

自治体病院の効率性分析

— Translog型費用関数およびDEAによるアプローチ —

谷川 佳澄*

1. はじめに

現在、全国の病院の7割以上が赤字経営に苦しんでいる。地方自治体が運営する公立病院、¹⁾平成16年から独立法人化された国立病院・療養所は特に赤字が著しい。公立病院は高度・特殊な医療を提供することが目的であり、政策医療すなわち不採算でも必要な医療分野を抱えている。しかし都道府県、市町村などの地方自治体は財政状況から公立病院の赤字が重荷となっている。独立法人化された国立病院・療養所は、公立病院と同様に高度先進医療の担い手である一方で、伝染病などの療養所整備や無病院地域の解消などの役割もある。しかし同じ経営手段で両者を運営してきた結果、両方とも赤字がかさみ、高度先進病院のみを残し一般病院や療養所については自治体や民間に移譲、閉鎖などが行われている。そして病院を中心とする医療施設は、営利目的でないものも多く、費用最小化を行っていない可能性がある。そのため、このような生産の非効率を改善するために生産性の向上や効率的経営が必要とされている。

特に自治体病院では赤字病院の割合が8割以上とその割合が非常に高い。この医業損益の赤字を埋めるため地方自治体が一般会計から補填をする。2003年度に1自治体病院当たり投入された補助金は、県立病院は1482百万円、指定都市立病院は1947百万円、市立病院は717百万円、町村立病院は195百万円、組合病院は480百万円であった。医業収入100に対する補助金比率は県立病院24.4%、指定都市立病院22%、市立病院9.3%、町村立病院13.4%、組合病院9.1%に上る。このような状況の中では自治体病院の効率化が必要なことが明らかである。

地方公営企業の非効率性の研究によれば、地方公営企業の費用関数の推定結果から補助金が費用を高める効果が指摘されている。²⁾また、中山(2004)は経営の非効率性と補助金の関係について分析をし、補助金の増加が病院経営の非効率性を高める関係を実証している。したがって本稿では自治体病院の赤字・非効率性に着目し、その要因を病院の費用構造に関する情報及び補助金との関係に基づいて明らかにすることを目的とする。そのためにまず本稿ではクロスセクションデータを用いて病院の費用構造を表す費用関数を推計する。そして費用関数を推計したのち、包絡分析法(DEA)によって技術非効率性の計測をする。さらにこの計測された技術非効率性を使用して、補助金を含めたその要因を調べるために要因分析を行う。

2. 基本モデル

(1) Translog型費用関数

病院は入院サービスと外来サービスという2つのサービスを提供していると仮定する。また、可変的生産要素として中間財投入と労働投入を想定する。以上のことをもとに短期可変費用関数はTranslog型費用関数を用いて次のように定義する。

$$\begin{aligned} \log C_t = & A_0 + \sum_{i=1}^2 A_i \log y_i + \sum_{j=1}^2 B_j \log w_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 A_{ij} \log y_i \log y_j \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 B_{ij} \log w_i \log w_j + \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 D_{ij} \log y_i \log w_j + G_k \log BEDS \\ & + G_{kk} (\log BEDS)^2 + \sum_{i=1}^2 H_i \log y_i \log BEDS + \sum_{j=1}^2 L_j \log w_j \log BEDS \\ & + e \end{aligned} \quad (1)$$

ここで Y_i は産出量、 w_j は投入要素の価格、 $BEDS$ は病床数を表す。費用関数を計測するにあたり、

*青森公立大学大学院研究生

パラメータ A_{ij} ならびに B_{ij} に対称性制約を課す。また病院の可変費用が投入要素価格に対して1次同次であると仮定する。1次同次性の仮定により、次の制約条件が課せられる。

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^2 B_i &= 1 \\ \sum_{j=1}^2 D_{ij} &= \sum_{i=1}^2 B_{ij} = \sum_{i=1}^2 L_i = \sum_{j=1}^2 B_{ij} = 0 \end{aligned} \quad (2)$$

