación de servicios hospitalarios. Sin embargo, precisamente la riqueza de esta fuente podría convertirse, a la vez, en un punto débil de la utilización de la misma en un análisis de envoltorio de datos, ya que, como es bien conocido, el número de unidades de decisión que conforman la frontera en un AED depende de la dimensionalidad del problema; en concreto, cuando el número de variables es muy elevado también lo será el número de unidades que el análisis detecta como efi-

⁵ Se toma como ponderación el peso en UPAs para los actos sanitarios utilizado en el sistema de gestión directa del INSALUD: 1 UPA para estancias de medicina, 1,5 para las quirúrgicas, 1,2 para obstetricia, 1,3 para pediatría y neonatología, 5,8 para las realizadas en la unidad de cuidados intensivos, 0,25 para los actos de cirugía ambulatoria, 0,25 para primeras consultas, 0,15 para consultas sucesivas y 0,3 para urgencias.

cientes (Ali, 1994; Bowlin, 1998). La reducción de este sesgo requiere bien incrementar el tamaño de la muestra de agentes o unidades de decisión o bien disminuir el número de variables consideradas en el análisis. En nuestro planteamiento no es posible utilizar la primera vía de solución, ya que en el estudio se considera la totalidad de los centros hospitalarios españoles. Por ello optamos por reducir el número de inputs aunque en vez de, simplemente, eliminarlas, aplicamos técnicas de análisis factorial para condensar en un pequeño conjunto de variables la información recogida originariamente en un grupo mucho más amplio. Como es sabido, el análisis factorial permite descubrir la estructura latente de una serie de variables, aglomerando la variabilidad de un grupo de ellas en otro conjunto reducido de factores, sin necesidad de especificar de antemano ninguna variable dependiente ni ningún tipo de relación funcional. La modalidad empleada en este trabajo es la conocida como análisis de factores principales, que trata de reproducir la varianza común de las variables, al ser un enfoque centrado en la explicación de la correlación entre ellas. En concreto, realizamos análisis de ese tipo para reducir la dimensionalidad del AED en tres ámbitos: personal sanitario, equipo capital y elementos de diagnóstico.

En cuanto al personal sanitario, un análisis preliminar de los datos produce dos interesantes resultados. Por una parte, el análisis de factores aplicado a la totalidad del grupo permite identificar factores latentes propios para los médicos, de forma separada al resto del personal sanitario y con un grado de exclusividad relativamente elevado. Estas circunstancias nos llevan a repetir el análisis factorial limitándolo al personal sanitario no médico y a considerar el número de médicos como un input independiente en el modelo de AED. Por otra parte, en cada una de las profesiones del personal sanitario no médico se manifiestan pautas diferenciadas para el personal contratado por 36 horas semanales o más y para el personal contratado a jornada no completa o como colaborador. Tras haber agrupado para cada una de las profesiones las dos últimas formas de participación, el análisis de factores principales reveló la existencia de dos factores latentes⁶. Teniendo en cuenta los pesos de las distintas variables, el primero de ellos fue identificado precisamente como el factor personal sanitario no médico a tiempo completo, y el segundo como el factor personal sanitario no médico a tiempo parcial, confirmando de esta forma la hipótesis que nos había llevado a plantearlos como grupos separados. Con relación al equipo capital utilizamos un procedimiento similar, y consideramos que detrás del conjunto de variables representativas de la dotación material de recursos hospitalarios se encuentra un único factor latente, que hemos identificado como factor capital⁷. Finalmente, dado que el éxito de un tratamiento

⁶ Utilizando un criterio asentado en la literatura sobre factores principales, consideramos factores relevantes aquéllos cuyo autovalor es mayor que 1. Los autovalores del primer y segundo factor (personal a tiempo completo y a tiempo parcial) calculados de la forma descrita para el personal sanitario no médico ascienden a 5,6 y 4,6, respectivamente, mientras que el autovalor correspondiente al tercer factor, descartado para nuestro análisis, es de 0,6. Los factores identificados han sido objeto de una rotación ortogonal. Las variables utilizadas para la obtención de estos factores han sido: farmacéuticos y otros titulados superiores, personal de enfermería, matronas, fisioterapeutas y otros titulados de grado medio, auxiliares de clínica, técnicos sanitarios y otro personal sanitario.

⁷ Las variables utilizadas para la construcción del factor capital han sido: número de camas, incubadoras, partitorios, equipos de litotricia renal, salas de hemodinámica, todas ellas en funcionamiento, número de angiografías digitales, gammacámaras, bombas de cobalto, aceleradores lineales y máquinas de hemodiálisis. El autovalor correspondiente a este factor principal es 4,5.

médico es consecuencia de un diagnóstico inicial adecuado, hemos considerado que la actividad diagnóstica, además de ser un output hospitalario, es un input para el tratamiento del paciente. Partiendo de una pluralidad de indicadores, el análisis de factores principales nos ha permitido descubrir una única variable latente relevante, que hemos identificado como actividad diagnóstica⁸.

