

# 医療費と所得階層<sup>1)</sup>

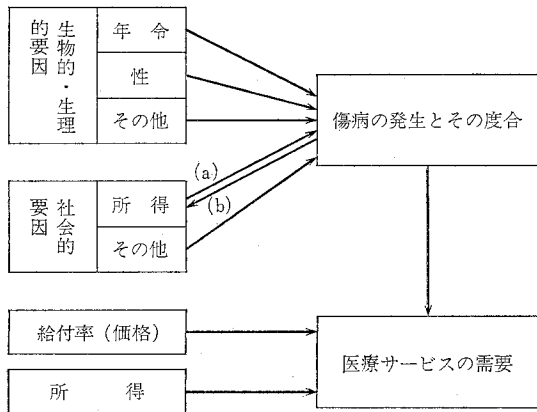
西村 周三

## 1. はじめに

通常の多くの財・サービスの場合、需要量は人々の嗜好のパターン、価格、所得などによってきまると説明される。しかし医療サービスの場合は、嗜好のパターンというよりも傷病の発生およびその度合いが需要量を決定する重要な要因となる。そして傷病の重さいかんによっては、人々は所得の損失をこうむるだけでなく、命の危険にさらされていることにもなる。したがってのぞましい医療保障政策を計画するためには、たんに所与の所得や価格(あるいは保険の給付率)のもとで医療需要がどのようになるかを検討するだけでは十分でなく、傷病の発生およびその度合いがどのような要因と関連しあうかを検討する必要がある。

傷病の発生およびその度合いは、性・年齢その他の生物的・生理的要因に左右されることはいうまでもないが、生活環境、就業状況、所得などの社会的・経済的要因による影響も無視できない。本論の目的はこれらの要因のうち、所得を重要な変数とみてこれと傷病の発生およびその度合いとに何らかの関連があるかを実証することである。

第1図



ところで傷病の発生およびその度合いは診断を受けたときはじめて明確になるものであり、潜在的な医療サービスの必要性を測定することは困難である。傷病の発生と医療サービス需要との関連を大まかに図示すると第1図のようになる。従来、傷病の発生の社会的・経済的要因(所得や保険の給付率)に関する研究は、結核等の特定の疾病を対象とした研究を除いては資料の不足もあって数少ない。主として「医療サービスの需要」を定める要因を検討したものには、中村[3]、地主[2]、市川・仙石[1]などがある。

わが国の医療保険は種々の制度にわかれていて、それぞれに、給付率が異なっているが、市川・仙石[1]は、「国民健康保険」についての資料をもとに、医療費を年令と所得とで説明する回帰式を推定している。その結果は、年令は有意な説明変数となるが、所得は医療費と関連しないというものである<sup>2)</sup>。市川・仙石[1]は多方面にわたる研究であるが、これに関する推論は次のようなものである。

「……国民健保(国民健康保険の略)の診療点数に於ては、低額所得階層を除けば所得はほとんど影響せず、年令が主要要因であると結論できる。われわれは国民健保について成立するこの事実を組合および政管健保(組合管掌健康保険および政府管掌健康保険の略)にも延長可能と考える。国民健保は7割給付であり、組合および政管健保は本人は全額、家族は5割給付である外、組合健保では家族に付加給付が行われ、給付率のアップが図られている。組合および政管健保本人については、全額給付が行われているため、所得が診療費に影響しない程度は、国民健保よりも更に明確と思われる。」<sup>3)</sup>

1) 本稿は日本統計学会1973年度研究報告会で報告されたものである。そのさい有益なコメントをいただいた江見康一氏、藤野志朗氏、市川洋氏に感謝の意を表したい。もちろん誤りがあれば筆者の責任である。

2) 後述、脚注3)参照。なお以下では医療サービスの供給システムは直接問題としない。したがって医療サービスの需要は必ずみだされるものとし、医療費と医療需要量とは同じ意味に解釈する。

ここでの推論の論点はおそらく次のようになる。すなわち、保険の給付率の低い国民健保で医療費と所得との間に関連がないのであるから、結付率の高い組合および政管健保においては、所得が医療サービスを需要する際に、ヨリ制約とならず、したがってますます医療費と所得の間には相関はなくなるはずである。

ところが第1図で示したように、所得は二つの形で医療費と関連する可能性がある。すなわち、傷病の発生およびその度合との関連と、それが医療サービスの需要となつてあらわれる場合の関連である。前者については、

