

老人保健施設の生産構造

中西 悟 志
中山 徳 良

I はじめに

米国においては過去 20 年間にわたり、多くの医療経済研究者により医療施設の生産・費用構造が分析されてきた。また、医療施設の投資水準ならびに医療サービス価格を規制している政策担当者も、医療サービス生産の効率性とその決定要因を解明することに多大の関心を払ってきた。これらの研究において医療サービス生産の効率性を評価する場合には、「規模の経済」、「範囲の経済」と「生産要素間の代替の弾力性」に焦点があてられている¹⁾。たとえば、規模の経済が働くとき生産の拡大にともない平均費用が逓減する。現行規模で医療サービス生産に規模の経済が存在すれば、医療施設の規模を拡大することで医療サービス 1 単位当たりの費用を引き下げることができる。また通常、同一の医療施設のもとで複数のサービスが生産されている。複数の医療サービス生産間で範囲の経済が働く場合、医療施設の機能を分化させることは医療サービスの生産費用を不必要に増加させるから、資源配分の観点から望ましくないことになる。生産要素間の代替の弾力性も政策担当者にとって大きな意義をもつ。代替の弾力性は、ある特定の生産要素から他の生産要素への代替の容易さを示している。代替の弾力性が小さいと、ある特定の生産要素価格の上昇が総費用額を押し上げる効果は大きくなるであろう。

老人保健施設（以下、老健施設とする）は、要介護老人対策として 1986 年に制度化された。老健施設の機能は、医療施設たる老人病院と福祉施設た

る特別養護老人ホームとの中間的なものとされている。老健施設は 1986 年に 7 か所のモデル事業から、1992 年に 668 施設、入所定員 5 万 4,997 床に急成長してきた。老健施設を支出面でみると、1992 年度の老健施設療養費は 1,516 億円、国民医療費の 0.6% を占めているにすぎない。しかし政府は高齢者保健福祉推進十か年戦略（ゴールドプラン）の一環として、1999 年までに老健施設の定員数を 28 万床まで増加させる計画である。このように老健施設は将来的に高齢者の医療・介護サービス供給において中核的位置を占めることが予想される。老健施設における生産・費用分析は、学術的価値を有するのみならず、高齢者医療についての公共政策策定上の基礎資料ともなるであろう。

Breyer (1987) によれば、医療施設の生産構造について費用関数を用いて分析する場合、代替的な 2 つのアプローチをとることが可能である。その第 1 は行動的費用関数（Behavioral Cost Function）を用いた研究で、利用者 1 人当たりの平均費用を、線形もしくは対数線形に特定化し分析する。このアプローチでは費用の決定要因が数多くの候補のなかから、分析目的に応じて任意に選択されるため、アド・ホックな費用関数と批判されることもある。第 2 のアプローチは、ミクロ経済学における生産者行動の理論に基づいた理論的費用関数（Theoretical Cost Function）を用いた分析である。このアプローチでは、推定モデルの説明変数は経済理論により、あらかじめ決定されることになる。代表的な理論的費用関数にトランスログ費用関数があり、病院の生産構造分析に応用した研究が存在している²⁾。医療施設は多種

多様なサービスを生産しているため、医療施設の生産構造を分析するに際して、研究者は結合生産費用関数を推定する必要がある。本研究では結合生産トランスログ費用関数を老健施設に適用し、「規模の経済」、「範囲の経済」、「生産要素間の代替の弾力性」の測定を試みる。

II トランスログ型可変費用関数

費用関数の推定には、生産者の均衡状態に関する明示的仮定が必要である。もしすべての生産要素投入が可変的であれば、長期費用関数が推定可能である。しかし、老健施設の歴史は浅く、入所者定員数等の施設規模の変更承認には時間的遅れがともなうため、固定的生産要素の存在が予想される。したがって本研究では、固定的生産要素を説明変数に含む短期可変費用関数を推定する。われわれが用いる老健施設のデータ・サンプルのなかには、ある特定の医療サービスの産出量がゼロの値をとるものが含まれている。ゼロの自然対数は定義上存在しないので、通常のトランスログ関数を用いることは不可能である。そこで本研究は産出量を自然対数ではなく、ボックス=コックス変換することでこの問題を回避する³⁾。

トランスログ費用関数を推定する場合に最大の問題点となるのは、説明変数に2次の項が必要であるため、自由度が減少して実証研究に支障が生じがちなことである。したがってトランスログ費用関数の推定に際しては、生産物ならびに生産要素投入を少数の項目に集計する必要がある。ここでは老健施設が入所者の状態に対応して異なるサービスを供給していると仮定して、老健施設の入所者サービスを痴呆状態にある入所者数と非痴呆状態にある入所者数により計測する。また多くの老健施設では、入所サービス以外にデイケア・サービスを供給している。ここでは、デイケアも1つの独立したサービスとみなして、トランスログ費用関数を推定した。

費用関数を推定するのに際し、可変的生産要素としては1種類の間接財「医薬品・その他材料」と4種類の人的生産要素を想定する。ここで人的

生産要素は、「看護職員」、「介護職員」、「看護・介護以外の医療従事者」「その他職員」に分類される。固定的生産要素としては病床数を代理変数として用いる。

$$C_v = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i Y_i + \sum_{i=1}^5 \beta_i \ln w_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \alpha_{ij} Y_i Y_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^5 \sum_{j=1}^5 \beta_{ij} \ln w_i \ln w_j + \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^5 \delta_{ij} Y_i \ln w_j + \phi_K \ln K + \phi_{KK} (\ln K)^2 / 2 + \sum_{i=1}^3 \gamma_i Y_i \ln K + \sum_{i=1}^5 \eta_i \ln w_i \ln K + \mu T + \sum_{i=1}^3 \theta_i T Y_i + \sum_{i=1}^5 \sigma_i T \ln w_i + \tau T \ln K \quad (1)$$

