

高齢化の医療費への影響及び入院期間の分析

大日康史

I はじめに

急速な少子高齢化が進んでいるが、その国民医療費への影響が懸念されている。厚生労働省は2025年の国民医療費が81兆円になる（厚生労働省（2001））としており、これが高齢者医療のあり方に関する議論を喚起している。この高齢化が医療費を増加させるとする考え方は、医療経済学者を含む多くの人々によって当然の常識として支持されているが、医療経済学ではそうした思いこみの妥当性についての議論が行われている。

図1は、年齢階級別1人あたり年間医療費とその死亡率を示している。確かに、医療費は年齢と

ともに増加している。この限りにおいては、高齢化は高齢者人口の増加を意味するのでお先真っ暗である。しかし、同じ図で示した死亡率のグラフと合わせてみると、平均寿命以上は別としても、医療費と死亡率は高い相関がある。この点に注目して分析を意欲的に進めているのがスイスのZweifel教授をはじめとするグループである（Zweifel, Felder and Meiers (1999), O'Neill, Groom, Avery, Boot, and Thorneill (2000)）。彼らの着目点は、医療費は年齢とともに増加するのではなく、むしろ死亡に関連して多くの医療費が用いられるということである。

死亡に関連して多くの医療費が用いられることは、Zweifel等のスイスやドイツでの研究はもち

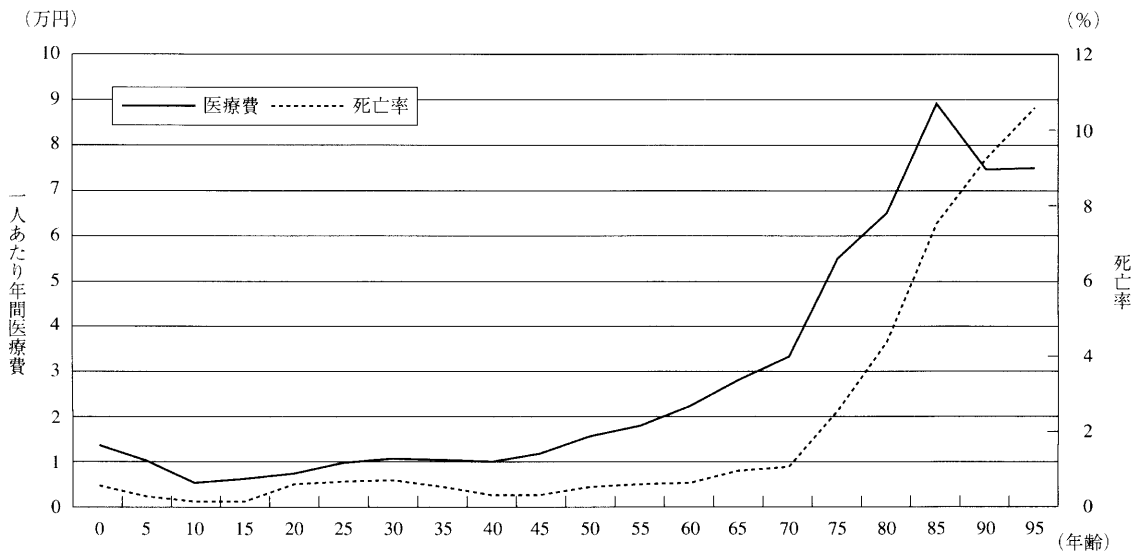


図1 医療費と死亡率

ろんのこと、アメリカ (Lubitz and Prihoda (1984), Lubitz and Riley (1993), Emanuel E. J. and L. L. Emanuel (1994)) や日本 (長寿社会開発センター (1994)) でも示されている。その多くは死亡に至った患者の死亡前1年間と至らなかった患者の1年間での医療費の比較であり、アメリカでは約6倍、日本でも約4倍の差があるとされている。これをもって終末期医療の有効性、効率性に疑問を投げかける議論もあり得る (広井 (1997))。この考えはそのわかりやすさから広い支持を集めていると言ってもよい。しかしながら、医療提供側からの石井 (2001) らの批判を待つまでもなく、その主張はわかりやすさ故の重要な問題をはらんでいる。つまり、たとえ1ヵ月後に死亡する患者の医療費が高いことが事実であるとしても、どの患者が1ヵ月後に死亡すると1ヵ月前に分かるのであろうか。もちろんここで強調するまでもなく、治療成果には多くの不確実性が伴い、確率的現象として扱うべきであることは論を待たない。そうした状況に事後的には、結果的に死亡する患者は、レセプトやカルテから判断することはできても、事前の意味でこの患者が1ヵ月以内に死亡することを非常に高い確率で確定することは非常に難しく、不可能であるといってよい。また、1ヵ月以上延命する確率があるのに、それを1ヵ月前の段階で無視することはまさに生存する権利を奪うことになり、とても倫理的な批判を耐えられない。つまり、事前の意味で1ヵ月後に死亡する患者を識別することはほとんど不可能であり、例外的なケースにおいてのみで成り立つのであれば医療費抑制という本来の目的にかなっていない。死亡期の定義を1ヵ月からさらに延ばすと (例えば1年)、さらにこの矛盾が拡大することは明らかであろう。このような死亡期の議論が政策的には全く無意味なことは明らかである。しかしそれは終末期医療が非効率的に医療資源を消費していることの根拠にならないことはまた同じぐらい明らかである。要は、政策実行可能で、つまり事前の意味で終末期を定義する必要がある、そこで定義された終末期に関しての政策を議論しなければならない。その具体的な例が心肺停止時の蘇

生処置であろう。

実際には快復の見込みの少ない患者に対して心肺停止時の蘇生処置を行うかについて本人または家族の意思を尋ね、その意思に従うことが多い。蘇生を望まない場合はDNR (Do Not Resuscitate) order と呼ばれる。海外の文献にはこうした蘇生に関する意思表示の治療選択、医療費に関する影響に関する研究も多くその中には近年DNRの決定の頻度が高くなり、より早い時期に決定されているとするもの (Jayes, Zimmermen, Wagner, *et. al.* (1993))、また、以前に比べ集中治療室において蘇生治療を行う患者が減少しているという結果も見られる (Prendergast, Clasens, and Luce (1998))。さらに医療費についてDNRの意思表示をした患者の方が入院医療費が安価であるという研究 (Rapoport, Teres, Leme-show (1996)) と変わらないという研究 (Daly, Gorecki, Sadowski, *et. al.* (1996)) が存在するがこれらの研究は症状や年齢などの様々な要因の調整が不十分であるためはつきりと結論づけることはできない。日本の研究でも単施設の研究は見られるが医療費全体へのインパクトを検証したものはほとんどない¹⁾。

しかしながら、こうした先駆的な研究でもあくまで医療提供側の問題として終末期医療を扱っており、需要側まで踏み込んでいない。理論的には、特に近年、Byne and Thompson (2000) のように、ようやくその検討が始まったばかりであるというのが正しい評価であろう。強調するまでもなく、この分野は重要であるという認識は広く持たれていたものの、生命にあまりに直接的に関連しているために、タブー視されてきた。しかし、医療費膨張の圧力、また、安楽死や尊厳死といった選択としての死、またさらには脳死臓器移植²⁾ と、もはやタブーとして蓋をすれば済む時代は過ぎ去ったように思える。そうした時代背景においても、消費者の意思決定としての終末期医療を考えられる存在としての医療経済学者の役割は重要であるし、その責任は重いと言えよう。