3) 市川・仙石 [1] p. 50, カッコ内は筆者が挿入した。ここで診療費は、1点価格10円という単位で、種々の診療行為ごとに定められているもので、これを用いて通常「診療点数」という用語が使われる。なお、市川・仙石 [1] は、正確には、医療費と年齢と所得の関連を分析していない。いま1人当り医療費を  $M$ 、所得を  $I$ 、年齢を  $A$  とするとき、彼らが行なっているのは、 $M$  の  $I$  と  $E(M|A)$  に対する回帰分析である。同じデータを用いて、 $M$  を  $I$  と  $A$  に対して行なつた回帰分析の結果は次のようになる。

1. (a) 入院(全所得階層, 年齢15才以上)

$$M = -0.272I + 0.933A + 22.404$$

$$(-4.476) \quad (7.864) \quad (3.387)$$

$$\bar{R}^2 = 0.457, \quad \bar{S} = 20.065, \quad N = 96$$

ここで係数推定値の下の( )内の数値は  $t$  値で、 $\bar{R}^2$  は自由調整済の決定係数、 $\bar{S}$  は自由度調整済の標準偏差、 $N$  は標本数である。 $M$  の単位は才(年齢)、 $I$  の単位は万円(年収)である。以下同じ。

1. (b) 外来(全所得階層, 年齢15才以上)

$$M = -0.241I + 3.203A - 15.744$$

$$(-2.569) \quad (17.419) \quad (-1.536)$$

$$\bar{R}^2 = 0.764, \quad \bar{S} = 31.096, \quad N = 96$$

2. (a) 入院(所得階層20万円以下を除く, 年齢15才以上)

$$M = -0.023I + 0.984A + 0.274$$

$$(-0.450) \quad (10.738) \quad (0.050)$$

$$\bar{R}^2 = 0.578, \quad \bar{S} = 14.495, \quad N = 84$$

2. (b) 外来(所得階層20万円以下を除く, 年齢15才以上)

$$M = 0.176I + 3.235A - 50.975$$

$$(2.606) \quad (26.802) \quad (-7.120)$$

$$\bar{R}^2 = 0.897, \quad \bar{S} = 19.096, \quad N = 84$$

以上の結果のうち、まず全所得階層(1(a), 1(b))については、 $I$  の係数推定値は統計的に有意であり(5%水準)、医療費と所得の間に関連がないという仮説は棄却され、医療費と所得の間に逆相関があることとなる。20万円以下の所得階層を除くと、入院の場合、(2(a))は、 $I$  の係数推定値は統計的に有意でなくなり、医療費と所得の間に関係がないという仮説を棄却できない。他方、外来の場合(2(b))は、 $I$  の係数推定値は正に有意となる。

所得の低さがより高い頻度の傷病の発生をもたらし可能性と傷病の発生にともなう所得の損失の可能性とであり、所得と医療費とは逆相関をもつことが想像される。後者は、医療費の支払いにあつての所得の制約であり、医療サービスの需要と所得の間には正の相関があることが想像される。したがって国民健保の場合、この二つの要因が相殺しあつて、所得と医療費との相関なし、という結果が出たのかもしれない。

われわれの目的は、所得と傷病の発生およびその度合がどのように関連しあうかを見ることである。この場合、組合健保および政管健保の本人についての資料が適当な材料となる。これについては、保険の給付率が100%であるので、前出の後者の要因が比較的除去されるからである<sup>4)</sup>。

ところで市川・仙石 [1] の結果でも明らかなように、医療費と関連しあう、変数のうち年齢の要因を無視することはできない<sup>5)</sup>。しかしながら現在の段階では国民健保以外は、年齢別、所得階層別の医療費を知ることはできない。そこでわれわれは次のような推計方法を試みた。

## 2. 分析の方法

医療費と関連しあう変数のうち、性・年齢および所得をとり、性別に  $M^*$ :医療費、 $I^*$ :所得、 $A^*$ :年齢とする。いま  $M^*$ 、 $I^*$ 、 $A^*$  をそれぞれ(狭義)単調増加変換したものが3次元正分布に従うものと仮定する。すなわち、 $M = f(M^*)$ 、 $I = g(I^*)$ 、 $A = h(A^*)$  ( $f' > 0$ 、 $g' > 0$ 、 $h' > 0$ ) とすると  $M$ 、 $I$ 、 $A$  が3次元正規分布に従う。

