

公的医療機関の医療サービス生産における非効率の計量分析 -確率的フロンティア関数を用いた非効率の測定と原因の解明-

Measurement of Inefficiency of Medical Service Production in Public Medical Institutions -Stochastic Frontier Analysis of Technical Efficiency with Panel Data-

06M39414 : 渡邊裕美
Hiromi WATANABE

指導教員 : 樋口洋一郎
Adviser : Yoichiro HIGUCHI

SYNOPSIS

These days two out of three public medical institutions are facing the serious red balance. This thesis supposes there is an inefficiency in such institutions, and clarifies the main factor of inefficiency in public medical institutions by estimating production and technical efficiency of medical service production. These estimates are derived from individual hospital data from 1999 to 2005 with using the panel data stochastic production frontier function. The differences between previous studies and this study are as follows: 1. Mahalanobis' generalized distance of two outputs is adopted as an explained variable, 2. Applying the panel data production frontier function, 3. Taking two-step analysis to find the factors. At the first step, the value of technical efficiency is calculated by time-variant stochastic production frontier model. Results of this step indicate that the value of technical efficiency is decreasing through the period. At the second step, the determinants of technical efficiency are examined by random effects model. Through this research, the quality of hospital, the grant from the country and the prefecture, the old style management prevent the public medical institutions from improving the technical efficiency through that period.

KEY WORDS : 公的医療機関 ・ 技術効率 ・ パネルデータ確率的フロンティア関数
Public Medical Institution, Technical Efficiency, the Panel Data Stochastic Frontier Function

1. 序章

(1) 背景

国公立病院の経営が悪化している。厚生労働省の調査によると、2007年6月単月の収支は平均5,799万円の赤字で、赤字額は2年前の2倍に拡大した(参照:図1)。赤字額が拡大する原因に、救急医療など採算が合いにくい医療を行うことが多いこと、かつ採算の取れない仕事を減らすことが難しいためと考えられている。国公立病院は他の民間病院に比べて高度な医療を担い、地域の拠点病院になっていることが多い。しかし、慢性的に経営難に悩まされ、勤務医の労働時間が過剰で待遇が悪いなどの問題が指摘されている。これらの問題は医師不足の問題まで引き起こしている。また、施設数で医療機関の経営状況をみると、市町村や都道府県が運営する公立病院は全国に約1000施設あり、病院全体の1割強を占めるが、2007年時点で2/3の626病院が赤字になっている。累積欠損金は1兆円を超し、国と地方の社会保障費だけでなく、地方財政も圧迫している。さらに、全国の自治体の公営事業の中では病院事業の赤字額が最も大きく2005年度時点で1,476億円に達している。このような現状により自治体病院の経営のあり方が問題として取り上げられることが増えてきた。

この背景を踏まえて

病院の技術効率値の過去の要因を明らかにすることは、今後、医療費の削減や病院の効率化を促す際に役立つと考えられる。公立病院の役割を考えると赤字の存在自体は問題にはならない。赤字を減らせるのに減らす努力をしていない、どうしたら減らせるか分かっていないことが問題ではないだろうか。(久道(2004)[9]では、「これまでの自治体病院の経営は、総じて経営感覚の欠如とみられても過言ではない」と指摘されている。)赤字削減を求められる環境において、ただひたすら費用の削減を目指すのではなく、病院経営の技術効率値の要因を探り、改善していくことが

求められている。そこで、過去のデータを基に資源を最大限に利用するにはどうしたらよかったか、どれだけ効率的に患者を診療していたか測り(技術効率値を求める)、効率化を妨げる要因を知ることが、今後、医療費の削減や病院経営の効率化を促す際に役立つと考えられる。

(2) 目的

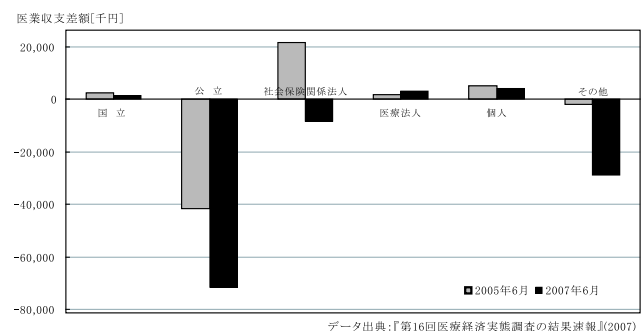
公的医療機関の赤字拡大という厳しい経営状況を踏まえ、対象期間の医療サービスの技術効率値の要因を分析する。本研究では、生産量として「1日平均入院患者数」と「1日平均外来患者数」を用いるが、これら生産物間の関係を取り除くためにマハラノビス距離に変換する。公立病院の個表データを用いて、確率的フロンティア関数を推定し、病院経営の技術効率値の要因を解明する。