他方でZweifelらは、分析の対象を死亡者に限定した上で、医療費を年齢と死亡前期間に回帰し

た結果、後者のみが有意であり、年齢は重要ではないことを見出している。こうした結果は、高齢化の医療費の関係において深い洞察を与える。もし Zweifel が見出した関係が成り立っていると、高齢者の増加は直接的な医療費高騰の原因ではなくなる。と言うのも、若い世代の死亡前の治療が、体力的にもまた死亡を回避することの便益的にも、高齢者よりも積極的に行われ、そのためにより高額になるが、高齢化はこの層の死亡の減少を意味する。同時に高齢化によって後期高齢者や80歳以上の高齢での死亡が増加するが、彼らへの治療は体力的に限定されるために、より安価にならざるを得ない。これは高齢化によって医療費が大きくは伸びないことを意味する。このことから、通常行われている現在の年齢別1人当たり医療費から外挿した単純な予測（例えば、先の厚生労働省予測）を大きく下回る可能性がある。実際に Breyer (1999) ではその試算を行い、ドイツでは単純な予測の6割程度であるとしている。またそれに対する論争も続いている (Salas and Raftery (2001), Zweifel, Felder, and Meier (2001))。

残念ながら、この種の研究はこれまで日本では行われておらず、どの程度高齢化によって医療費が抑制されるかを明らかににはされていない。そこで本稿では、従来の研究と完全に対応するわけではないが、ほぼ対応する研究を試みる。

II データ

本稿で使用するデータは、北海道、千葉県、福岡県、長野県4道県の平成9年度国民健康保険業務データ（以下、レセプト・データ）である。同データからは、診療区分（入院、外来、歯科、調剤の別）、診療年月（平成9年4月から平成10年3月まで）、医療機関と被保険者証のID（他と異なることを識別し得る情報）、患者の生年および性別、診療実日数、決定点数、疾病分類コード（ICD 10 中分類、主疾病のみ、12ヵ月のうち平成9年5月のみ）などが利用可能である。データの詳細に関しては鴫田・山田・山本・泉田・今野 (2000) が詳しい。残念ながら疾病分類コードの

主疾病の選択は必ずしも客観的ではないことが知られているので、本稿では信頼せずに分析を行う。

このデータの特徴は、4道県における国保加入者の全てが1年間記録されている点である。したがって、ある被保険者の受療行動を追跡することができる。受診した医療機関を変更しても、国保を脱退しない限り転居しても追跡できる点は非常に優れている。その意味で、医療機関からのレセプト・データよりも優れている。また、全国調査ではあるが、5月1ヵ月の記録しかない社会医療診療行為別調査よりも優れている³⁾。他方で、社会医療診療行為別調査は診療行為、投薬の全てが記録されているのに対し、本データでは医療費しか記録されておらずその治療内容は不明である。

残念ながら、本稿の問題意識にとって非常に重要な情報である転帰（治癒、死亡、転院）別の記載はない。しかしながら、悉皆調査であるので、ある程度推測することは可能である。つまり、被保険者が記録から無くなるのは、そもそも受診しなかったか、死亡したか、脱退したかの3つしかない。以下、それらを精査する。

第一の未受診に関しては、この期間一度以上入院した患者に限定することでその多くを排除することができる。入院患者が退院後、外来も含めて一度も受診しないことは高い確率で排除できる。さらに、基礎疾患を有している可能性の高い高齢者や退院のタイミングを年度の前半（9月まで）に限定することで、さらにその精度を上げることができよう。この場合、入院を経ずして死亡した場合が排除されるが、その場合は医療も消費されていないので、本稿の問題意識からは排除できる⁴⁾。

また、国保脱退に関しては、何らかの絞り込みをデータから行うことは不可能である。したがって、死亡か脱退かは統計的に推定モデル上で処理する。ポイントは、死亡の場合には医療費と年齢あるいは死亡前期間とより密接な関係が予想されるが、脱退の場合にはむしろ転居に伴う暦上の月との関係がより深いと考えられる。この点を、推定モデル上で表現する。

表 1 記述統計量

	北海道		千葉県		長野県		福岡県	
医療費	957.4731		748.3756		933.2041		803.7136	
死亡/脱退 1 ヶ月前ダミー	.0764824		.0776008		.077231		.0769668	
死亡/脱退 2 ヶ月前ダミー	.0701167		.0642407		.0709561		.0707827	
死亡/脱退 3 ヶ月前ダミー	.0636825		.0587497		.0644467		.061638	
死亡/脱退 4 ヶ月前ダミー	.0572558		.0529169		.0584145		.0553426	
死亡/脱退 5 ヶ月前ダミー	.0506972		.0469605		.0521881		.049212	
死亡/脱退 6 ヶ月前ダミー	.0441234		.0414005		.0456545		.0427472	
死亡/脱退 7 ヶ月前ダミー	.0372856		.0349931		.0384982		.0358035	
死亡/脱退 8 ヶ月前ダミー	.0300011		.0287349		.030784		.0288709	
死亡/脱退 9 ヶ月前ダミー	.021582		.0213384		.0220914		.0209715	
死亡/脱退 10 ヶ月前ダミー	.0116451		.0130511		.0131643		.0123592	
外来ダミー	.0833354		.0833355		.083336		.083338	
歯科ダミー	.2202997		.2096023		.2604878		.2037737	

	北海道		千葉県		長野県		福岡県	
	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例
入院期間	2.8085	2.7839	2.3024	2.0883	2.2410	2.4103	2.9751	2.7615
女性ダミー	.5187	.4698	.5085	.4817	.4970	.4582	.5217	.4778
男性年齢	65.05548	66.32472	61.0761	64.62006	65.51268	67.90179	64.86625	65.27032
女性年齢	65.63724	65.88241	61.27482	64.24626	66.66865	67.16981	68.13373	69.79244
right censoring	.2874	0	.2413	0	.2264	0	.3051	0
left censoring	.1273	.2254	.0867	.1202	.0784	.1392	.1393	.2317

注) 医療費は入院 1 日あたり点数である。入院期間は見かけ上のものであり、censoring を考慮したものではない。right (left) censoring は、その頻度を表している。死亡例は定義上 right censoring は排除される。脱退は、非死亡例における right censoring として扱われている。

III 推定モデル

推定モデルは 2 つのタイプの患者を識別する必要があるので、Finite Mixture モデルを用いる。このモデルは複数のタイプの標本が存在すると考えられるがデータ上その区別ができず、また、タイプの種類数自身も事前には不明な際に有用なモデルである。近年、医療経済学でも多く用いられている (Deb and Holmes (2000), Gerdtham and Trivedi (2001))⁵⁾。

具体的にはあるタイプに属する確率を 1/4 とし、対数尤度関数は

$$\log L = \sum_i \log(\pi f_1(X_i|\theta_1) + (1-\pi)f_2(X_i|\theta_2)) \quad (1)$$