シェファードのレンマより、費用関数を要素価格で微分することでコストシェア方程式を得ることができる。

$$\begin{aligned} M_i &= \frac{\partial \log C_v}{\partial \log w_j} = \frac{\partial C_v}{\partial w_j} \frac{w_j}{C_v} = \frac{w_j x_j}{C} = B_j \\ &+ \sum_{i=1}^2 B_{ij} \log w_i + \sum_{i=1}^2 D_{ij} \log y_i + L_j \log BEDS \end{aligned} \quad (3)$$

x_j とは可変的生産要素 j の投入量である。各生産要素のコストシェア M_j の総計は、定義上1に等しいので、1本のコストシェア方程式しか独立ではない。Cowing and Holtmann (1983)、Vita (1990)ならびに漆・中西 (1994)と同様に、本稿も(1)式と(3)式で表される中間財投入に対応する方程式を除外した1本のコストシェア方程式の計2本を同時推計する。

費用関数の推定および技術効率性の計測に用いたデータは、2003年度の総務省自治財務局編『地方公営企業年鑑 第51集』から得ている。費用関数の推定において本稿では、自治体病院の2つの産出物として1日平均入院患者数と1日平均外来患者数を使用した。また『地方公営企業年鑑』を利用して、雇用者総数ならびに平均賃金と中間財投入に対する支出額を算出した。さらに固定的投入要素として「病床数」を利用した。

病院の産出物については、病院の取り扱っている患者の重篤度など患者の特性をコントロールすることが必要である。しかし、『地方公営企業年鑑』ではそのようなデータを得ることはできない。そこで、本稿では1病床も結核病床、精神病床、伝染病床を持っていない病院、つまり一般病床のみを持っている病院を選びこのことをできるだけ考慮した。また技術効率性の計

測を行うために、投入に1つでもゼロがある病院は除いてある。これによって、本稿で推定に用いた標本の大きさは378となった。

(2) 包絡分析法 (Data Envelopment Analysis:DEA)³⁾

本稿では技術効率性を計測するためにDEAを使用する。計測は規模に関して収穫一定 (CRS) モデル、投入指向型規模に関して収穫可変モデル (VRS)、産出指向型規模に関して収穫可変モデルを用いる。

ここで自治体病院は K 個の生産要素を投入し、 M 個の生産物を産出していると仮定する。第 i 番目の自治体病院の投入ベクトルを x_i 、産出ベクトルを y_i とする。 x_i の次元は $K \times 1$ であり、 y_i の次元は $M \times 1$ である。標本として用いた自治体病院数を N とすると、全病院の投入ベクトルは投入行列 $X(K \times N)$ 、産出ベクトルは産出行列 $Y(M \times N)$ である。このとき投入指向型CRSモデルは、

$$\begin{aligned} \min \quad & \theta^I_{CRS} \\ \text{s.t.} \quad & -y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & \theta^I_{CRS} x_i - X\lambda \geq 0 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

で表される。ここで λ は非負のベクトルである。また、 θ^I_{CRS} はスカラーであり、 $\theta^I_{CRS} \leq 1$ となる。また投入指向型VRSモデルは、投入指向型CRS

モデルに $\sum_i^n \lambda_i = 1$ を加えて、

$$\begin{aligned} \min \quad & \theta^I_{VRS} \\ \text{s.t.} \quad & -y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & \theta^I_{VRS} x_i - X\lambda \geq 0 \\ & \sum_i^n \lambda_i = 1 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

となる。 θ^I_{VRS} はスカラーであり、 $\theta^I_{VRS} \leq 1$ である。一方、産出指向型CRSモデルは、

$$\begin{aligned} \max \quad & \theta^O_{CRS} \\ \text{s.t.} \quad & -\theta^O_{CRS} y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & x_i - X\lambda \geq 0 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (6)$$

と表される。 θ^O_{CRS} はスカラーであり、 $\theta^O_{CRS} \geq 1$

となる。また、産出指向型VRSモデルは、産出指向型CRSモデルに $\sum_i^n \lambda_i = 1$ を加えて、

$$\begin{aligned} \max \quad & \theta^{o_{VRS}} \\ \text{s.t.} \quad & -\theta^{o_{VRS}} y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & x_j - X\lambda \geq 0 \\ & \sum_i^n \lambda_i = 1 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (7)$$

となる。 $\theta^{o_{VRS}}$ はスカラーであり、 $\theta^{o_{VRS}} \geq 1$ となる。 θ は効率性を表し、投入指向型モデルでは $\theta = 1$ であれば技術効率的であり、 $\theta < 1$ であればあるほど技術非効率的である。産出指向型モデルでは $\theta = 1$ であれば技術効率的であり、 $\theta > 1$ であればあるほど技術非効率的となる。⁴⁾

