

〈論 文〉

## 老人医療費に関する要因の分析

宮 腰 昭 男

## 【Abstract】

**Purpose:**

The national medical care expenditure for the elderly has been shown yearly increases, and it is also implied that the medical care expenditure per one elderly person differs by prefectures.

In this paper, we try to present a basic model which is estimated to construct the prefectural differences of medical care expenditure for the elderly.

**Method:**

We analyze the factors of prefectural differences of medical care expenditure per one elderly person by the use of Multiple Regression Analysis, which is a technique of Multivariate Analysis.

In additions, Direct Comparison Method (DCM) with the prefectural differences indicators is applied to extract the particular factors of HOKKAIDO.

**Results:**

We evaluate the performances for various types of Multiple Regression Analysis, and it is indicated that Branch and Bound Method is the most useful technique.

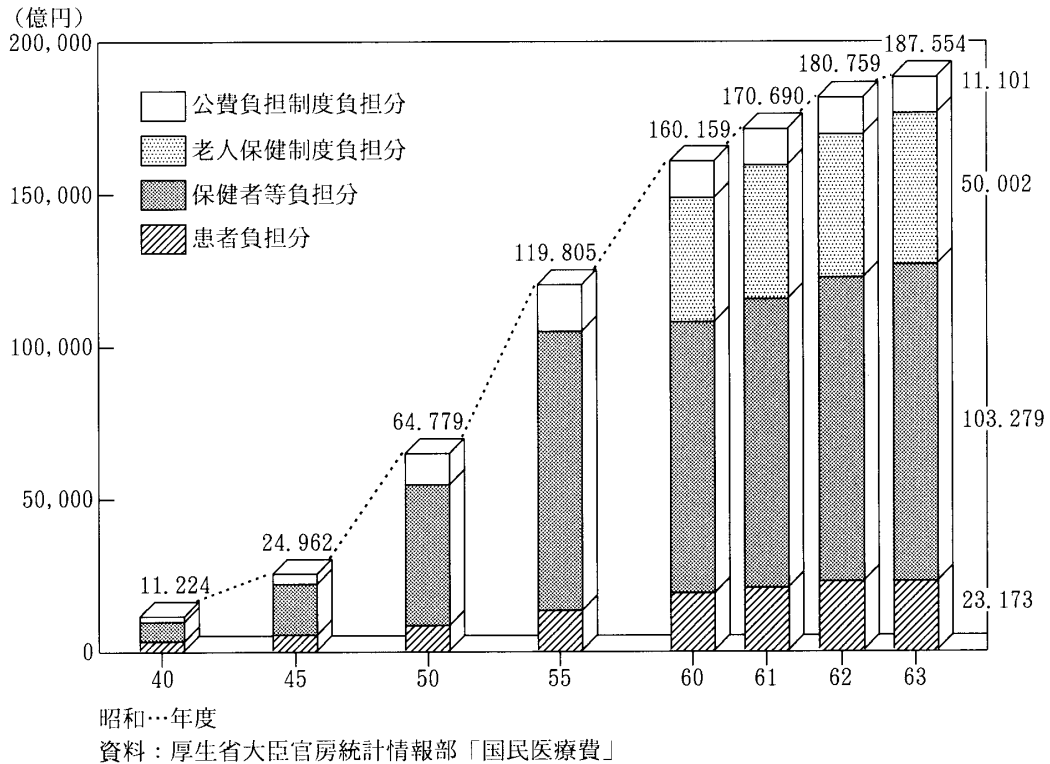
Following as the results of Multivariate Analysis, a simple model, which designs the structure of prefectural differences of medical care expenditure per one elderly person, is presented.

Characteristics of medical care expenditure in HOKKAIDO are the long Length of Stay and high utilizations of medical facilities.

## 1. はじめに——背景説明

昭和48年の老人保健法（老健法）の制定により老人医療費の無料化が実施された。対象は70歳以上のすべての老人および65歳以上の寝たきり老人である。その後同法は幾たびかの改正を受け現在に至っている。改正の主な内容は同医療費の一部負担の導入とその拡大である。一部有料化を含む一連の改正は国民医療費に占める同医療費の比率の急激な上昇が原因している。無料化実施の48年をベースとして老人医療費は57年度で6.5倍、62年度で約11倍の4兆8000億円程度となり、国民医療費の約4分の1以上に達している<sup>(1)</sup>（図1参照）。

図1 国民医療費の動向



今回の改正老健法（昭和61年）では、いわゆる“調整対象外医療費”が第55条に記載されている。調整対象外医療費は老人医療費の負担において、加入者按分率による財政調整を行う場合（昭和61年度80%，昭和62～平成元年度90%，平成2年度以降100%），ある保険者（市町村）の一人当たり老人医療費が全国平均のそれを一定率以上超えた時，この調整の対象から除外して各保険者が自腹で賄えというものである。この“一定率”を高めにとると，ほとんどの国保保険者は，加入者按分による調整を受けられることができるが，逆にこの幅が狭く設定されると，調整の対象外となる部分が多くなり，市町村の負担分が増加し，健保組合が国保に拠出する支払い分は少なくなり財政調整効果が薄れることになる。

厚生省側はこの数値を1.8～1.9程度と想定していたようであるが，健保連は1.2という極めて低い数値を提案している。審議経過は省略するが，厚生省は加入者按分率100%を導入するかわりに，同率に関しては1.5として健保連に対して譲歩した。

調整幅が1.5である場合，昭和62年レベルで調整対象外となる市町村国保は86であり，そのうち3/4の62が北海道の市町村である。こうした事態は極めて深刻なものであり，道内の多くの市町村が同医療費の一部負担によって財政環境を悪化させる可能性を持つと考えられる。

本論文では，以下に示す考察を行う。

- ◎一人当たり老人医療費を分解して基本要素を導出し，基本要素上での本道の特徴を明確にする。
- ◎一人当たり老人医療費，及び基本要素である受診率，平均在院日数等の都道府県間でのバラツキに関係すると思われる要因群を4つのカテゴリに分けて列挙する。特に重点を置いた要因群は，これらのカテゴリの中で社会構造的な要因群である。

- ◎要因群を用いて重回帰分析を行い、同医療費、平均在院日数等と相関の強い要因を抽出する。
- ◎本道の要因データ群を全国平均、他の都府県等の要因データ群との間で指標値を用いて直接的な比較分析 (DCM) を行う。これによって本道の、特に社会構造的要因群の中での特徴的な要因を推測する。
- ◎多変量解析法で導出された要因によって老人医療に関する簡単なモデルを構築し、考察する。
- ◎老人医療に関連すると思われる社会心理的要因について、社会学的アプローチによって考察している金子氏<sup>(2)</sup>の論文の一部を紹介する。

医療法改正に伴う地域医療計画の基本理念から見ても、老人医療環境が全国一律でなければならない必然性はない。調整対象外の部分の医療費は公的な社会保障の枠外として個別的保険者に押し付けるのは慎重に対処しなければならない。しかし老人医療の地域的個別性とその必然性が強調されたとしても、現時点ではそれを客観的に立証するデータや分析は存在しない。従って本論文の目的は現状の老人医療の実態を客観的に解明するための基礎的考察を行うことである。

## 2. 一人当り老人医療費

本章では、“一人当り老人医療費”についてより詳細に言及する。

### a. 構成要素への分解

一人当り老人医療費は(1)式で定義される。ここで、 $i$ は保険者、すなわち各市町村である。

$$\text{一人当り老人医療費} = \left\{ \frac{\text{年間総老人医療費}}{\text{年間平均被保険者総数}} \right\}_i \dots\dots\dots (1)$$

$i$  : 各市町村

(1)式は以下のように変形可能であり、

$$\begin{aligned} \text{一人当り老人医療費} &= \left\{ \frac{\text{年間総医療費}}{\text{診療実日数}} \times \frac{\text{診療実日数}}{\text{年間総件数}} \times \frac{\text{年間総件数}}{\text{年間平均被保険者総数}} \right\}_i \\ &= \left[ \text{一日当り医療費} \times \text{一件当り日数} \times \text{一人当り受診率} \right]_i \dots\dots\dots (2) \end{aligned}$$

となる。同医療費は(2)式で示すように三つの要素に分解可能である。通常、受診率は一人当りの被保険者が出すレセプト枚数を100~1000倍したものを使用する。受診率と類似した用語として受療率がある。受療率は(3)式のように定義される。

$$\text{受療率} = \frac{\text{ある期間の患者数}}{\text{その期間のある集団に属する人口}} \times 100,000 \dots\dots\dots (3)$$

すなわち受療率は一人当りその期間における受診回数を100,000倍したものである(即ち、人口10万人当りの受診回数である)。期間を同一とした人口を“老人”に限定すれば、両指標の分母はほぼ一致する。分子部分は(3)式の患者数が増大すれば、受診率の分子(レセプト枚数)も増大する。従って、両指標は+の相関を持つ。一人当り老人医療費を都道府県別に表1に示す(昭和

表1 都道府県別の一人当たり老人医療費(円)

	1人当たり老人医療費(円)
全 国	426,335
北海道	612,326
青 森	432,915
岩 手	457,446
宮 城	365,454
秋 田	392,470
山 形	321,262
福 島	391,881
茨 城	316,189
栃 木	326,110
群 馬	351,618
埼 玉	376,345
千 葉	314,859
東 京	420,249
神奈川	389,346
新 潟	347,907
富 山	475,541
石 川	472,941
福 井	388,066
山 梨	323,195
長 野	323,746
岐 阜	354,600
静 岡	308,330
愛 知	455,218
三 重	382,508
滋 賀	355,612
京 都	523,579
大 阪	597,145
兵 庫	412,266
奈 良	398,647
和歌山	362,883
鳥 取	347,996
島 根	358,484
岡 山	426,203
広 島	466,836
山 口	473,376
徳 島	499,388
香 川	439,008
愛 媛	449,949
高 知	561,697
福 岡	535,204
佐 賀	451,289
長 崎	508,111
熊 本	508,443
大 分	440,829
宮 崎	393,383
鹿 児 島	394,081
沖 縄	325,022

\* 昭和59年度

表2 入院に限定した受療率の比較

	入院受療率
全 国	5,289
北 海 道	9,477
静 岡	3,272

59年度)。本道は全国平均の1.44倍、最も同費の低い静岡の約2倍の値を示している。また、入院に限定した受療率を全国、本道及び静岡の比較において表2に示す。受療率では本道は全国の約2倍、静岡の3倍の値を示している（65歳人口でも本道は人口10万人対比値で9,213であり、全国値9,944、静岡県9,980とそれほど変わらない構成である）<sup>2)</sup>。少なくとも受療率で見る限り、本道の老人の医療機関への依存度は極めて高いことが推定できる。

(2)式で同医療費は3つの要素から構成されることがわかった。これらの要素のうち、どの要素が一人当たり老人医療費に対して寄与率が高いのかを実データを用いて分析する。表3には入院、入院外で70歳以上と以下で3要素及び医療費を示している。同表より入院、及び入院外において一人当たり医療費は何れも70歳以上が大きい値を占めている。

- r：受診率   j = 1 は老人， j = 2 は非老人とする。
- d：一件当りの日数
- c：一日当りの医療費

とし、 $r_1 = r_2 + \Delta r$ ， $d_1 = d_2 + \Delta d$ ， $c_1 = c_2 + \Delta c$ とおく。ここで $\Delta r$ ， $\Delta d$ ，及び $\Delta c$ は各要素の非老人からの老人の摂動分である。(2)式より

$$\begin{aligned}
 \text{〔一人当たり老人医療費〕}_{j=1} &= r_1 d_1 c_1 \\
 &= (r_2 + \Delta r) (d_2 + \Delta d) (c_2 + \Delta c)
 \end{aligned}$$

となる。増加率は、

$$\begin{aligned}
 \text{増加率} &= \frac{d_2 c_2}{r_1 d_1 c_1 - r_2 d_2 c_2} \Delta r + \frac{r_2 c_2}{r_1 d_1 c_1 - r_2 d_2 c_2} \Delta d \\
 &\quad + \frac{r_2 d_2}{r_1 d_1 c_1 - r_2 d_2 c_2} \Delta c \\
 &\quad + \frac{r_2 \Delta d \Delta c + c_2 \Delta r \Delta d + d_2 \Delta c \Delta r + \Delta r \Delta d \Delta c}{r_1 d_1 c_1 - r_2 d_2 c_2} \dots\dots\dots (4)
 \end{aligned}$$

となる。ここで(4)式の $\Delta^2$ オーダー以上を無視して各要素の寄与率を以下のように定義する。

$$r \text{の寄与率} = \frac{d_2 c_2}{r_1 d_1 c_1 - r_2 d_2 c_2} \times 100$$

$$d \text{の寄与率} = \frac{r_2 c_2}{r_1 d_1 c_1 - r_2 d_2 c_2} \times 100$$

$$c \text{の寄与率} = \frac{r_2 d_2}{r_1 d_1 c_1 - r_2 d_2 c_2} \times 100$$

表3 入院および入院外における一人当たり老人医療費、3つの基本要素のデータ

	1件当たりの医療費	1件当たりの受診率	1件当たりの日数	1日当たりの医療費
入院				
70歳以上	417,369	1.48475	24.58	11,436
70歳未満	54,997	0.23204	18.98	12,490
入院外				
70歳以上	194,877	10.86766	3.74	4,791
70歳未満	45,233	4.37315	2.52	4,101

表4 3つの基本要素のそれぞれの寄与率の値と誤差分寄与率

	受診率の相対的寄与率	1件当たりの日数の相対的寄与率	1日当たりの医療費の相対的寄与率	誤差分寄与率
入院	81.96%	4.48%	-1.28%	14.48%
入院外	44.88%	14.63%	5.09%	35.40%

表5 本道に対する静岡県および全国との比較の結果

○静岡（入院のみ）との比較

	1人当たり医療費	1人当たり受診率	1件当たりの日数	1日当たりの医療費
入院70歳以上	156,752	0.53971	21.04	13,807

	受診率の相対的寄与率	1件当たりの日数の相対的寄与率	1日当たりの医療費の相対的寄与率	誤差現分寄与率
入院	105.35%	10.12%	-10.33%	5.14%

○全国（入院のみ）との比較

	1人当たり医療費	1人当たり受診率	1件当たりの日数	1日当たりの医療費
入院70歳以上	248,428	0.86852	23.51	12,169

	受診率の相対的寄与率	1件当たりの日数の相対的寄与率	1日当たりの医療費の相対的寄与率	誤差現分寄与率
入院	108.25%	6.69%	-8.86%	6.08%

表3より入院と入院外における $\Delta r$ 、 $\Delta d$ 、 $\Delta c$ を求め、入院と入院外で上記の寄与率を求めると表4のようになる。同表より入院の場合、老人と非老人で一人当り老人医療費を7.59倍と押し上げている原因と思われる要因は受診率であり、その寄与率は81.96%の高率となっている。また全国値及び静岡県との比較分析の結果を表5に示している。比較分析の結果からも本道の場合、受診率が一人当り老人医療費を押し上げる重要な要因であることがわかる。

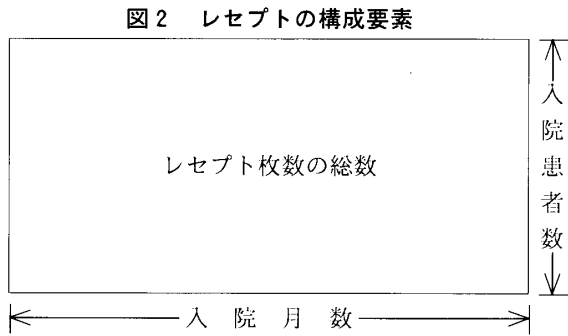
## b. 受診率についての考察

受診率（（2）式参照）は以下のように定義される。

$$\text{受診率} = \frac{\text{年間総件数 (レセプト枚数)}}{\text{年間平均被保険者総数}} \times 100 \text{ (または1000)} \dots\dots\dots (5)$$

(5) 式の年間平均被保険者総数は70歳以上に限定すると、ほぼその地域の70歳以上人口に一致すると仮定してよい。定義式より受診率は老人加入者100名(または1000名)当りのレセプト枚数と考えられる。全国値の受診率は86.852, 静岡県で53.971であるが、本道は148.645と高率である。都道府県別の人口10万人対比值老人数をみると北海道は全国40位と低い値となっており、絶対数でも本道350,695<sup>2)</sup>に対して静岡県は244,239である(この絶対数が大きい場合には(4)式の分母が増大し、同率を引き下げる効果があると思われるが上記の数値はそうになっていない)。比率では同県の1.44倍となるが、本道の全人口は静岡県の1.64倍である。また各々に占める老人比率は同県は6.98%, 本道は6.25%であり、むしろ静岡県が高い値をしめしている。このため(5)式の分母、即ち年間平均被保険者総数(仮定より70歳以上人口)は受診率の上昇の原因となっていない。従って本道は他都府県に比べてこのレセプト枚数が極めて多いことになる。

年間総件数(レセプト枚数)が多くなる原因は二つ考えられる。一つは入院患者数であり、他は入院月数である(図2参照)。Piをi番目の患者の入院月数とし、Nを入院患者総数とする。



年間総件数は

$$\begin{aligned} \text{年間総件数 (レセプト枚数)} &= \sum_{i=1}^N P_i = \sum_{i=1}^N P_i / N \times N \\ &= (\text{一人当りの平均入院月数}) \times (\text{入院患者総数}) \dots\dots\dots (6) \end{aligned}$$

となる。ここで一人当りの平均入院月数を以下のように近似する。

$$(\text{一人当りの平均入院月数} - 1 + \xi) \times 30 = \text{一人当りの平均入院日数} = \text{平均在院日数} \dots\dots (7)$$

(7) 式の近似の精度は  $\xi$  ( $0 < \xi \leq 1$ ) の値に依存する。最大誤差は29日であり、最小誤差は0日である。従って14.5日程度の誤差が平均的に発生する。(7) 式の関係を用いて(6)式を整理すると、

$$\text{年間総件数} = (\text{入院患者数}) \times (\alpha \times \text{平均在院日数} + \beta) \dots\dots\dots (8)$$

となる。ここで  $\alpha = 1/30$  であり、 $\beta = 1 - \xi$  である。 $\alpha$  は正、 $\beta \geq 0$  である。(8)式から年間総件数(レセプト枚数)を押し上げる原因は入院患者数と平均在院日数の2つの構成要因であること

表6 全国を含む道府県における比較

70歳以上

県名	入院受療率(10万)	平均在院日数	1人当たり医療費
北海道	9,477	163.5	612,571
大阪	4,818	75.3	591,145
茨城	2,326	79.8	316,189
静岡	3,272	52.8	308,330
全国	5,289	94.7	425,011

→ 入院・入院外も含む。

がわかる。入院患者数は入院受療率((3)式)から推定可能である。表6には全国値を含む道府県のいくつかの関係データが示されている。本道は平均在院日数では全国値の1.72倍、入院受療率でも約2倍の値を示している。