である (McLachlan and Basford (1988))⁶⁾。この場合、第 i 主体が第 1 タイプに属する確率は事

後的に、

$$\frac{\pi f_1(X_i|\theta_1)}{\pi f_1(X_i|\theta_1) + (1-\pi)f_2(X_i|\theta_2)} \quad (2)$$

で与えられる。第 2 タイプに属する確率は言うまでもなく、1 から第 1 タイプに属する確率を引いたものである。

説明変数は、5 歳刻み年齢ダミー、女性ダミー、死亡または脱退までの月数、暦月、外来あるいは歯科ダミーである。年齢と死亡または脱退までの月数はそれぞれ年齢要因と死亡前期間要因を表現しており、脱退の場合には脱退までの月数が系統だった説明変数とはなり得ない。暦月は、インフルエンザ等疾病の季節パターンを表現する要因である。

分析の目的に即して、外来、歯科も含めて医療が消費された月に標本を限定する。また、年齢要因が重要な対立仮説であるためにあえて、固有効果を含めない⁷⁾。

IV 推定結果

推定結果は各道県毎に表2にまとめられている⁸⁾。推定結果はほぼ4道県で共通しており、死亡例においては年齢に関しては70歳代前半をピークとしており、90歳代後半になるとピーク時の約半分まで落ちている。死亡前期間は死亡月と比べて、1ヵ月前で約32%、10ヵ月前で93%低い。その影響は非常に大きい。

他方で脱退例では、有意な変数も散見されるが、全体的には有意な変数は乏しく、年齢あるいは死亡前期間に関する推定値においても単調な変化は見られない。したがって、死亡例と脱退例の区別は有効に行われたと判断できよう。また、事後的な死亡者である確率は非常に高く、脱退であると推定される確率は数%にとどまる。

得られた推定値の意味を直感的に理解するために、Breyer (1999)と同様の手法で将来予測を行ってみよう。具体的には、非死亡例に関しては年齢階級別被保険者あたり医療費の平均値を、死亡例に関しては本推定における推定値を用い、人口構成、死亡率分布は国立社会保障・人口問題研究所1997年人口予測中位推定を用いる。

増加率は北海道15.2%、千葉19.6%、長野29.5%、福岡15.8%の減少となる。地域によって多少の違いはあるが、約15~30%の減少である。これを厚生労働省の予測に当てはめると、

2001年から2025年までの増加額50兆円に対して7.5~15兆円の過大推定であることを意味し、結果的に65~72.5兆円になることを意味する。ドイツではこの程度が4割であったので、日本はややそれを下回るか、約半分程度の規模となる。これは、スイスでの分析では年齢が単純な関数型で表現されており、その結果年齢要因は有意でないと言われていたが、本稿では影響は相対的に小さいながらも影響を与えている。その違いが、若干の相違を生じさせたと推測される。いずれにしても、その影響は無視できないと考えられる。

V 入院期間の分析

1 目 的

日本の入院期間は、国際的に見て長いことはよく知られている。OECD Health Dataの統計によると1998年現在で比較できる23カ国の内、日本はダントツの1位で40.8日である。2位はオランダであるが、33.7日とかなりの差がある。ちなみに3位はオーストラリアであるがこれまた半分以下の15.9日となっている。ちなみに最短はトルコの6.0日で、実に日本の約1/7である。

また、疾病や治療内容との関連での入院期間の分析は枚挙に暇がない。また、一方で、医療費の地域間格差が激しいことも非常によく知られた事実であり、多くの研究がなされている(郡司編著(2001))。しかしながら、両者を合わせた、つま

表2 Finite Mixture Modelの推定結果

	北海道		千葉県		長野県		福岡県	
	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例
5-10 オダミー	-.078**	1.813	-.081*	.593	-.115**		-.086**	-.253
10-15 オダミー	-.108***		.031	.073	-.012	-2.30	-.091**	-.747***
15-20 オダミー	-.067**	-.708	.080**	-.077	.017	-2.20	.105***	-1.05***
20-25 オダミー	-.001	-1.43***	.030	-.461**	.113***	-2.21**	.010	-1.86***
25-30 オダミー	-.059***	-.764*	-.035	-.425**	-.017	-3.49***	-.079***	-1.79***
30-35 オダミー	-.062***	-1.14***	-.038	-.688***	.014	-3.25***	-.063**	-1.55***
35-40 オダミー	.038	-.960**	.145***	-.292	.037	-2.59**	.014	-1.21***
40-45 オダミー	.154***	-1.56***	.299***	-.310	.326***	-1.03	.139***	-.526***
45-50 オダミー	.211***	-.801**	.406***	.265	.363***	-2.86***	.213***	-.483***
50-55 オダミー	.350***	-.600	.419***	.295	.364***	-2.21**	.296***	-.875***
55-60 オダミー	.371***	-.519	.518***	.065	.469***	-2.95***	.291***	-.479***

表2 Finite Mixture Model の推定結果 (続き)

	北海道		千葉県		長野県		福岡県	
	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例
60-65 歳ダミー	.476***	-.766**	.589***	.015	.511***	-2.08**	.404***	-.361**
65-70 歳ダミー	.455***		.500***	.753***	.570***	-1.62*	.410***	-.091
70-75 歳ダミー	.537***		.525***	1.024***	.577***	-.936	.363***	.215
75-80 歳ダミー	.526***		.514***	1.044***	.657***	-.957	.405***	.293*
80-85 歳ダミー	.489***		.442***	.732***	.582***		.354***	.206
85-90 歳ダミー	.393**	3.786***	.409***	.680***	.497***	-1.50	.305***	.142
90-95 歳ダミー	.296***		.360***	.443**	.397***	-1.46	.285***	.094
95 歳-ダミー	.247***		.307***	.161	.312***	-1.60	.235***	-.069
女性ダミー	-.161***	-.0820	-.178***	-.075	-.133***	.520***	-.152***	.190***
死亡/脱退 1 ヶ月前ダミー	-.319***	-.425***	-.323***	-.479***	-.386***	-.640**	-.286***	-.529***
死亡/脱退 2 ヶ月前ダミー	-.567***	-.344*	-.567***	-1.13***	-.625***	-1.69***	-.501***	-.952***
死亡/脱退 3 ヶ月前ダミー	-.659***	-.503***	-.662***	-1.15***	-.724***	-1.30***	-.573***	-1.12***
死亡/脱退 4 ヶ月前ダミー	-.732***	-.746***	-.722***	-1.26***	-.801***	-.980**	-.625***	-1.29***
死亡/脱退 5 ヶ月前ダミー	-.781***	-.660**	-.773***	-1.30***	-.840***	-.924**	-.675***	-1.29***
死亡/脱退 6 ヶ月前ダミー	-.824***	-.486	-.795***	-1.28***	-.899***	-.517	-.716***	-1.36***
死亡/脱退 7 ヶ月前ダミー	-.854***		-.817***	-1.37***	-.928***	-1.05**	-.747***	-1.41***
死亡/脱退 8 ヶ月前ダミー	-.870***		-.814***	-1.53***	-.948***	-.790	-.765***	-1.45***
死亡/脱退 9 ヶ月前ダミー	-.897***	-1.51***	-.843***	-1.46***	-.983***	-1.36**	-.788***	-1.59***
死亡/脱退 10 ヶ月前ダミー	-.938***	-.483	-.885***	-1.40***	-.989***	-1.24*	-.819***	-1.61***
5 月ダミー	-.014*	.189	-.065***	.122	-.006	-.097	-.018**	-.0715
6 月ダミー	-.015*	-.216	-.002	-.071	-.018	-.470	-.031***	-.119**
7 月ダミー	-.018**	-.156	.015	-.227**	-.016	-.184	-.005	-.207***
8 月ダミー	-.041***	-.262	-.001	-.326***	-.023	-.318	-.027***	-.280***
9 月ダミー	-.042***	.163	-.015	-.0962	-.028*	-.275	-.028***	-.254***
10 月ダミー	-.030***	-.017	-.010	-.199*	-.030*	.642	-.030***	-.096
11 月ダミー	-.089***	-.185	-.044***	-.097	-.048***	-.725	-.044***	-.330***
12 月ダミー	-.088***	-.189	-.028**	-.250**	-.039**	-.325	-.032***	-.419***
1 月ダミー	-.104***	.006	-.007	-.486***	-.037*	-.985**	-.040***	-.378***
2 月ダミー	-.072***	-.334	-.017	-.297**	-.056**	-.631	-.057***	-.638***
外来ダミー	-.031***	1.75***	-.005	.690***	-.038***	2.506***	-.089***	.764***
歯科ダミー	-.171***	1.51***	-.308***	.441***	-.243***	.884***	-.193***	.303***
定数項	7.798***	4.422***	7.680***	7.167***	7.634***	7.041***	7.694***	7.472***
標準偏差	.791***	1.078***	.679***	1.624***	.765***	2.068***	.648***	1.603***
log($\pi/(1-\pi)$)	5.520***		2.227***		3.968***		2.078***	
π	.996		.903		.981		.889	
患者数	32831		22907		10302		37404	
標本数	157695		92637		50822		172573	
対数尤度	-190165.28		-110364.4		-61497.015		-20244.11	
尤度比検定確率値	.0.00		.0.00		.0.00		.0.00	
事後の死亡者確率	.9819118		.9026194		.9814402		.8887252	

