

Eficiencia dinámica en el sistema hospitalario de Castilla y León*

José Ignacio Sánchez-Macías

Fernando Rodríguez López

José María Elena Izquierdo

Victoria Muriel Patino

Universidad de Salamanca

1. Introducción

El proceso de transferencia de las competencias sobre sanidad a las Comunidades Autónomas, culminado en 2002, 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. Este proceso, que ha dado lugar a un sistema sanitario completamente descentralizado en España, ha incentivado la realización de un creciente número de estudios que han venido a engrosar la ya amplia bibliografía centrada en la evaluación de la eficiencia de las organizaciones sanitarias españolas, cuyo origen puede considerarse en los trabajos pioneros de López-Casasnovas y Wagstaff (1988) y Wagstaff (1989). Para la Comunidad de Castilla y León, una de las últimas en asumir las competencias sobre sanidad, la bibliografía es sensiblemente más escasa, si bien cabe destacar la aportación de Ventura y González (1999),

* Agradecemos el apoyo financiero del proyecto SA058/03 de la Junta de Castilla y León para la realización de la investigación que ha dado lugar a este trabajo. Contacto: gries@usal.es.

que comparan mediante técnicas de frontera no paramétricas los hospitales públicos del Insalud Gestión Directa con los hospitales de la región¹.

La presente investigación tiene como objetivos principales la identificación de indicadores de eficiencia de los centros hospitalarios de Castilla y León y el análisis de los factores explicativos y la tendencia de los citados indicadores. El estudio se basa en la aplicación de técnicas paramétricas de análisis de frontera sobre datos en panel, que permiten obtener índices de ineficiencia relativa para cada unidad y período de tiempo considerado y facilitan la aplicación de herramientas de análisis dinámico. A diferencia del trabajo de Ventura y González (1999), el nuestro utiliza fronteras estocásticas para la estimación de la eficiencia y tiene en cuenta los efectos de una posible evolución de la tecnología que desplaza la frontera, diferenciando el efecto alcance que resulta directamente imputable a la mejora de la eficiencia de cada hospital.

El trabajo se estructura en los siguientes puntos: en primer lugar se describen las fuentes y los datos más relevantes utilizados en la investigación, lo que permite adquirir una cierta imagen preliminar del marco general del sistema hospitalario en el territorio español y en la Comunidad de Castilla y León. En segundo lugar se revisan las características principales y los objetivos básicos de los métodos de frontera estocástica, para exponer a continuación los resultados de un análisis que aplica dicha técnica al sistema hospitalario español, con especial atención a los centros de Castilla y León. Se presentan a continuación algunas extensiones del análisis que tratan de profundizar en los factores explicativos y en la evolución de los indicadores de eficiencia. El trabajo termina con una serie de consideraciones finales y propuestas para la investigación futura.

¹ Desde un punto de vista teórico, la evaluación de la productividad de un grupo de unidades similares mediante la identificación de fronteras parece más relacionada con el concepto de efectividad que con el de eficiencia; nótese, por ejemplo, que la evaluación siempre resulta más favorable en condiciones *ceteris paribus* 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 bibliografía. Véase, por todos, Álvarez Pinilla (2001).

2. Descripción de los datos

Para el planteamiento y análisis de las hipótesis de este trabajo se ha utilizado como principal fuente de datos la Estadística de Establecimientos Sanitarios con Régimen de Internado (EESCRI) del Ministerio de Sanidad y Consumo, correspondiente a los años 1996, 1997, 1998 y 2000. Se trata de una estadística que recoge datos de todos los centros sanitarios, públicos o privados, que prestan asistencia en régimen de internado en el territorio nacional, incluyendo también la actividad de tipo ambulatorio realizada en el hospital y la producida en los centros de especialidades de él dependientes. La información que proporcionan las más de 1100 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 más de 750 centros hospitalarios y de especialidades de toda España, lo que la convierte en la fuente única más adecuada para realizar este tipo de estudios. Con el fin de minimizar la heterogeneidad en los datos e impedir potenciales distorsiones sobre los resultados, limitamos el análisis a los hospitales generales, con actividad asistencial en, al menos, medicina general, cirugía, obstetricia y ginecología y pediatría, lo que reduce el tamaño de la muestra a algo más de 275 centros hospitalarios, cuyas características principales se resumen en el cuadro 1.

El cuadro 1 también presenta una variable que muestra el porcentaje de estancias hospitalarias cubiertas por la financiación del sector público, que puede interpretarse como indicativo del carácter público del centro hospitalario toda vez que la EESCRI no permite el acceso a esta información. Por su parte, el cuadro 2 recoge información acerca de la disparidad en el uso de recursos y en la producción sanitaria, en promedio, de los hospitales de las Comunidades Autónomas (CCAA) a las que se habían transferido las competencias en materia sanitaria en el año 2000, y permite compararla con la información media de las mismas variables en los centros del territorio Insalud.

