

LA COMBINACION DE LOS FACTORES PRODUCTIVOS EN EL HOSPITAL: UNA APROXIMACION A LA FUNCION DE PRODUCCION*

Guillem LOPEZ CASASNOVAS

Universitat de Barcelona

Adam WAGSTAFF

Universitat de Sussex

El trabajo en cuestión analiza un conjunto de instrumentos de utilidad para la gestión de los recursos (y de los recursos hospitalarios en particular), derivados de la estimación de la función de producción. El ejercicio se basa en la estimación de la función Cobb-Douglas y de la forma funcional flexible «translog» para 51 Hospitales Generales del INSALUD. El cálculo a partir de dicha estimación de la productividad marginal de los recursos utilizados, su influencia cruzada en los niveles de output alcanzados, los márgenes de sustituibilidad que presentan los factores y la relación de todos ellos con los niveles actuales de gasto observados, permite el establecimiento de pautas, tanto para la gestión como para la planificación de los recursos sanitarios.

0. Presentación

Desde el trabajo seminal de M. Feldstein (1967), diversos autores [Ro y Auster (1969), Pauly (1980), Reinhardt (1972) entre otros] han tratado de aproximar un concepto de eficiencia que resultara operativo como guía para la gestión de los servicios sanitarios.

En su aplicación concreta a los centros hospitalarios han predominado dos tipos de aproximaciones, ya sea basándose en la propia función de producción o en su función dual de costes asociada. La primera ha tratado de derivar un concepto relativo o «medio» de eficiencia como punto de referencia al cual reconducir observaciones singulares, supuestamente resultantes de situaciones, principalmente, de ineficiencia X . La segunda ha intentado derivar una función de producción «frontera» a partir de la observación de tan sólo un grupo de observaciones para las cuales la distribución de errores presenta propiedades adecuadas a efectos de determinar una envolvente de los puntos más altos de la función de producción analizada.

* El presente trabajo se basa en la ponencia presentada en las III Jornadas de Economía de la Salud celebradas en Málaga (1987), organizadas por la Asociación Española de Economía de la Salud y el Colegio de Economistas de Málaga. Queremos agradecer los comentarios y sugerencias realizados por un evaluador anónimo, así como la financiación recibida del Institut d'Estudis de la Salut de la Generalitat de Catalunya para la realización de esta investigación.

El presente trabajo se aparta de las anteriores aproximaciones (más globalizadoras de las cuestiones de eficiencia) y adopta un acercamiento más modesto a la gestión de los recursos hospitalarios. Este consiste básicamente en tratar de estimar, a partir de la función de producción, la productividad marginal con la que se utilizan los recursos, su influencia cruzada en los niveles de *output* alcanzados, los márgenes de sustituibilidad que permiten los factores y el posible papel de las economías de escala en su utilización, elementos todos ellos que pueden ser útiles para derivar pautas para la gestión de los recursos hospitalarios.

Para ello, el ejercicio que se presenta ofrece inicialmente la estimación de una función de producción Cobb-Douglas para 51 hospitales generales del INSA-LUD para el año 1979 para los que se poseen datos sobre niveles desagregados de *inputs*.

Se utiliza posteriormente una función logarítmica trascendental para superar parte de las dificultades que presenta la función Cobb-Douglas y poder así derivar las elasticidades factoriales de sustitución y las elasticidades *output* cruzadas.

Los resultados que se presentan deben considerarse tentativos, ofreciéndose una agenda para una mejor exploración de las virtualidades que abre este tipo de análisis para la gestión de los recursos.

1. Introducción

El objetivo que toda planificación persigue es el de conseguir una utilización eficiente de los recursos; es decir, la mejor adecuación posible de los medios a los objetivos establecidos.

En el ámbito de los recursos humanos, y de la asistencia sanitaria en particular, el problema consiste en decidir cómo se deben asignar las partidas presupuestarias, por ejemplo de personal, en la dirección de una combinación óptima de los factores que en ella intervienen.

A menudo existe entre las partes involucradas en el proceso de planificación la mentalidad de que los coeficientes *input-output* sobre los que se debe operar son constantes (por ejemplo, en la relación médicos-enfermeras, médicos por cama hospitalaria, etc.). Sin embargo, dicho tipo de indicadores, lejos de ser uniformes en la realidad, presentan amplias variaciones (por ejemplo a nivel internacional, en la relación médicos/enfermeras). Asimismo, recientes estudios han demostrado cómo determinadas actividades médicas pueden llevarse a cabo igualmente por personal de enfermería, o cómo parte del trabajo realizado por este último factor podría ser realizado por personal paramédico.

En este sentido, la cuestión relevante es la de si es o no óptima la combinación de factores utilizada en términos de su mínima combinación de costes. En otras palabras se trata de conocer si estamos en situación de eficiencia económica (o asignativa), siendo empleados los *inputs* de modo que sus productividades marginales presenten un ratio idéntico al de sus precios relativos.

Una aproximación a la respuesta de la cuestión anterior podría darse en términos de los resultados derivados de la estimación de la función de producción, para comparar, de acuerdo con ellos, las productividades marginales de los *inputs* respectivos con la de sus precios¹.

2. Función de producción de servicios hospitalarios

2.1. *Sustituibilidad y combinación óptima de factores*

La noción de productividad factorial, sustituibilidad de *inputs* y la óptima combinación en su escala de utilización presenta un potencial que puede resultar especialmente útil para la gestión de los recursos humanos. En este sentido, el Departamento de Sanidad inglés, recientemente, ha identificado como prioritaria, para los próximos cinco años, la investigación en el campo de la planificación de los recursos, precisamente a la vista de la evidencia que se pueda poseer sobre su óptima combinación en la producción de los servicios sanitarios. Que la combinación actual puede no ser la correcta es algo que en Estados Unidos parecen probar experiencias recientes, cual es el caso de la provisión de cuidados sanitarios a través de las Organizaciones para el Mantenimiento de la Salud (HMOs): A la luz de esta experiencia parece demostrarse que el margen de sustitución entre *inputs* es, en algunos casos (por ejemplo entre enfermeras de cabecera o de medicina comunitaria y doctores), mayor que la prevista en la propia planificación federal², con lo que a la vista de sus diferentes precios relativos, su combinación no resultaría óptima desde la óptica de la eficiencia económica.

Varios estudios [Gray y otros (1986), Steinwachs y otros (1986)] prueban que existen posibilidades para la sustitución de personal entre diversas categorías. Lo que resulta menos claro es si la sustitución, al traducirse en términos de planificación, se produce en la dirección deseable desde un punto de vista de eficiencia económica. En otras palabras, dada la productividad y los costes de diferentes categorías de personal sanitario, ¿son posibles sustituciones sucesivas?, y en caso afirmativo, ¿cuál es la dirección apropiada? La respuesta a estas preguntas no es fácil, aunque su importancia es crucial para la planificación de los recursos sanitarios.

Una aproximación práctica a la evaluación de combinaciones factoriales alternativas puede basarse en la estimación de la función de producción de servicios

¹ Para estos propósitos el estudio de la función de costes no sería útil, por lo que parece más conveniente circunscribir el ejercicio a las funciones de producción. Los trabajos de Feldstein (1967) y Pauly (1980) son para ello ilustrativos del enfoque propuesto.

² Por ejemplo, el empleo de médicos en asistencia ambulatoria para niños y adultos adscritos a las HMOs era respectivamente entre un 25 por 100 y un 50 por 100 inferior a la previsión hecha en la planificación federal. (Véase Steinwachs, D. M., y otros: *New England Journal of Medicine*, 314 (4), págs. 217-21, 1986).

sanitarios³. Desde esta óptica, es M. Feldstein (1967), con su trabajo seminal sobre el NHS británico, quien primero trata de investigar los problemas de eficiencia en la asignación de los recursos hospitalarios a partir de la estimación de la función de producción.