り、入院期間の地域間格差に関する分析は十分な蓄積があるとは言いがたい(加藤・松本・長谷川・北村(2001), 中村・山田・長谷川(2001), 松浦(1999))。特に問題なのは、死亡患者の扱いである。治癒して退院した患者と死亡退院した患

者では自ずから、入院期間の分布が異なると考えられるがその配慮に乏しい。また、多くの疫学的研究では平均在院日数で議論されるが、それは多くの情報を活用していない。入院期間は指数的に減衰することが知られているので、平均値で議論

する意義は乏しい。

そこで本稿では、4道県の1年間という限られた分析対象ではあるが、それでも日本におけるデータでは最良の資料を用いて、入院期間の地域間格差の分析を試みる。その際に、1年間にデータが限定される、あるいは転帰が明記されていない等、種々の問題があるが、その一つひとつを丁寧に統計学的に対応することによって、問題点を克服している。また、平均値ではなく分布全体の形状を議論することによって、平均値では見過ごされる情報も活用する。

2 データ

残念ながらこのデータはレセプトであるので、当月の情報は含まれているが、当月までの入院期間に関する情報は含まれていない。したがって、以下の要領で通算の入院期間を推測する。

1. 当月内での入院期間は、連続していると考ええる。(例えば、10月上旬に5日間、下旬に7日間入院している場合も、12日間とする。)
2. 隣り合う月で入院している場合には、連続していると考ええる。(例えば、10月に10日間、11月に5日間入院している場合には15日間と想定する。)
3. 4(3)月に30(31)日未満の入院期間があり、5(2)月に入院記録がない場合には、入院期間が15日未満であれば4(3)月中の入退院、15日以上であれば3月から(4月以降)入院期間が月をまたいで連続していると想定する。

入院期間の分析にとって転帰(治癒、死亡、転院)の情報は非常に重要である。つまり、事後的とはいえ死亡した症例と退院した症例では自ずとその入院期間のパターンは異なっていると考えられ、両者の区別を無視した入院期間の分析は含意に乏しい。例えば、回復不可能な末期のみ入院し、それ故に多くの症例が死亡するが入院期間が非常に短い地域と、初期に入院して入院期間は長期に亙るが死亡例が少ない地域とを比較して、入院期間の長短から効率性を論じることはできない。

したがって、事後的とはいえ、死亡例とそうでない症例とを区別して分析することが重要である。残念ながら、前述したように本稿の問題意識によって非常に重要な情報である転帰の別の記載はないが、前節までの分析結果を用いて死亡例、脱退例を識別することができるので、その情報を用いて、死亡例と非死亡例(治癒と脱退)に分けて入院期間を分析することができる。

3 推定モデル

本稿で扱う入院期間の分析のような期間分析ではSurvival Analysis (Klein and Moeschberger (1997)) が用いられる。本稿でのモデルも基本的にはSurvival Analysisであるが、本稿でのデータが通常と異なる重要な点が2つある。まず第一に重要な点は、2つの退院のタイプ(死亡と治癒)があり、それらが事前的(入院時点)には区別することができないという点である。これはSurvival AnalysisにおいてCompetitive Risk Approachと呼ばれる手法を用いる(Han and Hausman (1990))⁹⁾。Survival Analysisは一般にある状態から不可逆的に別の状態に移る事象の分析に用いられているが、Competitive Risk Approachはその移り先の状態が複数ある場合の事象を対象としている。その場合、移り先毎にhazard functionが想定されるが、いずれのhazardにも遭遇しなかった場合のみsurviveすることになる。また、ある状態へのhazardが生じれば、他の状態へのhazardは永久に生じないので、他の状態への移行に関してはright censoring(観測打ち切り)が生じていることになる。ここでのデータに即して言えば、死亡と治癒という2つのタイプの退院という状態が定義される。また、死亡あるいは治癒して退院した患者が他方のタイプのタイプを同時に経験することはない。つまり、もしある期に死亡(治癒)していなければ、その期以降に治癒(死亡)していたと想定される。

具体的には、第*i*患者の第*t*期における退院の有無を示すダミー変数を y_{it} 、死亡あるいは治癒を示すダミー変数を d_{it} 、考察する期間を1から*T*として、尤度関数は

$$\log L = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} \left[(1-d_i) \log \int_{\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1}^{\delta_i^1 - X_{it}^1 \beta_1} \int_{\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2 + h_1}^{\delta_i^2 - X_{it}^2 \beta_2 + h_1} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \right. \\ \left. + d_i \log \int_{\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2}^{\delta_i^2 - X_{it}^2 \beta_2} \int_{\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1 + h_2}^{\delta_i^1 - X_{it}^1 \beta_1 + h_2} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_2 d\varepsilon_1 \right] \\ h_1 = \frac{\varepsilon_1 - (\delta_{i-1}^1 - X_{1t}^1 \beta_1)}{\lambda_t} \\ h_2 = \frac{\varepsilon_2 - (\delta_{i-1}^2 - X_{2t}^2 \beta_2)}{\lambda_t} \\ \lambda_t = \frac{\delta_t^2 - \delta_{t-1}^2}{\delta_t^1 - \delta_{t-1}^1} \text{ for } t=2, \dots, T-1 \\ \lambda_1 = \lambda_T = 1 \tag{3}$$