Cuadro 1.
 Datos básicos de los hospitales españoles considerados en el análisis

Variable	ESPAÑA		CASTILLA Y LEÓN	
	1996 Media (Desv. típica)	2000 Media (Desv. típica)	1996 Media (Desv. típica)	2000 Media (Desv. típica)
Camas	326,5 (348,1)	301,8 (321,6)	321,3 (287,8)	329,4 (280,9)
Consultas	156 289,5 (199 024,3)	170 240,5 (204 838,3)	165 464,6 (162 476,4)	178 433,2 (165 152,0)
Altas – Medicina general	3 953,5 (4 205,3)	4 290,3 (4 342,0)	4 245,9 (3 666,2)	4 737,6 (3 963,8)
Altas – Cirugía	3 530,4 (3 301,3)	3 420,1 (3 302,4)	3 760,2 (3 036,6)	3 925,8 (3 385,9)
Altas – Pediatría	1 278,3 (1 764,6)	1 235,0 (1 664,9)	1 097,6 (953,6)	1 055,9 (939,3)
Altas – Urgencias	42 249,5 (42 950,6)	48 086,1 (45 905,9)	31 682,1 (29 819,3)	36 451,2 (31 733,2)
Altas – Otros	3 156,7 (2 713,9)	3 280,9 (2 629,4)	2 506,0 (2 042,4)	2 770,4 (1 876,7)
Actividad total medida en UPAS	162 476,7 (185 506,1)	157 771,5 (179 129,7)	161 532,1 (151 833,6)	161 693,8 (1 474,150,0)
Médicos a tiempo completo	135,7 (175,4)	139,8 (173,4)	137,9 (128,2)	146,9 (127,2)
Otros médicos	40,4 (70,4)	42,8 (74,5)	26,4 (28,8)	36,5 (39,8)
Personal de enfermería a tiempo completo	286,1 (382,7)	283,6 (374,7)	279,9 (255,1)	300,1 (269,3)
Otro personal de enfermería	10,5 (24,8)	15,6 (77,7)	5,6 (10,2)	4,1 (6,6)
Estancias financiadas por Sector Público (%)	68,8 (0,42)	67,8 (0,42)	71,3 (0,44)	72,1 (0,43)
Número de hospitales	276	298	19	19

Fuente: EESCR1, años 1996 y 2000 y elaboración propia.

Cuadro 2
Medias de variables significativas de los hospitales generales

Sistema	Núm.	UPAS	Camas	Médicos tiempo completo	Otros Médicos	Sanitarios no médico t. completo	Otros sanitarios no médicos	Financ. pública (%)
Andalucía	50	178 319,2	342,4	153,0	42,6	317,9	35,3	67,5
Canarias	14	133 529,5	251,1	116,4	29,7	232,5	3,6	71,0
Cataluña	55	109 014,4	220,7	79,9	49,9	153,9	32,2	67,7
Galicia	18	205 885,0	422,8	178,4	27,5	351,6	3,6	75,9
Navarra	5	114 280,3	250,0	152,6	12,6	299,8	13,8	64,6
País Vasco	11	154 138,8	311,5	150,0	37,5	317,2	8,3	81,2
C. Valenciana	30	164 113,5	289,4	152,1	60,5	312,4	7,8	66,7
Insalud	115	168 160,7	314,8	154,9	40,7	314,8	5,3	65,5

Fuente: EESCRI, años 1996 y 2000 y elaboración propia.

3. Evaluación de la eficiencia hospitalaria con el método de frontera estocástica

3.1. Descripción del método de frontera estocástica

Para la evaluación de la eficiencia (o eficacia) hospitalaria pueden seguirse dos aproximaciones diferentes. La primera, de naturaleza no paramétrica, utiliza técnicas de programación lineal para encontrar las unidades de decisión (DMUs, en la terminología habitual) más eficientes, aquéllas que sean capaces de producir un vector de outputs mayor, dados unos inputs, de manera que dichas unidades representen la envolvente del conjunto de producción. Aunque no es éste el momento de detenernos en los detalles de este método, conocido precisamente como análisis de envolvente de datos (AED), conviene referirse a algunas de las ventajas e inconvenientes que presenta. Entre las primeras, es preciso destacar la posibilidad de calcular diversos conceptos de eficiencia: por un lado la (in)eficiencia técnica —distinguiendo la componente de escala y la eficiencia técnica pura— y la eficiencia asignativa, cuando se disponen de datos relativos al precio de los inputs. También es conveniente la posibilidad de considerar vectores multioutput, y la no exigencia de especificación de la forma funcional que relaciona los factores con los productos. Su principal inconveniente radica en que, por lo mismo, no puede realizar ninguna estimación de la mejor práctica ni de la importancia relativa de los factores que, con carácter general, inciden en el mejor o peor desempeño por parte de una organización sanitaria. Sus prescripciones acaban siendo más de tipo comparativo, señalando e identificando aquellas organizaciones más eficientes, de manera que las que no lo son tanto, puedan tenerlas a aquéllas como punto de referencia y, en su caso, emulen sus comportamientos y modos de gestión. Finalmente, el AED considera que toda desviación con respecto de la frontera pone de manifiesto ineficiencia en la producción, sin que se introduzca en el análisis ninguna consideración de naturaleza estocástica².

² Existen distintos modelos canónicos de AED, entre ellos el modelo de Charnes, Cooper y Rodhes (1978), que asume economías de escala, y el Banker, Charnes y Cooper (1984) y Banker (1984), que añade la posibilidad de encontrar rendimientos

Frente a la anterior, existen otras aproximaciones de naturaleza paramétrica (frontera estocástica, enfoque de frontera gruesa, enfoques de distribución libre, entre otros) que tienen en común la utilización del concepto económico de función de producción y el intento de distinguir el ruido puramente aleatorio del término de ineficiencia. En este trabajo nos centramos en la denominada frontera estocástica, cuyos rasgos principales señalamos a continuación³.

La prestación de servicios sanitarios se considera resultado de la combinación de diversos factores o inputs en las proporciones que prescribe la función de producción que, en este contexto, podemos identificar con la mejor práctica. Escogida una forma funcional concreta, pueden utilizarse técnicas econométricas para su estimación, siempre que se incorpore al análisis algún supuesto acerca de la distribución de los errores. La producción observada de un determinado establecimiento sanitario, puede alejarse de lo que dicta la mejor práctica debido a dos causas. Por un lado, el componente puramente aleatorio que se identifica con un error de medida en el sentido convencional, generado por motivos que no son imputables a deficiencias en la gestión o en la ejecución de los distintos procedimientos. Pero por otro, el desempeño de un determinado hospital puede ser inferior al que permite la mejor práctica debido a problemas vinculados a la forma de gestionar o combinar los inputs. Este hecho, identificado con la ineficiencia técnica, impide que, desde el punto de vista econométrico, se pueda postular una distribución normal para este segundo término de error. La técnica de la frontera estocástica, debida originalmente a Aigner, Lovell y Schmidt (1977), extiende la regresión clásica de manera que incorpore expresamente esta preocupación. En su versión más

variables de escala. Para cada modelo existe una orientación input y otra orientación output, que depende de la forma de plantear el problema de programación. Son abundantes las aplicaciones de la técnica del AED al sistema sanitario español, pudiendo servir muchas de ellas como breve introducción a la cuestión, y entre ellas, Rodríguez López y Sánchez-Macias (2004).