Con el fin de evitar en lo posible una formulación sesgada de los outputs, que sin duda se acabaría trasladando a los resultados, elegimos las variables de este grupo de forma simétrica a los criterios de especialización planteados. De esta forma, tomamos como outputs del AED el número de consultas, las altas por curación en medicina interna, las altas del servicio de urgencias, las altas por curación en cirugía, en cirugía ambulatoria, en pediatría y en el resto de los servicios. Como ya se ha indicado, en una parte del análisis las variables de output son convertidas a UPAs para obtener una medida homogénea de la producción global de cada centro hospitalario.

Dado que los resultados del AED, al basarse en técnicas no paramétricas que no contemplan la posibilidad de errores de especificación o de medición, son muy sensibles a las diferencias de escala y a valores extremos individuales (González y Barber, 1996), realizamos un estudio exploratorio previo con toda la muestra y eliminamos de ella algunos hospitales que ponían de manifiesto su carácter de datos aberrantes para nuestro análisis⁹.

3.3. Resultados

Aplicamos los modelos de AED descritos en estas páginas al grupo de centros hospitalarios resultante, con el fin de calcular la eficiencia técnica, la eficiencia técnica pura, la eficiencia de escala y la eficiencia UPA. Los resultados básicos correspondientes a cada una de estas cuatro categorías se presentan en la Tabla 4.

⁸ En la construcción del factor diagnóstico se han empleado las siguientes variables: número de pruebas de rayos X, tomografías axiales computerizadas, resonancias magnéticas, estudios de hemodinámica, gammagrafías, determinaciones totales y biopsias, todo ello tanto en hospital como en centro de especialidades. El autovalor correspondiente a este factor principal es 3,9.

⁹ En concreto, se eliminaron de la muestra las unidades para las cuales la técnica de AED, tomando como inputs y outputs las variables descritas, no es capaz de identificar restricciones vinculantes en la minimización de la función objetivo.

TABLA 4
ESTADÍSTICOS BÁSICOS DE EFICIENCIA UTILIZANDO AED

Medida de eficiencia	Media	Desv. típica	Mínimo	% Efic.	% Dist. < 0,5
Eficiencia de escala					
Todos los hospitales	0,811	0,233	0,057	37,9	11,6
Sólo hospitales ineficientes	0,706	0,232	0,057	-	-
Eficiencia técnica pura					
Todos los hospitales	0,981	0,028	0,824	43,9	0
Sólo hospitales ineficientes	0,967	0,030	0,824	-	-
Eficiencia técnica					
Todos los hospitales	0,802	0,235	0,057	37,6	12,6
Sólo hospitales ineficientes	0,686	0,227	0,057	-	-
Eficiencia UPA					
Todos los hospitales	0,558	0,268	0,023	8,8	40,5
Sólo hospitales ineficientes	0,521	0,245	0,023	-	-

FUENTE: elaboración propia a partir de la EESCRI, año 2000.

El dato más ilustrativo es, probablemente, el valor medio del índice de eficiencia técnica para el conjunto de la muestra, que alcanza un valor de 0,802. Si consideramos únicamente los hospitales técnicamente ineficientes, es decir, los que no están sobre la frontera, el valor medio del indicador se reduce a 0,686, lo que implica que, de media, éstos necesitarían reducir el uso de inputs en un 31,4 por 100 para situarse sobre la frontera eficiente.

Los hospitales técnicamente eficientes representan el 37,6 por 100 del total, mientras que para el 12,6 por 100 de los centros considerados el índice no alcanza el valor 0,5; nótese que este resultado implica que, para estos hospitales, existe un sobredimensionamiento en la utilización de recursos de más del 100 por 100, siempre en comparación con las unidades que delimitan la frontera eficiente. La principal fuente de ineficiencia técnica es la relacionada con la escala, como pone de manifiesto el hecho de que el índice de eficiencia de escala tiene un valor medio del 0,811, mientras que el índice de eficiencia técnica pura presenta un valor muy elevado, 0,981.

La eficiencia UPA, por su parte, tiene un valor medio de 0,558 para el conjunto de hospitales considerados y de 0,521 para los centros ineficientes. Este dato muestra que, para acercarse a la frontera eficiente correspondiente a la máxima producción de UPAs, los centros hospitalarios no eficientes necesitarían, en promedio, disminuir su escala de utilización de inputs en un 47,9 por 100.

4. Especialización y eficiencia

En esta sección se investiga la relación entre la eficiencia técnica y el grado de especialización del centro hospitalario en las seis áreas ya señaladas: actividad asistencial en

consultas, medicina intensiva, urgencias, cirugía, cirugía ambulatoria y pediatría. En primer lugar, contrastamos la hipótesis de que los valores del índice de eficiencia son sensibles a la especialización; si se confirma esta hipótesis, habrá que investigar, en segundo término, los efectos atribuibles a los factores que influyen en esa relación.

