

厚生科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究」

分担研究報告書

入院期間と医療資源使用に関する予備的分析

分担研究者 泉田信行 国立社会保障・人口問題研究所

医療費負担の増嵩が問題視されている。際限の無い医療費の増嵩は問題であるが、他方で余り問題視されていないが医療セクターの生産性の向上がなされているかという点も検討されるべきである。

本稿では、社会医療診療行為別調査報告のデータを用いて、虫垂切除術を例に生産性向上が起こっているか否かについて統計的に検討するものである。昭和 63 年から平成 12 年までの同データの個票のうち、虫垂切除術の施行が診療行為に含まれているデータを抽出した。その個票データの在院日数と総点数から診療 1 日当たりの点数を計算した。手術が実施された日を含んで医療費が平均的にどのように分布しているかを検討することによりデータのうちきりの問題を軽減しようとするを試みた。この作業を行った上で、Stochastic Frontier Estimation による分析を行った。その結果、暫定的な医療費使用の効率性についての結果を得た。

B. 研究方法

A 研究目的

医療費の増嵩が問題として検討されて以来長期間が経過している。この間、患者の受診行動、医療提供者の診療行動等について検討がされてきた。しかしながら根本的な問題としての医療提供の効率性、医療機関内部の効率的な資源配分についてはそれほど注意が払われてこなかった。そこで、医療機関内部の資源配分のあり方についても検討を始める必要がある。

社会医療診療行為別調査報告のデータを用いて、虫垂切除術を例に生産性向上が起こっているか否かについて統計的に検討した。昭和 63 年から平成 12 年までの同データの個票のうち虫垂切除術の施行が診療行為に含まれているデータを抽出した。用いた手法は SFE(Stochastic Frontier Estimation) である。データの制約によって予備的な推計とならざるを得ないが、それによって今後の医療機関の効率性評価に向けてどのようなデータセットを構築していくべきかについて検討するこ

とが可能になる。

C 研究結果

記述統計的な分析から全ての年度において、大きな割合を占めているのは手術、入院、注射の3種類であることがわかった。また、日数・点数・一日当り点数については、点数及び一日当り点数は年々高くなっていることがわかる。これは診療報酬の単価の上昇にも起因していると考えられる。他方、診療日数については一定の傾向が見られない。

D. 考察

推定にあたっては平均費用関数をSFEの手法によって推定した。これは平均費用関数は打ち切りの問題があったとしても、観察開始時点からうち切られた日までの平均的な費用を比較することになるので、データのうちきりによる問題をより軽減すると考えられるからである。

分析結果から、一部の変数を除いて推定結果は良好であると考えられる。診療日数は負の符号であり、平均費用が逡減していることを示している。また、価格変数は入院料に関するものを除いて有意に正の値をとっている。また、病床数は有意に正の値をとり、固定資本が大きいほど平均費用が大きくなることを示している。ただし係数は非常に小さい。さ

らに医療機関である場合にも費用が有意に高くなることが示されている。

個人属性が医療費に与える効果のうち、特に、女性ダミーは負で有意である。これは先行研究の結果と整合的である。また、年齢が正の効果を持つことも一般的な常識と合致する結果である。各年の年次ダミーは正の値をとっており、基準年である1988年よりも平均費用が増大していることを示している。

推定の結果得られた医療機関全体としての非効率性は22.4%である。ただし、この推定値はこれまでも述べたように様々なデータの制約やそれに伴う推定手法の制約の下での値である。今後は使用するデータの改善や推定手法の改善によってより精緻な推定値を求めなければならないことは言うまでもない。

E 結論

医療機関の生産性を向上するために必要な施策を、診療報酬による誘導の他に導入する必要があると考えられる。また、今後のデータ設計においては、①包括的な医療費データを構築する必要がある。②医療機関の経営データと医療費データの連結可能性を確保する必要がある。③医療の質に関するデータも接続される必要がある。ただし、医療の質の尺度については種々の議論があるので、この点については前2者よりもより時間をかけて対応すべき課題であると思われる。

F. 研究発表

なし。

G. 知的所有権の取得状況

なし。

入院期間と医療資源使用に関する予備的分析

国立社会保障・人口問題研究所

研究員 泉田信行

1 はじめに

医療費の増嵩が問題として検討されて以来長期間が経過している。この間、患者の受診行動、医療提供者の診療行動等について検討がされてきた。しかしながら根本的な問題としての医療提供の効率性、医療機関内部の効率的な資源配分についてはそれほど注意が払われてこなかったと考えられる。これはひとえにデータの制約によるものと考えられるが、医療費の効率的な使用のためには医療機関内部の資源配分のあり方についても検討を始める必要がある。

本稿ではその試みの第一歩として社会医療診療行為別調査のデータを用いて医療機関の属性が医療資源の使用の効率性に与える効果を測定する。用いる手法はSFE(Stochastic Frontier Estimation)である。データの制約によって予備的な推計とならざるを得ないが、それによって今後の医療機関の効率性評価に向けてどのようなデータセットを構築していくべきかについて検討することが可能になると考えられる。

本稿での分析の結果、一部の変数を除いて良好な推定結果を得た。産出と見なしている診療日数や価格変数も有意な値をとっている。また、病床数や医育機関であることを示す変数も有意であった。また、個人属性が医療費に与える効果のうち、特に、女性ダミーは負で有意である。これは先行研究の結果と整合的であった。また、年齢が正の効果を持つことも一般的な常識と合致する結果である。各年の年次ダミーは正の値をとっており、基準年である1988年よりも費用が増大していることを示している。