³ Sobre este particular pueden consultarse Álvarez Pinilla (2001) y Kumbhakar, et al. (2002).

sencilla este modelo puede describirse como:

$$y_i = f(\mathbf{x}_i; \boldsymbol{\beta}) + \nu_i - u_i, \quad (1)$$

donde y_i es la variable de output, generalmente en logaritmo, $f(\cdot)$ es la función de producción que depende de los inputs y de un vector de parámetros que debe ser estimado, u_i representa el término de ineficiencia del hospital i -ésimo ($u_i \geq 0$) y ν_i es el error idiosincrásico, que se asume independiente e idénticamente distribuido de media cero y varianza constante σ_ν^2 siguiendo una distribución normal. Por su parte, para u_i se postula generalmente una distribución de una sola cola, como la seminormal o la exponencial, de varianza constante σ_u^2 . Se supone, además, que los dos términos de error son independientes entre sí. Con todos estos ingredientes es posible la estimación de los parámetros del modelo mediante técnicas de máxima verosimilitud.

Para la estimación de fronteras paramétricas con paneles de datos, en la línea iniciada por Battese y Coelli (1988), se hace preciso introducir supuestos adicionales acerca de la distribución de los términos de ineficiencia. Una modelización habitual parte de considerar que dichos errores son específicos para cada DMU, pero invariantes en el tiempo, es decir $u_{it} = u_i, \forall t$. También es frecuente suponer que una tasa de crecimiento constante y común para todas las DMUs, parámetro que es también objeto de estimación. A pesar de su popularidad, ninguna de estas soluciones nos ha parecido satisfactoria para los efectos de este estudio. Imponer *ex ante* una tasa de crecimiento de la ineficiencia constante, sea ésta positiva, negativa o nula, nos parece excesivamente aventurado y en su lugar hemos optado por estimar un modelo que no impone restricciones adicionales a las u_{it} y donde el único elemento temporal es capturado mediante un parámetro que recoge el crecimiento secular de la productividad⁴. Asumimos finalmente una función de producción de la familia Cobb-Douglas, de manera que, una vez en logaritmos, la ecuación a

⁴ Una discusión sobre las diferentes posibilidades que brinda la econometría para la estimación de la eficiencia en contextos de paneles de datos puede encontrarse en Álvarez Pinilla (2001, cap. 2).

estimar será:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\beta + \nu_{it} - u_{it} \quad (2)$$

Conviene destacar que la estimación de la frontera paramétrica correspondiente a (2) permite obtener valores no sólo para los coeficientes (β) del modelo, sino también de la ineficiencia productiva, u_{it} . Resulta conveniente realizar una transformación de ese residuo para expresarlo en términos de índices de eficiencia. A tal efecto se define $\theta_{it} = \exp(-u_{it})$, cuyo rango es $(0,1]$, dado que si $u_{it} \rightarrow \infty$ entonces $\theta_{it} \rightarrow 0$ y si $u_{it} = 0$ entonces $\theta_{it} = 1$. De esta manera un aumento del valor de θ corresponde a una mejora de la eficiencia o, lo que es equivalente, a una disminución de la ineficiencia. Las estimaciones de los índices θ , obtenidas a partir de fronteras paramétricas, van ser utilizadas en este estudio para analizar si la presencia de determinados factores exógenos se asocia a aumentos o disminuciones de la eficiencia.

3.2. Índice de Malmquist

La aplicación del método de frontera estocástica a un modelo de producción sanitaria como el descrito permite obtener indicadores de eficiencia relativa, pero no proporciona ninguna información acerca de la evolución temporal de dicha variable. Es cierto que se puede incluir entre los regresores una variable asociada a la tendencia temporal, pero este coeficiente únicamente recoge un posible incremento de productividad vinculado con la experiencia o con otras formas de crecimiento de la productividad de los factores y no el efecto del posible aumento o disminución de la ineficiencia a lo largo del tiempo.

Con el objetivo de analizar y medir la dinámica de la eficiencia construimos un índice «tipo Malmquist», M , a partir de los indicadores obtenidos de la estimación de la frontera estocástica⁵. En concreto, empleamos la formulación de periodo base de este índice⁶, que nos permite medir los cambios de productividad que tienen lugar entre dos períodos cualesquiera t_0 y t_1 , no

⁵ La referencia básica es Malmquist (1953), aunque la bibliografía relacionada con la elaboración de indicadores comienza con Caves, Christensen y Diewert (1982a y 1982b).

⁶ La terminología aparece en Althin (2001).

necesariamente consecutivos, y que puede formularse como:

$$M_{\tau}^i(t_0, t_1) = \frac{\theta_{it_1}^{\tau}}{\theta_{it_0}^{\tau}} \quad (3)$$

donde t_0 y t_1 son los momentos inicial y final entre los que se realiza la evaluación dinámica, respectivamente, τ es el momento temporal cuya tecnología se toma como referencia para la estimación de la frontera (que podría ser tanto t_0 como t_1) y θ_{it}^{τ} representa, por consiguiente, el indicador de eficiencia de la unidad i en el momento t resultante de un análisis de frontera estocástica estimada con la tecnología del momento τ . Puesto que no existe un criterio objetivo para la elección del momento temporal τ , construimos el índice de Malmquist como media geométrica de los correspondientes índices evaluados desde las tecnologías existentes en los momentos t_0 y t_1 , es decir,

$$M^i(t_0, t_1) = [M_{t_0}^i(t_0, t_1) \cdot M_{t_1}^i(t_0, t_1)]^{1/2} \quad (4)$$