ここで Y_i はボックス=コックス変換した産出量、 w_i は生産要素の価格、 K は固定的生産要素の代理変数である病床数、 T は各標本の調査年をあらわすダミー変数（1992年： $T=0$ 、1993年： $T=1$ ）である。われわれは費用関数を推定するにあたり、パラメータ α_{ij} ならびに β_{ij} に対称性制約を課すことにする。すなわち $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$ および $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ の制約のもとで、すべてのパラメータを推定する。また、われわれは老健施設の変費用が生産要素価格に対して1次同次であると仮定する。この仮定により、つぎの制約条件が課せられることになる。

$$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 1 \\ \sum_{j=1}^5 \delta_{ij} = \sum_{i=1}^5 \beta_{ij} = \sum_{j=1}^5 \eta_i = \sum_{j=1}^5 \beta_{ij} = 0 \quad (2)$$

シェファードの補題により費用関数を生産要素の価格で微分することでコストシェア方程式を得る。

$$M_i = \frac{\partial \ln C_v}{\partial \ln w_i} = \beta_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{ij} \ln w_j + \sum_{j=1}^5 \delta_{ij} Y_i + \eta_i \ln K + \sigma_i T \quad (i=1, \dots, 5) \quad (3)$$

生産要素のコストシェア (M_i) の総計は1になるので、4本のコストシェア方程式しか独立ではない。Cowing and Holtmann (1983) ならびに Vita (1990) と同様に、「医薬品・その他材料」に対応する方程式を除外した4本のコストシェア方程式と費用関数の計5本の方程式を、最尤法を用いて同時推定した。

「医薬品・その他材料」の価格に関する情報入手することは困難である。そこで、すべての老

健施設が直面している当該要素価格は同一であると仮定する。以上の仮定により、中間財価格を他の生産要素価格に対するニューメレルとして扱うことができる。また、トランスログ費用関数に線形制約の条件を課すことにより、物的生産要素価格に関連するパラメータを導出することができる。

2.1 DATA

われわれは、1992年と1993年に実施された「老健施設に関する経済調査」より得られた全国263の老健施設のデータを用いて、費用関数のパラメータを推定した⁴⁾。上記調査から生産サービス量として「痴呆入所者数」、「非痴呆入所者数」、「デイケア利用者数」を利用した。また生産要素価格として「看護職員賃金」、「介護職員賃金」、「看護・介護以外の医療従事者賃金」、「その他職員賃金」に関するデータを得た⁵⁾。さらに上記調査より、固定的投入要素（資本）として「病床数」を利用した⁶⁾。なお、すべての説明変数は、自然対数変換およびボックス=コックス変換される以前に、標本平

均値で除して標準化される。表1では各変数の定義がまとめられている。また、表2には各変数の記述統計を一覧にしておいた。

2.2 推定結果

費用関数の推定に際し、各説明変数を平均値で標準化すると、パラメータ α_i は平均値で評価した費用の産出弾力性になる。同様に、パラメータ β_i は平均値で評価した可変費用における当該費用項目の占有率になる。したがって理論上、パラメータ α_i と β_i は正の値をとらなければならない。表3では、パラメータの推定値を一覧表にまとめてある。1次の産出パラメータ α_i はすべて正の値をとり、1次の生産要素価格パラメータ β_i もまたすべて統計的に有意な正の値をとっている。

生産要素代替のアレンの代替の偏弾力性 (AE_{ii} と AES_{ij}) ならびに要素需要の価格弾力性 (ED_i) は以下の方程式でもとめられる。

$$AES_{ii} = (\beta_{ii} + M_i M_i - M_i) / (M_i M_i) \quad (4)$$

$$AES_{ij} = (\beta_{ij} + M_i M_j) / (M_i M_j) \quad (5)$$

表1 各変数の定義

産出量	痴呆性入所者	9月30日現在の痴呆状態入所者数
	非痴呆性入所者	9月30日現在の非痴呆状態入所者数
	デイケア利用者	9月1ヵ月間のデイケア利用者総数
投入要素価格	看護職員賃金	看護職員の1ヵ月当たり平均賃金
	介護職員賃金	介護職員の1ヵ月当たり平均賃金
	看護・介護以外の医療従事者賃金	事務職員の1ヵ月当たり平均賃金
	その他職員賃金	その他職員の1ヵ月当たり平均賃金
費用	総可変費用	9月1ヵ月間の可変費用
固定的投入要素	入所定員	入所定員数

表2 各変数の記述統計

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
総可変費用*	15543.524	6738.470	3976.000	49824.832
痴呆性入所者	35.468	24.171	0.000	130.000
非痴呆性入所者	42.958	23.813	0.000	187.000
デイケア利用者	132.289	177.363	0.000	1794.000
看護職員賃金*	233.052	50.450	141.000	462.500
介護職員賃金*	171.727	25.640	121.050	243.450
看護・介護以外の医療従事者賃金*	366.501	160.502	62.500	1227.410
その他職員賃金	228.924	93.855	94.000	979.500
入所定員	85.620	29.841	14.000	300.000