推定の結果得られた医療機関全体としての非効率性の推定値も得た。ただしこの推定値は様々なデータの制約やそれに伴う推定手法の制約の下での値である。今後は使用するデータの改善や推定手法の改善によってより精緻な推定値を求めなければならないことは言うまでもない。

以下において本稿は次のとおり構成される。次節においてはStochastic Frontier Estimationの手法とそれによる医療機関における効率的な資源配分の問題に対す

る分析結果がまとめられる。第3節においては社会医療診療行為別調査を用いる場合の分析方法とその制約について述べられる。第4節においては社会医療診療行為別調査の集計結果がまとめられる。第5節においては Stochastic Frontier Estimation による分析結果が与えられる。最後の節において結語が与えられる。

2 Stochastic Frontier 推定法に関する先行研究

2-1 基本的方法

生産関数は経済理論では投入された生産要素とそれらによって生産される生産物の最大限の量の関係として定義される。しかしながら、実証的な分析において OLS などの手法を用いている場合には、観察された生産要素と生産物の間の平均的な関係として記述されることになる。このことは生産の効率性を考える場合には厳しい制約となる。推定された生産関数が生産効率が最大限の状態を示しているのではなく、平均的な生産性を示しているからである。

この点に関して最初に考察したのが、Farrell(1957) である。彼の論文は生産効率性の尺度を与え、具体的に計算して示すことにあった。技術的効率性と価格効率性(一般には配分効率性とよばれる)を定義し、それぞれを区分して検討している。

実際に効率性を測定する手法を開発したのは、Aigner, Lovell, Schmidt(1977), Meeusen and van den Broeck(1977), Battese and Corra (1977) の一連の論文である。彼らは stochastic frontier という概念を導入して分析を行った。生産関数を推定する場合には

$$y = f(x_i; \beta) + \epsilon_i, i = 1, \dots, N \quad (1)$$

と定式化される。ここで、 y は生産量、 x_i は投入ベクトル、 ϵ_i は誤差項である。通常の OLS においては、 ϵ_i は正規分布に従うと仮定される。しかしながら、生産関数の分析においては、平均値ではなく、最も効率的な生産関係に焦点が当てられる。

stochastic frontier アプローチでは、 $\epsilon_i = v_i - u_i$ と誤差項を更に分解する。 v_i は $N(0, \sigma_v^2)$ に関して i.i.d. である。他方、 u_i は v_i と独立であり、 $u_i \leq 0$ を満たす。特に、 u_i がゼロで切断されている $N(0, \sigma_u^2)$ に従うケースが分析対象となる。

ϵ_i はその定義から 0 を中心とした正規分布に従う変数と 0 において切断された正規分布に従う変数の和である。そのような変数の密度関数は

$$f(\epsilon) = \frac{2}{\sigma} f^*\left(\frac{\epsilon}{\sigma}\right) [1 - F^*(\epsilon \lambda \sigma^{-1})], -\infty \leq \epsilon \leq +\infty \quad (2)$$

によって与えられる。ここで、 $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ 、 $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ 、そして f^* 、 F^* はそれぞれ標準正規変数の密度関数と分布関数である。この密度関数を持つ変数の平均

と分散は

$$E(\epsilon) = E(u) = -\frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} \quad (3)$$

$$V(\epsilon) = V(u) + V(v) = \left(\frac{\pi-2}{\pi}\right)\sigma_u^2 + \sigma_v^2 \quad (4)$$

となる。推定に用いる対数尤度関数は

$$\ln L(y|\beta, \lambda, \sigma^2) = N \ln \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} + \ln \sigma^{-1} + \sum_{i=1}^N \ln[1 - F^*(\epsilon\lambda\sigma^{-1})] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \epsilon_i^2 \quad (5)$$

となる。よって、最大化条件は次の3式によって得られる。

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} = -\frac{N}{2\sigma} + \frac{1}{2\sigma^4} + \sum_{i=1}^N \frac{(y_i - \beta' x_i)^2}{\sigma^4} + \frac{1}{2\sigma^3} \sum_{i=1}^N \frac{f_i^*}{(1 - F_i^*)} (y_i - \beta' x_i) = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \lambda} = -\frac{1}{\sigma} \sum_{i=1}^N \frac{f_i^*}{(1 - F_i^*)} (y_i - \beta' x_i) = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \lambda} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N (y_i - \beta' x_i) x_i + \frac{\lambda}{\sigma} \sum_{i=1}^N \frac{f_i^*}{(1 - F_i^*)} = 0 \quad (8)$$

Aigner, Lovell, Schmidt(1977)らの貢献は非効率性を測定するための手法を導入する部分にとどまっている。実際にどの程度非効率性が存在するかを測定するためには、個別のサンプルについて、誤差項 ϵ_i が与えられた時に、個別の非効率性 u_i がどの程度の大きさとなるか、つまり、 $E(u_i|\epsilon_i)$ の情報が必要となる。

この点について貢献したのは、Jondrow, Lovell, Materov and Schmidt(1982)である。彼らは u_i の分布関数が half-normal のケースと exponential なケースの二通りについて検討している。 u と v の結合分布の密度関数が

$$f(u, v) = \frac{1}{\pi\sigma_u\sigma_v} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_u^2}u^2 - \frac{1}{2\sigma_v^2}v^2\right], \quad u \geq 0 \quad (9)$$

であることから出発している。 $\epsilon = u - v$ であることを用いれば、

$$f(u, \epsilon) = \frac{1}{\pi\sigma_u\sigma_v} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_u^2}u^2 - \frac{1}{2\sigma_v^2}v^2(u^2 + \epsilon^2 + 2u\epsilon)\right] \quad (10)$$