El índice de Malmquist elaborado de la forma expuesta es un indicador del cambio en la productividad total de la unidad i entre los periodos t_0 y t_1 . Es habitual en la bibliografía, e interesante desde la perspectiva de los objetivos de nuestra investigación, descomponerlo en otros indicadores que permitan discernir entre distintas explicaciones de ese cambio de productividad. En este sentido, cabe argumentar que una parte del cambio registrado en la eficiencia relativa de una unidad de decisión entre dos periodos considerados t_0 y t_1 se debe a la variación que ha experimentado la productividad de dicha unidad respecto de sus fronteras tecnológicas respectivas, es decir, evaluada como la variación en la distancia que la separa de la frontera estocástica de cada periodo. Podemos llamar a este primer factor efecto alcance, MA^i , que utilizando la notación antes empleada puede expresarse como:

$$MA^i(t_0, t_1) = \frac{\theta_{it_1}^{t_1}}{\theta_{it_0}^{t_0}} \quad (5)$$

Un valor mayor que la unidad en este indicador pone de manifiesto que la eficiencia relativa de la unidad i se acerca a su frontera de productividad.

Sin embargo, paralelamente al anterior, existe también un efecto que se debe al desplazamiento de la propia frontera entre t_0 y t_1 , y que puede calcularse como la ratio entre los índices de eficiencia de la unidad i resultantes de aplicar las tecnologías correspondientes a dos períodos diferentes. Este factor puede denominarse efecto frontera, MF^i , y expresarse como:

$$MF_s^i(t_0, t_1) = \frac{\theta_{is}^{t_0}}{\theta_{is}^{t_1}} \quad (6)$$

donde s representa el periodo del que se obtiene la información correspondiente a cada hospital i y que se utiliza como base del cálculo. En este caso, un valor mayor que la unidad pone de manifiesto que la frontera de productividad está creciendo relativamente. Al igual que para la construcción del índice de Malmquist general, ante la falta de existencia de criterios objetivos para la elección del período s , optamos por construir el índice MF^i como media geométrica de los índices correspondientes evaluados con las unidades de referencia de los períodos t_0 y t_1 :

$$MF^i(t_0, t_1) = [MF_{t_0}^i(t_0, t_1) \cdot MF_{t_1}^i(t_0, t_1)]^{1/2} \quad (7)$$

Con las formulaciones expuestas, se comprueba fácilmente que el índice de Malmquist puede descomponerse convenientemente como el producto entre el efecto alcance y el efecto frontera, es decir,

$$M^i(t_0, t_1) = MA^i(t_0, t_1) \cdot MF^i(t_0, t_1) \quad (8)$$

lo que se convierte en una interesante fuente de información para profundizar en la dinámica de la eficiencia de los centros hospitalarios en nuestro estudio.

4. Eficiencia de los hospitales de Castilla y León

Aplicamos el modelo de frontera estocástica con datos de panel expresado en la ecuación (2) al grupo de hospitales generales españoles antes descrito, con el doble fin de estimar el efecto de cada uno de los factores explicativos

de la producción sanitaria y de calcular indicadores de eficiencia relativa para cada centro.

Como variable dependiente se utiliza la producción sanitaria total generada por los centros hospitalarios en cada uno de los cuatro años contemplados en la muestra utilizada⁷. Para contar con una variable que recoja de forma objetiva y procedente la actividad asistencial agregamos los distintos actos de producción sanitaria (principalmente consultas, urgencias, estancias de medicina general, de cirugía, de medicina intensiva y de pediatría) ajustados por el número de unidades ponderadas asistenciales (UPAs) correspondiente a cada tipo⁸. Puesto que el objetivo buscado con el diseño de las UPAs es recoger de forma homogénea el esfuerzo que supone la producción de distintos outputs, la condensación de todos ellos en una medida cuantificada en UPAs y la estimación de una única frontera estocástica a partir de ella puede servir para analizar el máximo aprovechamiento posible de los inputs empleados y, en definitiva, para evaluar la mayor o menor distancia de cada centro a tal nivel eficiente.

Como regresores se incorporan diversas variables relacionadas tanto con elementos materiales y de capital como con el factor humano. En concreto, hemos incluido el total de camas instaladas en el centro hospitalario, como variable sustituta del factor capital, el número de médicos a tiempo completo, y a tiempo parcial, y la cantidad de profesionales sanitarios (no médicos), considerando también de manera separada los que tienen dedicación de jornada completa (36 horas o más) y los que no la tienen⁹. Finalmente, hemos supuesto que el término de ineficiencia obedece una distribución seminormal.

⁷ Estos años son 1996, 1997, 1998 y 2000.

⁸ 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.

⁹ En estas dos últimas variables se incluyen los siguientes colectivos: farmacéuticos y otros titulados superiores sanitarios, personal de enfermería y otros titulados medios sanitarios, así como ayudantes sanitarios.

Cuadro 3

Coeficientes explicativos de la frontera estocástica

Variable	Coefficientes
Constante	6,234 *
Camas	0,499 *
Médicos a tiempo completo	0,051 *
Otros médicos	0,046 *
Personal sanitario no médico a tiempo completo	0,424 *
Otro personal sanitario no médico	0,041 *
ΔT	0,001

* indica significación para $\alpha = 0,05$. La variable ΔT (no significativa) recoge la tendencia temporal. $N = 508$.

Los resultados obtenidos se resumen en el cuadro 3.