*単位千円

表3 パラメーターの推定結果

変数名	パラメーター	推定値	標準誤差	t-値
定数項	$\alpha 0$	9.61385	0.02565	374.74400
痴呆入所者	$\alpha 1$	0.02652	0.01993	1.33082
非痴呆入所者	$\alpha 2$	0.05175	0.02120	2.44082
デイケア利用者	$\alpha 3$	0.02830	0.00558	5.07469
痴呆入所者 $\wedge$ 2	$\alpha 11$	0.00052	0.00036	1.44327
非痴呆入所者 $\wedge$ 2	$\alpha 22$	0.00099	0.00042	2.36960
デイケア利用者 $\wedge$ 2	$\alpha 33$	0.00054	0.00011	4.88486
痴呆入所者 $\times$ 非痴呆入所者	$\alpha 12$	-0.00202	0.01517	-0.13294
痴呆入所者 $\times$ デイケア利用者	$\alpha 13$	-0.00037	0.00034	-1.08077
非痴呆入所者 $\times$ デイケア利用者	$\alpha 23$	0.00011	0.00038	0.28666
看護職員	$\beta 1$	0.12491	0.00317	39.40250
介護職員	$\beta 2$	0.23858	0.00528	45.18280
その他の医療従事者	$\beta 3$	0.11340	0.00372	30.47360
その他職員	$\beta 4$	0.06017	0.00292	20.60550
中間財	$\beta 5$	0.46294	0.00961	48.18650
看護職員 $\wedge$ 2	$\beta 11$	0.10028	0.00766	13.09090
介護職員 $\wedge$ 2	$\beta 22$	0.11347	0.01529	7.42318
その他の医療従事者 $\wedge$ 2	$\beta 33$	0.09527	0.00507	18.78480
その他職員 $\wedge$ 2	$\beta 44$	0.03981	0.00526	7.57274
中間財 $\wedge$ 2	$\beta 55$	0.19977	0.02088	9.56874
看護職員 $\times$ 介護職員	$\beta 12$	-0.01273	0.00830	-1.53428
看護職員 $\times$ その他の医療従事者	$\beta 13$	-0.00717	0.00330	-2.17067
看護職員 $\times$ その他職員	$\beta 14$	-0.01054	0.00393	-2.67780
看護職員 $\times$ 中間財	$\beta 15$	-0.06985	0.00866	-8.06790
介護職員 $\times$ その他の医療従事者	$\beta 23$	-0.02407	0.00471	-5.10553
介護職員 $\times$ その他職員	$\beta 24$	-0.01640	0.00558	-2.94119
介護職員 $\times$ 中間財	$\beta 25$	-0.06026	0.01374	-4.38705
その他の医療従事者 $\times$ その他職員	$\beta 34$	-0.00362	0.00352	-1.02888
その他の医療従事者 $\times$ 中間財	$\beta 35$	-0.06041	0.00765	-7.89491
その他職員 $\times$ 中間財	$\beta 45$	-0.00925	0.00786	-1.17675
痴呆入所者 $\times$ 看護職員	$\delta 11$	0.00010	0.00017	0.56227
痴呆入所者 $\times$ 介護職員	$\delta 12$	0.00023	0.00029	0.81799
痴呆入所者 $\times$ その他の医療従事者	$\delta 13$	-0.00001	0.00020	-0.04615
痴呆入所者 $\times$ その他職員	$\delta 14$	0.00021	0.00016	1.35736
痴呆入所者 $\times$ 中間財	$\delta 15$	-0.00054	0.00052	-1.02316
非痴呆入所者 $\times$ 看護職員	$\delta 21$	0.00002	0.00013	0.13310
非痴呆入所者 $\times$ 介護職員	$\delta 22$	-0.00016	0.00022	-0.70569
非痴呆入所者 $\times$ その他の医療従事者	$\delta 23$	-0.00039	0.00016	-2.50976
非痴呆入所者 $\times$ その他職員	$\delta 24$	0.00023	0.00012	1.89391
非痴呆入所者 $\times$ 中間財	$\delta 25$	0.00030	0.00040	0.73925
デイケア利用者 $\times$ 看護職員	$\delta 31$	0.00002	0.00006	0.44388
デイケア利用者 $\times$ 介護職員	$\delta 32$	-0.00006	0.00009	-0.68517
デイケア利用者 $\times$ その他の医療従事者	$\delta 33$	-0.00004	0.00007	-0.63657
デイケア利用者 $\times$ その他職員	$\delta 34$	-0.00003	0.00005	0.64478
デイケア利用者 $\times$ 中間財	$\delta 35$	0.00005	0.00017	0.28180
資本	ϕK	0.79245	0.06379	12.42370
資本 $\wedge$ 2	$\phi K K$	0.18202	0.05449	3.34057
痴呆入所者 $\times$ 資本	$\gamma 1$	-0.00052	0.01036	-0.05058
非痴呆入所者 $\times$ 資本	$\gamma 2$	-0.00242	0.01482	-0.16317
デイケア利用者 $\times$ 資本	$\gamma 3$	0.00027	0.00084	0.31671

表3 パラメターの推定結果 (つづき)