Partiendo de las propiedades asintóticas de los estimadores de eficiencia obtenidos por el AED, Banker (1993) demuestra que cuando los índices de ineficiencia ($1/\theta_j$) se distribuyen exponencialmente, el estadístico

$$\left[\sum_{j \in M_1} (1/\theta_j - 1)/m_1 \right] / \left[\sum_{j \in M_2} (1/\theta_j - 1)/m_2 \right] \quad [4]$$

sigue una distribución F con $(2m_1, 2m_2)$ grados de libertad, donde θ_j es el índice de eficiencia obtenido con el análisis envolvente para cada hospital, M_k es el conjunto formado por el total de unidades integrantes de la submuestra k ($k = \{1, 2\}$), y $m_k = \text{card}(M_k)$. De manera análoga, cuando la distribución se asume seminormal, entonces el estadístico

$$\left[\sum_{j \in M_1} (1/\theta_j - 1)^2/m_1 \right] / \left[\sum_{j \in M_2} (1/\theta_j - 1)^2/m_2 \right] \quad [5]$$

se comporta asintóticamente como una distribución F con (m_1, m_2) grados de libertad.

Sobre esta base se pueden construir contrastes de significación en los que la hipótesis nula consiste en la igualdad en el nivel medio de eficiencia técnica frente a la hipótesis alternativa de que el primer grupo es más eficiente que el segundo (Bowlin, 1998). Para cada uno de los seis criterios de especialización utilizados dividimos la muestra en dos grupos de igual tamaño: en el primero incluimos las unidades comprendidas en los dos cuartiles inferiores de la distribución del indicador de especialización (los hospitales menos especializados de acuerdo con el criterio considerado), y en el segundo los hospitales pertenecientes a los dos cuartiles superiores. Los resultados de estos contrastes se recogen resumidos en la Tabla 5.

TABLA 5
CONTRASTE DE BANKER (1993) SOBRE IGUALDAD
DE EFICIENCIA MEDIA ENTRE GRUPOS ($\text{Pr} > F$)

Distribución	Consultas	Medicina intensiva	Urgencias	Cirugía	Cirugía ambulatoria	Pediatría
Exponencial	0,0001	0	0	0,252	0,8477	0
Seminormal	0,5126	0	0	0	0,0171	0

FUENTE: elaboración propia.

Cuando suponemos que la ineficiencia técnica sigue una distribución exponencial hay dos dimensiones de especialización, cirugía y cirugía ambulatoria, para las que no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de ineficiencia media. Esto parece indicar que no existe conexión entre el grado de eficiencia técnica y la especialización en la actividad qui-

rúrgica. En cambio, en las cuatro dimensiones restantes, consultas, medicina intensiva, urgencias y pediatría, sí cabe aceptar, con un nivel de significación inferior al 5 por 100, la hipótesis alternativa de menor eficiencia para el grupo menos especializado. Si suponemos, en cambio, que la ineficiencia es gobernada por una distribución seminormal, sólo se acepta la hipótesis nula para la actividad de consultas. Interpretados en su conjunto, los contrastes anteriores ponen de manifiesto la existencia de una cierta vinculación entre el grado de especialización y la eficiencia técnica, en la que conviene detenerse haciendo uso de herramientas econométricas.

La sugerencia inmediata consistiría en realizar un análisis de regresión clásica en el que el indicador de eficiencia técnica obtenido con el AED operase como variable dependiente, eligiendo un conjunto de variables independientes como regresores. En este contexto, la aplicación de esta técnica tropieza con, al menos, dos dificultades. En primer lugar, la imposibilidad de incluir como regresores variables que, a su vez, se hayan utilizado en el AED, ya que el supuesto de rendimientos constantes de escala permite atribuir el mismo índice de eficiencia a unidades con combinaciones de inputs y outputs muy dispares. Ello obliga a buscar otras variables que definan el contexto operativo y de toma de decisiones de los hospitales, pero que no hayan sido empleadas para calcular los indicadores de eficiencia.

La segunda complicación deriva del truncamiento superior de la variable dependiente. Las unidades de decisión que se encuentran en la frontera presentan, por construcción, un índice de eficiencia unitario, con independencia del aprovechamiento de los recursos que realicen en comparación con otras unidades también eficientes. Para vencer esta dificultad algunos autores (Kooreman, 1994) han considerado que los índices de eficiencia son una manifestación de una distribución normal truncada, por lo que en sus estimaciones utilizan modelos *tobit* que tengan en cuenta de manera expresa la existencia de truncamiento. El modelo subyacente es:

$$\ln \theta_j = \beta_0 + \sum_{k \in K} \beta_k \ln z_k + \varepsilon_j \quad [6a]$$

donde se tiene en cuenta que la variable dependiente está truncada por arriba en el cero. La dificultad práctica de la especificación anterior radica en la imposibilidad de que los errores ε_j se distribuyan normalmente, lo que cuestiona la consistencia asintótica del modelo *tobit*. Una alternativa, propuesta por Banker y Johnston (1994) y seguida en otros estudios, como Puig-Junoy (2000), permite atenuar este inconveniente. Sus ingredientes son tres: 1) realizar la transformación $\bar{\theta}_j = 1/\theta_j - 1 + \omega$, donde ω es una cantidad muy pequeña, de manera que $0 < \bar{\theta}_j < \infty$; 2) modelizar la ineficiencia como una función multiplicativa del conjunto de variables explicativas (z_k) y la perturbación aleatoria. De esta forma se puede expresar la ineficiencia como:

$$\bar{\theta}_j = \bar{\beta}_0 \cdot \prod_{k \in K} z_k^{\bar{\beta}_k} v_j$$

donde $\bar{\beta}_k$, $k = 1, 2, \dots, K$ son los coeficientes de las variables explicativas; y 3) suponer que el término de error, $v_j \equiv \exp\{\varepsilon_j\}$, está independiente e idénticamente distribuido siguiendo una distribución log-normal de media 1, cuyo dominio coincide con el de la variable $\bar{\theta}_j$. La versión lineal del modelo anterior es fácilmente estimable por medio del análisis de regresión clásica:

$$\ln \bar{\theta}_j = \bar{\beta}_0 + \sum_{k \in K} \bar{\beta}_k \ln z_k + \varepsilon_j \quad [6b]$$