まず  $M$  の  $I$  と  $A$  に対する回帰式を

$$M = \alpha + \beta I + \gamma A + u$$

( $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  は定数、 $u$  は誤差項でその確率分布は  $I$ 、 $A$  と独立である。)

と書くと、

$$f(M^*) = \alpha + \beta g(I^*) + \gamma h(A^*) + u \quad (2)$$

となり、 $f' > 0$ 、 $g' > 0$  だから、 $\beta$  の正負が、 $M^*$  と  $I^*$  との間に正の相関があるか、負の相関があるかを示すパラメーターとなる。

ところで

$$E(M|I, A) = \alpha + \beta I + \gamma A \quad (3)$$

であるが、与えられた  $I$  と  $A$  に対して  $E(M|I, A)$  のデータがえられない。そこで

$$H(I) = \int [E(M|I, A) - E(M|A)] f(A|I) dA$$

4) この妥当性については後節4でふれる。

5) 注3)もこの事実を裏付けている。

とおけば、

$$H = \beta(1 - \rho_{IA}^2)(I - E(I)) \quad (4)$$

となり、

$$\partial H / \partial I \geq 0 \iff \beta \geq 0 \quad (5)$$

となる。

$H(I)$ を離散型であらわすと、

$$H_i = \frac{a_i}{n_i} \frac{\sum_j (b_j / m_j \times k_{ij})}{n_i} \quad (6)$$

となる。

ここで、

$a_i$ : 第  $i$  所得階層の総医療費

$n_i$ : " の該当者総数

$b_j$ : 第  $j$  年令階級の総医療費

$m_j$ : " の該当者総数

$k_{ij}$ : 第  $i$  所得階層, 第  $j$  年令階級の該当者総数

なお,  $a_i/n_i$  は (5) 式の  $\int E(M|I, A)f(A|I)dA$  に相当

し, 第 2 項は  $\int E(M|A)f(A|I)dA$  に相当する<sup>7)</sup>。

連続型で  $\partial H / \partial I$  の符号を検討することは、離散型で

6) ここで  $\rho_{IA}$  は  $I$  と  $A$  の間の単純相関係数で、 $0 \leq \rho_{IA}^2 \leq 1$  である。なお (4) 式から (5) 式の導出は以下の通り。

$$E(M|A) = \alpha A + \beta E(I|A) + \gamma \text{ となるから}$$

$$E(M|I, A) - E(M|A) = \beta[I - E(I|A)]$$

よって

$$\begin{aligned} H &= \int \beta[I - E(I|A)]f(A|I)dA \\ &= \beta I - \beta \int \left[ E(I) + \rho_{IA} \frac{\sigma_I}{\sigma_A} (A - E(A)) \right] f(A|I)dA \\ &= \beta I - \beta \left[ E(I) - \rho_{IA} \frac{\sigma_I}{\sigma_A} E(A) \right] \\ &\quad - \beta \rho_{IA} \frac{\sigma_I}{\sigma_A} E(A|I) \\ &= \beta(I - E(I)) + \beta \rho_{IA} \frac{\sigma_I}{\sigma_A} E(A) - \beta \rho_{IA} \frac{\sigma_I}{\sigma_A} \\ &\quad \left[ E(A) + \rho_{IA} \frac{\sigma_A}{\sigma_I} (I - E(I)) \right] \\ &= \beta(1 - \rho_{IA}^2)(I - E(I)) \end{aligned}$$

ここで  $\sigma_I^2$ ,  $\sigma_A^2$  はそれぞれの分散, また,  $E(M|I)$

$$= \int_M Mf(M|A)dM = \int_M Mf(M, A)dM / f(A), \quad f(M, A)$$

$$= \int_I f(M, I, A)dI, \quad f(A) = \int_M \int_I f(M, I, A)dM dI \text{ である。}$$

7)  $a_i/n_i$  が  $\int_A E(M|I, A)f(A|I)dA$  に相当することは次のように示される。 $a_i/n_i$  をそのまま連続型で

は, (7) 式の  $H_i$  が  $i$  とともに減少するか増加するかどうかを検討することに相当する。

ところでこれまでの手続きは, もとのデータ,  $M^*, I^*, A^*$  ではなく, 変換後のデータ,  $M, I, A$  について妥当する手続きであった。しかしながら (5) 式および (7) 式から明らかのように,  $H_i$  の動きを見るためには, 変換まえのもとのデータ  $M^*, I^*, A^*$  をそのまま用いても  $H_i$  の  $i$  についての定性的な増加減少関係は同じになる。ただこの場合,  $\beta$  の符号に関する性質は維持されるが,  $\beta$  の値そのものは意味をもたない。したがって, われわれは,  $H_i$  の  $i$  にともなう変化を順位相関係数によって検定することにした。