変数名	パラメーター	推定値	標準誤差	t-値
看護職員×資本	η_1	-0.00368	0.00508	-0.72462
介護職員×資本	η_2	0.01314	0.00840	1.56433
その他の医療従事者×資本	η_3	-0.02251	0.00604	-3.72427
その他職員×資本	η_4	-0.00626	0.00466	-1.34358
中間財×資本	η_5	0.01932	0.01526	1.26548
年次ダミー	μ	0.06177	0.02997	2.06141
非痴呆入所者×年次ダミー	θ_1	0.05036	0.02269	2.21941
痴呆入所者×年次ダミー	θ_2	-0.00058	0.00149	-0.38784
デイケア利用者×年次ダミー	θ_3	-0.00013	0.00044	-0.28564
看護職員×年次ダミー	σ_1	-0.00302	0.00380	-0.79377
介護職員×年次ダミー	σ_2	0.00020	0.00634	0.03116
その他の医療従事者×年次ダミー	σ_3	-0.00293	0.00446	-0.65593
その他職員×年次ダミー	σ_4	-0.00095	0.00349	-0.27254
中間財×年次ダミー	σ_5	0.00670	0.01148	0.58326
資本×年次ダミー	τ	-0.03217	0.05138	-0.62598
N=263				
Log of likelihood = 2333.32				

表4 生産要素の弾力性

	推定値	標準誤差	t-値
生産要素需要の価格弾力性			
看護職員	-0.07226	0.01721	-4.20020
介護職員	-0.28584	0.00525	-54.49460
その他の医療従事者	-0.04648	0.02385	-1.94914
その他職員	-0.27826	0.02919	-9.53401
中間財	-0.105542	0.04510	-2.34033
代替の弾力性			
看護職員	-0.57853	0.12306	-4.70135
介護職員	-1.19806	0.00453	-264.41900
その他の医療従事者	-0.462477	0.19684	-2.08233
その他職員	-4.62477	0.26064	-17.74400
中間財	-0.22798	0.09742	-2.34033
看護職員×介護職員	0.57277	0.27923	2.05127
看護職員×看護・介護以外の医療従事者	0.49401	0.23459	2.10585
看護職員×その他職員	-0.40174	0.53122	-0.75627
看護職員×中間財	-0.20789	0.15035	-1.38267
介護職員×看護・介護以外の医療従事者	0.11031	0.17906	0.61604
介護職員×その他職員	-0.14244	0.39533	-0.36031
介護職員×中間財	0.45439	0.12408	3.66222
看護・介護以外の医療従事者×その他職員	0.46919	0.51896	0.90409
看護・介護以外の医療従事者×中間財	-0.15072	0.14838	-1.01578
その他職員×中間財	0.66796	0.28099	2.37719

$$ED_i = AES_{ii} M_i \quad (6)$$

要素需要の価格弾力性と代替の弾力性の推定結果は表4にまとめられている。生産要素需要の価格弾力性ならびに代替の自己弾力性は、理論が予想

する負値をとっており、統計的にも有意である。各生産要素の需要弾力性は-0.07から-0.11の間にあり、価格変化に対し生産要素需要は非弾力的なことがわかる。2つの生産要素間の代替の弾

力性についてみると、「看護職員×その他職員」，「看護職員×中間財」，「介護職員×その他職員」，「看護・介護以外の医療従事者×中間財」は補完的生産要素である。しかし統計学的に有意に負値をとる AES_{ij} は存在しない。また，統計的に有意でない「介護職員×看護・介護以外の医療従事者」と「看護・介護以外の医療従事者×その他職員」を除き，「看護職員×介護職員」・「看護職員×看護・介護以外の医療従事者」・「介護職員×中間財」・「その他職員×中間財」は，それぞれ統計的に有意に代替的との結論を得た。以上の推定結果を総合すると，医療スタッフ相互間で業務代替が可能であることがわかる。また「中間財」と代替的な生産要素は，「介護職員」と事務職員を中心とした「その他職員」のみであるとの結果を得た。

2.3 規模の経済

米国のナースিংホームの費用関数を分析した McKay (1988) によれば，総入所日数が10%増加すると総費用は9%増大する。したがって，ナースিংホームにおける総入所日数が10%増加することで平均費用は1%減少することになる。McKay の結論が正しいならば，米国のナースングホームには規模の経済が存在する。ところで McKay の研究では，ナースングホームが1種類のサービスのみを生産していると想定されている。しかし，われわれは複数のサービスを生産している老健施設を想定している。したがって，本研究では結合生産費用関数 (Multiproduct Cost Function) 使用時の規模の経済性指数を工夫する必要がある。

結合生産費用関数においては，規模の経済性をあらわす2つの指標が存在している。第1の指標は「総合的規模の経済 (Overall Scale Economy) 指数」である。生産関数の文脈から考えると，総合的規模の経済は，すべての要素投入が同率で増加することにより，引き起こされる全生産物の成長率の関係として定義される。費用関数の観点からは，すべての生産物の同率での増加と，それにより引き起こされる総費用増加率の関係として定義される。すべての生産要素投入が可変的であ

ば，総合的規模の経済を測定する指数 S はつぎのように定義される。

$$S = 1 / \sum E O_i - 1 \quad (7)$$

ここで， $E O_i$ は費用の生産弾力性であり，「総合的規模の経済」が存在するとき， S は正の値をとる。

結合生産のもとでの規模の経済に関する第2の指標は，「生産物に特有な規模の収穫性 (Product-Specific Returns to Scale) 指数」である。これは他の財の生産水準を不変に保ちながら，ある特定の財の生産量の増加が費用に与える影響から，規模の経済性を測定しようとするアプローチである。生産物 y_i の規模の経済性 ES_i は，(8)式のように定義される。

$$ES_i = \frac{C(y_i, y_j) - C(0, y_j)}{y_i (\partial C / \partial y_i)} \quad (8)$$

