

第7章 所得階層と死亡確率の関係

および要介護発生確率との比較分析

—死亡・要介護リスクの発生は所得階層に対して中立的か—

山田篤裕（慶応義塾大学）

I. 研究目的

昨年度報告書において、65歳以上の高齢者を対象にして、所得階層と生活自立不能（要介護）期間および在宅期間に関する分析を行い、生活自立不能となるリスク、すなわち介護サービス需要がどの所得階層で集中的に発生するかを計測した¹。本年度は、(1)異なる所得階層によって、65歳以上の高齢者の生存期間（死亡確率）がどのように相違するのかについて定量的に分析し、低所得階層への介護保険料の減免・軽減などの正当性について基礎的な情報を提供することを目的とする。また、昨年度の研究結果と併せ、(2)各所得階層での死亡リスクと要介護リスクや要介護期間の相違を組み合わせて考察し、どのように介護保険料を設定することが望ましいかについての基礎的な情報を得ることを目的とする。

II. 分析枠組およびデータ

昨年度報告書において、日本における所得階層と死亡確率や要介護率の関係について論じた研究（近藤克則（2000）、Liang *et al.* (2002)など）をサーベイした。各研究では社会経済的地位の設定の仕方が各々かなり相違している。特に、高齢者のデータを扱い、社会経済的地位の変数として所得を採用する場合の問題は、世帯所得と個人所得の関係をどのように調整するかということが問題になる。特に、日本の場合には、欧米諸国と比較して三世帯同居の割合が高く、さらに高齢になるにつれ、別居していた成人子ども世帯と再同居するというパターンもみられる。そうすると、世帯所得といっても、本人あるいは配偶者以外の所得の占める割合はかなり大きくなる。また、欧米諸国と比較して、高齢者の就労率は高く、就労していれば高所得階層に属する可能性が高く、また就労している高齢者はそもそも健康な人々が多いのだから、高所得階層に要介護者が少ないのは自明とも考えられる。昨年度報告書に続き、本稿においても、そうした点には特に留意し、高齢期における所得と死亡確率との関係を検討する。

¹ 山田(2003a)

要介護や生活自立不能の所得階層ごとの発生率を把握しようと試みる場合には、対象者が存命中であるために、データの入手が技術上容易である。一方で、死亡率の場合には、死亡時点での所得を把握する必要があるが、そうしたデータが技術上可能であるのは、パネルデータもしくは、死亡時点での所得を家族や親類などに尋ねている特殊なクロスセクションデータしかない。前者については、東京都老人総合研究所が東京大学文学部、ミシガン大学老年学研究所との共同研究として『長寿社会における高年者の暮らし方の日米比較研究』として、6回、15年間のパネルデータを作成している。後者については、旧厚生省実施の『平成7年度人口動態社会経済面調査（高齢者死亡）』がある。しかしながら、後者のほうは死亡者のみを対象としたデータなので、死亡率を計算するためには、生存者のデータと比較する必要がある。

そこで、本稿では、旧厚生省実施の『平成7年度人口動態社会経済面調査（高齢者死亡）』で作成された男女別所得階層別の（死亡者の）分布表²と、『平成7年度国民生活基礎調査』における男女別所得階層別の（生存者の）分布表³を利用した。前者の調査対象は、13都道府県3市に住所と有しており、平成7年4月1日から10日までの病死者・自然死者であり、死亡時に満65歳以上の日本国籍を有する者である。調査は死亡者が居住していた世帯において主に介護をしていた者から訪問面接することで実施された。回収率は87.2%で、約5400サンプルある。また後者の調査（所得・貯蓄票）は、全国（兵庫県を除く）の世帯および世帯員を対象として、同じ年度である平成7年7月13日に行われており、予め調査員が配布した調査票が留置かれ回収する方法で実施された。回収率は84.9%で、約3万3000サンプルある。これらの調査の個票を用いて再集計された両分布表とも、「所得階層」概念としてまったく同一の3つの指標が設定されている。すなわち、①本人または配偶者の就労収入を除いた世帯所得、②夫婦で頭割りした本人または配偶者の年金・恩給額（すなわち有配偶なら2で年金額を割り、無配偶ならそのままの年金額を採用する）、③OECD等価尺度と65歳時点での勤労所得で調整した本人または配偶者の年金・恩給額である。①は、本人または配偶者の就労収入が、健康状態の悪化によって減少し、その結果、世帯所得が減少する、という影響を除外するために設定した所得概念である。残念ながら『平成7年度人口動態社会経済面調査（高齢者死亡）』は、子どもや孫との別居の有無については尋ねているが、世帯人員数が何人であるかの変数は入手可能でないために、この①の指標をさらに世帯規模を勘案するために等価尺度による調整を行うことはできない。また、②と③の指標は年金額（老齢年金）を、本人あるいは配偶者が現役時代に所属していた所得階層の代理変数として捉えて設定した指標である。年金額は、その制度の成熟化により、より長い拠出期間が可能となり、さらに（現在はなくなってしまったが）年金額が裁定された後は、現役世

² 山田（2003a）p.133の附表2より引用。

³ 山田（2003b）p.95の附表1より引用。

代の賃金の伸びによって改定されるために、コーホート毎に現役時代の収入に関しての代替率が相違すると考えられ、現役時代に所属していた所得階層を正確に反映していない可能性がある。そこで、特に③では、死亡者の65歳時点における勤労世帯の平均収入を『家計調査長期時系列表』から引用し、また物価上昇率で調整し、死亡者の現時点での年金額との比を計算し、死亡者本人の年金額の「代替率」として算出されている。また、有配偶者の場合、年金額を $\sqrt{2}$ (OECD等価尺度) で割ることで、さらに世帯規模を部分的に調整した一人当たりの年金額に変換されている。②と③は同じく年金額を利用しているが、意味していることは違う。つまり、②は現時点での「絶対的」な年金額(所得階層)の指標であるが、③は「相対的」な年金額(所得階層)の指標である。つまり③は生年コーホートが異なっても、比較可能であるように調整されている。両調査による分布表での三種類の所得指標の概念および調査対象は考えられる限り一致している。

本稿では、次節以降、以上の三つの「所得階層」と「死亡率」との関係をおッズ比によってまず明らかにする。オッズ比を計算するにあたっては、各所得指標で計算された所得四分位の第2四分位を基準とする。これは、特に低所得階層と高所得階層について、筆者の関心があるからである。第1四分位(最低所得階層)や第4四分位(最高所得階層)を基準にするとその所得階層についてのオッズ比についてのカイ二乗検定を行うことはできない。オッズ比およびその95%信頼区間、ならびにカイ二乗検定統計量の値は具体的には以下のようにして求める。

表1 所得四分位毎のおッズ比の計算法

	死亡 (社会経済面調査)	生存 (国民生活基礎調査)
第1/3/4所得四分位	a	b
第2所得四分位	c	d

$$\text{オッズ比} : OR = (a/b)/(c/d)$$

$$\text{カイ二乗検定統計量の値} : \chi^2 = \frac{(a+b+c+d)(ad-bc)^2}{(a+c)(b+d)(a+b)(c+d)}$$

$$\text{オッズ比の95\%信頼区間} : OR \cdot \exp(\pm 1.96 \sqrt{\frac{1}{a} + \frac{1}{b} + \frac{1}{c} + \frac{1}{d}})$$

