



RESUMEN AMPLIADO

Título: ANÁLISIS DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS DE LA EFICIENCIA TÉCNICA DE LOS HOSPITALES DEL SISTEMA NACIONAL DE SALUD ESPAÑOL APLICANDO MODELOS DE REGRESIÓN BETA MULTINIVEL CON INFLACIÓN CERO-UNO

Autores y e-mail de todos ellos:

- Carmen Pérez Romero^{1,2} carmen.perez.easp@juntadeandalucia.es
- Ricardo Ocaña Riola^{1,2,5} ricardo.ocana.easp@juntadeandalucia.es
- María Isabel Ortega Díaz^{1,3} iortega@ujaen.es
- José Jesús Martín Martín^{1,4,5} jmartin@ugr.es

Departamento:

- ¹ Cátedra de Economía de la Salud y Dirección de Organizaciones Sanitarias (Esalud2). Cuesta del Observatorio, 4. Campus Universitario de Cartuja, 18011 Granada, España.
- ² Escuela Andaluza de Salud Pública, Cuesta del Observatorio 4, Campus Universitario de Cartuja, 18011 Granada, España.
- ³ Departamento de Economía, Universidad de Jaén, Edificio D-3, Campus Las Lagunillas s/n, 23071 Jaén, España.
- ⁴ Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Granada, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Campus Universitario de Cartuja s/n, 18071 Granada, España.
- ⁵ Instituto de Investigación Biosanitaria ibs.GRANADA, Doctor Azpitarte 4, 18012 Granada, España.

Área Temática: Competitividad, eficiencia y productividad.

Resumen:

Introducción. Las fluctuaciones en la demanda de atención sanitaria tienen impacto en la eficiencia de los hospitales, creando incertidumbre sobre la utilización óptima de su capacidad instalada. Esta incertidumbre es más intensa en las urgencias hospitalarias y en los servicios de emergencias sanitarias. Ambos servicios, al actuar como gatekeeper de la atención hospitalaria, influyen en la composición de la casuística atendida en los hospitales y, al requerir de una dotación de recursos cuyo rendimiento es muy dependiente de

una fluctuación de demanda incierta, pueden explicar parte de las diferencias observadas en la eficiencia hospitalaria. Los servicios de atención primaria juegan también un papel importante como gatekeeper del sistema sanitario, influyendo indirectamente en la complejidad de la casuística hospitalaria y en sus niveles de gasto, evitando la realización de procedimientos diagnósticos y terapéuticos hospitalarios innecesarios y costosos.

Tradicionalmente la literatura sobre la eficiencia hospitalaria diferencia entre las características de los hospitales (tales como dotación tecnológica, carácter docente del centro, ubicación rural o urbana, tipo de propiedad) y las del entorno en el que operan (región, Producto Interior Bruto per cápita, densidad de población). Sin embargo, no existen investigaciones previas que analicen la relación entre la eficiencia hospitalaria y las características de los servicios de urgencias, emergencias y la estructura de la atención primaria, consideradas conjuntamente.

Este trabajo avanza en el conocimiento en este ámbito. Se propone una innovación metodológica en *Health Economics* aplicando, por primera vez, un modelo de regresión beta multinivel con inflación cero-uno (*Multilevel Zero-One Inflated Beta Regression model*) para el análisis de segunda etapa de la eficiencia. El uso de este modelo ha permitido analizar dos cuestiones estratégicas en el diseño de políticas sanitarias. En primer lugar, investigar la relación con la eficiencia hospitalaria de la capacidad instalada a nivel hospitalario y regional para hacer frente a potenciales incrementos súbitos de la demanda debidos a shocks exógenos sanitarios globales. En segundo lugar, estudiar cómo la estructura de propiedad de los centros afecta tanto al nivel de eficiencia técnica del hospital como a la oportunidad de ubicarse en la frontera de eficiencia.

Objetivo. Evaluar la relación entre la estructura de propiedad del hospital y su pertenencia a la frontera de eficiencia técnica en el periodo 2010-2012, ajustando por otras variables hospitalarias y características regionales en las que se ubican los hospitales de Sistema Nacional de Salud de España.