以上の考察より、本道の一人当たり老人医療費の高騰は老人入院患者が多く、相対的に入院日数が長いことが原因していると考えてよい。

### 3. 説明要因の構成

前章では北海道の一人当たり老人医療費をその構成要素上の特徴で明らかにした。次のステップとしては“なぜ老人入院患者が他府県に比べて多く、且つ入院日数が長くなるのか”を検討しなければならない。これらのプロセスは都道府県レベルのデータを用いた構造分析の技法が利用される。プロトタイプモデルを構築する場合でも前処理としてモデルを構成すると思われる要素を決定しなければならない。このためにモデルの構成要素か否かを判断するための基準データが必要である。本分析ではこれらのデータは一人当たり老人医療費であり、更にこのデータの構成要素に対応する受診率、平均在院日数等である。

モデルを構築する場合、そのモデルを構築する要素を事前に決定しなければならない。要素そのものとそれに関連する情報が与えられていることもあるが(自然科学系ではこのケースが多い)、一般的に社会システムを対象とすると要素そのものが不明確で抽出が困難な場合が多い。この章では一人当たり老人医療費及びそれに関連する構成要素群に対して説明すべき要因群(説明要因の候補)をどのような考え方で構成するかを説明する。

老人医療費は老人医療に対する診療報酬であるから、老人医療の実体、即ち医療機関側の要因候補群が第一カテゴリ(供給側の要因)として存在する。これは老人を吸引するベクトルである。しかし唯単に医療機関が存在し、空きベットがあり、医療従事者がいたとしても老人が上記の吸引力によってのみ医療機関に収容されるとは限らない。老人を医療機関側へ押し出す他のベクトルが存在する。これらの要因群を需要側要因候補とし、第二カテゴリとする。二つのカテゴリは各々更に二つの層(レイヤ)を持つと考えられる。このレイヤは各要因候補の属性を規定する。ひとつは社会構造的レイヤであり、他は社会心理的レイヤである。前者は要因そのものが定量的で客観的評価が可能なデータ群であり、後者は質的で定性的データ群が中心となる。要因候補群のグループ構造を図3に示す。

他の座標軸として老人と非老人の軸が存在する。即ち老人自身に直接関係した要因群とそうでない要因群である。両者の要因は図3の各セルの中に混在することになる。



図3 説明要因の構造

	供給側	需要側
社会構造的	A群	B群
社会心理的	C群	D群

A群 供給側社会構造的要因群  
 B群 需要側社会構造的要因群  
 C群 供給側社会心理的的要因群  
 D群 需要側社会心理的的要因群

つぎのステップでは各セルにおいて医療費のバラツキの原因と思われる説明要因の候補を枚挙していく。こうした方式は説明要因を抽出するために予め関連すると思われる要因候補を準備するというプロセスを経過する。従って対象物の構造を解析するため事前に対象物に関して多くの情報を持っていなければならないことになる。最終的には要因候補から説明要因を何らかの方法で選択するのであるから、このステップは以後の分析の精度を一意に規定することになる。逆に言えば枚挙された要因候補のレベルでモデルを表現することになり、そのレベルがモデル自体の精度となる。

要因候補群に関して以下の仮定をおく。

- (ア) 要因候補は公表された定量的データのみとする(図3のA及びB群が中心である)。定性的、質的要因候補に関しては精度の高いデータ群が現状では存在しない。
- (イ) データ群は都道府県レベルの精度を限界とし、単年度データを中心に分析する。従ってケース数は47である。

(ア) は社会心理的要因群を中心とした要因候補を除外するため、解析の精度を低下させる可能性を持つ仮定である。しかし質的要因候補は都道府県別に整備されたものがなく、独自に調査を必要とするデータ群のため今回の分析対象から外さざるを得なかった。

表7に各セルの要因候補を掲載している。特にB群には40の要因候補が取り上げられているが、モデル分析の中心的要因候補セルである。C群では1㎡当りの地価を供給側の社会心理的要因として取り入れている。この理由は同要因候補が1ベット当りの投下資本に深く関連し、心理的に医療機関経営上の行動を規定すると推測したためである。

都市化の程度を示す一群の要因候補がB群に存在する(一人当たり通常郵便数、加入電話数、たばこの消費量等)。都市化と老人の生活環境との間には本人自身と家族をも含めた多様で複雑な関係が存在すると考えられ、都市と地方ではその環境はかなり異なると推測される。“都市化”は老人医療の分析における重要なキーワードと思われる。

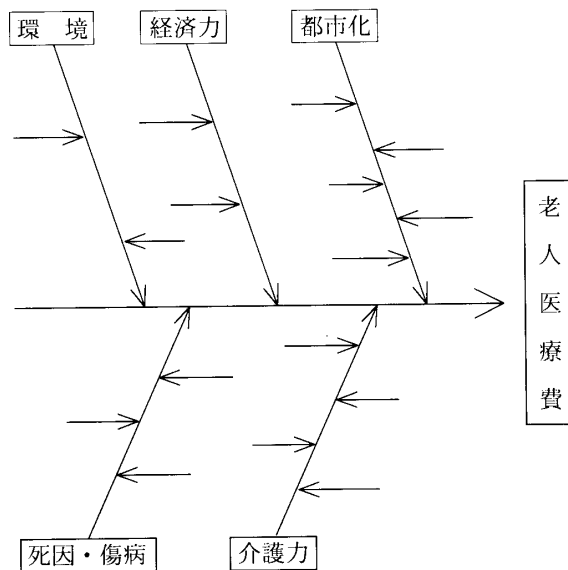
特性要因図を用いて需要側社会構造的要因(候補)群をグループ化すると図4のようになる。グループ化の各々の軸は死因・疾病、経済的環境(本人、家族も含む)、老人を取り巻く環境、介護力、都市化である。各グループに明確に切り分けられるものもあるが、複数の軸に跨るような要因候補も存在する。

要因候補データ群及び次章で説明する基準変数データ群の出典と簡単な説明を表8に掲載する。データ群は年次を統一し、昭和59年単年度のものを使用している。従って一人当たり医療費等はそ

表7 各セルにおける要因候補の一覧

	供給側	需要側
社会構造的 要因	A群 医師数 (人口10万比) 保健婦数 (人口10万比) 病床数 (人口10万比) 医療機関数(規模別) 医療機関分散度 (面積/医療機関数)	B群 疾病大分類別患者割合 (新生物、脳血管疾患、循環器疾患) 平均寿命 平均気温 就業率(65歳以上) 持ち家率 平均世帯人数 核家族世帯数 老人の単独世帯数 生活保護率 老人ホーム定員数(特養、養護) 人口密度 65歳以上老人人口割合
社会心理的 要因	C群 お金 1ベット当たりの要資金額 (1㎡当たりの地価) 技術 保険外負担	D群 子供による親の世話 地域内の親しい世帯数 快適度(床面積/患者数)

図4 特性要因図



の年度の要因候補群の影響しか考慮しない、即ちリードタイムや時間遅れの効果をモデル構築において無視するという仮定を暗黙のうちに付与している。加えて一人当たり老人医療費等及び要因候補群は47都道府県での精度であるため全国的なレベルでのモデルであり、個別的、例えば本道の特性を直接的に説明することはできないことに留意すべきである(このことに関しては6.で言及する)。

4. 重回帰分析とその結果

3. で準備した要因候補によって老人医療の基本的構造を説明しようとする場合、同候補から

表 8 説明変数(要因)候補および基準変数データの出力

コード	要因名	単位	出典	備考
X 1	医師数	人口10万対	昭和59年「医師・歯科医師・薬剤師調査」	59年末現在の医師総数、人口は推計人口(59年10月1日現在の総人口)
X 2	保健婦数	人口10万対	昭和59年「衛生行政業務報告」	59年末現在の保健婦総数、人口は推計人口(59年10月1日現在の総人口)
X 3	病院病床数	人口10万対	昭和59年「医療施設調査・病院報告」	59年10月1日現在の病院総病床数、人口は推計人口(59年10月1日現在の総人口)
X 4	診療所病床数	人口10万対	昭和59年「医療施設調査・病院報告」	59年10月1日現在の一般診療所病床数、人口は推計人口(59年10月1日現在の総人口)
X 5	医療機関分散度	km <sup>2</sup>	昭和60年「全国都道府市区町村別面積調」 昭和59年「医療施設調査・病院報告」	各県総面積 ※日本統計年鑑昭和61年 病院総数+一般診療所総数(59年10月1日現在)
X 6	規模別病院数(20~49床)	%	昭和59年「医療施設調査・病院報告」	病院総数に占める各規模別病院の割合
X 7	規模別病院数(50~99床)	%	昭和59年「医療施設調査・病院報告」	病院総数に占める各規模別病院の割合
X 8	規模別病院数(100~299床)	%	昭和59年「医療施設調査・病院報告」	病院総数に占める各規模別病院の割合
X 9	規模別病院数(300~499床)	%	昭和59年「医療施設調査・病院報告」	病院総数に占める各規模別病院の割合
X 10	規模別病院数(500床以上)	%	昭和59年「医療施設調査・病院報告」	病院総数に占める各規模別病院の割合
X 11	新生物	%	昭和59年「患者調査」(都道府県編)	65歳以上の入院患者に占める割合 [59年10月16日~18日の3日間のうち医療施設ごとに指定した1日]
X 12	循環系の疾患	%	昭和59年「患者調査」(都道府県編)	65歳以上の入院患者に占める割合 [59年10月16日~18日の3日間のうち医療施設ごとに指定した1日]
X 13	呼吸系の疾患	%	昭和59年「患者調査」(都道府県編)	65歳以上の入院患者に占める割合 [59年10月16日~18日の3日間のうち医療施設ごとに指定した1日]
X 14	消化系の疾患	%	昭和59年「患者調査」(都道府県編)	65歳以上の入院患者に占める割合 [59年10月16日~18日の3日間のうち医療施設ごとに指定した1日]
X 15	悪性新生物(死因)	人口10万対	昭和59年「人口動態統計」(上巻)	年間の死因別死亡数を総人口で除したもの
X 16	心疾患(死因)	人口10万対	昭和59年「人口動態統計」(上巻)	年間の死因別死亡数を総人口で除したもの
X 17	脳血管疾患(死因)	人口10万対	昭和59年「人口動態統計」(上巻)	年間の死因別死亡数を総人口で除したもの
X 18	一世帯当たり1カ月間収入	円	昭和59年「家計調査年報」	勤労者世帯で昭和59年1月~12月の12カ月間における1カ月間の 実収入平均値。実収入とは、勤め先からのいっさいの収入、 本業、副業、内職による収入、家賃地代、利子、配当収入、受 入、受贈金など、財産が実際に増加するよう収入(税込み)お よび社会保障給付の収入をいう。

コード	要因名	単位	出典	備考
X19	貯蓄現在高	千円	昭和59年「全国消費実態調査報告」	勤労者世帯、昭和59年11月30日現在 ※日本アレルマック1987
X20	一般健康診査受診率	%	昭和60年「全国市町村別健康マップ数値表」	昭和59年度受診率 当該市町村(都道府県)受診者数を当該市町村(都道府県)対象者数(40歳以上の者)で除したものの
X21	生活保護率	人口千対	「社会福祉行政業務報告」	1カ月間の平均被保護実人員を59年10月1日現在の推計人口で除したもの ※日本統計年鑑昭和61年
X22	老人福祉施設定員割合	人口千対	「全国老人福祉施設要覧」(61年度版)	61年3月31日現在の特別養護老人ホーム・養護老人ホーム定員総数(厚生省老人福祉課)を65歳以上人口で除したものの。人口は60年の国勢調査
X23	65歳以上人口割合	人口10万対	「昭和59年10月1日現在推計人口」	※厚生統計要覧昭和60年版
X24	男子平均寿命	年	昭和60年「全国市町村別健康マップ数値表」	
X25	女子平均寿命	年	昭和60年「全国市町村別健康マップ数値表」	
X26	平均気温	℃	「62年理科年表」	昭和26年～昭和55年の平均値。県庁所在地気温。
X27	第1次産業就業割合	%	昭和55年「国勢調査報告」	65歳以上の就業割合、人口は55年国勢調査。 ※高齢化社会基準年鑑
X28	第3次産業就業割合	%	昭和55年「国勢調査報告」	65歳以上の就業割合、人口は55年国勢調査。 ※高齢化社会基準年鑑
X29	持ち家率	%	昭和55年「国勢調査報告」	持ち家、公営借家、民営借家、給与住宅、間借りに占める持ち家の割合。 ※人口統計総監
X30	平均世帯人員	人	昭和60年「国勢調査報告」	一般世帯の平均人員。一般世帯とは住居と生計を共にしている人の集り、1戸を構えて住んでいる単身者、間借り、下宿などの単身者及び会社などの独身寮の単身者をいう。 ※高齢化社会基礎資料年鑑
X31	核家族世帯割合	%	昭和60年「国勢調査報告」	親族世帯に占める核家族割合。核家族とは、夫婦のみ、夫婦と子供及び片親と子供からなる世帯。親族世帯とは、一般世帯から被親族世帯、単独世帯を除いたもの。 ※高齢化社会基礎資料年鑑
X32	老人単独世帯割合	%	昭和60年「国勢調査報告」	65歳以上のいる一般世帯数に対する65歳以上の単独世帯割合。 ※高齢化社会基礎資料年鑑
X33	一世帯当たり量数	量	昭和55年「国勢調査報告」	普通世帯。量数の計算に際しては、量を敷いていない居室についてもその面積を量数に換算して含めてある。 ※人口統計総監
X34	女性の就業率	%	昭和60年「国勢調査報告」	30歳～59歳の女性の就業率。主に仕事、家事のほか仕事をしている者の割合。

コード	要因名	単位	出典	備考
X 35	離婚率	人口千対	昭和59年「人口動態統計」(中巻)	年間離婚届出件数を59年10月1日現在の推計日本人口で除したものの。
X 36	人工死産率	出産千対	昭和59年「人口動態統計」(中巻)	年間人工死産数を年鑑出産数で除したもの。
X 37	宗教法人割合	%	昭和60年「宗教年鑑」	全国宗教法人総数に占める各県の割合。※日本アールマック1987
X 38	人口密度	千人 / km <sup>2</sup>	昭和60年「国勢調査報告」	※日本統計年鑑昭和61年
X 39	郵便物引受数	通 / 1人	「昭和60年度郵政統計年報」	人口は昭和60年国勢調査報告による。※日本アールマック1987
X 40	加入電話番号	千回線 / 人口10万	「N T T 資料」	電話番号の数と解する(N T T)。※日本アールマック1987
X 41	戸当たり平均ガス供給量	万Kcal / m <sup>2</sup>	昭和60年「ガス事業統計年報」	家庭用供給量。世帯数は昭和60年国勢調査一般世帯数。※民力87
X 42	1 m <sup>2</sup> 当たりの地価	円	昭和60年「都道府県地価調査報告」	平均地価。住宅地、宅地見込地、商工業地、調整区域内地、準工業地の平均。※日本アールマック1987
X 39	1人当たり平均電力使用量	Kw / h	昭和61年度版「電気事業便覧」	昭和60年家庭用地すべて含む。※日本アールマック1987
X 44	酒の消費量	円	昭和60年「家計調査年報」	1世帯当たり1カ月間の消費量。60年1月～12月の1カ月間の平均。※民力87
X 40	1人当たり老人医療費	円	昭和60年度版「国民健康保険の実態」	昭和59年度の市町村国保の診療費(医科)。医科の入院+入院外の費用額合計(歯科・調剤を除く)。
X 41	入院受療率	人口(70歳以上) 10万対	厚生省統計情報部提供資料	70歳以上の入院受療率。
X 42	入院受診率	%	昭和60年度版「国民健康保険の実態」	年間受診率。年間の総件数を年間平均被保険者数(65歳以上寝たきり及び70歳以上の者)で除したもの。
X 43	平均在院日数	日	昭和59年「患者調査」(都道府県編)	70歳以上の平均在院日数。

表9 基準変数間の単相関係数行列

	1人当たり医療費	入院受療率	入院受診率	平均在院日数
1人当たり医療費	1.0	0.7527	0.7699	0.5651
入院受療率		1.0	0.9668	0.8243
入院受診率			1.0	0.8117
平均在院日数				1.0

“重要”と思われるものを抽出しなければならない。この“重要”さの基準は基準変数によって決定される。基準変数としては4種類のデータ群を使用する。一人当たり老人医療費、入院受療率、入院受診率、平均在院日数である。これらの変数は各々独立したデータ群ではなく、強い相関を持っている。

基準変数間の単相関係数を表9に示す。受療率と受診率は極めて強い相関をもっている。またこの二つの変量は一人当たり老人医療費、及び平均在院日数に対して同程度の相関をもっている。従ってデータ処理では基準変数としては一人当たり老人医療費、平均在院日数、及び受療率か受診率の何れかの一つの3種類を使用した。前章では抽出対象となる要因候補と抽出された要因とを区別していたが、ここではこれらを区別せずに説明変数と呼ぶ。

抽出法は基準変数に対して相関の強い説明変数を選択するため重回帰分析法が使用される。同変量解析の前処理として各変数の分布、平均、分散等の基本統計量を求め、相関係数等について考察しなければならない。

#### a. 基本統計量

表10に説明変数、及び基準変数に関する基本統計量を示す。説明変数に関してすべてのサンプル集団の分布が正規であると言えない。加えて母集団分布も正規であると断言できない。従って異常値に関して明確な判断はできないが、回帰分析の場合には事前に各変数のデータの分布について概略的に把握しておかなければならない。この時正規性を前提とした異常値に対する判断は分析の結果を解釈する場合の一つの目安になると思われる。

変動係数については大半の変量が100%以下であるが、人口密度と地価は極めて大きな変動を示している。歪みと尖りは1.0程度が目安となるが、いくつかの変量でこの目安を超過しているものがある。ベット数(病院)の幹葉図とボックスプロット図を図5と6に示す。ハズレ値の下限と上限は各々235.0と2454.2である。データ群の中での最大値は2508.9であり、このケースはハズレ値(異常値)の可能性が高く、分布を歪める大きな原因となっている。医療機関分散度も同様にハズレ値に対する上下限を超える異常値が発生している。人口密度の幹葉図とボックスプロット図を図7と8に示す。ハズレ値の上限は869.5であり、7ケースがハズレ値と見なされる。これらは東京都、大阪府等の高人口密度地域のデータである。地価も同様な理由によってハズレ値(異常値)が存在する。回帰分析では異常値は慎重に取り扱う必要がある。なぜならば分析結果はこうした異常値に敏感に反応するためである。