なお、本稿の留保条件であるが、既に再集計された表を使用しているため、性別や年齢階層についてはコントロールされているが、山田(2003a)ではコントロールされていた結婚経験の有無や市郡などの地域特性についてはコントロールしきれない部分が残されている。

Ⅲ. 結果

三種類の所得指標と死亡確率

表 2 および表 3 は、①世帯総所得（本人と配偶者の就労収入）に基づく死亡確率のオッズ比とその 95%信頼区間である。まず年齢計を注目すると、男性では第 1 所得四分位のオッズ比が高く、第 3、第 4 四分位のオッズ比が低いという所得階層に対して系統的な値をとっている。つまり、当所得指標でみると、低所得者層ほど死亡確率が高く、また高所得者層ほど死亡確率が低いことが分かる。一方で、女性の場合にはさほどその傾向は明らかでなく、第 4 所得四分位（最も高い所得階層）のみ有意であり、その階層でオッズ比は 0.21 とかなり低い値を示している。5 歳刻みの年齢階層別に区切って観察すると、男性の場合、年齢計みられた系統的な所得階級の影響は 65-69 歳層および 70-74 歳層でしか明らかでない。それ以外の年齢階層については、こうした系統的な関係はそれほど明確ではないが、それでも第 4 四分位（高所得階層）のオッズ比はすべて有意に第 2 所得階層と比較して小さく、死亡リスクがこの所得階層において低いことを示している。女性に関しても、高所得階層については、どの年齢階級においても有意にオッズ比は低いことが示されている。

表 2 世帯総所得（本人と配偶者の就労収入を除く）に基づく死亡確率のオッズ比

四分位	65-69歳	70-74歳	75-79歳	80-84歳	85歳以上	年齢計
男						
1	1.37 **	1.38 *	1.21	1.16	1.62	1.40 ***
2	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
3	0.71 *	0.55 ***	0.84	0.87	0.88	0.81 **
4	0.17 ***	0.11 ***	0.21 ***	0.11 ***	0.22 ***	0.22 ***
女						
1	1.17	1.00	0.82	0.80	1.19	1.05
2	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
3	0.76	1.06	0.90	0.71	0.50 ***	0.94
4	0.21 ***	0.14 ***	0.14 ***	0.10 ***	0.15 ***	0.21 ***

*p<.1; **p<0.05; ***p<0.01 山田(2003a)および(2003b)から計算。基準は第 2 四分位。

表 3 世帯総所得（本人と配偶者の就労収入を除く）に基づくオッズ比の 95%信頼区間

四分位	65-69歳		70-74歳		75-79歳		80-84歳		85歳以上		年齢計	
	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)
男												
1	1.00	1.88	0.97	1.97	0.84	1.75	0.73	1.85	0.89	2.95	1.19	1.65
2	0.74	1.36	0.71	1.40	0.71	1.41	0.63	1.60	0.56	1.77	0.86	1.17
3	0.50	1.00	0.38	0.81	0.57	1.22	0.53	1.42	0.50	1.54	0.69	0.96
4	0.09	0.32	0.06	0.22	0.13	0.35	0.06	0.19	0.12	0.40	0.18	0.28
女												
1	0.76	1.79	0.87	1.48	0.54	1.25	0.52	1.22	0.73	1.92	0.90	1.23
2	0.65	1.55	0.66	1.51	0.62	1.60	0.62	1.61	0.62	1.62	0.85	1.18
3	0.48	1.22	0.70	1.60	0.58	1.38	0.46	1.10	0.33	0.77	0.80	1.10
4	0.10	0.46	0.07	0.28	0.08	0.25	0.06	0.17	0.09	0.24	0.17	0.26

山田(2003a)および(2003b)から計算。基準は第 2 四分位。

次に、夫婦の年金（頭割り）に基づく死亡確率のオッズ比とその95%信頼区間をみたのが、表4および表5である。同様に、まず年齢計からみると、男性に関しては、世帯総所得（本人と配偶者の就労収入を除く）で示されたよりも明確ではないが、それでも第1所得四分位の死亡率オッズ比は有意に高く、また第4四分位の死亡率オッズ比は有意に低いという系統的な関係を示している。女性の年齢計については、第1四分位のみ有意に高いオッズ比となっている。年齢階級別に見ると、男性については、特に第1四分位のオッズ比が有意に高く観測されている。女性については、80-84歳層および85歳以上の年齢階級で、やや系統的でない死亡率オッズ比が示されている。たとえば、80-84歳層では、第2四分位と比較して第1所得四分位のオッズ比が高いが、第4所得四分位（10%水準で有意であるのみだが）のオッズ比はそれ以上に高くなっている。同様に85歳以上についても、第1（最低）、第4（最高）、第3四分位の順にオッズ比は高くなっており、一番低いのが基準となっている第2四分位である。

こうした特定の年齢階層で、所得（年金）階層と死亡確率のオッズ比とが系統的な関係になっていない理由としては、女性の年金額は自分自身の過去の稼得能力の反映ではなく、配偶者（夫）の稼得能力の反映であるために、その関係が直接的でないことが考えられる。

表4 夫婦の年金（頭割り）に基づく死亡確率のオッズ比

四分位	65-69歳	70-74歳	75-79歳	80-84歳	85歳以上	年齢計
男						
1	1.95 ***	2.47 ***	1.79 ***	1.18	0.97	1.81 ***
2	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
3	1.15	1.37	0.91	1.16	0.58 *	0.97
4	0.95	1.05	0.67 *	0.98	0.76	0.73 ***
女						
1	1.78 **	1.54 **	1.12	1.45 **	1.85 ***	2.19 ***
2	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
3	1.19	1.07	0.88	1.12	1.74 **	1.07
4	0.75	1.01	1.24	1.61 *	1.79 **	1.00

*p<.1; **p<0.05; ***p<0.01 山田(2003a)および(2003b)から計算。基準は第2四分位。

表5 夫婦の年金（頭割り）に基づくオッズ比の95%信頼区間

四分位	65-69歳		70-74歳		75-79歳		80-84歳		85歳以上		年齢計	
	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)
男												
1	1.34	2.84	1.60	3.81	1.18	2.72	0.76	1.81	0.57	1.67	1.52	2.16
2	0.67	1.49	0.67	1.49	0.67	1.49	0.64	1.56	0.55	1.83	0.84	1.19
3	0.79	1.67	0.92	2.03	0.62	1.33	0.74	1.83	0.32	1.04	0.82	1.15
4	0.65	1.39	0.71	1.54	0.44	1.02	0.58	1.64	0.40	1.44	0.61	0.88
女												
1	1.10	2.89	1.02	2.32	0.75	1.66	1.00	2.10	1.30	2.65	1.87	2.56
2	0.61	1.64	0.64	1.55	0.64	1.56	0.65	1.55	0.66	1.51	0.84	1.19
3	0.73	1.96	0.68	1.67	0.56	1.39	0.72	1.75	1.07	2.85	0.89	1.28
4	0.45	1.25	0.64	1.61	0.78	1.97	1.00	2.60	1.08	2.97	0.83	1.20