DEAによる技術効率性の計測に用いたデータは、費用関数の推定と同様に自治体病院の2つの産出物として1日平均入院患者数と1日平均外来患者数を使用している。投入には病床数、事務職員、医師、看護師、准看護師、その他職員、投薬・注射の7変数を採用した。標本の大きさは費用関数の推定と同サンプルのため378である。

(3) 技術非効率性の要因分析

本稿は補助金を含めた技術効率性の要因を回帰分析によって明らかにすることを目的の1つとしている。この要因分析では、技術非効率性を被説明変数としている。説明変数としては、患者100人当たり検査件数の対数値、救急病院の告示の有無、看護の基準、平均在院日数の対数値、他会計繰入金対経常収益比率の2つを用いる。救急病院の告示の有無はダミー変数であり、救急病院の告示が有れば1、無ければ0をとる。看護の基準は1から8の整数をとる変数であり、看護が手厚くなれば小さな値をとる。そして中山(2004)を参考に(8)式により分析を行う。

$$\begin{aligned} \text{非効率性} = & \beta_0 + \beta_1 \ln \text{患者100人当たり検査件数} \\ & + \beta_2 \text{救急病院の告示} + \beta_3 \text{看護の基準} \quad (8) \\ & + \beta_4 \ln \text{平均在院日数} + \beta_5 \text{他会計繰入金対} \\ & \text{経常収益比率} \end{aligned}$$

患者100人当たり検査件数、救急病院の告示の有無、看護の基準、平均在院日数は病院が提供している医療サービスの質の代理変数と考えることができる。質のよい医療サービスを提供している病院ほど、本稿でいう非効率性の値は高くなると考えられる。したがって、符号条件は患者100人当たり検査件数の係数は正の値、救急病院の告示の有無の係数は正の値、看護の基準の係数は負の値をとることが予想される。そして補助金が非効率性の原因となっていることを確かめるため、この値は正になることが予想される。これらの説明変数についても『地方公営企業年鑑』から得ている。

3. 分析結果

(1) Translog型費用関数の推定結果

先行研究では病院の規模の経済性や逆の不経済性を結論づける研究が混在し、その研究対象とする病院の経営主体、規模なども異なっていること、またモデルの型も多様であることから、病院の規模の経済性に関して明確なことは言いえない。そこで、本稿ではサンプルの全病院の計測と病院を規模別(病床規模)に3つのグループに分割したTranslog型費用関数の計測を試みた。表1には、自治体病院のTranslog型費用関数の推定結果を一覧表にまとめている。全病院の推計結果では、外来サービスの1次項のパラメータは正の値をとり、値も2を超えている。投入要素価格に関連する1次項のパラメータ(A_2)は統計的に有意な正の値をとっている。

以上の推計結果をもとに、規模の経済性について推計する。本稿は病院が外来サービスと入院サービスの2つのサービスを生産していると仮定している。よって病院の「総合的規模の経済」をすべての生産物での同率の増加とそれにより引き起こされる総費用の増加率との関係として、規模の経済性を定義している。「総合的規模の経済」の有無を判断する指標は以下のように定義される。⁵⁾

$$S = \frac{1 - \partial \log C_v / \partial \log BEDS^*}{\sum EO_i} \quad (9)$$

ここで、BEDS*は最適な病床規模をあらわしている。「総合的規模の経済」が働いているとき、 S は1以上の値をとる。全サンプルを対象とした推計結果では、病院の「総合的規模の経済性」を示す指標は $S=0.1817$ で1より小さく、全自治体病院では規模の経済性が存在しないことを示している。