Como era esperable, dada la naturaleza de los inputs escogidos, los distintos factores de producción resultan significativos en cuanto a la determinación de la variable dependiente. Del análisis de las estimaciones de las elasticidades de la frontera eficiente, se destaca la importancia principal que presenta la variable camas instaladas, que en cierta forma puede estar representando el equipamiento y dotación de capital de un hospital. También se comprueba la importancia del personal sanitario no médico a tiempo completo en la frontera de mejor práctica. La suma de los coeficientes correspondientes a los inputs es 1,061 lo que indica que la producción presenta prácticamente rendimientos constantes de escala, hecho este que merece ser destacado por cuanto la regresión no impone restricciones ni de signo ni de valor numérico en ninguno de los coeficientes. Finalmente, los resultados de la frontera paramétrica no encuentran aumentos de productividad significativos en el periodo considerado, que deberían recogerse en la variable ΔT .

La estimación de la frontera estocástica permite también, según se señaló, obtener un indicador de eficiencia relativa de cada centro hospitalario. En el Cuadro 4 se presentan precisamente estos índices para los 19 hospitales generales de Castilla y León, junto con la dotación factorial correspondiente al año 2000. La variabilidad del índice de eficiencia es grande, abarcando desde 49,2 por 100 (hospital 2), hasta el 83,6 por 100. Se comprueba, además, que

son estos dos hospitales los que presentan una menor y mayor ratio de UPAs por cama, respectivamente (185 en el hospital 2 a 565 para el hospital 16). También se recoge información sobre el grado de participación del sector público en la financiación hospitalaria que, según dijimos, puede utilizarse como indicativo de la titularidad pública o privada del hospital, dato que la EESCRi no hace público.

A partir de la información del cuadro 4 puede computarse el índice de eficiencia media de la Comunidad Autónoma, que se compara con los del resto del territorio Insalud y con el total nacional en el cuadro 5. Llama la atención el hecho de que, cuando se utiliza para la comparación la media aritmética simple de los índices de eficiencia, los hospitales de Castilla y León se sitúan más de cuatro puntos porcentuales por debajo tanto de los de gestión directa del Insalud como de los de todo el país. Sin embargo, cuando la eficiencia relativa de los distintos establecimientos se pondera por la actividad sanitaria que producen medida en UPAs, dato que a nuestro juicio resulta más informativo, las distancias se reducen considerablemente. Este hecho pone de manifiesto una mayor concentración de establecimientos con ratios de eficiencia bajos en Castilla y León que, además, producen pocas UPAs totales. También se observa cómo el Insalud presenta una eficiencia levemente superior a la media nacional, con independencia de la definición empleada.

Nos preguntamos a continuación si determinadas variables exógenas influyen de manera significativa en la eficiencia hospitalaria. A tal fin planteamos diversos análisis de regresión cuya variable explicada es precisamente el índice de eficiencia estimado, y como variables explicativas incluimos un conjunto de variables artificiales que identifican los distintos sistemas sanitarios y, en su caso, las diferentes CCAA; también se incluyen sendas *dummies* para diferenciar los hospitales con concierto de los que no lo tienen, ya sea en las actividades de diagnóstico y tratamiento (concierto 1) o en hospitalización (concierto 2). Finalmente se incorporan otras variables como la cuota de producción sanitaria del hospital respecto del total de su Comunidad Autónoma¹⁰, el grado de

¹⁰ La inclusión del tamaño relativo como variable independiente responde al intento de contrastar la hipótesis de que en los hospitales que acumulan mayor cuota

Cuadro 4
Índices de eficiencia para los hospitales de Castilla y León

Hospital	Camas	UPAS	Médicos		Otros médicos	Sanitarios		Otros sanitarios no médicos	Financ. pública (%)	Índice eficiencia (%)
			tiempo completo	tiempo completo		no médico t. completo	no médicos			
1	33	8697	5	34	41	34	8	7,0	62,3	
2	36	6671	5	26	37	61	31	5,8	49,2	
3	63	14911	10	61	87	201	3	0	57,5	
4	101	48173	54	162	0	66	0	95,6	80,4	
5	101	51176	56	117	1	117	0	98,9	83,3	
6	104	28074	15	117	53	226	17	0	62,9	
7	108	30102	13	425	99	508	15	0	61,1	
8	108	51467	58	598	0	592	0	97,2	80,0	
9	229	109716	123	592	3	589	0	95,5	79,3	
10	324	165328	167	598	12	1412	27	97,7	78,9	
11	338	143470	169	592	8	1412	0	97,7	74,1	
12	353	170291	170	592	11	1412	2	97,4	78,7	
13	353	187091	176	612	1	1412	0	98,1	82,4	
14	381	186448	173	980	7	1112	0	97,5	79,9	
15	503	272194	249	1112	0	1080	0	96,6	81,7	
16	676	381931	264	1303	91	1681	0	96,5	83,5	
17	688	348481	307	1303	51	1681	14	96,3	77,8	
18	773	406674	358	1681	73	1681	0	94,8	80,8	
19	987	461287	419	1681	118	1681	1	97,3	75,9	

Fuente: EESCRI, años 1996 y 2000 y elaboración propia.

Cuadro 5

Eficiencia media comparada (%)

	Media simple	Media ponderada (por UPAs)
Castilla y León	74,2	79,0
Insalud	78,8	80,6
España	78,6	80,1

Fuente: EESCRI, años 1996 y 2000 y elaboración propia.

dependencia de la financiación pública, y el carácter docente del hospital¹¹, así como un término que trata de recoger la posible tendencia temporal. En el cuadro 6 se resumen los resultados de las correspondientes regresiones econométricas, obtenidos en tres especificaciones que se diferencian únicamente en el ámbito subjetivo que acogen. Así, el modelo 1 toma la eficiencia media del Insalud sin Castilla y León como base de la comparación y frente a él se analiza la situación tanto de Castilla y León como del resto de sistemas sanitarios españoles. En el modelo 2 se comparan los diferentes sistemas sanitarios independientes que existían en 2000, utilizando el Insalud como base, mientras que el modelo 3 analiza las diferencias entre CCAA pertenecientes al territorio Insalud, utilizando a Castilla y León como territorio base.