山田(2003a)および(2003b)から計算。基準は第2四分位。

三つ目の所得指標、夫婦の年金（置換率×有配偶者調整）で、同様にしてオッズ比とその95%信頼区間について計算したのが、次の表6および表7である。

表6 夫婦の年金（置換率×有配偶者調整）に基づく死亡確率のオッズ比

四分位	65-69歳	70-74歳	75-79歳	80-84歳	85歳以上	年齢計
男						
1	2.18 ***	1.97 ***	2.17 ***	1.58 *	0.69	1.66 ***
2	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
3	1.20	1.63 **	1.15	1.55 *	0.78	1.01
4	1.04	0.95	0.68 **	1.24	0.54 **	0.87
女						
1	1.63 **	1.10	1.10	1.36	0.87	1.26 ***
2	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
3	1.20	0.97	1.04	1.19	1.20	0.84 **
4	0.73	0.80	1.12	1.45	1.01	0.83 **

*p<.1; **p<0.05; ***p<0.01 山田(2003a)および(2003b)から計算。基準は第2四分位。

表7 夫婦の年金（置換率×有配偶者調整）に基づくオッズ比の95%信頼区間

四分位	65-69歳		70-74歳		75-79歳		80-84歳		85歳以上		年齢計	
	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)	(下限)	(上限)
男												
1	1.49	3.21	1.26	3.09	1.37	3.44	0.99	2.50	0.39	1.22	1.38	1.99
2	0.66	1.51	0.87	1.50	0.66	1.51	0.65	1.54	0.54	1.84	0.84	1.19
3	0.82	1.74	1.10	2.40	0.77	1.71	0.96	2.49	0.40	1.51	0.85	1.20
4	0.70	1.55	0.64	1.40	0.46	1.00	0.79	1.92	0.31	0.93	0.73	1.03
女												
1	1.01	2.63	0.73	1.65	0.74	1.63	0.94	1.97	0.61	1.23	1.08	1.46
2	0.61	1.65	0.65	1.54	0.64	1.56	0.65	1.54	0.69	1.45	0.85	1.18
3	0.74	1.94	0.63	1.49	0.67	1.62	0.76	1.84	0.75	1.91	0.71	0.99
4	0.42	1.26	0.48	1.31	0.69	1.82	0.90	2.33	0.64	1.59	0.69	0.99

山田(2003a)および(2003b)から計算。基準は第2四分位。

年齢計において、男性よりも女性のほうが有意に死亡率オッズ比と所得階級の間
に系統的關係を示している。すなわち、男性の年齢計では、第1（最低）四分位に
おいてのみ、有意に死亡率オッズ比が高くなっている。一方で女性の年齢計では、
明確に、第1、第3、第4の順に（所得階層が高くなるほど）死亡率のオッズ比は
有意に低くなっている。

年齢階級別にみていくと、85歳以上を除く65歳以上の全年齢階級で第1四分位
のオッズ比は、他の四分位と比較して最も高い値を有意に示している。つまり最も
所得の低い階層に属する男性の死亡率は有意に高い。女性の年齢階級計の系統的
な所得階層との関係は年齢をコントロールするとそれほど明確ではない事を意味し
ている。唯一、65-69歳層で最も高いオッズ比が有意に観測されるだけで、それ以
外の年齢階級では、オッズ比はまったく有意でない。

IV. 考察

ここまで、死亡率のオッズ比についてのみ、見てきたが、ここでは山田(2003a)で
計測された50歳以降に生活自立不能になるハザード比（リスク）あるいは生活自立
不能に陥ってから死亡するまでのハザード比（リスク）と、死亡率のオッズ比を組
み合わせ比較参照することにより、介護需要およびその費用負担に関する考察を行
う。したがって、死亡率のオッズ比が有意でない、あるいは死亡率のオッズ比が有

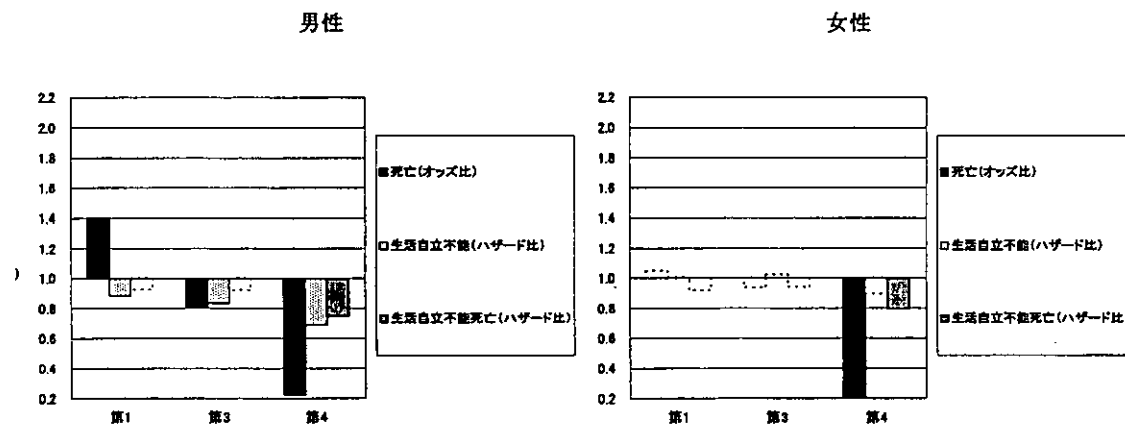
意でも、両ハザード比が優位でない場合には、組み合わせて分析することはできないので、そうした所得階層については何も言及しない。死亡確率オッズ比と両ハザード比のどちらか一方を組み合わせたことができたのは、所得指標①では男女計で4所得階層、所得指標②および③では3所得階層であった。

「生活自立ができなくなった」状態とは、具体的には、「屋内の生活は概ね自立しているが、介助なしには外出しない」、「屋内での生活は何らかの介助を要し、日中もベッド上の生活が主体であるが座位を保つ」、「一日中ベッド上で過ごし、排泄、食事、着替えにおいて介助を要する」などの状態をすべて指す。

次の図1は、①世帯総所得（本人と配偶者の就労収入を除く）に基づき各リスクの比較を65歳以上の男女別に行ったものである。基準は第2四分位である。点線で示されている白いボックスは10%基準でも有意でないオッズ比あるいはハザード比を示している。有意ではないので、比較の際には無視する。また、図ではオッズ比とハザード比を並べているが、これらの比は言うまでもなく直接比較可能ではない。また、ハザード比については、市郡、結婚経験の有無、生活自立不能の契機などについてコントロール⁴しており、そのようなコントロールが行われていない死亡確率オッズ比との比較を行うには、留保が必要である。