病床規模別での規模の経済は小規模の病院では、 $S=0.5533$ 中規模の病院では $S=0.8498$ であった。よって小・中規模の2つのグループの病院では全病院の推計結果と同様に規模の経済性は存在しないという結果が得られた。一方、大規模の病院では $S=5.0231$ となり、規模の経済性が存在するという興味深い結果が得られた。以上の結果から小・中規模の自治体病院は、効率的な医療サービスの供給という観点から今以上に病院の規模を拡大すべきではない。一方、大規模の病院では $S=5.0231$ となり、規模の経済性が存在するという興味深い結果が得られた。つまり1日平均患者総数1434人、病床数431という平均的な大規模の自治体病院では規模の経済が働いている。よって大規模の自治体病院では規模の経済性を活かすために投資による規模の拡大が可能であれば、病院の規模を拡大することが望ましい。しかし自治体病院の規模の拡大には地域医療計画による病床規制、赤字体質により投資による規模の拡大が困難であるという問題が残る。また現実の問題として、病院の規模自体の問題というよりも複数の事業主体の違う大規模病院が同一エリアに存在し、規模の経済性を活かさきれていないことが想像される。したがって実際には、病院の数を整理、統合する又は医療サービスを集中させて、規模の経済性を実現させることが効率的病院経営にとって重要であることを示唆している。

次に範囲の経済性を推計する。本稿では範囲の経済性を推計する際、Translog型費用関数の近似点での弱費用補完性(Weak Cost Complementarities)の検定を試みた。弱費用補完性は範囲の経済の存在の十分条件である。弱費用補完性は*j*財の生産量が増加することによって、*i*財の限界費用が低下するときに存在すると定義される。

$$C_{ij} = \frac{\partial^2 C}{\partial y_i \partial y_j} < 0 \quad (10)$$

ここで C は長期費用関数である。本稿では漆・中西(1994)を参考に短期可変費用関数を推定したため、(10)式は可変費用関数を使用して(11)式のように表される。

$$C_{ij} = \frac{\partial^2 C}{\partial y_i \partial y_j} = C_{vij} + C_{vjk} \frac{\partial K^*}{\partial y_j} \quad (11)$$

(11)式の $\partial K^* / \partial y_j$ が正のとき、 C_{vik} と C_{vjk} のどちらかが負であることが弱費用補完性の存在の必要条件であり、両者が負であることが十分条件となる。ここで C_{vik} は $A_i A_j + A_{ij}$ に対応し、 $A_i A_j + A_{ij}$ が負であるとき C_{vik} は負の値をとる。⁶⁾ 範囲の経済の存在条件は次の式で示される。

$$\begin{aligned} C_{vij} &= \frac{\partial^2 C_v}{\partial y_i \partial y_j} < 0 \quad A_i A_j + A_{ij} < 0 \\ C_{vjk} &= \frac{\partial^2 C_v}{\partial y_i \partial K} < 0 \quad H_j < 0 \end{aligned} \quad (12)$$

全サンプルを対象とした推計結果では H_1 は負の値をとっているが、統計的に有意ではない。また H_2 と $A_i A_j + A_{ij}$ の推定値は、正の値をとっている。このことから、全病院をサンプルとした自治体病院において範囲の経済が働いている積極的証拠は見出せなかった。

しかし病床規模別での推計結果は、小・中・大規模の全規模において H_1 は正の値をとっているが、 H_2 と $A_i A_j + A_{ij}$ の推定値は負の値をとっている。よって病床規模別の自治体病院においては範囲の経済が働いており、病院が入院サービスと外来サービスの両方を生産することが資源配分の観点から望ましいことが示唆される。

この規模の経済、範囲の経済の推計結果から重要な自治体病院に関する政策的含意が得られる。すなわち大規模な自治体病院に関しては、地域医療計画または投資による規模の拡大が困難であるとすれば、地域医療のあり方という観点から、経営主体の枠を超えた大規模な自治体病院についての統合、再編成および医療サービスのあり方の見直しによる規模の経済性の実現が病院の効率的経営にとって重要であることを

示唆している。

(2) DEAによる技術効率性の計測結果

表2にDEAにより計測された効率値を示してある。7)技術効率値の平均値は、CRSモデルでは0.89、投入指向型VRSモデルでは0.92、産出指向型VRSモデルでは0.91であった。平均では8%から11%の技術非効率性が発生している。次に病院の規模と技術効率性の関係について考察する。図1にはCRSモデルの場合を、図2には投入指向型VRSモデルを、図3には産出指向型VRSモデルを仮定した場合の各病院の効率値と病床数との関連を表している。図よりCRS、VRSの何れを仮定した場合でも、規模(病床数)の小さい病院では技術非効率性が顕著になっていることがわかる。