Métodos. Se estudian 230 hospitales del Sistema Nacional de Salud en el periodo 2010-2012 según su estructura de propiedad –hospitales públicos, hospitales privados y Colaboración Público-Privado (CPP)-. Se utiliza el Análisis Envoltante de Datos orientado a output, para medir la eficiencia técnica global, pura y de escala. Dentro de esta metodología, en este estudio se emplea un modelo BCC, que considera los rendimientos variables de escala para determinar el valor de la eficiencia técnica pura, y una orientación hacia la maximización del output. Esta última implica que no sería posible que las unidades de decisión (DMUs) eficientes aumentaran sus outputs dados los inputs que utilizan. La formulación analítica del modelo BCC con orientación al output es:

$$\begin{aligned}
& \text{Max } \phi \\
& \text{s.t.} \\
& \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} \leq x_{i0} \quad , i=1, \dots, m \\
& \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} \geq \phi y_{r0} \quad , r=1, \dots, s \\
& \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \\
& \lambda_j \geq 0
\end{aligned}$$

Este programa de optimización está formado por un vector de n DMUs constituido por m inputs y s outputs, de forma que:

- x_{ij} = cantidad del input i consumido por la DMU j (existiendo n DMUs)
- y_{rj} = cantidad del output r producido por la DMU j
- ϕ = proporción en que los outputs pueden ser aumentados
- λ_j = intensidad de la DMU j en la construcción de la DMU de referencia

El valor de ϕ no puede ser inferior a uno y proporciona información sobre la eficiencia técnica de cada DMU. En concreto, $\phi - 1$ representa el incremento proporcional de los outputs que podría obtenerse manteniendo constantes los inputs. Además, $1/\phi$ representa la medida relativa de eficiencia técnica pura y presenta un rango que oscila entre 0 y 1. La DMU es eficiente y se encuentra situada sobre la frontera de producción cuando el valor resultante es 1. En cambio, valores inferiores a 1 indican que las DMUs son ineficientes, de forma que el output podría incrementarse sin cambiar la cuantía de inputs utilizados a partir de una mejor gestión de los mismos.

Se realizó un análisis de segunda etapa de los resultados de eficiencia obtenidos en el que se consideraron las siguientes variables regionales: gasto sanitario público per cápita, renta anual media por hogar, camas privadas y camas públicas instaladas por 1000 habitantes, camas públicas en Unidades de Cuidados Intensivos (UCIs) por 1000 habitantes, médicos de urgencias por 1000 habitantes, centros de urgencias extrahospitalarias por 1000 habitantes, médicos y enfermeras de atención primaria por 1000 personas asignadas y personal de emergencias extrahospitalarias por 1000 habitantes. Se incluyeron en el análisis, asimismo, las siguientes variables hospitalarias: médicos residentes (MIR) por 100 facultativos, médicos de urgencias por 100 facultativos, porcentaje de camas en funcionamiento en UCIs y porcentaje de ocupación en UCIs.

Para estudiar las variables regionales y hospitalarias relacionadas con la eficiencia técnica pura, se utilizó un modelo de Regresión Beta Multinivel con Inflación cero-uno (*Multilevel Zero-One Inflated Beta Regression model*). Esta modelización contempla la estructura jerárquica de la información, donde los

hospitales (nivel 1) y están agrupados por comunidades autónomas (nivel 2). Así, para cada hospital $i=1, \dots, 173$ en la comunidad autónoma $j=1, \dots, 17$, los parámetros de la función $f(PTE_{ij})$ descrita en (1), queda modelada de la siguiente forma:

$$\text{logit}(\mu_{ij}) = \log\left(\frac{\mu_{ij}}{1 - \mu_{ij}}\right) = (\beta_0 + u_{0j}) + \sum_{r=1}^{l(1)} \beta_r^{(1)} x_{rij}^{(1)} + \sum_{r=1}^{l(2)} \beta_r^{(2)} x_{rj}^{(2)}$$

$$\text{logit}(\omega_{01ij}) = \log\left(\frac{\omega_{01ij}}{1 - \omega_{01ij}}\right) = \gamma_0 + \sum_{r=1}^{l(1)} \gamma_r^{(1)} x_{rij}^{(1)} + \sum_{r=1}^{l(2)} \gamma_r^{(2)} x_{rj}^{(2)}$$

$$\omega_{1ij} = \theta$$

$$\alpha_{1ij} + \alpha_{2ij} = \varphi$$

donde $\mu_{ij} = \frac{\alpha_{1ij}}{\alpha_{1ij} + \alpha_{2ij}}$ es la media de la distribución $Beta(\alpha_{1ij}, \alpha_{2ij})$ para el hospital $i=1, \dots, 173$ en la región $j=1, \dots, 17$. Además, el valor $I_{ij} = \frac{\mu_{ij}}{1 - \mu_{ij}}$ puede ser interpretado como un índice de eficiencia media (IEM) en el que un valor superior a 1 indica que la eficiencia media del hospital, μ_{ij} , supera la ineficiencia, $1 - \mu_{ij}$.