生活自立不能のハザードが1を超えていれば、第2四分位と比較して、50歳以降生活自立不能に陥るまでの期間が短いと解釈する。また、生活自立不能死亡のハザード比が1を超えていれば、第2四分位と比較して、生活自立不能に陥ったという条件付で死亡までの期間が短い、と解釈する。1を下回れば解釈は逆になる。

図1 世帯総所得（本人と配偶者の就労収入を除く）に基づく各リスクの比較



ハザード比については山田 (2003b)から引用。基準は第2四分位。オッズ比とハザード比は直接比較できない。
点線で示されている白いボックスは10%基準でも有意でないオッズ比あるいはハザード比。
ハザード比については、性別、市郡、結婚経験の有無、生活自立不能の契機についてコントロール済み。

⁴ 本来なら、生年の相違によるコーホート効果についても統御するべきである。しかし、サンプル数の制約から、生年変数を代入すると、推計結果全体が不安定になったため、コーホート効果については統御されていない。この効果の統御については、今後の研究課題の一つである。

さて男性に注目すると、第1四分位では、死亡確率のオッズ比は1より高く、生活自立不能になるハザード比は1よりも小さい。この事は、第1所得四分位に属している男性は、生存期間が短い一方で、生活自立不能にはなりにくいことを示している。生活自立不能になった場合の死亡までの期間は、1よりも小さいので、50歳以降いったん生活自立不能に陥ると死亡までの期間は長いことを示唆しているが、白い点線ボックスで示されているように、10%基準でも有意ではないので、このハザード比については無視する。一方で最高所得階層である、第4四分位では、死亡オッズ比は1を大きく下回っており、50歳以降生活自立不能になるハザード比も、生活自立不能になった場合に死亡するハザード比も、他の3つの所得階層（基準となる第2四分位については図には示されていないが、1.0の値をとっている）と比較して、最も小さい値をとっている。

これらの結果が意味しているのは、最も低い所得階層に属する男性は、(65歳以降)の生存期間が短く、第2四分位に属する男性と比較すれば50歳以降生活自立不能に陥るリスクは低いですが、それでも第3、第4四分位と比較すると、生活自立不能に陥るリスクは高くなっている。一方で、最も高い所得階層に属する男性は、生存期間が長く、しかも50歳以降生活自立不能に陥るリスクは、他のどの所得階層よりも低いが、その一方で、生活自立不能に陥った場合には死亡までの期間（要介助期間）は長い、ということになる。

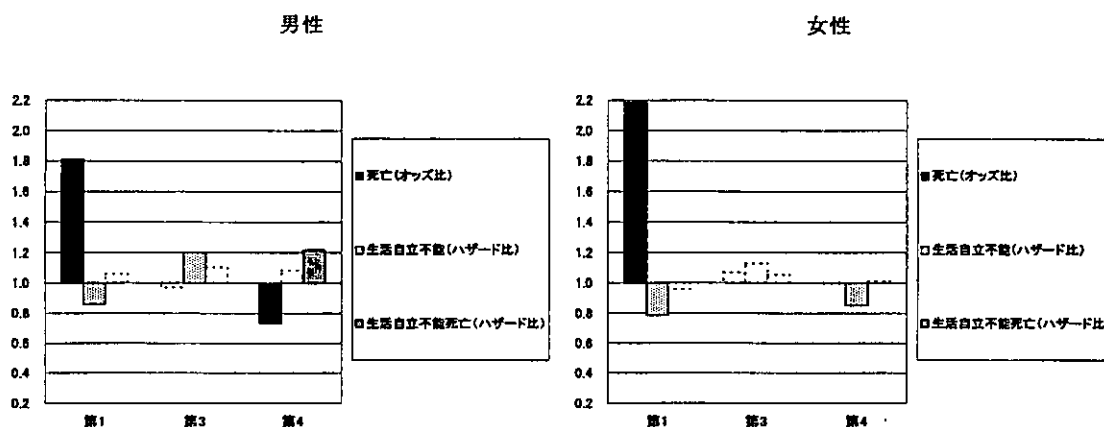
この観測結果から、仮にすべての所得階層に対して定額の介護保険料を想定した場合、高所得層は生存期間が長いことにより、まず生涯でみた保険料の支払い額は、他の階層と比較して多くなる。その一方で、生活自立不能に陥るリスク（要介助）は低いことから、介護サービスを必要とする確率は、その階層内で平均的にみるとそれほど高くない。ただし、いったん生活自立不能に陥ると、死亡するまでの期間は他の階層と比較して相対的に長い（＝要介助期間が長くなる）ので、より多くの介護サービスを必要することになる、と予想される。

図1の右パネルには同じく女性について示されているが、死亡率のオッズ比も50歳以降生活自立不能に陥るハザード比も生活自立不能に陥ってから死亡するまでのハザード比も、第4四分位以外、10%基準でも有意なものはないので、第4四分位のみ注目する。男性と同様に、第2四分位を基準とした場合、死亡確率オッズ比および50歳以降生活自立不能に陥った場合の死亡するハザード比ともに有意に1よりも低い。男性の第4四分位と同様、最も高い所得階層に属する女性は、生存期間が長く、生活自立不能になった場合には、死亡するまでの期間が長い、という事を意味している。ただし、男性の第4四分位と相違して、50歳以降生活自立不能に陥るリスクについては（点線に囲まれた白いボックスで示されているように）10%水準でも有意でないので不明である。

図2では、図1と同様に、所得指標に②夫婦の年金（頭割り）を採用して、オッズ比と二つのハザード比を比較している。男性の第1四分位については、図1と同

様の傾向が読み取れる。すなわち、最低所得階層に属する男性は、生存期間が短い一方で生活自立不能になるリスクは低い。ただし、生活自立不能に陥った場合の死亡までの期間についてのハザード比は 10%水準でも有意でなく不明である。また、第 4 所得四分位については、生存期間が長い一方で、図 1 とは異なり、いったん生活自立不能に陥ると死亡までの期間が第 2 四分位と比較して短いことが示されている。しかしながら、生活自立不能に陥るリスクが高いか低いかは明らかでない。

図 2 夫婦の年金（頭割り）に基づく各リスクの比較

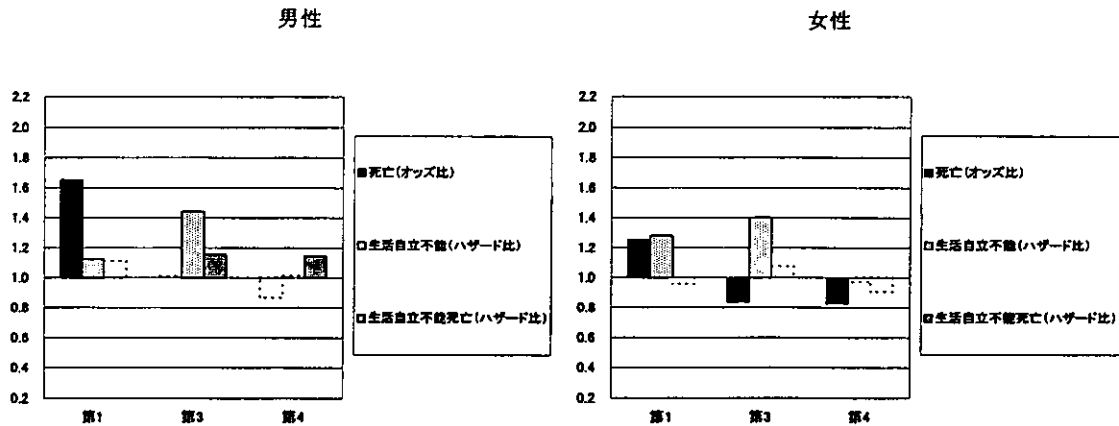


ハザード比については山田 (2003b)から引用。基準は第 2 四分位。オッズ比とハザード比は直接比較できない。
点線で示されている白いボックスは 10%基準でも有意でないオッズ比あるいはハザード比。
ハザード比については、性別、市郡、結婚経験の有無、生活自立不能の契機についてコントロール済み。