Sin embargo, esta aproximación no está exenta de inconvenientes. La necesidad de añadir $\omega > 0$, para evitar que al tomar logaritmos desaparezcan las observaciones eficientes, coloca un importante número de observaciones en el valor $\ln \omega$, que al hacer la estimación se acaba convirtiendo en un punto arbitrario de la recta real. Aunque esta solución permite obtener estimadores consistentes para las pendientes de los regresores, el carácter no lineal de la transformación provoca, en todo caso, que el valor estimado del coeficiente del término independiente sea sesgado e inconsistente, como también lo será la predicción del índice de ineficiencia (Banker y Johnston, 1994).

Una estrategia de estimación diferente se puede utilizar si definimos un indicador de eficiencia que refleje el nivel que alcanza cada unidad eficiente al comparar su productividad con la frontera envolvente que resultaría si tal unidad fuera excluida del grupo de análisis. La consideración de este indicador, al que denominaremos índice extendido de eficiencia, $\tilde{\theta}_j$, permite superar de manera directa los problemas relacionados con el truncamiento de la variable dependiente, lo que hace aplicables las técnicas de regresión múltiple por mínimos cuadrados ordinarios. El modelo de regresión se puede representar como:

$$\ln \tilde{\theta}_j = \tilde{\beta}_0 + \sum_{k \in K} \tilde{\beta}_k \ln z_k + \varepsilon_j \quad [6c]$$

Teniendo en cuenta las observaciones realizadas en los párrafos anteriores, estimamos un modelo *tobit* formulado de acuerdo con la ecuación [6a] y dos modelos mínimo-cuadráticos basados en las ecuaciones [6b] y [6c]. En los tres modelos se utiliza como variable dependiente el logaritmo natural de los índices considerados: el de eficiencia técnica truncado para el modelo *tobit*, el de ineficiencia técnica de Banker y Johnson (1994) para el primero de los procedimientos mínimo-cuadráticos y el de eficiencia técnica extendido para el segundo. Como variables explicativas se toman en todos los casos un indicador del grado de orientación pública del hospital¹⁰, el tamaño relativo del hospital en su Comunidad autónoma¹¹, y dos grupos de variables artificiales, uno para diferenciar los hospitales especializados de los no especializados en las seis dimensiones consideradas y otro para identificar el sistema sanitario al que pertenece el hospital, utilizando el territorio INSALUD como base de la comparación. Los resultados de las estimaciones de estos tres modelos se recogen en la Tabla 6.

¹⁰ La incidencia de la propiedad pública sobre el grado de eficiencia de los centros hospitalarios ha sido objeto habitual de los AED desde su consideración en el trabajo de GROSSKOPF y VALDMANIS (1987), pionero en la aplicación de AED a hospitales. Véase también BURGESS y WILSON (1996). La explotación anonimizada de la EESCRI no contiene información acerca de la titularidad pública o privada del hospital, por lo que, para recoger esta información, hemos construido como variable *proxy* un indicador continuo que representa la «orientación» pública del hospital, calculado como la ratio entre las estancias hospitalarias a cargo de la Seguridad Social o de otros organismos públicos con relación a las estancias totales. En las estimaciones econométricas se utiliza el logaritmo natural de esta variable.

¹¹ La inclusión de esta variable responde al intento de contrastar la hipótesis de que en los hospitales que acumulan mayor cuota asistencial en su Comunidad autónoma se adoptan decisiones de gestión e inversión de naturaleza específica. La preocupación por incluir la concentración hospitalaria en los análisis de eficiencia en el sector sanitario español se observa también en DALMAU y PUIG (2000) y PUIG-JUNOY (2000). En las estimaciones se utiliza el logaritmo natural de esta variable.

TABLA 6
FACTORES QUE AFECTAN A LA EFICIENCIA MEDIA

Variable	Tobit		MCO-T		MCO-E	
	Coefic.	$P > t $	Coefic.	$P > t $	Coefic.	$P > t $
Constante	0,128	0,23	-20,777**	0,00	0,029	0,77
Orientación pública (ln)	-0,046**	0,03	0,847	0,31	-0,036*	0,07
Esp. consultas	0,143**	0,04	-2,133	0,44	0,125*	0,07
Esp. intensiva	0,166**	0,01	-5,499**	0,03	0,149**	0,00
Esp. urgencias	0,148**	0,05	-5,586**	0,05	0,106*	0,10
Esp. cirugía	-0,011	0,89	2,410	0,46	-0,002	0,98
Esp. cirugía ambulatoria	-0,046	0,55	4,101	0,19	0,004	0,96
Esp. pediatría	0,215**	0,00	-5,753**	0,03	0,118**	0,02
Tamaño relativo (ln)	0,133**	0,00	-2,169**	0,03	0,101**	0,00
Andalucía	0,412**	0,00	-11,403**	0,00	0,271**	0,00
Canarias	-0,097	0,40	-0,627	0,89	-0,114	0,38
Cataluña	0,392**	0,00	-10,057**	0,00	0,298**	0,00
Valencia	0,143	0,15	-0,043	0,99	0,132	0,19
Galicia	-0,212**	0,05	3,349	0,44	-0,239**	0,04
Navarra	-0,004	0,99	3,212	0,72	-0,011	0,93
País Vasco	0,098	0,42	-3,857	0,42	0,030	0,79