Para analizar cuestiones de eficiencia económica, Feldstein utiliza la función de producción de cuidados hospitalarios. Parte para ello de la forma funcional Cobb-Douglas doble logarítmica en sus diferentes *inputs* (es decir, gasto en suministros sanitarios, «catering», médicos, enfermería y mantenimiento y número de camas) en relación al *output* «número de casos tratados», ajustados por su diferente combinación («case-mix»). Con ello Feldstein pretende analizar hasta qué punto la proporción utilizada de factores se ajusta a la proporción observada en el gasto de dichos *inputs*. Ello le permite concluir posibles «déficits» o «excesos de gasto» registrado en ciertos *inputs*, indicando, a la luz de estos resultados, una reasignación presupuestaria que podría considerarse «óptima» desde la perspectiva de la eficiencia económica⁴. Se trata, en definitiva, de aumentar el *output* sin variar el presupuesto del hospital, a través de alterar la combinación de los factores que intervienen en su producción.

En cuanto a la eficiencia técnica, Feldstein adopta una aproximación basada en el análisis de los residuos de la estimación mínimo cuadrática de la propia función de producción. El índice de productividad del centro hospitalario viene aquí dado por el coeficiente entre el nivel de *output* observado y aquel que podría predecirse a partir de los *inputs* utilizados. De este modo, un hospital con un residuo positivo (negativo) estaría produciendo más (menos) de lo que podría esperarse de acuerdo con los parámetros de la función estimada⁵.

Desde entonces dicha aproximación «feldsteniana» ha sido seguida por múltiples autores de ambos lados del Atlántico con resultados desiguales⁶.

En este artículo se revisa el método de aproximación a la función de producción y se ilustra su aplicación para dos especificaciones distintas, referidas a 51 Hospitales Generales pertenecientes al Instituto Nacional de la Salud para el

³ Una aproximación alternativa al problema, si bien de carácter parcial, consiste en la realización de experimentos controlados. Salkever y otros (1982), por ejemplo, comparan los costes y resultados asociados con tratamientos iniciados por personal médico y personal de enfermería para otitis media y amigdalitis. Sus resultados prueban que el tratamiento administrado por enfermeras de cabecera no resultaba menos efectivo que el administrado por médicos, siendo los costes por episodio un 20 por 100 inferiores.

⁴ En este sentido, Feldstein concluye que «se gasta demasiado en personal de enfermería, “catering” y otros suministros sanitarios y demasiado poco en personal médico, medicamentos y vendajes» (págs. 100-101).

⁵ Un residuo positivo indicaría una eficiencia técnica por encima de la media y uno negativo, inferior a dicha media.

⁶ Entre los estudios realizados en EE.UU., destacan aquellos de Reinhardt (1977), Pauly (1980) y Jensen y Morrisey (1986a, b). Entre los británicos cabe incluir Lavers y Whyne (1978), Gray (1982), McGuire y Westoby (1983) y McGuire (1987).

año 1979. La elección de dicho ejercicio se debe a la disposición del conjunto de datos necesario para este tipo de estimación⁷.

La primera parte de nuestro análisis empírico consiste en una repetición del trabajo de Feldstein para la función Cobb-Douglas, para pasar posteriormente a la estimación de una forma funcional más flexible, como es la función logarítmica trascendental o «translog», analizando, consiguientemente, las consecuencias que se derivan de dicho cambio.

El trabajo se organiza del modo siguiente. En la sección 2 se discute la especificación del modelo utilizado y los problemas que comúnmente surgen en su estimación. La sección 3 describe los datos utilizados y las definiciones empleadas para las distintas variables. En la sección 4 se presentan los resultados empíricos, y en la sección final —sección 5— se discuten los resultados y la que es, a nuestro entender, una agenda prospectiva de investigación en dicho ámbito.

2.2. *Especificación del modelo y problemas de estimación*

El punto de partida del análisis de la función de producción de cuidados sanitarios es:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad [1]$$

siendo y el *output*⁸ y $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ el vector de *inputs*.

El objetivo del estudio es el comparar el cociente de las productividades marginales estimadas para cada par de *inputs* con el cociente de sus precios. Procederá el cambio respecto de la combinación factorial corriente siempre que:

$$f_i(\cdot) / f_j(\cdot) \approx p_i / p_j \quad [2]$$

siendo $f_i(\cdot)$ la productividad marginal del *output* i -ésimo y p_i su precio.

Las elecciones principales que se deben realizar para la especificación del modelo son i) elección de la medida del *output*, y ii) elección de la forma funcional.

2.2.1. *La medición del output*

Idealmente, lo que uno desearía en un análisis del proceso de producción de cuidados sanitarios es algún tipo de medida de «valor añadido» (en términos,

⁷ Se ha optado por referir la estimación al año 1979 por economía en la utilización del banco de datos, que se tenían a disposición. Esta es, a su vez, la misma muestra contenida en G. López (1984), a efectos de la estimación de la función de costes y su aplicación, sobre esta base, a un modelo prospectivo de financiación hospitalaria.

⁸ El problema de la medición del *output* se considerará más adelante.

por ejemplo, de mejoras en el estado de salud), en la línea de lo sugerido por Culyer y otros (1971).

Sin embargo, los estudios empíricos en este área están aún en su infancia [véase, por ejemplo, Williams (1985), Gudex (1986)] por lo que se continúa recurriendo a la medición de *outputs* intermedios (tales como el número de estancias realizadas o enfermos tratados) como variables aproximativas al *output* final. En aquellos casos en que las patologías tratadas son relativamente homogéneas (hospitales maternas, por ejemplo), esta aproximación es bastante satisfactoria, aunque incluso en este ámbito cabría realizar ajustes por las variaciones en el grado de dificultad de los casos [véase, por ejemplo, Steele y Gray (1982)]. En aquellas situaciones en que las patologías tratadas no pueden considerarse homogéneas (como en el caso de los hospitales generales de agudos), asignar ponderaciones o valoraciones idénticas a los pacientes tratados resulta mucho menos atractiva.

M. Feldstein (1967) sugiere una aproximación, a nuestro entender, más satisfactoria. Feldstein, en su investigación sobre el Servicio Nacional de la Salud Británico, dividió a los enfermos hospitalarios en grupos (o categorías de combinación de patologías) de acuerdo con el departamento o servicio clínico en los que se admitían. Sobre esta base incorporó, en su análisis sobre la eficiencia de los centros hospitalarios, las variaciones que se registran entre ellos según la combinación de casos («case mix») tratados, bien a través de ponderar cada tipo de caso de acuerdo con su coste medio esperado, bien a través de incorporar el vector de «case mix» (en términos de porcentaje sobre el total de casos) como regresor en la función de producción.

La primera aproximación —recientemente utilizada por Jensen y Morrisey (1986a, b) en su análisis de una muestra de hospitales generales estadounidenses— se basa en el postulado, en cierto modo heroico, de que el coste por caso puede contemplarse como una «primera aproximación» a la valoración social marginal [c.f. Feldstein (*op. cit.*, pág. 96)]; la segunda, flanquea el problema de asignar pesos a diferentes tipos de patologías, optando por su estimación a través del análisis regresional.