(3) 要因分析の分析結果

推定結果は表3に示してある。患者100人当たり検査件数については、被説明変数にどのモデルの非効率性を用いても有意ではないことがわかった。次に救急病院の告示の有無は、どのモデルも正で有意な値が得られた。看護の基準については投入指向型VRSモデル、産出指向型VRSモデルにおいて負で有意になった。よって看護の基準が手厚くなればなるほど非効率になることを示している。平均在院日数は救急病院の告示の有無と同様にどのモデルも正で有意な値を得た。よって平均在院日数が長くなればなるほど非効率になっている。そして他会計繰入金対経常収益比率についてはCRSモデルと産出指向型VRSモデルにおいて正で有意になった。これは補助金の割合が増加すると経営が非効率になることを示している。

参考までに(8)式と同じモデルを使用し、経営主体別での考察を行った。『地方公営企業年鑑』より1病院当たりの補助金を見ると、都道府県、および指定都市の自治体病院は、市、町村、組合の自治体病院と比較すると補助金の額が非常に高い。この原因として市、町村、組合の自治体病院は地方に立地している病院が多いのに対して、都道府県および指定都市の自治体病院は

都会に立地し、大規模な病院が多い。そのため民間病院との競争が激しく、また規模の経済性を十分実現できない状況にあり、その結果、経営状態が厳しくなり補助金が高くなっていると予想される。

しかしながらこの高い補助金が経営非効率をより高くしているのではないだろうか。先行研究では自治体病院全体と補助金の関係を研究したものはあるが、開設者別での自治体病院と補助金との関係を扱った研究はない。そこで先行研究の行っていない開設者別での自治体病院と補助金との関係を明らかにしたい。

そのために分析対象として自治体病院を2つに分類した。それは補助金の額が多い都道府県、および指定都市の自治体病院と、市、町村、組合の自治体病院である。表4には推計結果を示してある。推計結果より都道府県および指定都市の自治体病院は、CRSモデル、投入指向型VRSモデル、産出指向型VRSモデルのどのモデルにおいても他会計繰入金対経常収益比率が正で有意になった。一方、市、町村、組合の自治体病院では他会計繰入金対経常収益比率がどのモデルでも統計的に有意ではない。そして表3の推計結果と比較をすると、都道府県および指定都市の自治体病院は、他会計繰入金対経常収益比率の推定値が表3の推計結果より推定値が高く説明力がある。よってこの分析の結果、都道府県および指定都市の自治体病院に投入される高い補助金が、都道府県および指定都市の自治体病院を他の自治体病院と比較をするとより非効率にしていることが明らかになった。

4. 結 び

本稿ではTranslog費用関数を用いて、全病院および病床規模別での自治体病院の費用関数を推計した。次に自治体病院の技術効率性をDEAによって計測した。そして技術効率性と補助金との間の関係に注目をし、計測された技術効率性について要因分析を行った。

本稿での分析の結果以下のようなことが明らかになった。第1にTranslog費用関数を用いてサ

ンプル全自治体病院の推計結果からは、規模の経済性を見出せなかった。さらに入院サービスと外来サービス生産の間では、範囲の経済が働いている積極的証拠も見出せなかった。しかし病床規模別での規模の経済については、小規模、中規模の自治体病院では働いていないが、病床数431という平均的な大規模の自治体病院では規模の経済が働いていることがわかった。病床規模別での範囲の経済は、各規模において範囲の経済が働いていることが明らかになった。第2に自治体病院の技術効率性をDEAによって計測した結果は、CRSモデルの場合には89%、VRSモデルの場合には投入指向型モデルでは92%、産出指向型モデルでは91%である。そして自治体病院と技術効率性の関係は、規模が大きい病院ほど効率的であることが明らかになった。第3に計測された技術効率性についての要因分析の結果は、自治体病院と補助金の関係では正で有意の相関があることが明らかになった。このことは、他会計からの補助金繰入れの制度が病院の経営インセンティブを損ない非効率を誘発することを示唆している。その他の要因で有意になったものは救急病院の告示、看護の基準、平均在院日数であった。その符号条件から救急病院の告示があれば非効率になり、看護の基準が手厚くなればなるほど非効率になり、平均在院日数が長くなればなるほど非効率になる。このことは、自治体病院の特殊な医療サービスの提供、病院のサービスの質の維持と病院経営の効率性の間には有意なトレードオフがあることを示唆している。