Modelo *tobit* con datos truncados: $N=455$, Pseudo $R^2=0,133$. Modelo MCO-T, sobre índice transformado de ineficiencia: $N=455$, $R^2=0,119$, $F(15,439)=3,94$. Nótese que un coeficiente positivo en esta columna indica mayor ineficiencia. Modelo MCO-E, sobre índice extendido de eficiencia: $N=455$, $R^2=0,146$, $F(15,439)=4,06$. Debido a la presencia de heterocedasticidad, manifestada por medio del test de Breusch y Pagan, la estimación de la matriz de varianzas en el modelo MCO-E se ha realizado utilizando el procedimiento de errores robustos de Huber y White. * indica significación para $\alpha=0,10$; ** indica significación para $\alpha=0,05$.

Lo primero que llama la atención es la semejanza de resultados entre los tres modelos, en especial entre el modelo *tobit* y el mínimo-cuadrático basado en el indicador extendido de eficiencia (MCO-E). En estos dos modelos, la especialización en consultas, medicina intensiva, urgencias o pediatría afecta significativamente¹² y de manera positiva a la eficiencia técnica. El hecho de que un hospital concentre una mayor cuota de actividad asistencial en su Comunidad autónoma también se asocia a un aumento de la eficiencia, mientras que para el caso de la orientación hacia la sanidad pública, los parámetros estimados (la elasticidad, dada la formulación logarítmica de los modelos) indican que un mayor porcentaje de estancias hospitalarias financiadas por la Seguridad Social u otras entidades públicas, variable que obviamente alcanza valores máximos en los hospitales de titularidad pública, va asociado a una disminución de la eficiencia media. También cabe destacar de las estimaciones realizadas que algunos sistemas sanitarios autonómicos presentan diferencias

¹² Para hacer más ágil la exposición omitimos en ocasiones el nivel de significación de los coeficientes estimados, generalmente del 5 o del 10 por 100. El nivel de significación real puede comprobarse directamente en las tablas de resultados.

significativas de eficiencia técnica con relación al territorio INSALUD, que sirve de punto de referencia. Así, Galicia es el único sistema sanitario autonómico que presenta, en promedio, una menor puntuación de eficiencia técnica. En opuesta situación se encuentran Cataluña y Andalucía, que presentan niveles de eficiencia significativamente superiores a las Comunidades pertenecientes al territorio INSALUD. Cuando se utiliza la transformación de Banker y Johnston (1994) y se estima el modelo resultante (MCO-T) la interpretación de los signos cambia, pues la variable dependiente en este modelo es un indicador de ineficiencia en lugar de eficiencia. Además de mantenerse la no significatividad de los coeficientes vinculados a las especialidades quirúrgicas, en este modelo tampoco resulta significativamente distinto de cero el coeficiente correspondiente a la orientación pública y a la especialización en consultas, mientras que la especialización en medicina intensiva, urgencias o pediatría mejora significativamente el índice de eficiencia. Respecto de las variables artificiales el cambio más notable es la ausencia de significación de la variable representativa de los hospitales de Galicia.

Es interesante destacar que los análisis de regresión efectuados se centran en identificar los factores que afectan significativamente a los valores medios de la variable explicada. Desde una perspectiva más cercana a la gestión sanitaria, resulta también interesante preguntarse por los factores que más elevan la probabilidad de que un hospital se sitúe en el conjunto de centros más (o menos) eficientes. Para responder a esta cuestión planteamos un modelo de regresión logística multinomial (*logit* politómico), en el que se considera como variable dependiente la probabilidad de que el índice de eficiencia técnica pertenezca a los cuartiles primero, tercero o cuarto (el segundo cuartil se utiliza como categoría base), y como variables independientes se incluyen las empleadas anteriormente. Para un hospital con un vector de variables x_i el modelo puede formularse como:

$$P_j \equiv \Pr (\underline{C}_j < \theta \leq \bar{C}_j) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k \in J} e^{\beta_k x_i}} \quad j \in J \equiv \{1,3,4\} \quad [7]$$

donde $\underline{C}_j$ y $\bar{C}_j$ simbolizan, respectivamente, los límites inferior y superior del cuartil j -ésimo. Dado que los hospitales que el AED identifica como eficientes pertenecen tanto al cuartil tercero como al cuarto, la utilización del índice habitual de eficiencia truncado en la unidad no resultaría adecuada para discriminar entre ambos, por lo que empleamos en su lugar como variable θ el índice de eficiencia extendido definido más arriba. Los coeficientes β_j presentados en la Tabla 7, estimados por máxima verosimilitud, permiten identificar los factores que afectan a la probabilidad de pasar desde el cuartil segundo a los cuartiles primero, tercero y cuarto de la distribución.