### 3. 分析の対象

○政府管掌健康保険加入者, 男子及び女子<sup>8)</sup>

対象者数 男子 8,380,444 人

女子 4,768,020 人

(45年3月末現在)

(i) 年令別・所得階層別人数は上記の 1/250 の抽出(ただし 45 年 10 月末現在の資料を修正)

(ii) 医療費は昭和 45 年 4 月診療分(1ヶ月間)で, 入院は 1/20, 入院外(外来)は, 1/250 の抽出。

抽出総件数 入院 9,850 件, 入院外 24,419 件

抽出総点数 入院 48,694,542.0 点,

入院外 9,772,429.6 点

(iii) 年令は, 19 歳以下から 70 歳以上までの 5 歳単位の 12 階級, 所得は, 後述の 14 階層にわけた。

(iv) 医療費は保険診療によるもののみである。自由診療分についての医療費は把握できないが, 国民総医療費の推計による自由診療分の比較は, 全体の 2.6% で, これが過少な推計であるとしても, 分析の結果を変えるほどであるとは考えられない。

(v) 分析は, 入院および入院外(外来)別の総医療費, お

表わすと  $\int_A \int_M Mf(M, A|I)dM dA$  となるが、

$$\int_A E(M|I, A)f(A|I)dA$$

$$= \int_A \int_M f(M|I, A)dM f(A|I)dA$$

$$= \int_A \int_M \frac{M f(M, I, A)}{f(I, A)} dM f(A|I)dA$$

$$= \int_A \frac{1}{f(I)} \left[ \int_M Mf(M, I, A)dM \right] dA$$

$$= \int_A \int_M Mf(M, A|I)dM dA \text{ となる。}$$

よび病類別に検討する。

- (ア) 医療費は点数で表示する。点数とは診療報酬を定める基準で、1点につき10円である。
- (イ) 歯科診療は除く。

4. 結果

われわれの行なった作業は2節の  $H_i$  を  $i$  について計算し、 $H_i$  が  $i$  の上昇とともにどのように変化するかをみ、順位相関を調べることであった。

第1表および第2図は、まず男子について、所得が低い階層ほど高い医療費を要していることを顕著に示している<sup>9)</sup>。この傾向がくずれるのは報酬月額8.0万円以上である。入院および入院外別にみると、入院外の方がこの傾向は顕著となるが、このちがいは高所得階層での医療費のちがいがから生じている。