と表される。

本稿で用いるデータが有しているもう1つの重要な点は Left Censoring である¹⁰⁾。つまり、ある症例が4月に30日、5月に10日入院していた場合、標本上では40日間の入院期間であるが、4月1日以前にどの程度の期間入院していたかは不明である。したがって、この患者は40日以上入院期間があるという情報のみを提供することになる。つまり、扱いにおいて Right Censoring と同じである。当然ながら(3)式は Right (Left) Censoring を考慮されていない。そこで、(3)式対数尤度関数の自然な拡張として、第*i*患者が第*t*期において censoring されたこと(つまり*t*期以上入院期間があることのみが分かっている場合)を示すダミー変数を c_{it} として、

$$\log L^c = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (1-c_{it}) y_{it} \left[(1-d_i) \log \int_{\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1}^{\delta_i^1 - X_{it}^1 \beta_1} \int_{\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2 + h_1}^{\delta_i^2 - X_{it}^2 \beta_2 + h_1} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \right. \\ \left. + d_i \log \int_{\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2}^{\delta_i^2 - X_{it}^2 \beta_2} \int_{\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1 + h_2}^{\delta_i^1 - X_{it}^1 \beta_1 + h_2} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_2 d\varepsilon_1 \right] \\ + c_{it} \log \int_{\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1}^{\delta_i^1 - X_{it}^1 \beta_1} \int_{\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2 + h_1}^{\delta_i^2 - X_{it}^2 \beta_2 + h_1} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \\ h_1 = \frac{\varepsilon_1 - (\delta_{i-1}^1 - X_{1t}^1 \beta_1)}{\lambda_t} \\ h_2 = \frac{\varepsilon_2 - (\delta_{i-1}^2 - X_{2t}^2 \beta_2)}{\lambda_t} \\ \lambda_t = \frac{\delta_t^2 - \delta_{t-1}^2}{\delta_t^1 - \delta_{t-1}^1} \text{ for } t=2, \dots, T-1$$

$$\lambda_1 = \lambda_T = 1 \tag{4}$$

で示される。

説明変数は、10歳刻み年齢ダミー、性別及び両者の交差項である。これらは標本上においては時間に関して一定な変数である。

4 推定結果

推定結果が、表3にまとめられている。表では、非死亡例(治癒)と死亡例の両方のパラメーターが示されている。死亡例における女性ダミー(つまり、10歳未満における性差)は有意でない場合が多い。福岡では非死亡例においても女性ダミーは有意ではない。また年齢では、全ての死亡例の10代女性は10歳未満と有意な差はない。また千葉、福岡では20代女性、北海道、長野では10代男性も、それぞれの10歳未満を有意な差はない。有意な場合には、全て正であり、10歳未満よりも入院期間は長い。

推定結果の直感的な解釈は難しいので、それを図示したのが図2~7である。これらの図は、推定の構造上、入院患者を母数としてそこでの入院期間の分布を示しており、その合計は常に1である。図2~4は非死亡例について、図5~7は死亡例についてまとめている。また、図2, 5は年齢計、図3, 6は70歳以上、図4, 7は70才未満について図示している。図のパターンはほぼ共通しており、1ヵ月未満が最も高く、割合は漸次低下するが、12ヵ月以上入院患者は非死亡例で15~25%、死亡例では5~10%に跳ね上がる。また、非死亡例でも死亡例でも共通して、千葉、長野では1ヵ月未満の入院患者の割合が多く、逆に12ヵ月以上の入院患者は北海道、福岡で多い。前者は医療費が相対的に安い地域、後者は高い地域として知られているので、こうした入院期間の分布もその一因かもしれないが、本稿では疾病を全くコントロールしていないので、地域間の疾病構造の格差を反映している可能性は高い。

前述したように図2~7は入院期間の分布であり、入院患者数そのものの多寡は反映していない。そこで、母数を入院患者ではなく被保険者数¹¹⁾として図示したのが図8~13である。非死亡例で

表3 入院期間の推定結果

	北海道		千葉県		長野県		福岡県	
	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例
女性ダミー	-.073***	.0354	-.071*	-.044	-.091*	-.015	-.047	-.011
女性年齢								
10代	.257***	.033	.245***	.033	.270***	.067	.223***	.1015
20代	.297***	.189***	.210***	.085	.369***	.267**	.241***	.075
30代	.524***	.353***	.431***	.255***	.495***	.507***	.512***	.381***
40代	.979***	.820***	.865***	.856***	.981***	1.065***	1.068***	.885***
50代	1.049***	1.052***	.906***	.997***	.967***	1.072***	1.104***	1.074***
60代	.985***	1.237***	.854***	1.200***	.815***	1.364***	1.027***	1.308***
70代	1.096***	1.468***	.945***	1.034***	.875***	1.383***	1.097***	1.431***
80代	1.437***	1.695***	1.178***	1.148***	1.080***	1.423***	1.465***	1.614***
90以上	1.842***	1.755***	1.475***	1.161***	1.240***	1.407***	1.933***	1.775***
男性年齢								
10代	.210***	.141	.296***	.289***	.150**	-.008	.262***	.225**
20代	.719***	.545***	.545***	.395***	.703***	.598***	.734***	.565***
30代	1.036***	.827***	.827***	.610***	.943***	.830***	1.038***	.865***
40代	1.23***	1.009***	.979***	.821***	1.040***	1.094***	1.234***	.941***
50代	1.175***	1.145***	.917***	.915***	.997***	1.039***	1.197***	1.036***
60代	.980***	1.336***	.808***	1.114***	.730***	1.288***	1.035***	1.257***
70代	.986***	1.460***	.814***	1.032***	.708***	1.315***	.959***	1.320***
80代	1.141***	1.572***	.944***	1.087***	.802***	1.358***	1.130***	1.415***
90以上	1.440***	1.657***	1.109***	1.155***	.937***	1.251***	1.449***	1.561***
定数項	-.560***	-.896***	-.555***	-.937***	-.544***	-.954***	-.548***	-.873***
閾値2	.680***	.605***	.719***	.598***	.690***	.643***	.670***	.579***
閾値3	.938***	.902***	.979***	.918***	.979***	.997***	.922***	.863***
閾値4	1.076***	1.111***	1.120***	1.148***	1.130***	1.236***	1.056***	1.057***
閾値5	1.148***	1.267***	1.188***	1.316***	1.213***	1.424***	1.126***	1.208***
閾値6	1.182***	1.388***	1.220***	1.449***	1.259***	1.572***	1.159***	1.318***
閾値7	1.202***	1.487***	1.240***	1.544***	1.287***	1.695***	1.176***	1.404***
閾値8	1.211***	1.568***	1.251***	1.632***	1.301***	1.806***	1.188***	1.486***
閾値9	1.218***	1.636***	1.258***	1.726***	1.311***	1.881***	1.193***	1.541***
閾値10	1.220***	1.685***	1.260***	1.796***	1.315***	1.919***	1.196***	1.584***
閾値11	1.221***	1.734***	1.261***	1.844***	1.316***	2.007***	1.197***	1.625***
標本数	214121	32700	109802	20676	69249	10111	209640	33242
対数尤度	-3283321		-166602		-103679		-330929	
Wald 統計量	21613		7765		3136		21412	
確率値		.0.000		.0.000		.0.000		.0.000