基本統計量の分析から、人口密度、郵便物件数、及び地価の変量はデータの層別化、変数変換や異常値の削除等(欠損値扱い)の対象となる可能性を持つと思われる。

表10 説明変数および基準変数データの基本統計量一覧

LABEL	MEAN	STANDARD DEVIATION	MINIMUM VALUE	MAXIMUM VALUE	STD ERROR OF MEAN	C. V.	SKEWNESS	KURTOSIS
NO OF DOC	149.943	29.541	88.700	209.900	4.309	19.702	0.377	-0.280
NO.OF HOKENFU	20.926	6.392	8.700	34.600	0.952	30.548	0.096	-0.743
BET(HOSPITAL)	1336.981	343.451	775.600	2508.900	50.097	25.689	0.807	1.375
BET(CLINIC)	297.289	147.084	89.600	609.000	21.454	49.475	0.448	-0.696
BET(TOTAL)	1634.277	458.515	908.200	2938.400	66.881	28.056	0.504	-0.138
DENSITY(IRYOU)	5.904	4.327	0.200	23.100	0.631	73.290	1.700	4.572
HOSP(20-49)	23.830	11.266	2.500	45.900	1.643	47.277	0.102	-0.956
HOSP(50-99)	25.328	5.671	13.800	41.800	0.827	22.391	0.642	0.955
HOSP(100-299)	36.864	8.263	18.900	52.500	1.205	22.415	0.080	-0.768
HOSP(300-499)	9.753	3.975	3.500	20.700	0.580	40.752	0.783	0.057
HOSP(500)	4.194	1.615	1.700	8.300	0.236	38.512	0.461	-0.346
SHOUBYOU(SHINSEIBUTU)	9.743	2.792	4.500	17.200	0.407	28.657	0.043	-0.296
SHOUBYOU(JYUNKAN)	38.434	5.668	28.900	52.700	0.827	14.748	0.425	-0.398
SHOUBYOU(KOKYUU)	4.883	1.284	1.800	7.900	0.187	26.297	-0.095	0.085
SHOUBYOU(SHOUKA)	8.100	1.830	4.500	11.700	0.267	22.592	-0.057	-0.689
SHIN(SHINSEIBUTU)	162.872	22.376	101.400	194.400	3.264	13.739	-0.802	0.208
SHIN(SHINZOU)	126.000	21.277	70.200	164.700	3.104	16.887	-0.640	0.320
SHIN(NOUKEKKAN)	133.523	29.269	58.900	185.100	4.269	21.920	-0.416	-0.237
SETAI-INCOME(MONTH)	419424.383	37679.697	329979.000	493979.000	5496.149	8.984	-0.368	-0.257
CHYOCHIKU	5367.957	1126.768	2253.000	7088.000	164.356	20.991	-0.647	0.013
SEIKATUHOGO	29.664	10.366	10.400	59.000	1.512	34.944	0.772	0.369
FUKUSHI SHISETU KANYUU	12.223	7.265	3.800	38.600	1.060	59.433	1.312	2.381
POPULATION DENSITY	16.864	5.548	8.600	30.400	0.809	32.897	0.435	-0.775
65-POPULATION RATIO	609.979	1073.798	72.000	5472.000	156.629	476.039	3.572	12.879
HEIKIN JYUMYOU(MALE)	11173.830	1901.518	6891.000	14702.000	277.365	17.018	-0.529	-0.481
HEIKIN JYUMYOU(FEMALE)	78.912	0.689	71.540	74.880	0.101	0.937	-0.221	0.259
MEAN TEMP	14.443	0.617	78.030	81.890	0.090	0.781	2.475	10.793
1 JI(65-SHUUGYOU)	41.677	2.355	8.000	22.400	0.341	16.169	-0.057	2.942
2 JI(65-SHUUGYOU)	16.504	13.173	2.600	59.800	1.921	31.608	-1.182	1.459
3 JI(65-SHUUGYOU)	41.636	5.493	7.500	29.400	0.801	33.280	0.655	-0.308
HOUSE(%)	68.549	9.166	27.800	70.000	1.335	21.981	1.191	1.562
HEIKIN SETAI NO.	3.292	0.258	42.200	85.000	1.337	13.372	-0.860	0.708
KAKU FAMILY(%)	57.845	5.271	2.600	3.770	0.038	7.825	-0.505	-0.165
ROUJIN SOLO	12.168	4.593	45.700	67.800	0.769	9.112	-0.108	-0.733
NO OF ROOM	4.970	0.625	5.500	28.000	0.670	37.746	1.005	1.417
NO OF TATAMI	30.909	0.479	3.330	6.350	0.091	12.576	-0.153	-0.111
OCCUPATION FEMALE	60.094	5.043	19.800	44.200	0.799	17.726	0.328	-0.399
NO OF MAIL	84.426	48.034	52.800	72.200	1.027	11.720	-0.213	-0.641
NO OF PHONE	34.909	4.448	24.500	368.500	7.006	56.895	4.825	27.439
SUIDOU FUKYUU(%)	90.604	6.802	73.400	99.900	0.649	12.743	2.004	7.252
GESUIDOU(%)	45.011	15.821	8.800	83.100	0.992	7.507	-0.684	-0.181
KWH PER MAN	4199.383	1045.116	2358.000	7447.000	152.446	35.149	-0.072	0.264
GAS PER HOUSE	103.951	95.574	19.500	390.200	13.941	24.887	0.872	0.871
RIKONRITU	1.411	0.326	0.950	2.330	0.048	23.097	1.404	0.808
JINKOU RYUUZAN	22.189	8.529	6.000	43.900	1.244	38.437	0.399	0.399
ALCOHOLE	3463.681	732.378	1814.000	5396.000	106.828	21.145	-0.178	0.253
SMOKING	1216.234	334.229	697.000	2882.000	48.752	27.481	2.943	13.116
SHUUKYOU	186153.766	57078.513	40760.000	305942.000	8325.757	30.662	-0.033	-0.174
SHUUKYOU HOUJIN	2.121	1.109	0.100	5.100	0.162	52.263	0.891	0.573
BUTUDAN	124.247	231.337	24.900	999.900	33.744	186.192	3.675	12.054
LAND PRICE (1 MM)	85073.043	116345.388	28000.000	797600.000	16970.719	136.759	5.324	31.873

図5 ベット数(病院)なる説明変数の幹葉図

STEM LEAF	#
24 1	1
22	
20	
18 58	2
16 0223347278	10
14 234924	6
12 0149124568	10
10 044567799913	12
8 24839	5
6 8	1
-----+	
MULTIPLY STEM.LEAF BY	10**+02

図6 ベット数(病院)なる説明変数のボックスプロット図

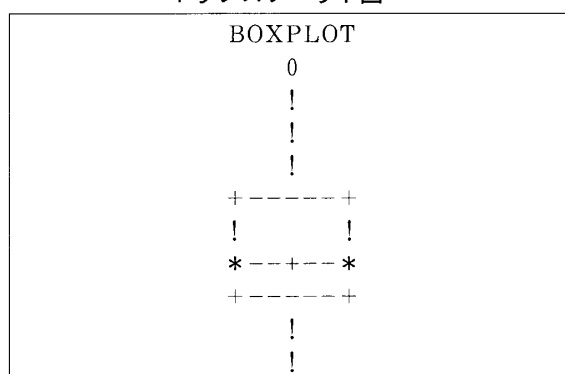
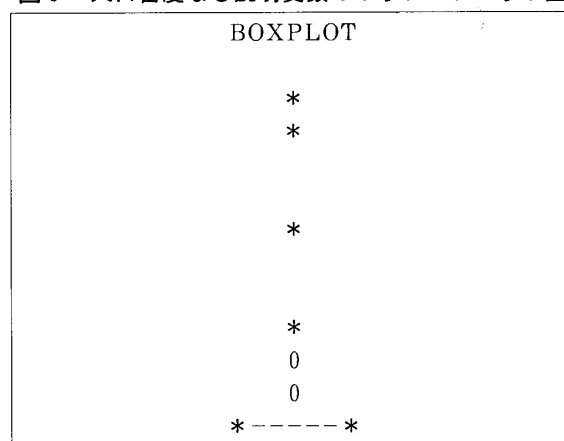


図7 人口密度なる説明変数の幹葉図

STEM LEAF	#
5 5	1
5	
4 6	1
4	
3	
3 1	1
2	
2	
1 5	1
1 003	3
0 55566	5
0 11111122222222222222223333333333334444	35
-----+	
MULTIPLY STEM.LEAF BY	10**+03

図8 人口密度なる説明変数のボックスプロット図



## b. 相関係数

基準変数に対する相関係数 ( $r \geq 0.5, \leq -0.5$ で有意なもの) を表11, 及び12に示す。一人当り老人医療費とそれ以外の基準変数の場合では相関の大きな説明変数のメンバーが多少異なる。供給側の要因候補としての変数群では、病床数が強い相関を示している。供給側では死因・傷病でみると共通して新生物と循環系疾患(何れも傷病)が有意に相関している。新生物のマイナスは主に悪性新生物が中心となるが、診断・治療ステージが比較的短く死亡してしまうケースが多いためと思われる(但し、傷病の新生物と死因の悪性新生物はそれほど強い相関を持っていない。これはデータの集計の違いによるものであり、前者は65歳以上の患者集計であり、後者は全年齢での同死因による集計数である)。循環系疾患でのプラスの意味は死亡数が減少するかわりに介護・収容やリハビリテーションの期間が長くなり、長期間ベットを占有することが原因していると推定される(この変数も死因の脳血管疾患との相関は余り強くないし有意とも言えない。これは前述した新生物の場合と同様の理由によると考えられる)。

その他の需要側の要因候補では生活保護率が共通の説明変数として強い相関を示している。一



表11 基準変数に対する説明変数データの単相関 (その1)

	相 関 要 因 名 (相関係数 $r \geq +0.5$ $r \leq -0.5$ )									
1人当たり 老人医療費	医師数	病院病床数	新生物	循環系疾患	生活保護率					
	1	0.592	3	0.625	12	-0.598	13	0.572	22	0.569
	平均世帯人員									
	32	-0.519								
受 療 率	病院病床数	診療所病床数	新生物	循環系疾患	生活保護率					
	1	0.845	4	0.713	12	-0.758	13	0.645	22	0.649
	老人福祉施設定員割合	老人単独世帯率	離婚率	人工死産率						
	23	0.585	34	0.511	38	0.550	39	0.608		
受 診 率	病院病床数	診療所病床数	新生物	循環系疾患	生活保護率					
	1	0.873	4	0.727	12	-0.711	13	0.589	22	0.616
	老人福祉施設定員割合	老人単独世帯率	離婚率	人工死産率						
	23	0.644	34	0.502	38	0.558	39	0.610		
平均在院日数	病院病床数	診療所病床数	新生物	循環系疾患	生活保護率					
	1	0.727	4	0.660	12	-0.666	13	0.534	22	0.529
	老人福祉施設定員割合	老人単独世帯率	人工死産率							
	23	0.554	34	0.518	39	0.522				

表12 基準変数に対する説明変数データの単相関(その2)

1人当たり老人医療費

	1人当たり老人医療費
医 師 数	0.5923
病 院 病 床 数	0.6253
病 診 総 合 病 床 数	0.5667
新 生 物	-0.5978
循 環 系 疾 患	0.5721
生 活 保 護 率	0.5693
一般世帯の平均世帯人員	-0.5187

入院受療率・入院受診率・平均在院日数

	入院受療率	入院受診率	平均在院日数
病 院 病 床 数	0.8446	0.8730	0.7270
一般診療所病床数	0.7128	0.7271	0.6604
病診総合病床数	0.8613	0.8871	0.7564
新 生 物	-0.7582	-0.7113	-0.6661
循 環 系 疾 患	0.6452	0.5890	0.5340
生 活 保 護 率	0.6490	0.6157	0.5290
老人福祉施設定員	0.5864	0.6447	0.5544
老人単独世帯数	0.5111	0.5018	0.5178
離 婚 率	0.5501	0.5575	-
人 工 死 産 率	0.6105	0.6105	0.5224

人当り老人医療費は傷病・死因以外の需要側の変数は少ないが、残りの基準変数では有力な説明要因と思われるものが高い正の相関を持って存在している。

基準変数と説明変数群の単相関の結果から一人当り老人医療費とそれ以外の基準変数とでは説明変数群の相関の仕方が多少異なる。また容易に推測出来ることであるが、供給側の要因候補群の中に強い相関を持ったものが存在している。しかしながら単相関の結果はそのまま重回帰分析のそれらと一致するとは限らない。

つぎに説明変数間での相関係数について考察する。

重回帰分析では説明変数に関して制約条件はない。しかし変数間で相関が強い場合にはモデルが不安定になりやすい。特に変数選択の過程で相関の強い変数が取捨されるとモデルの偏回帰係数の値が大きく変動することがある。また各変数の寄与率を推定する場合でも変数間の相関が少ないほうが望ましい。

説明変数の中で診療所病床数と病院病床数および病診総合病床数の間には厳密に、診療所病床数+病院病床数=病診総合病床数、なる関係式が成立する。規模別病院数（病院総数に対する各規模別病院数の割合）データ群に関しても5つの比率データの合計が100%となっている。第1次、第2次そして第3次産業65歳以上の就業率の3つの変数データ間でも同様な関係が成立する。これらのデータの関係は各々一次独立でなく、多重共線性の原因となりやすいため各グループ変数から最低1個のデータ群を削除することにした。例えば（診療所病床数、病院病床数、病診総合病床数）なるグループから病診総合病床数を排除した。前節で言及した人口密度及び地価なる変数は他の多くの説明変数との間で強い相関を示している。この2つの変数は他の説明変数とは質的に異なるデータ群であり、より基本的な社会構造に関連した情報である。都市と地方との間でのデータのバラツキが大きい変数として65歳以上第1次産業就業割合、保健婦数、持ち家率、65歳以上人口割合等が存在する。これらは地方（都道府県レベルで“都市と地方”をどの様にカテゴリ化するかは明確ではないが、ここでは単純に人口の集積の高いそれらを都市型とみている）では高い値をしめし、人口集積地域では逆になる。人口密度や地価というデータ群はこれらの変数群と高い負の相関を持つことになる。従ってこの2つの説明変数は都市化の基本的指標であり、これらより上位の他の変数群と多様に関連し、大きな相関を持つと思われる。

仏壇所有率なる変数はイエ規範の一つの指標として導入したが、他の変数との相関がなくデータの精度が問題であるため対象外とした。部屋の数と畳の数は老人医療と老人を含む居住空間との関係を推計する変数として取り入れたが、単相関が0.8875と高く有意であるため畳の数で代表させることとした。宗教信者数と宗教法人割合はデータ値の意味が異なるためあまり強い相関はなく、分布形も類似していない。しかしこれらの変数は老人の社会的活動の一つの指標としてあまり区別なく導入しているため、宗教法人割合のみで説明させることとした。

### c. グループ化

以上より46なる説明変数が回帰モデルの変数選択の対象となると考えられるが、ケース数(n)は47であるため変数の数(p)とケース数があまりことならない。 $n \leq p$ でも回帰モデル上問題はないが、変数選択段階で手法に使えないものが出てくる。加えてモデルに関して事前に選択されるべきpがあらかじめ判明していなければ寄与率等で判断することになり、選択される変数が増加すれば同値は単調に上昇して変数選択の打ち切りの目安が判然としなくなることがある。一般的に重回帰分析では自由度等も考慮して $n \geq p$ であることが望ましく、且つnは分散・共分散や相関行列の安定性より30ケース以上が必要である。これらを考慮して要因候補の枚挙の段階で特定の概念を具体的に説明するために取り上げられたいくつかの説明変数群をグルーピングすることとした。

これらは郵便物取受、加入電話数、一戸当たりガス供給量、上水道普及率、下水道普及率、一人当たり平均電気使用量、アルコール消費量、タバコの消費量、人口密度、1㎡当りの地価であり、

直接的に老人医療費等を説明するために用いるデータ群ではなく、老人の生活環境を推定する場合に重要なキーワードであろうと思われる“都市化”レベルを表現する変数グループである。上記の説明変数群は主成分分析法によって要約することとした(事前コミュニティ推定値は1.0とする)。解析結果から因子負荷は下水道普及率とタバコの消費量が各々第3因子と第4因子のみのそれらが大きな値を持ちそれ以外の因子に対して小さくなる。これら2つの変数はそれら以外の都市化変数群との単相関も、相互のそれも小さい値である。主成分分析の共通性に基づく因子の抽出という前提から通常は一つの因子軸に対して複数個の変数を用いるためこれらのデータ群は都市化の変数群より除外した。残った説明変数群による結果を表13にしめす。第一因子を都市化第1軸、第二因子を都市化第2軸と再定義し、対応する因子スコアの推定値を使用した。

表13 主成分分析による第一因子、第二因子について

主成分	第1主成分		第2主成分	
固有値	4.14		1.44	
累積寄与率(%)	58.2		78.4	
変数	固有ベクトル	因子負荷量	固有ベクトル	因子負荷量
郵便物引受数	0.44727	0.91093	-0.17592	-0.21118
電話加入数	0.38988	0.79406	-0.26584	-0.31912
下水道普及率	0.26635	0.54247	0.28688	0.34438
1人当たり平均電力使用量	0.08794	0.17909	0.54987	0.66009
1戸当たり平均ガス供給量	0.37712	0.76807	0.27539	0.33060
酒の消費量	0.11942	0.24322	0.63291	0.75977
人口密度	0.45005	0.91661	-0.10685	-0.12827
1㎡当たりの地価	0.45852	0.93384	-0.16093	-0.19318

#### d. 標準的な重回帰分析法による結果

以上より38個の説明変数(都市化1軸, 2軸を含む)と3つの基準変数による標準的重回帰分析を行った。説明変数の中で基準変数に対して相関の強いものを変数選択する Stepwise 法を採用している。寄与率は自由度調整済みの  $R^2$  を使用した。データ処理の結果としては、各基準変数に対して選択された変数メンバが異なっていたり、同一のものが存在しても偏回帰係数の符号が使用する基準変数によって反転していて分析結果が不安定であり、解釈が困難であった。他の問題点はケース数に対して説明変数の数が少なくないことである。従って  $R^2_{adj}$  の値が極めて高い値となり、重要と思われる変数を絞りこめない傾向があった。

標準的な重回帰分析の結果の詳細については言及しないが、何れの基準変数に対しても医療機関側のハードウェアの変数群が大きい寄与率を構成している。これらは医師数、診療所病床数、病院病床数、医療機関分散度(偏回帰係数としてはマイナス)であり、寄与率の合計は50%以上となる。確かに病床数を中心とした医療機関側の対応力が増大すれば、供給側の吸引力によって患者は集積される。年齢別の履病率より、結果として老人が相対的に多く収容されることもわかる。しかしこれらの結果から老人医療費の高低は都道府県別の人口10万人対比値の病床数によって決定されるというような単純で短絡的な結論を導出するのはあまり説得性を持たない。第一章

でも述べたように唯単に供給側の吸引力が存在したとしても施設側の病床を老人で満杯にすることは出来ない。需要側の老人を押し出す力が相対的に存在している。医療費はこうした医療行為の直接的結果として請求されるのであるからして、その地域の医療資源の集積状況に比例している。また、医療機関の背後にはこうした医療資源に対する地域的ニーズが存在している。特に老人を対象とする医療行為の場合には、この社会的需要としての“押し出す力”に関連すると思われる要因および構造の考察が重要である。本分析ではこうした需要側の構造的要因を明確にすることが目的の一つであり、興味の対象でもある。本節のデータ処理結果から、基準変数に共通な社会構造的要因を安定した状態で抽出することが出来なかった。

#### e. 二段階重回帰分析法とその結果

ここでは前節で述べた変数の絞り込みに対する不安定性に関して全体的な見通しを良くし、関連性の高い説明変数を選択するための新しい回帰分析の考え方を紹介する。

すべての変数に対して同列の重み付けをするのではなく、第一段階として変数群を適当なグループに分類し、一定の打ち切り条件のもとでグループ内の変数群を用いて基準変数に対して回帰分析を行う。続くステップでは各グループから選択された変数群によって重回帰分析し、最終的に重要と思われる変数を抽出するという手続きをとる。この方法ではd.の標準的な方法に比較して分析の最初のステップで変数群を分類するという人為的処理が挿入されるため、分類方法によって以後の処理精度が決定されるという欠点を持つ。しかしこの方法によって基準変数と相関の強い変数が少数に絞り込み、偏回帰係数が安定するということがわかった。