Es preciso destacar de los resultados de la estimación del modelo 1, en primer lugar, cómo la eficiencia hospitalaria de Castilla y León no difiere significativamente de la del resto del territorio Insalud, aceptando un nivel de confianza del 95 por 100. Esta misma característica es compartida por Canarias, la Comunidad Valenciana y Galicia. En cambio, Andalucía y Cataluña presentan índices de eficiencia significativamente mayores. En el extremo contrario se encuentran Navarra y el País Vasco, que presentan en media una

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 se observa también ten Dalmau y Puig-Junoy (2000), Puig-Junoy (2000) y Rodríguez López y Sánchez-Macías (2004). En las estimaciones se utiliza el logaritmo natural de esta variable.

¹¹ El carácter docente del hospital se incorpora en la estimación mediante una variable artificial que sólo toma el valor 1 si en el hospital existen MIR, otros residentes, matronas u otro personal en programas de formación de postgrado.

Cuadro 6
Coeficientes explicativos del índice de eficiencia

	Coeficientes		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Constante	0,932 *	0,930 *	0,949 *
Andalucía	0,049 *	0,055 *	—
Canarias	0,042	0,046 **	—
Cataluña	0,057 *	0,062 *	—
C. Valenciana	0,012	0,018	—
Galicia	0,030	0,036	—
Navarra	-0,224 *	-0,221 *	—
País Vasco	-0,077 *	-0,071 *	—
Castilla y León	-0,019	—	—
Aragón	—	—	-0,021
Asturias	—	—	0,002
Cantabria	—	—	-0,075 *
Castilla-La Mancha	—	—	-0,021
Extremadura	—	—	-0,025
Islas Baleares	—	—	0,024
Madrid	—	—	0,088 *
Murcia	—	—	0,030
La Rioja	—	—	-0,027
Concierto 1	0,003	0,005	-0,009
Concierto 2	-0,002	0,000	0,030
Cuota autonómica	0,043 *	0,045 *	0,043 *
Fin. Pública	-0,002	-0,002	0,001
Docencia	-0,026 *	-0,028 *	-0,054 *
ΔT	-0,001	-0,001	-0,009 *
N	407	407	111

* indica significación para $\alpha = 0,05$. ** indica significación para $\alpha = 0,10$.

eficiencia menor. La existencia de concierto, tanto en la actividad de diagnóstico y tratamiento como en la de hospitalización, no se relaciona significativamente con la eficiencia, como tampoco lo hace la financiación pública del centro hospitalario, de forma compatible con la idea de que la forma de financiación no afecta a la eficiencia relativa del hospital¹². La característica

¹² Los aspectos teóricos que relacionan las formas de financiación de los centros hospitalarios y la eficiencia se revisan en Chalkley y Malcomson (2000). Una referencia reciente que cuestiona los resultados habituales de esta bibliografía es Elena

docente del hospital se asocia a una menor eficiencia, mientras que la mayor cuota autonómica de producción hospitalaria se asocia estadísticamente a un nivel superior de eficiencia. Idénticos resultados cualitativos se obtienen, como no podía ser de otra forma, cuando eliminamos Castilla y León del análisis y lo reincorporamos a la categoría base (Insalud), tal y como se comprueba en los datos de la estimación del modelo 2. Centrándonos finalmente en el territorio del Insalud, se puede comprobar en el modelo 3 cómo la mayoría de las variables no geográficas mantienen el signo y el nivel de significación de las regresiones anteriores, si bien la variable que recoge el efecto tendencial indica ahora un efecto negativo significativo. Además se comprueba que la Comunidad Autónoma de Cantabria presenta un nivel de eficiencia significativamente menor que Castilla y León, tomada como base en este modelo, mientras que lo contrario ocurre con Madrid.

Es interesante completar el estudio estático anterior con un análisis dinámico que permita evaluar si entre 1996 y 2000 se ha producido una mejora en la eficiencia hospitalaria en Castilla y León. En este sentido, el Cuadro 7 nos muestra el índice de Malmquist, ponderado por actividad asistencial, para aquellas CCAA que habían recibido las transferencias en materia sanitaria en el año 2000, así como para Castilla y León, la media nacional y la media del territorio Insalud. De la observación de los datos destaca el reducido efecto frontera que se ha producido en todas las zonas presentadas. Castilla y León se encuentra por debajo de la media nacional en el índice de Malmquist de productividad total, debido principalmente al lastre de un efecto frontera muy bajo. El efecto alcance, si bien reducido, es superior a la media del territorio Insalud. Comunidades como Canarias o la Comunidad Valenciana experimentan un aumento de su eficiencia total especialmente debido al efecto alcance, mientras que Navarra y el País Vasco son las CCAA cuya evolución ha sido más negativa en estos cuatro años.

Una forma gráfica de representar la descomposición del índice de Malmquist se muestra en la figura 1. En ella mostramos los índices medios ponderados del efecto frontera y del efecto alcance presentados en el cuadro 7, para Castilla

Cuadro 7

Índices de Malmquist, efecto alcance y efecto frontera, periodo 1996–2000

	Índice de Malmquist (%)	Efecto alcance (%)	Efecto frontera (%)
Andalucía	100,6	103,6	97,2
Canarias	103,6	111,9	94,2
Cataluña	99,1	103,2	96,3
Galicia	99,1	101,7	97,6
Navarra	89,4	96,9	92,3
País Vasco	89,6	95,7	93,6
C. Valenciana	102,4	108,8	94,7
Insalud	98,6	100,9	98,0
España	98,9	102,6	96,7

Medias ponderadas por actividad asistencial (UPAs).

y León y para las siete CCAA que contaban ya con competencias sanitarias en el año 2000. Se añade de nuevo, a efectos comparativos, un índice medio nacional y un índice medio del territorio Insalud.