は、千葉だけが入院期間半年未満の比率が低く、他の3道県ではほぼ同じである。1年以上の入院期間では、やはり福岡、北海道で高い。同じ非死亡例でも高齢者に限定すると、長野において入院期間1ヵ月未満が非常に高い。他方、若人の入院期間半年未満では大きな差はないが、1年以上ではやはり福岡、北海道で高い。両者を併せて、長野の入院期間1ヵ月の比率が福岡、北海道にほぼ

匹敵する。死亡例では、やはり千葉が入院期間半年未満ではやや低く、1年以上では福岡、北海道が高い。しかしながら高齢者に限定すると状況は大きく異なる。入院期間1ヵ月未満の比率は、千葉で最も高く、次いで福岡、長野とつづき、北海道で最小である。しかしながら入院期間1年以上では、これまでと同様である。若人の死亡例では若干入院期間1年以上とでは差があるが、大きな

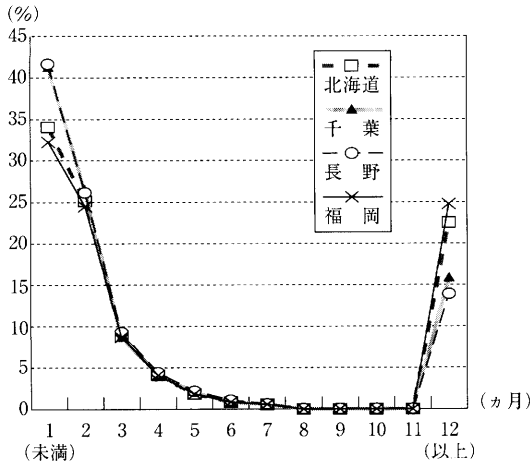


図2 非死亡例

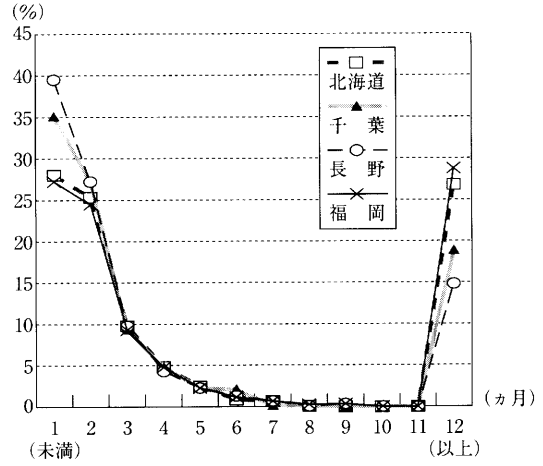


図3 非死亡例(高齢者)

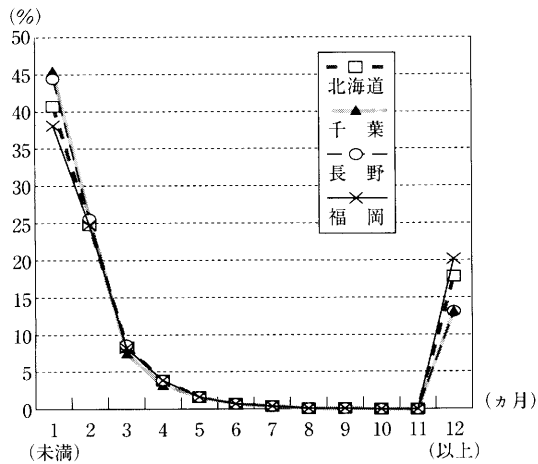


図4 非死亡例(若人)

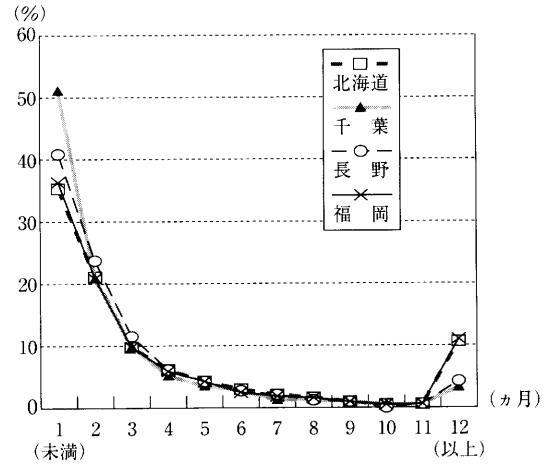


図5 死亡例

相違は見られない。

まとめると、地域差は非死亡例、死亡例問わず入院期間1年以上で生じている。また、その傾向は高齢者で顕著である。特に高齢者非死亡例では、入院期間1年以上は1ヵ月未満に匹敵している。

VI おわりに

本稿では、4道県の1年間のレセプトという日本における最良の資料を用いた。推定方法は脱退と死亡を推定モデル上で識別する Finite Mix-

ture Model を用いた。4道県において良好な推定結果が得られ、死亡前期間は年齢以上に強い影響を及ぼしていることが明らかにされた。他方で、年齢要因も有意であるがその影響の程度は小さい。また、事後的な死亡確率は数%程度であり、妥当な水準であると思われる。2025年の人口予測における死亡者の分布に今回の推定結果を当てはめると、単純な外挿よりも15-30%程低くなる。これは2001年の厚生労働省の予測が7.5-15兆円程度の過大推定であることを意味する。その評価は種々あるとしても、死亡者の分布の変化が重要

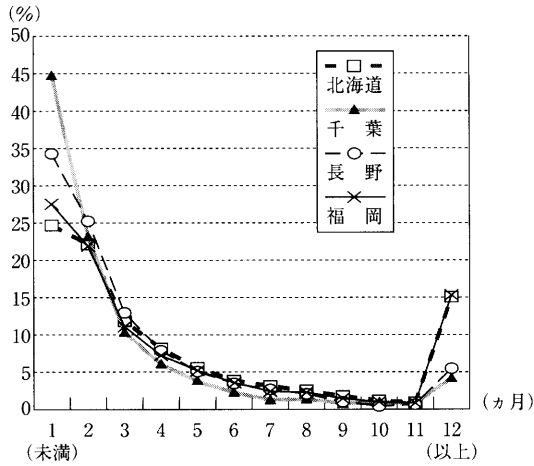


図6 死亡例 (高齢者)

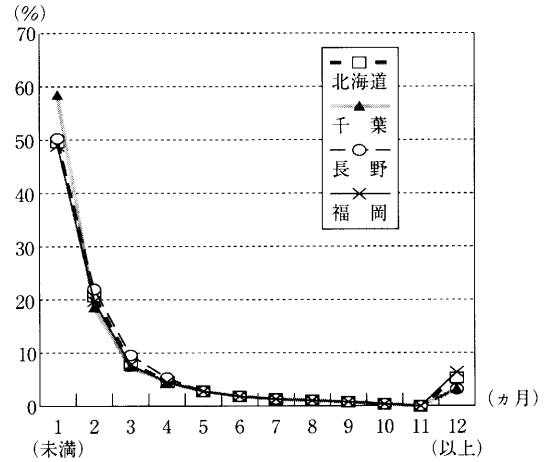


図7 死亡例 (若人)