説明変数のグループ化はカテゴリ区分(表7参照)を基本とするが、d.で述べたように需要側の要因に重点が置かれている。即ち供給側の説明変数は一つのグループとして取り扱われる。需要側の社会構造的要因に属する変数は以下に示すようなラベルのグルーピングを行った。

#### ア. 傷病・死因グループ

- 新生物
- 循環器系の疾患 (65歳以上)
- 呼吸器系の疾患 (65歳以上)
- 消化器系の疾患 (65歳以上)
- 悪性新生物 (死因)
- 心疾患 (死因)
- 脳血管疾患 (死因)

#### イ. 経済的要因グループ

- 一世帯当りの1カ月間の収入
- 貯蓄現在高
- 生活保護率
- 離婚率
- 人工流産率

#### ウ. 老人の直接的要因グループ

- 65歳以上人口割合

- 男子平均寿命
- 女子平均寿命
- 第一次産業就業割合
- 第三次産業就業割合
- 老人単独世帯割合
- 一般健康審査受療率

エ. 老人の生活環境的要因グループ

- 持ち家率
- 一世帯当りの畳数
- 平均世帯人員
- 核家族世帯割合
- 女性就業率
- 平均気温
- 宗教法人数
- 老人福祉施設定員割合

需要側の社会構造的要因グループは4つに分割されているため供給側の要因よりも大きく強調されることになる。回帰分析の結果を表14に示す。3つの基準変数に対して共通に存在する変数は病院病床数と脳血管疾患(死因)のみである。2つ以上の基準変数に対して共有化される説明

表14 3つの基準変数に対する二段階回帰分析の結果

	1人当り医療費	受療率	平均在院日数	要 因 名
			+	医療機関分散度
☆	+	+	+	病院病床数
☆		+	+	診療所病床数
☆	-	-	-	脳血管疾患(死因)
			-	老人福祉施設定員割合
			+	老人単独世帯割合
	-			第1次産業就業割合
	-			男子平均寿命
☆	-	-		新生物
	+			一世帯当たり畳数
	-			持ち家率
	+			65歳以上人口割合
		+		規模別病院数(100~299)
		+		人口死産率
		+		循環系の疾患

↑  
社会的要因  
が多い。

↑  
死因・傷病  
の要因が多い。  
(需要側の要因  
が多い。)

↑  
社会的要因  
が少ない。  
☆要因が2つ以上  
共通の場合を示す

変数はすべて符号が同一となって安定している。死因として見た脳血管疾患の増加は医療費等を逓減するように作用する（脳血管疾患によって死亡するため、医療費や平均在院日数は増大しない）。一人当り老人医療費は供給側の変数が少なく、需要側の変数が多い（第二ステップレベルで  $R^2_{ad}=80.7\%$ ）。一世帯当りの畳数はマイナス的な説明が妥当と思われるが、結果は逆符号となっている。このように単相関での符号と重回帰分析の結果から求めた変数のそれとが異なる場合がある。この原因は重回帰分析の変数選択において、あるレベルの変数選択段階ではそれ以前に選択された説明変数の影響を取り除いた基準変数のデータのバラツキに対して、残りの変数の中で最も相関の高いものを求めるため単相関のメカニズムと異質なものとなるのである。同基準変数が、他の外的基準より多くの需要側の説明変数を選択していることは注目すべきことである。

受療率は傷病・死因のグループの変数を最も多く含んでいる基準変数である。需要側の変数としては人工死産率のみが選択されている。循環器系の疾患は、脳溢血等の長期療養者を含み死因ではないため+で示される。病床規模で100~199の施設は、比較的小規模で個人や医療法人系の設置主体が多い。

平均在院日数なる基準では供給側の変数が多く選択されている。このことは3つの基準のうちで、同変数が最も直接的医療行為の変数として考えられることを示唆している。医療機関分散度はその地域における施設数が減少しアクセスビリティが悪くなるほど在院日数が増加することを示しているが、同説明変数は在院日数のみに現れる特徴的な変数データである。供給側の変数も考慮すると他の基準に比較して収容変数データが選択される傾向が強い。

d. の結果と同一の打ち切り条件で比較すると、二段階回帰分析では共通して選択変数の数は減少し、 $R^2_{ad}$ 値も同様に低い値となる。一人当り老人医療費では2種類の分析法で病院病床数、一世帯当りの畳数及び持ち家率が共通な説明変数であった。受療率に関しては病院病床数、診療所病床数及び人工死産率が共通となり、医療機関分散度、病院病床数、脳血管疾患（死因）及び老人単独世帯割合の4変数が平均在院日数に対して共通に選択された。特に平均在院日数に関しては標準的回帰分析で抽出された6変数のうち4変数が一致しており、これらの説明変数は同基準に影響する変数と思われる。

以上より基準変数間では高い単相関がみられても、各々の基準に対して抽出される説明変数群は異なることがわかった。平均在院日数はこれらのなかで最も供給側に近接した構造を持っていて、直接的な医療資源の状況を反映していると思われる。受療率は傷病・死因に深く関連した構造であり、供給側と需要側の中間に位置するデータ群と考えられる。一人当り老人医療費は説明変数群に対して最も供給側の要因の影響を受けたデータ群である。従って同データは医療機関側の物理的要因のみでなく、供給側の社会構造的要因を考慮しなければそのメカニズムを明確にできないことが推定される。

二段階重回帰分析法はその処理過程のなかに分類という限定化を伴うという欠点をもつが、同一の打ち切り条件に対して、変数の絞り込みが可能で安定した抽出を行うことができることがわかった。加えて標準化残差プロットでは何れの基準に対しても、特定のパターンを示していないで一様性を保持していることもわかった。

#### f. 選択された説明変数の個別寄与率に関して

回帰分析の結果から選択された個々の説明変数の寄与率を求めるケースがある。基本的には説

明変数間で無相関の場合には個別的寄与率を導出できる。しかし実際のデータ処理では説明変数間で相関係数が零という状況はほとんど存在しないため、厳密には個別寄与率は求められない。また変数選択での累積寄与率は変数が抽出される順序に依存し、個別寄与率の値が変動する。

本節では選択された変数の個別寄与率を一定の条件のもとで推定する。注意しなければならないことは、厳密な意味での個別寄与率を求めているのではなく、同値を推定するための参考データとして取り扱わなければならない点である。

基準変数に対して選択された変数の順序を固定し、その順位に従って対応する説明変数を取り除いた後のトータル寄与率を求める。選択されたすべての変数の寄与率と一つの任意の変数を取り除いた後の寄与率の差は、その変数による寄与率と考える。

こうした寄与率の推定は、変数の順序を固定していることが前提条件となっている。計算結果から各変数の個別寄与率が全体的に低い値に抑えられる傾向を持ち、固定分の寄与率が相対的に上昇してしまうことがわかった。

表15 平均在院日数の構成の推定

- ◎平均在院日数  $67.04\% = R^2 a d$   
(北海道 163.5日)
- ①誤差項分 32.96% → 53.89日
- ②固定分 + 要因分 = 67.04% → 109.61日
- ③要因分

要因番号	ラベル	寄与比率	相対百分率 (%)	成分日数 (日)
X 32	老人単独世帯割合	2.903	8.15	4.75
X 17	脳血管疾患 (死因)	8.982	25.20	14.68
X 4	診療所病床数	9.247	25.95	15.12
X 22	老人福祉施設定員割合	2.070	5.81	3.39
X 3	病院病床数	7.372	20.69	12.06
X 5	医療機関分散度	5.063	14.21	8.28
合計	—	35.637	100.01	58.28

- 要因分の日数  
 $163.5 * 0.35637 = 58.28$ 日
- 固定分  
 $67.04 - 35.637 = 31.403\%$   
 $163.5 * 0.31403 = 51.34$ 日

成分	日数 (日)
固定分	51.34
老人単独世帯割合	4.75
脳血管疾患 (死因)	14.68
診療所病床数	15.12
老人福祉施設定員割合	3.39
病院病床数	12.06
医療機関分散度	8.28
誤差項分	53.89
合計	163.50

表16 一人当たり老人医療費の構成の推定

◎ 1人当たり医療費  $80.69 = R^2 a d$ 

(北海道 612,326.0)

① 誤差項分 19.04% → 116,586.87円

② 固定分+要因分 = 80.69% → 494,085.85円

③ 要因分

要因番号	ラベル	寄与比率 (%)	相対百分率 (%)	成分医療費 (円)
X23	65歳以上人口割合	1.696	5.345	10,385.51
X29	持ち家率	6.122	19.293	37,486.93
X33	一世帯当たり畳数	8.869	27.950	54,307.77
X3	病院病床数	5.008	15.782	30,664.94
X17	脳血管疾患(死因)	2.858	9.007	17,500.90
X11	新生物	1.263	3.980	7,733.27
X27	第1次産業就業割合	3.587	11.304	21,964.04
X24	男子平均寿命	2.329	7.340	14,261.86
合計		31.732	100.001	194,305.22

・ 要因分の医療費

 $612,326 * 0.31732 = 194,303.28$ 円

・ 固定分の医療費

 $80.69 - 31.732 = 48.958\%$  $612,326 * 0.48958 = 299,929.43$ 円

成分	医療費 (円)
固定分	299,929.43
65歳以上人口割合	10,385.51
持ち家率	37,486.93
一世帯当たり畳数	54,307.77
病院病床数	30,664.94
脳血管疾患(死因)	17,500.90
新生物	7,733.27
第1次産業就業割合	21,964.04
男子平均寿命	14,261.86
誤差項分	116,586.87
合計	612,326.00

表15及び16では北海道における平均在院日数と、一人当たり老人医療費に関する構成比率の参考値を示す。平均在院日数では脳血管疾患(死因)、診療所病床及び病院病床数の比率が高く要因構成百分率で70%以上となる。医療費では持ち家率、一世帯当りの畳数及び病院病床数が主要な説明変数となっている。

#### g. 総当り法による回帰分析の結果

標準的または二段階回帰分析法は、与えられた説明変数のすべての順序集合のなかの一部の組

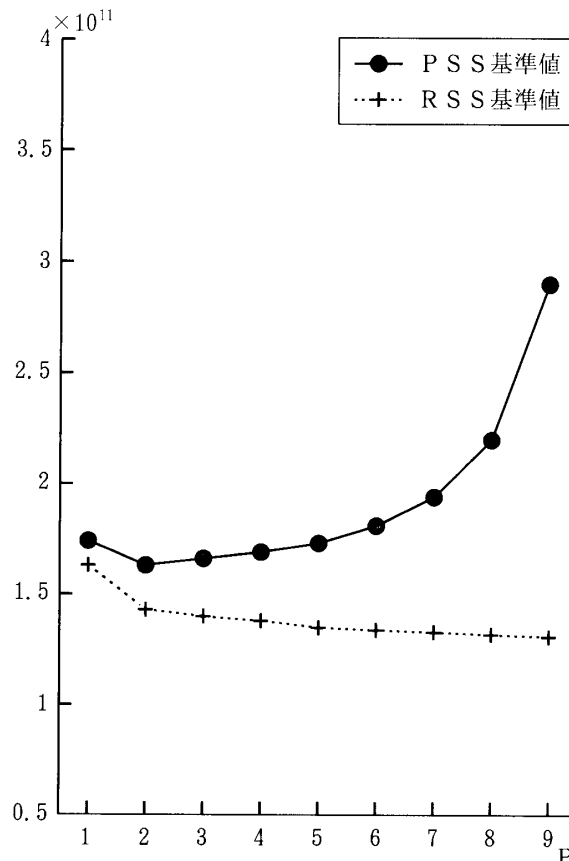


合せ集合のみを探索し変数選択している。従って与えられた説明変数集合に対して最良の変数メンバを求めているとは言えない。ここで適用する総当たり法はすべての変数の組合せのなかから、最も説明力のある変数メンバと変数の数を決定しようという回帰分析法である。具体的には変数が1個の場合のすべての組合せの回帰分析、変数が2個の場合のすべての組合せの回帰分析というように枚挙的に同法を繰り返し最適なメンバを決定する過程をとる。P個の説明変数に対して組合せ数は $2^P - 1$ 個存在する(Pは説明変数の数)。P=38では $2.56 \times 10^{11}$ 回程度の枚挙回数となり、回帰分析は実際上計算不能となってしまふ。このため同変数群を妥当と思われる3つのグループに分割し、それぞれのグループ内で総当たり法を適用した。第1グループは医療機関要因グループ(8変数)、第2は傷病・死因要因グループ(7変数)、社会的要因グループ(23変数)を第3グループとした。総当たり法は変数の数が15~16個程度が限界であるため、最後のグループに対しては、更に変数間の類似性によってクラスタ化を行いサブグループに分割した。

変数メンバと変数の数を決定するための最良または最適の評価としては以下に示す5つの評価値を使用し、総合的に判断した。

- P S S 値 (予測平方和) <sup>(3)</sup>
- R S S 値 (残差平方和) <sup>(3)</sup>
- R<sup>2</sup> (寄与率)
- R<sup>2</sup> (自由度調整済み寄与率)

図9 R S S 値及び P S S 値の説明変数の数 p に対する変動



$R^2$  (自由度2度調整済み寄与率)

RSS,  $R^2$ 等は変数の増加とともにその値が単調に減少, ないし増加する。PSS値はPが大きくなるにつれて初めは減少するが, あるところから増加に転ずる。このため下に凸となる。一般的に, PSSは最初の極小値が採用されている。

一人当り老人医療費を基準変数とした場合の, 第1グループの総当たり法の結果を各評価値によって示す(表17, 18, 19, 20, 21参照)。RSS値及びPSS値のPの増加に対する様子を図9に示す。同グループでは医師数と病院病床数が老人医療費に対して最も説明力の高い変数と考えられる。

第2グループでは3ないし4変数が最良と判断できる(表22, 23, 24, 25, 26参照)。3変数では循環器系の疾患, 悪性新生物(死因)そして脳血管疾患(死因)である。4変数では, 更にこれらに傷病としての新生物が追加される。前述したように第3グループは, 変数間のクラスタ分析法を用いてサブグループ化した。2つの変数 $X_i, X_j$ の類似度 $r_{ij}$ を以下のように定義する。

表17 第1グループの総当たりの結果 (PSS評価)

変数の数	PSS基準値	メンバー
1	$1.7482 \times 10^{11}$	X3、
2	$1.6239 \times 10^{11}$	X1、X3
3	$1.6549 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*
4	$1.6890 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*、X9*
5	$1.7274 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*、X8*、X9*
6	$1.8061 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*、X6*、X7*、X9*
7	$1.9367 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*、X7*、X8*、X9*、X10*
8	$2.2089 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*、X6*、X7*、X8*、X9*、X10*
9	$2.9090 \times 10^{11}$	X1、X3、~X10 (但し、X4*~X10*となる)

メンバーの名称は表8参照のこと

\*印は  $|F| \leq 2.0$  である。

表18 第1グループの総当たりの結果 (RSS評価)

変数の数	RSS値	メンバー
1	$1.6349 \times 10^{11}$	X3、
2	$1.4263 \times 10^{11}$	X1、X3
3	$1.3883 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*
4	$1.3710 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*、X9*
5	$1.3429 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*、X8*、X9*
6	$1.3332 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*、X8*、X9*、X10*
7	$1.3262 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*、X6*、X7*、X8*、X10*
8	$1.3192 \times 10^{11}$	X1、X3、X4*、X5*、X6*、X7*、X8*、X10*
9	$1.3142 \times 10^{11}$	X1~X10 (但し、X5*~X10*となる)

メンバーの名称は表8参照のこと

$$r_{ij} = \frac{S_{ij}}{S_{ii} \cdot S_{jj}} \dots\dots\dots (9)$$

ここで

$$S_{ij} = \sum_{n=1}^N (X_{ni} - \bar{X}_i) \cdot (X_{nj} - \bar{X}_j),$$

$$S_{ii} = \sum_{n=1}^N (X_{ni} - \bar{X}_i)^2$$

表19 第1グループの総当たりの結果 (R<sup>2</sup>評価)

変数の数	R <sup>2</sup> の値	メンバー
1	0.3916	X 3、
2	0.4687	X 1、X 3
3	0.4829	X 1、X 3、X 4*
4	0.4894	X 1、X 3、X 4*、X 9*
5	0.4998	X 1、X 3、X 4*、X 8*、X 9*
6	0.5034	X 1、X 3、X 4*、X 8*、X 9*、X10*
7	0.5061	X 1、X 3、X 4*、X 6*、X 7*、X 8*、X10*
8	0.5086	X 1、X 3、X 4*、X 5*、X 6*、X 7*、X 8*、X10*
9	2.5105	X 1～X10 (但し、X 4*～X10*となる)

メンバーの名称は表8参照のこと

表20 第1グループの総当たりの結果 (R'<sup>2</sup>評価)

変数の数	R' <sup>2</sup> の値	メンバー
1	0.3775	X 3、
2	0.4446	X 1、X 3
3	0.4468	X 1、X 3、X 4*
4	0.4407	X 1、X 3、X 4*、X 9*
5	0.4388	X 1、X 3、X 4*、X 8*、X 9*
6	0.4289	X 1、X 3、X 4*、X 8*、X 9*、X10*
7	0.4174	X 1、X 3、X 4*、X 6*、X 7*、X 8*、X10*
8	0.4052	X 1、X 3、X 4*、X 5*、X 6*、X 7*、X 8*、X10*
9	0.3915	X 1～X10 (但し、X 4*～X10*となる)

メンバーの名称は表8参照のこと

表21 第1グループの総当たりの結果 (R''<sup>2</sup>評価)

変数の数	R'' <sup>2</sup> の値	メンバー
1	0.3646	X 3、
2	0.4215	X 1、X 3
3	0.4123	X 1、X 3、X 4*
4	0.3941	X 1、X 3、X 4*、X 9*
5	0.3804	X 1、X 3、X 4*、X 8*、X 9*
6	0.3576	X 1、X 3、X 4*、X 8*、X 9*、X10*
7	0.3324	X 1、X 3、X 4*、X 6*、X 7*、X 8*、X10*
8	0.3061	X 1、X 3、X 4*、X 5*、X 6*、X 7*、X 8*、X10*
9	0.2774	X 1～X10 (但し、X 4*～X10*となる)

メンバーの名称は表8参照のこと

表22 第2グループの総当たりの結果 (PSS評価)

変数の数	PSS値	メンバー
1	1.8731×10 <sup>11</sup>	X11、
2	1.7563×10 <sup>11</sup>	X11、X12
3	1.2283×10 <sup>11</sup>	X12、X15、X17
4	1.11502×10 <sup>11</sup>	X11、X12、X15、X17
5	1.1432×10 <sup>11</sup>	X11、X12、X14*、X15、X17
6	1.1929×10 <sup>11</sup>	X11、X12、X14*、X15、X16*、X17
7	1.2617×10 <sup>11</sup>	X11～X17 (但し、X13*、X14*、X16*となる)