El método «feldsteiniano» no está, sin embargo, exento de problemas; básicamente, al no contemplar el problema de las variaciones «intra-categoría» en la severidad de los casos (no todos los pacientes ingresados en los servicios de cirugía presentan idéntica gravedad). Además, con un número reducido de categorías de «case mix», se corre el peligro de no capturar la variación relevante en el «case mix» interhospitalario. [Véase, por ejemplo, Barlow (1968), Fuchs (1969), Lave y Lave (1970), Tatchell (1983)]. Una aproximación alternativa a dicho problema viene dada por la aplicación de la «teoría de la información», con la elaboración de un índice de complejidad y especialización⁹ como «proxy» del *output* hospitalario, tal como ha sido propuesto por Evans y Walker (1972).

⁹ Véase en este punto el trabajo de G. López y J. Valor (1988) «Algunas medidas para la monitorización de los recursos sanitarios», *Catalunya i Salut*, 3, en el que se construyen dichos cuadros para la red hospitalaria de utilización pública de Cataluña.

2.2.2. *Forma funcional*

Hasta la fecha, la función Cobb-Douglas ha constituido la forma funcional más popular [véase, por ejemplo, Feldstein (1967), Lavers y Whynes (1978), Pauly (1980)] formulada como:

$$\ln y = \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln x_i + u \quad [3]$$

siendo β los coeficientes y u el término de error. El resultado análogo a [2] para la función Cobb-Douglas sería el siguiente si:

$$\beta_i/\beta_j \approx P_i x_i/P_j x_j \quad [4]$$

de modo que la eficiencia asignativa requeriría que para cada par de *inputs* i y j , el cociente de gastos en los dos *inputs* igualase el cociente de sus elasticidades *output*. Dado que β_i resulta independiente de la cantidad empleada en cada uno de los *inputs*, el lado izquierdo de [4] puede ser considerado un dato; cualquier discrepancia entre el cociente de elasticidades *output* y el gasto realizado debería, por tanto, eliminarse a través de la variación del nivel de gasto en uno o ambos *inputs*.

A pesar de su popularidad, existen restricciones implícitas en la Cobb-Douglas que hacen que su relevancia en el ámbito sanitario parezca cuando menos dudosa. En primer lugar, como antes se indicaba, la elasticidad *output* con respecto a un *input* no se permite varíe con la cantidad de *input* utilizado, ni con las cantidades utilizadas del resto de *inputs*. Esta puede que sea una restricción poco razonable cuando, como señala Feldstein, existe cierta evidencia de que las elasticidades del *output* hospitalario con respecto al *staff* médico y número de casos varía sistemáticamente con el stock de camas. Una segunda restricción de la función Cobb-Douglas proviene del hecho de que constriñe la elasticidad de sustitución entre *inputs* a la unidad. Existe, de nuevo, evidencia [véase, por ejemplo, Lavers y Whynes (*op. cit.*), McGuire y Westoby (1983), Jensen y Morrissey (1986a, b)], de que no existen garantías de la plausibilidad de este postulado.

Una forma funcional alternativa, y que no impone ninguna de aquellas restricciones, es la función logarítmica trascendental (o «translog») [véase, por ejemplo, Berndt y Christiansen (1973)]:

$$\ln y = \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln x_i + (1/2) \sum_i \sum_j \Gamma_{ij} \ln x_i \ln x_j + u \quad [5]$$

siendo Γ_{ij} los parámetros y u el término de error. En razón a su flexibilidad, la «translog» ha encontrado también en esta área multitud de aplicaciones [véase, por ejemplo, Lavers y Whynes (1978), McGuire y Westoby (1983), Jensen y Morrissey (1986), McGuire (1987)].

El resultado análogo a [4] para la función «translog» es:

$$\sigma_i/\sigma_j \approx P_i x_i / P_j x_j \quad [6]$$

siendo

$$\sigma_i = \beta_i + \Gamma_{ij} \ln x_i + (1/2) \sum_j \Gamma_{ij} \ln x_j \quad [7]$$

la elasticidad *output* del *input* *i*. Note que, a diferencia de la Cobb-Douglas, la función «translog» permite que la elasticidad *output* del *input* *i* dependa de la cantidad de cada uno de los *inputs* utilizados. Debido a esto, los lados izquierdo y derecho de [6] dependen de x_i y x_j , de modo que ambos cambiarán como resultado de un cambio en la combinación factorial. Por esta razón, resulta más conveniente trabajar con la condición que directamente corresponde a [2]; es decir:

$$f_i(\cdot)/f_j(\cdot) = \sigma_i x_i / \sigma_j x_j = P_i / P_j \quad [8]$$

siendo $\sigma_i x_i$ la productividad marginal de x_i .

Pese a que la «translog» tiene la ventaja de la flexibilidad, su estimación es más compleja. Si [5] se estimase por métodos uniecuacionales, inevitablemente se incurriría en el problema de la multicolinealidad: el término correspondiente a los productos cruzados y los términos al cuadrado están invariablemente correlacionados entre sí¹⁰. Un modo de superar este problema consiste en emplear el método de los «porcentajes factoriales» [véase, por ejemplo, Johnston (1984)]. Dicha aproximación es ampliamente utilizada en otros ámbitos de la investigación económica [Berndt y Christiansen (1973)], y también en la literatura sobre la función de producción hospitalaria [McGuire y Westoby (1983), McGuire (1987)]. Si existen beneficios de escala constantes y se consigue minimizar costes, el *input* *i*-ésimo se empleará hasta el punto en que:

$$f_i(\cdot) = P_i / c \quad [9]$$

siendo *c* el coste medio (y marginal). Si multiplicamos ambos lados de [9] por x_i y dividimos toda la relación por *y* resulta:

$$f_i(\cdot)(x_i/y) = \sigma_i = P_i x_i / C \quad [10]$$

siendo *C* el coste total. De este modo se derivaría el resultado de que la elasticidad *output* del *input* *i* debería igualarse a su participación en el coste total. Si sustituimos [10] en [8] obtenemos:

$$Q_i = \beta_i + \Gamma_{ii} \ln x_i + (1/2) \sum_j \Gamma_{ij} \ln x_j \quad [11]$$

¹⁰ Obviamente, las relaciones son lineales sólo de modo aproximado.

siendo $Q_i = P_i x_i / C$. La contrapartida estocástica de la ecuación [11] se podría estimar entonces como un sistema de n ecuaciones de porcentajes factoriales. Los términos de error en estas ecuaciones se asumen con media cero¹¹.

La aproximación basada en la participación de los factores resulta muy atractiva. Por un lado, reduce el problema de la multicolinealidad. Por otro, hace innecesaria la medida del *output*. Este punto es de particular interés en el presente contexto, dadas las dificultades existentes en la medición del *output*.

Finalmente, un último atractivo reside en el hecho de que, como a menudo se argumenta, los términos de error en las versiones estocásticas de las ecuaciones de participación factorial [11] pueden interpretarse como la desviación en los costes observados de la que debiera ser una participación eficiente desde la óptica asignativa [véase, por ejemplo, McGuire (1987)]. Los residuos de las ecuaciones de participación de los factores en los costes pueden, por tanto, usarse para determinar la dirección deseada del cambio en el empleo de cada factor en particular.

El método de la participación factorial tiene, sin embargo, una importante desventaja al basarse en el supuesto de que los centros minimizan costes. En otras palabras, los parámetros se estiman bajo el postulado de que no existe de modo sistemático ineficiencia en la asignación de los recursos, asumiendo, por tanto, que [11] se cumple exactamente. (Esta es la racionalidad de asumir, además, que todos los errores tienen como media el valor cero.) En caso de que existiera ineficiencia asignativa sistemática (algunos factores son, de modo sistemático, más utilizados que otros), la elasticidad *output* del factor no igualaría su participación en los costes totales (incluso en promedio). Consecuentemente, los errores de la ecuación [11] no tendrían como media cero, haciendo fracasar dicho método como instrumento de medición de la ineficiencia asignativa. En este sentido, la conclusión de McGuire (1987) de que «en términos de los valores medios muestrales los coeficientes óptimos de combinación de *inputs* no divergen sustancialmente de sus coeficientes observados» (pág. 722) no debería resultar sorprendente: dicho resultado proviene del propio postulado de que los errores en [11] tienen media cero y no pueden tomarse, tal como pretende McGuire, como «una indicación de que no existe ninguna tendencia sistemática a emplear los factores productivos en proporciones incorrectas...». Dado que una de las principales razones para realizar la estimación de las funciones de producción en este contexto es detectar el grado de ineficiencia asignativa que pueda estar produciéndose de modo sistemático, el método de las participaciones factoriales presenta limitaciones de raíz que resultan invalidantes para dicha pretensión¹².

¹¹ Normalmente se imponen restricciones adicionales. Por ejemplo, dado que los porcentajes deben sumar 100, la suma de los términos de error debe ser cero. Una ecuación debe, por tanto, eliminarse del sistema [véase Johnson (*op. cit.*)].

¹² Era por esta razón por la que Feldstein (1967) argumentaba que la aproximación en su día estándar de estimar la función de producción CES (de elasticidad de sustitución constante) «no podía aplicarse a los hospitales» (pág. 92). Feldstein apuntaba además «sería poco inteligente basar las estimaciones en el postulado (implícito en las ecuaciones

3. Definición de variables e información estadística

Los datos utilizados en nuestro análisis se refieren al año 1979 para 51 Hospitales Generales (Residencias Sanitarias) administradas por el Instituto Nacional de la Salud. La muestra inicial contenía 90 hospitales, pero una selección posterior limitó la muestra a centros entre 100 y 700 camas, excluyendo aquellos próximos a Hospitales Regionales.

La información, tanto asistencial como económica, se extrajo del Informe Económico Funcional del INSALUD. Los datos relativos al gasto coinciden con los del cierre de la contabilidad presupuestaria de los centros INSALUD. En realidad pueden existir divergencias entre dichos datos y los correspondientes al gasto real de cada centro en la medida que déficits incurridos se contabilicen en ejercicios futuros¹³. Este no es el caso, sin embargo, para el gasto de personal (dos tercios del total), al ser éste de difícil aplazamiento. Para el gasto en bienes y servicios aquel problema puede ser importante, especialmente cuanto mayor sea el nivel de desagregación utilizado.

La necesidad de depurar los datos de personal¹⁴ explica en parte la utilización del ejercicio de 1979, al poseerse para este año fuentes adicionales de contrastación de plantillas.

3.1. Medición del output

La información requerida para la aproximación basada en la teoría de la información para la medición del *output* no está disponible en un nivel de desagregación suficientemente satisfactorio para su aplicación. Por ello se adopta, en las páginas que siguen, la segunda de las aproximaciones, la que denominábamos «feldsteiniana», basada en la medición del *output* a través del número de casos ajustado por un vector que incluye su distinta combinación. Esto es, un vector con cinco categorías de patologías pertenecientes a los servicios de medicina interna, cirugía, ginecología y obstetricia, pediatría y cuidados intensivos. La categoría residual, excluida a efectos de evitar problemas de perfecta colinealidad, es la correspondiente a «otros casos».

de forma reducida) de que los hospitales utilizan *inputs* en proporciones que minimizan los costes totales para un *output* dado. Una de las razones para estudiar la función de producción es efectivamente estimar la eficiencia con la que los *inputs* se han combinado» (pág. 92).

¹³ Existen incentivos para la no afloración de los déficits incurridos, trasladando los pagos a ejercicios posteriores a aquellos para los que se ha efectuado, de hecho, el reconocimiento de la obligación.

¹⁴ Existen todavía centros en el INSALUD con dificultades para precisar la plantilla de personal.

3.2. *Inputs*

Se utilizan cinco *inputs* diferentes: doctores, enfermeras, celadores, camas y suministros sanitarios¹⁵. Todos ellos, excepto el número de camas, se miden en términos monetarios (en miles de pesetas). La variable suministros sanitarios incluye gasto en medicamentos y fungibles, así como de laboratorio y radiología.

3.3. *Otras variables*

La muestra incorpora hospitales con y sin docencia. A dichos efectos se incluye una variable ficticia que indica el *estatus* de docente (= 1 si el centro imparte docencia)¹⁶. Ello puede considerarse un primer intento por controlar, ya sean los aspectos referentes a variaciones intra-categorías de casos en términos de gravedad, ya sean otros aspectos de calidad asistencial.

4. La estimación de la función de producción Cobb-Douglas

En esta sección se presentan los parámetros estimados para la función Cobb-Douglas (ecuación [3]), y se analizan las implicaciones que de su estimación pueden derivarse en términos de la combinación factorial «óptima» del hospital «medio» muestral.

4.1. *Estimación de los parámetros*

Los resultados de la estimación para la función de producción Cobb-Douglas se incluyen en el cuadro 1. Las elasticidades *output* para los médicos y enfermeras son ambas pequeñas y ninguna de ellas significativamente diferente de cero. Resulta interesante el hecho de que el coeficiente de la variable ficticia relativa a docencia aparece como negativa, aunque no es estadísticamente significativa. La suma de las elasticidades *output* es de 0,743, lo que parece sugerir rendimientos de escala decrecientes. El valor del ratio *t* relevante para validar la hipótesis de beneficios de escala constantes, frente a la hipótesis alternativa de rendimientos decrecientes es 3,07, de modo que puede así rechazarse la hipótesis de rendimientos de escala constantes. Este resultado es consistente con el de Pauly (1980), y contrasta con aquellos otros resultados de Feldstein (1967) y Lavers y Whynes (1978) que apuntan la existencia de rendimientos constantes de escala.

¹⁵ El número de camas no puede ser considerado, obviamente, una aproximación óptima al *output* «capital» aunque es la «proxy» convencionalmente utilizada a la vista de las alternativas existentes.

¹⁶ Incluir el factor docencia a través de una variable ficticia no tiene el mismo efecto que restringir el comportamiento de ambas categorías de centros a la misma especificación funcional, sin haberlo antes validado. En efecto, tal como concluye el trabajo de G. López-Casasnovas (1984), las formas funcionales pueden ser diferentes en ambos supuestos. Pese a ello, la preservación de suficientes grados de libertad en la estimación suele estar de hecho en la raíz de la aproximación adoptada.

CUADRO 1
 Estimación MCO de la función de producción Cobb-Douglas
OLS estimates of Cobb-Douglas production function

Variable <i>Variable</i>	Símbolo <i>Symbol</i>	Coficiente <i>Coefficient</i>	Estadístico- <i>t</i> <i>t-statistic</i>
Constante <i>Constant</i>	β_0	5,190	4,14
Médicos <i>Doctors</i>	β_d	0,005	0,03
Enfermeras* <i>Nurses</i>	β_n	0,006	0,04
Personal no sanitario <i>Ancillaries</i>	β_a	-0,188	1,92
Camas <i>Beds</i>	β_b	0,794	4,90
Suministros sanitarios <i>Supplies</i>	β_s	0,126	1,21
Beneficios de escala <i>RTS</i>	$\Sigma \beta_i$	0,743	3,07
Docencia <i>Teaching</i>		0,007	0,09
Adj R2		0,877	
$F(11,39)$		25,340	
$\ln L$		24,718	

* Incluye personal auxiliar sanitario.

4.2. *Discusión de los resultados*

Antes de entrar en el examen de las implicaciones que resultan de los valores concretos de los parámetros estimados (cuadro 1) en términos de la combinación factorial óptima, es importante considerar los niveles de confianza que resultan de la estimación.

Los relativamente bajos valores de *t*, junto con el hecho de que aparezcan valores de R2 altos (cuadro 1), sugiere que podemos estar en presencia de multicolinealidad. El cuadro 2 ofrece los coeficientes de correlación para las variables independientes incluidas en la función de producción. A la vista del grado de multicolinealidad resultante, los parámetros estimados en el cuadro 1 necesitan tratarse con bastante cautela.

El cuadro 3 muestra las implicaciones derivadas de eliminar algunas variables de la función de producción (columnas 2 y 4) y de reducir la muestra en dos observaciones¹⁷ (columna 5). Parece existir una considerable inestabilidad en

¹⁷ Se eliminaron dos hospitales nuevos que acababan de abrirse en 1978 y que no estaban funcionando al 100 por cien de su capacidad.

CUADRO 2
Matriz de correlaciones de las variables independientes^(A)
Correlation matrix for independent variables^(a)

	Médicos <i>Doctors</i>	Enfermeras <i>Nurses</i>	Personal no sanitario <i>Ancillaries</i>	Camas <i>Beds</i>	Suministros sanitarios <i>Supplies</i>
Médicos <i>Doctors</i>	1,00				
Enfermeras <i>Nurses</i>	0,87	1,00			
Personal no sanitario <i>Ancillaries</i>	0,78	0,87	1,00		
Camas <i>Beds</i>	0,83	0,91	0,84	1,00	
Suministros sanitarios <i>Supplies</i>	0,89	0,89	0,76	0,89	1,00

^(A) Coeficientes de correlación calculados a partir de datos en forma logarítmica.

^(a) Correlation coefficients calculated from data in log form.

los valores de los parámetros estimados: la elasticidad *output* estimada para el personal médico fluctuaría de $-0,06$ a $0,03$; el coeficiente para enfermería varía desde $-0,012$ a $0,260$; el coeficiente relativo a celadores aparece en cualquier caso como negativo, aunque su magnitud resulta inestable. Únicamente la elasticidad *output* del número de camas muestra cierta constancia en los valores resultantes.

Las estimaciones referidas al personal médico y de enfermería resultan especialmente preocupantes: sus valores devienen negativos como resultado de eliminar tan sólo dos observaciones de la muestra. Aunque es difícil concluirlo con seguridad, parece probable que el grado de multicolinealidad presente en la ecuación para la función Cobb-Douglas es mayor en nuestros datos que en otros estudios, debido al hecho de que el INSALUD ha venido aplicando en su planificación de plantillas, coeficientes rígidos para los distintos *inputs*, en función del tamaño de los centros hospitalarios¹⁸. Más adelante se analizan con mayor detalle los problemas derivados de la multicolinealidad.

Antes de volver al análisis de las combinaciones factoriales, parece de interés considerar la posibilidad de que los errores de la ecuación [3] puedan estar sujetos a heteroscedasticidad. A la vista del resultado obtenido por Feldstein de

¹⁸ Lavers y Whynes (1978), por ejemplo, señalan coeficientes de correlación entre categorías de *inputs* para una ecuación estimada de tan sólo tres *inputs*, del orden de $0,40/0,45$, y las elasticidades *output* estimadas para «número de camas», «enfermería», y «suministros sanitarios» no parecen variar en demasía cuando la variable «personal médico» se elimina de la función de producción.

CUADRO 3
 Estimaciones MCO de las elasticidades *output* para diferentes especificaciones
 de la función de producción Cobb-Douglas^(A)
OLS estimates of output elasticities for different specifications
of Cobb-Douglas production function^(a)

Variable <i>Variable</i>	Especificación n.º <i>Specification n.º</i>				5 ^(B, b)
	1	2	3	4	
Constante <i>Constant</i>	5,190 (1,25)	2,005 (1,35)	4,486 (1,18)	0,805 (0,61)	5,405 (1,25)
Médicos <i>Doctors</i>	0,005 (0,15)	0,030 (0,19)	-0,048 (0,14)	0,252 (0,19)	-0,060 (0,16)
Enfermeras* <i>Nurses</i>	0,006 (0,16)	0,260 (0,19)		0,468 (0,20)	-0,012 (0,16)
Personal no sanitario <i>Ancillaries</i>	-0,188 (1,00)	-0,004 (0,11)		-0,021 (0,12)	-0,167 (0,10)
Camas <i>Beds</i>	0,812 (0,16)		0,621 (0,13)		0,839 (0,17)
Suministros sanitarios <i>Supplies</i>	0,126 (0,10)	0,339 (0,12)	0,156 (0,10)		0,157 (0,11)
Adj R2	0,843	0,752	0,834	0,709	0,851
F stat	25,340	16,170	28,839	14,515	26,011
ln L	24,718	12,484	22,025	7,738	24,747
n	51	51	51	51	51

(A) Errores estándar entre paréntesis.

(b) Standar error in parentheses.

(B) Excluye dos hospitales que iniciaron su actividad en 1978.

(b) Excludes two hospitals that opened in 1978.

que algunas de las elasticidades *output* de su función Cobb-Douglas variaban sistemáticamente con el tamaño del hospital, es probable que la varianza del error varíe también en nuestro caso de acuerdo con el número de camas hospitalarias. Para explorar esta posibilidad, hemos utilizado, en primer lugar, el test del coeficiente de verosimilitud de Feldstein, dividiendo la muestra en dos submuestras, con 350 camas como punto de división (véase Feldstein, *op. cit.*, págs. 52-54). Ello dio un estadístico de 3,65. El valor crítico de la distribución de la *chi*-cuadrada al nivel de significación del 95 por 100 es de 3,84. Un respaldo mayor para la hipótesis de homocedasticidad en los errores resulta del test de Breusch-Pagan [Breusch y Pagan (1979)]: el valor del test estadístico cuando la varianza del error se asume varía con el *stock* de camas es de 0,180 (bastante por debajo de cualquier valor crítico convencional de la distribución *chi*-cuadrada). Nuestra conclusión, por tanto, es que los errores en la función Cobb-Douglas no están probablemente afectados de heteroscedasticidad.

4.3. *Proporciones factoriales óptimas*

Volvamos ahora a la cuestión de las combinaciones factoriales óptimas pese a que, a la vista de la importancia del problema de la multicolinealidad, es poco prudente considerar el análisis siguiente como algo más que una ilustración del método.

A partir de la ecuación [4] y los parámetros estimados en el cuadro 1, puede realizarse, en principio, una comparación entre los valores «óptimos» (derivados de la estimación de la muestra) —o lo que es lo mismo, de los valores de comportamiento— y los coeficientes de gasto observados para cada hospital en la muestra. Sin embargo, siguiendo la aproximación «feldsteiniana» vamos a comparar aquí aquellos ratios «óptimos» con los actuales del hospital «medio» u hospital tipo.

En efecto, si $e_i = p_i x_i$ refiere al gasto medio en el *input* i , podemos comparar e_i/e_j con β_i/β_j para cada par de *inputs*. Dado el valor negativo (aunque no estadísticamente significativo a los intervalos convencionales de confianza) de la elasticidad *output* para «celadores», vamos a ignorar esta categoría en el análisis. Los resultados de la comparación entre los coeficientes de gasto «óptimo» y «reales» se presentan en el cuadro 4¹⁹.

CUADRO 4
Coeficientes de gasto reales y «óptimos»
Optimum and actual expenditure ratios

Inputs <i>Inputs</i>	Coficiente real <i>Actual ratio</i>	Coficiente óptimo <i>Optimum ratio</i>
Médicos/enfermeras <i>Doctors/nurses</i>	0,626	0,833
Médicos/camas <i>Doctors/beds</i>	345,95	0,006 <i>K</i>
Médicos/suministros sanitarios <i>Doctors/Supplies</i>	1,261	0,039
Enfermeras/camas <i>Nurses/beds</i>	358,13	0,007 <i>K</i>
Enfermeras/suministros sanitarios <i>Nurses/supplies</i>	1,305	0,047

Los coeficientes óptimos —tal como los hemos definido más arriba— para el número de camas pueden derivarse del cuadro 4, una vez calculado el coste de alquiler (*K*) de una cama hospitalaria. Ignorando por el momento la posibilidad de alterar el *stock* de camas, los resultados del cuadro 4 sugieren de modo

¹⁹ A la hora de pretender relativizar las prescripciones que resultan de dicho ejercicio, podría argumentarse la poca variabilidad que permite la plantilla de los centros, amén de otras restricciones institucionales, sindicales, etc., que sobre aquellos existen. Estas son, sin embargo, consideraciones que quedan al margen de nuestro análisis, teniendo la apreciación de su fuerza carácter positivo (empírico) o de juicio de valor.

tentativo que el cociente de gasto en personal médico en relación al gasto en personal de enfermería es demasiado bajo, mientras que el cociente de gasto en médicos *vs.* suministros sanitarios resulta demasiado alto. Por lo tanto, el gasto en personal de enfermería aparece como demasiado elevado, mientras que acontece lo contrario para el gasto de suministros sanitarios²⁰. El número «óptimo» de camas depende de K , o coste de alquiler calculado como coste de oportunidad. Para 1979 se estimó en 718 mil pesetas²¹. Esta cifra representa un coeficiente «óptimo» médico/cama y enfermera/cama de 4.308 y 5.026, respectivamente²². En la medida que la estimación anterior resultase plausible, dichos resultados indicarían que el gasto en personal médico y en enfermería debería reducirse en relación al número de camas.

Siguiendo el trabajo de Feldstein, comparamos ahora el gasto en cada categoría del *input* en el hospital «medio» con el gasto «óptimo» para un hospital que gestionara un presupuesto medio o muestral. Comparamos también el *output* actual del hospital medio con aquel que podría producirse si el presupuesto se reasignase de acuerdo con los valores derivados de la estimación. El hospital medio tuvo, durante el ejercicio considerado, un gasto de 487,78 millones de pesetas, dividido entre diferentes categorías de *inputs*, tal como indica la columna 2 del cuadro 5.

A la vista de la elasticidad *output* negativa resultante para el personal técnico y de servicio, dicho *input* no se incluye en la reasignación que se propone. El número de camas se considera también fijo a efectos de calcular la asignación presupuestaria «óptima». La cuantía a asignar entre médicos, personal de enfermería y suministros sanitarios es de 396,13 millones de pesetas. Su asignación óptima requiere que

$$396,13 = D + N + S = D[1 + (\beta_n/\beta_d) + \beta_s/\beta_d]$$

siendo D el gasto en personal médico, N el gasto en enfermería y S el gasto en suministros sanitarios. Dichos gastos «óptimos» pueden calcularse a partir de los parámetros estimados en el cuadro 1. Sus valores se recogen en la columna 3 del cuadro 5.

El gasto en personal médico y de enfermería se reduce dramáticamente, en particular, en este último caso. El gasto en suministros sanitarios, por otro lado, se incrementa de modo importante. Si el hospital «medio» reasignara óptimamente su gasto en aquellos factores, su *output*, de acuerdo con los resultados de la estimación, se triplicaría. Obviamente ello parece un resultado muy fuerte, al

²⁰ Debería tenerse presente, sin embargo, que ni el coeficiente referido al personal médico ni el referido al personal de enfermería era significativamente distinto de cero.

²¹ Se llegó a esta cifra asumiendo, de modo idéntico a lo postulado por Feldstein (1967), un período de amortización de veinte años y un 8 por 100 de tasa de descuento.

²² Recuérdese que el *input* médico y de enfermería se mide en términos monetarios (miles de pesetas); por tanto K necesita medirse también en miles de pesetas. Nótese que los coeficientes no pueden interpretarse como números «óptimos» de médicos y enfermeras por cama.

CUADRO 5
Valores de los *inputs* y *outputs* medios y «óptimos»
Average and optimum inputs and outputs

Inputs/outputs <i>Inputs/outputs</i>	Valores medios <i>Average</i>	Reasignación óptima <i>Optimum reallocation</i>
Médicos ^(A) <i>Doctors</i> ^(a)	116,87	14,23
Enfermeras ^(A) <i>Nurses</i> ^(a)	186,56	17,08
Personal no sanitario ^(A) <i>Ancillaries</i> ^(a)	91,65 ^(C/c)	91,65 ^(C/c)
Suministros sanitarios ^(A) <i>Supplies</i> ^(a)	92,68	364,82
Camas ^(B) <i>Beds</i> ^(b)	337,86 ^(C/c)	337,86 ^(C/c)
N.º casos <i>N.º cases</i>	10.674,00	43.433,00

(A) En millones de pesetas.

(B) N.º de camas.

(a) In ptas. milion.

(b) N.º beds.

(C) Las combinaciones factoriales óptimas no se han calculado para estas categorías. Las cifras corresponden a valores medios.

(c) Optimum input combinations have not been calculated for these categories; figures are current averages.

que no es ajeno el posible efecto de minusvaloración del gasto en suministros sanitarios dentro del total de gasto, debido posiblemente al fenómeno de la no correcta imputación de costes o de su inadecuada contabilización²³, amén de los problemas de multicolinealidad antes mencionados.

Pese a todos los problemas señalados, la aplicación singular de esta metodología a cada centro en particular puede dar, a nuestro entender, una indicación del alcance y grado de eficiencia asignativa en relación a los valores actuales observados.

En su conjunto, el cociente entre el número de casos reales y el número derivado bajo supuestos de reasignación presupuestaria (25 por 100) ofrece una medida de la importancia de los problemas de eficiencia asignativa en el hospital «medio». La cifra del 0,25 es sustancialmente más baja que aquella derivada del trabajo de Feldstein (0,65), mostrando de este modo un menor grado en el alcance de las cuestiones de eficiencia.

Sin embargo, como antes apuntábamos existen serias dudas acerca del uso que se le puede dar a la función Cobb-Douglas en el contexto del sector hospitalario. En la siguiente sección vamos a estimar el modelo «translog», de carácter más general, y validaremos las restricciones implícitas a la función Cobb-Douglas.

²³ La desagregación utilizada considera el coste de Personal (74,73 por 100 del coste de la estancia), Suministros sanitarios (12,6), Alimentación (2,6), Material (1,94), Gastos diversos (0,32), Amortización (2,29) y Locales (6,44).

5. Estimación de la función de producción translog

5.1. Estimación de los parámetros

De acuerdo con las razones subrayadas en la sección 2, hemos estimado la función de producción directamente por Mínimos Cuadrados Ordinarios, en lugar de utilizar el método de las participaciones: La única restricción impuesta es la de simetría; esto es, $\Gamma_{ij} = \Gamma_{ji}$ para todo i y j .

Los parámetros estimados se incluyen en el cuadro 6. El elevado valor de la R2, aparejado a valores bajos del ratio t sugiere de nuevo que la presencia de multicolinealidad puede ser importante. En efecto, los t -ratios del cuadro 6 apuntan que dicho problema es incluso más severo en el caso de la función «translog» que en el de la Cobb-Douglas. Esto, sin embargo, no resulta sorprendente. Como antes señalábamos, los términos al cuadrado y los productos cruzados en la ecuación estimada están inevitablemente correlacionados entre sí y con x_i .

CUADRO 6
Estimación de los parámetros
de la función translog
Parameter estimates of translog function

Parámetros <i>Parameters</i>	Estimación <i>Estimate</i>	Estadístico- t <i>(t-ratio)</i>
β_0	-15,932	(0,33)
β_a	8,751	(0,69)
β_n	-6,922	(0,62)
β_a	4,123	(0,62)
β_b	-2,208	(0,31)
β_s	-0,490	(0,06)
Γ_{dd}	-0,916	(1,11)
Γ_{nn}	0,287	(0,23)
Γ_{aa}	0,265	(0,53)
Γ_{bb}	-0,015	(0,01)
Γ_{ss}	-0,123	(0,26)
Γ_{dn}	1,381	(0,83)
Γ_{da}	-1,144	(1,39)
Γ_{db}	1,661	(1,07)
Γ_{ds}	-0,078	(0,06)
Γ_{na}	-0,500	(0,36)
Γ_{nb}	-1,415	(1,14)
Γ_{ns}	-0,189	(0,20)
Γ_{ab}	0,258	(0,22)
Γ_{as}	0,670	(0,99)
Γ_{bs}	-0,172	(0,14)
adj R2	0,832	
$n(n - K)$	51	24
$\ln L$	35,400	
$\Sigma \epsilon_i$	0,745	

Ignorando, por el momento, la imprecisión que introduce la existencia de multicolinealidad en los resultados de la estimación es interesante notar los signos de los términos referidos a los parámetros cruzados (Γ_{ij}) del cuadro 6. El valor positivo de Γ_{ab} (médicos/camas) es consistente con el resultado de Feldstein de que la elasticidad *output* de los médicos aumenta con el tamaño del hospital, mientras que el valor negativo de Γ_{bb} (camas/camas) es consistente con su resultado de que la elasticidad *output* con respecto al número de casos disminuye en la medida que aumenta el tamaño del hospital. Sin embargo, en contraste con los resultados obtenidos por Feldstein, los nuestros sugieren que la elasticidad *output* del personal de enfermería disminuye con el aumento en el número de camas del centro. Finalmente, nuestros resultados apuntan también que la elasticidad *output* del personal médico puede depender del número de enfermeras empleadas y viceversa. Este punto es consistente con el resultado de Jensen y Morrisey (1986).

CUADRO 7
Elasticidades *output* para la función translog
Output elasticities for translog function

Variable <i>Variable</i>	Símbolo <i>Symbol</i>	Coefficiente <i>Coefficient</i>
Médicos <i>Doctors</i>	σ_d	-0,329
Enfermeras <i>Nurses</i>	σ_n	-0,016
Personal no sanitario <i>Ancillaries</i>	σ_a	-0,003
Camas <i>Beds</i>	σ_b	0,983
Suministros sanitarios <i>Supplies</i>	σ_s	0,149

El cuadro 7 incluye las estimaciones de las elasticidades *output* derivadas de la estimación de los parámetros del cuadro 6. Una comparación entre los cuadros 1 y 7 revela diferencias sustanciales: las elasticidades *output* para el personal médico y de enfermería son ambas negativas en el modelo «translog» aunque positivos en la Cobb-Douglas, mientras que la elasticidad *output* del número de camas es sustancialmente mayor en la especificación «translog». El modelo translog lleva, por tanto, a conclusiones bastantes diferentes en todo caso en cuanto a la combinación factorial «óptima» para el hospital medio.

5.2. La función Cobb-Douglas versus de translog

En principio, podría realizarse un análisis similar de las combinaciones factoriales «óptima» versus combinaciones actuales o reales, a partir de los resultados obtenidos de la estimación de la función translog, de modo parecido a como lo

hicimos para el caso de la función Cobb-Douglas. Sin embargo, a la vista del alto grado de multicolinealidad presente en el modelo «translog», ello probablemente no resultaría muy útil.

Cabe, en cualquier caso, formularse la pregunta de si la aproximación «translog» es mejor que la Cobb-Douglas para el banco de datos utilizado en nuestro ejercicio.

La comparación de las ecuaciones [3] y [5] muestra como la Cobb-Douglas es un caso especial de la translog, siempre que se imponga la restricción $\Gamma_{ij} = 0$ para todo i y j . Un test de coeficiente de verosimilitud o test de la F podría utilizarse a efectos de validar aquellas restricciones. El valor del test estadístico para el coeficiente de verosimilitud es 21,36. El punto 0,05 superior de la distribución *chi*-cuadrado es 25,0, de modo que las restricciones implícitas en la función Cobb-Douglas no parecen poder rechazarse de acuerdo con los datos. Idéntica conclusión se alcanza si se utiliza el test de la F para muestras pequeñas: El valor del estadístico es 1,35, bastante por debajo del valor tabulado de la distribución F 15,39 al nivel del 5 por 100 (1,96). Vale la pena notar que este resultado no debiera producirse debido al diferente grado de multicolinealidad entre los dos modelos. El problema de la multicolinealidad tiene implicaciones acerca de la precisión de los parámetros estimados, pero sin afectar al valor de la función de verosimilitud.

Este resultado es importante, en la medida que parece ir en contra de un estado de creciente escepticismo en la literatura en economía de la salud respecto de cuan apropiada resulta la función Cobb-Douglas en la estimación de la función de producción de cuidados hospitalarios. En los dos trabajos —hasta el presente— en que las restricciones que implica la Cobb-Douglas sobre la «translog» han intentado validarse [McGuire (1987), Wagstaff (1987)] el resultado ha sido el contrario; es decir, el del rechazo de la Cobb-Douglas. Aunque, obviamente, lo que puede resultar cierto en unos casos no necesita serlo en otros que respondan a contextos diferentes.

6. Resumen y discusión

Los resultados alcanzados en este trabajo pueden resumirse brevemente.

Los parámetros estimados de nuestra función Cobb-Douglas apuntan que un porcentaje demasiado alto del presupuesto del hospital «medio» (o tipo de la muestra) se dedica al gasto en personal de enfermería y médico, y en especial en el primero de los factores. Los suministros sanitarios aparecen como el *input* mayormente «subempleado», de modo que si el hospital con el presupuesto medio decidiera reasignar su presupuesto podría aumentar de modo importante su *output* intermedio (tal como se ha aproximado éste, a través del número de casos).

No resulta significativa la evidencia contraria al supuesto de homoscedasticidad en los residuos de la función Cobb-Douglas. Además, dicha función no es rechazada por los datos cuando la validamos respecto del caso más general que

representa la función translog. Sin embargo, la estimación tanto de la Cobb-Douglas como de la translog está afectada por problemas de multicolinealidad, tanto en el segundo de los casos como en el primero, en el que no cabría esperarlos de igual magnitud.

Por tanto, el problema principal que necesita un tratamiento más cuidadoso es el de la existencia de multicolinealidad en la estimación. En este punto cabría establecer dos tipos de consideraciones. La primera concierne a los datos. Una primera respuesta consistiría en concluir que la información de la que se dispone contiene una variación independiente en las combinaciones factoriales insuficiente para poder derivar inferencias acerca de la productividad marginal de los *inputs*. En otras palabras, aunque las combinaciones factoriales varían en el tiempo y entre países, puede que exista poca variación en un país en concreto y en un momento determinado del tiempo. Este puede ser el caso cuando las propias ampliaciones de plantilla realizadas por administradores y planificadores sanitarios se basan, explícitamente, en coeficientes personal/cama de carácter fijo²⁴. Desgraciadamente, poco puede hacerse para solucionar este problema, a menos que se incorporen a la muestra centros que no estén sometidos a aquel tipo de restricciones (por ejemplo, centros no administrados directamente y concertados). De otro modo, el análisis de la función de producción tendrá, inevitablemente, un valor limitado²⁵.

El segundo conjunto de consideraciones se refiere al método de estimación. Aun en el caso de asumir que uno pueda obtener una muestra que ofrezca variaciones reales en las combinaciones de *inputs*, de modo que el ejercicio pueda ir más allá de una simple forma funcional Cobb-Douglas, permanece aún el problema de la multicolinealidad artificial, que se introduce una vez estimadas la función «translog» a través de métodos uniecuacionales. Si bien la aproximación a la estimación por participaciones es un método sensible para solucionar el problema anterior, como hemos indicado, es un método también muy discutible. Concretamente, reduce las posibilidades de incurrir en mayores problemas de multicolinealidad, pero a cambio de un supuesto adicional poco deseable; esto es, de postular minimización de costes. Si éste no es el caso, y existen muchas razones para suponer que así es en los hospitales públicos, la entera razón de ser del análisis desaparece: ¿por qué debe uno tratar de identificar la ineficiencia en la utilización de los *inputs* si cree ya de entrada que los *inputs* se están utilizando de modo eficiente? Un posible método de superar estas dificultades consistiría en permitir la existencia sistemática de ineficiencia asignativa en las condiciones de primer orden a la hora de derivar las ecuaciones de participación. Schmidt y Lovell (1979) han considerado este factor en un modelo basado

²⁴ El grado de multicolinealidad refleja, naturalmente, el grado de homogeneidad de la muestra. Puede suceder que la causa de que el grado de multicolinealidad sea tan grande que la muestra se haya seleccionado bajo criterios que garanticen la máxima homogeneidad posible, a efectos, sobre todo, de garantizar la comparabilidad del *output* hospitalario.

²⁵ Asimismo, la posibilidad de crear un panel que combinase datos de serie temporal y transversal podría permitir el análisis del componente estocástico y determinista en el análisis de la eficiencia operativa de los centros.

en la función de producción frontera, si bien el sistema de ecuaciones estimadas por otros autores incluía la función de producción y las condiciones de primer orden (en lugar de las ecuaciones de participación). Debiera ser posible, sin embargo, adoptar una aproximación similar con la función translog, estimando únicamente las ecuaciones de participación inexactas.

Referencias

- Barlow, R. (1968): «Review of "Economic Analysis for Health Service Efficiency"», *Economic Journal*, 78, págs. 921-923.
- Birch, S.; Maynard, A., y Walker, A. (1986): «Doctor manpower planning in the United Kingdom: problems arising from myopia in policy making», Discussion Paper, 18 (Centre for Health Economics, University of York).
- Breusch, T. S., y Pagan, A. R. (1979): «A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation», *Econometrica*, 47, págs. 1287-1294.
- Culyer, A. J.; Lavers, R. J., y Williams, A. (1971): «Social indicators: health», *Social Trends*, 2, págs. 21-41.
- Evans, R. G., y Walker, M. D. (1972): «Information theory and the analysis of hospital cost structure», *Canadian Journal of Economics*, 5, págs. 398-418.
- Feldstein, M. S. (1967): *Economic Analysis for Health Service Efficiency: Econometric Studies of the British National Health Service* (North-Holland, Amsterdam).
- Fuchs, V. R. (1969): «Review of Economic Analysis for Health Service Efficiency», *Health Services Research*, 3, págs. 242-50.
- Gray, A.; McGuire, A., y Stuart, P. (1986): «Factor input in NHS hospitals», Discussion Paper, 02/86 (Health Economics Research Unit, University of Aberdeen).
- Gudex, C. (1986): «QALYs and their use by the health service», Discussion Paper, 19 (Centre for Health Economics, University of York).
- Jensen, G. A., y Morrisey, M. A. (1986a): «Medical staff specialty mix and hospital production», *Journal of Health Economics*, 5, págs. 253-76.
- Jensen, G. A., y Morrisey, M. A. (1986b): «The role of physicians in hospital production», *Review of Economics and Statistics*, 68, págs. 432-42.
- Johnston, J. (1984): *Econometric Methods* (McGraw-Hill, Londres).
- Lave, J. R., y Lave, L. B. (1970): «Economic analysis for health service efficiency: a review article», *Applied Economics*, 1, págs. 293-305.
- Lavers, R. J., y Whynes, D. K. (1978): «A production function analysis of English maternity hospitals», *Socioeconomic Planning Sciences*, 12, págs. 85-93.
- López-Casasnovas, G. (1984): «The design of a budget-based contract as a tool for incentive motivation to improve efficiency in the allocation of resources in the health care sector, with special reference to the public hospital sector in Spain», unpublished DPhil dissertation (Department of Economics, University of York).
- Maynard, A. K., y Walker, A. (1977): «Too many doctors?», *Lloyds Bank Review*, 125, págs. 24-36.
- Maynard, A. K., y Walker, A. (1978): «Medical manpower planning in Britain: a critical appraisal», en: *Aspects of Health Services*, A. J. Culyer y K. Wright (eds.) Economic (Martin Robertson, Londres).
- McGuire, A. (1987): «The measurement of hospital efficiency», *Social Science and Medicine*, 24, págs. 719-724.
- McGuire, A., y Westoby, R. (1983): «A production function analysis of acute hospitals», Discussion Paper, 04/83 (Health Economics Research Unit, University of Aberdeen).
- Pauly, M. V. (1980): *Doctors and Their Workshops: Economic Models of Physician Behaviour* (University of Chicago Press, Chicago).
- Reinhardt, U. (1972): «A production function for physician services», *Review of Economics and Statistics*, 54, págs. 55-56.

- Salkever, D. S.; Skinner, E. A.; Steinwachs, D. M., y Katz, H. (1982): «Episodebased efficiency comparisons for physicians and nurse practitioners», *Medical Care*, 20, págs. 143-153.
- Schmidt, P., y Lovell, C. A. N. (1979): «Estimating technical and allocative efficiency relative to stochastic production and cost frontiers», *Journal of Econometrics*, 9, págs. 343-366.
- Steele, R., y Gray, A. M. (1982): «Statistical cost analysis: the hospital case», *Applied Economics*, 14, págs. 491-502.
- Steinwachs, D. M.; Werner, J. P.; Shapiro, S.; Batalder, P.; Colton, K., y Wasserman, F. (1986): «A comparison of the requirements for primary care physicians in HMOs with projections made by GMENAC», *New England Journal of Medicine*, 314 (4), págs. 217-221.
- Tatchell, M. (1983): «Measuring hospital output: a review of the service-mix and case-mix approaches», *Social Science and Medicine*, 17, págs. 871-83.
- Wagstaff, A. (1987b): «Measuring technical efficiency in the National Health Service: a stochastic frontier analysis», Discussion Paper, 30 (Centre for Health Economics, University of York).
- Williams, A. (1985): «The economics of coronary artery bypass grafting», *British Medical Journal*, 291, págs. 326-9.

Abstract

It is often assumed in health care planning that inputs in the health care sector need to be employed in fixed proportions. In reality the input mix in the health care sector has shown considerable flexibility. This raises the issue of the «efficiency» of different factor mixes. One approach to this problem involves the estimation of a production function for health care institutions. This has the advantage that the data do not need to be collected exercise for the specifically. This paper reviews the methodology of the production function approach and examines some of the more important problems that arise when trying to estimate equations that are sufficiently flexible to capture the complexities of the health care production process. It also reports the results of a production function analysis using data from 51 general hospitals owned and operated by the Spanish Ministry of Health (INSALUD).

Recepción del original, diciembre de 1987.

Versión final, marzo de 1988.