

EFICIENCIA DINÁMICA EN LOS SISTEMAS HOSPITALARIOS AUTONÓMICOS *

José Ignacio SÁNCHEZ-MACÍAS (smacias@usal.es)

Fernando RODRÍGUEZ LÓPEZ (frodri@usal.es)

José María ELENA IZQUIERDO (jomarel@usal.es)

Victoria MURIEL PATINO (mvmuriel@usal.es)

Departamento de Economía Aplicada - 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 eficiencia¹ de las organizaciones sanitarias españolas, cuyo origen puede considerarse en los trabajos pioneros de López-Casasnovas y Wagstaff (1988) y Wagstaff (1989).

La presente investigación tiene como objetivos principales la identificación de indicadores de eficiencia en el conjunto de centros hospitalarios de cada Comunidad Autónoma española 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

* 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.

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).

aplicación de herramientas de análisis dinámico. En el estudio se utilizan fronteras estocásticas para la estimación de la eficiencia y se tienen 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. 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. 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.

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.

[Cuadro 1 por aquí]

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 (CC AA) 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 2 por aquí]

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 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

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 sencilla este modelo puede describirse como

$$y_i + u_i = f(x; \beta) + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde y_i es la variable de output, $f(\cdot)$ 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 ε_i es el error idiosincrásico, que se asume independiente e idénticamente distribuido de media cero y varianza constante σ_ε^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

cuestión, y entre ellas, Rodríguez López y Sánchez-Macías (2004).

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

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.

Los supuestos utilizados en este trabajo son habituales en la literatura. Asumimos una función de producción de la familia de Cobb-Douglas, de manera que la variable dependiente es el resultado de aplicar distintas cantidades de factores de producción en los distintos periodos que recoge la muestra utilizada, en la especificación habitual

$$y_{it} = \left[e^{\beta_0 \Delta t} \cdot \prod_{j=1}^J x_{j,it}^{\beta_j} \right] \cdot e^{-u_{it}} \cdot e^{\varepsilon_{it}} \quad (2)$$

donde x_j , ($j = \{1, 2, \dots, J\}$) simboliza el conjunto de variables consideradas en el análisis, y los dos términos de error, u_{it} y ε_{it} , cumplen con las condiciones señaladas más arriba. La versión log-lineal de esta expresión será:

$$\ln y_{it} = \beta_0 \Delta t + \sum_{j=1}^J \beta_j \ln x_{j,it} - u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

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).

Conviene destacar que la estimación de la frontera paramétrica correspondiente a (3) 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 $\mathcal{G}_{it} = \exp(-u_{it})$, cuyo rango es (0,1], dado que si $u_{it} \rightarrow \infty$ entonces $\mathcal{G}_{it} \rightarrow 0$ y si $u_{it} = 0$ entonces $\mathcal{G}_{it} = 1$. De esta manera un aumento del valor de \mathcal{G} corresponde a una mejora de la eficiencia o, lo que es equivalente, a una disminución de la ineficiencia. Las estimaciones de los índices \mathcal{G} , obtenidas a partir de fronteras paramétricas, van ser utilizadas en este estudio para analizar si la presencia de determinados factores exógenos se asocian 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 existe en la formulación antes expuesta un coeficiente β_0 asociado 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”,⁵ M , a partir de los indicadores obtenidos de la estimación de la frontera estocástica. En concreto, empleamos la formulación de periodo base de este índice,⁶ que nos permite medir los cambios de productividad que tienen lugar entre dos períodos cualesquiera t_0 y t_1 , no necesariamente consecutivos, y que puede formularse como:

$$M^{ir}(t_0, t_1) = \frac{\mathcal{G}_{it_1}^{\tau}}{\mathcal{G}_{it_0}^{\tau}} \quad (4)$$

donde t_0 y t_1 indican el momento inicial y final entre los que se realiza la evaluación dinámica, respectivamente, τ representa el momento temporal cuya tecnología se toma como referencia para la estimación de la frontera y \mathcal{G}_{it}^{τ} indica, 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 .

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).

