

増員、乳児院の栄養士の新設)、庁費の増額(職員1人当り年額8,000円→10,000円)、保育所地域差の是正(5ヵ年計画の3年目)等が行われる。

25. 国民健康保険助成 2,252億8,900万円(1,740億7,200万円)

昨年末に実施された医療費の引上げ等のため、療養給付費補助金および財政調整交付金が大幅に増額されるとともに、市町村の事務費補助金の単価が大幅に引上げられる(被保険者1人当り300円→340円)。

26. 医療保険財政対策

昨年薬剤の一部負担、保険料率の引上げ、国庫負担の大幅増額等の臨時財政対策が行われた政府管掌健康保険および船員保険については、現に制度の抜本対策が検討されているので、当面収支の均衡を図るため、前年度と同額の国庫負担金(健康保険225億円、船員保険6億円)が計上されている。

27. 国民年金の改善

福祉年金について、所得制限の緩和を図るとともに(扶養親族5人の場合932,500円→1,055,000円)、43年10月分から次のとおり年金月額が引上げられる。

老齢福祉年金	1,600円→1,700円
障害福祉年金	2,500円→2,700円

(準)母子福祉年金 2,000円→2,200円

また、拠出年金の市町村事務費交付金についても、大幅な増額が行われる(被保険者1人当り240円→274円)。

28. 還元融資の改善

厚生年金、船員保険および国民年金の年金積立金の増加に伴い、年金福祉事業団の貸付事業計画額を増額するとともに(380億円→450億円)、特別地方債の総資金枠を増額して(720億円→861億円)、新たに保健所、看護婦養成所および上水道がその対象とされる。

29. 戦傷病者戦没者遺族等援護 195億4,300万円(168億300万円)

軍人恩給のベースアップに対応して、遺族年金等の増額が図られ、42年10月ベースアップの率を70歳以上(28.5%→35%)、65歳以上(20%→28.5%)および65歳未満(10%→20%)に分けてそれぞれ修正し、43年10月から実施される。

30. 特別研究費 5,000万円

発生原因あるいは治療方法がまだ明らかにされていない進行性筋ジストロフィー症、脳性小児マヒ、自閉症、むち打ち症等の研究を推進するため、新たに計上される。

訂 正

前号「別冊3周年記念シンポジウム特集」の64ページ中、曾田長宗氏の発言は、角田豊氏の誤りでした。したがって、66ページの小山氏の発言中、曾田先生は角田先生となります。ここに訂正してお詫び申し上げます。

保健・医療サービスの経済分析

都 村 敦 子

はじめに

わが国の社会保障の特色の一つは、医療保障の占める割合がきわめて高いことである。にもかかわらず、従来、医療の分野に経済分析が適用された例はほとんどない。保健・医療資源の供給と利用を計画する領域においても、経済分析は有効なツールとなり得るのではなかろうか。Martin S. Feldstein はすでに、1964 年¹⁾および 1965 年²⁾ にイギリスの国民保健サービスに関する経済分析を行い、示唆に富む見解を示している。筆者は、この研究に刺激され、それと同種の分析をわが国について試算した。Feldstein の分析は地域間のクロスセクション分析であるが、わが国についてはクロスセクションならびに時系列分析を試み、両者の比較を行った。その試算結果を紹介することが本稿の一つの目的である。いま一つの目的は、やはり Feldstein がごく最近、彼の研究を一書にまとめた『保健サービスの効率に関する経済分析』³⁾を刊行したので、その中の 1 部、すなわち、保健・医療部門の計画モデルを紹介することである。

本稿でとりあげる問題は、集約すれば次の三つの問題である。第 1 に、病院医療の供給と需要の分析、すなわち、医療の地域間適正配分の規準の問題。第 2 に、医療サービスにみられる一種の供給効果、すなわち、病床供給が需要に及ぼす効果の分析。第 3 に、保健・医療部門に関する Feldstein の計画モデルの紹介。

I 病院医療の供給と需要

1. わが国の病院医療の供給と需要

病院医療サービスの需給の指標として、次のものを選

- 1) M.S. Feldstein, "Hospital Planning and the Demand for Care", *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics*, 26(4), 1964.
- 2) M.S. Feldstein, "Hospital Bed Scarcity: An Analysis of the Effects of Inter-Regional Differences", *Economica*, Vol. XXXII, No. 128, November 1965.
- 3) M.S. Feldstein, *Economic Analysis for Health Service Efficiency: Econometric Studies of the British National Health Service*, 1967.

ぶことにした。すなわち、供給については、

(1) 利用可能な病床数

需要については、

(2) 利用された病床数 (年間在院患者延数/365)

(3) 病床利用率 (利用された病床数/利用可能な病床数)

(4) 新入院患者数

(5) 平均在院日数

$$\left(\frac{\text{年間在院患者延数}}{1/2 \times [\text{年間新入院患者数} + \text{年間退院患者数}]} \right)$$

である。あらかじめ、これらの指標の統計を示しておこう。表 1 はクロスセクション・データであり、表 2 は時系列データである。これらの統計は医療の需給の地域間の差異および時系列の変化をみる上に重要である。

分析に先だって、各指標について主だった特徴をひろうことにしよう。

(1) 利用可能な病床数について

病院サービスのもっとも著しい特徴の一つは、人口 1,000 人当り利用可能な病床数が地域によって相当異なることである。表 1 第 1 列をみると、最小値は埼玉県の 4.102 であるのに対し、最大値は高知県の 10.679 であり、埼玉県の 2.6 倍となっている。

表 3 第 1 列は、諸外国の人口 1,000 人当り利用可能な病床数 (1962 年) を示すものであるが、日本 7.91 に対し、ノルウェー 16.37、スウェーデン 16.28、フランス 13.39 をはじめとして、ヨーロッパ諸国は高い水準にある。人口 1,000 人当り医師数との関係でみると、日本は病床数、医師数いずれも低いが、スウェーデン、ノルウェー、フランス、カナダは、病床数は多いが医師数は比較的少く、イタリア、アメリカ、ソ連はその逆で、病床数は相対的に少いが医師数は多い。

(2) 利用された病床数について

病床を十分利用できる地域では、病床の不足している地域に比して、病床利用の強度が小さいと予想されるかもしれない。しかし、表 1 第 2 列をみると、利用された病床数は利用可能な病床数と密接な関係があることがわ

表 1 病床の利用可能性と需要〈クロスセクション〉

都道府県	利用可能な病床数 (1)	利用された病床数 (2)	病床利用率(%) (3)	新入院患者数 (4)	平均在院日数 (5)
北海道	8.777	7.295	83.11	57.11	46.67
青森	8.125	6.492	79.90	41.15	57.70
岩手	8.022	6.292	78.43	49.96	45.96
宮城	8.133	6.554	80.59	47.80	49.95
秋田	6.942	5.591	80.53	43.91	46.54
山形	5.922	4.505	76.08	37.14	44.24
福島	6.797	5.218	76.76	42.97	44.32
茨城	5.266	3.510	66.65	30.80	41.57
栃木	6.233	4.145	66.50	33.04	45.80
群馬	5.374	3.841	71.47	38.15	36.74
埼玉	4.102	2.811	68.54	29.14	35.24
千葉	6.268	4.069	64.92	31.53	47.09
東京	6.958	5.166	74.24	56.74	33.26
神奈川	5.679	4.235	74.57	46.54	33.21
新潟	5.712	4.188	73.31	40.09	38.08
富山	7.555	5.479	72.52	57.56	34.70
石川	9.463	7.049	74.49	69.31	37.12
福井	6.786	4.467	65.83	45.07	36.17
山梨	5.675	3.628	63.93	36.28	36.55
長野	6.457	4.288	66.40	42.28	37.02
岐阜	6.374	4.470	70.13	35.65	45.80
静岡	5.118	3.658	71.46	37.04	36.08
愛知	6.629	4.788	72.23	43.72	40.00
三重	8.054	5.681	70.54	50.35	41.19
滋賀	5.848	4.072	69.63	38.22	38.92
京都	8.471	6.126	72.32	55.00	40.64
大阪	6.922	5.347	77.25	49.69	39.31
兵庫	6.584	5.070	77.00	40.56	45.63
奈良	5.972	4.406	73.78	32.79	49.19
和歌山	6.994	5.371	76.79	39.15	50.10
鳥取	8.597	7.274	84.62	56.25	47.13
島根	6.960	5.772	82.93	41.25	51.01
岡山	9.316	7.320	78.57	64.18	41.70
広島	7.731	6.031	78.01	47.94	45.96
山口	8.102	6.121	75.55	48.72	45.89
徳島	8.414	6.245	74.22	42.36	53.91
香川	8.496	6.498	76.48	52.57	45.16
愛媛	6.996	5.272	75.36	45.26	42.56
高知	10.679	8.705	81.51	52.34	60.94
福岡	8.594	6.741	78.44	39.02	63.25
佐賀	7.354	5.414	73.61	29.81	66.29
長崎	7.453	5.944	79.75	36.06	60.15
熊本	6.940	5.532	79.72	32.89	61.43
大分	6.843	5.448	79.61	38.11	52.52
宮崎	8.551	6.166	72.10	44.35	50.86
鹿児島	6.646	5.239	78.83	26.27	73.12