女子については、低所得階層(月額4.2万円まで)においては、所得の上昇とともに医療費は減少していくが、そのあとは一旦、上昇したあと再び減少する。すなわち

第1表 政管健保本人についての  $H_i$  の値

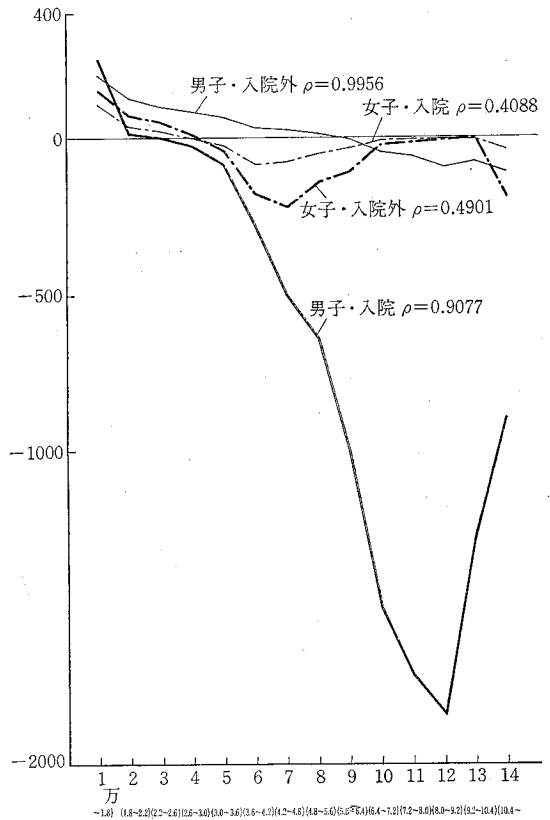
報酬月額 万円	男		女		[参考] 組合健保 男女・入院・ 入院外の合計
	入院	入院外	入院	入院外	
~ 1.8	261.30	206.36	102.35	161.26	49.65
1.8~ 2.2	14.17	122.15	29.31	72.46	-17.29
2.2~ 2.6	2.87	91.44	14.64	40.71	17.45
2.6~ 3.0	-38.90	76.71	-4.00	5.64	-7.50
3.0~ 3.6	-104.05	55.01	-36.83	-54.38	11.47
3.6~ 4.2	-283.57	27.26	-82.66	-185.77	3.69
4.2~ 4.8	-496.16	21.87	-81.75	-226.58	9.51
4.8~ 5.6	-646.32	5.91	-61.97	-147.52	14.28
5.6~ 6.4	-1014.37	-4.37	-39.10	-114.07	11.08
6.4~ 7.2	-1494.30	-49.04	-9.33	-29.56	14.44
7.2~ 8.0	-1725.19	-60.91	-5.24	-15.67	1.14
8.0~ 7.2	-1866.53	-100.33	-2.02	-5.03	-11.07
9.2~10.4	-1294.50	-76.28	-1.51	-2.13	-42.49
10.4~	-911.19	-111.12	-41.94	-198.57	-7.85
順位相関係 数スピアマン の $\rho$	0.9077	0.9956	0.4088	0.4901	0.4506

- 順位相関係数の値は、いずれも1%以下の有意水準で、医療費と所得の間に関係がない、あるいは正の関連があるという仮説を棄却する。
- 報酬月額とは、保険料徴収の基準に用いられるもので、毎月定期的に支払われる賃金や給料などである。
- 10.4万円以上の被保険者数は男子で全体の6.2%、女子で全体の1.1%であるから、区分の最高値が低すぎるということはない。

8) 組合管掌健康保険については、男女の別・入院・入院外に分析する資料がなかったので、以下では、男女の合計・入院・入院外の合計の結果を[参考]として掲げる。

9) 本論の順位相関係数は所得の上昇とともに  $H_i$  の値が完全に下るとき1であり、完全に上るとき-1である。

第2図  $H_i$  の値



中位の所得階層と高所得階層とは、むしろ高所得階層で高い医療費を要していることがわかる。

以上いずれにしても、参考として掲げた組合健保の結果を含め、医療費は所得とともに減少していく傾向にあるということがいえる。ただ女子については高所得階層の標本数が少ないので、標本誤差が大きく結果は疑わしいといえる<sup>10)</sup>。そこで以下の病類別の検討は男子についてのみ行なう。

同じ分析を病類別に行なった結果、いずれの病類についても男子は所得の上昇にもなって要した医療費が下がっていることが明らかになった。順位相関係数の高い順に病類別の結果を示したものが第2表である。病類別の標本数が少ないので、この結果から何らかの推論を下すのは危険であるが、大体の傾向を把握することはできる。

10) 本分析は政府管掌健康保険の「被保険者」を対象としている。いわゆる「被扶養者」は分析の対象から外れているので、高所得階層の女子の数が少ないのである。

第2表 男子  $H_i$  の順位相関係数(病類別)

入 院	入 院	外	
I 伝染病・寄生虫病	1.000	神経系・感覚器の疾患	0.993
全結核(Iの一部)	1.000	循環器系の疾患	0.974
呼吸器系の疾患	0.987	消化器系の疾患	0.960
消化器系の疾患	0.987	筋骨格系・結合織の疾患	0.912
精神障害	0.974	I 伝染病・寄生虫病	0.906
循環器系の疾患	0.974	不慮の事故・中毒・暴力	0.903
神経系・感覚器の疾患	0.963	呼吸器系の疾患	0.899
不慮の事故・中毒・暴力	0.960	精神障害	0.877
新 生 物	0.952	皮膚・皮下組織の疾患	0.846
筋骨格系・結合織の疾患	0.952	血液・造血器の疾患	0.826
性尿器系の疾患	0.793	症状・診断名不明確	0.708
症状・診断名不明確	0.774	全結核(Iの一部)	0.688
内分泌・栄養等の疾患	0.732	先 天 異 常	0.662
血液・造血器の疾患	0.706	内分泌・栄養等の疾患	0.279
先 天 異 常	0.653	性尿器系の疾患	0.255
皮膚・皮下組織の疾患	0.290	新 生 物	-0.387