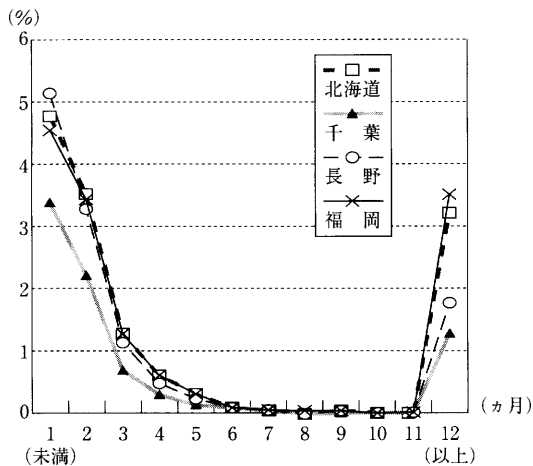


図8 非死亡例 (対被保険者数)

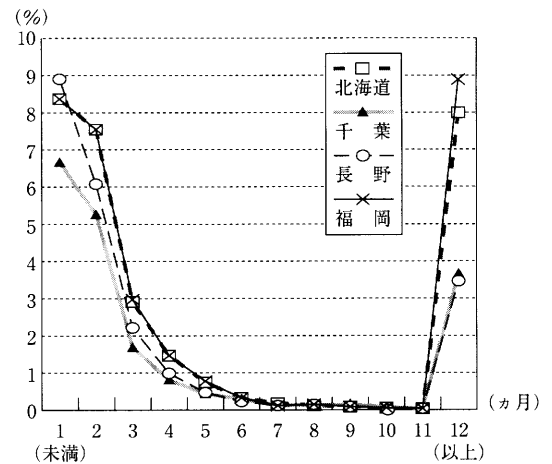


図9 非死亡例 (高齢者) (対被保険者数)

な要因であることが確かめられたのは本稿の最大の貢献であろう。

また、本稿では得られた死亡例の情報を用いて、入院期間を、Left Censoring や転帰を考慮して分析した。その結果、高医療費の道県である福岡、北海道では入院期間1年以上で、千葉、長野との顕著な差が生じていることが明らかにされた。また、この傾向は死亡の有無とは無関係である。

残された課題としては、Salas and Raftery (2001) が指摘しているように死亡前期間の内生性の問題が残されている。確かにこれは、

Zweifel, Felder, and Meier (2001) が有効に反論しているが、他方で統計学的な問題は未解決である。具体的には、医療費のラグを含んだモデルの推定が必要であろう。さらには、ここでは医療費が0である月は分析対象から落としたがそれによるバイアスも考慮されるべきである、具体的にはTwo Part モデルあるいは単純なTobit が妥当かもしれない。また、より広く、死亡確率を内生的に決めるサンプルセレクションモデルも最終的な望ましい。

また、入院期間の分析では入院期間1年以上の

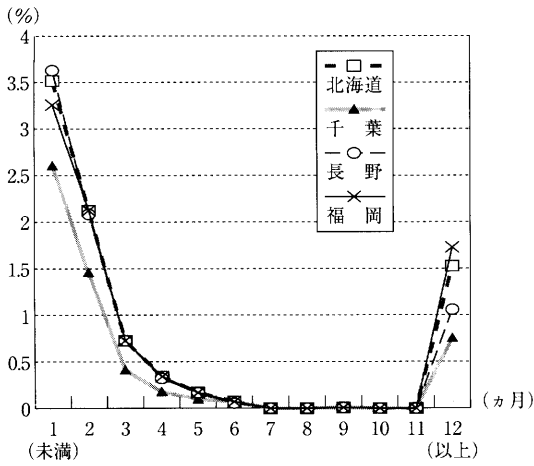


図 10 非死亡例 (若人) (対被保険者数)

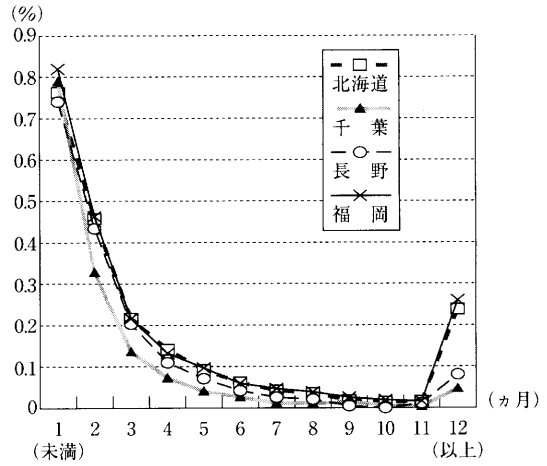


図 11 死亡例 (対被保険者数)

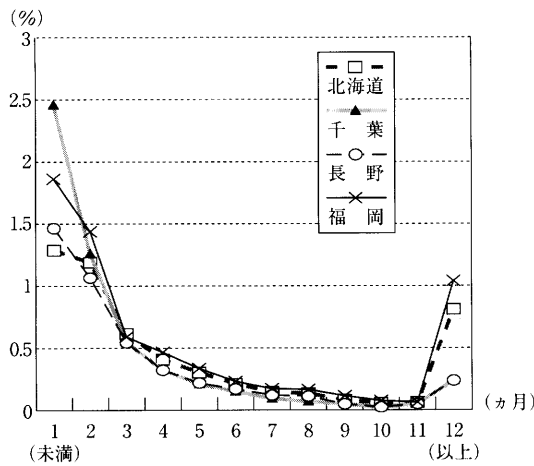


図 12 死亡例 (高齢者) (対被保険者数)

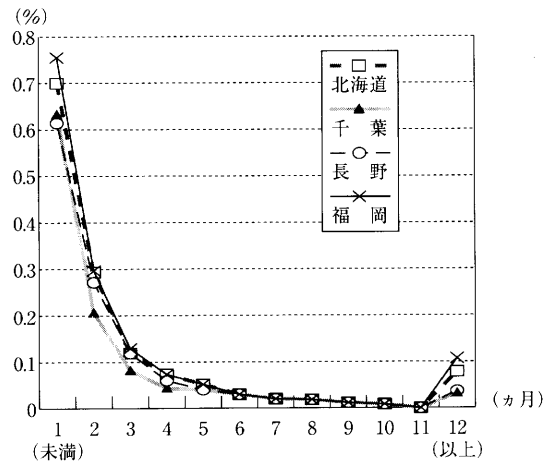


図 13 死亡例 (若人) (対被保険者数)

格差がどこから生じているのかを考える必要がある。例えば疾病構造や、あるいは治療方針に大きな差があるのかもしれない。あるいは、医療機関や医師の密度といった医療提供側の要因が影響している可能性も排除できない。そのためには、主疾病を含む疾病の情報、治療内容の情報が不可欠である。残念ながらここでのデータはそこまで情報を提供していないが、さらなるデータベースの構築とその分析が期待される。

謝 辞

本稿は、平成 12-13 年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業『地域の医療供給と患者の受診行動に関する実証的研究』（研究代表者：一橋大学経済学部鶴田忠彦教授）の成果の一部である。データを提供して下さった北海道、千葉県、福岡県、長野県の国民健康保険連合会、および国民健康保険中央会のご厚意に感謝します。作成に当たって国立社会保障・人口問題研究所佐藤雅代客員研究員の協力を得たことを記して感謝します。最後に、研究を補助して頂いた長瀬知子さんに感