注 1. (1)(2)(4)は人口1,000人当たり, (1)は年末数, 昭和40年。

2. 精神病床, らい病床は除く。

資料 厚生省『病院報告』昭和40年, 経済企画庁『地域経済要覧』昭和41年, により算定。

かる。利用可能な病床数のもっとも少ない埼玉県では, 利

表 2 病床の利用可能性と需要〈時系列〉

	利用可能な病床数 (1)	利用された病床数 (2)	病床利用率(%) (3)	新入院患者数 (4)	平均在院日数 (5)
昭和27年	3.7815	2.7923	73.840	18.973	54.956
28	4.1942	3.2193	76.755	20.793	57.893
29	4.6468	3.6465	78.472	22.359	59.099
30	5.0892	3.9009	76.650	23.797	60.250
31	5.4354	4.1259	75.908	26.630	57.008
32	5.7178	4.3429	75.953	29.076	54.647
33	5.9136	4.5105	76.273	31.199	52.868
34	6.0777	4.5974	75.644	33.503	50.195
35	6.1809	4.7039	76.104	36.190	47.621
36	6.3196	4.7941	75.860	37.621	46.629
37	6.4947	4.9986	76.963	39.345	46.504
38	6.6958	5.1547	76.984	41.140	45.832
39	6.8601	5.2503	76.535	43.262	44.434
40	6.9955	5.2725	75.370	44.742	43.043
41	7.2020	5.3697	74.549	45.324	43.310

注 1. (1),(2),(4)は人口1,000人当たり。

2. 精神病床, らい病床は除く。

資料 厚生省『病院報告』(昭和27~41年), 経済企画庁『経済要覧』, 昭和41年, により算定。

用された病床数も最小(2.811)であり, 一方, 利用可能な病床数のもっとも多い高知県では, 利用された病床数も最大(8.705)である。

(3) 病床利用率について

病床利用率をみると, 利用の強度は病床の相対的な不足によって影響されてはいない。表1第3列の病床利用率は, 病床が相対的に不足している埼玉県(68.5%)よりも, 病床数をもっとも多い高知県(81.5%)の方が高い。昭和36年に国民皆保険が実現したが, 時系列データでみると, 病床利用率は36年以降75%前後でほぼ一定しており, 上昇傾向はみられない。

(4) 新入院患者数について

時系列でみると, 人口1,000人当たり新入院患者数の増加率は36年頃より低下している。

(5) 平均在院日数について

時系列データの示す一つの特徴は, 病床供給の増加に伴って, 平均在院日数は短縮されていることである。両者の相関係数は-0.87である。なお, わが国の平均在院日数は諸外国と比較するときわめて長い。表3第4列は1963年の一般病院の平均在院日数を示すものであるが, わが国の41.3日に対し, 諸外国は10~20日である。在院日数はその国の医療保険制度, 医療費, 病院制度, 治療技術, 1人当たり国民所得等諸条件と関連をもつものである。

次の表4は表1の地域間変動状況を示すものである。変異係数, 分布範囲は病床供給および病床需要の地域間

表 3 諸外国の病床, 病院, 医師, 平均在院日数 (1962 年)

	人口 1,000 対病床数	人口 1,000 対病院数	人口 1,000 対医師数	一般病院 の平均在 院日数*
ヨーロッパ州				
スウェーデン	16.28	0.132	1.044	13.8
ノルウェー	16.37	0.353	1.124	18.7
デンマーク	9.76	0.049	1.320*	16.6
オーストリア	10.57	0.044	1.325	15.9
イギリス	11.35*	...	1.037*	...
西ドイツ	11.05	0.067	1.595*	20.7
フランス	13.39**	0.122**	1.099**	...
イタリア	9.22**	0.050**	1.627**	15.0
ユーゴスラビア	5.39	...	0.704	14.4
北アメリカ州				
カナダ	13.72	0.157	1.109	10.9
アメリカ	9.05	0.038	1.311	8.3
南アメリカ州				
アルゼンチン	6.07	0.105	1.486	14.6
ベネズエラ	3.49	0.040	0.732	10.5
アジア州				
日本	7.91	0.068	1.108	41.3
台湾	0.74	0.005	0.582	...
タイ	0.76	0.037	0.132*	5.4
アフリカ州				
アラブ連合	2.09	0.046	0.401	...
大洋州				
オーストラリア	11.54	0.186	1.364	...
ソ連	9.09*	0.123**	1.972*	...

注 1. * 1963 年, ** 1961 年, 平均在院日数はすべて 1963 年.

2. 日本の病床数 7.91 が表 2 の 6.49 (1962 年) と異なるのは, 前者は精神, らい病床を含むからである.

資料 WHO, Annual Epidemiological and Vital Statistics, 1961, 1962, 1963.

差異がかなり大きいことを示している。

2. 顕在需要の推定に基づく病床供給計画

最初に, 医療サービスの地域間適正配分の“規準”の問題に焦点をあてよう。わが国の医療制度調査会の答申(昭和 38 年)ならびに医療審議会の答申(39 年)は「地域の必要病床数は, 地域社会における医療需要の調査, 検討をまって求められることが望ましい」と述べているが, この点検討を要すると思われる。従来, 諸外国においても, 病床の供給を計画する場合用いられてきた方法は顕在需要に基づくものであった。顕在需要アプローチの先駆者は, N. T. J. Bailey とナフィールド地方病院財団の研究者達であった。このアプローチは「政府は各地域の需要を充たすに十分なだけの病床を供給すべきである」という見解に基づいている。

Bailey は病床需要を見積る方法について次のように述

表 4 病床の利用可能性と需要の変動
(クロスセクション)

	利用可能な 病床数 (1)	利用された 病床数 (2)	病床利用 率(%) (3)	新入院患 者数 (4)	平均在院 日数 (5)
平均	7.149	5.381	74.76	43.39	46.01
標準偏差	1.292	1.199	5.095	9.391	9.165
変異係数(%)	18.07	22.28	6.82	21.64	19.92
分布範囲					
最小値	4.102 (埼玉)	2.811 (埼玉)	63.93 (山梨)	26.27 (鹿児島)	33.21 (神奈川)
最大値	10.679 (高知)	8.705 (高知)	84.62 (鳥取)	69.31 (石川)	73.12 (鹿児島)

注 表 1 より算定。(1),(2),(4)は人口 1,000 人当り。

べている⁴⁾。

サンプル調査により, ある地域の住民のうち, 前期間中にその地域の病院に入院した患者数 a , 他の地域の病院に入院した患者数 b を求める。地域の人口を N とすると, 入院の危険性のある総有効人口 M (各地域の合計) は,

$$M = \sum \frac{aN}{a+b} \quad (1.1)$$

a と b はポアソン分布に従うものとする, M の分散は,

$$\text{var}(M) = \sum \frac{abN^2}{(a+b)^3} \quad (1.2)$$

実際の病床需要を測定するためには, 医療の需要と供給をバランスさせるに必要な, いわゆる臨界病床数を求め, これにウェイト・リストを減少させるため 1~2 病床を加え, さらに安全のために標準誤差の 2 倍をプラスする。

需要に遅れぬようにするための必要最小限度の病床数(臨界病床数) c は, 前期の平均 1 日当り需要 d (サンプル数 n_1) と平均在院日数 s (サンプル数 n_2) の積により求められる。

$$c = ds \quad (1.3)$$

$$\text{var}(c) = c^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) \quad (1.4)$$

臨界病床数 c と総有効危険人口 M が与えられると, 1 人当り必要病床数 B が得られる。

$$B = c/M \quad (1.5)$$

$$\text{var}(B) = B^2 \left\{ \frac{\text{var}(c)}{c^2} + \frac{\text{var}(M)}{M^2} \right\} \quad (1.6)$$

- 4) Norman T. J. Bailey, "Statistics in Hospital Planning and Design", *Applied Statistics*, November 1956, Norman, T. J. Bailey, "Calculating the Scale of In-patient Accommodation", in J. O. F. Davies, et al., *Toward a Measure of Medical Care*, 1962.

利用可能な病床の占拠率 R を考慮に入れると、

$$B = c/MR \quad (1 \cdot 7)$$

各地域に供給すべき病床数を顕在需要に基づいて見積るべきであるという現行の計画方法に対し、Feldstein は次の様な批判を投げかけた。すなわち、顕在需要アプローチは利用可能な病床供給が入院需要および1ケース当り平均在院日数に及ぼす効果を無視している。病床が不足状態にあり、ウェーティング・リストが多い地域では、外来ベースで医療が行われ、在院日数は相対的に短い。もし病床数が増加すれば入院率も在院日数も増加するのではないかと。

3. 顕在需要アプローチの不適當性⁵⁾

Feldstein は、病床需要と利用可能な病床数との関係を分析することにより、なぜ顕在需要アプローチが不適當であるかを示した。

第1に、顕在需要は外生的な供給によりきわめて強く影響されるから、観測された需要を医療に対する“ニード”または“本来的需要”の測度として把握することはできない。

第2に、病床需要は利用可能な病床供給に比例して増加する。ある供給水準で病床需要が十分満たされるということはない。

第3に、新入院需要も病床供給に伴って増加し、需要の上限は存在しない。

かくて、Feldstein は次のような示唆に富む見解を示した。「政府支出の他の分野にも当てはまることであるが、保健・医療の分野においても、供給の適切な基準を、地域社会の住民の示す“ニード”の水準によって決めるべきではない。むしろ、因果関係は供給から需要に向うのであって、その逆は真ではない」と。この見解は、通常行われるような、需要予測の結果に基づいて計画される方式に内在する欠陥を指摘したものとして重要であると考えられる。

Feldstein の示唆に富む指摘がわが国の場合にどの程度当てはまるかを筆者が試算した結果、大変興味深いことには、病床需要が病床供給によって影響を受ける程度は、イギリスの場合よりも、もっと強いという結果を得たことである。次に、その結果をとりあげたい。

5) 以下の3節、4節に関しては M. S. Feldstein, "Hospital Planning and the Demand for Care", *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics*, 26 (4), 1964. の分析をわが国に適用した。

表5 病床の利用可能性と需要の相関係数 R
(クロスセクション)

供給の指標 需要の指標 R, R^2	日 本		イギリス	
	利用可能な病床数		利用可能な病床数	
	R	R^2	R	R^2
利用された病床数	0.9676	0.9362	0.8380*	0.7021
病床利用率	0.5404	0.2920	-0.0700	0.0049
新入院患者数	0.6909	0.4773	0.6508**	0.4235

注 1. 日本 1965 年, イギリス 1960 年.

2. 日本の場合, いずれも 1%水準で有意. イギリスの場合 * は 1%水準, ** は 5%水準で有意.

表6 病床の利用可能性と需要の相関係数 R
(日本) (時系列)

供給の指標 需要の指標 R, R^2	利用可能な病床数	
	R	R^2
利用された病床数	0.9974*	0.9948
病床利用率	-0.0621	0.0039
新入院患者数	0.9746*	0.9498
平均在院日数	-0.8709*	0.7585

注 * 1%水準で有意.

表5, 表6は、病床の利用可能性と需要の相関関係を示したものである。わが国の利用された病床数と利用可能な病床数の間の相関係数は、クロスセクションの場合は 0.9676、時系列の場合は 0.9974 であり、きわめて高い。ただし、時系列データを用いて求めた相関係数は、トレンド要因を除去しないで、時系列の値をそのまま用いた結果であるから、やや正の偏りがあると考えられる。

病床需要と病床供給の相関係数は、イギリスの場合も高く、0.8380 である。Feldstein は需給の相関が高い理由として、次の3点をあげて、以下のように解釈している。第1に、外生的に決まる需要に應ずるために、過去何年かにわたって供給が調整されてきたこと。第2は、反対に、外生的に決まる供給に対して、地域の需要が反応したとも考えられること。第3に、需要と供給の両者は、いずれも内生的に相互依存し、かつ他の要因の影響を受けて、高い相関が生じたのかもしれないということ。

第1の場合、すなわち、相関が供給の需要への調整を反映しているとすれば、相関係数の大きさは、どの程度調整がなされたかを示す指標となるであろう。したがって、観測された需要は、病床の地域的配分を計画するための規準として利用できるであろう。

第2, 第3の場合、すなわち、観測された需要が利用可能な供給を反映しているとすれば、どれほど供給すべきかを評価する基礎として需要を利用することはできない。

相関から因果関係をただちに推論することはできない。変数が内生的に相互依存の関係にあるかもしれない需要と供給のような関係を考えるときにはとくに慎重でなければならない。しかし、ここでとりあげたような特定の問題の場合には、因果関係は供給から需要に向かっており、その逆が真でないことは明らかである。供給のパターンは歴史の遺産である。多くの病院は何10年も前に建てられたものである。さらに、ある地域で扱われた入院患者のほとんどがその地域の住民である。また、各地域の住民数は病床の利用可能性や需要によって影響されることはないと仮定できる。したがって、むしろ、医者が需要をその地域の供給に調整してきたといえるであろう。病床が相対的に多い地域では、一般医はより大勢の患者を病院へ送るであろうし、病院の外来も入院をすすめるであろう。したがって、1人当り病床供給を外生的とみなし、供給の需要に及ぼす効果を検討することは正しいと考えられる。

表5の相関係数のもつ意味は、もはや明らかである。供給がそれ自らの顕在需要をつくり出している。病床需要の地域間変動のかなりの部分が病床供給の差異によって説明される。すなわち、需要の指標として利用された病床数をとる場合には、需要の地域間差異の93.6%(日本), 70.2%(イギリス), また新入院患者数をとる場合には、47.7%(日本), 42.4%(イギリス)が、病床の利用可能性によって説明される。相関係数は1%水準(イギリスの42.4%は5%水準)で有意である。したがって、わが国の場合には、イギリスの場合以上に、観測された病床需要が利用可能な供給にきわめて強く依存していると予想されるから、顕在需要を病床供給計画の規準として利用しない方がよいと考えられる。

4. 病床供給と病床需要との関係

病床需要がある上限を有するならば、その上限を、病床供給を計画する場合の一つの規準として用いることができるであろう。

病院の利用可能な病床数と病床需要の間の関係を推定した結果は次のようになる。

わが国のクロスセクション・データによる推定式

(1) 需要の指標——利用された病床数の場合

$\begin{cases} D_1: 1,000 \text{人当り利用された病床数} \\ S: 1,000 \text{人当り利用可能な病床数} \end{cases}$

$$D_1 = -1.0491 + 0.8994S \quad (1 \cdot 8) \\ (0.0980)$$

$$R^2 = 0.9677$$

$$D_1 = -1.0826 + 0.9090S - 0.0006594S^2 \quad (1 \cdot 9) \\ (0.0108) \quad (0.0040445)$$

$$R^2 = 0.8571$$

$$\log_e D_1 = 2.8052 - 7.9323/S \quad (1 \cdot 10a) \\ (0.0615)$$

$$R^2 = 0.9647$$

$$D_1 = e^{2.8052 - 7.9323/S} \quad (1 \cdot 10b)$$

(2) 需要の指標——病床利用率の場合

$\frac{D_1}{S}$: 病床利用率

$$\frac{D_1}{S} = 59.5200 + 2.1320S \quad (1 \cdot 11) \\ (4.3827)$$

$$R^2 = 0.2920$$

$$\frac{D_1}{S} = 46.9053 + 5.6864S - 0.2422S^2 \quad (1 \cdot 12) \\ (2.1116) \quad (0.7902)$$

$$R^2 = 0.0937$$

(3) 需要の指標——新入院患者数の場合

D_2 : 1,000人当り新入院患者数

$$D_2 = 7.4767 + 5.0233S \quad (1 \cdot 13) \\ (6.9154)$$

$$R^2 = 0.4773$$

$$D_2 = 16.2262 + 2.5498S + 0.1694S^2 \quad (1 \cdot 14) \\ (5.2445) \quad (1.9625)$$

$$R^2 = 0.4788$$

$$\log_e D_2 = 4.4739 - 5.0203/S \quad (1 \cdot 15a) \\ (0.1856)$$

$$R^2 = 0.4224$$

$$D_2 = e^{4.4739 - 5.0203/S} \quad (1 \cdot 15b)$$

わが国の時系列データによる推定式

(1) 需要の指標——利用された病床数の場合

$$D_1 = -0.0267 + 0.7657S \quad (1 \cdot 16) \\ (0.0596)$$

$$R^2 = 0.9948$$

$$D_1 = -1.2575 + 1.2418S - 0.0441S^2 \quad (1 \cdot 17) \\ (0.0102) \quad (0.0030)$$

$$R^2 = 0.9950$$

$$\log_e D_1 = 2.3982 - 5.2059/S \quad (1 \cdot 18) \\ (0.0151)$$

$$R^2 = 0.9938$$

(2) 需要の指標——病床利用率の場合

$$\frac{D_1}{S} = 76.5053 - 0.0653S \quad (1 \cdot 19) \\ (0.9153)$$

$$R^2=0.0039$$

(3) 需要の指標——新入院患者数の場合

$$D_2 = -16.7549 + 8.5073S \quad (1 \cdot 20) \\ (2.1990)$$

$$R^2=0.9499$$

$$D_2 = 40.9085 - 13.0794S + 1.9488S^2 \quad (1 \cdot 21) \\ (4.2622) \quad (1.2765)$$

$$R^2=0.9773$$

$$\log_e D_2 = 4.7980 - 7.5713/S \quad (1 \cdot 22) \\ (0.0888)$$

$$R^2=0.9138$$

(1) 需要の指標——利用された病床数の場合

(1・8) 式は線型の推定式である。

(1・9) 式は非線型を導入した場合であるが、データの説明力は増さない。

(1・10a) 式は対数と逆数の混合変換を用い、S型曲線で推定した結果である。これを指数型に直したのが(1・10b) 式である。(1・10b) 式は、需要が上限 ($e^{2.8052} = 16.53$ すなわち 1,000 人当り 16.53 病床) をもつことを示している。しかし、この上限は、現在の実績の平均値の約 3 倍であり、変曲点 ($S=7.9323/2$) は実績値の分布範囲よりも低いところに位置するから、直線(1・8) 式よりも S 型曲線をとくに選ぶ根拠はない。したがって、(1・8) 式の示すように、病床供給にほぼ比例して病床需要は上昇する。ただ、(1・10a) 式の説明力は(1・8) 式とほぼ同じであるから、(1・10a) 式の病床需要の上限を一応参考にすると、1,000 人当り 16.53 病床という上限値は、現在の最大値(高知県 8.71) の 2 倍、平均値 (5.88) の 3 倍である。

時系列の場合には、(1・16)、(1・17)、(1・18) 式の決定係数はほとんど同じである。(1・18) 式における病床需要の上限は $e^{2.3982} = 11.0$ であり、昭和 41 年の利用された病床数 5.37 の約 2 倍である。

なお、図 1、図 2 は、わが国とイギリスの利用可能な病床数 S と利用された病床数 D_1 の関係を示すものであるが、わが国の時系列データの推定式とイギリスのクロスセクション・データ(1960 年)の推定式はかなりよく一致している。

(2) 需要の指標——病床利用率の場合

(1・11)、(1・12)、(1・19) 式は、病床利用率が病床供給によっては影響されないことを示している。すなわち、図 3 に示されるように、病床利用率はほぼ一定である。

(3) 需要の指標——新入院患者数の場合

図 1 利用可能な病床数と利用された病床数との回帰線 (線型)

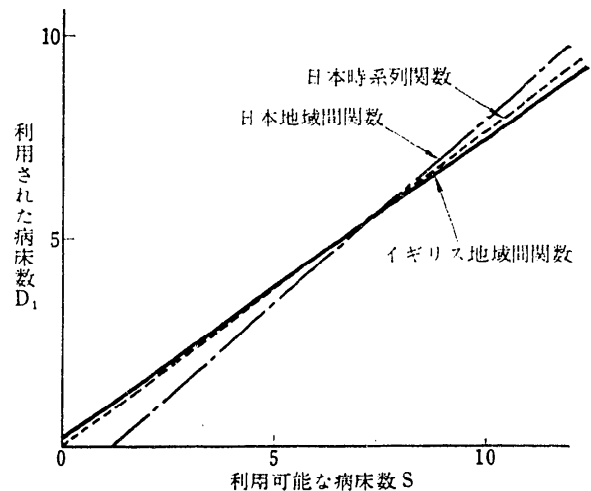
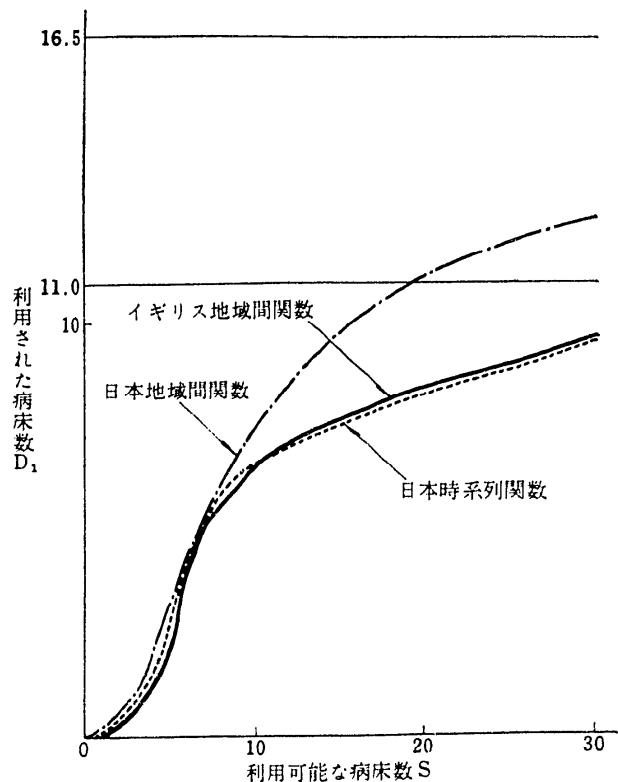


図 2 利用可能な病床数と利用された病床数との回帰線 (対数と逆数の混合変換)



S型曲線の推定式 (1・15a)、(1・22) 式によると、新入院需要の上限は、クロスセクションの場合には1,000 人当り 87.68 人であり、これは実績の最大値(石川県 69.31) の約 1.2 倍、平均値 (43.39) の 2 倍に当る。時系列の場合には、新入院需要の上限値は 121.3 人であ

図3 利用可能な病床数と病床利用率との回帰線

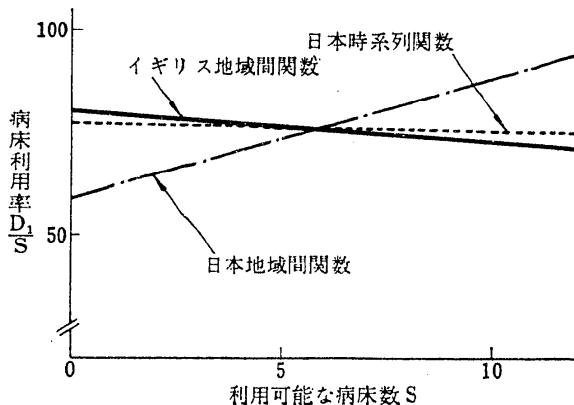
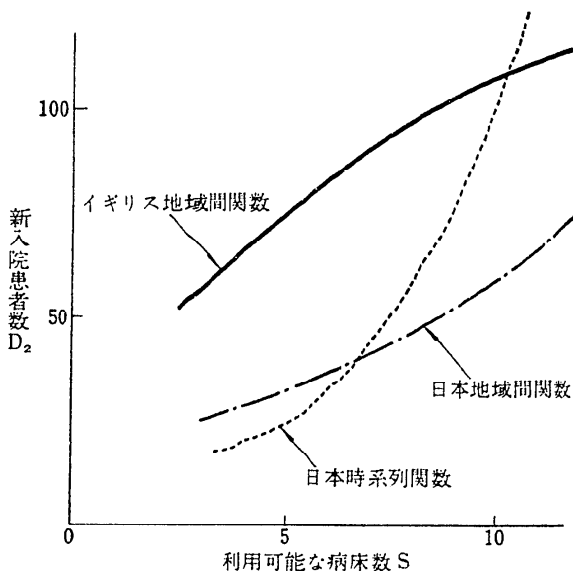


図4 利用可能な病床数と新入院患者数との回帰線 (非線型)



り、昭和41年の実績値の2.7倍である(図5参照)。

しかし、クロスセクション、時系列いずれの場合も、2次式による推定の説明力が高いために、両者とも2次の項は正であり、病床供給の増加と共に新入院需要も増加し、需要の上限は存在しない(図4参照)。

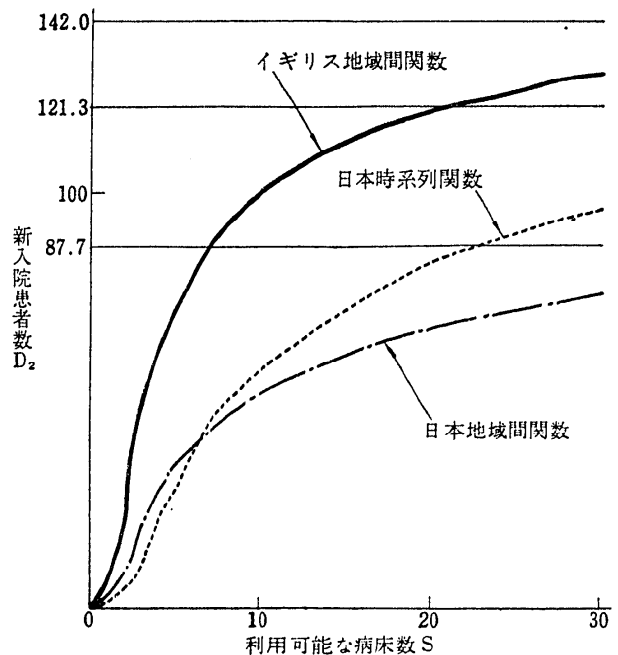
以上の推定結果は、わが国においても、病床供給の増加に伴って、病院医療需要(利用病床数ならびに新入院患者数)は増大傾向を続けることを示している。

II 病床供給の需要に及ぼす効果分析⁶⁾

病床の利用方法として、新入院患者数の加減と平均在

6) M. S. Feldstein, "Hospital Bed Scarcity: An Analysis of the Effects of Inter-Regional Differences", *Economica*, Vol. XXXII, No. 128, November 1965. の分析をわが国に適用した。

図5 利用可能な病床数と新入院患者数との回帰線 (対数と逆数の混合変換)



院日数の増減とは競合する。病院サービスはその限られた病床をいかに配分すべきであろうか。また、病床の種類別に、供給が需要に及ぼす効果は異なるであろうか。これらを分析することは、保健・医療サービスの実施における一つの重要な問題を提出するかもしれない。

1. 反応度(弾力性)の測定

病床のオペラビリティが異なるタイプの病床利用に及ぼす反応度を測るために、病床供給に関する病床利用(需要)の弾力性を推定する。

病床供給に対する*i*タイプの病床利用の弾力性 R_i を次のように定義する。

$$R_i = \frac{dC_{ir}/C_{ir}}{dB_r/B_r} \quad (2 \cdot 1)$$

C_{ir} : r 地域で扱われた i タイプの病床利用

B_r : 病床供給(利用可能な病床数)

ちなみに、Feldstein は指数型の関数 $C_{ir} = AB_r R_i$ を仮説して不変弾力性値として、 R_i を推定している。オペラビリティの効果を知るためには他の指標を用いることもできるが、不変弾力性値が選ばれたのは次のような長所を有するからである。(1)測定および尺度の単位から独立であること、(2)対数をとれば通常の最小2乗回帰により推定可能であること、(3)方程式の確率項は正規分布をすると仮定すれば、 t 分布を用いることによって信頼区間が推定できること、(4)回帰係数によりオペラビ

表 8 弾力性の推定値〈クロスセクション〉

	操 作 変 数	日 本			イ ギ リ ス		
		利用された 病 床 数	新 入 院 患 者 数	平 均 在 院 日 数	利用された 病 床 数	新 入 院 患 者 数	平 均 在 院 日 数
1	なし (通常の最小 2 乗法)	1.2104 (0.0257)	0.7838 (0.0706)	0.4252 (0.0764)	0.947 (0.218)	0.580 (0.233)	0.365 (0.184)
2	グ ル ー プ 分 け 変 数	1.2252 (0.0258)	0.8632 (0.0710)	0.3609 (0.0766)		0.580 (0.433)	0.335 (0.341)
3	利用可能な病床数の順位	1.2675 (0.0262)	0.6708 (0.0712)	0.2355 (0.0734)		0.580 (0.246)	0.335 (0.194)

注 1. カッコ内の数字は弾力性の標準誤差。

2. イギリスの場合 2 の操作変数として利用された病床数 (対数) が用いられた。

合も、イギリスよりもわが国のほうが高いが、社会保障制度、病院の慣行、地域区分の方法などが異なるので、その比較は慎重に行わねばならない。なお、利用された病床数の弾力性は 1.2104 であり、かなり弾力的である。病床供給を 1% 変化させると病床利用は 1.2104% 変化

する。
二種の操作変数を用いた推定値も通常の最小 2 乗推定値と同じ結論を支持する。すなわち、平均在院日数よりも新入院患者数のほうが病床不足の差異に対し一層強い反応性を示している。通常の最小 2 乗推定値が操作変数を用いた推定値よりも過小ではない場合がある。これは、漸近的なバイアスがこの標本では示されなかったからかもしれないし、または観測誤差が互いに、あるいは真の値から独立ではなかったことを反映しているのかもしれない。

表 9 弾力性の推定値〈時系列〉

	操 作 変 数	日 本		
		利用された 病 床 数	新 入 院 患 者 数	平 均 在 院 日 数
1	なし (通常の最小 2 乗法)	0.9997 (0.0070)	1.4857 (0.0281)	-0.5160 (0.0295)
2	グループ分け変数	0.9915 (0.0064)	1.6995 (0.0336)	-0.7286 (0.0347)
3	利用可能な病床数の順位	0.9905 (0.0065)	1.5801 (0.0292)	-0.6140 (0.0365)

注 カッコ内の数字は弾力性の標準誤差。

時系列データに基づいて弾力性の推定値を求めた結果は表 9 のとおりである。クロスセクションの弾力性 (表 8) と比較するとかなりの相違点が見出される。利用された病床数の弾力性はクロスセクションの場合よりもやや低いが、新入院患者数の弾力性は 1.4857 であり、反応度が高い。時系列データでは、病床供給の増加は新入院患者数にもっとも強く反応している。平均在院日数の弾力性 (-0.5160) は、病床供給が 1% 増加すれば、平均在院日数は 0.5160% 減少することを示している。こ

れは、時系列データでは、利用可能な病床数と平均在院日数との相関係数が -0.8709 (1% 水準で有意) のように高いことに対応している。

4. 病床種類別の弾力性の推定値

表 10 はわが国の病床種類別の指標 (時系列) を示したものである。1,000 人当たり利用可能な病床数をみると、伝染病床はほぼ一定であるが、結核病床は昭和 33 年より年々約 3~5% の割合で減少を続けている。一般病床は増加傾向にある。

表 11 は弾力性の推定値を示すが、3 種類の病床いずれにおいても、病床供給は平均在院日数よりも新入院患者数により強く反応する。伝染病床は病床不足に対して反応的でない。時系列でみると、結核病床は漸減傾向にあるが、結核病床の 1% の減少に対し新入院患者数の方も 0.67% 減少していることを弾力性は示している。結核病床の平均在院日数の弾力性が 0.0284 と低いのは、結核という病気の性格によるものであり、平均在院日数は病床供給には影響されないと考えられる。一般病床では、新入院患者数の弾力性が大きい。

5. 結果の説明

病床供給は、平均在院日数よりも新入院患者数に対して、日本の場合には 84%、イギリスの場合には 59% も大きい効果を及ぼすという結果を得たが、この結果の説明をするにあたって、Feldstein はまず以下のようなモデルを考える。病院の意志決定者は、予算と利用可能な病床数の制約条件の下で、効用 (入院患者数、平均在院日数、医療ケアの質の関数) を最大にしようとするものと仮定する。基数的な効用関数は、

$$U = U(N, M, Q) \quad (2 \cdot 6)$$

N : 1 年当り入院患者数

M : 1 ケース当り平均在院日数

表 10 病床種類別の病床の利用可能性と需要〈時系列〉(日本)

	結 核 病 床				伝 染 病 床				一 般 病 床			
	利用可能 な病床数	利用され た病床数	新 入 院 患 者 数	平均在院 日 数	利用可能 な病床数	利用され た病床数	新 入 院 患 者 数	平均在院 日 数	利用可能 な病床数	利用され た病床数	新 入 院 患 者 数	平均在院 日 数
昭和 27 年	1.649	1.564	2.107	292.3	0.166	0.058	1.052	20.56	1.756	1.171	15.81	27.46
28	2.050	1.818	2.001	361.1	0.188	0.058	1.063	20.33	1.954	1.343	17.73	28.15
29	2.379	2.110	2.022	402.0	0.204	0.059	1.178	18.38	2.061	1.475	19.16	27.84
30	2.646	2.274	2.208	383.3	0.215	0.053	1.010	19.36	2.229	1.574	20.58	28.08
31	2.801	2.332	2.409	356.8	0.228	0.056	1.127	18.37	2.401	1.734	23.09	27.65
32	2.869	2.359	2.541	340.8	0.235	0.054	1.077	18.38	2.604	1.922	25.46	27.67
33	2.861	2.344	2.488	341.1	0.240	0.058	1.179	17.84	2.797	2.098	27.53	27.98
34	2.798	2.250	2.421	334.8	0.239	0.058	1.244	17.13	3.019	2.273	29.84	28.01
35	2.700	2.148	2.353	327.6	0.243	0.064	1.354	17.19	3.238	2.493	32.48	28.16
36	2.609	2.044	2.232	333.0	0.241	0.060	1.251	17.50	3.470	2.690	34.14	28.85
37	2.535	2.049	2.084	358.8	0.243	0.052	1.076	17.74	3.717	2.897	36.19	29.32
38	2.446	1.978	1.853	383.7	0.242	0.054	1.120	17.65	4.008	3.123	38.17	29.95
39	2.340	1.871	1.674	395.0	0.245	0.047	0.947	18.14	4.275	3.333	40.64	30.07
40	2.246	1.723	1.494	408.5	0.246	0.041	0.841	17.68	4.503	3.508	42.41	30.25
41	2.135	1.612	1.396	407.3	0.241	0.048	1.038	16.95	4.826	3.710	42.89	31.67

注 利用可能な病床数, 利用された病床数, 新入院患者数は人口 1,000 人当り。
資料 厚生省『病院報告』, 経済企画庁『経済要覧』による算定。

表 11 病床種類別の弾力性の推定値 (日本)

	クロスセクション		時 系 列	
	新入院 患者数	平均在 院日数	新入院 患者数	平均在 院日数
結 核 病 床	0.9886 (0.0958)	0.1453 (0.0893)	0.6702 (0.0687)	0.0284 (0.0434)
伝 染 病 床	0.2275 (0.3106)	-0.0078 (0.0913)	0.0651 (0.0529)	-0.4488 (0.0120)
一 般 病 床	0.8557 (0.0538)	0.3036 (0.0642)	1.0251 (0.0164)	0.0951 (0.0097)

注 1. 最小2乗法により推定 (操作変数は使用せず)
2. カッコ内の数字は弾力性の標準誤差。

Q: 医療ケアの質

予算の制約条件は,

$$E = NMP = NM^{1+\alpha}Q^{\beta}A \quad (2.7)$$

E: 総支出

P: 1 日当り平均費用。P は M と Q の不変弾力性関数 $P = AM^{\alpha}Q^{\beta}$ と仮定。

利用可能な病床数の制約条件は,

$$B = NM/365R \quad (2.8)$$

B: 利用可能な病床数

R: 占拠率。一定と仮定。

効用関数 (2.6) を制約条件 (2.7), (2.8) に関して最大にする問題を考える。各変数の対数を小文字で表わすならば,

$$u^* = u[n, m, q] + \mu_1[n + m - r - \log 365 - b] + \mu_2[n + (\alpha + 1)m + \beta q + a - e] \quad (2.9)$$

効用最大化のための 1 階の条件は ($\partial u / \partial n = u_n, \dots$ 等)

$$u_n + \mu_1 + \mu_2 = 0$$

$$u_m + \mu_1 + (\alpha + 1)\mu_2 = 0$$

$$u_q + \beta\mu_2 = 0 \quad (2.10)$$

$$n + m - r - \log 365 - b = 0$$

$$n + (1 + \alpha)m + \beta q + a - e = 0$$

2 階の条件は,

$$\begin{pmatrix} u_{nn} & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & u_{mm} & 0 & 1 & 1 + \alpha \\ 0 & 0 & u_{qq} & 0 & \beta \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 + \alpha & \beta & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dn \\ dm \\ dq \\ d\mu_1 \\ d\mu_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ db \\ de \end{pmatrix} \quad (2.11)$$

縁付きヘッセ行列を H, H の逆行列の i, j 要素を H^{ij} で表わすならば,

$$dn = H^{14}db + H^{15}de \quad (2.12)$$

$$dm = H^{24}db + H^{25}de \quad (2.13)$$

したがって, 利用可能な病床数に関する入院患者数の弾力性は¹⁰⁾,

$$\frac{dn}{db} = H^{14} + H^{15} \left(\frac{de}{db} \right) \quad (2.14)$$

de/db : 病床数に関する総予算の弾力性

同様にして, 平均在院日数の弾力性は,

$$\frac{dm}{db} = H^{24} + H^{25} \left(\frac{de}{db} \right) \quad (2.15)$$

逆行列を計算し, 整理すると,

$$\frac{dn}{db} = \left[\beta^2 u_{mm} + \alpha \left(1 - \frac{de}{db} \right) u_{qq} + \alpha^2 u_{q\eta} \right] |H|^{-1}$$

10) B に関する N の弾力性 e_{BN} は, $e_{BN} = \frac{d(\log N)}{d(\log B)} = \frac{dn}{db}$.

$$(2 \cdot 16)$$

$$\frac{dm}{db} = \left[\beta^2 u_{nn} - \alpha \left(1 - \frac{de}{db} \right) u_{qq} \right] |H|^{-1} \quad (2 \cdot 17)$$

$dn/db > dm/db$ となるための必要十分条件は、

$$2\alpha \left(1 - \frac{de}{db} + 0.5\alpha \right) u_{qq} |H|^{-1} > \beta^2 (u_{nn} - u_{mm}) |H|^{-1} \quad (2 \cdot 18)$$

最大化の2階の条件により $|H| < 0$ であるから、

$$2\alpha \left(1 - \frac{de}{db} + 0.5\alpha \right) u_{qq} < \beta^2 (u_{nn} - u_{mm}) \quad (2 \cdot 19)$$

α は平均在院日数に関する1日当たり平均費用の弾力性であり、その絶対値は小さいと考えられる。 de/db は病床数に関する総予算の弾力性で、この値は1より小さいことが予想される。というのは、厚生省は、各地域に1病床当たり同額の予算を供給するという傾向をとらないで、おそらく人口に関して資金を公正に配分するからである。 α の絶対値が低いこととあいまって、これは、 $(1 - de/db + 0.5\alpha) > 0$ を意味する。もし $u_{qq} < 0$ であり、かつ $(u_{nn} - u_{mm}) \geq 0$ ならば、(2・19) 式の不等号が満足される。もちろんこれらの条件は十分条件であって、必要条件ではない。けれども、これらの条件は妥当性をもつと考えられる。 $u_{qq} < 0$ は、効用の医療ケアの質に関する弾力性は質が増加すると減少することを意味する。 $(u_{nn} - u_{mm}) \geq 0$ は、効用の平均在院日数に関する弾力性は、効用の入院患者数に関する弾力性と少くとも同じ速さで減少することを意味する。

モデルの政策的な意味は (2・16)、(2・17) 式から明らかである。 de/db が増加すると、 dm/db は減少し、 dn/db は増加するであろう。すなわち、もし病床が相対的に豊富な地域の病院から、病床が相対的に不足している地域の病院へ、より多額の予算を配分するならば、その地域の平均在院日数は短縮され、より多くの入院患者をとり扱えるであろう。

モデルで示唆された関係に加えて、なぜ入院患者数の弾力性が平均在院日数の弾力性より高いかは、医者、患者等の行動によって説明されるものと考えている。

第1に、病院の医者は入院待機中の患者に対するよりも、自分が主治医として診療を担当している入院患者に対して強い責任感をもっているということである。自分の患者に対してできるだけよい医療を与えたいということが臨床医の意志決定の基礎をなしている。

第2に、医者や看護婦長は、相対的な病床不足に応じて患者の在院日数を短くするような行動はとらないということである。

第3に、在院日数に関する一般の慣行のほうで、入院に関する一般の慣行よりもとらえやすいということである。

第4に、患者の在院期間は、患者自身によって決定される場合があるということである。その場合には、平均在院日数は、相対的な病床不足によっては影響されない。

III 保健・医療部門の計画モデル¹¹⁾

1. モデルの目的と性質

モデルの目的は、保健・医療部門の活動をよりよく理解し、政府の政策の条件付予測計画に対する枠組を用意することにある。イギリスの国民保健サービスは、病院、地方保健当局、一般医サービスの三つの主要な部分から成立っているが、三者の相互関係を示す9個の構造方程式モデルを考え、人口動態および社会的特性がこれら保健部門の活動におよぼす効果を検討する。具体的には、モデルは助産サービス、家庭看護、家事援護、保健婦訪問に対する地方当局の支出水準（人口1,000人当たり）、一般医サービスのアベイラビリティ、病院入院率、1ケース当たり平均在院日数を決定する関係を示したものである。

構造方程式は、イングランド・ウェールズの60の観測単位をもつ1960年のクロスセクション・データで推定された。対数線型モデルが選ばれているので、パラメーターは弾力性の推定値である。構造パラメーターの推定に際しては、2段階最小2乗法が用いられた。

2. 構造方程式

モデルで用いられた変数は表12のとおりである。方程式体系

(1) 助産サービス¹²⁾

$$\text{MIDW} = 4.7605\text{FEM} + 0.7330\text{SOC} + 1.7999\text{CHI} \\ (2.1204) \quad (0.2557) \quad (0.7833)$$

$$+ 0.0665\text{DEN} - 0.7069\text{RAV} - 0.4803\text{BU} \\ (0.0820) \quad (0.2422) \quad (0.3262)$$

$$+ 0.0706\text{GPA} + 0.2379\text{LAE}_{-6} + 3.2154 \quad (3 \cdot 1) \\ (0.2770) \quad (0.1891)$$

(2) 家庭看護

11) M. S. Feldstein, *Economic Analysis for Health Service Efficiency: Econometric Studies of the British National Health Service*, 1967. この書の第9章で展開された計画モデルは保健・医療部門の計量経済学的分析として先駆的なものである。Ⅲはこのモデルを要約したものである。

12) へは内生変数であり、1段階推定値を代入したもの。

表 12 モデルの変数

記号	外生変数, 先決変数
AGE	高齢者 (75 歳以上) の割合
BAA	地域の利用可能な病床
BAC	州の利用可能な病床
CHI	児童 (15 歳未満) の割合
DEN	人口密度
FEM	全人口に占める女性の割合
INC	1 人当り所得
RAV	地域の課税標準価格
SOC	低社会階層の割合
GPA ₋₆	6 年前の一般医のアベイラビリティ
LAE ₋₆	6 年前の地方当局の保健サービス総支出
記号	内生変数
ADM	病院入院率
BU	利用された病床
DOMC	地方当局の家事援護支出
GPA	一般医のアベイラビリティ
HEVI	地方当局の保健婦訪問支出
HONU	地方当局の家庭看護支出
LAHE	地方当局の DOMC, MIDW, HEVI, HONU 支出
MIDW	地方当局の助産サービス支出
MS	1 ケース当り平均在院日数

$$\text{HONU} = 0.2567\text{AGE} - 0.2550\text{SOC} - 0.0098\text{DEN} \\ (0.2180) \quad (0.1812) \quad (0.0648)$$

$$-0.0809\text{RAV} - 0.3897\hat{\text{BU}} + 0.4943\hat{\text{GPA}} \\ (0.2098) \quad (0.2466) \quad (0.1797) \\ +0.6057\text{LAE}_{-6} - 0.2126 \quad (3 \cdot 2) \\ (0.1494)$$

(3) 家事援護

$$\text{DOMC} = -0.2102\text{AGE} - 0.2612\text{SOC} - 0.0052\text{DEN} \\ (0.1875) \quad (0.1553) \quad (0.0555) \\ +0.0433\text{RAV} - 0.0139\hat{\text{BU}} + 0.2903\hat{\text{GPA}} \\ (0.1798) \quad (0.2113) \quad (0.1540) \\ +0.5336\text{LAE}_{-6} + 1.2096 \quad (3 \cdot 3) \\ (0.1280)$$

(4) 保健婦訪問

$$\text{HEVI} = 2.2756\text{FEM} + 0.6789\text{CHI} + 0.2304\text{SOC} \\ (2.7667) \quad (1.0221) \quad (0.3337) \\ -0.0936\text{DEN} - 0.0098\text{RAV} + 0.1310\hat{\text{GPA}} \\ (0.1070) \quad (0.3160) \quad (0.3614) \\ +0.2272\hat{\text{BU}} + 0.6378\text{LAE}_{-6} + 1.7210 \quad (3 \cdot 4) \\ (0.4257) \quad (0.2467)$$

(5) 一般医のアベイラビリティ

$$\text{GPA} = -0.0648\text{AGE} - 0.9692\text{CHI} + 0.2053\text{SOC} \\ (0.1728) \quad (0.4721) \quad (0.1414) \\ -0.0348\text{DEN} - 0.0564\text{BAC} + 0.4808\text{BAA} \\ (0.0331) \quad (0.0884) \quad (0.2769)$$

$$+0.2187\hat{\text{LAHE}} + 0.6678\text{GPA}_{-6} - 2.8594 \\ (0.2109) \quad (0.1079)$$

(3・5)

(6) 病院入院率

$$\text{ADM} = 0.2053\text{BAC} + 0.2594\text{BAA} - 0.2005\text{AGE} \\ (0.0641) \quad (0.1894) \quad (0.1484)$$

$$+0.8559\text{FEM} + 0.0390\text{DEN} + 0.1435\hat{\text{GPA}} \\ (1.0092) \quad (0.0257) \quad (0.0950)$$

$$+0.2016\hat{\text{LAHE}} - 0.0851\hat{\text{MS}} - 6.9943 \quad (3 \cdot 6) \\ (0.1597) \quad (0.1624)$$

(7) 平均在院日数

$$\text{MS} = 0.1378\text{BAC} + 0.1519\text{BAA} + 0.3850\text{AGE} \\ (0.1257) \quad (0.3125) \quad (0.2083)$$

$$-1.9630\text{FEM} - 0.0156\text{DEN} - 0.1000\text{INC} \\ (1.5938) \quad (0.0404) \quad (0.0546)$$

$$-0.0298\hat{\text{LAHE}} + 0.2621\hat{\text{ADM}} + 2.9526 \quad (3 \cdot 7) \\ (0.2600) \quad (0.4669)$$

(8) 利用された病床数

$$\text{BU} = \text{ADM} + \text{MS} - \log 365 \quad (3 \cdot 8)$$

(9) 地方当局の保健支出

$$\text{LAHE} = 0.25(\text{MIDW} + \text{HONU} + \text{DOMC} + \text{HEVI}) \\ (3 \cdot 9)$$

3. 個別方程式の説明

(1) 助産サービス

助産サービスの重要な決定要因は出生率であるから、これに関連する人口特性として、総人口に占める女性 FEM, 児童 CHI, 低社会階層 SOC の割合が選ばれた。前二者に対する弾力性がきわめて高いのは、FEM と CHI のわずかな増加は出生率のより大なる上昇をもたらすと考えられるからである。利用病床 BU に関する弾力性がマイナスであるのは、地方当局の助産サービスは、病床供給の少ない地域で、付加的サービスを与えていることを示すものである。

(2) 家庭看護

家庭看護は、病院看護と代替的關係にあり、一般医サービスとは補完的關係にある。利用病床 BU の相対的に多い地域では、家庭看護支出は減少し、一方一般医のアベイラビリティ GPA とはプラスの關係にある。家庭看護支出は、過去の地方の保健支出 LAE₋₆ に応じてかなり変動する上に、高齢者比率 AGE の上昇とともに増加する。低社会階層 SOC に関する弾力性がマイナスであるのは、地方当局の保健ケア・システムが適切に機能していないことを示す。

(3) 家事援護

家事援護は、公共施設における看護を必要とする人を自宅に住まわせるために計画されたボランティア・サービス（ホームヘルプ、給食サービス等）からなる。(3・3)式は、家事援護が病院施設 BU および高齢者 AGE、低社会階層 SOC へのサービスの補充として機能していないことを示している。家事援護は、一般医ならびに中・上流の社会階層の需要に応じているようである。家事援護支出は、地方保健サービス予算の中でもっとも大きい割合を占めているから、この方程式は、情報のモニターとして重要である。

(4) 保健婦訪問

保健婦訪問の機能は、就学前幼児、学童、その母親に保健教育および社会的助言を与えることである。女性 FEM、児童 CHI、低社会階層 SOC の割合は保健婦訪問支出を増加させる。利用病床 BU に関する弾力性が低いことは、保健婦訪問が地方当局の他のケアと異り、入院看護の代替とはならないことを反映している。前期の地方保健支出 LAE-6 はかなり重要な要因となっている。

(5) 一般医のアベイラビリティ

病院の利用可能な病床数は、一般医の地域選定の重要な決定要因である。(3・5)式は、地域の病床供給 BAA が豊富になれば、一般医 GPA は増加することを示している。地方当局の保健支出水準 LAHE も一般医にとってプラスの誘因となっている。これらの結論が正しいとすれば、保健・医療部門の活動を理解する上で重要である。BAA および LAHE の係数は、一般医は彼等のサービスが病院や地方当局の保健ケアの代用となるような地域へ行こうとしないことを示している。

一般医サービスの利用率は、児童、高齢者、低社会階層では相対的に高いことが予想される。人口密度の低い地域では、医者への往診時間がかかるので、同じ量のサービスを供給するのに、より大勢の一般医を必要とするであろう。したがって、人口の年齢分布、社会階層の構成、人口密度は、医者が立地条件を評価する際に考慮する要因かもしれない。これらの変数の係数は、一般医が、彼等のサービスに対する需要がもっとも多い地域に向かうとしているかどうかに関して有益なモニターを提供するであろう。推定式 (3・5) によると、一般医の低社会階層 SOC と人口密度 DEN への反応は適当である。すなわち、前者はプラス、後者はマイナスである。しかし、高齢者 AGE と児童 CHI の係数がマイナスであるのは、一般医が彼等のサービスに対する需要がもっとも多い地

域を必ずしも選択してはいないことを示している。

(6) 病院入院率

入院率は、保健・医療部門モデルの重要な政策目標であり、かつ地方当局の活動に影響を及ぼす利用された病床 BU の構成要素としても重要である。入院率は病床供給 BAC と BAA によってかなり影響される。女性 FEM に関する弾力性がプラスであるのは、女性の入院加療率が男性よりも高いことを示している。高齢者 AGE の係数がマイナスになっているのは、解釈しにくい。高齢者の入院率は、相対的に高いが、平均在院日数は年齢とともに急速に増加し、高齢者はより多くの病床日を占有するので、全体の入院率は減少すると考えられる。平均在院 MS の係数がマイナスであるのは、所与の病床供給に対して、在院日数が長いと入院患者数を減少させることを示している。

(7) 平均在院日数

平均在院日数も、目標変数としてのみならず地方当局の活動に影響を及ぼすものとして重要である。主要な外生的な決定要因は、病床供給 BAC と BAA である。病床供給に関する平均在院の弾力性は、0.2897 であり、入院率に関する弾力性 (0.4647) の約 3 分の 2 である。これは効果分析の比率と同じである。高齢者 AGE に関するプラスの弾力性、女性 FEM に関するマイナスの弾力性は、高齢者の平均在院が長く、女性の平均在院が短いことを反映している。所得 INC に関する弾力性がマイナスであるのは、平均所得の高い地域においては、平均在院期間が短く、退院後一層よい家庭条件の下で健康増進がはかれることを示している。

4. 誘導形方程式

構造方程式は、内生変数の相互関係および先決変数の効果を理解するのに役立つ。このモデルの構造方程式の係数は、偏弾力性であり、他の内生変数がすべて不変であるならば、ある変数の他の変数に及ぼすインパクトを測定する。誘導形方程式は、ある先決変数が内生変数に及ぼす総効果を示すばかりでなく、条件付予測計画に直接利用できるという点で重要である。先決変数の予測値を所与とすると、誘導形方程式は、政策手段である外生変数の関数として各内生変数の値を予測する。もし、それまでに内生的に決まっていた変数に、政府が直接操作を行うならば、どのような結果になるかを検討するために、新たに誘導形方程式を求めることもできる。

(1) 政策変数＝病床供給の場合

上述のモデルでは、病床供給は、中央政府により直接

表 13 誘導形係数 (政策変数 = 病床供給)

	助産サービス	家庭看護	家事援護	保健婦訪問	一般医	入院率	平均在院
州の利用可能な病床	-0.1719	-0.1713	-0.0259	0.0694	-0.0728	0.1642	0.1831
地域の利用可能な病床	-0.2294	0.0269	0.1339	0.1886	0.4874	0.3155	0.2337

表 14 誘導形係数 (政策変数 = 病床供給, 一般医のアベイラビリティ)

	助産サービス	家庭看護	家事援護	保健婦訪問	入院率	平均在院
州の利用可能な病床	-0.1746	-0.1417	-0.0050	0.0826	0.1774	0.1861
地域の利用可能な病床	-0.2114	-0.1715	-0.0061	0.1000	0.2267	0.2135
一般医	-0.0370	0.4071	0.2872	0.1818	0.1823	0.0415

操作される唯一の政策手段である。したがって、誘導形方程式は、病床供給の変化が各内生変数に及ぼす効果を予測するために用いられる。表 13 は、病床供給 BAC と BAA の係数を示す (他の変数は省略)。表 13 によると、病床供給の水準を高めた場合の効果は、助産サービスおよび家庭看護に対する地方当局の支出を減少させ、家事援護および保健婦訪問の支出を増加させる。一般医のアベイラビリティは、地域の病床供給 BAA の増加とともにかなり上昇する。入院率は、平均在院日数の場合よりも、病床供給によって増加する率が高い。

(2) 政策変数 = 病床供給, 一般医のアベイラビリティの場合

一般医を外生変数とすることは、他の誘導形方程式の弾力性に重要な効果を及ぼす。係数は表 14 に示されるが、表 13 と比較すると、病床供給の増加は、家庭看護支出のより大幅な減少、ならびに家事援護のわずかな減少をもたらす。保健婦訪問支出も、一般医 GPA が内生的である場合ほどには増加しない。病床供給の増加は、地方支出増加の要因となる一般医の増加をまはや惹き起さないからである。病床供給 BAA に関する入院率 ADM の弾力性も低下し、入院率と平均在院の弾力性をほぼ等しくする。一般医 GPA に関しては、構造方程式の場合と同様である。

(3) 政策変数 = 病床供給, 地方当局の保健支出の場合

表 15 によると、病床供給に関する弾力性は、表 13 の場合と類似している。病床供給に関する入院率の弾力性は、平均在院の弾力性よりも大きい。病床供給が一般医に及ぼす効果もプラスである。地方保健支出の効果は、構造方程式の場合と変らない。

(4) 政策変数 = 病床供給, 一般医のアベイラビリティ, 地方当局の保健支出の場合

表 16 をみると、平均在院は、病床供給の増加に伴って上昇する。一般医、地方支出が平均在院に及ぼす効果

表 15 誘導形係数 (政策変数 = 病床供給, 地方当局の保健支出)

	一般医	入院率	平均在院
州の利用可能な病床	-0.0564	0.1814	0.1854
地域の利用可能な病床	0.4808	0.3086	0.2328
地方当局の保健支出	0.2187	0.2304	0.0306

表 16 誘導形係数 (政策変数 = 病床供給, 一般医, 地方当局の保健支出)

	入院率	平均在院
州の利用可能な病床	0.1893	0.1874
地域の利用可能な病床	0.2411	0.2149
一般医	0.1403	0.0367
地方当局の保健支出	0.1996	0.0226

は弱い。他方、一般医、地方支出は、入院率にはプラスの効果と及ぼす。これは、もし病床供給の少ない地域において、より多くの一般医に開業を奨励し、かつこれらの地域で地方当局の保健支出を増加させるならば、入院患者数は上昇するであろうということを意味する。これは、病床供給の少ない地域では、病院ケアの代替としてではなく、病院施設のより適切な利用を促進するために、一般医と地方当局の保健・医療サービスを増加させるべきであるという興味深い結論である。

5. モデルの改善

保健・医療部門の変数間の関係を明らかにする上記のモデルは、単純化されたものであるため、結果の解釈を慎重に行う必要がある。このタイプの分析が、実際に条件付予測計画に用いられるためには、多くの点でモデルの改善がなされねばならない。

(1) 保健・医療部門の政策目標を、もっと直接的に、かつあまり大づかみでなく定式化して、モデルに織込むことが望ましい。地方当局の活動を、その支出のみで代表させているために、多くの問題の検討を妨げている。