となる。Aigner, Lovell, Schmidt(1977)の第8式を変形すると ϵ の密度関数は

$$f(\epsilon) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma} (1 - F^*(\epsilon\lambda\sigma^{-1})) \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}\epsilon^2\right] \quad (11)$$

これより、

$$E(u|\epsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_*}} \frac{1}{1-F^*} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_*^2}u^2 - \frac{1}{\sigma_v^2}u\epsilon - \frac{\lambda^2}{2\sigma^2}\epsilon^2\right], \quad u \geq 0 \quad (12)$$

$$E(u|\epsilon) = \frac{1}{1-F^*} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_*}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_*^2}(u + \sigma_u^2\epsilon/\sigma^2)^2\right], \quad u \geq 0 \quad (13)$$

を得る。これは $N(\mu_*, \sigma_*^2)$ に従う変数の密度関数と似ている。(ただし、 $\mu_* = -\sigma_u^2\epsilon/\sigma^2$ である。) F^* は評価された値であることに注意すれば、この関数はゼロで切断された $N(\mu_*, \sigma_*^2)$ に従う変数の密度関数であることがわかる。

u が exponential な密度関数 $f(u) = \exp(-u/\sigma_u)/\sigma_u$ に従うケースは、 $A = \epsilon/\sigma_v + \sigma_v/\sigma_u$ と定義すれば、 ϵ が与えられた時に u はゼロで切断された $N(-\sigma_v A, \sigma_v^2)$ に従う変数となり、

$$E(u|\epsilon) = \sigma_v \left[\frac{f(A)}{1-F(A)} - A \right] \quad (14)$$

を得る。

2-2 実際のデータに対する応用

Stochastic Frontier Estimation (以下 SFE と略称する。) の医療機関の費用関数推定への適用のうち初期のものとして、Wagstaff(1989) があげられる。彼は 49 のスペインの病院について、deterministic frontier, cross-sectional stochastic cost frontier, panel-data frontier model を推定した。また、フロンティアモデルでないものも推定している (これは OLS の手法を用いている)。彼の論文における費用関数の定式化は

$$C_i = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{ij} + u_i \quad (15)$$

となっている。ここで、 X_{ij} は医療費に影響を与える個人属性となっており、アドホックかもしれない。また、彼が論文中で非効率性の指標としている "costliness" とは推定された平均費用 \hat{c} で個別の病院の費用を除した C_i/\hat{c} である。この定式化は元々 Feldstein(1974) によるものである。

彼が得た結果は、deterministic frontier で推定した場合、非効率性は 14,740 ペセタであり、1979 年の平均費用の 28.4% にあたる。cross-sectional stochastic cost frontier で推定を行うと、10% の非効率性の存在を観察するが統計的には有意ではない。panel-data frontier model では 42% の非効率性を観察している。

Journal of Health Economics の第 13 巻 (1994) では医療機関の生産性を推定した論文が 3 本同時に掲載される¹ など活発な研究が行われている。巻頭論文である

¹うち 1 本は DEA(Data Envelopment Analysis) によるものである。

Zuckerman, Hadley and Iezzoni(1994) は SFE を用いて病院の費用関数を推定している。彼らは AHA のデータ、Medicare のデータ、そして MEDPAR とよばれるデータを使用している。

translog 型の費用関数として定式化している。推定した結果、基本的なモデル設定においては 18.8% の非効率性が観察された。ここで、アウトプットの特性を病院ごとにコントロールする変数を導入すると、13.4% の非効率性となることがわかった。患者単位の MEDPAR データを用いて更にコントロールしたが、結果は病院ごとの属性をコントロールした場合とほぼ同じであった。

Vitaliano and Toren(1994) は過剰保険、費用逦増的技術革新、実質所得の増加、高齢化、医師誘発需要、生産性向上の低調、は医療費の増加の要因として検討されてきたが、古典的な非効率性については余り検討されていないと述べ、推定の必要性を指摘した。

SFE によってニューヨーク州の Residential Health Care Facilities の効率性を推計するが、推計方法は二段階である。最初の段階は通常どおりの非効率性の推定を行う。その上で、その非効率性が何に起因しているかを一段階目の推定結果である非効率性を被説明変数として推定を行う。

第一段階の推定に用いた変数は、総費用(被説明変数)、患者日数(アウトプット)、入退所数、low care patient 比率、Deficiency 数、施設面積当たり固定費用、corporate ownership、proprietorship、partnership、public owner、のダミー変数、である。

推定の結果、1987 年と 1990 年の非効率性はそれぞれ平均して 31% と 23.5% と推計された。これを平均すると 29% となる。ニューヨーク州における Residential Health Care Facilities に対する年間の支出は 5 billion dollars になるので少なくとも 1 billion dollars のロスが出ていることがわかる。オーナー別の非効率性の平均値をとっても、1990 年の方が平均的な非効率性は低下している。voluntary, public, corporate, proprietorship, partnership と開設者を分類すると、非効率的な順に voluntary, proprietorship, public, corporate, partnership という順序になっていた。ただし統計的に有意な差ではない。

第二段階の推定の結果として、非効率性の源泉としては次のように得られた。120 床未満を基準とした場合に、120~300 床、300 床以上の施設が非効率性が高くなるという結果を得ている。ただし、係数は 0.125 から 0.235 と大きくない。他方、従業員あたりのマネージャーの数は弾力性が 1 を超えている。このため、管理部門の巨大化が非効率性を招いているとしている。