(2006年6月15日受付、2006年6月20日受理)

注

本稿は修士論文を要約したものである。修士論文および本稿作成過程では、指導教員の阿波田禾積教授、副指導教員の小野崎保教授、木立力教授から貴重なご指導を頂いた。ここに記して感謝致します。

- 1) 自治体病院・公的病院など、言葉の扱いが異なる現状がある。ここでの公的病院は自治体病院を含むものである。
- 2) 中山徳良(2004)を参照。中山徳良(2004)には地方公営企業の非効率性の研究がいくつか紹介されている。
- 3) DEAの詳細な議論は青木研、漆博雄(1994)や刀根薫(2001)等で紹介されているので参照されたい。

- 4) 本稿ではDEAの説明は中山徳良(2004)を参照。
- 5) 規模の経済の議論は漆博雄、中西悟志(1994)を参照。
- 6) 範囲の経済の議論は規模の経済と同様に漆博雄、中西悟志(1994)を参照。
- 7) 技術効率性の計測にはDEAP Version2.1を用いた。このソフトウェアについては、Coelli(1996b)やCoelli et al.(1998)を参照。

参考文献

- 青木研,漆博雄(1994)「Data Envelopment Analysisと公的病院の技術効率性」、『上智経済論集』39(1), pp.56-73.
- 伊藤成康,中島隆信(1995)『日本の電気通信～競争と規制の経済学』日本経済新聞社.
- 漆博雄,中西悟志(1994)「民間病院の費用分析」、『医療と社会』3(2), pp.118-132.
- 漆博雄(1998)『医療経済学』東京大学出版会.
- 小川光,久保力三(2005)『2次医療圏の技術的効率性』、『医療と社会』15(2), pp.39-49.
- 鶴田忠彦(1995)『日本の医療経済』東洋経済新聞社.
- 河井啓希(1993)『日本における病院間生産性格差と費用構造』、『日米医療システムの比較研究(下)』総合研究開発機構.
- 刀根薫(2000)『経営効率評価ハンドブック - 包絡分析法の理論と応用 -』朝倉書店.
- 刀根薫(2001)『経営効率性の測定と改善 - 包絡分析法DEAによる -』日科技連出版社.
- 中山徳良(2003)『日本の水道事業の効率性分析』多賀出版.
- 中山徳良(2003)「パラメトリックな方法とノンパラメトリックな方法による距離関数の比較：日本の公立病院の例」、『医療と社会』13(1), pp.83-95.
- 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』14(3), pp.69-79.
- Breutigam,R and A.Daughety (1983),"On The Estimation Of Returns To Scale Using Variable Cost Functions,"*Economics Letters* 11, pp.25-31.
- Cowing,T and A.Holtmann (1983),"Multiproduct Short-run Hospital Cost Functions: Empirical Evidence and Policy Implications from Cross-section Date,"*Southern Economic Journal* 49 (3), pp.637-658.
- Fukuyama,H. (1995),"Technical and scale efficiency of Japanese commercial banks: non-parametric approach,"*Applied Economics* 25, pp.1101-1112.
- Fukuyama,H. (1996),"Returns to scale and efficiency of credit associations in Japan: A nonparametric frontier approach,"*Japan and World Economy* 8, pp.259-277.
- Joscow,P.L. (1980),"The Effects of Competition and Regulation on Hospital Bed Supply and the Reservation Quality of the Hospital,"*The Bell Journal of Economics*, pp.421-447.
- Vita,M.G. (1990),"Exploring Hospital Production Relationship With Flexible Function Forms,"*Journal of Health Economics* 9, pp.1-21.
- Coelli.T. (1996),"A Guide to DEAP Version2.1:A Data Envelopment Analysis(Computer) Program,"CEPA Working Paper.

表1 Translog型費用関数の推定結果

		全病院		小規模(1~100)		中規模(101~300)		大規模(301~)		
変数	命	パラメータ	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
定数	項	A0	10.188	8.649	7.574	2.350	8.182	2.569	0.368	0.043
入院		A1	0.678	1.205	-0.989	-0.903	0.017	0.018	-1.827	-0.851
外来		A2	0.823	2.253	1.756	1.712	1.059	1.689	2.672	1.525
平均賃金		B1	-0.722	-3.446	-0.793	-2.354	-0.916	-2.426	-0.914	-1.510
中間財価格		B2	1.722	8.221	1.793	5.323	1.916	5.074	1.914	3.162
入院**2		A11	0.471	2.268	0.169	0.638	0.073	0.323	0.028	0.092
入院*外来		A12	-0.212	-3.224	-0.060	-0.539	-0.069	-0.901	-0.001	-0.008
外来**2		A22	0.255	2.681	0.075	0.320	0.244	4.469	0.100	0.303
平均賃金**2		B11	0.158	6.515	0.168	4.416	0.165	4.029	0.190	2.854
中間財価格**2		B22	0.158	6.515	0.168	4.416	0.165	4.029	0.190	2.854
平均賃金*中間財価格		B12	-0.158	-6.515	-0.168	-4.416	-0.165	-4.029	-0.190	-2.854
入院*平均賃金		D11	0.029	2.574	0.043	2.176	0.008	0.501	0.054	1.953
入院*中間財価格		D12	-0.029	-2.574	-0.043	-2.176	-0.008	-0.501	-0.054	-1.953
外来*平均賃金		D21	-0.097	-5.762	-0.137	-4.602	-0.104	-3.825	-0.096	-1.874
外来*中間財価格		D22	0.097	5.762	0.137	4.602	0.104	3.825	0.096	1.874
入院*病床数		H1	-0.047	-0.223	0.219	0.752	0.151	0.544	0.406	0.762
外来*病床数		H2	0.160	1.231	-0.024	-0.116	-0.135	-0.634	-0.528	-1.177
平均賃金*病床数		L1	-0.028	-4.853	-0.027	-1.334	-0.002	-0.076	-0.042	-0.916
中間財価格*病床数		L2	0.028	4.853	0.027	1.334	0.002	0.076	0.042	0.916
病床数		GK	0.094	0.166	2.198	1.586	2.274	1.605	5.441	1.225
病床数**2		GKK	-0.014	-0.103	-0.283	-1.288	-0.225	-1.023	-0.463	-0.692

全病院 N=378 R-squared=0.961051

小規模病院 N=159 R-squared=0.75074

中規模病院 N=146 R-squared=0.691093

大規模病院 N=73 R-squared=0.603219

表2 DEAによる技術効率性の推定結果

	CRSモデル	投入VRSモデル	産出VRSモデル
平均値	0.890	0.918	0.909
最小値	0.456	0.619	0.471
最大値	1.000	1.000	1.000
標準偏差	0.112	0.093	0.106

表3 要因分析の推計結果

	平均値	最小値	最大値	標準偏差
患者100人当たり検査件数	251.1	6.2	1,445.4	161.5
病院の立地条件	0.3	0.0	1.0	0.4
救急病院の告示	0.8	0.0	1.0	0.4
看護の基準	1.9	1.0	8.0	1.0
平均在院日数	22.8	10.4	125.1	10.8
他会計繰入金対経常収益比率	14.1	0.4	67.6	9.6

表4 都道府県および指定都市の自治体病院の要因分析の推計結果

都道府県、指定都市の自治体病院	CRSモデル		投入指向型VRSモデル		産出指向型VRSモデル	
	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
定数	0.02779	0.09114	-0.07650	-0.32611	-0.04396	-0.14511
患者100人当たり検査件数	-0.00644	-0.17712	0.00475	0.16960	-0.00332	-0.09181
救急病院の告示	0.05182	1.40545	0.03377	1.19044	0.04470	1.22015
看護の基準	-0.00500	-0.26242	-0.01424	-0.97119	-0.00731	-0.38619
平均在院日数	0.01928	0.32518	0.03294	0.72247	0.03520	0.59771
他会計繰入金対経常収益比率	0.00284	1.66439	0.00213	1.62932	0.00254	1.50043
市、町村、組合の自治体病院						
定数	-0.00300	-0.03345	-0.06694	-0.87801	-0.08357	-0.99716
患者100人当たり検査件数	-0.01349	-1.52098	-0.00185	-0.24562	-0.00602	-0.72628
救急病院の告示	0.03685	1.89481	0.02864	1.73298	0.03888	2.14008
看護の基準	-0.00638	-0.69012	-0.01531	-1.94889	-0.01312	-1.51907
平均在院日数	0.05182	2.16654	0.05444	2.67820	0.06370	2.85088
他会計繰入金対経常収益比率	-0.00006	-0.08974	-0.00038	-0.64063	-0.00012	-0.19036

図1 CRSモデルの効率値と病院の規模

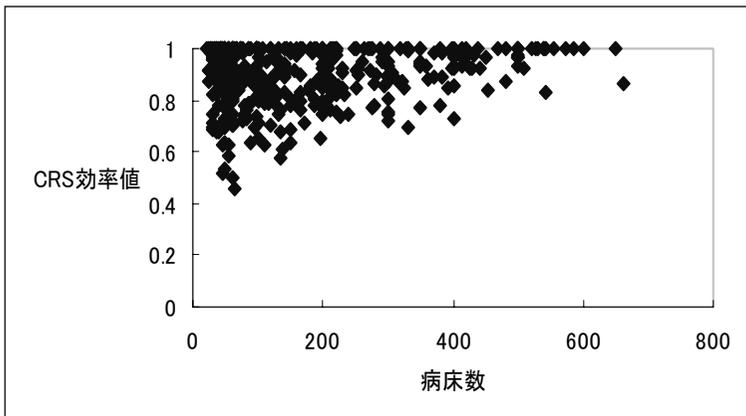


図2 投入指向型VRSモデルの効率値と病院の規模

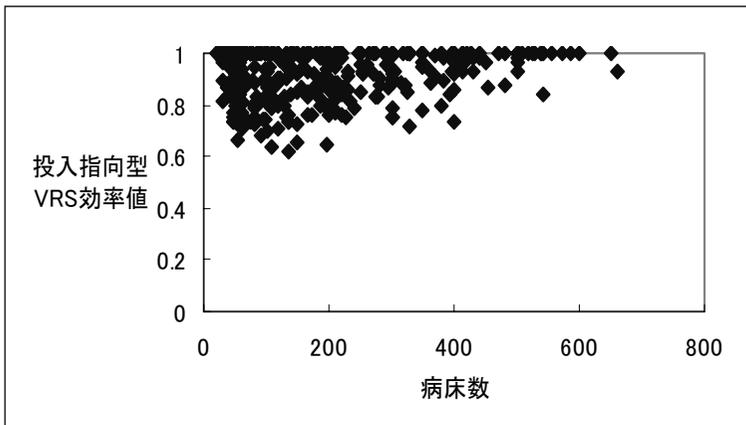
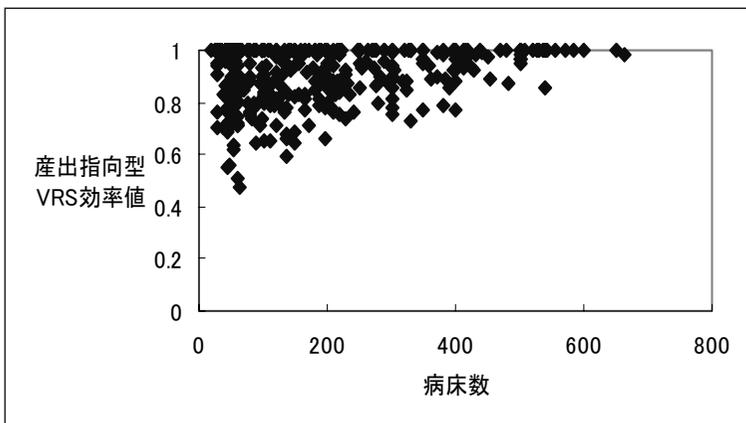


図3 産出指向型VRSモデルの効率値と病院の規模



Efficiency Analysis of Japanese Public Hospitals

— Approach Based on Translog Cost Functions and DEA —

Yoshizumi Tanigawa

Abstract

In this paper, the efficiency of Japanese public hospitals is analyzed by means of Translog Cost Functions and Data Envelopment Analysis(DEA). In addition, we investigated the determinants of the efficiency scores and the relation between a subsidy and efficiency scores by the use of regression analysis.

The empirical results are summarized as follows. First, scale economies are found in large-scale Japanese public hospitals. Second, the efficiency score of the CRS model is 0.89, that of the input-oriented VRS model is 0.92, and that of the output-oriented VRS model is 0.91 on average. Third, the coefficient of subsidy is positive and significant.