女性については、オッズ比と 2 つのハザード比のどちらかが同じ所得階層で同時に有意になっているのは第 1 四分位のみである。第 1 四分位では、男性と同様に生存期間が短い一方で生活自立不能に陥るリスクは低い。

図 3 は、さらに③夫婦の年金額を置換率や OECD 等価尺度で調整した所得指標で各リスクを四分位毎にみたものである。男女とも、第 1 四分位において、死亡確率オッズ比が 1 より大きいのは同じであるが、図 1 や図 2 と相違して、1 より大きい 50 歳以降生活自立不能に陥るハザード比と組み合わせられている。これは、最低所得階層に属する男性は、生存期間は短い、50 歳以降生活自立不能に陥るリスクは高い、ということの意味しており、図 1 や図 2 の解釈とは逆になる。この所得指標③は、最も数字（所得）の加工度合いが高く、図 1 および図 2 で使用した所得指標①や②では、ほぼ同じ傾向が第 1 四分位では読み取れていることを勘案すると、所得指標③はあまり良い指標ではないかもしれない。

図3 夫婦の年金（置換率×有配偶者調整）に基づく各リスクの比較



ハザード比については山田 (2003b)から引用。基準は第2四分位。オッズ比とハザード比は直接比較できない。
 点線で示されている白いボックスは10%基準でも有意でないオッズ比あるいはハザード比。
 ハザード比については、性別、市郡、結婚経験の有無、生活自立不能の契機についてコントロール済み。

また、女性の第3四分位では死亡確率オッズ比は低くなっている一方で、生活自立不能ハザードは高く、生存期間、生活自立可能期間がともに第3四分位に属する女性は低いことが示されている。

V. 結語

本稿では、昨年度報告書所収の山田(2003a)に引き続き、①本人または配偶者の就労収入を除いた世帯所得、②夫婦で頭割りした本人または配偶者の年金・恩給額（すなわち有配偶なら2で年金額を割り、無配偶ならそのままの年金額を採用する）、③OECD等価尺度と65歳時点での勤労所得で調整した本人または配偶者の年金・恩給額、という三種類の所得指標で所得四分位に分けて、各四分位で65歳以上の死亡率のオッズ比を推定した。その結果、いずれの所得指標においても、低い所得階層に属する者ほどオッズ比が高い、すなわち生存期間が短い、という結果を得た。

また推定された死亡確率に関するオッズ比と、50歳以降生活自立不能に陥るハザード比、あるいは生活自立に陥った場合に死亡するハザード比を組み合わせ、それが、介護需要と介護サービス費用の負担にどのような政策的含意をもつのかを考察した。

その結果、所得指標①本人または配偶者の就労収入を除いた世帯所得を用いた結果からは、最も高い所得階層に属する男性は、生存期間が長く、しかも生活自立不能になるリスクは低く、その一方で、生活自立不能に陥った場合には死亡までの期間は長い、という事が示された。

つまり、仮に定額の介護保険料を想定した場合でも、男性の高所得層は生存期間

が長いことにより、まず生涯でみた保険料の支払い額は、他の階層と比較して多くなる。その一方で、高所得層の生活自立不能になるリスクは低いことから、介護サービスを必要とする確率は、その階層内で平均的にみるとそれほど高くない。ただし、いったん生活自立不能に陥ると、死亡するまでの期間は他の階層と比較して相対的に長いので、より多くの介護サービスを必要とし、その結果、より多くの費用がかかることになる、と予想される。

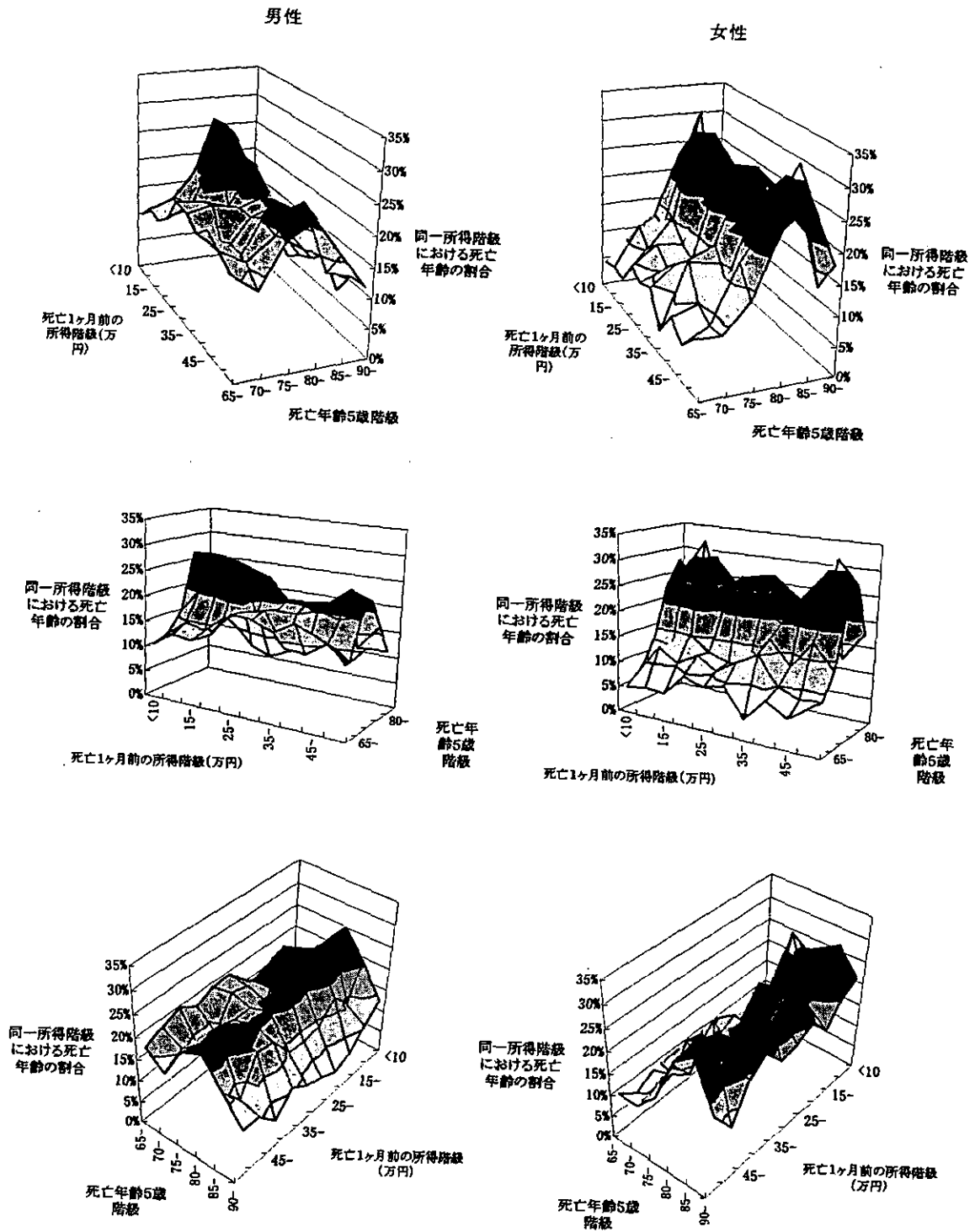
また、第 1 所得四分位に属している男性は、生存期間が短い一方で、生活自立不能にはなりにくい。この結果は、所得指標②夫婦で頭割りした本人または配偶者の年金・恩給額を用いても確認された。女性についてはそれほどはっきりとした結果は得られなかった。