メンバーの名称は表8参照のこと

表23 第2グループの総当たりの結果 (RSS評価)

変数の数	RSSの基準値	メンバー
1	$1.7252 \times 10^{11}$	X11、
2	$1.5446 \times 10^{11}$	X11、X12
3	$0.95746 \times 10^{11}$	X12、X15、X17
4	$0.86184 \times 10^{11}$	X11、X12、X15、X17
5	$0.83427 \times 10^{11}$	X11、X12、X14*、X15、X17
6	$0.83197 \times 10^{11}$	X11、X12、X14*、X15、X16*、X17
7	$0.83195 \times 10^{11}$	X11~X17 (但し、X13*、X14*、X16*となる)

メンバーの名称は表8参照のこと

表24 第2グループの総当たりの結果 (R<sup>2</sup>評価)

変数の数	R <sup>2</sup> の値	メンバー
1	0.3574	X11、
2	0.4247	X11、X12
3	0.6434	X12、X15、X17
4	0.6790	X11、X12、X15、X17
5	0.6893	X11、X12、X14*、X15、X17
6	0.6901	X11、X12、X14*、X15、X16*、X17
7	0.9601	X11~X17 (但し、X13*、X14*、X16*となる)

メンバーの名称は表8参照のこと

表25 第2グループの総当たりの結果 (R'<sup>2</sup>評価)

変数の数	R' <sup>2</sup> の基準値	メンバー
1	0.3431	X11
2	0.3986	X11、X12
3	0.6185	X12、X15、X17
4	0.6484	X11、X12、X15、X17
5	0.6514	X11、X12、X14*、X15、X17
6	0.6436	X11、X12、X14*、X15、X16*、X17
7	0.6345	X11~X17 (但し、X13*、X14*、X16*となる。)

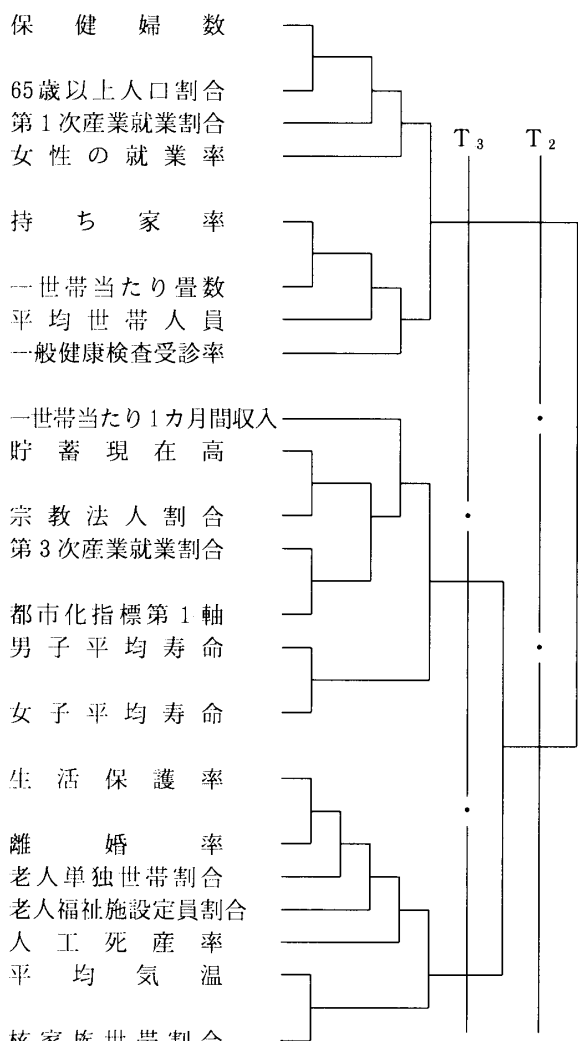
メンバーの名称は表8参照のこと

表26 第2グループの総当たりの結果 (R''<sup>2</sup>評価)

変数の数	R'' <sup>2</sup> の基準値	メンバー
1	0.3295	X11
2	0.3735	X11、X12
3	0.5947	X12、X15、X17
4	0.6191	X11、X12、X15、X17
5	0.6151	X11、X12、X14*、X15、X17
6	0.5991	X11、X12、X14*、X15、X16*、X17
7	0.5812	X11~X17 (但し、X13*、X14*、X16*となる。)

メンバーの名称は表8参照のこと

図10 説明変数群のクラスタ化に関する樹状図



\* 都市化指標第2軸は第1軸と直交しているため除いている。

表27 第3グループのサブグループ化メンバー

第3-1グループ		8変数
保健婦数	}	
65歳以上人口割合		
第1次産業就業割合		
女性の就業率		
持ち家率		
一世帯当たり畳数		
平均世帯人員		
一般健康検査受診率		
第3-2グループ		7変数
一世帯当たり1ヵ月間収入	}	
貯蓄現在高		
宗教法人割合		
第3次産業就業割合		
都市化指標第1軸		
男子平均寿命		
女子平均寿命		
第3-3グループ		7変数
生活保護率	}	
離婚率		
老人単独世帯割合		
老人福祉施設定員割合		
人工死産率		
平均気温		
核家族世帯割合		

$$S_{ij} = \sum_{n=1}^N (X_{ni} - \bar{X}_j)^2,$$

である。

2つのクラスタ間での類似度(距離)は、それらのクラスタ内の要素(変数)間のあらゆる対についての  $r_{ij}$  の平均を求めて使用した。ここで都市化第1軸と2軸は直交するようにスコアを計算しているため第一軸のみを考慮した。クラスタ分析の結果より類似度のしきい値( $T_3$ )56.62で3つのクラスタに分割でき、 $r_{ij}=44.93(T_2)$ では2つのクラスタとなった。クラスタの樹状図を図10に示す。 $r_{ij}=56.62$ のしきい値を使用し、第3グループは更に3つのサブグループ(表27に示す)に分割した。これらのサブグループに対して総当たり法を適用し、最良の変数メンバーを抽出する。

一人当たり老人医療費なる外的基準に対して各グループ、及びサブグループにおける最終的に選

表28 一人当たり老人医療費を外的基準とした場合  
の各グループで選択された変数メンバー

第1グループ変数群

X 1	医師数	}	0.4687 = R <sup>2</sup>
X 3	病院病床数		

第2グループ変数群

X11	新生物	}	0.6790 = R <sup>2</sup>
X12	循環系の疾患		
X15	悪性新生物(死因)		
X17	脳血管疾患(死因)		

第3グループ変数群

第3-1グループ

X23	65歳以上人口割合	}	0.4429 = R <sup>2</sup>
X29	持ち家率		
X30	平均世帯人員		
X33	一世帯当たり畳数		

第3-2グループ

X24	男子平均寿命	}	0.2697 = R <sup>2</sup>
X28	第3次産業就業割合		

第3-3グループ

X21	生活保護率	}	0.4284 = R <sup>2</sup>
X22	老人福祉施設定員割合		
X26	平均気温		
X32	老人単独世帯割合		

択された変数群を表28に示す。二段階分析法(e.を参照)によって選択された変数群と同様なものも存在するが、平均気温、男子平均寿命や第3次産業就業割合なる新たな説明変数も追加されている。

グループ分け(サブグループも含む)の総当たり法によって抽出された16個の説明変数に対し、再度総当たり法による回帰分析を適用する。回帰のあてはまりの良さから6~7変数が最良と思われた。PSSとそれ以外の基準値とでは変数メンバーが多少異なる。表29に6変数と7変数の場合の結果を示す。

以上より、総当たり法を適用することによって、次の説明変数群が一人当たり老人医療費なる基準に対して重要であると思われる。

- ・病院病床数 (+)
- ・悪性新生物 (+)
- ・脳血管疾患 (-)
- ・生活保護率 (+)
- ・老人福祉施設定員割合 (-)
- ・平均気温 (-)

表29 7変数および6変数の場合の変数メンバー (評価別)

7変数の場合 (RSS、R<sup>2</sup>、R'<sup>2</sup>、R''<sup>2</sup>)

メンバー	ラベル
X 3	病院病床数
X 11	新生物
X 12	循環系の疾患
X 15	悪性新生物 (死因)
X 17	脳血管疾患 (死因)
X 29	持ち家率
X 33	一世帯当たり畳数

6変数の場合 (RSS、R<sup>2</sup>、R'<sup>2</sup>、R''<sup>2</sup>)

メンバー	ラベル
X 3	病院病床数
X 15	悪性新生物 (死因)
X 17	脳血管疾患 (死因)
X 21	生活保護率
X 22	老人福祉施設定員割合
X 26	平均気温

7変数の場合 (PSS)

メンバー	ラベル
X 3	病院病床数
X 15	悪性新生物 (死因)
X 17	脳血管疾患 (死因)
X 21	生活保護率
X 22	老人福祉施設定員割合
X 26	平均気温
(X 33)	一世帯当たり畳数

6変数の場合 (PSS)

メンバー	ラベル
X 3	病院病床数
X 15	悪性新生物 (死因)
X 17	脳血管疾患 (死因)
X 26	平均気温
X 29	持ち家率
(X 33)	一世帯当たり畳数

猶, 持ち家率はT検定で同回帰係数が零となる可能性が捨てきれないため除外した。R<sup>2</sup>=0.8307であり, R'<sup>2</sup>=0.8004となる。

#### h. 分枝限定法による回帰分析の結果

前節で説明した総当たり法は組合せ問題となるため, 変数が増加すると指数関数的に処理時間が増大する。ハードウェア的能力にも依存するが, 説明変数が20個以上になると計算不能となる場合がある。このため需要側の部分グループは, 更にサブグループに分割しなければならなかった。

本節で使用する分枝限定法は総当たり法と似ているが, すべての組合せに対して回帰分析を適用するのではなく, 部分集合を探索し対象集合の評価値 (例えば寄与率等) の上限または下限値を推定することによって, 効率的に最良部分集合 (最も説明力のある変数の組合せ) を求めていく技法である。この方法を適用すると第3グループ (g. を参照) は更にサブグループ化する必要がなく, そのままの要因数で直接的に最適変数メンバを抽出できることになる。

回帰の良さの評価はR<sup>2</sup>, R'<sup>2</sup>及びC<sub>p</sub>で行った。ここでC<sub>p</sub>は Mallouws の統計量<sup>(3)</sup>である。3つのグループ (g. 参照) に対して以下のような結果となった。

- 第1グループ (医療機関要因群)
  - 医師数
  - 病院病床数
  - 診療所病床数
- 第2グループ (傷病・死因要因群)
  - 新生物
  - 循環器系の疾患

- 悪性新生物 (死因)
- 脳血管疾患 (死因)
- ・第3グループ (社会的要因群)
  - 保健婦
  - 生活保護率
  - 65歳以上人口割合
  - 男子平均寿命
  - 第一次産業就業割合
  - 持ち家率
  - 核家族世帯割合
  - 一世帯当りの畳数
  - 女性就業率

$C_p$ 及び $R^2$ 基準と $R'^2$ 基準では選択される変数メンバが多少変動するが、前者の評価を優先している。上記の抽出された変数群で診療所病床数は寄与率が極めて小さく、影響力がほとんどないと思われる。同グループ内 (第1グループ) では他の2つの変数の寄与率が相対的に大きい構成比率となっている。また保健婦と男子平均寿命は対応する偏回帰係数が零となる可能性がある。以上により、これらの3つの説明変数を除外した他の変数群が、データの分布からみて一人当り老人医療費に対して関連性の強い要因群と思われる。8.の結果と比較すると、選択された説明変数の数は分枝限定法のそれらのほうが多い。両者で共通する要因は病院病床数、悪性心生物(死因)、脳血管疾患(死因)及び生活保護率である。同法による回帰分析は枚挙的の技法のなかでは、最も多くの組み合わせを探索していることになる。

## 5. 直接的な比較分析 (DCM) とその結果

4. では都道府県レベルで老人医療費等の基準変数のバラツキに対して、説明変数群の中で相関の強い変数を抽出するという分析法が適用されているため、説明変数データに関する個別地域 (個別ケース) での特徴というのはあまり関心がない。本章では、指標を用いて説明変数群のなかで北海道の地域的特徴と思われる変数グループを抽出し、考察することとする。老人医療費に関する高低は、絶対的基準が存在しないため相対的な比較となる。以下に示す指標を用いて、本道の変数データ上の特徴を他の都府県と直接的に比較することによって明らかにしていく。

$$S_{ij} = \frac{a_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_{ij}} - 1 \quad \dots\dots\dots (10)$$

ここで $a_{i.} = \sum_{j=1}^n a_{ij}$ とする。 $S_{ij}$ は*i*なる変数番号の*j*番目のデータ $a_{ij}$ に対する指標値を表す。(10)式より $S_{ij} > 0$ のときは、 $a_{ij}$ がその変数データの平均値より大きいことを示す。

### a. 全国平均値を基準とした比較



表30 全国値との説明変数群の直接比較

変数番号	ラベル	指標値
X 5	医療機関分散度	2.9124
X21	生活保護率	0.7262
X22	老人福祉施設定員割合	0.8027
X26	平均気温	-0.4461
X35	離婚率	0.6515
X36	人工死産率	0.9784

本道と全国平均値との比較において、特に大きな差異を示している変数データを表30（指標値が±40%以上の変数）に掲載している。表より平均気温以外は、すべて全国平均値より高い値となっている。特に医療機関分散度は全国平均の2.91倍であり、1医療機関がかなりの広範囲の地域を対象としていることが推察できる（札幌市以外の道内では同指標はさらに増大する）。このことは患者側の距離的アクセスバリエーションを悪化させ、入院時での傷病が重篤となる可能性が高く、在院日数を押し上げる原因にもなっている。平均気温の低さは本道の冬季間でのアクセスバリエーションを考慮して、必然的に収容型施設としての機能を持ざるを得ないことが窺える。生活保護率、離婚率及び人工死産率の高さは家庭を中心とした社会的基盤の脆弱さを表現しているとも考えられ、このことが老人福祉施設定員数を押し上げる原因の一つになっている。また家庭における介護マンパワーの不足も当然予測され、老人を家庭から押し出していく環境を作り出していると推察される。

#### b. 上位8県の平均値を基準とした比較

老人医療費の高い上位8府県の平均値と、本道との比較結果を表31に示す。同表においても本道の広域性が他の都府県に比べて顕著な特色となっていることがわかる。全国平均値との結果（表30）に比較して生活保護率、人工流産率の指標値は低下し、離婚率はほぼ同程度の値となる。従って上位8府県は、これらの3つの変数データが相対的に共通して大きな値となっていることが推定できる。

表31 上位8県の平均値との説明変数群の直接比較

変数番号	ラベル	指標値
X 5	医療機関分散度	2.6960
X22	老人福祉施設定員割合	0.4884
X26	平均気温	-0.4676
X36	人工死産率	0.4688

#### c. 下位8県の平均値を基準とした比較

表32は同医療費の低い下位8県の平均値との直接比較である。本道はこれらの県に比べて病院及び診療所の何れの病床数も多いことがわかる。社会的要因では生活保護率と人工流産が極めて

表32 下位8県の平均値との説明変数群の直接比較

変数番号	ラベル	指標値
X 3	病院病床数	0.5608
X 4	診療所病床数	0.5462
X 5	医療機関分散度	2.8025
X21	生活保護率	1.6334
X22	老人福祉施設定員割合	0.9756
X26	平均気温	-0.4468
X32	老人単独世帯割合	0.5788
X35	離婚率	0.7421
X36	人工死産率	1.5805

大きな値となり、更に老人単独世帯割合、離婚率なる指標値が追加されている。上位8県の表31と同一の変数が存在するが、老人福祉施設割合では上位8県の指標値より2倍、人工死産率では3倍の値となっている。ただし医療機関分散度と平均気温はほぼ上位8県と同程度である。以上より下位8県に比べて本道の老人の生活環境があまり良くないことが想像される。

次に個別の府県との比較結果について述べる。

#### d. 大阪府を基準とした比較（表33参照）

表33 大阪府との説明変数群の直接比較

変数番号	ラベル	指標値
X 2	保健婦数	1.0354
X 4	診療所病床数	2.6793
X 5	医療機関分散度	76.0000
X10	規模別病院数（500～）	-0.4324
X22	老人福祉施設定員割合	1.8148
X26	平均気温	-0.5062
X27	第1次産業就業割合	4.1207
X36	人工死産率	0.7082

大阪府は本道同様老人医療費の高い地域であるが、その構造は異なったものと推定される。同府との直接比較では保健婦数が多く、1次産業就業者が多いという本道の地域特性が良く表れている。医療機関に関して北海道は診療所病床数が多く、500床以上の病院数が少ない。逆に言えば、大阪府では大型の医療機関が本道に比べて多く存在することになる。表以外のデータでみると平均在院日数は本道よりかなり短いですが、1日当たりの医療費は大きな値となっている。このため本道に比べて病床回転率を上昇させ在院日数は短縮するが、在院期間中の濃密な医療行為によって医療費が押し上げられていることがわかる。地価を含めてのベット当たりのコストが極めて大きな値となるため、本道のような長期間の収容型の方式では採算ベースにならないと思われる。こ

のように老人医療費の高位の地域どうしても、その地域的特性によって同医療費が上昇するメカニズムが異なることがわかる。

e. 高知県を基準とした比較（表34参照）

表34 高知県との説明変数群の直接比較

変数番号	ラベル	指標値
X 5	医療機関分散度	1.2000
X 6	規模別病院数（20～49）	0.4513
X 9	規模別病院数（300～499）	0.6667
X 10	規模別病院数（500～）	1.1000
X 11	新生物	0.7778
X 17	脳血管疾患（死因）	-0.4689
X 22	老人福祉施設定員割合	0.4615
X 26	平均気温	-0.5092
X 36	人工死産率	0.6140
X 37	宗教法人割合	0.6000

同県も同様に医療費の高位の地域であるが、病院病床数、特に大規模病院数の比率は相対的に低い。逆に同県では、有床診療所の収容力が高いと思われる。傷病では新生物は北海道が高く、死因では脳血管疾患が同県の方が高い。老人の人口割合は高い値を示し、人口比の病床数は病院・診療所ともに同県のほうが大きい値となっている。従ってこの地域では老人人口が相対的に他の年齢層より高く、有床診療所を含めた比較的小規模の医療機関が対応していると予想される。しかし医療費が上昇するメカニズムはd. の大阪府の場合と異なっており、平均在院日数も長いため本道と同様な長期収容型に属していると考えられる。

f. 静岡県を基準とした比較（表35参照）

表35 静岡県との説明変数群の直接比較

変数番号	ラベル	指標値
X 2	保健婦数	0.5646
X 3	病院病床数	0.8558
X 4	診療所病床数	0.6850
X 5	医療機関分散度	5.6000
X 6	規模別病院数（20～49）	0.7826
X 21	生活保護率	4.4103
X 22	老人福祉施設定員割合	1.4127
X 26	平均気温	-0.5000
X 32	老人単独世帯割合	0.9103
X 35	離婚率	0.7007
X 36	人工死産率	1.2513