TABLA 7
EFFECTOS DE DISTINTOS FACTORES SOBRE LA PERTENENCIA
A UN DETERMINADO CUARTIL DE EFICIENCIA

Variable	Cuartil 1		Cuartil 3		Cuartil 4	
	Coefic.	$Pr > z $	Coefic.	$Pr > z $	Coefic.	$Pr > z $
Constante	0,649*	0,08	-0,190	0,61	-0,197	0,59
Orientación pública	-0,339	0,30	-0,418	0,19	-0,771**	0,01
Esp. consultas	0,359	0,30	0,354	0,27	0,762**	0,02
Esp. intensiva	-0,478	0,15	-0,090	0,76	0,438	0,11
Esp. urgencias	0,496	0,13	0,042	0,90	0,460	0,14
Esp. cirugía	0,339	0,31	-0,487	0,20	-0,142	0,69
Esp. cirugía ambulatoria	0,321	0,31	-0,039	0,91	-0,034	0,92
Esp. pediatría	-0,897**	0,02	0,612**	0,03	0,481*	0,10
Tamaño relativo	-19,644**	0,01	6,865**	0,02	0,874	0,81
Andalucía	-1,118**	0,02	0,434	0,26	0,263	0,50
Canarias	0,061	0,91	-0,542	0,37	-0,156	0,78
Cataluña	-1,096**	0,01	0,212	0,56	0,529	0,13
Valencia	-0,832**	0,05	-0,530	0,23	-0,423	0,36
Galicia	0,986*	0,06	0,225	0,71	0,067	0,91
Navarra	1,099	0,27	-0,409	0,69	-0,606	0,64
País Vasco	-0,719	0,20	0,494	0,33	0,164	0,76

Modelo *logit* multinomial: $N=580$, pseudo $R^2=0,1065$. El segundo cuartil se tomó como grupo base para la comparación. * indica significación para $\alpha=0,10$; ** indica significación para $\alpha=0,05$.

FUENTE: elaboración propia.

Centrándonos, por el momento, en los coeficientes de la Tabla 7 relacionados con el primer cuartil, podemos observar que la probabilidad de pertenecer al grupo de hospitales con valores de eficiencia técnica más bajos disminuye si el centro está especializado en pediatría, si disfruta de una importante cuota de la actividad hospitalaria de su Comunidad autónoma, o si está radicado en Cataluña o en la Comunidad Valenciana, siempre tomando la pertenencia al cuartil segundo como base. También se pone de manifiesto que la probabilidad de pasar al cuartil primero aumenta si el centro pertenece a Galicia, con un nivel de significación del 6 por 100. Similarmente, podemos analizar los resultados relacionados con los cuartiles tercero y cuarto, que recogen los factores que facilitan el acercamiento a la frontera de eficiencia. Así, se observa que la probabilidad de pertenecer al cuartil tercero, en vez de al segundo, se incrementa cuando el hospital se especializa en pediatría y cuando el hospital tiene una elevada cuota asistencial sobre el total de su Comunidad autónoma. Finalmente, los factores que más contribuyen a pertenecer al grupo de los centros más eficientes son la especialización en el área de consultas y en pediatría, este último con un nivel de significación del 10 por 100, mientras que esa circunstancia se ve influida negativamente al aumentar la orientación pública del hospital.

CUADRO 8
RATIOS DE PROBABILIDAD Y EFECTOS MARGINALES
SOBRE LA PROBABILIDAD

Ratios de probabilidad			
Ratios de probabilidad - variables artificiales	Cuartil 1	Cuartil 3	Cuartil 4
Esp. consultas	-	-	2,143
Esp. pediatría	0,408	1,844	1,618
Andalucía	0,327	-	-
Cataluña	0,334	-	-
Valencia	0,435	-	-
Galicia	2,681	-	-
Efectos marginales sobre la probabilidad			
Efectos marginales - variables continuas	Cuartil 1	Cuartil 3	Cuartil 4
Orientación pública	-	-	-0,106
Tamaño relativo	-3,298	2,207	-

Sólo se presentan los valores correspondientes a factores identificados como estadísticamente significativos.

FUENTE: Elaborado a partir de los resultados de la Tabla 7.

La Tabla 8 presenta información adicional útil para favorecer la interpretación de los resultados anteriores, ya que recoge tanto el riesgo relativo para las variables artificiales significativas, como el efecto marginal en la probabilidad de pertenecer a los distintos cuartiles al cambiar las variables continuas significativas. El primero de estos indicadores, el riesgo relativo, muestra la relación de probabilidades de pasar del cuartil segundo a los cuartiles primero, tercero o cuarto, en función de que la variable artificial tome valor 1 ó 0. Una vez realizada la estimación del modelo *logit*, se puede calcular el riesgo relativo como $RR_{ji} = \exp(\beta_{ji})$, donde β_{ji} es el elemento *i*-ésimo del vector de coeficientes β_j . La ratio 0,408 que aparece en la Tabla 8 para el primer cuartil y la especialización en pediatría, por ejemplo, indica que para un hospital especializado en esta categoría la probabilidad de pasar del cuartil segundo al primero de eficiencia es 0,408 veces la correspondiente a uno que no lo está; utilizando el argumento de forma inversa, la probabilidad de pasar al grupo con índice de eficiencia más bajo es 2,45 veces mayor para un hospital que no está especializado en pediatría que para uno especializado.