また、所得指標③OECD 等価尺度と 65 歳時点での勤労所得で調整した本人または配偶者の年金・恩給額を用いると、死亡率のオッズ比と所得階層との間の系統的関係には変化はないが、所得指標①や②とは、第 1 所得階層におけるハザード比の組み合わせが逆になり、三種類の所得指標すべてに共通する傾向は、死亡確率オッズ比と 2 つのハザード比の組み合わせでは見出せなかった。特に、三番目の所得指標は、かなり加工がなされた指標であり、かつ他の二種類の所得指標の結果は、第 1 所得階層ではほぼ一致していることを考慮すると、あまり有用な所得指標ではなかったと考えられる。

参考文献

- 近藤克則 (2000) 「要介護高齢者は低所得層になぜ多いか - 介護予防策への示唆」
社会保険研究所編『社会保険旬報』2073、pp.6-11.
- Liang, J., J. Bennett, N. Krause, E. Kobayashi, H. Kim, J. W. Brown, H. Akiyama, H. Sugisawa, and A. Jain (2002)
“Old Age Mortality in Japan: Does the Socioeconomic Gradient Interact With Gender and Age?” *Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES*, vol.57B, no.5: s294-307.
- 山田篤裕 (2003a) 「所得階層と生活自立不能および要介助リスクおよび在宅期間に関する分析」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業平成 14 年度報告書『個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究 (主任研究者: 植村尚史)』:113-13.
- 山田篤裕 (2003b) 「高齢期における貧困・貧困度」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業平成 14 年度報告書『医療負担のあり方が医療需要と健康・福祉の水準に及ぼす影響に関する研究 (研究代表: 金子能宏)』:89-102.

附図 死亡者の死亡一ヶ月前の所得階級別死亡年齢の分布



厚生省『平成7年度人口動態社会経済面調査報告』p.47より筆者作成。

Ⅱ. 分担研究報告

- 第1部 患者受診行動の分析
- 第2部 医療供給の分析
- 第3部 保険者の情報活用
- 第4部 海外における個票データ活用

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究」

分担研究報告書

⑧ 病床の地域配分の実態と病床規制の効果

分担研究者 泉田信行 国立社会保障・人口問題研究所

本稿では日本の医療保険制度の主要課題となっている病床数の過剰に関連する諸問題について検討する。これまでの研究や論評では病床数と平均在院日数の長さに正の相関があること、その結果として入院医療費を高くしていると主張されている。日本の病床数過剰の問題について重要な貢献は先行研究によって既に行われているが、検討されるべき課題は残されている。

経済学的な観点からは個別の医療機関には過剰な病床数をもつ誘因は存在しない。個別の医療機関の誘因と市場全体の供給の乖離を調整するために医療計画は導入されたと言える。医療計画については様々な議論があるが、その効果と帰結について考慮した上で検討すべきである。

本稿では、地域医療計画施行以後における病床数拡大の要因・帰結について医療施設調査のデータを用いて分析し、次の結果を得た。1)人口当たり病床数が多い地域のひとつの特徴として中小病院数の比率が高い。2)人口減少が始まった以降も実病床数の増加が見られる都道府県がある。3)医療計画は病床数の総数をコントロールするためには有効であった。4)医療計画は無医地区の解消という点では有効でない可能性がある。5)人口当たり病床数が増大すると（病院間の競争が激化すると）病院は選択的に患者サービスを提供する可能性がある。

先行研究が示すように自由開業制の下でも、医療計画という計画体制の下でも病床配分の不均衡は是正できなかった。いずれの制度でも需給をマッチさせる誘因と能力がなかったからである。保険者が加入者の必要とする病床を確保する責務を負えば、必要な病床数が確保される可能性が高い。その時に加入者が負う費用も低減される。ただし、保険者と医療提供者の相対で解決するためには、必然的に保険者は必要な病床数を調査・吟味する能力を持たねばならず、医療提供者も費用負担者である保険者を納得させる診療パフォーマンスを示し、その情報を公開する必要する。現時点ですぐこのような選択肢が選択可能では思わないが、長期的には追求していくべき方向であると思われる。

A. 研究目的

本稿では日本の医療保険制度の主要課題となっている病床数の過剰に関連する諸問題について検討する。これまでの研究や論評では病床数と平均在院日数の長さに正の相関があること、その結果として入院医療費を高くしていると主張されている。日本の病床数過剰の問題について重要な貢献は先行研究によって既に行われているが、検討されるべき課題は残されている。

B. 研究方法

地域医療計画施行以後における病床数拡大の要因・帰結について医療施設調査のデータを用いて分析した。

C. 研究結果

分析の結果、1)人口当たり病床数が多い地域のひとつの特徴として中小病院数の比率が高い。2)人口減少が始まった以降も実病床数の増加が見られる都道府県がある。3)医療計画は病床数の総数をコントロールするためには有効であった。4) 医療計画は無医地区の解消という点では有効でない可能性がある。5) 人口当たり病床数が増大すると（病院間の競争が激化すると）病院は選択的に患者サービスを提供する可能性がある。ことが明らかになった。

D. 考察

先行研究が示すように自由開業制の下でも、医療計画という計画体制の下でも病床配分の不均衡は是正できなかった。いずれの制度でも需給をマッチさせる誘因と能力がなかったからである。保険者が加入者の必要とする病床を確保する責務を負えば、必要な病床数が確保される可能性が高い。その時に加入者が負う費用も低減される。

E. 結論

医療供給の問題について保険者と医療提供者の相対で解決するためには、保険者は必要な病床数を調査・吟味する能力を持たねばならず、医療提供者も費用負担者である保険者を納得させる診療パフォーマンスを示し、その情報を公開する必要とする。現時点ですぐこのような選択肢が選択可能では思わないが、長期的には追求していくべき方向であると思われる。

F. 研究発表

1.論文発表

泉田信行(2003)「病床の地域配分の実態と病床規制の効果」、『季刊 社会保障研究』、vol.39(2)、pp.164-173.