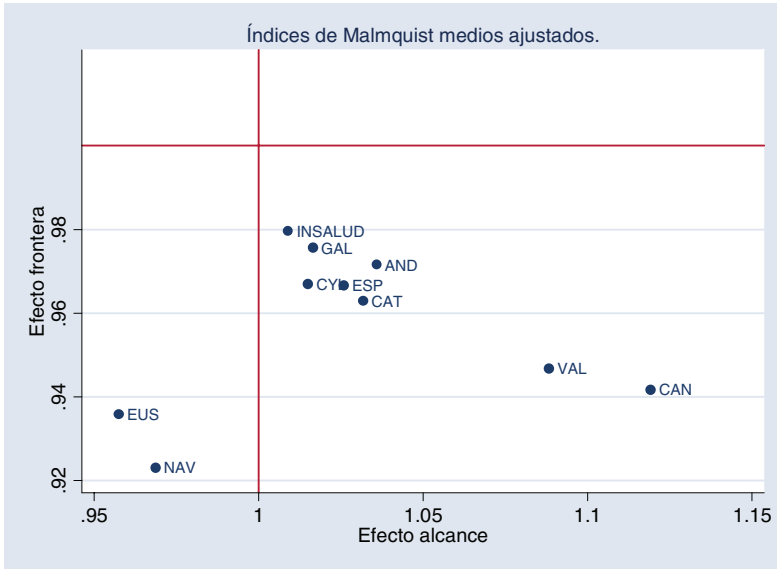
La primera conclusión inmediata de la observación de esos datos es el reducido efecto frontera en los distintos sistemas de gestión sanitaria del país. Es decir, el incremento en la eficiencia hospitalaria global, de haberse producido, sólo habría sido posible debido a un acercamiento progresivo de los hospitales hacia la frontera de eficiencia. Dicha frontera, sin embargo, se habría estado desplazando hacia valores límites de menor eficiencia¹³. Puede observarse que sólo tres CCAA (Canarias, la Comunidad Valenciana y, en menor medida, Andalucía) han experimentado aumentos en su productividad hospitalaria total¹⁴. Castilla y León, con una tasa de variación negativa del 2 por 100, es la Comunidad Autónoma que menor crecimiento ha experimentado del grupo de comparación, a excepción de los casos más extremos de Navarra y País

¹³ De hecho, sólo un 18 por 100 de los hospitales (15 de 81) presenta progreso tecnológico mientras que un 66 por 100 (54 de 81) se han acercado a la frontera.

¹⁴ Aunque no presentado en el gráfico, también la comunidad de Madrid experimentó un aumento de su eficiencia total. Destacan por sus pobres resultados los índices de Navarra y País Vasco.

Figura 1

Descomposición del índice de Malmquist en efecto alcance y efecto frontera



Índices de Malmquist medios ponderados por actividad asistencial (UPAs) obtenidos a partir de la estimación de modelos de frontera estocástica sobre datos de la EESCRI, años 1996 y 2000.

Vasco, que como ya se ha visto en la figura 1 experimentaron tanto un retroceso técnico como un alejamiento de la frontera. Esta caída de la eficiencia en la Comunidad de Castilla y León ha sido debida al pobre desempeño en términos de mejora de la eficiencia hospitalaria respecto a una tecnología base (efecto alcance de un 1,5 por 100 frente a una media nacional del 2,5 por 100) y a un retroceso técnico (de un 3,3 por 100) entre ambos años.

La figura 1 también apunta a la existencia de una cierta relación inversa entre el efecto captura y el efecto frontera. Con la excepción de los casos de Navarra y País Vasco, un mayor efecto alcance suele ir acompañado de un menor efecto frontera, siendo su correlación $-0,85$. Así, Comunidades como la Comunidad Valenciana o Canarias muestran un fuerte efecto alcance pero un reducido efecto frontera. Estas son las CCAA con un mayor índice de

Malmquist y como puede observarse ello es debido al intenso acercamiento de sus centros hospitalarios hacia el nivel de máxima eficiencia para una tecnología base dada. De hecho, estas dos regiones, junto con Andalucía y Madrid en menor medida, son las únicas que han experimentado aumentos de eficiencia en estos cuatro años. Respecto al caso de Castilla y León podemos observar que si bien sus hospitales han experimentado un cambio técnico de intensidad similar a la media nacional, el incremento de la eficiencia en forma de efecto alcance, ha sido el menor de todas las CCAA representadas aunque ligeramente por encima de la media del territorio Insalud¹⁵.

5. Reflexiones finales

Tras el último proceso de transferencia competencial, el número el número de sistemas sanitarios ha pasado en España de 8 a 17. La cercanía entre el administrado y la Administración, entre el paciente y el responsable de la política sanitaria, conlleva evidentes ganancias en términos de autonomía fiscal, pero también implica mayores dosis de responsabilidad desde el punto de vista de la provisión eficiente de este servicio público fundamental.

Aun cuando desde el punto estrictamente asistencial la *lex artis* se manifiesta de manera universal y la aportación de los gestores sanitarios es prácticamente nula, no ocurre lo mismo desde el punto de vista organizativo. La definición de nuevas fórmulas de gestión clínica y sanitaria y la aplicación más conveniente de las ya existentes requieren de una labor de diagnóstico previo, que permita prescribir los remedios más adecuados en cada momento. Con ello se facilita la necesaria planificación estratégica y el diseño de mecanismos contractuales tendentes a dar respuesta a las demandas ciudadanas, favoreciendo la eficiencia. Este tipo de preocupaciones ocupan un lugar destacado en las prioridades de actuación de cualquier servicio de salud, especialmente si éste es de nueva creación.