静岡県は老人医療費が最も低い地域である。c. の下位 8 県と同様な要因が抽出されているが、新たに保健婦数、規模別病院数（20～49床）なる要因が追加されている。病床数は多いが、医療機関分散度は極めて高い値となっている。特徴的には本道は同県に比べて20～49床の小規模病院が比率的に多いことがわかる。社会的要因としては生活保護率、老人福祉施設割合、老人単独世帯及び人工死産率等が大きい指標値となっている。これから推測して、家庭での老人の生活条件が同県と比較してあまり良くないことが想像できる。

g. 沖縄県を基準とした比較（表36参照）

表36 沖縄県との説明変数群の直接比較

変数番号	ラベル	指標値
X 3	病院病床数	0.5015
X 5	医療機関分散度	4.2500
X 6	規模別病院数（20～49）	0.8222
X 10	規模別病院数（500～）	0.4000
X 12	循環系疾患	0.4504
X 15	悪性新生物（死因）	0.5197
X 16	心疾患（死因）	0.6097
X 17	脳血管疾患（死因）	0.6095
X 19	貯蓄現在高	0.7306
X 26	平均気温	-0.6429
X 27	第1次産業就業割合	-0.4743
X 36	人工死産率	6.3167
X 37	宗教法人割合	23.0000

同県も静岡県と同様に同費が最低水準の地域である。需要側関係要因では本道がすべて高い値を示している。逆に同県は医療機関数が少ないといえる。傷病と死因に関して大きな特徴があり、傷病では循環器系疾患が多く三大死因では北海道がすべて50%程度高い値となっている。この他、第1次産業就業割合では本道より沖縄県の方が就業比率は高い。貯蓄現在高では本道は全国平均より20%程度低い値のため、同県はさらに下位と思われる。人口比の医療機関数が少ないため老人の病床の占有が不可能であり、長期収容型とならないと考えられる。

## 6. 結果の考察

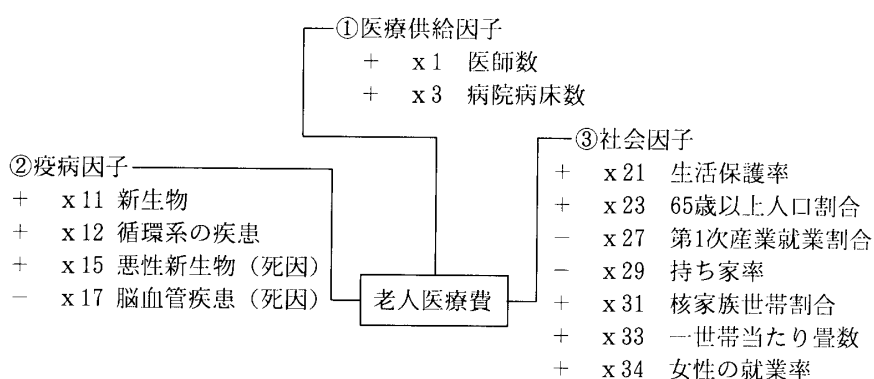
前章までは重回帰分析や比較分析のデータ処理の結果について報告した。重回帰分析ではいくつかの手法を使用し、全国レベルで基準変数と相関の強い説明変数群を抽出している。比較分析は老人医療費等の基準変数とは無関係に説明変数群の中で本道において特徴的と思われる変数を推定している。これら二つの手法とその結果については同質のものと取り扱うことはできないが、説明変数グループからの選択変数群と、本道の特徴としては指標より選ばれた変数群には共通するものも多い。本章では第一に、重回帰分析の結果等について考察する。第二に、説明変数群を

中心とした比較分析の結果について言及し、説明変数群に関しての北海道の特徴を推測している。最後に、社会的アプローチによる社会心理的要因分析の重要性について、金子氏の考察を紹介する。

#### a. 重回帰分析の結果の考察<sup>(2)</sup>

本節で用いる重回帰分析の結果は、分枝限定法による重回帰分析の結果である。この理由は4.のh.で説明したように、同分析結果は与えられた変数群の組み合わせの中で最も説明力の大きな部分変数集合を抽出しているからである。基準変数としては3つ存在するが、これらの中で需要側の社会構造的要因を、最も多く抽出する傾向を持つ一人当たり老人医療費を基準変数とした結果について考察する。図11には統計量に対して検定し選択された変数群が、①医療供給側グル

図11 一人当たり老人医療費と強く関連する要因群（分枝限定法）



ープ、②傷病・死因グループ及び、③需要側の社会構造的グループに類別して描かれている。図中の符号は偏回帰係数のそれである。①の医師数と病院病床数が老人医療費と正の相関を示している。この2つの変数間の単相関は0.59程度であり、病床数の増加は医師数の増加となる。従って、何れか一方の変数を考慮すれば、他の変数データについても容易に推測可能である。重回帰分析での変数選択の過程での状況や寄与率等からも、病院病床数の方がもう一方の変数より老人医療費との相関が強いと考えられる。この事実に対する1つの解釈としては、病床数はCure的要因として、医師数はCare的要因と捉えることができ、老人医療費については収容的機能としての病床の方が強い説明力を持つと考えられる。

②の傷病・死因グループでは新生物（傷病）、循環器（傷病）、悪性新生物（死因）がプラスの相関を示し、脳血管疾患（死因）はマイナス要因として抽出されている。傷病としての新生物及び循環器は、ケアとしての医療サービスを受けている状況での医療費であるから、当然、これらの傷病患者が増加すれば基準変数に対して正の相関となる。死因での悪性新生物についても、ターミナル段階での濃厚な医療サービスのためプラスの係数となる。脳血管疾患（死因として）は死亡数が増加すると、医療費との相関は負となる。これは同疾患が長期的な収容とその期間中のリハビリを必要とするためである。このため同疾患による医療費は在院日数に依存する。死亡の場合は同日数が増加しないため、医療費も増大しないことになる。より明確に言えば、脳血管疾患で入院した場合には短期間で死亡したほうが医療費の増加にならないということを示唆してい

る。

以上のように傷病は如何なるものも医療費の増加につながるが、死因の場合には個別的疾患のケアやケアの状況によって偏回帰係数としての振る舞いが異なってくる。

③のカテゴリでは7個の変数群が抽出されている。これらの変数群を以下のようにまとめる(複数のカテゴリにまたがる変数も存在する)。

- (イ) 人口構造……………65歳以上人口割合 (+)
- (ロ) 経 済……………生活保護率 (+),  
第1次産業就業割合 (-),  
女性の就業率 (+)
- (ハ) 家 屋……………持ち家率 (-),  
一世帯当たりの畳数 (+)
- (ニ) 家 族……………核家族世帯割合 (+),  
女性の就業率 (+)

人口構造としては、高齢化を直接意味する「65歳以上人口割合」があげられるが、これは正の相関である。高齢化が進展すれば、一般的には老人医療費が増加するという意味になる。これは高齢者の有病率が高いことから説明できる。なぜなら、有病率の高さは、通院行動や入院行動への潜在的需要となりえるからである。

高齢者の生活条件の中でも重要な経済的側面を表す要因として登場したのは、第一に「生活保護率」である。これは正相関であるから、生活保護率が高まれば、同医療費も増加することを意味する。生活保護率と老人医療費は直接的な結びつきはなく、この二つの要因を連結する媒介となるキーワードが必要となる。生活保護率の比率の高さ(人口千対比)は経済的基盤の弱い世帯が相対的に多いことを意味し、こうした世帯に慢性的疾病を持つ高齢者が存在する(世帯構成員自身が高齢者である場合も多い)場合、経済的介護能力の低さと家庭内介護マンパワーの欠如によって在宅ケアは不可能に近い状態であろう。こうした経済的環境が疾病を持つ老人を施設ケアへ押し出すことになる。疾病を持つ老人が入院するのは極めて当然のことであるが、診断・加療後、症状が落ちついて安定した状態や日常生活を営むための機能回復のためのリハビリテーション期間のステージに入って在宅ケアで十分対応可能と思われる場合でも、家庭へ戻る老人は極めて少ない状況にある。また帰宅しても、すぐに再入院する場合も多い。現状では、老人保健制度によって、家族の経済的、肉体的、精神的負担がもっとも少ない医療施設への老人の押し出しが選択されやすい環境にある。

第二の要因は「第一次産業就業割合」である。但し、これは負の相関であるため、具体的には農業・漁業・林業従事者が少ないほど、老人医療費は高額になると解釈できる。農業・漁業・林業従事者が少ない地域は都市であるから、都市的な地域の拡大もしくは都市化の進展が老人医療費を高めるという傾向が示されたことになる。ただ、現状の我国の高齢化率は、農業・漁業・林業従事者が多い農村・漁村・山村で非常に高い比率である(平均的に15%程度)。そのため「高齢化率と老人医療費」の関連からすると、一見逆説的にみえる。しかし、これは結局、都市化が医療サービスの供給力を高める方向に作用し、そのために同医療費が増加するという傾向が、上記の関連を上回っていることによる。即ち、《一次産業の就業の低さ→都市化の進展→医療機関の

集中と増加→老人のアクセス機会の増加→通院・入院行動の促進→老人医療費の増加」という図式が想定できる。

上記の図式を、「医療資源の集積」→「老人医療費の増加」と解釈するのはあまりにも短絡的すぎる。「都市化」という状況が、老人の生活環境に複雑に作用していることも考えられるため多面的アプローチが必要である。例えば、一つの仮説として都市部以外の地方における老人の第一次産業就業割合が高いことは、それだけ地域の産業のなかで老人が活躍していることになり、地域社会で重要な役割を担っていることが想像できる。逆に、都市部の老人はこうした役割が相対的に低く、住居を中心とした生活環境があまり高齢者に快適に構築されていないし、孤立している場合が多いように思われる<sup>(4)</sup>。老人のアクセス機会の増加→通院・入院行動の促進は、こうした老人の置かれている生活環境に関連した多くの要因が副次的に影響し、これらに都市部の医療資源の蓄積の効果が相乗的に作用しているとも考えられる。

第三の「女性の就業率」は正の相関を持つ。家族内部の人的資源の観点からみると、主婦である女性が就業すれば、在宅ケアの柱が失われる（在宅ケアでの主な介護者は主婦であり、構成的には80%以上である）。その結果、施設ケアとしての入院行動への選択が増加する。

家屋条件なるカテゴリも老人医療費との関連では無視できない。仮に在宅ケアのマンパワーが存在したとしても、ケアのための居住スペースがなければ意味がない。「持ち家率」が老人医療費と負の相関を示すのは、こうした背景による。一般的に、「持ち家率」が低ければ、社宅、官舎、借家の比率が高まるが、これらは「持ち家」よりも部屋数や部屋のスペースの点で劣るであろう。このため、在宅ケアが相対的、物理的に困難となり、施設ケアへの疾病高齢者の入院行動が促進されてしまう。また、農村、漁村、山村に比べて都市の「持ち家率」が低いことと都市部の医療資源の高集積であることが、「第一次産業就業割合」での考察と関連して医療費を押し上げる原因となっていると思われる（本道の持ち家率は全国平均より低い）。

しかし、「一世帯当たりの畳数」は正の反応を示し、十分な解釈が出来なかった。「持ち家率」との強い単相関（+）からみて、基準変数に対して負の符号を持つことが期待されたが、そのような結果にならなかった。重回帰分析の場合には変数選択の過程で選択の順序や初期変数の与え方によって、基準変数との単相関と同様な反応を示さない場合がある。特に基準変数への寄与率が相対的に低い変数群での選択の場合に発生しやすい。変数選択の方式は選択された変数の影響分を取り除いた残りの変数分に対して次の変数選択を行うため、変数選択の履歴に依存しやすい特性を持つ。ここで考察している分枝限定法は、対象とする変数グループに対してすべての組み合わせの寄与率等を比較して最適な組み合わせを求めているため局所的最適集合ではないが、上記の履歴依存性は依然として存在している。

「核家族世帯割合」が医療費と+の相関を持つことは、容易に説明可能である。核家族は「夫婦のみ」、「夫婦と未婚の子供のみ」、「片親と未婚の子供のみ」に大別されるが、三世代直系家族と比較すれば、明らかに在宅ケアを支える人的資源が少ないことになり、その結果入院行動が選択されやすい。

都市化と核家族世帯割合の高さとの結びつきも重要である。即ち、産業化に付随する地域移動に適合する核家族は都市に多く、またそのことが持ち家率を低くする。もちろん、都市における住宅価格の高さと持ち家率の低さは深く関連する。地域移動は家族構成が単純なほど容易であり、それは都市に顕著にみられ、やはり全体として「都市効果」が老人医療費の高騰要因の一つとして挙げられるように思われる。

表37 重回帰分析（分枝限定法による）によって選択された変数群の偏回帰係数の一覧

グループ	説明要因メンバー	偏回帰係数	t 値
傷病・死因グループ	新生物	$6.80148 \times 10^3$	2.16
	循環系の疾患	$4.53441 \times 10^3$	3.03
	悪性新生物（死因）	$2.25236 \times 10^3$	5.00
	脳血管疾患（死因）	$-1.88721 \times 10^3$	-5.62
その他の社会構造的 要因グループ	生活保護率	$5.1537 \times 10^3$	3.90
	65歳以上人口割合	$1.85133 \times 10^1$	2.80
	第1次産業就業割合	$-4.8366 \times 10^3$	-4.10
	持ち家率	$-4.91699 \times 10^3$	-2.54
	核家族世帯割合	$1.18285 \times 10^4$	3.86
	一世帯当たりの畳数	$1.0862 \times 10^4$	3.96
	女性の就業率	$5.59464 \times 10^3$	2.70

分枝限定法を用いた重回帰分析によって抽出された各変数の偏回帰係数と t 値の一覧を表37に示す。

以上のように、一人当たり老人医療費に関連すると思われる要因群（変数群）が抽出されたが、本質的に回帰分析は相関の強い要因を抽出しているのみであり、それらの構造的関係については何も情報を与えていない。我々が求めているのは、同データ群の地域的なバラツキを説明する構造である。現状において構造を規定する有力な分析法はまだ開発されていないが、抽出された変数群を考慮しながら、単純で比較的説明力の高いモデルを図12に示す。

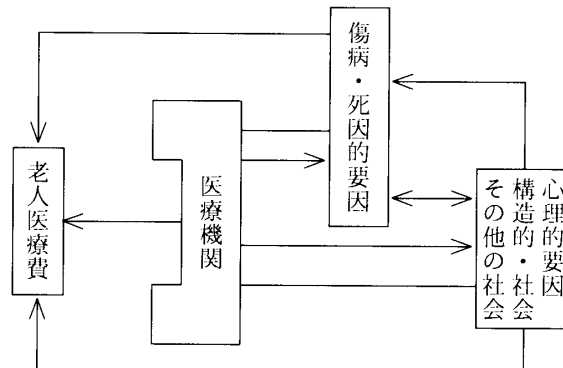
老人医療費は医療機関側の医療行為に対して支払われる報酬費用であるから、供給側の要因は直接的要因である。傷病・死因的要因は患者自身の状態を示すもので、この状態によって医療機関に収容され診断・検査・治療その他の医療行為が行われるのであるから、これらは間接的要因と考えられる。最後にもう一つの重要な間接的要因群として、その他の社会構造的要因群が存在する。これらは他のグループに比べてその構造そのものの規定が困難な要因群であるが、最も注目すべき要因群でもある。以上の直接的、間接的要因群は相互に強い関連性をもって構成され、各グループ内でもより複雑な構造を持つことが想像される。

モデルを構成し、相互の関係や因果律を定量的に測定するための分析法が必要となるが、回帰分析は上記の直接的、間接的な相対的変数の関係は説明しない。パス解析法は、図12のようなモデルに対する分析法としては有力な手法であるが、モデルそのものをつくるというより、与えられたモデルに対する分析法であり、モデルそのものの妥当性については言及していない。回帰分析より求めた影響力をもつ要因を用いて、精度の高い、説得力のあるモデルを構築し、内部構成要因の関係を分析することが必要と思われる。

回帰分析の結果に対する他の問題点は、老人医療費を説明する場合、分析によって抽出された要因群のみでは情報が少ないということである。一般的に同医療費の地域的バラツキを説明する場合には個々の要因での説明、例えば「離婚率」とか「貯蓄額」のような「言葉」ではなく、「経済力」とか「介護能力」、「都市化」という、より抽象化されたタームで説明するほうが理解しやすい。しかし、こうした抽象化された概念としてのキーワードは、回帰分析等で用いる変数群としては取扱いが難しい。因子分析やクラスター分析のような多変量解析の技法がこうした抽象化の処理に向いているがそれほど厳密ではない。抽象化されたキーワードで説明するのが妥当であら



図12 一人当たり老人医療費の構造を説明する  
簡単なモデル



ば、具体的要因によってこれらのキーワードを代表させるか、または個々の要因を用いて分析し、抽出したそれらを見て該当すると思われるキーワードをかぶせていくかの何れかの方法となろう。こうした過程は、重回帰分析後の次のステップの処理となると思われる。

#### b. 直接的比較分析（DCM）の結果の考察

重回帰分析の結果が個別地域の特性については情報を与えないため、5.における比較分析の結果は、要因データ群についての北海道の特性を明らかにしていくのに役立つと思われる。しかし、直接的比較分析は基準変数である、例えば一人当たり老人医療費、との関係で要因（説明変数群）を捉えていないのであるから、分析結果の解釈は制約されたものとなる。

説明変数データについて、本道と他の都府県との比較分析の結果をまとめたものを表38に示す。同表で本道が比較された対象の説明変数データより大きい値を持つ場合には、+の符号となる（－は逆である）。8種類の比較分析においてすべてに反応したの変数は、医療機関分散度と平均気温である。これらの2つの変数はすべての分析において同一の傾向を示していて、地理的、地勢的な北海道の特徴となる。他の要因としては、老人福祉施設定員割合、人工死産率が考えられる。これらは、7つの分析で同一の指標傾向を示している。離婚率は4つの分析で+の傾向を示す。本分析で重要な比較分析の結果は、全国平均、上位8県および下位8県と比較分析の結果である。個別的な県との比較は1つの参考となるが、北海道との直接的な比較となり、この結果からの一般化は不可能と思われる。上記3つの分析では、医療機関分散度、生活保護率、老人福祉施設割合、平均気温、離婚率、人工死産率なる要因が本道の特性を説明していく上での特徴的な要因と推測できる。

老人医療費の高位の地域群は5.のb.に示すように一定の同様な傾向を持っているようにも考えられる。これらは主に需要側の社会構造的要因であって、間接的に生活環境に関連したデータ群である。従って、医療費高位の地域における老人の生活条件等には共通した傾向が存在することが推察できる。例えば、離婚率なる要因は高位8県との比較では特徴的な変数とならないのだから、これらの県グループ（北海道も含めて）では、同データは全体的に高い値を示していることがわかる。