2.学会発表

なし。

G. 知的所有権の取得状況

1.特許取得

なし。

2.実用新案登録

なし。

3.その他

なし。

第8章 病床の地域配分の実態と病床規制の効果¹

泉田信行（国立社会保障・人口問題研究所）

I. はじめに

本稿では日本の医療保険制度の主要課題となっている病床数の過剰に関連する諸問題について検討する。これまでの研究や論評では病床数と平均在院日数の長さに正の相関があること、その結果として入院医療費を高くしているという主張がなされている。例えば、前田（1983）、鶴田・知野（1997）、印南・（1997）、知野・杉野（2002）がある。

より本質的な問題としてなぜ病床過剰が発生したのかという原因や病床分布の不均衡については研究者によってある程度検討されている。長井・藤咲（1990）は昭和30年代の高度成長に伴う都道府県間人口移動が人口当たり病床数の配分に大きな影響を与えたことを指摘した。大道（1993）は病床数の動向について包括的に検討している。その中で病床数の増大が医療法人によることが指摘されている。また、医療計画の問題についても述べている。高木（1996）は医療計画の下では病床過剰地域において新規参入が病床の売買という形態で行われていることをヒアリング調査結果から描写している。長谷川（1998）は地域医療計画の問題点を包括的に検討している。福田・長谷川（1999）は日本の病床数拡大が1966年の国民皆保険成立以後、1980年代の老人医療拡大期、1988年の病床規制直前の駆け込み増床にあることを指摘している。これらの研究は日本の病床数過剰の問題について重要な貢献をしているが、いまだ検討されるべき課題は残されていると思われる。

病床数は医療法の第一次改正（1985年）によって導入された地域医療計画（現医療計画）によって政策誘導の対象となった。病院を開設する場合、都道府県知事から許可を得ることが必要である。その際に医療機関を開設する地域において必要病床数（現基準病床数）を実病床数が超えている場合には都道府県知事が申請者に対して開設しないように勧告することや許可を与えないことが可能である²。医療計画は第四次医療法改正によって算定方法が変更になったが、その原則は変化していない³。

経済学的な観点からは過剰病床数が存在すれば医療機関の経営が難しくなる。それゆえ、個別の医療機関には過剰な病床数をもつ誘因は存在しないはずである。この個別の医療機関の誘因と市場全体の供給の乖離を調整するために医療計画は導入されたと言えよう。医療計画については昨今様々な議論があるが、その効果と帰結について考慮した

¹ 本研究は平成15年度厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「個票データを用いた医療・介護の需給に関する分析」報告書の一部として執筆されたものである。当然のことであるが、本稿の内容は筆者個人の意見であって、他の研究班員や筆者の所属組織の見解を代表するものではない。

² 医療法第七条の二及び第三十条の七の規定による。

³ 医療計画自体は医療法第30条の3に規定されている。

上で検討すべきである。そこで本稿では、地域医療計画施行以後における病床数拡大の要因・帰結について分析する。分析にあたっては焦点を一般病院の病床に限定する。つまり、病床のうち診療所病床については扱わない。また、病院病床のうち結核病床等の特殊病床についても扱わない。これは問題の本質的な部分のみを検討するためである。本稿は次の内容を明らかにすることを目的とする。1)一般病床の配置の実態、2)病床増加の要因と医療計画の効果、3)病床数の大小がもたらす帰結、である。記述統計の整理により次の結果を得た。1)人口当たり病床数が多い地域のひとつの特徴として中小病院数の比率が高い。2)人口減少が始まった以降も実病床数の増加が見られる都道府県がある。3)医療計画は病床数の総数をコントロールするためには有効であった。4)医療計画は無医地区の解消という点では有効でない可能性がある。5)人口当たり病床数が増大すると(病院間の競争が激化すると)病院は選択的に患者サービスを実施する可能性がある。6)これらの点は今後十分に学術的な検討を行う必要がある。

以下において本稿は次のように構成される。次節においては都道府県別の必要病床数・実病床数の実態について確認する。次の節においては病床過剰の要因について検討される。第4節においては病床数の拡大を医療機関間の競争の激化と捉えて、それが医療機関のサービス提供水準とどのような関係にあるかを検討する。病床の分布に関する歪みの一形態としての無医地区の問題について検討したうえで最後の節で結語が与えられる。

II. 基準(必要)病床数と実病床数

一般病床は病院ないしは診療所によって供給されるが、その供給にあたっては、医療施設としての許可と保険医療機関としての許可が必要である。医療施設としての許可は全ての医療施設が受けるべきものであり、医療法によって規定されている。他方、保険医療機関としての許可は保険診療を行う場合に必要であり、その根拠は健康保険法第六十五条に求められる。

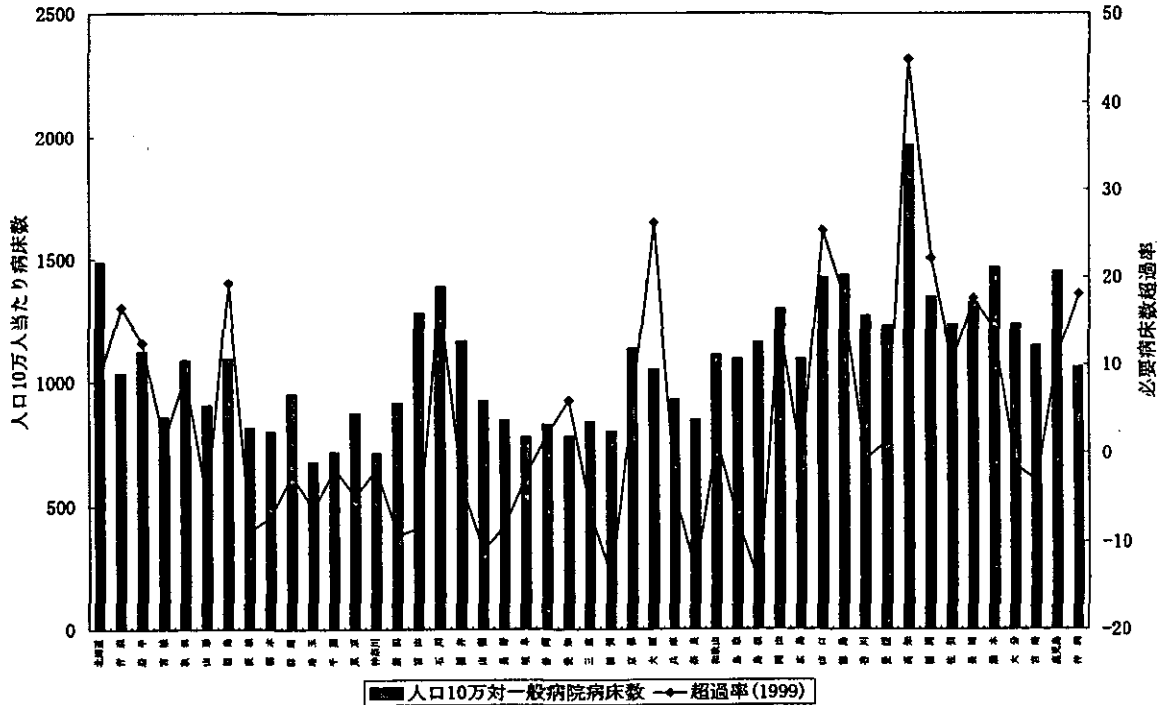
医療法による医療計画は医療法の第一次改正によって地域医療計画として導入された。地域医療計画は地域の病床数の上限として必要病床数を設定した。当時の医療法及び医療法施行規則の規定によれば、ある区域における必要病床数の算定式は次の式により定められていた。