La motivación de este estudio ha sido precisamente la de contribuir a esa

¹⁵ Para simplificar el gráfico no se han incorporado las CCAA del Insalud por separado.

labor de análisis anterior a toda actuación, para identificar algunos de los factores que influyen en la eficiencia hospitalaria. A tal fin, se ha utilizado un modelo de frontera estocástica con datos en panel para estimar no sólo los coeficientes de la función de mejor práctica, sino también del grado de (in)eficiencia, definida en este trabajo exclusivamente en relación con la producción de UPAs. A partir de estas estimaciones de índices de eficiencia — disponibles para todos los hospitales españoles y para un periodo que abarca de 1996 a 2000— nos hemos preguntado, desde un punto de vista estático, si existe relación estadística significativa entre la eficiencia productiva o técnica y determinadas variables de entorno, como la región en la que está radicado el hospital, su posible carácter docente, su tamaño relativo o su dependencia financiera de organismos públicos. Hemos podido comprobar cómo en el año 2000, fecha anterior a la cesión de competencias, Castilla y León presentaba valores cercanos tanto a la media nacional como a la del Insalud, aunque se constata una menor eficiencia relativa en algunos hospitales de tamaño menor. Los resultados obtenidos parecen evidenciar el limitado alcance del sistema de concertos como mecanismo impulsor de la eficiencia productiva.

Desde un punto de vista dinámico conviene preguntarse si a lo largo del periodo analizado en este trabajo ha aumentado o disminuido la eficiencia hospitalaria. A tal fin hemos calculado diversos índices de Malmquist utilizando los datos correspondientes a 1996 y 2000. Adicionalmente, hemos descompuesto la variación de la eficiencia en dos efectos que aquí hemos denominado efecto alcance y efecto frontera, comprobándose que existe, en general, una cierta relación inversa entre ambos. En el caso particular de Castilla y León, se destaca un importante efecto alcance, en la línea ya sugerida en otros trabajos, como Ventura (1999), que sirve para prácticamente compensar el descenso provocado por el efecto frontera. En todo caso, los valores obtenidos para Castilla y León apenas difieren de los correspondientes a la media del Insalud.

Son muchos los aspectos que no han sido objeto de atención en este trabajo, lo que pone de relieve no sólo que la cuestión es compleja y susceptible de ser enfocada desde perspectivas diversas, sino que apunta y sugiere la necesi-

dad de estudios adicionales. Resultaría conveniente, en primer lugar, realizar trabajos que, empleando técnicas similares o diferentes, permitan valorar la robustez de los resultados obtenidos. Este artículo ha pretendido valorar exclusivamente la eficiencia técnica, medida a través de una frontera estocástica basada en una función de producción, por lo que preocupaciones vinculadas a la eficiencia asignativa —que se podrían acometer mediante la estimación de fronteras estocásticas basadas en funciones de coste— han quedado fuera de su ámbito de estudio. Tampoco ha sido objetivo de este trabajo incorporar consideraciones relativas a la evaluación de la calidad, la gestión de listas de espera o el nivel de satisfacción percibida por el usuario, ni discutir acerca de la oportunidad o conveniencia de aplicar al sistema hospitalario remedios de naturaleza regulatoria, contractual, económica o financiera. Todas estas importantes cuestiones pertenecen a la agenda del investigador.

Referencias

- Aigner, D., Lovell, C. A. K. y Schmidt, P. (1977): «Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models», *Journal of Econometrics* 6: 21–37.
- Dalmau Matarrodona, 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.
- Álvarez Pinilla, A., coord. (2001): *La medición de la eficiencia y la productividad*. Madrid: Pirámide.
- Banker, R. D. (1984): «Estimating most productive scale size using data envelopment analysis», *European Journal of Operational Research* 37: 35-44.
- 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.
- Battese, G. y Coelli, T. (1988): «Prediction of the Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data», *Journal of Econometrics* 38: 387–399.
- Burgess, J. F. y Wilson, P. W. (1996): «Hospital ownership and technical ineffi-

- ciency», *Management Science* 42: 110-123.
- Caves, D. W., Christensen, L. R. y Diewert, W. E. (1982a): «The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity», *Econometrica* 50: 1393-1414.
- Caves, D. W., Christensen, L. R. y Diewert, W. E. (1982b): «Multilateral Comparisons of Output, Input and Productivity Using Superlative Index Numbers», *Economic Journal* 92: 73-86.
- Chalkley, M., y Malcomson, J. M. (2000): «Government Purchasing of Health Services», en J. Newhouse, J. y Culyer, A. (coord.), *Handbook of Health Economics* vol. 1: 847-890.
- Charnes, A., Cooper, W. y Rodhes, E. (1978): «Measuring the efficiency of decision making units», *European Journal of Operational Research* 2: 429-44.
- Elena, J. M. (2004): «Sistemas de pago a hospitales e información asimétrica multidimensional», *Cuadernos Económicos ICE* 67: 63-91.
- Farrell, M. J. (1957): «The measurement of productive efficiency», *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 120: 253-290.
- González, B. (1996): «Medidas de eficiencia: situación actual y vías de avance», *XVI Jornadas de Economía de la Salud*, Valladolid.
- 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.
- Kumbhakar, S. C. y Lovell, C. A. K. (2002): *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Ley, E. (1991): «Eficiencia productiva: un estudio aplicado al sector hospitalario», *Investigaciones Económicas* 15: 71-88.
- López-Casasnovas, G. y Wagstaff, A. (1988): «La combinación de los factores productivos en el hospital: una aproximación a la función de producción», *Investigaciones Económicas* 12: 305-327.
- Malmquist, S. (1953): «Index Numbers and Indifference Surfaces», *Trabajos de Estadística* 4: 209-242.
- 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.

- Rodríguez López, F. y Sánchez-Macías, J. I.: «Especialización y eficiencia en el sistema sanitario español», *Cuadernos Económicos ICE* 67: 27-47.
- Ventura, J. y González, E.: «Análisis de la eficiencia técnica hospitalaria del Insa-lud G. D. en Castilla y León», *Revista de Investigación Económica y Social de Castilla y León* 1: 39-50.
- Wagstaff, A. (1989): «Estimating efficiency in the hospital sector: a comparison of three statistical cost frontier models», *Applied Economics* 21: 659-672.