2. 既存研究の整理と本研究の特徴

まず公立病院の実態をまとめ、既存研究の整理と問題点のまとめを行い、本研究の特徴を述べる。

(1) 公立病院の実態

日本における医療体制は、戦後の荒廃した医療機関の



データ出典:『第16回医療経済実態調査の結果速報』(2007)

図1 【経営主体別】医療収支差額の変化(2005-2007年)

整備を図るため、公立病院等の公的医療機関を中心に整備が進められてきた。しかし、その後、私的医療機関を医療体制の中心に置こうとする動きが強まり、昭和 37 年には医療法が改正され、公的病院に対する病床規制が実施された。そして、離島や僻地等の不採算地区における医療や高度医療、特殊医療については、公的医療機関が積極的に対処すべきという考えから、昭和 46 年 10 月に社会保険審議会の答申等において公的医療機関の整備を促進するための公費の導入、公的病院に対する病床規制の撤廃が打ち出されたが、国の方針は明確化されなかった。昭和 60 年、医療法の改正において、都道府県ごとに医療計画を策定し、地域における体系だった医療供給体制の整備を図ることにした。このような中で、公立病院は地域の実情に基づき設置・運営されてきたが、厳しい経営が続いたため、昭和 49 年以来、経営健全化措置が行われている。近年の経営をめぐる環境は、厳しい医療保険財政を背景に医療保険制度、医療提供体制等の改革が進められていること、国や地方の財政が極めて厳しい状況であることから、健全経営のために一層の取り組みが求められている。病院数で公立病院の実態を見てみると、現在、統合や診療所化、民間移譲等による影響で公立病院数は減少傾向にある。一般病院のうち「大規模病院」が占める割合は全体の 33 % であり、地域における基幹病院・中幹病院として高度の医療設備を備え、医療水準の向上等に重要な役割を果たしている。また、当該市町村に他の一般病院が所在しない等の条件下にある「不採算地区」には病院の 23.4 % に当たる 219 病院が存在し、民間病院による診療が期待出来ない離島・山間地等の僻地における医療の確保のために重要な役割を果たしている。さらに、救急医療の分野においても、公立病院全体の 83.3 % に当たる 818 病院が救急病院として告示を受ける等、重要な役割を担っている。

(2) 既存研究の整理と問題点

病院経営の赤字を取り上げている既存研究には、被説明変数に費用を用いるもの（費用関数）と患者数を用いるもの（生産関数）がある。本研究は被説明変数に患者数を用いるので、被説明変数に患者数を用いた既存研究を整理した。

● 中山 (2004) [8]

日本における公立病院の技術効率値を 2002 年度データを用いて包絡分析法により測定している。その結果、規模に関して収穫一定モデルでは 86 %、投入指向型規模に関して収穫一定モデルでは 90 %、産出指向型規模に関して収穫可変モデルでは 88 % という技術効率値の平均値が明らかになった。また、第 2 分析でトービットモデルを推定することで、補助金の割合が高くなるほど非効率である、という結果を得た。

● Yoshikawa et al.(1996)[13]

日本における公立病院と民間病院を対象とした包絡分析法により技術効率値を測定し、公立病院と民間病院の効率値を比較している。その結果、公立病院の方が民間病院よりも技術効率的であることが分かった。さらに、第 2 分析でトービットモデルを推定することで、規模が大きい病院の方が技術効率的であること、競争的市場にある病院ほど技術効率的でないことを明らかにした。

● 政策効果分析レポート No.16(2003)[7]

日本における公立病院と民間病院を対象とした確率的フロンティア関数を推定した。公立病院ダミー変数を推定式に

含めることで、民間病院の方が公立病院よりも 37.9 % 技術効率的であることを明らかにした。

● 青木・漆 (1994)[1]

日本における公立病院と民間病院を対象として包絡分析法により公立病院と民間病院、各々の技術効率値を測定した。その結果、病院の規模が大きいほど、公立病院の方が私立病院よりも技術効率的であることが明らかになった。

● Gerdtham et al.(1999)[10]

スウェーデンの County Councils を対象として複数生産物に対応した生産確率的フロンティア関数を用いて非効率率値の変化（新制度の導入前後の変化）を観察した。この研究では、第 1 分析において被説明変数に 3 種類の生産物を用い、ユークリッド距離を用いることで複数生産物に対応した。確率的フロンティア関数を推定することで非効率率値を算出している。さらに、第 2 分析において線形回帰により 70 歳以上の人口が多いほど効率的であることを示した。

既存研究の問題点

既存研究の問題点は以下の 4 点に集約される。

- 日本における研究はクロスセクションのみしかない。
- 日本における研究では複数生産物を扱った研究がない。（海外の既存研究では生産物間の相関を考慮していない）
- 確率的フロンティア関数を推定した後に技術効率値の要因を探る研究がない。
- 分布型に関する考察まで行っていない。