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,

$$M^i(t_0, t_1) = \left[M^{i_0}(t_0, t_1) \cdot M^{i_1}(t_0, t_1) \right]^{1/2} \quad (5)$$

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, M_A^i , que utilizando la notación antes empleada puede expresarse como:

$$M_A^i(t_0, t_1) = \frac{g_{i_1}^i}{g_{i_0}^i} \quad (6)$$

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 considerada evaluados con las tecnologías correspondientes a dos períodos diferentes. Este factor puede denominarse efecto frontera, M_F^i , y expresarse como:

$$M_F^i(t_0, t_1) = \frac{g_{i_1}^\tau}{g_{i_0}^\tau} \quad (7)$$

donde τ representa nuevamente el momento temporal considerado como referencia para la estimación de la frontera. En este caso, un valor mayor que la unidad pone de manifiesto que la frontera de productividad, evaluada desde la posición de la unidad i , 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 τ , optamos por construir el índice M_F^i como media geométrica de los

índices correspondientes evaluados con las tecnologías de los períodos t_0 y t_1 :

$$M_F^i(t_0, t_1) = \left[M_F^{it_0}(t_0, t_1) \cdot M_F^{it_1}(t_0, t_1) \right]^{1/2} \quad (8)$$

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,

$$M^i(t_0, t_1) = M_A^i(t_0, t_1) \cdot M_F^i(t_0, t_1) \quad (9)$$

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. EVALUACIÓN DE LA EFICIENCIA HOSPITALARIA EN LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS ESPAÑOLAS

Aplicamos el modelo de frontera estocástica con datos de panel expresado en la ecuación (3) 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 utilizada.⁷ 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 tipo.⁸ 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

⁷ 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.

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, 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. Los resultados obtenidos se resumen en el Cuadro 3.

[Cuadro 3 por aquí]

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 T .

La estimación de la frontera estocástica permite también, según se señaló, obtener un indicador de eficiencia relativa de cada centro hospitalario. Esta variable permite computar un índice de eficiencia media de cada Comunidad Autónoma, a partir de los cuales pueden elaborarse los indicadores medios para el territorio Insalud y para el total nacional que figuran en el Cuadro 4 y que muestran cómo el Insalud presenta una eficiencia levemente superior a la media nacional, con independencia de la definición empleada.

[Cuadro 4 por aquí]

Nos preguntamos a continuación si determinadas variables exógenas influyen de manera significativa

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.

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 CC AA; 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 Autónoma,¹⁰ el grado de dependencia de la financiación pública, y el carácter docente del hospital,¹¹ así como un término que trata de recoger la posible tendencia temporal. En el Cuadro 5 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 como base de la comparación y frente a él se analiza la situación del resto de los sistemas sanitarios españoles, mientras que el modelo 2 analiza las diferencias entre CC AA pertenecientes al territorio Insalud, utilizando la Comunidad Autónoma de Madrid como base.

[Cuadro 5 por aquí]

Es preciso destacar de los resultados de la estimación del modelo 1, en primer lugar, cómo la eficiencia hospitalaria de Canarias, Comunidad Valencia y Galicia no difiere significativamente de la del resto del territorio Insalud, aceptando un nivel de confianza del 95 por 100. En cambio, Andalucía y Cataluña presentan índices de eficiencia significativamente mayores. En el extremo contrario se encuentran Navarra y País Vasco, que presentan en media una 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 hospital.¹² La característica 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. Centrándonos en el territorio del Insalud, se puede comprobar en el modelo 2

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 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 en 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.

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 (2004).

cómo la mayoría de las variables no geográficas mantienen el signo y el nivel de significación de la regresión anterior, si bien la variable que recoge el efecto tendencial indica ahora un efecto negativo significativo. Además se comprueba que todas las Comunidades Autónomas del grupo, con la excepción de Murcia, presentan un nivel de eficiencia significativamente menor que la Comunidad de Madrid, tomada como base en este modelo.

Es interesante completar el estudio estático anterior con un análisis dinámico que permita evaluar si entre 1996 y 2000 se han producido mejoras en la eficiencia de los sistemas hospitalarios. En este sentido, el Cuadro 6 nos muestra el índice de Malmquist, ponderado por actividad asistencial, para aquellas CC AA que habían recibido las transferencias en materia sanitaria en el año 2000, así como las medias nacional y del territorio Insalud. De la observación de los datos destaca el reducido efecto frontera que se ha producido en todas las zonas presentadas. 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 CC AA cuya evolución ha sido más negativa en estos cuatro años.