2-3 stochastic frontier に対する批判

SFE による分析は成果を生み出してきたが、上で参照した論文と同じ号の Journal of Health Economics に掲載されていた Newhouse(1994) による批判についても慎重に踏まえる必要がある。

彼が最初に指摘したのは、SFEにせよ、DEAにせよ、それによって医療機関の生産性を測定することが何について有益か、という点を考慮しなければならない点である。最も明らかであるのは、医療機関に対して支払を行う場合に非効率な医療機関に対しては非効率な額だけ減額するための情報として推定結果を利用することである。

ただし、Newhouse自身はこの点に対して非常に否定的である。費用関数を測定する場合の「産出」をどのように定義するか、という問題がある。患者在院日数(患者数×日数)を使う方法がある。しかしながら、この尺度では、アメニティの改善による費用増は単なる非効率性として認識される点を彼は指摘している。

彼はこの他にも4点ほど指摘して批判している。(1)モデルに強い仮定(DEAであれば確率的誤差を無視している点、stochastic frontierでは誤差項がhalf normalの分布とnormalな分布のそれぞれに従う変数の和となっていること)が置かれていること、(2)ケースミックスのコントロール、DRGなどによる(費用の)コントロールは問題が多いこと、(3)資本投入、医師労働、契約看護婦などを含んで、分析の対象とならない投入要素が存在すること、(4)実証分析にあたって、translog費用関数を用いるとすれば、複数投入・複数産出である医療機関の生産関数は推定するパラメータが非常に膨大な数になり得ること、である。この最後の点に関してはLinna, Hakkinen and Linnakko(1998)がまさにその問題に直面した。

彼らはフィンランドの医療機関の費用関数をSFEによって求め、教育・研究の費用負担の影響を検討している。1994年の48の急性期病院のデータを用いて分析を行っている。うち、5つの大学病院は11から12の主要な専門診療科に分割している。translog型の費用関数を元に推定しようとしているが、サンプル数の制約によりシェア方程式が同時に推定できなくなっている。結果として1本の方程式を推定しているが、説明変数間の多重共線性の問題によりtranslog型では推定できなくなり、Box-Cox変換したコブ・ダグラス型の費用関数を推定している。

さらにNewhouseのほかにもSkinner(1994)による別の角度からの批判論文も同じ号に掲載されている。Skinnerの指摘はSFEによる非効率性の測定は二つの欠点を持っていることである。ひとつは完全に効率的な企業の非効率性を測定してしまうことである。もうひとつは他の尺度(Shapiro-Wilks test)が棄却できないskewnessの正規性をも棄却してしまうという非常に敏感な検定方法を採用しているところである。このため、彼はパネルデータ化して固定効果を測定することを推奨している²。

パネルデータ分析の有用性についてはDor(1994)も指摘している。ただし、非効率性指標は統計的なノイズから独立に推定できないので、個別の企業について

²この点に関しては(Viataliano and Toren(1994b)による再反論の論文がある。彼らはSkinnerが指摘しているShapiro-Wilks testは用いるべきでなく、Kolmogorov and Smirnov testを行うべきであることを指摘し、その場合にはほぼ1%の水準で誤差項が正規分布に従うという仮説が棄却されるとした。また、Skinnerの指摘のとおり、パネル分析を行うべきであるが、fixed effect modelではなくrandom effect modelで推定すべきであると述べている。

推定するよりは平均値で検討することが望ましいと述べている。

2-4 GMM 推定法による推定

Newhouse の批判の第一である推定方法の問題点については、GMM 推定法を用いて克服しようとする試みがある。非効率性尺度 u の分布に関して、Aigner, Lovell, Schmidt(1977) は half-normal であるという強い仮定していた。しかしながら、仮定されるべきでなく、経験的に検証されるべきであるという見解がある。Kopp and Mullahy(1990) はこの点に関して GMM 推定法から検討したものである。

GMM の手法と同時に Bootstrap 法を併用して推定している研究も多くなってきている。この方法は Simar(1992)、Atkinson and Wilson(1995)、Hall, Hardle and Simar(1995)、が導入したものである。基本的なアイデアは次のとおりに説明される。非効率性の尺度が相対的なものであるものの、医療機関のランキングの順序を与える。それゆえ、サンプリングプロセスに対してどの程度の sensitivity を持っているかを分析することが重要となる。この際に、標本数が少ないなどの問題がある場合に Bootstrap 法を用いる。

Bradford, et.al(2001) は病院のデータに対する stochastic frontier approach の適用例である。彼らはある 1 病院の、CABG 及び PTCA の stochastic cost frontier を推定し、その上で CABG から PTCA に移行した場合の費用の削減率について検討した。

彼らが推定したのは純粋に経済学的な観点の stochastic cost frontier ではなく、behavior な stochastic cost frontier である。これは通常のコスト関数の変数以外に患者属性などの変数が説明変数として含まれることを意味している。

彼らの分析において、注目すべき点のひとつは、治療の副次的効果を考慮に入れていることである。Poisson 回帰によって患者の属性によって期待される副次的効果の数を推定する。この推定値と実際に受けた副次的効果の数の差を説明変数として本体部分の推定に用いている。

また、彼らは治療方法が選択されていることから各治療法について sample selection bias が発生する可能性を除去するために、Heckman の二段階推定法を用い、一段階目で得られた Inverse Mill's ratio を第二段階の推定に説明変数として投入している。ただし、Heckman の二段階推定法が適用される際に GMM stochastic frontier に適用する漸近共分散行列が推定されていないため、標準誤差に関するブートストラップ推定法を用いている。

彼らの推定結果は次表のとおりまとめられる。この表からわかるとおり、冠動脈 1 本の場合に CABG から PTCA に移行すると、16,010 ドル、2 本及び 3 本以上の場合はそれぞれ 24,087 ドル、18,597 ドルだけ費用が削減される可能性がある。しかしながら、この推定値は単独の病院から得たデータであるので、その病院内での推定値であり、一国全体に拡張することは不可能である。

2-5 費用関数の定式化について

費用関数の定式化や変数の定式化は推定結果、ひいては推定された医療機関の非効率性に対して大きな影響を与えるに関して検討したのが Folland and Hoffer(2001) である。彼らは1995年のAHAによる病院調査データを用いて分析している。関数型の定式化が推定結果に与える効果を見るために、translog型の費用関数を用いた場合、一般化されたコブ・ダグラス型の費用関数を用いた場合を比較している。また変数の定義の仕方が推定結果に与える影響を見るために固定費用について2とおりの定式化をしている。

サンプルを病院の種別に関わらずプールして推定する場合と分類して分析した場合の推定結果からそれぞれ13%、11%の非効率性が存在することがわかった。これは統計的に有意な差がない状態である。関数型をtranslog型の費用関数、一般化されたコブ・ダグラス型の費用関数に定式化した場合の非効率性はそれぞれ12.7%、10.8%となっている。

このように定式化を変化させると個別の医療機関の非効率性のランキングは変動するが、病院の種類別の非効率性の平均値それほどの影響を受けないことがわかった。

2-6 外的環境の非効率性に与える効果

分析対象が病院ではないものの、興味深い事例として、Knittel(2002)による電力事業に対する規制の効果の検討がある。彼は米国では州別に電力事業者に対して規制があることについて、規制の種類によってどの程度生産性に対して影響を与えているかを推定することを試みた6種類の規制³、1~6が生産性に対して異なる影響を与えている場合、受けている規制によって電力プラントの平均的な生産性が異なると予想される。それゆえ、彼は非効率性 u が正規分布 $N(\mu, \sigma_u)$ がゼロで切断された分布に従うが、その平均 μ が全体の平均 μ_0 とシフト項 R_1, \dots, R_6 から構成されるものとして分析を行っている。つまり、

$$\mu = \mu_0 + R_1 \cdot D_1 + R_2 \cdot D_2 + R_3 \cdot D_3 + \dots + R_6 \cdot D_6 \quad (16)$$

である。ここで、 D_1 から D_6 はそれぞれ6種類の規制のうち該当の規制を受けている時に1をとり、そうでない時にゼロをとる変数である。これらの前提の下に推定を行った結果、発電機の性能について直接的にコントロールする規制や石炭費用に影響を与える規制や燃料費を節約させる効果があるという結果を得ている。

Rosko(2001)は1990年から1996年までのデータを用いて病院の非効率性に与える外的要因の効果に関して分析を行っている。医療機関の効率性に対して外的

³(1)EAF program, (2)Heat-Rate program, (3)ROR range program, (4)Price CAP/bench mark, (5)Modified Fuel Cost Pass-Through, (6)Revenue Decoupling である。ここではそれぞれを1~6と言い換えている。

要因がどのような影響を与えるかを検討するために、非効率性の項 u_i に対して影響を与える変数を特定化するモデルとなっている。非効率性に影響を与える要因として HMO の介入の度合いを変数として導入している。これは HMO の加入者比率変数で代表される。所有権が効率性に影響を与えるか否かについては investor own の病院の場合に 1 をとるダミー変数でコントロールする。医療機関間の競争が効率性に影響を与えるか否かをハーフィンダール指数 δ_{fp} によってコントロールしている。また、medicare、medicaid を利用している患者の比率を利用している。medicare、medicaid の支払方式が医療機関の効率性に影響を与える可能性をコントロールする。

外来部門については外来患者数をそのまま用いているが、入院患者数については DRG で調整した患者数を用いている。費用関数は translog 型の定式化となっている。

推定の結果、平均的な非効率性が 1990 年には 17.48%、1996 年には 12.54% となっている。非効率性に影響を与える要因のうち、HMO の加入者比率変数がマイナスの符号をとっている。これは HMO の加入者比率が高いほど非効率性が低下することを意味している。営利病院ダミーはプラスであり営利病院であるほど非効率性が大きくなることを意味している。さらに、ハーフィンダール指数はマイナスの符号であり、競争が激しくなるほど非効率性が大きくなることを示している。また、medicare、medicaid 比率変数はプラスであり、これらに加入している患者が多いほど非効率性が大きくなることがわかった。

都市部にある病院と郡部にある病院において非効率性が異なる可能性があることを検討するためにデータを一括して分析した場合とそれぞれの属性の病院ごとに分割して分析した場合を比較した。一括して分析した場合には都市部の病院は 13.2% の非効率性、郡部は 13.8% の非効率性を観察した。他方、分割して分析した場合には都市部は 14.5%、郡部は

3 分析

前節までの文献検討の結果、①パネルデータを用い、② GMM 推定法により、③非効率性に影響を与える外的要因については非効率性の項 u に対して影響を与えるものとして定式化したモデルを推定することが現在最も良いと考えられる推定法であり、④それによって得られた誤差項の情報から個別の病院を一定のグループ化した上で平均的な非効率性の水準を得ることが望ましいと言える。

以下において日本のデータにより SFE により医療機関の非効率性について検討するが、実際にはこのような条件を満たすデータを収集することは日本においては非常に難しい。医療機関の経営データ（生産要素費用等）については自治体病院のデータだけが一般に利用可能であるのが現状である。また、医療行為の内容を示すレセプトデータについても詳細項目がわかる形でパネル化されたものは、

病院を評価するために必要なサンプル数が確保できるものはこれまでのところ存在しない。

しかしながら、ある程度の制約があることを踏まえつつもひとつの試みとして分析を行うことにより日本の医療費使用の実態について検討することは一定程度の意義はあると考えられる。そこで、以下においては、社会医療診療行為別調査報告のデータを用いて医療機関の非効率性について予備的な推定を行うこととする。社会医療診療行為別調査報告のデータであるので、パネル化はできない。また、経営面に関する情報も利用可能でない。そこで、上で触れた Wagstaff(1989)の方法に沿って医療費の費用が個人属性及び病院の基本的属性によって決定されるモデルを構築し、非効率性の程度を検討する。具体的には費用関数の定式化を

$$C_i = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{ij} + \sum_j \gamma_j Y_{ij} + u_i + v_i \quad (17)$$

とする。ここで、 X_{ij} は医療費に影響を与える個人属性であり、 Y_{ij} は医療費に影響を与えると考えられる病院の属性である。費用 C_i は個人単位のレセプトで測定される医療費である。Aigner, et.al(1977)の方法に従って推計を行い、Jondrow, et.al(1982)の方法に従って、 $u_i + v_i$ から確率的な誤差 v_i と非効率性 u_i を分離する。その上で、医療機関の非効率性の平均値を計算することとする。

4 使用したデータ

社会医療診療行為別調査報告の個票データを昭和 63 年度から平成 12 年度までプールして分析に用いる。同報告は医療機関の種別ごとに階層化無作為抽出を行ってレセプトデータを抽出している。データは大別して入院と外来のレセプトから構成される。ここでは入院に関するレセプトデータを利用する。社会医療診療行為別調査報告については、これまで、①病名が不明確であること、②データの打ち切りが存在すること、が問題点として指摘されてきた。①については同調査報告の元データとなるレセプトにおいてそもそも不明確となっている。それゆえ、この点は今後改善が図られるべきと考えられるが、現時点では次のような対応を取ることによって問題を軽減する。つまり、具体的な病名ではなく『虫垂切除術の施行があるレセプト』を抽出する。これにより、診療行為から病名が特定化されることとなる。この方法は②の問題に対してもある程度有効な対応となっている。レセプトを病名で抽出すると、手術が行われているレセプトと行われていないレセプトがあり、医療費の高低について適切な分析を行うことができないケースがあった。上で述べた方法であれば少なくとも当該期間において手術が行われたことは確実である。よって、同一の病名であるのに手術の有無によって医療費が大きく異なるというケースは排除される。しかしながら、依然として打ち切りの問題は残ることとなる。打ち切りの問題に対しては、本稿におけるデータの抽出方法によれば、少なくと

も手術の日を含めて数えた日数についての医療費の総計が個票データとして観察されていることとなる。しかしながら、一般的には手術の日からより長く入院しているケースほど、一日当り医療費は安くなるが医療費の合計額は高くなる。この点をコントロールするために分析にあたっては被説明変数である医療費を一日当りの数値とし、説明変数に入院日数を導入する。

サンプルの記述的な特性について確認する。表1は年齢階級と調査年に関するクロス表である。この表から年度別のサンプル数は92件(1998年)から241件(1988年)とばらつきがあるものの、一様に減少するなどの傾向はないことが伺える。年齢階級別にみると10~14歳、15~19歳において合計390サンプル程度ずつある。20~24歳階級の248サンプルを合わせればこの3つの年齢階級においてサンプルの半数を占めることとなる。しかしながら、0~4歳の小児、75歳以上の高齢者においても虫垂切除術を受ける患者は存在する。

表2から性別・加入制度別に見た場合、男性は国保・社保本人・社保家族それぞれ同じ程度の人数である。女性は社保本人の数が少ない。これは元々社保本人である女性が少ないことに由来すると考えられる。性別・加入制度別の加入者数の年次変化に関する傾向的な動きは観察されない。

表3より施設別に見ると、一般病院、有床診療所でサンプルの3分の2を占めることがわかる。ただし、有床診療所のサンプルの件数は年々少なくなっている。また、少なくない数のサンプルが老人病院や療養型病床群を持つ病院から得られている。

表4及び図5は点数及び一日当り点数の年次別の動向を示している。日数・点数・一日当り点数については、点数及び一日当り点数は年々高くなっていることがわかる。他方、診療日数については一定の傾向が見られない。

年度別に診療行為大分類ごとに医療費が全体に占める割合を診療日数別に計算したのが図6から図18である。その結果、全ての年度において、大きな割合を占めているのは手術、入院、注射の3種類であることがわかった。手術料の占める割合は日数が進むにつれて低くなっていくことがわかる。これは手術が診療期間の冒頭にだけ行われることを反映している。他方、入院料は診療日数が多くなるほど割合が高くなっていく。これは診療期間が長くなると医療必要度が低下していくことを反映していると思われる。注射も比率も診療日数が増えると高くなる。診療期間が長い患者に対する必要な医療行為の主要なものが注射であることを反映している。

分析にあたって使用する記述統計の変数は表19のとおりとなっている。変数の定義は次のとおりである。医療費は診療報酬点数の数値となっている。それゆえ、10倍すると医療費となる。説明変数は産出の指標として診療日数を用いている。投入される生産要素価格の指数としては診療行為大分類のうち主要な検査・画像診断、投薬・注射、処置・手術、入院料についてそれぞれ合計額を算出し、それぞれの項目の診療行為数で除した数値を価格として使用している。本来は実際の医療従事者の賃金率等を使用すべきである。しかしながら、データの制約から

これは不可能である。そこで、各大分類に分類された診療行為を入院医療サービスを構成する生産要素と見なしてその単価を生産要素価格として使用することとした。この際に当該診療行為が一度も行われていないサンプルは除去した。

この結果、医療費使用の非効率性を測定した結果は単価の高い診療行為を行っているか否かについては既にコントロールされた後での非効率性を意味する。単価をコントロールした上での非効率性の源泉としては行う診療行為の回数によるものが含まれる。つまり、平均的な単価の診療行為を行っていてもその回数が多の医療機関よりも多い場合には非効率であると見なされることとなる。

日本の医療費は公的に決定された単価に依存して決まる側面もある。診療報酬改定によって費用が上昇すると考えられるため、改訂の効果を年度ダミーによってコントロールすることとした。また、固定資本の規模をコントロールするために病床数変数を導入している。医学教育を行っている場合には追加的な費用が発生すると考えられるため、医育機関である場合に1をとる医育機関ダミー変数を導入した。さらに、患者の個人属性が医療費に影響を与える可能性をコントロールするために幾つかの個人属性の変数導入した。経済的な要因をコントロールするために国保加入者を基準として被保険者ダミー、被扶養者ダミー変数を導入した。

5 分析結果

推定にあたっては平均費用関数をSFEの手法によって推定した。これは平均費用関数は打ち切りの問題があったとしても、観察開始時点からうち切られた日までの平均的な費用を比較することになるので、データのうちきりによる問題をより軽減すると考えられるからである。分析により得られた結果は表20にまとめられている。

表によれば、一部の変数を除いて推定結果は良好であると言える。診療日数は負の符号であり、平均費用が逡減していることを示している。また、価格変数は入院料に関するものを除いて有意に正の値をとっている。また、病床数は有意に正の値をとり、固定資本が大きいほど平均費用が大きくなることを示している。ただし係数は非常に小さい。さらに医育機関である場合にも費用が有意に高くなることが示されている。

個人属性が医療費に与える効果のうち、特に、女性ダミーは負で有意である。これは先行研究の結果と整合的である。また、年齢が正の効果を持つことも一般的な常識と合致する結果である。各年の年次ダミーは正の値をとっており、基準年である1988年よりも平均費用が増大していることを示している。

推定の結果得られた医療機関全体としての非効率性は22.4%である。ただし、この推定値はこれまでも述べたように様々なデータの制約やそれに伴う推定手法の制約の下での値である。今後は使用するデータの改善や推定手法の改善に

よってより精緻な推定値を求めなければならないことは言うまでもない。

6 結語

本稿は Stochastic Frontier Estimation の手法についてサーベイを行った上で、日本での一施行として社会医療診療行為別調査報告の虫垂切除術が行われたレセプトデータを用いて分析を行った。その結果として、良好な推定結果を得た。診療日数は平均費用が逡減していることを示し、価格変数は一部を除いて有意に正の値をとっている。また、その他の医療機関の属性も適切な符号であると言える。推定値から医療機関全体の非効率性の推定値も得た。

先にも述べたように上の成果はデータの厳しい制約の下に得られた結果であるため、これを普遍化することは難しい。しかしながら今後のデータ設計に対して得られる含意は少なくない。①包括的な医療費データを構築する必要がある。本稿における分析においてはデータの抽出においてある診療行為（虫垂切除術）が含まれる形でデータを抽出し、また、分析においても平均費用関数を推定するなどなるべく打ち切りの問題を軽減した。しかしながら、完全に打ち切りの問題から解放されたわけではない。この点については今後当研究班におけるデータ作成の段階において考慮されるべき点である。②医療機関の経営データと医療費データの連結可能性を確保する必要がある。これは効率的な経営を行っている医療機関が診療をどのように効率的に行っているか、という点について明らかになることによって医療セクター全体の効率化を促進する可能性があるためである。民間の医療機関の場合、現状では難しいが自治体病院などの経営情報が公開されている医療機関から分析を始めていくことは可能である。③医療の質に関するデータも接続される必要がある。これは質の高い医療を提供する医療機関の医療費は高くなる傾向がある。この点を考慮しなければ誤った結論を導きかねないからである。ただし、医療の質の尺度については種々の議論があるので、この点については前二者よりもより時間をかけて対応すべき課題であると思われる。

参考文献

- [1] Aigner, D. J., Lovell, C. A. K. and P. Schmidt, : "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, (1977), vol.6.(1), pp.21-37.
- [2] Atkinson, S. E. and P. W. Wilson, : "Comparing Mean Efficiency and Productivity Scores from Small Samples: A Bootstrap Methodology," *Journal of Productivity Analysis*, (1995), vol.6, pp.137-152.

- [3] Bauer, P. W., : "Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers," *Journal of Econometrics*, (1990), vol.46, pp.39-56.
- [4] Forsund, F. R., Lovell, C. A. K. and P. Schmidt, : "A Survey of Frontier Production Functions and of their Relationship to Efficiency Measurement," *Journal of Econometrics*, (1980), vol.13, pp.5-25.
- [5] Jondrow, J., Lovell, C. A. K., Materov I. and P. Schmidt, : "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model," *Journal of Econometrics*, (1982), vol.19, pp.233-238.
- [6] Schmidt P. and C. A. K. Lovell, : "Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers," *Journal of Econometrics*, (1979), vol.9, pp.343-360.
- [7] Farrell, M. J., : "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of Royal Statistical Society*, (1957), vol.120, pp.253-290.
- [8] Conrad and Strauss, *Applied Economics*, 15, (1983).
- [9] Hall, P., Hardle, W. and L. Simar, : "Iterated Bootstrap with Applications to Frontier Models," *Journal of Productivity Analysis*, (1995), vol.6, pp.63-76.
- [10] Kopp and Mullahey, : "Moment-Based Estimation and Testing of Stochastic Frontier Models," *Journal of Econometrics*, (1990), vol.46(1), pp.165-83.
- [11] Simar, L., : "Estimating Efficiency from Frontier Models with Panel Data: A Comparison of Parametric, Non-Parametric and Semi-Parametric Methods with Bootstrapping," *Journal of Productivity Analysis*, (1992), vol.3, pp.171-203.
- [12] Wagstaff, A., : "Estimating Efficiency in the Hospital Sector," *Applied Economics*, (1989), vol.21(5), pp.659-672.
- [13] Dor, A., : "Non-minimum Cost Functions and the Stochastic Frontier: On Applications to Health Care Providers," *Journal of Health Economics*, (1994), vol.13(3), pp.329-34.
- [14] Vitaliano, D, F and M, Toren, : "Cost and Efficiency in Nursing Homes: A Stochastic Frontier Approach," *Journal of Health Economics*, (1994), vol.13(3), pp.281-300.
- [15] Skinner, J., : "What Do Stochastic Frontier Cost Functions Tell Us about Inefficiency?" *Journal of Health Economics*, (1994), vol.13(3), pp.323-28.

- [16] Folland, S. T. and R. A. Hofer, "How Reliable Are Hospital Efficiency Estimates? Exploiting the Dual to Homothetic Production," *Health Economics*, (2001), vol.10(8), pp.683-98.
- [17] Zuckerman, S., Hadley, J. and L. Iezzoni, : "Measuring Hospital Efficiency with Frontier Cost Functions," *Journal of Health Economics*, (1994), vol.13(3), pp.255-80.
- [18] Battese, G. E. and T. J. Coelli, : "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data," *Empirical Economics*, (1995), vol.20(2), pp.325-32.
- [19] Linna, M., Hakkinen, U, and E. Linnakko, : "An Econometric Study of Costs of Teaching and Research in Finnish Hospitals," *Health Economics*, (1998), vol.7(4), pp.291-305.
- [20] Bradford, W. D., et-al : "Stochastic Frontier Estimation of Cost Models within the Hospital," *Review of Economics and Statistics*, (2001), vol.83(2), pp.302-09.
- [21] Rosko, M. D., : "Cost Efficiency of US Hospitals: A Stochastic Frontier Approach," *Health Economics*, (2001), vol.10(6), pp.539-51.
- [22] Knittel, C. R., : "Alternative Regulatory Methods and Firm Efficiency: Stochastic Frontier Evidence from the U.S. Electricity Industry," *Review of Economics and Statistics*, (2002), vol.84(3), pp.530-40.

表1 年齢階級と調査年

年齢階級	0~4	5~9	10~14	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49
1988	2	29	64	53	34	11	10	10	4	3
1989		12	35	37	20	13	10	11	6	3
1990		14	49	38	24	10	9	7	4	3
1991		12	28	37	19	18	7	6	6	4
1992	1	10	25	28	17	7	10	9	11	2
1993		4	17	28	17	8	3	4	3	4
1994	1	15	44	39	26	21	14	12	10	4
1995		7	32	24	11	19	9	6	4	8
1996	1	8	17	22	13	10	9	7	5	7
1997	1	7	22	21	22	14	9	4	7	3
1998		7	8	18	9	12	7	4	7	4
1999		7	22	24	14	9	12	10	4	7
2000		10	27	22	22	24	15	7	8	7
合計	6	142	390	391	248	176	124	97	79	59
年齢階級	50~54	55~59	60~64	65~69	70~74	75~79	80~84	85~89	90~	合計
1988	5	5	3	3	4	3	1			241
1989	3	3	3	3	2	2	1	1		163
1990	1	1	1		2	3	3			169
1991	6	3	6	2	1	1				156
1992	3	1	6	1						131
1993	3		1	1			1			94
1994	5	4	2	1	1	3	1			203
1995	3	2	6	2			2			135
1996	3	2	3	3	1					111
1997	2	5	4	3	1	3	1			129
1998	4	4	2	2	2	2				92
1999	10	2	4	1	1	1				127
2000	3	5	5	4	1	1	1			162
合計	51	37	46	23	15	17	11	1		1913

表2 本人家族と調査年

男性	国保	社保本人	社保家族	合計
1988	41	24	39	104
1989	21	24	27	72
1990	35	14	29	78
1991	27	20	20	67
1992	33	21	22	76
1993	20	18	14	52
1994	31	35	30	96
1995	26	28	17	71
1996	12	22	21	55
1997	25	20	15	60
1998	17	14	11	42
1999	11	34	28	73
2000	24	42	32	98
合計	323	316	305	944
女性	国保	社保本人	社保家族	合計
1988	52	30	55	137
1989	33	23	35	91
1990	34	22	35	91
1991	32	26	31	89
1992	19	14	22	55
1993	13	10	19	42
1994	44	20	43	107
1995	22	16	26	64
1996	12	20	24	56
1997	17	20	32	69
1998	24	12	14	50
1999	16	13	25	54
2000	17	12	35	64
合計	335	238	396	969