トランスログ費用関数は大域的な適合性にとほしいため，多くの財・サービス生産量がゼロである場合の正確な推定費用をもとめることは困難である⁷⁾。そこで「生産物に特有な規模の収穫性指数」ではなく，「総合的規模の経済指数」を用いて規模の経済についての分析をすすめる。

可変費用関数を推定することで総合的規模の経済を測定する場合，研究者は2つの手法を用いることが可能である。最も理論に忠実な方法は，長期費用関数をもとめて，総合的規模の経済を測定する手法である。そのためには，可変費用関数の推定されたパラメーターと固定投入要素価格のデータを用いて固定的要素の最適投入水準を推定する必要がある。この方法を用いると，すべての投入要素が可変的な長期における規模の経済性を評価することができる。短期可変費用関数を利用した総合的規模の経済の測定式は，(9)式のように変形される⁸⁾。

$$ES = (1 - \partial \ln C_v / \partial \ln K^*) / \sum E O_i - 1 \quad (9)$$

ここで， K^* は最適な資本ストック水準をあらわしている。「総合的規模の経済」が存在するとき， ES は正の値をとる。これは Friedlaender and Spady (1981) により採用された手法である。

固定投入要素価格のデータを利用できない場合，固定的要素の最適水準をもとめることはできず，Friedlaender and Spady の手法により総合的規

模の経済を測定することも不可能となる。Caves et al. (1981) は、固定的投入の価格を用いずに総合的規模の経済性を測定した。すなわち、Caves et al. は固定的要素投入の最適水準ではなく、現実の水準で(9)式を算出した。これが総合的規模の経済を測定する第2の手法である⁹⁾。

正確な固定投入要素価格のデータを入手することができないので、われわれは Caves et al. の手法を用いて「総合的規模の経済性指数」を測定する。しかし、ここで注意しなければならないのは、Caves et al. の手法を用いた「総合的規模の経済性指数」は、固定的要素投入の最適水準を用いた推定値と一般的に一致しないことである¹⁰⁾。Braeutigam and Daughety (1983) が明らかにしたように、固定的要素投入の最適水準を用いた方法は、企業の効率的拡張経路上における規模の経済を観測する。それに対して、Caves et al. の方法は、企業の効率的拡張経路から離れた点で、規模の経済を観測している。しかし、Braeutigam and Daughety の方法が Caves et al. のそれに比べて常に妥当であるわけではない。たとえば、公的規制により固定的生産要素が長期間にわたり調整されない産業では、Friedlaender and Spady の手法を採用しないで、Caves et al. の手法を用いた方が現状をよりの確に把握できるといえよう。われわれは老健施設の規模に関して公的規制が課せられていると想定している。したがって、Caves et al. の方法に従うことには、積極的意義がみいだされるであろう。

ここで使用しているトランスログ型費用関数の費用弾性値 EO_i は(10)式のように定義される。

$$EO_i = \frac{\partial C_v}{\partial y_i} \frac{y_i}{C_v} = \left[\alpha_i + \alpha_{ii} Y_i + \sum_j \alpha_{ij} Y_j + \sum_j \delta_{ij} \ln w_j + \gamma_i \ln K \right] y_i^t \quad (10)$$

ここで、 y_i は変換前の産出量¹¹⁾、 t はボックス=コックス・パラメーターである。図1では、入所利用者数と総合的規模の経済性指数の関係が、施設規模ごとに図示されている。横軸には入所者総数、縦軸には総合的規模の経済性指数の推定値がとら

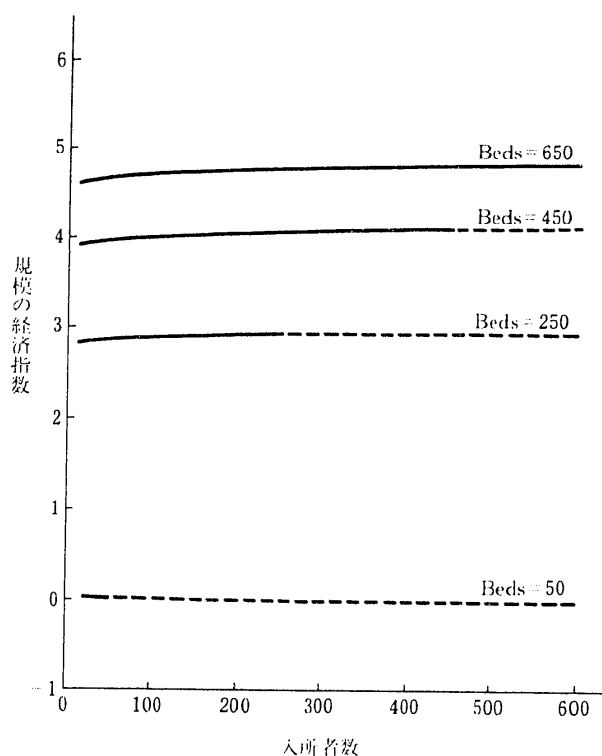


図1 施設規模別の「規模の経済(ES)」

れている。入所定員 50 床を除く、施設規模水準において総合的規模の経済性指数は、常にゼロを超えており、規模の経済が働きつづけているのがみてとれる。しかしトランスログ費用関数は大域的な適合性にとぼしいため、平均的水準から遠く離れた点では良好な説明力をもたない。したがって、定員数が 450 という大規模な施設または入所者が 400 近いといった状況での規模の経済性指数の推定値は、高い信頼性をもたないおそれもある。表5には、平均値で評価した総合的規模の経済性指数 S が示されている。規模の経済指数の推定値は 0.95 であり、10%水準で有意である。したがって、少なくとも標準的老健施設には、規模の経済が働いていると結論づけられよう。

各生産物の限界費用は、(11)式によりもとめられる。

$$MC_i = \partial C_v / \partial y_i = EO_i C_v / y_i \quad (11)$$

表5には、標本平均で評価した各生産物の限界費用の推定結果も示されている。各生産物の限界費用をみてみると、デイケア・サービスに関しては、

表5 規模の経済と限界費用

	推定値	標準誤差	t-値
規模の経済 ES	0.94758	0.54826	1.72833
限界費用			
痴呆入所者 (円/1月)	11,194	8,493	1.31808
非痴呆入所者 (円/1月)	18,032	7,418	2.43081
デイケア利用者 (円/1日)	3,203	660	4.85116

1日当たり3,200円程度の限界費用が推定されている。しかし痴呆入所者と非痴呆入所者の限界費用については、それぞれ月額で1万1,200円と1万8,000円という非常に低い推定値を得ている。この原因は、入所ケアについて老健施設が規模の経済が働く領域で生産活動をおこなっているためと思われる。ここでデータを利用している「老健施設に関する経済調査」が実施された時点で、通所者施設療養費は「老健施設デイケア施設療養費」が1日当たり6,700円、「特別老健施設デイケア施設療養費」が1日当たり8,900円であった。また、老健施設の入所者基本施設療養費は月額25万2,240円である。さらに、痴呆性老人に対しては、月額2万9,100円が加算されている。しかし、われわれの推定結果によれば、非痴呆性老人の限界費用の方が、痴呆性老人に対するそれよりも大きい。ここでの推定結果をみる限り、施設療養費の痴呆性老人加算の経済的根拠は、みいだし難いと結論せざるを得ない。

2.4 範囲の経済

もし、ある財の組み合わせを結合生産したときの費用が、分離して生産したときの費用より小さければ、範囲の経済が働いていると考えることができる。したがって「総合的範囲の経済(SC_o)」は、(12)式のように定義される。

$$SC_o = \frac{C(y_1, 0, 0) + C(0, y_2, 0) + C(0, 0, y_3)}{C(y_1, y_2, y_3)} - \frac{C(y_1, y_2, y_3)}{C(y_1, y_2, y_3)} \quad (12)$$

範囲の経済を測定する2つの手法が存在している。

最も直截的な手法は、費用関数を推定することで、(12)式を直接測定することである。しかしトランスログ費用関数は大域的な適合性にとぼしいため、 $C(y_1, 0, 0)$ のような生産量にゼロが多い場合の費用を正確に推定することは不可能である。したがって、ここでは(12)式を直接測定する手法を採用せず、近似点での弱費用補完性(Weak Cost Complementarities)の検定を試みる。この弱費用補完性は範囲の経済性の存在の十分条件である。財*j*の生産量が増加することにより、財*i*の限界費用が低下するとき、弱費用補完性が存在するといわれる。

$$C_{ij} = \frac{\partial^2 C}{\partial y_i \partial y_j} < 0 \quad (13)$$

ここで、 $C(\cdot)$ は長期費用関数である。この条件は可変費用関数 C_v と(14)式のように関連させることが可能である。

$$C_{ij} = \frac{\partial^2 C}{\partial y_i \partial y_j} = C_{vij} + C_{vjk} \frac{\partial K^*}{\partial y_j} \quad (14)$$

もし、 $\partial K^* / \partial y_j > 0$ であれば¹²⁾、 C_{vij} と C_{vjk} のうち1つでも負の符号をもつことが弱費用補完性の存在の必要条件であり、両者が負の符号をもつことが十分条件となる。Fuss and Waverman (1981)が明らかにしたように、(1)式中の $\alpha_i \alpha_j + \alpha_{ij}$ が負であるとき C_{vij} は負の値をとる。また、 C_{vjk} は(1)式の γ_j に対応する。範囲の経済の存在条件は、(15)式で示される。

$$\begin{aligned} C_{vij} = \frac{\partial^2 C_v}{\partial y_i \partial y_j} < 0 & \quad \alpha_i \alpha_j + \alpha_{ij} < 0 \\ C_{vjk} = \frac{\partial^2 C_v}{\partial y_i \partial K} < 0 & \quad \gamma_j < 0 \end{aligned} \quad (15)$$

表3より明らかなように、入所者サービスに関連する γ は負であるが、統計的に有意ではない。また $\alpha_i \alpha_j + \alpha_{ij}$ の推定結果は表6にまとめられている。痴呆入所者サービスと非痴呆入所者サービスについて費用補完性がみられるが、統計的に有意ではない。したがって、入所サービスとデイケア・サービスに範囲の経済が働いていないことは確実である。また、痴呆性入所者サービスと非痴呆性入所者サービスの間に、範囲の経済性が働いているかを確認することはできない。

表6 範囲の経済

	パラメター	推定値	標準誤差	t-値
痴呆入所者×非痴呆入所者	$\alpha1\alpha2 + \alpha12$	-0.00064	0.01461	-0.04410
痴呆入所者×デイケア利用者	$\alpha1\alpha3 + \alpha13$	0.00038	0.00080	0.47357
非痴呆入所者×デイケア利用者	$\alpha2\alpha3 + \alpha23$	0.00157	0.00085	1.84730

Ⅲ 結 論

米国あるいは日本において、医療施設に対する過剰投資がしばしば指摘されてきた。もし、その指摘が正しいならば、大規模施設に対する投資の公的規制が要求されることになろう。施設規模を規制するのに際し、資源配分の効率性の観点からは、「規模の経済」の有無を考慮することがもめられる。医療施設の規制を担当する政策担当者は、どの程度の規模の施設を、どれだけ設置すべきかという問題に直面している。老健施設の政策担当者も、その例外ではない。要介護老人の増加に対応して供給能力を増大させる場合、老健施設の規模を拡大するのか、施設数の増加を優先すべきなのかを決定しなければならない。われわれの推定結果は、老健施設に規模の経済が働いていることを示している。老健施設の新規開設とならび既存施設による生産規模の拡大にも配慮されねばならない。

医療技術の高度化にともない病院間での機能分化が提案されている。しかし医療施設が生産している多様なサービスの間で範囲の経済が働いていると、機能分化により生産費用は不必要に増加してしまう。医療政策の立案に際して経済的要因を考慮する必要があるならば、医療施設に働く「範囲の経済」に関する情報が必要となろう。老健施設の利用者には、通所者も入所者も含まれる。また、入所者の機能レベルも多様である。これらの利用者に対して、同一の老健施設が多様なサービスを生産している。範囲の経済が働くか否かを実証的に分析することは、中間施設の機能分化の必要性を判断するために有意義な指針を与える。老健施設においてデイケア・サービスと入所サービスの間で、範囲の経済は働いていないことが本研

究で明らかとなった。一方、痴呆性入所者サービスと非痴呆性入所者サービスの間には範囲の経済の存在している可能性があるが、統計学的に確認することはできなかった。効率的な資源配分を実現するためには、デイケア・サービスを生産する施設と入所サービスを生産する施設は分離されるべきである。また、施設入所者の多様性に対応した機能分化は、資源配分の効率性の観点から正当化されないかもしれない。範囲の経済については、生産サービスの定義・計測方法の再検討をも含め、さらなる研究が必要である。

老健施設における各生産要素の需要弾力性は-0.07から-0.11の間にあり、価格の変化に対し生産要素需要は非弾力的である。また生産要素間の代替の弾力性の推定結果からは、老健施設において医療スタッフ相互間で業務代替が可能であることが判明した。看護・介護従事者と一般職員は、生産要素として補完的である。一般職員と「中間財」は代替的生産要素であるが、医療スタッフのなかで「中間財」と代替性が存在するのは、「介護職員」のみであるとの結果を得た。したがって高齢化の進展により、医療従事者への需要が高まり、各医療従事者の賃金が上昇した場合、医療従事者から一般職員ならびに物的生産要素への代替の余地は小さく、生産費用の上昇は大幅になるだろう。

* 本研究は、厚生省老人保健福祉局「老人保健事業推進等補助金」より研究助成をうけている。また全国老人保健施設協会から、老健施設の施設・財務データ入手に際してご協力いただいた。ご尽力をいただいた関係者各位に心より感謝の意を表したい。研究の各段階において、稲田獻一氏（大阪大学名誉教授）、根本二郎氏（名古屋大学）、西村由美子氏（スタンフォード大学）、吉川明宏氏（スタンフォード大学）、William Vogt氏（スタンフォード大学）、Jayanta Bhattacharya氏（スタンフォード大学）より有益なコメントをいただいた。記して謝意を表す。本研究に何らかの優れた点があるとすれば上

記各氏の貢献に帰せられるべきであり、ありうべき誤りは、筆者に帰すものである。また、五十嵐裕子氏(医療科学研究所)からは、図表の作成ならびに本文の校正についてご協力を得た。記して謝意を表する。

注

- 1) 米国における病院の生産構造研究史については、Breyer (1987) と Cowing, Holtmann and Powers (1983) を参照されたい。
- 2) 米国の病院を対象とした研究に、Conrad and Strauss (1983), Cowing and Holtmann (1983), Vita (1990), Fournier and Mitchell (1992) がある。また日本の自治体病院については、漆・青木 (1994) がある。
- 3) 生産物のボックス=コックス変換式は、 $Y=(y^t-1)/t$ で与えられる。ここで t はボックス=コックス・パラメーターである。Caves et al. (1980) が示したように、 t がゼロに近づくとボックス=コックス変換値は自然対数の近似値となる。ゼロを含む変数进行处理する他の方法として、Cowing and Holtmann (1983) のようにゼロに十分近い値の自然対数値を用いた研究も存在するが、推定結果の頑健性に問題がある。詳細は Vita (1990) を参照されたい。ここでは $t=0.01$ を用いて、ボックス=コックス変換をおこなっている。
- 4) 本研究では、全国老人保健施設協会の協力を得て実施した「老人保健施設に関する経済調査」により得られたアンケート調査データを用いている。1992年の調査では、全国580施設の老人保健施設に調査表を送付し、296の施設より回答を得た。また1993年の調査では、全国728施設の老人保健施設に調査表を送付し、361の施設より回答を得た。最終的に、財務データに関する回答を得られた263サンプルを分析に利用している。アンケート調査に基づく研究であるため、サンプル・セレクション・バイアスは避け難いと思われる。残念ながら上記バイアスの大きさならびに方向を確認することは不可能である。しかし、われわれが利用したサンプルの平均入所定員が79.9であるのに対し、厚生省『平成3年 老人保健施設実態調査・老人保健施設報告』によれば、1991年10月1日現在における入所定員の全国平均は79.6と、規模に関して大きな差異は存在しない。
- 5) 1992年実施の「老人保健施設に関する経済調査」の質問項目には労働時間が含まれていないため、本推定では各労働カテゴリーにおける常勤労働者の1ヵ月平均給与額を使用している。なお、各職種の給与データから「その他労働サービス」の平均給与額を算定するに際しては、同一職種内の常勤・非常勤の給与比を用いて、非常勤労働者を常勤換算した。
- 6) ここでは「病床数」として「老人保健施設に関する経済調査」の質問項目中の「入所定員数」を用いている。
- 7) トランスログ費用関数はある近似点でのテイラー展開になっており、ある範囲内のデータ・ポイントでは、パラメーターの優れた推定能力をもっている。しかし、近似点の周辺から遠く離れると適合性をもたない。トランスログ関数のもつ問題点に関しては、Caves and Christensen (1980) が詳しい。さらに、Vita (1990) をも参照されたい。
- 8) 総合的規模の経済に関する議論の詳細は、Braeutigam and Daughety (1983) を参照されたい。
- 9) Caves et al. (1981) と同様に、Cowing and Holtmann (1983) は固定的投入の価格を用いずに、「総合的規模の経済」の測定を試みた。しかし、Cowing and Holtmann は可変費用関数を推定しているにもかかわらず、「総合的規模の経済」を測定するのに、(9)式を用いないで(7)式を用いている。固定的投入要素が存在し、すべての生産要素が同率で増加していない場合、(7)式を用いて測定された「総合的規模の経済指数」は真実の値を示していない。
- 10) 固定的投入に関する取り扱いの相違により、「総合的規模の経済」指数の測定値は大きく異なることが知られている。Nelson (1985) は電力会社のデータを用いて、「総合的規模の経済性」指数の測定の違いを例示している。
- 11) ここで、 $Y=(y^t-1)/t$ である。
- 12) $\partial K^*/\partial Y_j > 0$ という条件は、固定投入 K が正常投入要素であることを意味する。詳しくは Silberberg (1990, pp. 236-249) を参照されたい。

参考文献

- 漆 博雄・青木 研 (1994)「公立病院の費用関数」『国民負担と経済活動の関係についての調査研究事業報告書(追補)』健康保険組合連合会
- Braeutigam, R. and A. Daughety, (1983), "On the Estimation of Returns to Scale Using Variable Cost Functions," *Economic Letters*, 11(1): 25-31.
- Breyer, F. (1987), "The Specification of a Hospital Cost Function: A Comment on the Recent Literature," *Journal of Health Economics*, 6(2): 147-158.
- Caves, D. and L. Christensen, (1980), "The Global Properties of Flexible Functional Form," *American Economic Review*, 70(2): 422-432.
- Caves, D., L. Christensen, and J. Swanson, (1981), "Productivity Growth, Scale Economies, and Capacity Utilization in U. S. Railroads, 1955-1974," *American Economic Review*, 71(5): 994-1002.

- Caves, D., L. Christensen, and M. Tretheway (1980), "Flexible Cost Functions for Multiproduct Firms," *Review of Economics and Statistics*, 62(3): 477-481.
- Conrad, R. and R. Strauss, (1983), "A Multiple-output Multiple-input Model of the Hospital Industry in North Carolina," *Applied Economics*, 15(3): 341-352.
- Cowing, T. G. and A. G. Holtmann, (1983), "Multiproduct Short-run Hospital Cost Functions: Empirical Evidence and Policy Implications from Cross-section Data," *Southern Economic Journal*, 49(3): 637-658.
- Cowing, T. G., A. G. Holtmann, and S. Powers, (1983), "Hospital Cost Analysis: A Survey and Evaluation of Recent Studies," *Advances in Health Economics and Health Services Research*, 4: 257-303.
- Fournier, G. M. and J. M. Mitchell, (1992), "Hospital Costs and Competition for Services: A Multiproduct Analysis," *Review of Economics and Statistics*, 74(4): 627-634.
- Friedlaender, A. F. and R. H. Spady, (1981), *Freight Transport Regulation*, Cambridge MA: MIT Press.
- Fuss, M. and L. Waverman, (1981), "Regulation and the Multiproduct Firm: The Case of Telecommunications in Canada," in G. Fromm ed., *Studies in Public Regulation*, Cambridge MA: MIT Press.
- McKay, N. L., (1988), "An Econometric Analysis of Costs and Scale Economies in the Nursing Home Industry," *Journal of Human Resources*, 23(1): 57-75.
- Nelson, R., (1985), "Returns to Scale from Variable and Total Cost Functions," *Economic Letters*, 18(2-3): 271-276.
- Pauly, M. and M. Redisch, (1973), "The Not-for-Profit Hospital as a Physicians Cooperative," *American Economic Review*, 63(1): 87-100.
- Silberberg, E., (1990), *The Structure of Economics: A Mathematical Analysis (2nd ed.)*, New York: McGraw-Hill.
- Vita, M. G., (1990), "Exploring Hospital Production Relationships with Flexible Functional Forms," *Journal of Health Economics*, 9(1): 1-21.
- (なかにし・さとし (財)医療科学研究所研究員)
(なかやま・のりよし 東京都立大学大学院社会科学部研究科博士課程)