加えて高医療費地域は上記の比較結果から、その高騰のメカニズムが地域的特性を持っている

表38 8種類の直接比較分析の結果

変数番号	ラベル	全 国	上位8県	下位8県	大 阪	静 岡	沖 縄	高 知	熊 本	+	-
X 2	保健婦数				+	+				2	0
X 3	病院病床数			+		+	+			3	0
X 4	診療所病床数			+	+	+			-	3	1
X 5	医療機関分散度	+	+	+	+	+	+	+	+	8	0
X 6	規模別病院数(20~49)					+	+	+		3	0
X 9	規模別病院数(300~499)							+	+	2	0
X10	規模別病院数(500~)				-		+	+	+	3	1
X11	新生物							+	+	2	0
X12	循環系疾患						+			1	0
X13	呼吸系疾患								+	1	0
X14	消化系疾患								+	1	0
X15	悪性新生物(死因)						+			1	0
X16	心疾患(死因)						+			1	0
X17	脳血管疾患(死因)						+	-		1	1
X19	貯蓄現在高						+			1	0
X21	生活保護率	+		+		+				3	0
X22	老人福祉施設定員割合	+	+	+	+	+		+	+	7	0
X26	平均気温	-	-	-	-	-	-	-	-	0	8
X27	第1次産業就業割合				+		-			1	1
X32	老人単独世帯割合			+		+				2	0
X35	離婚率	+		+		+			+	4	0
X36	人工死産率	+	+	+	+	+	+	+		7	0
X37	宗教法人割合						+	+	+	3	0

ことも窺える。例えば、大阪府のように大規模で重装備の医療機関を中心とした短期入院による高濃度医療と、病床回転率の向上化によると思われる医療費の高騰は大都市型の特性である。高齢人口の構成割合が高い高知県では、有床診療所の役割が大きく本道に類似した長期収容型であるが、それほど医療機関分散度が高くなく距離的アクセスビリティは悪くない。本道の場合では札幌市等の特定の地域以外での医療機関への距離的アクセスビリティは悪いが、人口比での病院病床数は高い方である。この事実から医療資源の分布が極めて偏在していることが想像できる。

低医療費地域との比較では第一に本道は人口比の診療所と病院病床数が多いことがわかる。次に需要側の要因として生活保護率、老人福祉施設定員割合、平均気温、老人独居割合、離婚率、人工死産率等が特徴的な変数として抽出されている。こうした需要側の社会構造的要因の傾向からみても、老人自身の生活環境、またそれを支援すべき周囲の状況もあまり良くないように思われる。加えて病床数の相対的な高さは老人をこうした医療施設へ吸引する力として作用し、需要側の要因群によって、老人は在宅から医療施設へ押し出されることになる。

a. の重回帰分析の結果と比較した場合、共通する説明変数は生活保護率のみである。回帰分析で寄与率の高い傷病・死因や病床数要因群は比較分析でまったく抽出されていない。このことから2つのアプローチ法が異なることが明確となるが、医療費との相関性で見た全国的な説明

変数（要因）群のバラツキと、説明変数メンバでの本道の比較上での特徴にはある程度の差異があることが予測される。従って、北海道の老人医療費の特性を他の都府県との比較によって説明しようとするためには、重回帰分析以外のデータ処理技法が必要と思われた。

今回のデータは(重回帰分析でも同様である)、47都道府県のデータを使用しているが、精度的に少し粗いと思われる。北海道は老人医療費が高位な地域であるが、よりミクロに道内212市町村を見ると、全国平均よりかなり低いところも多く存在している。従って、本道の実状に合わせたより詳細で正確な分析が必要である。しかし、これはデータの入手の点で困難な問題を持っている。212市町村レベルで精度の高い社会構造的要因群に対応したデータ群は生産されていない。比較的人口の多い市レベルでは収集可能であるが、町村レベルではまったく整備されていないのが現状である。

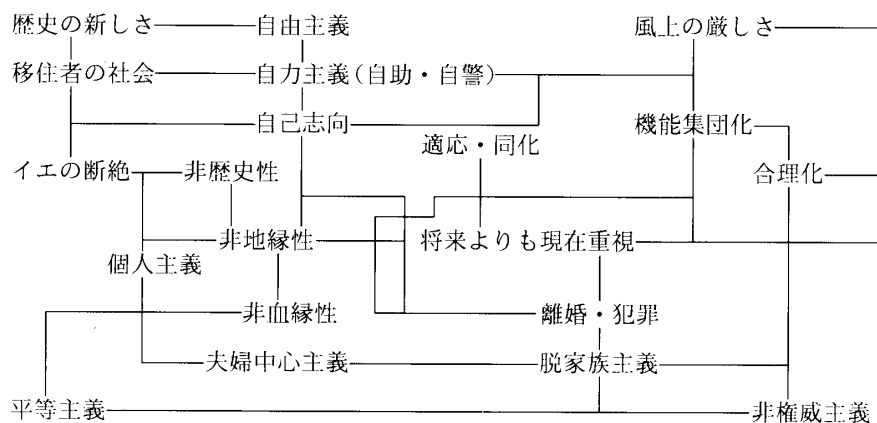
c. 社会心理的要因分析の必要性（金子氏の考察<sup>(2)</sup>）

前節までの社会構造的要因分析の結果から、ある程度一人当たり老人医療費を押し上げていく要因が明かとなり、その説明も理解しうるところである。しかし、果たしてそれらの要因のみで十分に理解し納得しうるかという点に甚だ疑問である。それは、なぜそれらの要因で構成される社会構造ができあがるかという分析がなされていないからである。今回は社会構造的要因の分析のみを行い、社会心理的要因の分析は行っていない。そのような社会構造をつくりあげるそのさらに根底に、社会心理的要因が深く働いていることは論を待たないところである。今後これらの調査分析が必要となろう。ここで社会心理的要因と考えられるものを2, 3あげてみる。

北海道的要因としてまず重視したいのは、その歴史性、文化性からもたらされる諸特性の存在である。これは例えば図13のように図式化される。最大の特性は「イエ規範の乏しさ」に求められる。それは本州・四国・九州などの郷里から切断された移住者が作り上げた社会としての北海道と無縁ではありえない。その結果、非血縁性、非地縁性、家族成員の自立主義、仕事に関しての「官」依存主義などの特性が強められた社会が成立した。

まず、ここでの「イエ規範」は次のように考えられる。元来、イエはその成員の物心両面にわたり「生活保障」をする機能を持っていた。通常、この「生活」は、①人生、②生計、③生命を

図13 北海道社会の位置付け



含めて理解されやすいが、そのすべてを第一義的に保障するのがイエであったのである。例えば、「老幼病弱者の保護」は具体的な家族機能の一部である。社会システムの専門処理機能（例えば医療専門機関としての病院の機能）が成熟していない発展段階では、「老」でも「病」でも結局は家族で、あるいはせいぜいそれに加えて近隣に居住する親族の連携でしかケアすることができない。これは広義のイエとってよいであろう。それはいわば社会システムの維持・存続にとって必要な機能であるから、それを遵守しないイエ成員にはその周囲の親族や地域からの監視と制裁機能が発動しやすい構造が作り上げられてきた。なぜなら、家族が持つ謝意成員の再生産と補充、社会化、活動の基盤、財とサービスの生産と分配、社会秩序の維持などが不十分になれば、たちまち社会システム全体の機能不全が発生するからである。

しかし、近代化・産業化・都市化という社会変動は、徐々に社会システムの専門処理機能を成熟させる方向に推移してきた。これは先進諸国では普遍的な傾向である。その結果、従来、イエが担っていたほとんどの機能が、次第に各種専門機関に委譲され、イエ機能は相対的に乏しくなった。

北海道の場合、郷里から切斷された移住者がつくりあげたという経過から、歴史的に継続するというイエの意識が乏しく、それは世代を超えて伝達されてきた。しかも、開拓の手段として、住民のニーズを満たすさまざまな専門機関が政策的に創設され、イエに代わる機能を果たしてきたといえる。このような歴史的・文化的風土から、「老」でも「病」でも、その生活保障はイエとはなりにくく、専門機関への依存が増加する。

「老親を病院に入れることに抵抗が少ない」、「老親が病院に長期間入院することに抵抗が少ない」のは、子供の側だけではなく、実は「老親」の方にもありえる。それは30年前の再生産だからである。これはイエ規範の社会化が不十分であることに由来すると同時に、専門機関への依存が可能であったという時代的背景にも原因がある。

何れも実証データはないので、仮説として提出するより他に方法はないが、公表された基礎資料から、例えば全国と比較して、北海道の「家族」の独自性を確認することはそれほど難しいことではない。

それは図14の世帯類型比較からも分かるであろう。全国の傾向とは違い、北海道に顕著な世帯

図14 高齢者のいる世帯の類型別割合

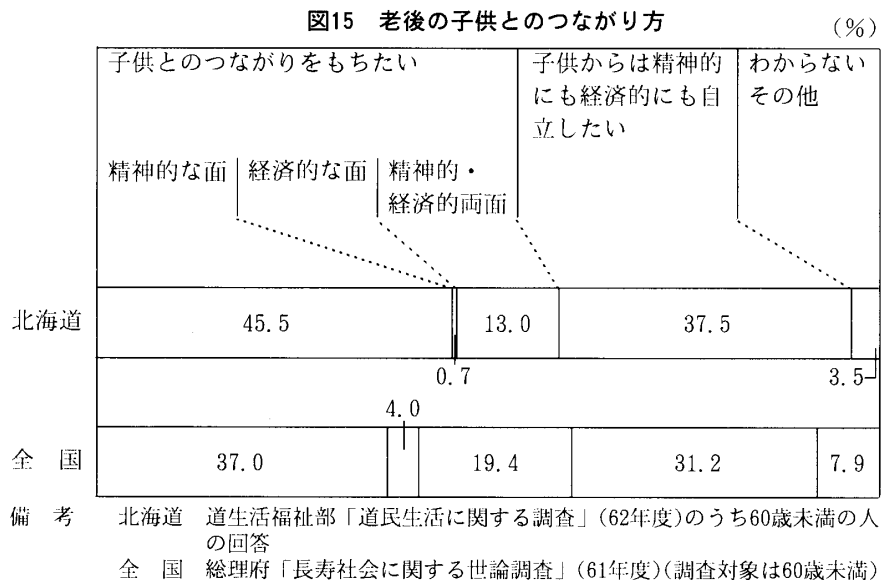
		親族世帯 85.0			非親族世帯 0.1	(%)
北海道	核家族世帯	38.5		その他の親族世帯	46.5	
	夫婦のみ	25.8	夫婦 (片親と子供) 12.7	三世代世帯	40.5	
				その他	6.0	
					単独世帯 14.9	
全国	夫婦のみ	17.8	夫婦 (片親と子供) 13.5	三世代世帯	49.9	
	核家族世帯	31.3		その他の親族世帯	55.9	
				その他	6.3	
					単独世帯 12.7	
		親族世帯 87.2			非親族世帯 0.1	

備考 総務庁「国勢調査報告」(60年)

類型は「夫婦のみ」に代表される核家族であり、これは既に述べたように老人医療費と強く関連していた。その他「単独世帯」もやや多く、逆に「三世代世帯」は全国に比べると非常に少ないという事実が、夫婦中心主義にみられる「平等志向」を普遍化する。そこでは、家族外的関わりとしての親族との交流はもとより、家族内部のタテの関係さえも軽視されるから、相対的に親・年長者の権威が弱まり、家族全体でこれら成員を支えようとする意欲が乏しくなる。これが「イエ規範」の弱さであり、北海道では歴史的に構造化され、今日まで続いてきていると思われる。

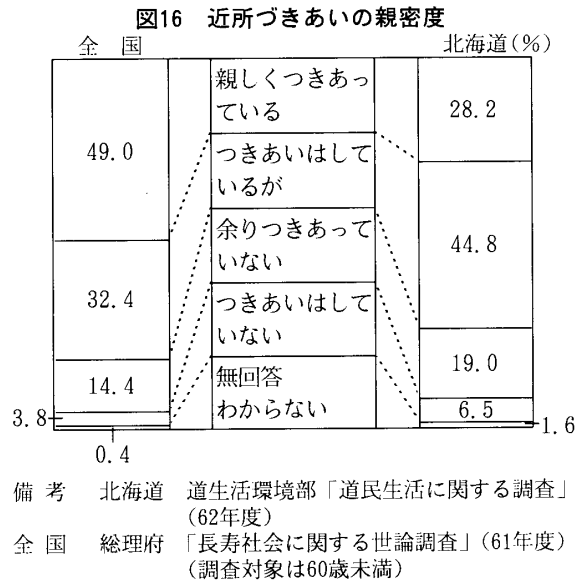
家族に関しての自力主義と夫婦間の「平等志向」と「イエ規範の乏しさ」は、何か簡単なきっかけで家族を解体させる方向に作用しがちである。昭和61年の調査結果での「離婚率」は確かに低下したが、60年までのそれは全国平均をはるかに超え続けてきたことは、北海道的家族の特徴から導き出される結果といえよう。

図15の「老後の子供とのつながり方」に見られる傾向も見逃せない。そこから窺われる北海道



的反応は、親と子供との経済的結合の弱さと、親による子供からの自立志向の強さである。これは「イエ規範の乏しさ」を証明すると同時に、親の権威低下と自立主義の存在を推定させる。通常、イエは家族・親族が生活の安全保障の最小単位として、経済的にも精神的にも「共同関係」が維持され、再生産されるように配慮された集団単位である。しかし、このイエは既に見たように、北海道では例外的にしか存在しえないように思われる。そして、家族内の「共同関係」が弱く、個人主義が強い社会構造においては、親・年長者さえも自力主義とならざるをえない。従って、「老」も「病」も家族による在宅ケアに固執できず、結果として専門機関ケアを受容する。「近所づきあいの親密度」の結果(図16参照)からも、全国と比較して北海道の「親密度」の弱さが理解される。近隣の「親密度」の弱さは地域の拘束力の乏しさと結びつき易い。それはまた、ある家族に対して「イエ規範」を強制するものとはなりえない。近隣関係がサラサラしていれば、相互監視の機能は弱いであろう。例えば、高齢者を長期入院させていても、それに対して近隣からの顕著的・潜在的非難が生じるわけではない。そのため、平均在院日数は伸び易くなるだろう。

もう一つは、日本社会自体の都市化に伴う構造変動を北海道が先取りしているという事実と関



連が深い。第一次産業就業割合(65歳以上)の低下、女子就業率(30~59歳)の上昇、持ち家率の低下、専門機関の集中、核家族世帯割合の増加などは、すべて都市化の指標といってよい。従って、全体として都市化の進行を貴重とする社会変動のなかで、高齢化が着実に進んでいく社会のモデルとして北海道社会を考えるならば、この社会を老人医療費の将来を見通す社会的実験場とみることも可能であろう。

最後に、都市化に伴う専門機関サービスの事例として施設ケアを位置づけたとき、地域住民の多くが特別養護老人ホームより病院・診療所を選択しやすいという傾向をあげておきたい。これには、費用や世間体の面からも、病院・診療所が選ばれるという価値志向(合理性)に負うところが大きいように思われる。

## 7. おわりに

本章では、6. の論証を踏まえ、一人当たり老人医療費が高位となる北海道の地域的特性や風土等について若干の考察を行い、ついで、医療供給体制から見た老人医療の問題点に関して言及する。

### a. 北海道的特性に関して

北海道における老人医療費の高位となるメカニズムが、平均在院日数の長さや受診率の高さが原因していることは分かったが、なぜそのような特性を示すのかという疑問に対して、多変量解析による要因の抽出からは明確な論証を引き出すことができなかった。老人医療費の都道府県レベルでのバラツキを説明するための説明変数を用いたモデル(6のa.参照)も、単に相関の強い要因を組み合わせただけのものであり、推測によるシナリオ作りのため、客観的な分析とは言いがたいであろう。社会システムを対象とした要因・構造分析の結果は、本報告で示したようにどうしても不確定な部分を内包しているため、検証できない仮説に基づくシステム・シンセシスの議論と

なりやすい。しかし、重回帰分析で選択された変数メンバ群や直接的比較分析 (DCM) の結果を見ると、老人医療に強く影響を与えていると思われる社会構造的要因群が、基準変数に対して高い相関をもつことが客観的に明かとなった。また基準変数の中で、一人当たり老人医療費が需要側の社会構造的要因に関する最も多くの情報を与えていること、逆に、平均在院日数は最も多くの供給側の社会構造的要因を抽出すること、そして受療率（受診率でも同様）はそれらの中間となることも判明した。一人当たり老人医療費を基準変数とした解析結果は重要である。即ち老人医療費の地域的バラツキ——特に、高位の医療費の地域は、病院病床数の抑制および医療機関への高齢患者の入院行動の制限によってその数を減らすことができるという短絡的で、経済効果一辺倒の議論に対して貴重な示唆を与えている。表面的には老人自身の疾患による身体的状況によって入院は発生するが、経済基盤、家族構成、居住状態、保健意識、介護のマンプワ、等の老人を取りまく環境が彼らを医療施設へ押し出し、かつ長期間の滞在を強いているのである。従って老人医療を中心とした医療サービスの規制は、老人を医療施設から追い出すことになり、確かに老人医療費の抑制につながることはなるが、別の形態での受け皿が必要となり、新たなコストが発生することになる。介護・看護に重点を置いたサービス体制が不十分なために、医療施設が積極的に、またはやむを得ず肩代わりしているという部分は無視できない。

北海道における老人医療費の特性も、歴史や風土、人口構造や産業、等の経済的要因をも考慮して分析するほうがより正確なモデル作りが可能と考えられる。しかし一般的に重回帰分析は説明変数の数が増加すると、個別変数の寄与率が相対的に小さくなり変数選択が困難となる傾向がある。このため要因・構造分析の方法を含めて、多変量データの取扱いに対する改善が必要である。

「日本社会自体の都市化に伴う構造変動を北海道が先取りしている」という金子氏の指摘は興味深いものがある。一次産業の衰退、社会的移動による過疎化等、地域の老人を取りまく環境は大変厳しいものがあるが、こうした側面を取り除いたとしても北海道の場合には本州と異なった「道民気質」のようなものがあり、老人医療等にも強く影響しているように思われる。

金子氏は「都市化の先取り」という言葉で表現しているが、夫婦またはイエに対する地域、血縁等による社会的拘束力が、本州のそれに比べて極めて弱いのが本道の特徴である。これは北海道の歴史にも関係すると思われるが、親の経済的基盤が弱く、子供は早い時期にイエから出て自立しなければならない。このため夫婦の絆が強くなり、相対的に子供との関係が弱くなる。老後においても子供の世話になるという考え方はあまりないため、どうしても社会的収容施設に依存することになる。開拓時代からの慢性的な人手不足も原因の一つと思われるが、血縁や親族、地縁等によって構築されるべき地域共同体が未発達であったため、家族を主体とした在宅での老人介護の体制が成熟せずに、公的機関が肩代わりして施設ケアを行ってきたという伝統がある。こうした傾向は、老人福祉施設を含めた老人独居世帯の比率の大きさでも推測できる。また、夫婦に対する社会的拘束力の弱さは当人同士の合意のみによる離婚を容易にさせ、本道の離婚率の高さの原因としても考えられる。家族間の結束の弱さは、核家族化の増加を助長させることにもなる。

こうした自立心の強さは北海道における「開拓者精神の現れ」とも理解できるが、上記の現象は一種の「都市化現象」として捉えることができるため金子氏のような指摘となるのである。本道全体が都市化されているわけではなく、現象的には一部の地域を除けば総体的に過疎化が進行しているのであるから、形骸化された「都市化現象」である。