Tanto la media de la distribución Beta, μ_{ij} , como la probabilidad de inflación cero-uno, ω_{01ij} , transformadas mediante la función logit, se modelan a través de una combinación lineal de las variables independientes $x_{rij}^{(1)}$ y $x_{rj}^{(2)}$ que representan, respectivamente, las variables de nivel 1 ($r=1, \dots, l(1)$) y nivel 2 ($r=1, \dots, l(2)$). Todas las variables independientes cuantitativas fueron tipificadas para obtener variables adimensionales con media cero y desviación típica uno. El término independiente $\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j}$ es un efecto aleatorio cuyo error, representado por u_{0j} , sigue una distribución Normal con media 0 y varianza $\sigma_{u_n}^2$. Los coeficientes del resto de variables independientes, representados respectivamente por $\beta_r^{(1)}$, $\beta_r^{(2)}$, $\gamma_r^{(1)}$ y $\gamma_r^{(2)}$, son efectos fijos. La probabilidad condicional de inflación uno, ω_{1ij} , y la precisión, $\alpha_{1ij} + \alpha_{2ij}$, permanecen constantes.

La estimación de los parámetros del modelo se realizó mediante inferencia bayesiana completa, asumiendo distribuciones a priori impropias planas (*improper flat prior*) para todos los efectos fijos y una distribución Normal para la varianza del error aleatorio. En el muestreo Markov Chain Monte Carlo (MCMC) se utilizaron 1,000 iteraciones de calentamiento (*warmup*) y 5,000 actualizaciones posteriores. La convergencia de las estimaciones se aseguró utilizando cuatro cadenas y un diagnóstico mediante los parámetros \hat{R} , el volumen del tamaño de muestra efectivo (*bulk effective sample size, Bulk-ESS*) y la cola del tamaño de muestra efectivo (*tail effective sample size, tail-ESS*). La convergencia se obtiene cuando con $\hat{R} < 1.01$, $\text{Bulk-ESS} > 400$ y $\text{tail-ESS} > 400$. Para

el análisis de sensibilidad se utilizaron distribuciones a priori Gamma y Normal.

En estadística bayesiana, los coeficientes del modelo no se consideran parámetros fijos, sino variables aleatorias que tienen una función de distribución. La inferencia bayesiana estima cuál es la función de distribución a posteriori del coeficiente, teniendo en cuenta la función a priori y la información que aportan los datos. Como estimación del coeficiente se considera la media de la función de distribución a posteriori. Sin embargo, el resto de valores de esta función también podrían ser posibles valores del coeficiente.

El análisis de la función de distribución a posteriori de cada coeficiente permitió obtener los percentiles 2.5 y 97.5 que conforman el intervalo de credibilidad con probabilidad 0.95. Además, la probabilidad de coeficiente positivo (PCP) y la probabilidad de coeficiente negativo (PCN) se utilizaron para contrastar la hipótesis de una relación positiva o negativa de cada variable independiente con la dependiente.

Una vez estimado el modelo, $exp(\beta_r^{(k)})$ es la razón de índices de eficiencia media (RIEM) entre hospitales que no están en la frontera de eficiencia y $exp(\gamma_r^{(k)})$ es la razón de oportunidades (OR) de pertenecer a la frontera de eficiencia, $k=1, 2$.

Resultados. En comparación con los hospitales de gestión pública, el índice de eficiencia media de los hospitales sujetos a fórmulas CPP fue 4,27 veces superior. Este valor fue 1,90 para los hospitales privados. El incremento en una desviación típica del número de profesionales MIR por cada 100 facultativos aumentó un 25% el índice de eficiencia media.

En cuanto a la modelización de la oportunidad de pertenecer a la frontera de eficiencia, el incremento en una desviación típica del porcentaje de camas en UCIs aumenta en un 50% la oportunidad de pertenecer a la frontera de eficiencia. Esta oportunidad aumenta 6,43 veces por cada incremento en una desviación típica de la renta anual media por hogar.

Conclusiones. Los hospitales privados o con fórmulas de gestión CPP integrados en el Sistema Nacional de Salud español presentan índices de eficiencia técnica más elevados, así como una mayor oportunidad de situarse en la frontera de eficiencia técnica, que los hospitales tradicionales de propiedad pública.

La riqueza de las regiones está relacionada positivamente con la oportunidad de los hospitales de situarse en la frontera de eficiencia. El resto de las variables no resultaron significativas estadísticamente.

La proporción de camas hospitalarias en UCIs está relacionada con una mayor oportunidad de pertenecer a la frontera de eficiencia, mientras que otras variables relativas a la capacidad instalada a nivel hospitalario y regional para

hacer frente a shocks de demanda, como los generados por una pandemia, no fueron relevantes desde un punto de vista probabilístico.

Palabras Clave: Eficiencia; Análisis Envolvente de Datos; Regresión Beta Multinivel con Inflación Cero-Uno; Variables Regionales; Hospitales; Colaboración Público-Privada.

Clasificación JEL: