

医療政策の効果測定の理論的枠組について¹⁾

田 中 滋

I はじめに

この報告は、次の3つの部分から成っている。

- (1) 医療需要の構造と変動に関し、各種資料から抽出された経験法則について。
- (2) その経験法則を描写するための理論的枠組について。
- (3) 予備作業としての、保健医療関係品目消費支出額に対する回帰計測結果について。

この研究の目的は、対象人口の属性別、または類型別にみた、変動過程における需要動態の差を観察し、次にそれを説明する理論モデルを作成することにより、政策インプリケーションを導き出そうとするものである。

長期的視野に立って実現を図らねばならない、

(1)ヘルス・マンパワーの養成、(2)診療・予防・リハビリテーション施設の適正配置、(3)保険制度の改革、等に関する政策を考案するに当り、保健医療サービスに対する需要の構造を正しく把握することは不可欠の前提条件である。例えば「国民総医療費」といったマクロの集計指標は、以下に述べる区分ごとの医療需要の変動と、総量に占めるそれらの構成割合の変化を受けて推移していく。したがって、需要構造の分析を無視ないし軽視し、集計指標のみに対応した供給量増加策は、いたずらな総医療費の増大を招く危険性を伴うと言える。

保健医療サービスに対する需要を正しく把握するためには、本来、まず分析対象を、経済外的要因である性・年齢によって層化する必要がある²⁾。何故なら、性・年齢階層別の需要量の差は、いわ

ば「生物学的要因」によるものと考えられるからである。図1-1は、年齢階級別の受療率³⁾がどのように異なっているのかを示している。特に1972年以降は、老人医療無料化によって、医療費の支払に起因する受療への妨げが除去されたため、高齢者層の潜在ニーズが顕在化した。その結果、年齢階層毎の受療率は、疾病発生の差を受けて、はっきりとした差異を示すようになった。

性・年齢差を考慮した上で、(1)各個人の職業、(2)世帯内の地位(被用者保険による給付率の差を含む)、あるいは(3)その個人を含む家計が属する所得階層、等々の経済的要因における種別ごとの医療需要の動態を観察することができる(供給体制との関連の点からすれば、上述の区分のほか、(4)地域別、(5)診療科目別、(6)1・2・3次診療別、の需要構造への配慮も重要であろう)。

保健医療サービスに対する需要を決定する要因は、次の2種類に大別することができる。

- A 疾病の発生に関わる変数
- B 受療の決定に関わる変数

このうち、後者(3)の変数とは、次のようなものである。

すなわち、疾病(傷害を含む)発生後、(1)ヘルス・サービスを購入するか否か; および受療する場合、(2)どのような種類の財貨・サービスを、(3)何処で、(4)どれだけの期間にわたって購入するのか——についての意思決定に影響する要因を指す。これには、B種類の変数群が含まれる。

B 1 保健医療費支出のファイナンスに関わる変数

B 2 ヘルス・サービスを必要とする各個人の時

1) 本報告のための作業に当り協力を得た、中央大学経済学部 笠原隆・小山文代の両君に感謝する。

2) 本報告では、時間の制約もあり、年齢によるデータの属化は行なえなかったが、現在進行中の作業では、年齢を明示的に扱った分析がなされている。

3) 用語の説明はII節でなされる。

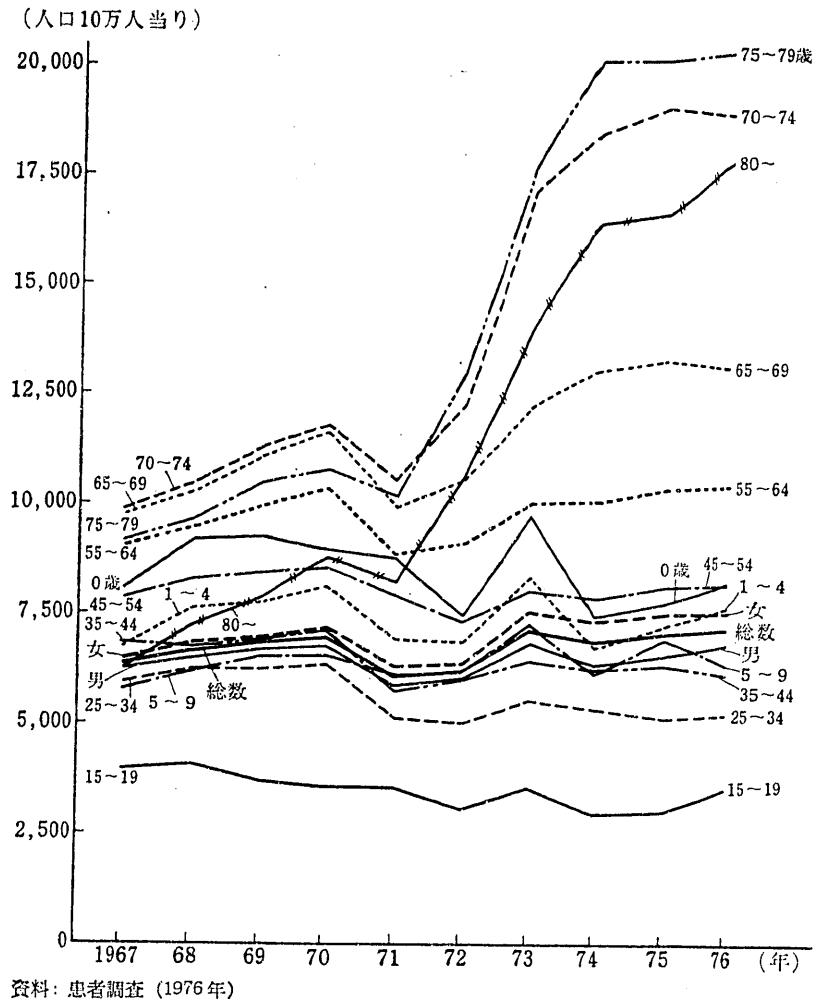


図 1-1 年齢階級別受療率

間価格に関わる変数

B3 ヘルス・サービス供給のアヴェイラビリティに関わる変数⁴⁾

表 1-1 は、保健医療サービスに対する需要分析の際考慮されるべき変数を、前述の A-B 両者に分類したものである。

II 観察事実とその解釈

§ 1 観察のための準備

本報告では、各社会保険について、次のような略称を使用する。

- 1 政府管掌健康保険 (政管)
- 2 組合健康保険 (組合)
- 3 日雇労働者健康保険 (日雇)

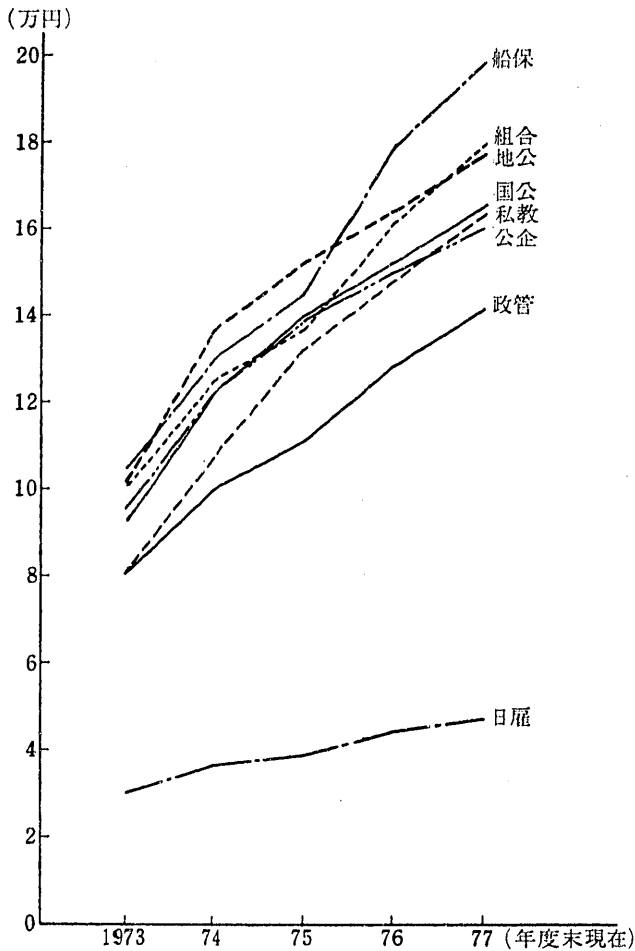
4) 医療サービスについてしばしば指摘されることであるが、供給側や保険機構の整備による需要創出効果を含む。

表 1-1 疾病発生と受療行動に影響を与える変数*

説明変数	疾病発生	受療行動			注
	A	B1	B2	B3	
性	○				
年齢	○				
世帯類型			○		家事代替 自己負担分の有無
世帯内の地位		○	○		
就業状況			○		
職業	○		○		
勤務先企業規模		○		○	
家計所得	○	○	○		
社会保険種別		○			実効給付率
居住地域				○	

* それぞれ、他の変数の値を一定とした上での偏微分効果。

- 4 船員保険 (船保)
- 5 国家公務員共済組合 (国公)
- 6 地方公務員等共済組合 (地公)
- 7 公共企業体職員等共済組合 (公企)



資料：社会保障統計年報（1978年）

図 2-1 社会保険制度別被保険者 1人当たり平均報酬月額

8 私立学校教職員共済組合（私教）

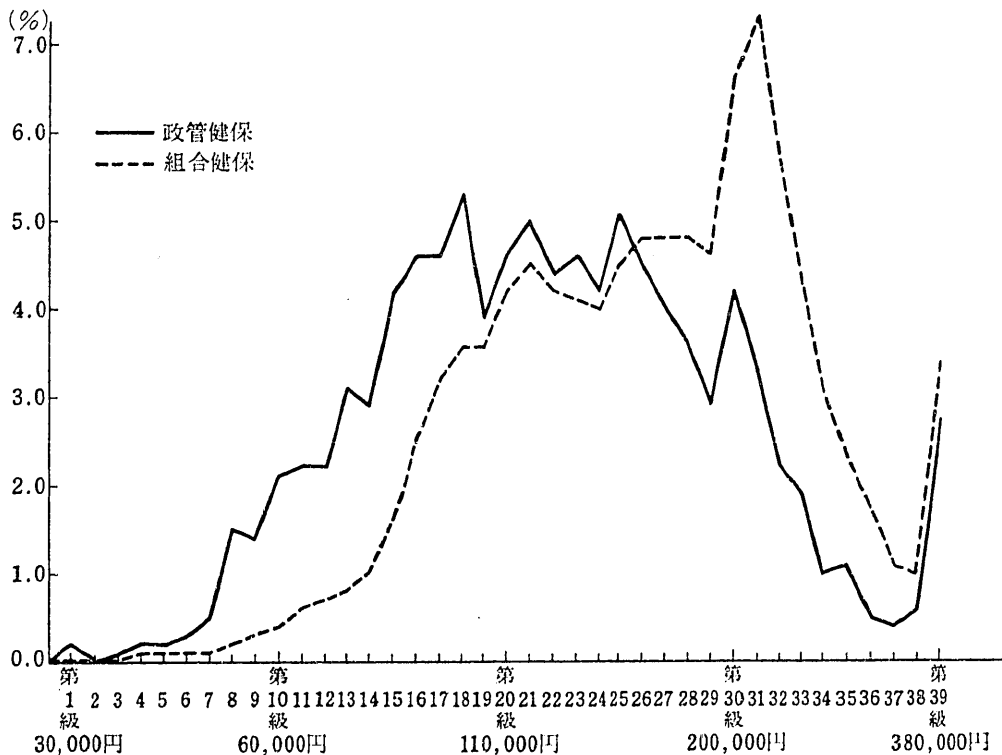
9 国民健康保険（国保）

また、被用者保険被保険者については「本人」、同被扶養者については「家族」の語をそれぞれ互換的に用いる。

ヘルス・サービスに対する需要パターンの差を分析する際、第1に取り上げられる変数は、(後述するように) 所得である。各社会保険制度ごとの相対的「豊かさ」は、図 2-1 から観察することができる。1977 年度末現在、船員保険適用者の標準報酬月額が最も高く、日雇健保対象者を別とすれば、最も低い政管の標準報酬月額とは平均 6 万円近い差がある。

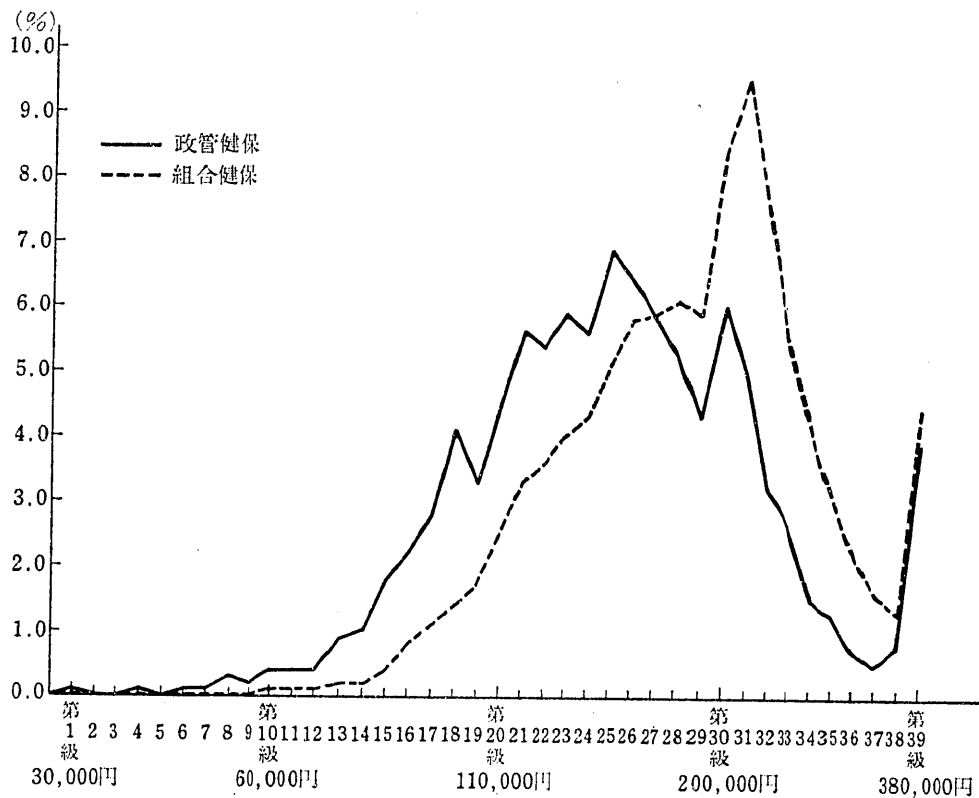
続く図 2-2 ～ 図 2-4 は、§ 2 においてより詳しく比較検討される、政管健保と組合健保について、標準報酬等級別に被保険者数の分布をみたものである。組合の最頻値が第 31 級にあるのに対し、政管のそれは第 18 級にみられるように、両者の間にはかなりの差が存在する。標準報酬月額差は、男子の方が女子より著しい。これは、勤続期間が長くなる程、大企業と中小企業の賃金格差が広がる点を反映している。

次に、この報告で用いられる各変数間の関係を



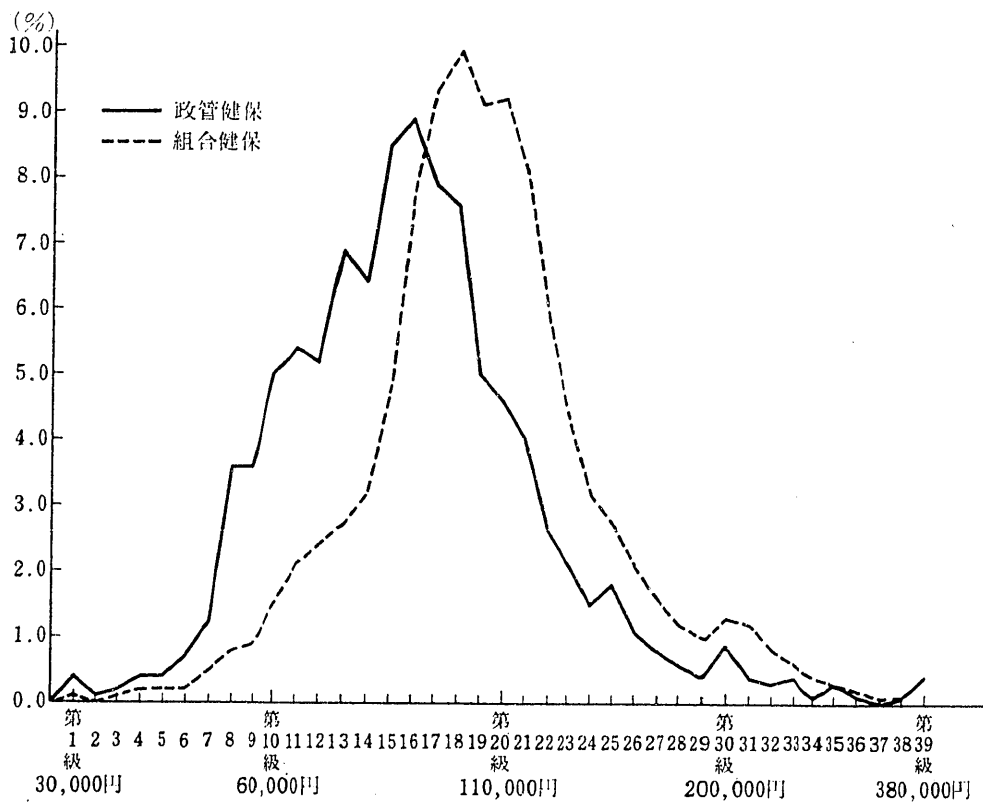
資料：図 2-1 に同じ。

図 2-2 社会保険被保険者標準報酬等級別分布(1)：総計(1978年)



資料：図2-1に同じ。

図 2-3 社会保険被保険者標準報酬等級別分布(2)：男 (1978年)



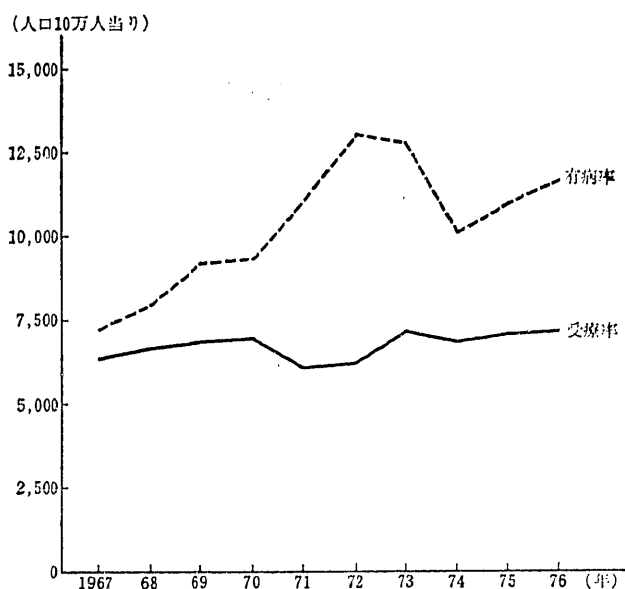
資料：図2-1に同じ。

図 2-4 社会保険被保険者標準報酬等級別分布(3)：女 (1978年)

整理すると、以下のようにまとめられる。

- (1) 「疾病率」= (疾病発生率) × (平均有病日数)
- (2) 「有病率⁵⁾」= 「疾病率」× (疾病発見もしくは自覚率)
- (3) (受療率) = 「有病率」× (受療行動率)
≡ 「患者率⁶⁾」
- (4) (受療行動率) = (受診行動率) × (受療継続率)
- (5) 「受診率⁷⁾」= (疾病発生率) × (疾病発見・自覚率) × (受診行動率) × (期間の日数)
- (6) (1件当り診療日数) = (平均有病期間) × (受療継続率)
- (7) (1件当り診療費) = (1件当り診療日数) × (1日当り診療費)
- (8) (1人当り診療日数) = (1件当り診療日数) × (受診率)
- (9) (1人当り診療費) = (1件当り診療費) × (受診率) = (1人当り診療日数) × (1日当り診療費)

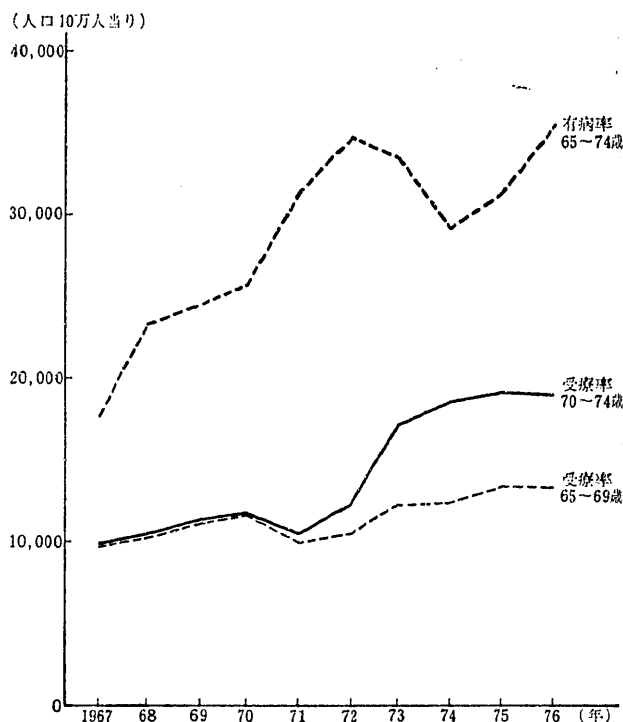
これらのうち、有病率と受療率の相対的大きさ



資料：国民健康調査（1976年）
患者調査（1976年）

図 2-5 有病率と受療率(1)：総数

- 5) 患者調査等で用いられる「有病率」は、本人が既に「自覚」している以上、このように定義されよう。
- 6) この用語は§2で説明される。
- 7) 期間中の受診件数のことである。



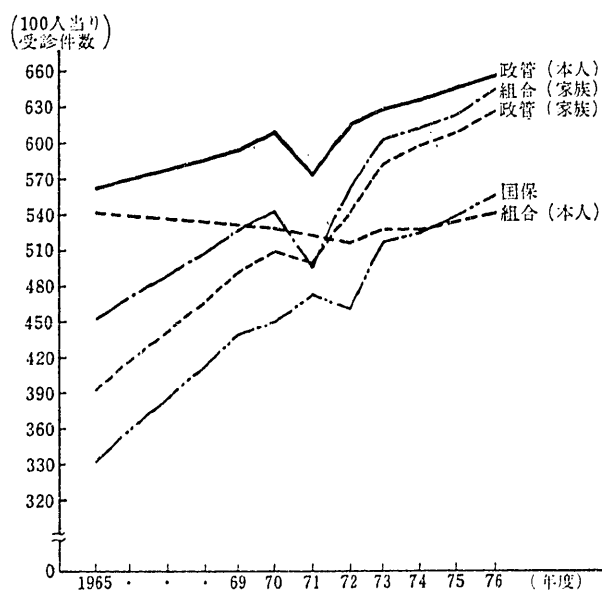
資料：図 2-5 に同じ。

図 2-6 有病率と受療率(2)：65～74 歳

が、図 2-5 および図 2-6 にまとめられている。年齢階層を平均すれば、最近年における受療行動率は 6 割前後と言えそうである。

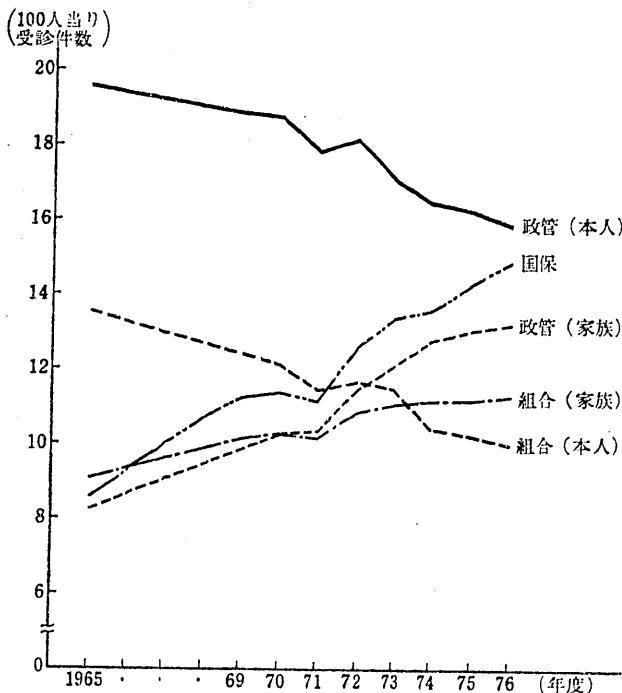
§ 2 データの観察

図 2-7～図 2-9 は、組合健保・政管健保・およ



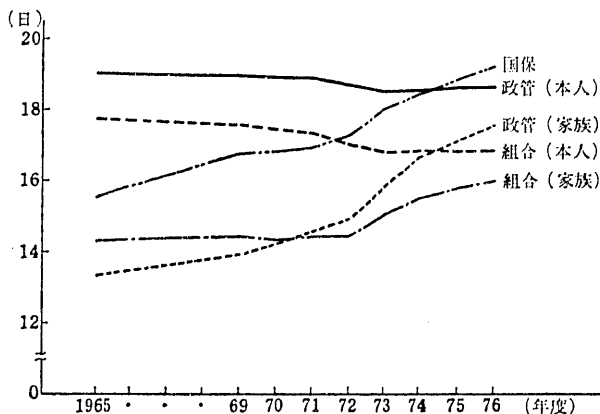
資料：国民衛生の動向，各年。

図 2-7 社会保険制度別受診率(1)：総数



資料: 図 2-7 に同じ。

図 2-8 社会保険制度別受診率(2): 入院



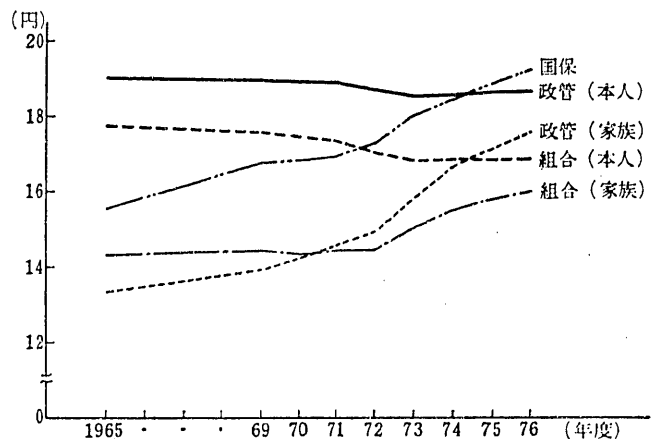
資料: 図 2-7 に同じ。

図 2-9 社会保険制度別受診率(3): 入院外

び国保加入者の受診率の推移を表わす。被用者保険については、本人と家族の区別もなされている。いずれの図においても、1965年以降、組合本人の受診率は横這ないし低下を記録し、その結果、同じ期間に一貫して上昇を続けてきた、組合家族・政管家族・および国保加入者の受診率を下廻るに至った。また、入院受診率については、政管本人も低下を続けていることが観察される。入院を必要とする治療は必需度が高いとみなしえるだろう。したがって、自己負担分のない被用者保険本人の

受診率低下は、疾病発生率自体の減少が主因であると推測しうる。同様の根拠をもとに、図 2-8 から、政管家族の疾病発生率は組合家族より高く、国保加入者より低いと言えよう。反対に、価格弾力性が相対的に大きいと思われる、入院外受診率については、この序列は逆転し、「組合家族—政管家族—国保」という順になっている。総数(図 2-7)でも、給付率 10 割である本人については、政管の方が組合より受診率が高いにもかかわらず、法定給付率 7 割である家族では、政管の方が組合より受診率が低く、さらに国保受診率は政管家族より一層低い値となっている。家族および国保に関する、疾病発生率順位と受診率順位の逆転の理由は、保険別にみた加入者の所得水準の差であろう⁸⁾。一方、時系列で家族および国保の受診率が一貫して増大してきた原因は、所得上昇過程を通じて医療費支払能力が増大し、受診行動率が上昇したためと考えられる。

次に、図 2-10 は、入院 1 件当日日数を示している。最近年では、入院受診率と同様、加入者の所得水準が相対的に低い保険の対象者の方が高い数値を記録している。また、やはり本人の日数は 1965 年以降低下してきているのに対し、家族および国保の日数は増加を続けている。これは、自己負担分の故に、家族については潜在化したニーズがあり、それが所得上昇過程で漸次、需要として顕在化しつつあるためと思われる。法定給付率の



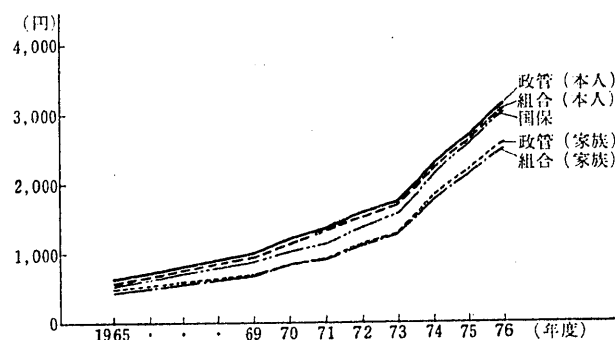
資料: 図 2-7 に同じ。

図 2-10 社会保険制度別受診 1 件当日日数: 入院

8) 法定給付外の家族療養付加金の有無も当然影響していよう。

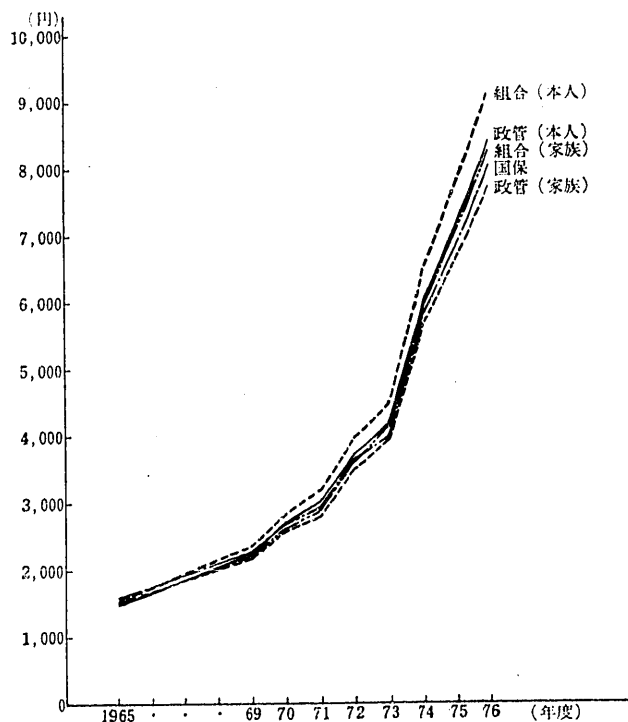
引上げが、1件当り日数に大きな影響を与えたことも同図から観察される。

図2-11および図2-12は、保険別の1日当り診療費に関するグラフである。これまでの図と異なり、本人と家族に傾向の違いはみられず、すべての数字が一貫して上昇を続けている。費用上昇は入院について特に著しい。入院1日当り費用は、本人・家族とも組合の方が高いが、これは疾病の差というより⁹⁾、支払能力の差が原因であろう。



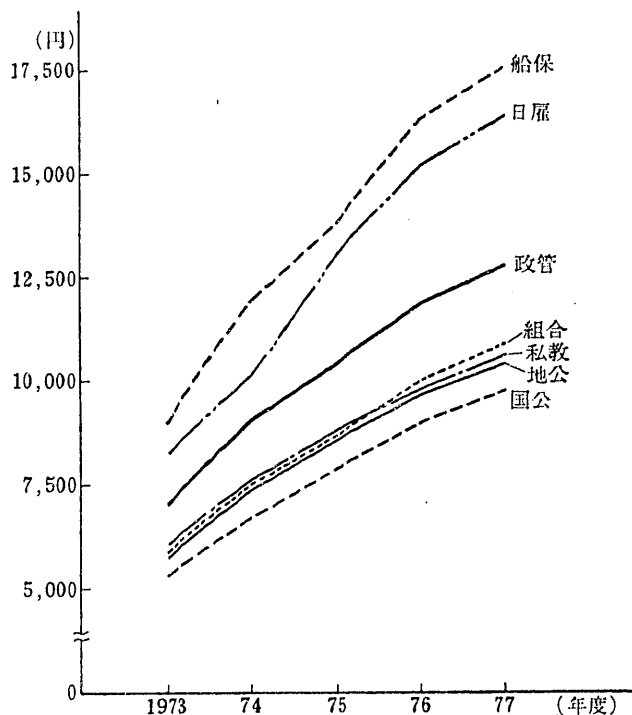
資料：図2-7に同じ。

図2-11 社会保険制度別1日当り診療費(1)：総数



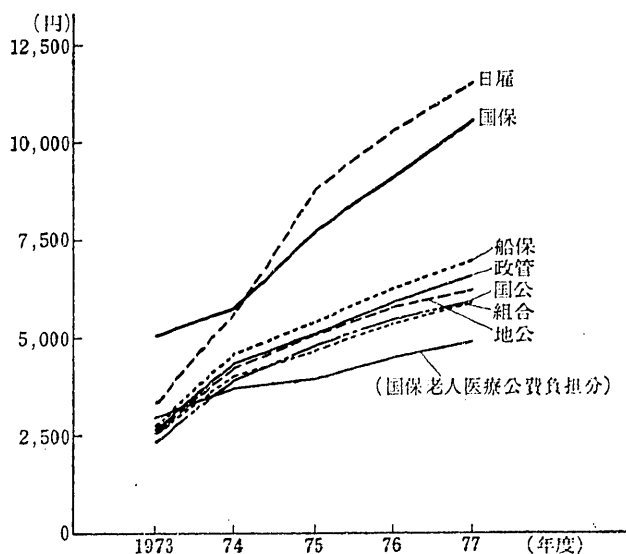
資料：図2-7に同じ。

図2-12 社会保険制度別1日当り診療費(2)：入院



資料：図2-1に同じ。

図2-13 社会保険制度別診療1件当り金額(1)
：被保険者分



資料：図2-1に同じ。

図2-14 社会保険制度別診療1件当り金額(2)
：被扶養者分

続く図2-13および図2-14は、社会保険制度別にみた診療1件当りの金額を示す。図2-13は被用者保険本人分を、図2-14は被用者保険家族分および国保の1件当り費用と、国保老人医療公費

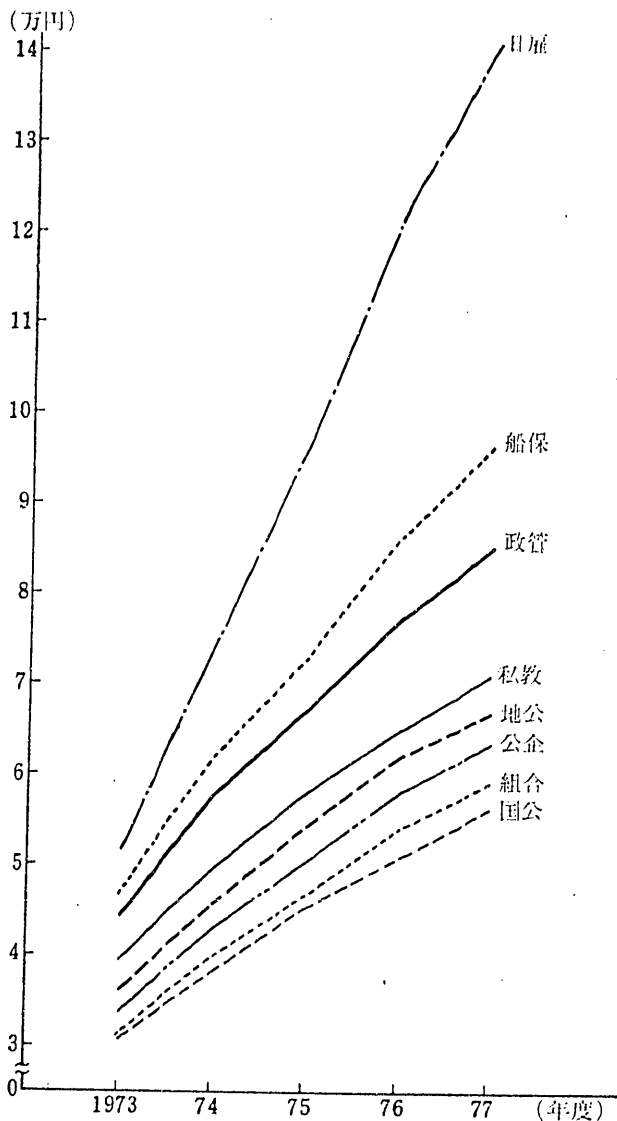
9) 相対的に高齢者の多い政管において、本来、相対的に重い疾病の発生がより多いと考えられるからである。

負担分を表わしている。船保本人を除けば、政管本人・日雇の本人と家族・および国保加入者といった、集団の平均年齢が相対的に高い層の1件当り費用が大きい点が目立つ。また、国保老人医療公費負担分の伸びが小さいことから、老人医療費が増大した原因は、1件当り費用ではなく1人当り件数にあることがわかる。

図2-15～図2-17は、以上の各項目の総合としての、年間1人当り診療費の推移に関するグラフである。まず、被保険者分の診療費を表わす図2-15では(先の図でも額の大きかった船保を除き)、加入者の所得水準が低い保険程、多額の診療費を

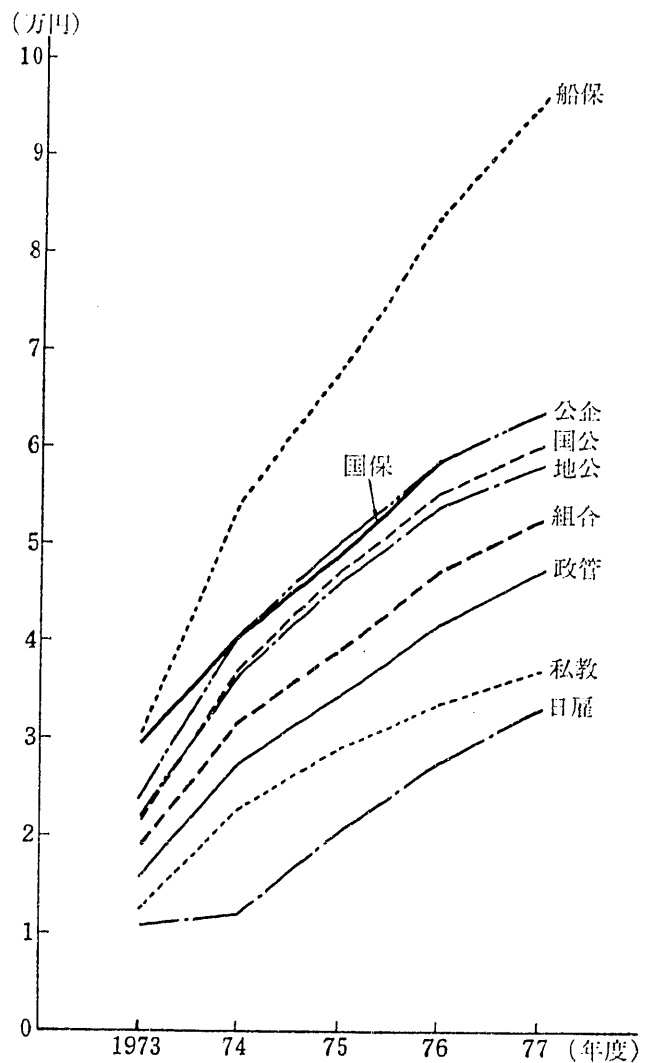
要していることが観察される。すなわち、「日雇—政管—私教—組合をはじめとするその他」の順である。一方、被用者保険の家族分および国保の診療費を示す図2-16ではこの序列はほぼ逆転し、加入者の所得水準が低い保険程、少ない額しか支出されていない。繰り返して述べてきたように、この逆転の理由は、自己負担分の存在の故に、支払能力差が受診行動率、あるいは受療継続率に強い影響を与えるためと考えられる。

異なった角度から、保険別の対象者の受療動向を調べた結果を表2-1に示す。同表では、保険制度別の1日当り患者数を、保険適用者数で割った



資料：図2-1に同じ。

図2-15 社会保険制度別被保険者1人当り診療費(1)：被保険者分



資料：図2-1に同じ。

図2-16 社会保険制度別被保険者1人当り診療費(2)：被扶養者分

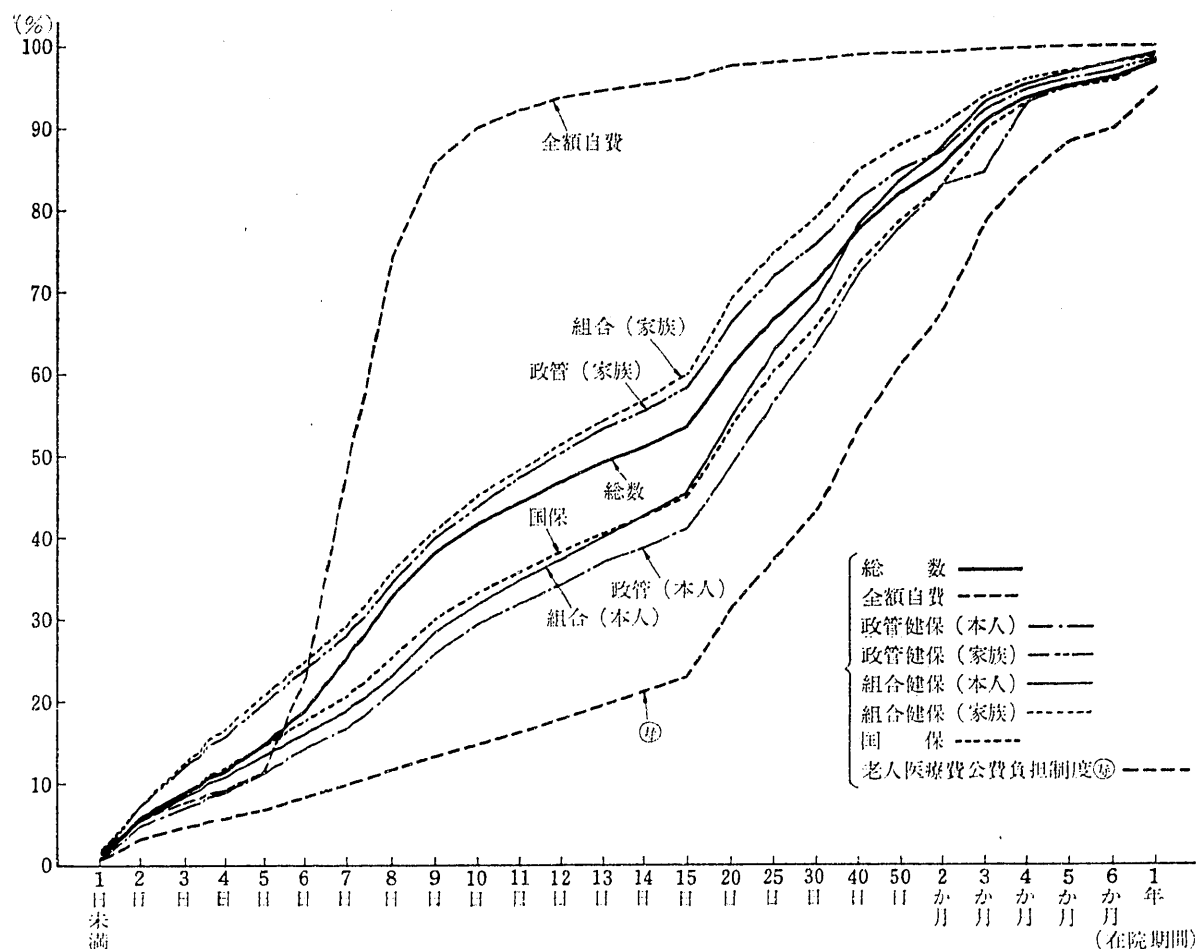


図 2-17 治療費支払方法別退院患者数累積百分率：1976 年

ものを仮に「患者率」と名付け、1970 年以來の各年毎にその値を計算している。適用者の所得水準が低く、従って自己負担分支払能力が相対的に低い、日雇と政管については本人の数値の方が家族より高い。反対に、適用者の所得水準が相対的に高く、したがって自己負担分支払能力も相対的に高いと思われる、組合・船保・および共済では家族の数値の方が本人より大きい。最後に、1 人当り診療費が最も少なかった日雇家族が(図2-16)、患者率では日雇本人に次ぐ高さであることから、支払能力不足に起因する受療継続率の低さが推測される。

§ 3 経験法則の提示

§ 2 における、各種資料の観察結果をまとめると、医療サービスに対する需要に関し、以下のような整理を行なうことができるだろう。

- A 受診率に代表される、様々な医療需要指標は、
- a 時系列については、1 人当り所得の上昇に伴い、
 - (i) 被用者保険被保険者では横這、もしくは下降、
 - (ii) 国民健康保険加入者および被用者保険被扶養者では上昇、
 を続けている。
 - b 一方、クロス・セクションについては、
 - (i) 被保険者では所得階層と正相関、
 - (ii) 被扶養者では所得階層と逆相関、
 を示している。
- B 疾病の重症度の指標と考えられる診療 1 件当り金額は、(船員保険被保険者を除き)被保険者・被扶養者とも、ほぼ所得階層と逆相関を示す。
- C 1 年間の受療行動の集計された結果である、

表 2-1 社会保険制度別患者率

保険種別 本人家族別	年	国保	政 管		組 合		日 雇		船 員		共 済		総人口
			本 人	家 族	本 人	家 族	本 人	家 族	本 人	家 族	本 人	家 族	
a. 患者率(%) =c/b	1970	5.26	9.01	5.73	6.18	6.17	15.51	11.86	6.07	5.26	7.06	5.75	7.03
	'71	5.15	6.76	5.08	4.47	4.63	7.92	2.81	5.10	5.99	5.70	4.95	6.12
	72	5.08	7.41	5.20	5.06	5.20	8.56	5.06	4.58	5.76	5.57	5.07	6.26
	73	5.13	8.06	6.32	5.51	6.51	10.16	5.37	6.23	6.58	6.44	6.22	6.56
	74	5.90	8.00	6.07	5.25	5.73	10.15	7.09	5.82	8.93	5.78	5.91	6.89
	75	6.02	8.00	6.39	5.85	6.36	12.10	8.60	5.82	7.29	6.25	6.31	7.09
	76	6.28	8.07	6.38	6.19	6.59	12.46	8.16	6.42	7.73	5.66	6.08	7.23
b. 適用者数(千人)	1970	43,363	13,183	12,837	9,697	11,539	637	554	262	479	4,665	6,727	103,119
	'71	43,721	13,095	12,903	10,024	12,229	577	501	261	471	4,447	6,787	104,345
	72	44,361	13,314	13,415	10,412	12,848	563	338	260	474	4,566	6,931	105,742
	73	44,125	13,490	13,921	10,857	13,783	546	328	257	480	4,662	7,009	108,079
	74	43,853	13,309	14,412	10,962	14,611	470	282	256	497	4,787	7,182	109,410
	75	43,996	13,285	14,839	10,984	15,110	418	250	244	490	4,865	7,313	111,252
	76	44,034	13,451	15,264	11,034	15,364	391	234	238	488	4,913	7,371	112,420
c. 患者数(千人)	1970	2,280.2	1,187.3	735.0	599.2	712.3	98.8	65.7	15.9	25.2	329.2	386.7	7,247.3
	'71	2,253.6	885.7	656.1	447.7	566.0	45.7	14.1	13.3	28.2	253.5	335.7	6,386.3
	72	2,254.6	985.5	698.1	527.1	668.7	48.2	17.1	11.9	27.3	254.3	351.5	6,610.6
	73	2,663.4	1,087.4	879.5	598.3	897.4	55.5	17.7	16.0	31.6	300.0	436.3	7,089.6
	74	2,585.9	1,064.7	875.2	575.5	837.9	47.7	20.0	14.9	44.4	276.8	424.2	7,533.1
	75	2,649.2	1,062.2	948.2	642.2	961.4	50.6	21.5	14.2	35.7	304.2	461.2	7,890.7
	76	2,764.5	1,085.6	973.6	682.9	1,012.9	48.7	19.1	15.3	37.7	287.1	470.2	8,126.9

資料: 患者調査, 各年

資料: 国民衛生の動向, 各年

被保険者1人当り診療費は,

(i) 被保険者分については所得階層と逆相関
(船員保険適用者を除く),

(ii) 被保険者分については所得階層と正相関,
を示している。

このA~Cにみられる事実をもたらした理由を
考えるためには、§1で触れたように、各家計の
所得が医療需要に与える2種類の影響を区別しな
ければならない。

(1) 各家計の所得は、その家計の生活水準一般
のみならず、栄養状態・住居環境・保健知識の
量等とも比例すると考えられる。したがって、
疾病の発生量に関しては、所得は負の影響を与
える。

(2) 一方、所得は、その家計の支払能力の指標
でもある。したがって、疾病発生後の受診選択
に関する意思決定過程、あるいは受療継続に関
する意思決定過程を通じ、所得は医療需要量に
正の影響を与える。

AとCにまとめられた観測事実は、上述の(1)
および(2)の影響が合成された結果である。以下
の(イ)~(ニ)にその解釈を示す。

(イ) 時系列で被保険者の医療需要が下降気味で
あるのは、医療費給付率が10割であるところ
から、(1)の効果だけが現われるためと考えら
れるが、それに加えて、受診行動にあてられる
被保険者個人の時間価格が上昇しつつあること
も影響しているだろう¹⁰⁾。

(ロ) 被扶養者の医療需要が増加してきた原因は、
§2で繰り返し述べたように、所得上昇による
(2)の効果が(1)を上廻ったためである。

(ハ) クロス・セクションで被保険者の医療需要、
およびその総計としての1人当り診療費が所得
と逆相関するのは、(イ)と同様、(1)の効果だ

10) 本人の時間の価格の上昇により、受診よりは「売薬で済ま
す」ようなことが増えると思われる。人的資本理論の立場
からする、時間価格の受診行動への影響については、田中
滋、「人的資本への投資としての医療需要」、『季刊社会保
障研究』14巻2号, pp. 48-55, 1978年, 参照。

けが現われるためであろう。

- (二) 反対に、被扶養者の医療需要および1人当たり診療費が所得と正相関するのは、(ロ)と同様、医療費一部自己負担の存在の故に働く(2)の効果(1)の影響を上廻るためと思われる。

一方、Bへの説明としては、(1)の効果が疾病発生量だけではなく、1件当たりの平均「重症度」にも及ぶことが考えられるが、実際には、§2で述べたごとく、当該集団の年齢構成の方が第1の要因として働いている点は明らかであるため、年齢標準化後も同様の傾向を示すであろう、との予測を示すにとどめる¹¹⁾。

以上から抽出される、医療需要に関する経験法則は次のようなものとなる(すべて、年齢構成は標準化されたものとする)。

- 1 保険による医療費給付率が10割である場合、(所得が一定の水準に達した後は、それ以上の)所得の上昇に伴って医療需要量は逓減していく。
- 2 自己負担分が存在する場合には、そのために潜在化したニードを、需要として完全に顕在化しうる程の支払能力を持つにいたるまで、所得の上昇に伴って医療需要量は逓増していく。
- 3 自己負担分の有無が影響を与えない程の高所得水準に達していない場合には、(ゼロではない)同一の自己負担率であるいくつかの集団間のクロス・セクション比較については、当該集団の所得水準が低い程、医療需要量、額が少なくなる。
- 4 給付率10割の集団間のクロス・セクション比較については、当該集団の所得水準が低い程、医療需要量・額が多くなる。

最後に、自己負担率格差、すなわち価格の違いによる、受療継続に関する行動パターンの差異を観察してみよう。図2-17は、治療費の支払方法

別に、入院後何日目ですぐに退院する患者が既に退院していったのかを示すグラフである。予想される通り、自己負担率の高いカテゴリーに属する患者ほど、相対的に早く退院していることがわかる。国保は、おそらく平均年齢の高さが原因となって、2週間以上を要する、比較的「重症」の部分については、組合本人よりやや退院が遅くなっている。

一方、受診行動に関する自己負担率格差の影響例の1つは、先にみた図2-6から観察することができる。1971年までは、ほとんど同一水準であった2つの年齢階層の受療率は、それ以降、70歳以上を対象とする老人医療無料化政策が導入されるとともに、はっきりとした差異を示すようになったことが読みとれよう。

III モデル作成の試み

この節では、前節で提示された経験法則を無理なく説明しうる、消費者均衡モデル作成の試みが報告されている¹²⁾。

まず、各主体の効用関数を次のようにおく。

$$U = U(D, X) \quad (3-1)$$

U : 効用指標

D : 1期間の健康日数

X : 財貨・サービス(医療サービスを除く)の消費量

健康日数 D は(3-2)式で定義される。

$$D = T - S \quad (3-2)$$

$= T(1 - \text{有病率})$

T : 1期間の総日数

S : 期間中の有病日数

前節で整理した、各変数間の関係から類推すれば、有病日数を説明する(3-3)式は容易に理解できよう。

$$S = L \times (\rho \times a \times T) \quad (3-3)$$

L : 疾病1件当有病日数

ρ : 疾病発生率

a : 疾病自覚・発見率、ここでは簡

11) I節で触れたように、この報告では、各社会保険適用者の年齢階層別分布を明示的に考慮した分析は行われていない。この点に関し、社会保障研究所地主重美先生より貴重なコメントをいただいたことに感謝する。なお、年齢構成を勘案した保険制度の比較分析については、藤田晴「医療保険の制度間格差と財政調整」、季刊現代経済、No. 35, pp. 72-87, 1979年、参照。また、年齢別医療費については、中村文子、鈴木知子「年齢・傷病別にみた国民医療費推計」、衛生の指標、25巻15号, pp. 40-47, 1978年に詳しい。

12) ここでの報告は、詳しくは他の場所で発表される予定のモデルのプリミティブは形態である。但し、モデルの本質に大差はない。なお、関係式の提示は必ずしも導出の順序にはよっていない。

単化のため1とおく

$(\rho \times a \times T)$: 期間中の疾病発生回数
いったんかかった疾病に何日間苦しむのかに関し、
その主体の受療行動率が何らかの影響を与えると
みて差支えあるまい。

$$L = \varphi_1(m) \quad (3-4)$$

m : 受療行動率

むしろ、(3-4)式は m の減少関数である。

一方、疾病発生率 ρ は、前節で明らかとなったように所得の減少関数であるが、この関係を、「所得の高い人程、健康への投資を多く行ない易く、その結果、疾病発生率が低くなる」という、2段階に分けて考える。

$$\rho = \varphi_2(I + \Pi)^{13)} \quad (3-5)$$

I : 健康投資量

Π : 政府・公共機関による健康投資の、
各主体当りの量

$$I = \varphi_3(Y, P_I) \quad (3-6)$$

Y : 当該分析主体の所得

P_I : I の単位当り価格

受療行動率 m もまた、所得と価格の関数とみなし
えるだろう。

$$m = \varphi_4(Y, P_m) \quad (3-7)$$

P_m : 医療サービスの単位当り価格

(3-6)式と(3-7)式は、それぞれ健康投資への需要、
および疾病発生後の医療サービスへの需要を表わ
す、需要関数の一種である。

医療サービス以外のすべての財貨・サービスへ
の需要関数も、同様の形に表わしえよう。

$$X = \varphi_5(Y, P) \quad (3-8)$$

P : X の価格

収支均等は(3-9)式に示されるとおりである。

$$Y = PX + P_I I + P_m m S \quad (3-9)$$

このモデルを適用するに当り、主体を性・年齢・
および社会保険種別等によってコントロールしな
ければならないことは言うまでもない。以下、この
モデルから導かれる項目を列挙する。

1 疾病発生後の、各家計からの医療費支出額は
 $P_m \times m \times S$ で表わされる。一方、健康増進・

疾病予防のためになされる健康投資支出額は
 $P_I \times I$ である。したがって、家計からの保健医
療支出額は、両者の合計、すなわち $P_I I + P_m m S$
となる¹⁴⁾。

2 健康日 D の価格、間接的にはあるが、 P_I
と P_m によって表示される。 P に比しての、 P_I
および P_m の相対的上昇により、モデルの各式
を通じ有病日数 S が増大し、 D/X の値は減少
する。

3 健康投資の内部収益率は $(S \times W)/(P_I \times I)$ で
表わされよう。ここで W は1日当り賃金率で
あり、したがって、分子は疾病減少による増加
健康日の総価値を示す。

IV 保健医療関係品目回帰計測結果

この節では、家計調査および全国消費実態調査
に示された、家計支出面のデータを利用し、保健
医療関係品目の消費支出額について行なった回帰
計測の結果を報告する。なお、この作業は未だ予
備的なものであり¹⁵⁾、依拠するモデルも前節で提
示されたものとは異なる¹⁶⁾。

・表4-1——時系列の計測は、いずれも良好な結
果を得ることができた。補論に述べたように、
消費者物価指数のパラメータは相対的に大きな
負値であり、一方、保健医療価格指数は、有意
性はやや低い、正の値となっている。次に、
同じ保健医療費について、計測対象を狭めてい
った場合についてみると(ケース A-2a2-1 と
A-2b2-1)、回帰の寄与率が低下していくことが
わかる。一般世帯(自営業とその他世帯)の方
が、説明変数の説明力が高くなる理由としては、
これらの世帯は主として国保の加入者であり、
医療費給付率が7割であるため、家計の所得額
(ここでは、消費支出総額をその代理変数とし
て用いている)により感応的である、という点
が指摘できよう。診療代については、むしろ医

13) I が少ない場合、 ρ の平均値のみならず、分散も大きくな
ることが予想される。

14) マクロでは、この集計値に、社会保険からの支出と、健康
に関する公共支出が加わる。

15) 現在、第I節で触れたように、年齢による調整を経た、よ
り詳しい計測作業中である。

16) 背景にあるモデルの純粋な形については補論参照。

表 4-1 保健医療関係品目別消費支出回帰計測結果 (1)

ケース	被説明変数	計測対象	データ区分	説明変数				$\bar{R}^2$	$d-W$ ダービン=ワトソン比	N 標本数
				定数項	消費支出 総額	保健医療 価格指数	消費者 物価指数			
A-2a1-1	保健医療費	全国全世帯	1963 ~1977	2,698 (0.67)	0.040 (9.15)	108.2 (1.34)	-403.4 (4.27)	.999	2.29	15
A-2a1-2	"	"	"	12,620 (0.99)	0.035 (4.66)	121.6 (1.45)	-312.5 (2.12)	.999	2.43	15
A-2a1-3	"	"	"	30,140 (2.67)	0.020 (6.73)	133.4 (1.37)	-8,442 (3.20)	.998	2.20	15
A-2a'1-4	"	東京都区部 全世帯	1965 ~1977	-22,890 (0.49)	0.029 (2.84)	152.6 (0.41)	2,799 (0.29)	.979	3.41	13
A-2a2-1	"	全国全世帯	収入階級	2,357 (0.24)	0.020 (7.94)		2,584 (0.65)	.976		16
A-2b2-1	"	全国勤労者 世帯	"	44,160 (1.95)	0.021 (4.74)		-9,654 (1.12)	.867		16
A-2c2-2	"	全国勤労者 4人世帯	"	8,585 (0.87)	0.023 (5.65)			.695		16
A-4c2-2	診療代	"	"	12,500 (1.28)	0.012 (3.07)			.403		16
A-4a3-1	"	全国全世帯	県庁都市	-50,920 (2.21)	0.024 (4.26)			.318		47

データソース：家計調査報告 (1977 年)
消費者物価指数年報 (1977 年)

表 4-2 保健医療関係品目別消費支出回帰係測結果 (2)

ケース	被説明変数	計測対象	データ区分	説明変数				$\bar{R}^2$	N
				定数項	年間収入	世帯人員	世帯主年齢		
B-1a2	保健衛生費	全国全世帯	収入階級	-2,328 (1.07)	0.4954 (4.67)	2,086 (5.20)	9.781 (0.44)	.987	18
B-2a2	保健医療費	"	"	953 (0.59)	0.3588 (4.56)	593.6 (2.00)	-14.33 (0.87)	.971	18
B-3a2	医療代	"	"	2,211 (1.62)	0.2590 (3.89)	227.4 (0.90)	-32.08 (2.29)	.949	18
B-4a2	診療代	"	"	1,022 (2.81)	0.1795 (2.91)	358.4 (1.54)	-22.71 (1.75)	.942	18
B-1b'2	保健衛生費	3大都市圏 勤労者世帯	"	8,083 (2.20)	1.126 (4.38)	1,020 (1.27)	-170.9 (3.61)	.951	18
B-2b'2	保健医療費	"	"	5,970 (1.81)	0.7005 (3.05)	422.6 (0.59)	-136.4 (3.24)	.881	18
B-3b'2	医療代	"	"	4,881 (1.71)	0.4239 (2.12)	428.6 (0.69)	-121.5 (3.32)	.798	18
B-4b'2	診療代	"	"	2,787 (1.14)	0.3120 (1.84)	467.9 (0.88)	-78.94 (2.53)	.795	18

データソース：全国消費実態調査報告 (1974 年) 第 5 巻

療供給側の決定に左右される部分が大きく、主体の自由裁量の余地が少なくなるため、 $\bar{R}^2$ の値が小さくなるのであろう。

- ・表 4-2 —— 同一の被説明変数について比較すると、全世帯を対象としたケース (a 群) の方が、勤労者世帯のみを対象としたケース (b' 群) より、 $\bar{R}^2$ と、年収および人員項の t 値が、4 つの

品目すべてにわたって大きいという結果が得られた。先に述べたのと同様の理由があてはまる。また、一般世帯の年収の方が分散が大きいことも寄与していよう。世帯主年齢のパラメタが負となったのは、年収との間のマルチ・コリニアリティが発生した可能性が強い。

- ・表 4-3 —— 先の 2 表に比べると、望ましい結果

表 4-3 保健医療関係品目別支出回帰計測結果(3)

ケース	被説明変数	計測対象	データ区分	説明変数			$\bar{R}^2$	N
				定数項	年間収入	世帯人員		
B-1a3	保健衛生費	全国全世帯	県庁都市	2,772 (1.72)	2.462 (8.85)	-507.0 (1.29)	.640	47
B-2a3	保健医療費	"	"	105.5 (0.08)	1.489 (6.59)	-159.0 (0.50)	.498	47
B-3a3	医療代	"	"	-162.9 (0.14)	1.217 (6.27)	-204.4 (0.75)	.472	47
B-4a3	診療代	"	"	504.5 (0.52)	0.906 (5.38)	-286.0 (1.21)	.398	47
B-1b3	保健衛生費	全国勤労者世帯	"	4,638 (2.69)	2.233 (6.54)	-791.0 (1.92)	.500	47
B-2b3	保健医療費	"	"	1,631 (1.16)	1.445 (5.19)	-506.9 (1.51)	.387	47
B-3b3	医療代	"	"	1,590 (1.36)	1.115 (5.61)	-564.8 (2.01)	.437	47
B-4b3	診療代	"	"	1,997 (1.98)	0.943 (4.72)	-674.1 (2.79)	.383	47
B-2d4	保健医療費	全国全世帯 全国勤労者世帯	世帯主年齢階級	2,094 (6.00)	-0.234 (1.43)	418.3 (3.52)	.565	20
B-3d4	医療代	"	"	2,136 (5.79)	-0.5259 (3.04)	389.0 (3.09)	.506	20
B-4d4	診療代	"	"	711.6 (1.90)	-0.3808 (2.17)	551.4 (4.32)	.566	20

データソース: 表 4-2 に同じ。

表 4-4 住居の所有関係別にみた保健医療費支出の弾力性係数および回帰係数(1): 全世帯

ケース	計測対象	2変数回帰(説明変数)						1変数回帰(説明変数)			
		消費支出 総額	世帯人員	定数項	$\bar{R}^2$	弾力性係数		消費支出 総額	定数項	$\bar{R}^2$	弾力性 係数
						η_1	η_2				
C-2a5-i	全国—平均	0.0279672	38.40	-481.0	0.8266	1.094	0.041	0.0281288	-357.4	0.8261	1.101
C-2a'5-i	3大都市圏—平均	0.0326487	172.07	-1,538.1	0.7751	1.227	0.167	0.0334465	-1,001.6	0.7688	1.257
C-2a5-ii	全国—1.持家	0.026217	56.41	-331.0	0.7551	1.029	0.061	0.026416	-136.2	0.7540	1.037
C-2a'5-ii	3大都市圏—1.持家	0.031158	251.03	-1,638.9	0.6745	1.155	0.241	0.032115	-787.9	0.6633	1.191
C-2a5-iii	全国—2.民営借家 (設備専用)	0.035377	152.13	-1,745.8	0.3402	1.363	0.159	0.036134	-1,312.7	0.3376	1.393
C-2a'5-iii	3大都市圏—2.民営借家 (設備専用)	0.042029	172.43	-2,746.5	0.3081	1.603	0.168	0.042897	-2,265.4	0.3060	1.636
C-2a5-iv	全国—3.民営借家(設備 共用)・借間	0.054041	95.76	-3,899.2	0.1266	2.221	0.111	0.054767	-3,662.7	0.1265	2.251
C-2a'5-iv	3大都市圏—民営借家 (設備共用)・借間	0.039559	22.186	-3,043.1	0.1485	1.831	0.275	0.041433	-2,526.3	0.1468	1.918
C-2a5-v	全国—4.公営借家	0.025178	56.76	-281.1	0.2828	1.025	0.068	0.025455	-109.8	0.2823	1.036
C-2a'5-v	3大都市圏—4.公営借家	0.039135	-85.68	-1,386.1	0.3206	1.484	-0.091	0.038755	-1,657.8	0.3201	1.470
C-2a5-vi	全国—5.公団・公社借家	0.016505	-354.30	2,751.9	0.1957	0.610	-0.340	0.014761	1,713.5	0.1633	0.545
C-2a'5-vi	3大都市圏—5.公団・公社借家	0.014729	-568.19	3,765.7	0.2127	0.555	-0.544	0.012251	2,050.7	0.1224	0.462
C-2a5-vii	全国—6.給与住宅	0.030913	-472.29	983.1	0.5223	1.999	-0.468	0.029023	-461.6	0.4844	1.126
C-2a'5-vii	3大都市圏—6.給与住宅	0.026642	-316.59	1,113.9	0.4244	1.011	-0.303	0.024807	244.2	0.4060	0.941

出所: 全国消費実態調査(1974年)11巻。

表 4-5 住居の所有関係別にみた保健医療費支出の弾力性係数および回帰係数(2): 勤労者世帯

ケース	計測対象	2変数回帰(説明変数)						1変数回帰(説明変数)			
		消費支出 総額	世帯人員	定数項	$\bar{R}^2$	弾力性係数		消費支出 総額	定数項	$\bar{R}^2$	弾力性 係数
						η_1	η_2				
C-2b5-i	全国一平均	0.0276523	16.22	-451.4	0.7874	1.110	0.017	0.0277153	-398.9	0.7873	1.113
C-2b'5-i	3大都市圏一平均	0.0326874	104.13	-1,351.1	0.5918	1.247	0.101	0.0331582	-1,027.6	0.5900	1.264
C-2b5-ii	全国一1.持家	0.025819	82.68	-509.0	0.6405	1.049	0.090	0.026053	-214.4	0.6385	1.059
C-2b'5-ii	3大都市圏一1.持家	0.032498	192.48	-1,693.9	0.4854	1.220	0.184	0.033132	-1,023.2	0.4810	1.244
C-2b5-iii	全国一2.民営借家(設備専用)	0.034657	59.10	-1,409.9	0.5593	1.367	0.061	0.034931	-1,243.2	0.5586	1.378
C-2b'5-iii	3大都市圏一2.民営借家(設備専用)	0.040399	155.96	-2,492.5	0.5262	1.560	0.151	0.041093	-2,056.6	0.5228	1.586
C-2b5-iv	全国一3.民営借家(設備共用)・借間	0.050925	246.89	-3,994.8	0.0872	2.056	0.275	0.052568	-3,369.5	0.0864	2.123
C-2b'5-iv	3大都市圏一3.民営借家(設備共用)・借間	0.013023	288.05	-136.3	0.1976	0.662	0.393	0.015128	561.8	0.1620	0.770
C-2b5-v	全国一4.公営借家	0.025609	109.77	-619.5	0.2746	1.072	0.131	0.026074	-278.8	0.2726	1.092
C-2b'5-v	3大都市圏一4.公営借家	0.038493	-15.08	-1,683.3	0.3047	1.493	-0.016	0.038423	-1,730.5	0.3047	1.490
C-2b5-vi	全国一5.公団・公社借家	0.014388	-263.34	2,652.8	0.1976	0.539	-0.258	0.013157	1,871.4	0.1721	0.493
C-2b'5-vi	3大都市圏一5.公団・公社借家	0.012468	-439.54	3,452.5	0.1941	0.489	-0.442	0.010568	2,121.5	0.1188	0.414
C-2b5-vii	全国一6.給与住宅	0.032151	-499.67	908.3	0.5249	1.246	-0.493	0.030200	-625.1	0.4858	1.170
C-2b'5-vii	3大都市圏一6.給与住宅	0.027258	-334.79	1,097.1	0.4048	1.032	-0.319	0.025378	150.0	0.3859	0.961

出所: 表 4-4 に同じ。

表 4-6 保健医療関係品目別消費支出の弾力性係数および回帰係数(1): 全世帯

ケース	被説明変数	計測対象	2変数回帰(説明変数)						1変数回帰(説明変数)			
			消費支出 総額	世帯人員	定数項	$\bar{R}^2$	弾力性係数		消費支出 総額	定数項	$\bar{R}^2$	弾力性 係数
							η_1	η_2				
C-1a5	保健衛生	全国全世帯	0.045235	-3.26	1,240.1	0.8939	0.837	-0.002	0.045240	1,229.6	0.8939	0.836
C-2a5	保健医療	"	0.028319	26.67	-465.7	0.8227	1.102	0.028	0.028431	-379.8	0.8224	1.106
C-7a5	医薬品	"	0.003709	-10.14	241.4	0.6106	0.718	-0.054	0.003667	208.7	0.6090	0.709
C-3a5	医療代	"	0.020846	56.98	-734.7	0.7476	1.218	0.091	0.021086	-551.3	0.7458	1.232
C-4a5	診療代	"	0.016249	73.26	-611.4	0.6821	1.173	0.145	0.016557	-375.5	0.6776	1.195
C-5a5	入院料	"	0.003984	5.07	-221.6	0.3545	1.576	0.055	0.004005	-205.3	0.3543	1.584
C-6a5	他の医療代	"	0.000614	-21.36	98.3	0.3873	0.833	-0.793	0.000524	29.6	0.2478	0.711
C-1a'5	保健衛生	3大都市圏全世帯	0.050536	86.28	361.2	0.8694	0.915	0.040	0.050936	630.2	0.8686	0.922
C-2a'5	保健医療	"	0.033234	148.98	-1,512.5	0.7839	1.241	0.144	0.033925	-1,048.0	0.7793	1.267
C-7a'5	医薬品	"	0.004263	-17.61	198.4	0.5047	0.826	-0.088	0.004182	143.5	0.5019	0.810
C-3a'5	医療代	"	0.025137	156.74	-1,602.6	0.6944	1.376	0.222	0.025863	-1,113.9	0.6866	1.416
C-4a'5	診療代	"	0.019694	189.68	-1,412.5	0.6141	1.315	0.328	0.020574	-821.1	0.5984	1.374
C-5a'5	入院料	"	0.004867	-6.47	-318.8	0.2814	1.926	-0.066	0.004837	-339.0	0.2813	1.915
C-6a'5	他の医療代	"	0.000575	-26.48	128.7	0.2608	0.750	-0.844	0.000452	46.2	0.1266	0.590

出所: 表 4-4 に同じ。

表 4-7 保健医療関係品目別消費支出の弾力性係数および回帰係数(2): 勤労者世帯

ケース	被説明変数	計測対象	2 変数回帰 (説明変数)						1 変数回帰 (説明変数)			
			消費支出 総 額	世 帯 人 員	定 数 項	R^2	弾力性係数		消費支出 総 額	定 数 項	R^2	弾力性 係 数
							η_1	η_2				
C-1b5	保健衛生	全 国 勤労者世帯	0.042881	-61.23	1,662.7	0.8670	0.810	-0.031	0.042643	1,464.8	0.8664	0.805
C-2b5	保健医療	"	0.028047	3.13	-439.4	0.7901	1.120	0.0003	0.028059	-429.3	0.7901	1.121
C-7b5	医薬品	"	0.003290	10.52	166.1	0.5167	0.694	0.059	0.003331	200.1	0.5149	0.703
C-3b5	医療代	"	0.021071	29.53	-695.4	0.7231	1.242	0.046	0.021186	-599.9	0.7227	1.249
C-4b5	診療代	"	0.016447	88.60	-693.3	0.6586	1.181	0.169	0.016791	-406.9	0.6524	1.206
C-5b5	入院料	"	0.004200	-44.45	-86.0	0.2132	1.742	-0.491	0.004028	-229.7	0.2047	1.671
C-6b5	他の医療代	"	0.000424	-14.62	83.9	0.2520	0.678	-0.623	0.000367	36.7	0.1633	0.587
C-1b'5	保健衛生	3大都市圏 勤労者世帯	0.048696	-13.27	869.1	0.7336	0.898	-0.006	0.048636	827.9	0.7336	0.897
C-2b'5	保健医療	"	0.033370	78.09	-1,330.8	0.6032	1.265	0.075	0.033724	-1,088.3	0.6022	1.278
C-7b'5	医薬品	"	0.004113	5.59	74.0	0.3587	0.865	0.030	0.004138	91.4	0.3585	0.870
C-3b'5	医療代	"	0.025586	79.14	-1,372.0	0.5218	1.395	0.110	0.025944	-1,126.2	0.5203	1.414
C-4b'5	診療代	"	0.020019	173.09	-1,373.8	0.5455	1.321	0.291	0.020802	-836.1	0.5338	1.372
C-5b'5	入院料	"	0.005202	-79.24	-96.9	0.0721	2.057	-0.798	0.004843	-343.0	0.0665	1.915
C-6b'5	他の医療代	"	0.000365	-14.72	98.6	1.762	0.557	-0.572	0.000299	52.9	0.0998	0.456

出所: 表 4-4 に同じ。

とは言いがたい。これは、県別データを使用する際には、第 I 節で述べた供給のアヴェイラビリティに関わる要因が最も強く影響を与えてしまうためである。したがって、それを明示的にコントロールしていないこうした計測では、回帰の寄与率が低くなることは止むを得ない。但し、家計の年収のパラメタは有意、かつ安定的である。世帯人員項のパラメタが負となる理由としては、地域別では世帯人員の少ない県で保健医療関係支出が大きいところから、年齢によるコントロールがなされていないことが主因として想定される。

・表 4-4 ~ 表 4-7 —— この 4 表は筆者による測定ではなく、比較参考のため全国消費実態調査に示された計測結果を編集したものである。やはり年齢による調整がなされていないので限界はあろうが、特に消費支出総額のパラメタは前 3 表と同様、きわめて安定的である。

補 論¹⁷⁾

各家計による、市場からの財貨・サービスの購入を記述する消費者行動理論の枠組を用いれば、ヘルス・サービスに対する需要は次のような形で導かれる。

家計の選好関数を、(4-1) 式で表わされる、ベルヌーイ・ラプラス型に置く。

$$U = U(H, X)$$

$$= \alpha_h \log(a_h + H) + \alpha_x \log(a_x + X) \quad (4-1)$$

U : 効用指標

H : ヘルス・サービス (医療サービスを含む) の消費量

X : H 以外のすべての財貨・サービスの消費量

$\alpha_h, \alpha_x, a_h, a_x$: 選好パラメタ, $-a_h, -a_x$ は理論的生活最低必要量

一方、次の予算制約が充たされなければならない。

$$Y = P_h H + P X \quad (4-2)$$

Y : 観察期間の所得

P_h : ヘルス・サービスの価格

P : X の価格 (消費者物価指数で代用する)

収支均等を示す、(4-2) 式の制約のもとに、各家

17) この部分の議論は以下に基いている。続幸子「商品別市場機能分析から見たスタグフレーションの発生と終息」, *Keio Economic Observatory Review*, No. 3 pp. 1-59, 1978 年; 牧厚志「消費需要関数導出のための選好関数の性質と測定値」, 三田商学研究, 第19巻6号, pp. 19-44, 1977 年; 同「The Analysis of Consumption Demand: Using the Estimated Preference Function」, *Keio Business Review*, No. 15, pp. 147-177, 1978 年。

計は (4-1) 式で表わされる効用の最大化を図る。
必要条件は限界効用の均等である。

$$\frac{\partial V/\partial H}{P_h} = \frac{\partial V/\partial X}{P} = \lambda \quad (4-3)$$

λ : 所得の限界効用

あるいは、より具体的には、

$$\frac{\alpha_h}{P_h(a_h+H)} = \frac{\alpha_x}{P(a_x+X)} \quad (4-3)'$$

が最大化のための必要条件となる。

十分条件は、縁付きヘッセ行列が負値定符号となることである。これを確認するため、限界効用式を再度、微分する。

$$\frac{\partial^2 U}{\partial H^2} = \frac{\partial \left(\frac{\alpha_h}{a_h+H} \right)}{\partial H} = -\frac{\alpha_h}{(a_h+H)^2} < 0 \quad (4-4 a)$$

$$\frac{\partial^2 U}{\partial X^2} = \frac{\partial \left(\frac{\alpha_x}{a_x+X} \right)}{\partial X} = -\frac{\alpha_x}{(a_x+X)^2} < 0 \quad (4-4 b)$$

$$\frac{\partial^2 U}{\partial H \partial X} = \frac{\partial \left(\frac{\alpha_h}{a_h+H} \right)}{\partial X} = 0 \quad (4-4 c)$$

$$\frac{\partial^2 U}{\partial X \partial H} = \frac{\partial \left(\frac{\alpha_x}{a_x+X} \right)}{\partial H} = 0 \quad (4-4 d)$$

行列 $\begin{pmatrix} 0 & P_h & P \\ P_h & -\frac{\alpha_h}{(a_h+H)^2} & 0 \\ P & 0 & -\frac{\alpha_x}{(a_x+X)^2} \end{pmatrix}$ は負値定符号

であり、十分条件も充たされていることがわかる。

(4-2) 式と (4-3) 式を連立し、 H (および X) について解けば、ヘルス・サービスに対する需要関数が導かれる。

$$P_h H = \frac{\alpha_h}{\alpha_h + \alpha_x} Y - \frac{\alpha_x}{\alpha_h + \alpha_x} a_h P_h + \frac{\alpha_h}{\alpha_h + \alpha_x} a_x P \quad (4-5 a)$$

$$P X = \frac{\alpha_x}{\alpha_h + \alpha_x} Y - \frac{\alpha_h}{\alpha_h + \alpha_x} a_x P + \frac{\alpha_x}{\alpha_h + \alpha_x} a_h P_h \quad (4-5 b)$$

ヘルス・サービスの量を指数化しうるならば、(4-5 a) 式は (4-6 a) 式のように表わすこともできる。

$$H = A \frac{Y}{P_h} + B \frac{P}{P_h} + C \quad (4-6 a)$$

$$\text{但し, } \begin{cases} A = \frac{\alpha_h}{\alpha_h + \alpha_x} \\ B = \frac{\alpha_h a_x}{\alpha_h + \alpha_x} \\ C = \frac{\alpha_x a_h}{\alpha_h + \alpha_x} \end{cases}$$

ヘルス・サービスに対する需要の供給弾力性は、(4-7) 式で示される。

$$\eta_h = \frac{H}{\partial P_h} \frac{P_h}{H} = -\frac{\frac{\alpha_x}{\alpha_h + \alpha_x} (Y + P a_x)}{\frac{\alpha_h}{\alpha_h + \alpha_x} (Y + P a_x) - \frac{\alpha_x}{\alpha_h + \alpha_x} a_h P_h} \quad (4-7)$$

一方、価格弾力性の逆数である、価格伸縮性は、

$$\frac{1}{\eta_h} = -1 + \frac{\alpha_x a_h P_h}{\alpha_h (Y + P a_x)} \quad (4-8)$$

となる。(4-8) 式から、 $a_h < 0$ 、すなわち、ヘルス・サービスが必需品であれば、それに対する需要は価格伸縮的、言い換えれば、価格変化に対し非弾力的であることがわかる¹⁸⁾。

最後に、交差弾力性は (4-9) 式によって表わされる。

$$\frac{\partial H}{\partial P} \frac{P}{H} = \frac{\alpha_h}{\alpha_h + \alpha_x} \cdot \frac{a_x P}{P_h H} \quad (4-9)$$

「ヘルス・サービス以外のすべての財貨・サービス」の生活最低必要量が負ということはいないので、 $-a_x > 0$ 、あるいは、 $a_x < 0$ である。し

18) (4-1) 式の定式化から、 $a_x + X$ は正でなければならない。一方、 P は必ず正である。したがって、両者の積 $P a_x + P X$ も正となる。これを置き換えれば、 $P a_x > -P X$ が成り立つ。不等号の両辺に同じものを加えても関係は変わらないので、 $Y + P a_x > Y - P X$ も成立する。ところで、この右辺は、(4-2) 式により $P_h H$ に等しく、したがって正値である。以上から、最後の不等式の左辺、 $Y + P a_x$ も必ず正となることがわかる。故に、(4-8) 式の右辺第 2 項の分母は正であり、 $1/\eta_h$ が価格伸縮的であるか否かは、分子の a_h の正負に依存する。理論的生活最低必要量が正、すなわち a_h が負であれば、 $1/\eta_h$ は -1 以下となり、価格伸縮的となる。詳しくは、牧厚志「消費需要関数導出のための選好関数の性質と測定値」、既出、を参照。

たがって、(4-9)式から、一般物価水準 P が上昇すれば、ヘルス・サービスに対する需要量は削減されることがわかる。

V おわりに

解明すべき点が多い分野については、「まず比較的単純な経済分析で説明を試み、説明しえない部分について次の研究にすすむ」¹⁹⁾ というアプローチの第一段階の報告である。訂正すべき点も多いと思うが、それはすべて筆者の責任である。

この研究から導かれる政策インプリケーションとしては次の点が指摘できる。

現行給付率のもとでさえ、観察してきたように家族および国保の需要は上昇を続けてきている。したがって、給付率一律 83% といった試みは、本人については多少の需要減をもたらすとしても、家族および国保の需要の伸びがそれを大きく上廻り、医療費をさらに増大させる可能性が強い。現在、必要な事柄は、ファイナンスの面から需要量に影響を与える政策よりは、(1) ニードに応じた供給体制の確立、(2) 1 件当り費用の抑制、および(3) 疾病発生量自体の削減、等であろう。(1) は、プライマリー・ケアの重視を代表とする、病院一診療所、あるいは病院間の役割分担の徹底が第一の条件となる。(2) は、そうした役割分担の明確化の結果、不必要な重複投資や、その資金回収のための過剰検査等の削減を指す。(3) は、言うまでもなく、健康増進の推進をその手段とする。

医療サービスの授受についても、本来、ある程

度の自動需給調節機能を作動させることが好ましい。現在、医療需給のある面では必要以上に市場メカニズムにゆだねられている一方、逆に全く悪しきコントロール下でバランスがゆがめられてしまっている分野も見受けられる。もちろん、医療サービスの需給は、一般の財貨・サービスとは異なり、完全に市場メカニズムの下におくわけにはいかない。特に、老人医療については、社会保障政策全体の枠組の中で進展を考えねばならず、単なる医療費の給付では、たとえ所得制限を設けたとしても、長期的には破綻せざるをえないことが予想される。

最後に、この報告で提示されたモデルの今後の発展の方向として考えられる諸項目を列挙する。

- 1 モデルの特定化、ならびに年齢構成を考慮した測定(作業中)を行なう。
- 2 (3-5)式で表わされた、疾病発生率関数を $\rho = \varphi^{1/2}$ (人的健康資本量²⁰⁾)、の形にする。
- 3 (3-6)式の健康投資 I を説明する変数に、時間投入量も加える²¹⁾。
- 4 疾病・受療のコストに、時間価格 W を含める。
- 5 供給アヴェイラビリティによる要因の影響を受けぬよう、実験計画を適切なものとする。
- 6 習慣形成項の扱いを考える。たとえば、保険給付率が 50% から 70% に上げられた際の、ニーズの顕在化にはほぼ 3 年を要していることが観察される点から、単年度ごとのデータによる分析では限界があるためである²²⁾。

20) 田中滋、前掲論文参照。

21) 同上。

22) 習慣形成項ではないが、需要主体による調整速度を扱ったものとしては、Feldstein, M. S., 「Hospital Cost Inflation」, American Economic Review, Vol. 61, pp. 853-872, 1971 年、参照。

19) この点に限らず、本報告中の様々な箇所における論理の組立てについて、慶応義塾大学島田晴雄助教授の労働供給分析が良参考となった。ここに記して感謝したい。