(3) 本研究の特徴

対象期間を増やしパネル分析を行うことで、より多くの情報を含んだ推定値を求めることが出来る。さらに、クロスセクションモデルにおいて生じる欠点を補うことが出来る。また、確率的フロンティア関数を用いることで、推定値の検定を行うことが可能になり、よりの確な効率値の要因を探ることが出来る。本研究では確率的フロンティアモデルの分布型に関する考察を行うこと、相関を考慮した複数の生産物を用いることで、既存研究よりも、病院経営の技術効率の要因をより深く解明することが可能になる。

3. 分析方法

分析手順

1. 確率的フロンティア関数の推定
2. 技術効率値の算出
3. 技術効率値の線形回帰
4. 技術効率値の要因分析

(1) 確率的フロンティア関数の推定

パネル型フロンティアモデル

期間を通じた各生産者の行動を知ることが出来るモデル。クロスセクション型フロンティアモデルよりも多くの情報を含んだ推定が可能になる。Schmid et al.(1984)[12] はクロスセクション型フロンティアモデルの 3 つの以下の欠点を指摘している。

1. 分布仮定の最尤推定値の頑健性に関する議論が少ない。
2. 最尤推定を用いる時は、技術効率値の誤差項と変数は独立でなければいけないが、技術効率値と生産者が選んだ投入変数は相関があると考えられる。
3. 推定値が一致推定量にならない。

しかし、Kumbhakar et al.(2000)[11]によると、これらの欠点はパネルデータを用いる事で解決される。生産要素と産出物の間の関係を表す関数で最も有名なものが、「コブ・ダグラス型生産関数」である。コブ・ダグラス型生産関数を用いると生産関数は式 1 で表される。

$$f(x_{it}, \beta) = \alpha_0 \zeta_{1t}^{\beta_1} \zeta_{2t}^{\beta_2} \dots \zeta_{5t}^{\beta_5} \zeta_{6t}^{\beta_6} D_{7t}^{\beta_7} \dots D_{9t}^{\beta_9} e^{(v_{it} - u_{it})} \quad (1)$$

各病院が生産する量 y_{it} は、各病院が実現可能な最大生産量よりも少なくなっていると仮定すると、生産関数は $y_{it} = f(x_{it}, \beta) E_{it}$ と表される。 E_{it} は技術効率値を表し、 $(0, 1]$ の値を取る。 $E_{it} = 1$ のとき、 $y_{it} = f(x_{it}, \beta)$ が成立し、その病院は投入量 x_{it} に対して最大量を実現している。生産量にランダムショック $\exp(v_{it})$ の影響を考慮すると式 (1) は次のように直せる。

$$y_{it} = f(x_{it}, \beta) E_{it} \exp(v_{it}) \quad (2)$$

さらに、式 (2) の両辺の対数を取ると、次の式になる。

$$\ln(y_{it}) = \ln f(x_{it}, \beta) + \ln(E_{it}) + v_{it} \quad (3)$$

k 個の投入量があると仮定して、

$$u_{it} = -\ln E_{it} \quad (4)$$

とすると式 (3) は以下の式で表される。

$$\ln(y_{it}) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln(x_{jit}) + \sum_{j=k+1}^l \beta_j \text{Dummy}_j + v_{it} - u_{it} \quad (5)$$

where, v_{it} : 誤差項, $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$,
 $u_{it} \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2)$: 切断正規分布

ここで最も知りたい確率変数は u_{it} である。データは対数を取っているの、 u_{it} は特定の観測値がフロンティアに届かない度合いを 100 分率で表している。(参照：図 2) として、 u_{it} の形によってパネルデータを用いた技術効率値は「時間不変モデル」と「時変モデル」に分けられる。

時間不変モデル

技術効率値が生産者間では変わるが、時間を通しては変わらないモデル。このとき u_{it} は以下の式が成立する。しかし、技術効率値は時間と共に変化するので、この推定方法は一般的でない。

$$\begin{aligned} u_i &\geq 0, \\ u_{it} &= u_i, \\ u_i &\sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2) : \text{切断正規分布} \end{aligned}$$

時変モデル

技術効率値が生産者間でも、時間を通して変わるモデル。このとき u_{it} は以下の式が成立する。

$$\begin{aligned} u_i &\geq 0, \\ u_{it} &= \exp[-\eta(t - T)] u_i, \\ u_i &\sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2) : \text{切断正規分布} \end{aligned}$$

$\eta > 0$ の時、 u_{it} は時間とともに増加し技術効率値は時間

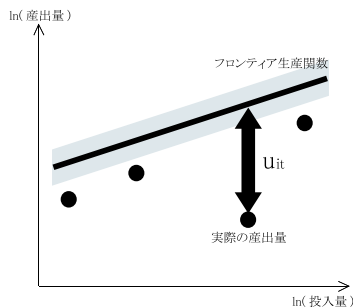


図 2 u_{it} とフロンティア生産関数の関係

とともに減少する。 $t = T$ は最終年を表しており (今回は 2005 年)、基準年とする。 $\eta = 0$ の時、時変モデルは時間不変モデルになる。(参照：図 3) 本研究では、時間不変モデルと時変モデルを同時に推定出来る時変モデルでの推定を行う。

最尤法

ここで、確率密度関数は次の式で表される。

$$\begin{aligned} f(\varepsilon_i) &= \int_0^\infty f(\varepsilon_i, u_i) du_i \\ &= \int_0^\infty \prod_t f(\varepsilon_{it} - u_{it}) f(u_i) du_i \\ &= \frac{2}{(2\pi)^{(T+1)/2} \sigma_v^T \sigma_u} \int_0^\infty \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\sum_t (\varepsilon_{it} - u_{it})^2}{\sigma_v^2} + \frac{u_i^2}{\sigma_u^2} \right] \right\} du_i \\ &= \frac{2\tilde{\sigma} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \tilde{a}_i \right\}}{(2\pi)^{T/2} \sigma_v^T \sigma_u} \int_0^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}\tilde{\sigma}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\tilde{\sigma}^2} (u_i - \tilde{\mu}_i)^2 \right\} du_i \end{aligned} \quad (6)$$

$$\text{where, } \tilde{\mu}_i = \frac{\sigma_v^2 \sum_t (\eta_t \varepsilon_{it})}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t \eta_t^2},$$

$$\tilde{\sigma}^2 = \frac{\sigma_v^2 \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t \eta_t^2},$$

$$\tilde{a}_i = \frac{1}{\sigma_v^2} \left[\sum_t \varepsilon_{it}^2 - \frac{\sigma_u^2 (\sum_t \eta_t \varepsilon_{it})^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t \eta_t^2} \right],$$

$$\eta_t = \exp[-\eta(t - 2005)],$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it},$$

$$1 - \Phi \left(-\frac{\tilde{\mu}_i}{\tilde{\sigma}} \right) = \int_0^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}\tilde{\sigma}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\tilde{\sigma}^2} (u_i - \tilde{\mu}_i)^2 \right\} du_i$$

次の対数尤度関数が最大となる $\beta, \mu, \eta, \sigma_u^2, \sigma_v^2$ を求める。

$$\ln L = \text{const.} - \frac{1}{2} \ln \tilde{\sigma}^2 - \frac{1}{2} \sum_i \tilde{a}_i - \frac{IT}{2} \ln \sigma_v^2 - \frac{1}{2} \ln \sigma_u^2 + \sum_i \ln \left[1 - \Phi \left(-\frac{\tilde{\mu}_i}{\tilde{\sigma}} \right) \right] \quad (7)$$

分布特定化の検討

この推定方法は最尤法を用いて行う。最尤法では予め分布型を仮定しているの、仮定した分布型に従っているかどうか確認する必要がある。そこで、推定した関数の分布、 v_{it} 、 u_i が次の分布に従うかどうか検討する。

$$\begin{aligned} v_{it} &\sim iidN(0, \sigma_v^2), \\ u_i &\sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2) : \text{切断正規分布} \end{aligned}$$

(2) 技術効率値の算出

そして、切断正規分布に従う u_{it} の平均値 \hat{u}_i を算出する。

$$\hat{u}_i = E(u_i | \varepsilon_i) = \tilde{\mu}_i + \tilde{\sigma} \left\{ \frac{\phi(-\tilde{\mu}_i/\tilde{\sigma})}{1 - \Phi(-\tilde{\mu}_i/\tilde{\sigma})} \right\} \quad (8)$$

$\phi()$: 標準正規密度関数, $\Phi()$: 累積分布関数

次に、算出された η を用いて「 $H_o: \eta = 0$: 時間不変モデル」の検定を行い、以下の式を用いて u_{it} の拡張を行う。

$$u_{it} = \exp[-\eta(t - 2005)] \hat{u}_i \quad (9)$$

最後に、式 (4) から導出された $E_{it} = \exp(-u_{it})$ より技術

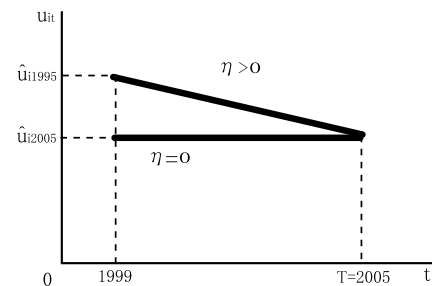


図 3 u_{it} と時間 t の関係

効率値を算出する。

(3) 技術効率値の線形回帰

技術効率値 E_{it} を被説明変数としてパネル推定を行う。

$$E_{it} = \gamma_0 + \sum_{k=1}^m \gamma_k z_{it} + \gamma_{m+1} I_i + \gamma_{m+2} H_t + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

I_i : 個別効果, H_t : 期間効果

(4) 複数の産出物への対応

本研究では、「1 日平均入院患者数」と「1 日平均外来患者数」を生産物とするので、マハラノビス距離と呼ばれる 2 変数の相関を取り除いた産出量を式 11 から算出する。

$$y_{it12} = \sqrt{y'_{it12} \Sigma^{-1} y_{it12}} \tag{11}$$

Σ : 共分散行列,
 $y_{it12} = \begin{pmatrix} y_{it1} - \bar{y}_1 \\ y_{it2} - \bar{y}_2 \end{pmatrix}$,

y_{it1} : 1 日平均入院患者数, \bar{y}_1 : 1 日平均入院患者数平均値,

y_{it2} : 1 日平均外来患者数, \bar{y}_2 : 1 日平均外来患者数平均値

4. 分析データ

(1) 使用変数

< 第 1 分析 >

被説明変数: $F(1 \text{ 日平均入院} \cdot \text{外来患者数})/\text{医師数}$

生産変数:

労働を表す変数

(正看護師数 + 准看護師数)/医師数, 医療技術員数/医師数

,

事務職員数/医師数, その他職員数/医師数

資本を表す変数

病床数/医師数, 設備費用/医師数

その他

都道府県ダミー, 病院区分ダミー, 時代ダミー

< 第 2 分析 >

被説明変数: 技術効率値

説明変数:

医療サービスの質を表す変数

患者 100 人当りの検査件数, 救急病院告示の有無ダミー,

看護の基準 (手厚いほど小さい値), 平均在院日数

その他

病院の立地条件ダミー, 病院事業開始後年数,

他会計繰入金対経常収益比率

(国庫補助金 + 都道府県補助金 + 他会計補助金 + 他会計負担金)/経常利益 (損失))

< 説明変数に関する仮説 >

中山 (2004) [8] で取り上げられた以下の仮説を検証する。

「医療サービスの質を表す変数」は質のよい医療サービスを提供する病院ほど、1 人当たりにかかるサービスが多くなり技術効率値が悪くなると考えられる。「看護の基準」の係数は正の値、その他の係数は負の値をとると予想される。

公立病院は公営企業であり、私立病院では立地しない場所に立地することがある。この場合、技術効率値が悪くなる考えられる。「病院の立地条件ダミー変数」の係数は負の値をとると予想される。

病院経営の経験値として「病院事業開始後年数」を入れる。診療活動や病院経営に関する学習作用が働くと、年数が長いほど効率的な活動を行っていると考えられるので、係数は正の値をとると予想される。この変数は、中山 (2004) では用いられていない。

補助金の割合を表す指標として「他会計繰入金対経常収益比率」を入れる。補助金をもらった経営が出来ることから、効率的な病院経営に対する意識が低くなり経営の効率

を考えないため係数は負の値をとると予想される。

(2) データの出典と対象期間

・出典: 『地方公営企業年鑑・病院』(総務省自治財政局)

・対象期間: 1999 - 2005 年

(3) 使用データの加工

データの加工を進めるにあたり、以下の点に注意をした。

- ・病院名が対象期間の間で変化しても同じ病院とする。
- ・補助金に関する欠損値データはゼロと置き換えた。
- ・複数の産出物への対応: 本研究では、「1 日平均入院患者数」と「1 日平均外来患者数」を生産物として捉えるので、2 変数の相関を取り除いたマハラノビス距離を用いる。この考え方は、「1 日平均入院患者数」と「1 日平均外来患者数」の間には正の相関 (+0.8708) があるためこの相関を考慮して基準化した変数を作成するものである。

5. 推定結果

(1) フロンティア関数の推定結果

本研究では、このマハラノビス距離を用いて推定を行う。マハラノビス距離と「1 日平均入院患者数」・「1 日平均外来患者数」の相関はそれぞれ 0.9464 と 0.8228 であり十分に高い値でありこの距離を用いることに問題はないと考えられる。他に、複数生産物の生産量 (multi-output) として「1 日平均入院患者数 + 1 日平均外来患者数」や「ユークリッドノルム」を用いることが考えられる。これらの値とマハラノビス距離には正の相関 (+0.4216, +0.8710) がある。本研究ではマハラノビス距離を用いる。

第 1 分析の結果、「都道府県ダミー変数」から、各都道府県ごとの医療政策等が患者数に対して与える影響が異なることが分かった。「時代ダミー変数」から時代とともに u_{it} が大きくなっていることが分かった。

分布特定化の検討

v_{it} と u_i が $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ と $u_i \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2)$: 切断正規分布に従うか検討する。しかし、分布特定化の検定に関する既存研究が存在しないうえに、フロンティア関数の推定までしか行われていない。そこで、分布型の確認を行うために、歪度と尖度を求める。何故なら、求めた尖度・歪度が正規分布の場合は「歪度 0・尖度 3」から、今回の切断正規分布では「歪度 0.0853・尖度 3.3616」からどの程度かけ離れているかにより、確率分布のおよその形を捉えることが出来るからである。そして、推定した \hat{y} と尖度と歪度の図を描き一定かどうか確認する。推定した \hat{y} の各四分位区間 (第 1 四分位区間: $\hat{y} \leq -1.382714$, 第

表 1 第 1 分析結果【被説明変数: マハラノビス距離】

観測値数=5579 グループ数=901 対数尤度=-2070.9253		
変数	係数	
(正看護師数 + 准看護師数)/医師数	-0.244	***
医療技術員数/医師数	0.230	***
事務職員数/医師数	0.421	***
その他職員数/医師数	-0.016	
病床数/医師数	0.659	***
設備費用/医師数	-0.015	
結核病院	-0.166	
精神科病院	0.874	***
定数	-1.586	***
μ	2.015	***
η	-0.024	***
σ_v^2	0.618	
σ_u^2	0.066	

***: 1 %有意, **: 5 %有意, *: 10 %有意

2 四分位区間： $-1.382714 < \hat{y} \leq -0.9723634$, 第 3 四分位区間： $-0.9723634 < \hat{y} \leq -0.4091247$, 第 4 四分位区間： $-0.4091247 < \hat{y}$ での残差 v_{it} と u_i の尖度と歪度の関係を図 4 に示した。図 4 より残差 v_{it} の尖度が基準値から大きく乖離した値になっていることが分かった。これは、 v_{it} の分布型が裾が厚い分布型をしていることを表している。また、 u_i は生産量が多い方がより左右対称な分布形に近づくこと、正規分布に比べて裾が厚い分布型をしていることが分かった。これら歪度と尖度が一定か否か検定を行う必要があるが、確認する方法が現在のところ確立されていない。他の分布型を仮定すること、最尤法以外の方法で推定する等、この分野の研究が進められていく必要があるだろう。

(2) 技術効率値の算出結果

第 1 分析結果により、次第に技術効率値の分散が大きくなったことが分かった。(参照:図 6) 次第に、効率のよい病院が効率の悪い病院に引っ張られていたことが分かった。また、対象期間を通して、図 8 から平均値がほぼ一定であることが分かる。そして、次第に技術効率値が 1(フロンティア) から遠ざかっていることが分かる。しかし、分布の型が釣鐘型をしていることから、「 u_i が切断正規分布」であるかどうかは疑わしく、切断正規分布以外の分布型を当てはめることで、より正確な結果を算出出来るかもしれない。しかし、他の分布型を当てはめた推定に関する既存研究等がないので他の分布型を当てはめることは難しい。

対象期間における推移を見るために、技術効率値のグラフを作成した(参照:図 7)。これらの図によると、技術効率値が病院区分に関係なく悪化していることが分かった。

(3) 技術効率値の線形回帰結果

ハウスマン検定により、個別効果と説明変数の相関がないことが分かり、ランダム効果モデルを用いた。

(4) 技術効率値の要因分析

仮説と異なる符号が出たのは「救急病院の告示の有無ダミー変数」、「平均在院日数」、「不採算地区病院ダミー」、「病院事業開始後年数」だった。

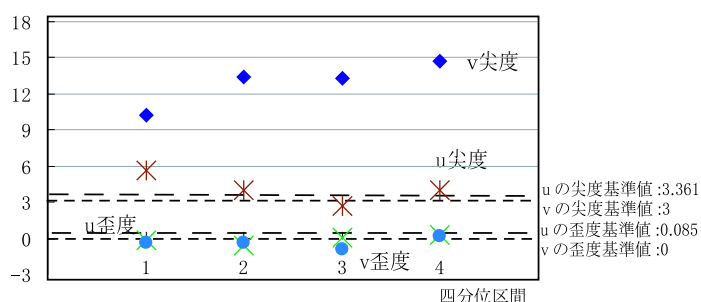


図 4 残差 $v_{it} \cdot u_i$ の歪度と尖度

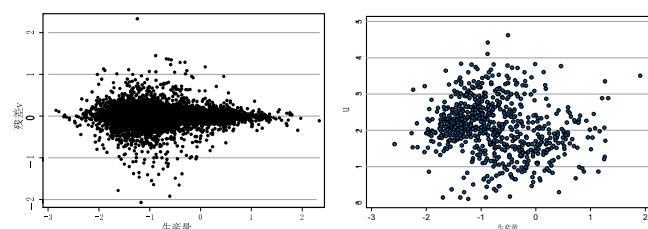


図 5 残差 $v_{it} \cdot u_i$ と生産量

「救急病院の告示の有無ダミー変数」の係数が正の値になったことは、救急病院の告示を行う方が、効率的であることを表す。分析結果が仮説と異なった原因として本研究では患者数を被説明変数として扱うため、救急病院の告示を行う方が、患者が集まってくるためと考えられる。

「平均在院日数」の係数が正の値になったことは、入院日数が長くなる程、効率的になることを意味する。分析結果が仮説と異なった原因として本研究では患者数を被説明変数として扱うために、入院日数が長くなるほど新たに入院出来る患者数の数が減少することが考えられる。

「不採算地区病院ダミー」の係数が有意にならなかった。これは、不採算地区に存在する病院であるということが、病院経営の効率を妨げないことを表す。不採算地区病院は全公立病院のうち 22.3 %を占めている(2006 年現在)。不採算地区病院であることが技術効率値に影響を与えず、「補助金の割合」が高いほど技術効率値にマイナスの影響を与えることより、病院経営の技術効率値に公立病院であることが与える影響は小さいと考えられる。

「病院事業開始後年数」の係数が負の値になったことは、古くから続く病院は経営体質を変えにくいことに原因があると考えられる。その原因として、設備費用が高額で最新の設備を導入することが難しいことや、経営方針そのものを変化させることが難しいことが考えられる。

その他の変数は仮定通りの結果になることが示された。これらの結果より、医療サービスの質の高さや補助金を受けていることが効率を妨げていたことが分かった。さらに、経営体質の変化が難しいこともまた非効率の原因となっていたことが示された。

また、第 2 分析で用いた説明変数の 1999 年から 2005 年の推移は図 9 のようになっており、「他会計繰入金対経常

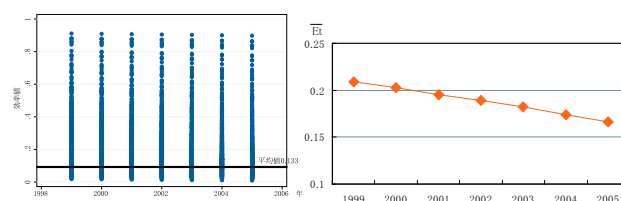


図 6 技術効率値の推移

図 7 技術効率値の平均値推移

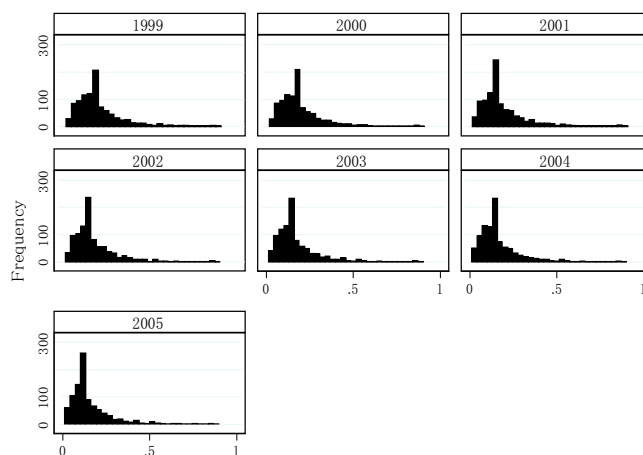


図 8 技術効率値の散布図 (1999-2005 年)

収益比率」の変化が最も大きいことが分かる。そこで、変数「他会計繰入金対経常収益比率」を除いた分析を行ってみたが第2分析結果に変化は見られなかった。

6．結論と今後の課題

(1) 結論

本研究では、公的医療機関の赤字拡大という現状を踏まえ、対象期間において病院では資源を最大限に利用していない経営が行われていたと仮定した。そして、『地方公営企業年鑑』の1999年から2005年のデータを用いてパネル型確率的フロンティア関数を推定して各病院の技術効率値を算出することで効率的な病院経営を妨げる要因を明らかにした。日本の病院を対象とした既存研究では行われていない、パネル型確率的フロンティア関数を用いること、複数の生産物間の相関を考慮したマハラノビス距離を用いることで技術効率値の要因を明らかにした。

その結果、検査件数が多いほど、看護師の患者に対する割合が高いほど、病院事業開始後年数が高いほど、補助金の割合が高いほど、効率的でなかったことが分かった。そして、救急病院の告示を行うこと、平均在院日数が高いほど効率的な経営を妨げていたことが分かった。さらに、経営体制の変化が難しいこともまた技術効率値を下げる要因になっていたことが示された。

本研究を通して得られた結果は、日本の公的医療機関を対象とした既存研究、中山(2004)[8]と異なった。有意になった推定値は一致したが、中山(2004)[8]では患者100人当りの検査件数や救急病院告示の有無ダミー変数と平均在院日数が有意な値になっていなかった。本研究では、パネル型確率的フロンティア関数を用いたこと、複数の生産物間の相関を考慮した変数を用いたことでより正確な効率的な病院経営を妨げる要因を解明した。

表2 第2分析結果【被説明変数：技術効率値】

観測値数=4023
グループ数=928
R-sq: within=0.4328,between=0.0297,overall=0.0525

変数	係数	
患者100人当りの検査件数	-0.034	***
救急病院の告示の有無	0.045	***
看護の基準	0.061	***
平均在院日数	0.095	***
不採算地区病院ダミー	0.007	
病院事業開始後年数	-0.400	***
他会計繰入金対経常収益比率	-0.006	***
定数	-0.552	***
σ_u	0.559	
σ_e	0.081	
ρ	0.980	

***: 1%有意, **: 5%有意, *: 10%有意

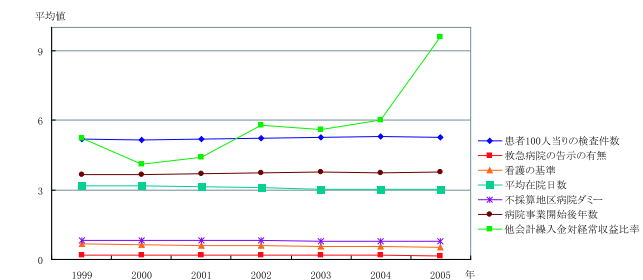


図9 説明変数の平均値の推移

(2) 今後の課題

以下の4点が今後の課題として挙げられる。

分析方法に関して

- 確率的フロンティア関数を推定する際に、分布の特定化の再考を行う必要がある。本分析では、「 v_{it} が正規分布」、「 u_i が切断正規分布」という仮定を基に推定を行ったが他の分布型を当てはめることで、より正確な結果を算出出来るかもしれない。今後、より裾野が厚い分布型を仮定する等、考えていく必要があるだろう。また、今回は歪度と尖度から考察を行ったが検定方法等も確立されていない。他の分布型を仮定すること、最尤法以外の方法で推定する等、この分野の研究が進められていく必要があるだろう。

- 規模の経済を誤って測ってしまう可能性がある。本研究では、医療サービス生産量を患者数のみで測定した。病院ごとに診療密度(病院の平均費用/患者数の割合)に大きな差異が存在すると、規模の経済が存在していても、観察されなくなる可能性がある。医療サービス生産量を患者数のみで測定した場合、病院ごとに診療密度に大きな差異があるとすると、規模の経済が存在していても観察されなくなる可能性がある。規模の不経済が存在するとの誤った結果が得られてしまう可能性がある。

分析データに関して

- より正確な医療施設の技術効率値を測定するためには、ケースミックスや医療の質を調整する必要がある。サービス内容や患者特性を調整しないと、高度な医療を提供している病院では、そうでない病院よりも多くの人的生産要素や物的生産要素を投入しているため、効率的でないという結果が得られてしまう。このような変化も捉えた分析を進めていく必要があるだろう。

- 医療の供給体制を考慮した分析データやモデル、地域の特徴をより詳細に考慮した分析を行う事でより正確な技術効率値の要因を明らかにすることが出来るかもしれない。

参考文献

[1] 青木研・漆博雄(1994)『Data Envelopment Analysis と公私病院の技術的効率性』上智大学経済論集 pp.56-73.

[2] 井手上紘子(2002)『公的医療機関における医療サービス生産の計量分析』東京工業大学 社会学専攻 修士論文

[3] 漆博雄(2004)『医療経済学』東京大学出版会

[4] 厚生労働省(2005)『医療施設調査』

[5] 厚生労働省(2007)『第16回医療経済実態調査の結果速報』

[6] 総務省自治財政局(1999-2005)『地方公営企業年鑑』

[7] 内閣府政策統括官・政策効果分析レポート No.16(2003)『医療・介護・保険等における規制改革の経済効果-株式会社の参入に関する検討のための試算-』

[8] 中山徳良(2004)「自治体病院の技術効率性と補助金」『医療と社会』Vol.14, No3, pp.69-78.

[9] 久道茂(2004)『病院経営とはじめ』医学書院

[10] Gerdtham, Ulf-G., Lothgren, M., Tambour, M. and Rehnberg, C.(1999), “Internal markets and health care efficiency: a multiple-output stochastic frontier analysis”, Health Economics, Vo.8, pp.151-164.

[11] Kumbhakar, S. C. and Lovell, C. A.(2000), “Stochastic Frontier Analysis”, CAMBRIDGE

[12] Schmid, P. and Sickles, R. C.(1984), “Production Frontiers and Panel Data”, Journal of Business and Economic Statistics 2:4(October), pp.367-374.

[13] Yoshikawa, A, Bhattarya, J. and Vogt, W. B.(1996), “Technical Inefficiency of Hospitals”, Health Economics of Japan, University of Tokyo Press, pp.145-165.