[Cuadro 6 por aquí]

Una forma gráfica de representar la descomposición del Índice de Malmquist se muestra en el Gráfico 1. En él mostramos los índices medios ponderados del efecto frontera y del efecto alcance presentados en el Cuadro 6 para las siete CC AA 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.

[Gráfico 1 por aquí]

La primera conclusión inmediata de la observación del Gráfico 1 y del Cuadro 6 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 total.¹⁴ Castilla y León, con una tasa de variación negativa del 2 por 100,

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.

es la Comunidad Autónoma que menor crecimiento ha experimentado del grupo de comparación, a excepción de los casos más extremos de Navarra y País Vasco, que como ya se ha visto en el Gráfico 1 experimentaron tanto un retroceso técnico como un alejamiento de la frontera.

El Gráfico 1 muestra claramente 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 CC AA 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.

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 requiere 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 deben estar entre las prioridades de actuación de cualquier servicio de salud de reciente creación.

La motivación de este estudio ha sido precisamente la de contribuir a esa 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— hemos tratado de determinar, desde un punto de vista estático, si existe relación estadística significativa entre la ineficiencia 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. Los resultados obtenidos parecen evidenciar el limitado alcance del sistema de conciertos 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.

Son muchos los aspectos que no han sido objeto de atención en este trabajo, lo que pone de relieve que la cuestión es compleja y susceptible de ser enfocada desde perspectivas diversas. 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 inefficiency”, 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 INSALUD 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.

CUADROS

Cuadro 1

Datos básicos de los hospitales españoles considerados en el análisis.

	1996	2000
	Media	Media
	(Desv. Típica)	(Desv. Típica)
Camas	326,5 (348,1)	301,8 (321,6)
Consultas	156.289,5 (199.024,3)	170.240,5 (204.838,3)
Altas – Medicina general	3.953,5 (4.205,3)	4.290,3 (4.342,0)
Altas – Cirugía	3.530,4 (3.301,3)	3.420,1 (3.302,4)
Altas – Pediatría	1.278,3 (1.764,6)	1.235,0 (1.664,9)
Altas – Urgencias	42.249,5 (42.950,6)	48.086,1 (45.905,9)
Altas – Otros	3.156,7 (2.713,9)	3.280,9 (2.629,4)
Actividad total medida en UPAs	162.476,7 (185.506,1)	157.771,5 (179.129,7)
Médicos a tiempo completo	135,7 (175,4)	139,8 (173,4)
Otros médicos	40,4 (70,4)	42,8 (74,5)
Personal de enfermería a tiempo completo	286,1 (382,7)	283,6 (374,7)
Otro personal de enfermería	10,5 (24,8)	15,6 (77,7)
Estancias financiadas por Sector Público	68,8 % (41,8 %)	67,8 % (42,1 %)
Número de hospitales	276	298

Elaboración propia a partir de la EESCRI, años 1996 y 2000.

Cuadro 2

Medias de variables significativas de los hospitales generales

Sistema	Núm.	UPAs	Camas	Médicos		Enfermería		Financiación S.P.
				T. completo	Otros	T. completo	Otros	
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 %

Elaboración propia a partir de EESCRI, año 2000.

Cuadro 3

Coefficientes explicativos de la frontera estocástica.

Variable	Coeficientes	
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	**
T	0,001	

Estimación de un modelo de frontera estocástica sobre datos de hospitales españoles de la EESCRI, años 1996 a 2000. ** indica significación para $\alpha=0,05$, * indica significación para $\alpha=0,10$. La variable T (no significativa) recoge la tendencia temporal. N=508.

Cuadro 4

Eficiencia media comparada (%)

	Media ponderada	
	Media simple	por UPAs
Insalud	78,8	80,6
España	78,6	80,1

Indicadores de eficiencia obtenidos mediante la estimación de un modelo de frontera estocástica sobre datos de la EESCRI para el año 2000.

Cuadro 5

Coefficientes explicativos del índice de eficiencia medido a partir de la frontera estocástica.