En la segunda parte de la Tabla 8 se recoge el efecto para un hospital medio que producen cambios marginales en cada variable continua sobre la probabilidad de pertenecer a los cuartiles de eficiencia primero, tercero y cuarto. Este efecto marginal se calcula a partir de la expresión [8], obtenida derivando la ecuación [7]:

$$\frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P_j \left(\beta_j - \sum_{k \in J} P_k \beta_k \right) \quad j \in J \equiv \{1,3,4\} \quad [8]$$

Los resultados del modelo *logit* multinomial complementan la interpretación de los factores que se asocian a un efecto significativo sobre el índice de eficiencia técnica en el análisis de regresión mostrado en la Tabla 6. Aunque este análisis indica que, en general, la orientación pública y la pertenencia a la Comunidad Autónoma de Galicia afectan negativamente al valor del índice de eficiencia, los resultados del modelo *logit* multinomial apuntan a que la orientación pública disminuye la probabilidad de estar incluido en el cuartil de hospitales más eficientes, mientras que la radicación en Galicia aumenta la de pertenecer al grupo más ineficiente. Simétricamente, el análisis de regresión también muestra que pertenecer a Cataluña o a Andalucía, poseer una elevada cuota asistencial relativa, o estar especializado en pediatría, medicina intensiva, urgencias o consultas influyen positivamente sobre el índice de eficiencia. En relación con estas variables, el modelo *logit* multinomial pone de manifiesto que la pertenencia a estas últimas Comunidades disminuye la probabilidad de pertenecer al grupo menos eficiente, en tanto que la especialización en pediatría y la mayor cuota asistencial relativa disminuyen la probabilidad de pertenecer al primer cuartil y aumentan la de estar incluido en el tercero. Los resultados del modelo *logit* multinomial también indican que la especialización en consultas o en pediatría aumenta la probabilidad de pasar del cuartil segundo al cuarto.

5. Reflexiones finales

Uno de los aspectos más interesantes de los análisis sobre eficiencia hospitalaria es que ponen de manifiesto no sólo los factores a los que cabe atribuir tal resultado, sino también que una parte significativa de sus causas son, con carácter general, poco conocidas. Es muy probable que entre este último grupo figuren causas relacionadas con la formación y actualización del personal sanitario, sus incentivos de esfuerzo, el aprovechamiento máximo de los equipos de diagnóstico, la interrelación entre los distintos servicios y la efectividad de la gestión, factores todos ellos difíciles de cuantificar y valorar en un análisis de envolvente de datos o en el estudio econométrico de sus resultados. Sin embargo, es posible que éstas y otras variables similares se presenten combinadas de forma particularmente conveniente desde el punto de vista de la eficiencia en hospitales en los que una parte significativa de su actividad tiene lugar en un campo de especialización concreto, ya que ello puede mejorar la formación y el esfuerzo del personal sanitario, lograr un uso más adecuado de los elementos de capital y facilitar la gestión del centro. Ésta es una de las ideas que subyacen a la elección del tema de investigación del presente artículo y, obviamente, una posible hipótesis de interpretación de las conclusiones obtenidas, básicamente en relación con la mayor eficiencia técnica asociada a la especialización en consultas, medicina intensiva, urgencias y pediatría.

Para llegar a este resultado ha sido preciso utilizar de forma integrada técnicas de factores principales, análisis de envolvente de datos y estimación econométrica, empleando en esta última parte un índice extendido de eficiencia técnica que parece superar algunas de

las limitaciones de la aplicación en este tipo de problemas de modelos *tobit* y de regresión sobre variables transformadas. Paralelamente, se han obtenido resultados que indican que la pertenencia de los hospitales a las Comunidades de Andalucía, Cataluña o Valencia es un factor explicativo de la mayor eficiencia, o más rigurosamente de acuerdo con los resultados de la estimación del modelo *logit* multinomial, de la menor probabilidad de pertenecer al cuartil menos eficiente, mientras que en los hospitales de Galicia el efecto es el contrario. De forma similar, el mayor grado de financiación de las estancias hospitalarias por la Seguridad Social o por otras instituciones públicas (máximo en el caso de hospitales de titularidad pública) influye negativamente sobre el índice de eficiencia.