都市化の「先取り」については、次のように考えられる。本州の場合には地縁、血縁を中心とした地域的拘束力が相対的に強いが、将来的には、社会的移動、経済基盤の分散化や核家族化によってイエ規範が崩壊し、現象的な「都市化」が進行することは十分に予測できる。都市化の進行は、老人自身の生活環境を悪化させ、周囲の介護マンパワーを消失させるため、どうしても老人介護に対する社会的サービスが重要性を増すことになる。北海道はこうした状況を「先取り」し、本州も少し遅れて同様な環境に到達することが予測される。ここ数年間の傾向で見ても、老人医療費の伸び率は、都府県の方が本道のその値を上回るようになってきている。老人医療のみならず、老人福祉サービスを含めた総体的なコストの増大とそのための財源をどのように確保するか、また負担の公平をどのように図っていくのか、検討すべき課題がいくつか存在する。

前述の道民気質を表現するような要因は社会心理的要因と考えられるが、こうした要因に関連する客観的データも公表されていないし、要因・構造分析にこれらの要因を取り込んでモデルを構築する場合でも、いくつかの多変量解析上の技術的な困難さが存在するのも事実である。また、心理的要因は老人一人ひとりの身体的状況、家庭環境および家族構成、経済的能力が多種多様であり、これらの個別的ケースに対応した一つひとつのデータが重要であるため、代表値に集約するという操作は説得性に欠けることが多い。社会学的アプローチによる地域間の比較研究とデータの集積という地道で息の長い調査・分析が必要である。

最後に地域特性があるから財政調整の幅を大きくし、多くの市町村保険者がその恩恵を受けるべきであるという考え方はあまり合理性を持たないし、多くの医療サービスを受けていれば、相当の医療費の負担は当然であろう。しかし、無次元化した老人医療費に地域的バラツキがあり、高位の医療費の地域には高位にならざるをえない受療状況と地域的特性があるのも事実である。北海道の場合、札幌を除く調整外該当地域は一次や二次の産業的基盤が衰退し、その結果生じる若年層の社会的流出によって高齢者のみを取り残された財政的基盤の弱い市町村が多いことも指摘しておかなければならない。

#### b. 供給体制から見た老人医療について

最初に、収容型の老人医療サービスに深く関係すると思われる療養型病床群について考察する。地域保健医療計画の策定によって、その必要記載事項に準拠して医療圏の画定、及び2次保健医療圏内での一般病床を中心とした必要病床数の算定が行われた。こうした圏域毎の医療資源に関する総量規制の上に、医療施設機能の分化と体系化が検討されている。既に医療法の第2次改正に伴って、特定機能病院という医療完結型の病院と、看護に対する機能を中心とした療養型病床群という医療供給体制上の新しい2つのタイプの施設、病床群が導入されている。これらの両端の機能の中間に位置すると思われる一般病床、診療所の機能類型化は、今後の医療供給体制の重要課題となると予測される。

表39で見ると、我国の一般病床数の人口対比值は欧米並みの水準に達していることが分かる。問題になるのはこれらの一般病床が機能分けされていないため、同一の取扱いとなっていることなのである。欧米の場合は、同表でみるように病床の機能分化が進み、急性や慢性・老人病床等の病床区分が明確になっている。我国の一般病床の機能未分化の主な原因は、画一的で、硬直的な診療報酬体系にあると思われる。現行の体系は急性疾患の治療に重点を置いた診療報酬体系であるため、長期間にわたる療養指導や看護、介護の必要性がたかい医療行為（慢性疾患や老



表39 各国の人口対比值一般病床の比較<sup>(5)</sup>

	日 本	イギリス	スウェーデン	アメリカ	西ドイツ
急性病床 (総人口1千対)	10.1	2.8	6.0	5.1	7.9
老人病床 (慢性病床)		10 (目標値)	28	2	11
ナーシングホーム	8				15 (目標値)
老人ホーム	8	13	43	53	40 (目標値)

人医療)が求められるケースでも、急性疾患患者とあまり区別のない医療サービスが行われている。加えて、老人を中心とした長期間にわたる医療行為に対する診療報酬は相対的に低く抑えられているため、患者の実状に合わせた治療を行っていたのでは、医業経営上もあまりメリットがないという現実もある。現在、施設単位の老人医療サービスには、特例許可老人病院のように診療報酬上の区分が明確なものもあるが、こうした施設と競合するかたちで同一施設内において病棟単位で急性疾患患者と慢性疾患患者、老人患者が混在したケアミックス型の療養型病床群が、施設類型の一つの形態として登場した。同病床群は長期慢性疾患患者（主に老人）が占有する病床群や病棟の切り出しを目的としたものであり、広く考えれば一般病床群の機能分けの一つのパターンと考えられる。同病床群は一般病床の転換によって賄われ、かつ転換後には実質的な病床数の削減につながるため施設側から見ると経済的メリットが少ないように思われる。種々のモデルのシミュレーションの結果を見ると、医業収入は減少するが、転換によって医師、看護婦等の基準要員も削減されるために人件費等の医業費用も抑制される。その結果、収入減ではあるが、支出も減り、このバランスによって収益的には黒字に転ずることがある。療養型病床群の診療報酬には2つ方式が存在するが、定額制を採用した場合（転換の大半はこの方式）には収益の幅は、同病床群でのサービスの内容に依存して大きく変動することになる。より具体的に言えば、検査及び投薬費用を抑制すると収益は増大することが分かる。マルメタ診療報酬が、診療内容のサービスの質を低下させれば医業収益を増加させることができるというメカニズムを内包しているために、療養型は重度で濃厚な検査、治療を要する患者を敬遠し、軽度で介護上でもあまり手のかからない老人を受け入れようという傾向が少なからず強くなる。このようにサービス内容の偏りが生ずるといった問題点はあるが、今後、このケアミックスタイプの療養型病床群は増加していくと推測される。その理由は、看護体制の水準の低い施設（個人、医療法人に多い）にとって同タイプの導入は、療養型への転換により一般病床群を圧縮し、残存した一般病棟の看護基準を現有のマンパワーで引き上げることが可能となるからである。患者の時間的入院分布をみて病棟別に病床を機能分けすることによって、施設全体の“医療の質”を向上させることができるのである。一般病床をすべて療養型へ転換することも可能であり、一部転換によるケアミックス型と基準看護の組み合わせ、そして転換しないで一般病床のままの入院体制等、医療供給体制の多様化が進行するとともに、これらの選択が各医療機関の自主的判断に委ねられることになる。特例許可老人病院と同病床群の関係については、診療報酬上でもあまり大きな差異がないため、将来的には何れか一方に吸収されることになると思われる。有床診療所については、現状でもその医療機能的役割は明確ではないが、老人医療サービスに大きな役割を担っている地域もある。しかし、管

理面での負担と採算ベースを考慮すると施設数の減少傾向は避けられず、無床化が進行すると思われる（施設区分がなくなる可能性もある）。

以上のように療養型病床群の出現は、病棟そして医療施設単位でのサービスの多様化を促し、加えて医療資源の機能分化を促進するための重要な駆動力になると思われる。多くの医療施設が自らの能力と医業経営の実体を考慮し、住民のニーズに合った画一的でないサービスを展開することによって、地域医療の中での住み分けを可能にすると思われる。加えて、こうした環境づくりのための診療報酬等の経済的誘導も必要であろう。

つぎに医療供給体制から見た在宅ケアサービスについて検討する。一般的に、老人ケアは、老人病院、ナーシングホーム、そして在宅ケアの3つの形態があると言われている。平成2年の老人福祉法の一部改正に伴って、老人保健福祉計画の策定が地方自治体に義務づけられたが、“在宅ケアの推進”が、この計画の基本方針の中においても、一つの重点項目として位置づけられた。

確かにQOLやノーマリゼーションの立場から、可能な限り住み慣れた住居で家族や顔見知りの人々とともに人生を過ごすべきであると思われるが、現在の在宅ケアの議論は経済的な理由による側面がかなり大きなウェイトを占めているように思われる。在宅ケアサービスは、コスト的に施設ケアに比べて一見割安であるため、どうしても財政面からの推進の動機づけが強くなる。経済的発想から結論を誘導し、サービス内容、体制及び責任等についての具体的システムの議論が欠落しているように思われる。在宅ケアサービスは医療と福祉のちょうど接点にあたる部分であり、医療からみると一般的介護を含めての介護の比重が相対的に高く、医療機関の外側での患者の状態という生活科学的な、従来関心の薄かった領域の知識や技術が必要となってきた。社会福祉においても、高齢者のケアが医療不在のケアではその目的を達成することができないことは自明であるし、保健、医療との連携が必須であることが頭の中では理解されてきている。しかし、両分野が重複する一番弱い領域でのサービスであるため、在宅サービスの推進はこころもとない印象が強い。<sup>(5)</sup>

医療供給体制でみると、在宅ケアはプライマリケア(PCという)に含まれるから、一次医療体制の充実と病診連携体制(一次と二次の繋ぎ)の整備がキーポイントとなろう。我国では、PCサービスは無床診療所を中心とする開業医が行ってきたのであるが、今後の大規模な在宅ケアサービスの展開においても、こうした開業医の地域内での活躍が重要な正否の鍵となる。しかし、開業医の高齢化現象や経済的要因によるが、若年ドクタの開業意欲の低下等のPCを牽引するのに必要なマンパワーの確保が難しいように思われる。現状では、外来患者は病院と診療所で競合しているから、診療所を中心とした開業医がダメならば、病院に頼ればよいということになり後ろ向きの議論となってしまう。また、老人を対象とした医療は内科的疾患を中心として複合した疾病で、しかも慢性化している場合が多いが、現状の診療体制システムではこうした医療ニーズに合致するような専門家は少ないように思われる。特に、老人医療を専門として生活を重視した長期間の治療に、豊富な経験と知識をもつドクタの養成が急務であろう。

在宅ケアを支える重要な柱の一つである、「老人訪問看護制度」について、少し踏み込んで考察する。従来から訪問看護については制度として存在していたが、これは退院患者の継続看護や指導に重点を置いたものであり、医療施設でのサービスの延長線上で捉えられていた。老人訪問看護制度は国民が適切な保健サービスを受ける場として、病院や地域だけではなく「家庭」をも対象とすることを始めて保障したそれである。活動の拠点は「老人訪問看護ステーション」であり、実施主体は公的機関、医療機関、民間企業そして看護協会等と多様である。この他、本道の

場合には医師会、看護協会、行政、民間企業が資金を拠出することによって法人化した、社団法人北海道在宅ケア事業団という新しい方式も注目を集めている。ここでの訪問看護ステーションは、共同利用型の運営を行なっている。

ステーションでのマンパワーは、保健婦、看護婦(士)、OT、PT等で構成する。訪問看護の要否の判断や指示書の交付は、主治医等のドクタが行うが、大半のサービスは、ステーション従事者の現場での主体的な判断に任せられる場合が多い。サービスの内容は、衛生上の相談・指導、清掃、入浴、食事、排泄の補助の療養上の世話が中心ではあるが、病状の観察、リハビリ、カテーテル管理、褥瘡処置の治療的範疇に属する行為も、現場やステーションサイドでの自主的判断で行い、管理することが可能となる(建前的には、主治医の判断を一応受けてから行うことになっている)。いくつかの例外を除いて従来の医療サービスの大半が医療施設内で行われ、サービスについては医師が全責任を持ち管理し、他の医療従事者は指示待ちであったが、訪問看護システムでは医師の役割が低くなり、相対的に看護婦等のステーションマンパワー(通常、医師はケア現場に関与しない)の対応力と判断が重要となってくる。老人のケアは需要側のニーズとして保健、福祉そして医療の柔軟で統合されたサービスを要求するものであり、このためのサービスチームの中で医師を中心とした医療関係者のみが、主導的役割を果たすというような形態ではありえない。保健婦、福祉関係者、医師、看護関係者、理学及び作業療法士、ヘルパ、家族、地域ボランティアそして行政等の混成のグループによる共同作業なのである。

医療供給サイドからみても、今後の老人医療の中核となりえる新しいサービス形態としての期待も大きい。現状で、このサービスは新規の診療報酬の対象となりえる診療行為であり、PCの開業医にとっては新しい収入源として魅力のあるアイテムでもある(現状での無床診療所は、外来患者の伸び悩みのため経営状態はそれほど思わしくない)。診療所から家庭へ診療の場をひろげ、保健や福祉関係者とのチームの一員として自分の専門を生かして活躍することになるであろう。以上のように、老人訪問看護制度の創設は、従来の医療供給体制を改革していくための一つの試みとして捉えることもできる。

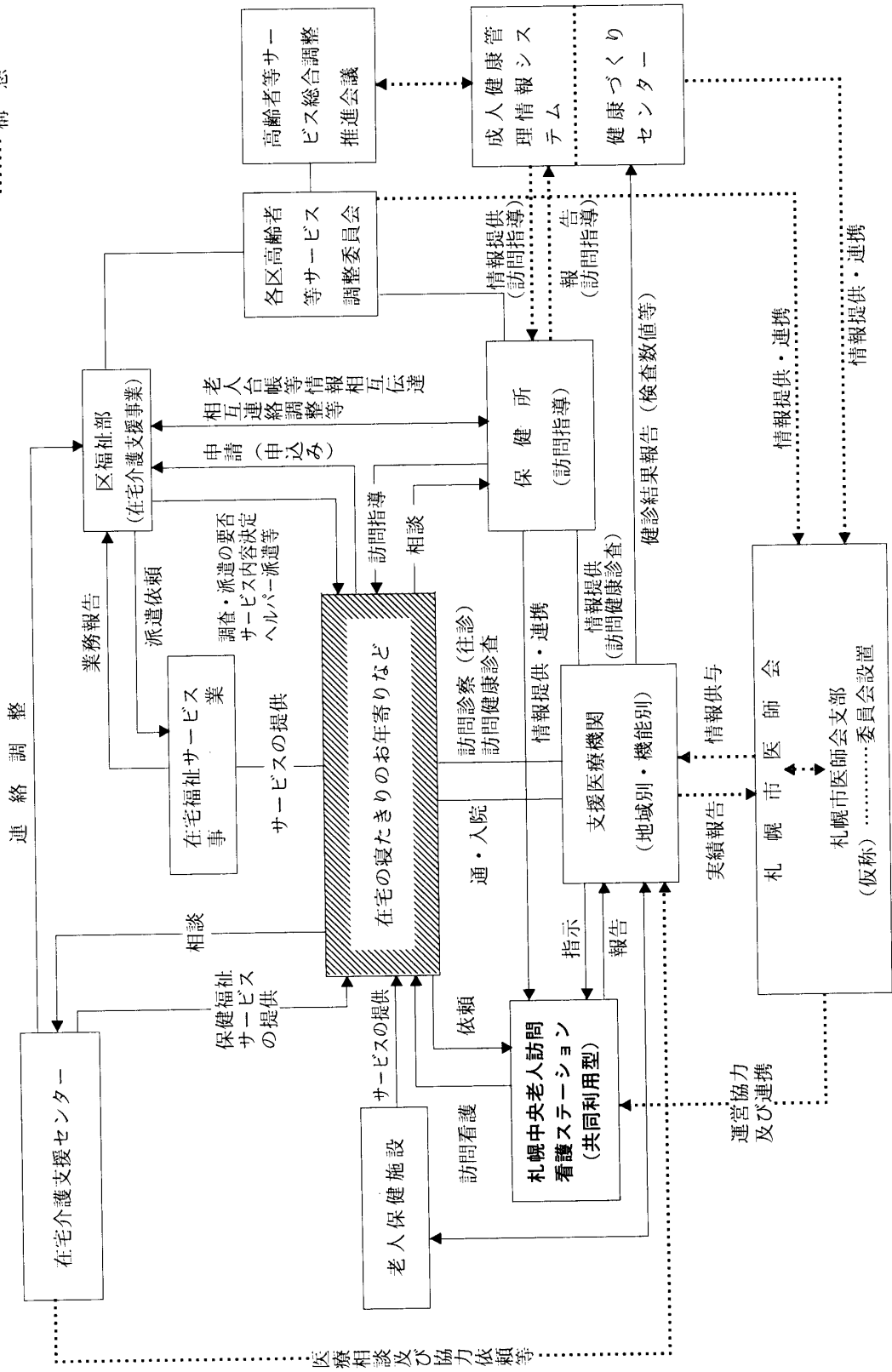
図17には、札幌市において実施している、また実施を予定している在宅療養支援システムの全体図を示す。同図で見ると多様なサービス形態が提案されているが、個々のサービスは保健、医療、福祉の所管が異なるため無秩序に独立して存在しているように見える。在宅ケアにおいて、誰がどこまでのサービスに対して責任を持って対応してくれるかという問題、より具体的にいえば、PCドクタ、訪問看護、在宅支援センタ等の多種のサービス形態が提案されているが、患者本位の統一されたシステムになっていないため、誰が中心になって、どのような権限の下で個々の在宅ケアのメニューを作成し、管理するかということが明確になっていない。

ケアサービス体制の権限・責任の問題は、これらのサービスを支える財政的基盤の問題に密接に関連する。医療側から見ても、現行の診療報酬体制ではこうしたPCに対する特別な配慮はされていないし、一部の自己負担を導入するにしても在宅ケアサービスに関する基盤的財源と、誰がそれを担保するかという国民的合意は形成されていないのが現状であろう。いくら地域医療といえども、こうした在宅ケアの環境の中で同サービスに手を染めるのは、孤立無縁の無責任なボランティア活動になってしまう。現状は、取りあえず考えられるサービスを列挙し並べてみた段階であり、今後、各サービス間の調整や連携が図られ、統合されたシステムとして機能していく努力が図られると思われる。

ゴールドプランをベースとして到来する高齢化社会に備えて、関連する社会資本の整備が迅速

図17 在宅療養支援システム体制図(案)

—— 現 状  
..... 構 想



に行われなければならない（財源の問題は依然として残っているが）。公的なサービス形態に重点を置くために、個々のユーザの多様なニーズに対応することは極めて困難であり、コスト面でも現実性がない。だが、老いていく過程では健康状態、家族構成そして経済状況での個別性が強く、個々の老人の状態に合った内容でのサービスが提供されなければならないのも事実である。こうした全体的な基盤整備と多様な個別的ニーズへの対応は、高齢化社会において同次元で解決されなければならないが、地域住民の意識も解決の重要な要因になると思われる。即ち、与えられるサービスのみに関心をもつのではなく、日頃から自己の健康に留意し、出来るだけ自立性を保って年をとること、健康な人（老人が中心）が近隣の寝たきりや生活上で不自由を感じている老人の世話をを行い、相互に助け合うこと、またこうした人的ネットワークを地域社会の中に構築していくこと等、個人の Autonomy 意識の確立と相互扶助のためのコミュニティづくりが大切と思われる。地域社会のなかで高齢化にともなって発生する種々の課題に対して、我々自身が主体的にどのような関わりを持っていこうとしているかという姿勢が問われているのである。

#### 【参考文献】

- (1) 厚生省：厚生白書：1991
- (2) 北海道医師会：北海道における老人医療費に関わる要因の分析（報告）：1988
- (3) 奥野忠一，久米 均，芳賀敏郎他：多変量解析法：日科技連，1986
- (4) 山本 勝：地域包括医療システム（システム化計画の実践）：金原出版，1984
- (5) 石野 誠：地域医療計画の課題：けい草書房，1984