$$\begin{aligned} \text{必要病床数} = & (\Sigma \text{当該区域の性・年齢階級別人口} \times \text{当該区域の性・年齢階級別入院率} \\ & + \text{当該区域における区域内流入入院患者数} \\ & - \text{当該区域における区域外流出入院患者数}) / \text{病床利用率} \end{aligned}$$

この算定式によって算定された必要病床数と実際の病床数の関係は図表1に示されている。図は1999年における実際の一般病床数を人口10万人あたりで示した実病床数が

必要病床数をどの程度超えているのかが示されている。(以下、必要病床数超過率と呼ぶ。これは(実病床数 - 必要病床数)/必要病床数、と定義されている。) この図表を見ると北海道・北陸・近畿以西において人口 10 万人あたり病床数が多く、関東・中部では相対的に少ないことがわかる。

図表 1 人口 10 万人当たり一般病床数と必要病床数超過率



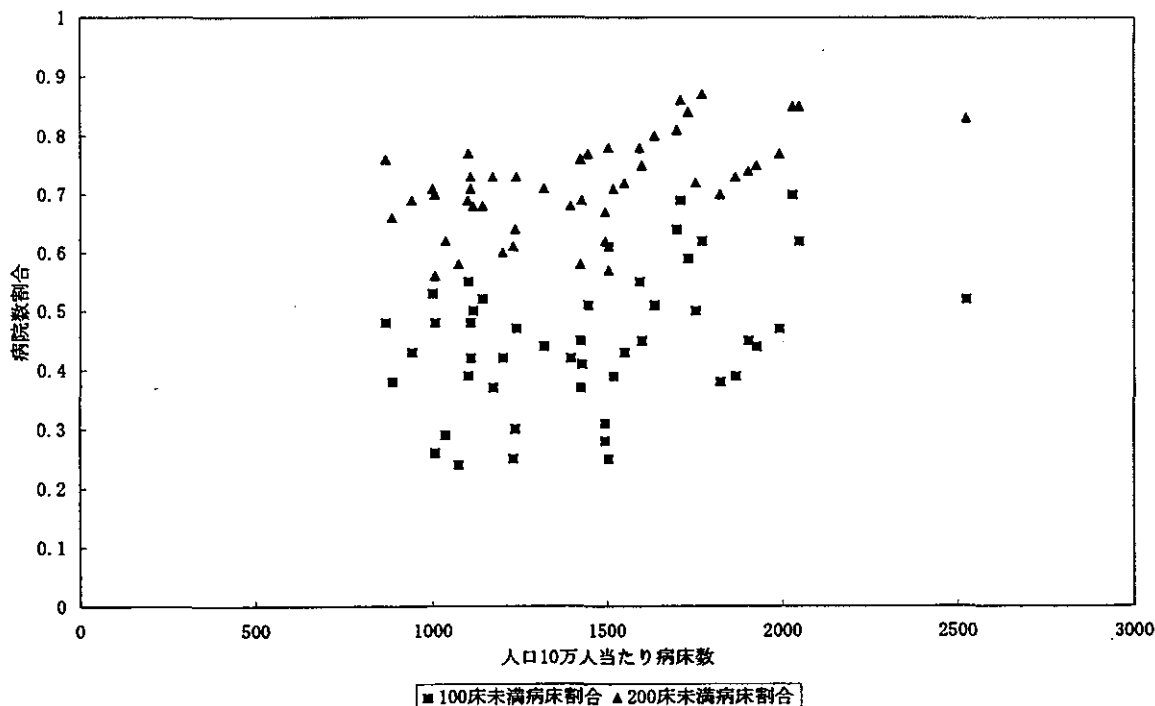
医療施設調査より筆者作成

しかしながら必要病床数超過率は人口 10 万人あたり病床数が多い地区において高くなるという関係は必ずしも成立しない。これは必要病床数が都道府県単位ではなく二次医療圏単位で設定されているため、同一都道府県のある二次医療圏で必要病床数を超過しても他の二次医療圏で超過しなければ全体として実病床数が必要病床数を超過しないこともあり得るためである。それゆえ、北海道、島根、広島、香川、愛媛、大分、宮崎のように相対的に人口 10 万人あたり病床数が多くても必要病床数超過率が相対的に低い場合もあり得る。

人口当たり病床数が多い地域のひとつの特徴として中小病院数の比率が高いことが指摘できる。図表 2 は横軸に都道府県別の人口当たり病院病床数を、縦軸に都道府県別の病院総数に占める中小病院の比率をとっている。中小病院比率として 100 床未満の病院の総病院数に占める比率、200 床未満の病院の総病院数に占める比率の両者を指標として取り上げている。いずれの指標を見ても都道府県別の人口当たりの病床数と中小病院比率には正の相関 (0.3416、0.5107 : それぞれ 5%と 1%水準で有意) があることが見てとれる。なぜ病床が多い地域に中小病院が多いのかについては必ずしも明らかではな

いが、医療機関が病床を拡張するメカニズムと関連していると考えられるため、学術的には今後検討すべき課題であると考えられる。

図表 2 人口 10 万人当たり一般病床数と中小病院数割合



医療施設調査より筆者作成

III. 医療法改正以後の病床過剰

長井・藤咲（1990）は昭和 30 年代の高度成長に伴う都道府県間人口移動が人口当たり病床数の配分に大きな影響を与えたことを指摘した。彼らの分析は病床が自由に開設できた時代の分析である。ここでは病床規制以後における病床数の動向について検討する。病床数の指標として用いられる人口 10 万人当たり病床数は病床数の変動だけでなく人口の変動によっても変化する。つまり、

$$\text{人口当たり病床数変化率} = \text{実病床数変化率} - \text{人口変化率}$$

という関係が成立する。この式を利用して、医療法改正以後の 1987 年（昭和 62 年）から 1999 年（平成 11 年）のおおよそ 12 年間について、人口 10 万人当たり病床数の変動の要因を確認する。図表 3 より、幾つかの点が見える。ひとつは人口 10 万人当たり病床数が減少している都道府県（富山・石川・山梨・愛知・三重・滋賀・高知・宮崎）が存在することである。そのうち、富山・愛知・三重・高知・宮崎については実病床数