第3表 1件当り点数(男子) (高い順)

入 院	点 数	入 院	点 数
新 生 物	8906.0	新 生 物	686.6
性尿器系の疾患	7014.5	血液・造血器の疾患	651.8
症状・診断名不明確	6899.8	内分泌・栄養等の疾患	607.0
先 天 異 常	6017.4	全 結 核	581.5
内分泌・栄養等の疾患	5972.3	循環器系の疾患	560.3
血液・造血器の疾患	5750.6	性尿器系の疾患	551.4
循環器系の疾患	5638.0	消化器系の疾患	550.1
伝染病・寄生虫病	5306.4	精神障害	498.0
全 結 核	5374.6	筋骨格系・結合織の疾患	466.5
消化器系の疾患	5125.6	先 天 異 常	463.6
呼吸器系の疾患	4644.4	伝染病・寄生虫病	422.2
神経系・感覚器系の疾患	4616.6	神経系・感覚器系の疾患	347.0
筋骨格系・結合織の疾患	4390.5	不慮の事故・中毒・暴力	334.5
不慮の事故・中毒・暴力	4281.9	症状・診断名不明確	333.0
精神障害	4278.7	皮膚・皮下組織の疾患	285.8
皮膚・皮下組織の疾患	3881.5	呼吸器系の疾患	268.8

この順位を「1件当りの点数」と比較すると、概して1件当りの点数の低いもの、すなわち比較的軽症のものに順位相関係数の高いものが多い。(第3表)この事実を参考にしながら、われわれの分析に表われた医療費(被保険者1人当り)がはたして「傷病の発生の度合」を正確に反映しているか検討してみよう。

われわれが考察の対象としている保険制度の下では、本人の支払う治療費は、初診料200円と入院についてはじめの1ヶ月1日60円の一部負担金があるだけであとは全額無料である。したがってこの場合医療サービスが必要以上に需要する傾向、いわゆる moral hazard の現象が生じているといえないことはない。事実比較的軽症のものほど所得との逆相関が高い(本論では正の順位相関)ことがこの事実を支持している。しかし逆に、重症のものでもかなり所得との逆相関が高いこと、また現実には、入院の場合に差額料金の徴収や治療費以外の

付加的な支出が無視できないことから、やはり所得と傷病の発生およびその度合とは、かなりの高所得階層にわたって逆相関があるとの推論も可能である。この傾向が入院でそれほど顕著でなく、入院外で顕著なのは、過剰需要説による解釈も可能であると同時に、低所得階層では、入院外の治療が入院の治療を代替していると考えられることのできるものである。これらの問題については、病類別のくわしい検討が必要となるであろう。

なおここで注意すべきことは、所得と傷病の発生およびその度合との関連は所得が低いから、傷病の発生が所得の損失を生むという側面があるということである。以上の分析では、その一方の関係をとりだすことはできないが、これは本稿の目的ではない。

最後に本論で明らかになった所得と医療費との逆相関の結果は、これらの関連が「直接的」かどうかについては何も語っていない。所得と密接に関連しあう、生活環境や就業構造などが、むしろ傷病と直接的な関連をもっていると考えるほうが妥当かもしれない。このような側面についての考察は、今後の課題の一つとなろう。

(追記)

本稿の校正の段階で新たな論文、市川洋・西三郎「医療費の需要要因」『経済分析』No. 1, 1973, 11 経済企画庁経済研究所を手にすることができた。そこでは本稿で明らかにすることを意図した問題を含む多くの論点を取り扱われている。ただ本稿とその論文とは補完的な点がいくつかあると思われるので本稿はもとのまま公表することにした。

(京都大学経済研究所)

参 考 文 献

1. 市川洋・仙石隆史 「社会保険と所得階層別分布」, 経済分析 No. 41, 1972, 11 経済企画庁経済研究所
2. 地主重美 『医療と経済』, 1970, 読売新聞社
3. 中村正文 『医療保険の基本問題』, 1963, 神戸商科大学経済研究所

資 料

1. 政府管掌健康保険他 医療給付受給者状況調査報告 昭和45年4月診療分(社会保険庁)
2. 健康保険被保険者実態調査報告 昭和45年10月1日現在(厚生省保険局)
3. 政府管掌健康保険他 事業年報 昭和44年度(社会保険庁)