Es indudable que una cuestión tan amplia como la afrontada en este estudio, la relación entre especialización y eficiencia, presenta muchos más aspectos de los que se pueden tener en cuenta en un trabajo breve. Alguno de estos aspectos ha sido simplemente apuntado en estas páginas, mientras que otros quedan por completo para la investigación futura. En cualquier caso, no podemos dejar de destacar una cuestión que, en nuestra opinión, tiene una notable importancia, tanto teórica como aplicada. Se trata de la consideración de los costes de los inputs, que permitiría, por un lado, obtener estimaciones operativas de la eficiencia asignativa y, por otro, incluir en el análisis los incentivos de esfuerzo generados por el sistema de financiación y el mecanismo de pago a los agentes. Si bien ambos resultados llevan a una evaluación más correcta de las causas que explican la eficiencia de las organizaciones sanitarias españolas, el segundo puede además permitir un conocimiento más preciso de algunos de los factores capaces de limitar o acrecentar la probabilidad de éxito al trasladar modelos de comportamiento entre diferentes centros.

Referencias bibliográficas

- [1] ALI, A. I. (1994): «Computational Aspects of DEA». En CHARNES, COOPER, LEWIN y SEIFORD (eds.) *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications*, Kluwer Academic Publishers.
- [2] ÁLVAREZ PINILLA, A., (coord.) (2001): *La medición de la eficiencia y la productividad*. Madrid: Pirámide.
- [3] BANKER, R. D. (1984): «Estimating Most Productive Scale Size Using Data Envelopment Analysis», *European Journal of Operational Research*, 37: 35-44.
- [4] BANKER, R. D. (1993): «Maximum Likelihood, Consistency and Data Envelopment Analysis: A Statistical Foundation», *Management Science*, 39: 1265-73.
- [5] BANKER, R. D., y JOHNSTON, H. H. (1994): «Evaluating the Impacts of Operating Strategies on Efficiency in the U.S. Airline Industry». En CHARNES, COOPER, LEWIN y SEIFORD (eds.) *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications*, Kluwer Academic Publishers.
- [6] BANKER, R. D., CHARNES, A., y COOPER, W. (1984): «Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis», *Management Science* 30: 1078-1092.
- [7] BOWLIN, W. F. (1998): «Measuring Performance: An Introduction to Data Envelopment Analysis (DEA)», *Journal of Cost Analysis*, Fall 1998: 3-27.

- [8] BURGESS, J. F., y WILSON, P. W. (1996): «Hospital Ownership and Technical Inefficiency», *Management Science*, 42: 110-123.
- [9] BYRNES, P., y VALDMANIS, V. (1994): «Analyzing Technical and Allocative Efficiency of Hospitals». En CHARNES, COOPER, LEWIN y SEIFORD (eds.) *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications*, Kluwer Academic Publishers.
- [10] CHARNES, A., COOPER, W., y RODHES, E. (1978): «Measuring the Efficiency of Decision Making Units», *European Journal of Operational Research*, 2: 429-44.
- [11] CHARNES, A., COOPER, W., LEWIN, A., y SEIFORD, L. M. (1994): *Data Envelopment Analysis. Theory, Methodology and Applications*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- [12] DALMAU, E., y PUIG-JUNOY, J. (2000): «Market Structure and Hospital Efficiency: Evaluating Potential Effects of Deregulation in a National Health Service», *Review of Industrial Organization* 13: 447-466.
- [13] FARRELL, M. J. (1957): «The Measurement of Productive Efficiency», *Journal of the Royal Statistical Society. Series A*, 120: 253-290.
- [14] GONZÁLEZ, B. (1996): «Medidas de eficiencia: situación actual y vías de avance», *XVI Jornadas de Economía de la Salud*, Valladolid.
- [15] GONZÁLEZ, B. y BARBER, P. (1996): «Changes in the Efficiency of Spanish Public Hospitals after the Introduction of Program-contracts», *Investigaciones Económicas* 20: 377-402.
- [16] GROSSKOPF, S., y VALDMANIS, V. (1987): «Measuring Hospital Performance: A Non-parametric Approach», *Journal of Health Economics* 6: 89-107.
- [17] KITTELSEN, S. A. C., y MAGNUSSEN, J. (2003): «Economies of Scope in Norwegian Hospital Production - A DEA Analysis», *University of Oslo Working Paper HERO* 8/2003.
- [18] KOOREMAN, P. (1994): «Nursing Home Care in the Netherlands: A Nonparametric Efficiency Analysis», *Journal of Health Economics* 13: 301-316.
- [19] LEY, E. (1991): «Eficiencia productiva: un estudio aplicado al sector hospitalario», *Investigaciones Económicas* 15: 71-88.
- [20] LÓPEZ-CASASNOVAS, G., y A. WAGSTAFF, A. (1988): «La combinación de los factores productivos en el hospital: una aproximación a la función de producción», *Investigaciones Económicas* 12: 305-327.
- [21] MOREY, R. C., FINE, D. J., y LOREE, S.W. (1990): «Comparing the Allocative Efficiencies of Hospitals», *Omega* 18: 71-83.
- [22] 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: 199-218.
- [23] PUIG-JUNOY, J., y DALMAU, E. (2000): «¿Qué sabemos acerca de la eficiencia de las organizaciones sanitarias en España? Una revisión de la literatura económica», en AES, *Avances en la gestión sanitaria: implicaciones para la política, las organizaciones sanitarias y la práctica clínica*, Barcelona: AES.
- [24] WAGSTAFF, A. (1989): «Estimating Efficiency in the Hospital Sector: A Comparison of Three Statistical Cost Frontier Models», *Applied Economics* 21: 659-672.