	Coeficientes	
	Modelo 1	Modelo 2
Constante	0,932 **	1,037 **
Andalucía	0,049 **	-- --
Canarias	0,042	-- --
Cataluña	0,057 **	-- --
C. Valenciana	0,012	-- --
Galicia	0,030	-- --
Navarra	-0,224 **	-- --
País Vasco	-0,077 **	-- --
Aragón	-- --	-0,109 **
Asturias	-- --	-0,086 **
Cantabria	-- --	-0,163 **
Castilla y León	-- --	-0,088 **
Castilla-La Mancha	-- --	-0,109 **
Extremadura	-- --	-0,114 **
Islas Baleares	-- --	-0,064 **
Murcia	-- --	-0,058
La Rioja	-- --	-0,115 **
Concierto 1	0,003	-0,009
Concierto 2	-0,002	0,030
Cuota autonómica	0,043 **	0,043 **
Fin. Pública	-0,002	0,001
Docencia	-0,026 **	-0,054 **
T	-0,001	-0,009 **
N	407	111

Elaboración propia a partir de EESCRI, años 1996 a 2000. ** indica significación para $\alpha=0,05$, * indica significación para $\alpha=0,10$. La variable T recoge la tendencia temporal.

Cuadro 6

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

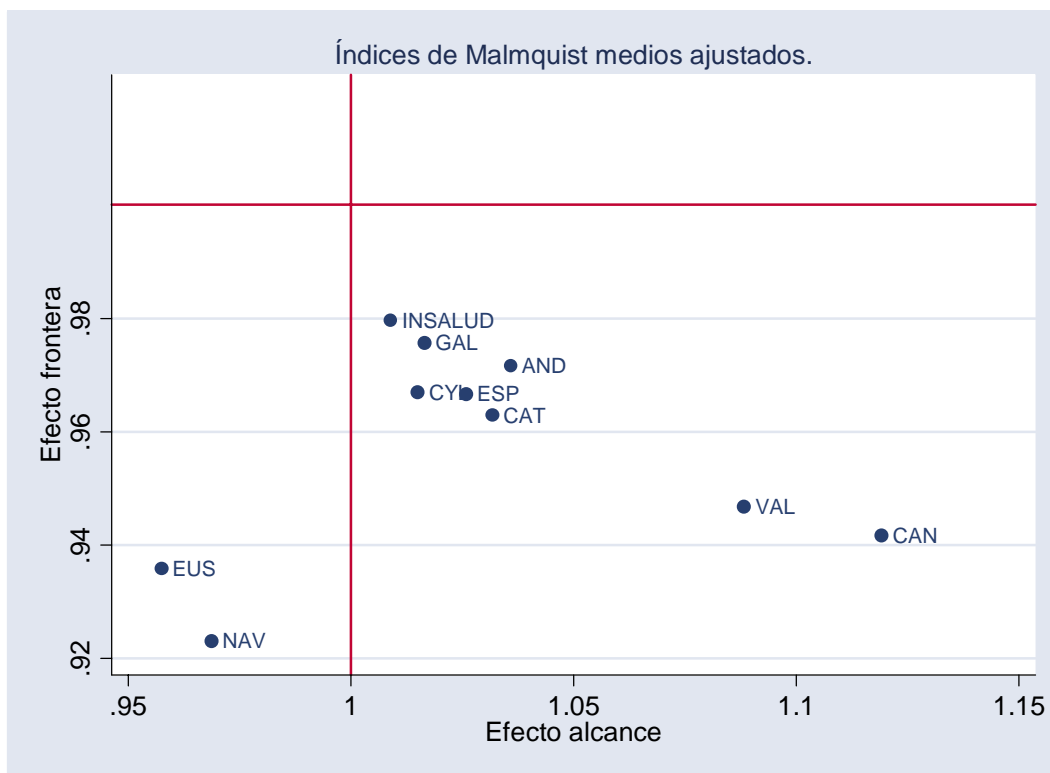
	Índice de Malmquist (%)	Efecto alcance (%)	Efecto frontera (%)
Andalucía	100,6	103,6	97,2
Canarias	103,6	111,9	94,2
Cataluña	99,1	103,2	96,3
Galicia	99,1	101,7	97,6
Navarra	89,4	96,9	92,3
País Vasco	89,6	95,7	93,6
C. Valenciana	102,4	108,8	94,7
Insalud	98,6	100,9	98,0
España	98,9	102,6	96,7

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.

GRÁFICOS

Gráfico 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.