謝する。なお、本稿は筆者の個人的な意見であり研究会を代表するものではない。また、含まれているかもしれない誤りの責任は筆者にある。

注

- 1) 懐古的なデータであっても、終末期の定義を明確にすれば、事前的な終末期の定義を与えることが可能であり、分析することができる。渡辺・大日(2001)では、人工呼吸器の使用をもって終末期と定義し、それに伴う医療費を検討しているが、200~2000億円にとどまるとしている。これは軽医療における自己負担率を1割上げた場合の医療費抑制額(井伊・大日(2002))と匹敵している。
- 2) 滋野・大日(2001)、大日(2001a)では、腎移植の供給と需要、さらには市場分析を行っている。滋野・大日(2001)での仮想的質問法は、終末期医療全般にも有効であると期待される。
- 3) 社会医療診療行為別調査を用いた医療経済学的分析に、渡辺・大日(2001)がある。
- 4) しかしながらこの点は分析を精緻化するにあたって重要なので、死亡場所の統計等を用いて、死亡場所や死亡時の医療行為に関して補正する必要があると思われるが、今後の課題としたい。
- 5) Deb and Holmes(2000)では、精神疾患患者の医療機関の訪問回数と医療サービスの支出金額を標準モデルとともに、Finite Mixture Modelsを使い、後者の方が当てはまりが良いことを示している。Gerdtham and Trivedi(2001)は、スウェーデンのデータを用いて医療需要を推定している。通常のTwo-part modelではなくFinite Mixture Modelを用いて、infrequent usersとfrequent usersを分けて推定している。
- 6) 一般的にはタイプ数は2以上であってもよいし、そのものも尤度を最大化するように決定される推定量である。しかしながら本稿では、事前に2つのタイプが想定され、またそれに限定して分析するために、タイプ数そのものは推定しない。
- 7) 純粋に推定の方法論上においては、医療費0の月を含めてのTobitのような推定モデル、あるいは固有効果を含めた推定モデルも可能である。したがって、ここでの限定は純粋に検証している仮説からの要請である。
- 8) 標本を高齢者、10月以前、高齢者で10月以前と限定した分析も行ったが結果は全く影響を受けないので割愛する。詳細は大日(2002)を参照されたい。
- 9) Competing Riskモデルの経済学あるいは医学への応用は多い。応用分野では、労働状態間移動(Khandker(1988)、Enberg, Gottschalk and Wolf(1990)、Francescon(1999)、Lin-

- deboom and, Theeuwes(1991)、Omori(2001))、引退行動(Chirikos and Nestel(1991)、Harnase, Sollie, and Storm(2000))、住宅売却(Di-Salvo and Ermisch(1997)、Henley(1998)、Yang, Buist, and Megbolugbe(1998)、Withers(1998)、Ambrose and LaCou(2001))、医療経済学(Viscusi, Magat, and Huber(1999))、その他(Ehrenberg and Mavros(1995)、Popkowski and Timmermans(1996))に用いられている。また理論的な研究も数多い(Narendranathan and Stewart(1991)、Sueyoshi(1992))。
- 10) レセプトデータに不可避なLeft Censoringを明示的に扱った論文に渡辺・大日(2001)がある。他方、本稿での分析対象とは異なるが、その観測期間まで生存したというバイアス(Left Truncation)を明示的に扱った論文に大日(2001b)がある。
- 11) 被保険者数の情報は、北海道保健福祉部国民健康保険課企画調整係、千葉県健康福祉部、長野県社会部厚生課国民健康保険室、福岡県保健福祉部国保・援護課財政係よりご提供いただいた。記して感謝します。

参考文献

- Ambrose, B. W. and L. M. LaCou(2001) "Prepayment Risk in Adjustable Rate Mortgages Subject to Initial Year Discounts: Some New Evidence," *Real Estate Economics* 29(2), pp. 305-327.
- Byne, M. M. and P. Thompson(2000) "Death and dignity terminal illness and the market for non-treatment," *Journal of Public Economics*, 76, pp. 263-294.
- Breyer, Friedrich(1999) "Life Expectancy, Costs of Dying, and Health Care Expenditures", 2nd World Conference of the iHEA.
- Chirikos T. N. and G. Nestel(1991) "Occupational Differences in the Ability of Men to Delay Retirement," *Journal of Human Resources* 26, pp. 1-26.
- Daly B. J., Gorecki J, Sadowski A., et. al.(1996) "Do-not-resuscitate practices in the chronically ill," *Heart Lung*, pp. 310-317.
- Deb, P. and A. M. Holmes(2000) "Estimation of Use and Costs of Behavioural Health Care: A Comparison of Standard and Finite Mixture Models," *Health Economics* 9, pp. 475-489.
- Di-Salvo and P. J. Ermisch(1997) "Analysis of the Dynamics of Housing Tenure Choice in Britain," *Journal of Urban Economics* 42(1), pp. 1-17.
- Ehrenberg, R. G. and P. G. Mavros. (1995) "Do Doctoral Students' Financial Support Patterns

- Affect Their Times-to-Degree and Completion Probabilities?," *Journal of Human Resources* 30 (3), pp. 581-609.
- Emanuel, E. J. and L. L. Emanuel (1994) "The Economics of Dying: The Illusion of Cost Saving at the End of Life," *New England Journal of Medicine* 330, pp. 540-544.
- Enberg, J. P. Gottschalk and D. Wolf (1990) "A Random-Effects Logit Model of Work-Welfare Transitions," *Journal of Econometrics* 43 (1-2), pp. 63-75.
- Francescon, M. (1999) "Labour Force Transitions among Married Women in the USA," *Labour*; 13 (4), pp. 775-796.
- Gerdtham, U. G. and Pravin K. Trivedi (2001) "Equity in Swedish Health Care Reconsidered: New Results Based on the Finite Mixture Model," *Health Economics* 10, pp. 565-572.
- Han, A and J. A. Hausman (1990) "Flexible Parametric Estimation of Duration and Competing Risk Models," *Journal of Applied Econometrics* 5 (1), pp. 1-28.
- Harnase E, M. Sollie, and S. Storm (2000) "Early Retirement and Economic Incentives," *Scandinavian Journal of Economics* 102 (3), pp. 481-502.
- Henley, A (1998) "Residential Mobility, Housing Equity and the Labour Market," *Economic Journal* 108 (447), pp. 414-427.
- Jayes R. L., Zimmermen J. E., Wagner D. P., et. al. (1993) "Do-not-resuscitate orders in intensive care units: current practices and recent changes," *Journal of American Medical Association*, pp. 2213-2217.
- Khandker, R. K. (1988) "Offer Heterogeneity in a Two State Model of Sequential Search," *Review of Economics and Statistics* 70 (2), pp. 259-265.
- Klein, J. P. and M. L. Moeschberger (1997) *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*, Springer.
- Lindeboom M, J. Theeuwes (1991) "Job Duration in the Netherlands: The Co-existence of High Turnover and Permanent Job Attachment," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 53 (3), pp. 243-264.
- Lubitz, J. D. and R. Prihoda (1984) "The Use and Costs of Medicare Services in the Last 2 Year of Life," *Health Financing Review* 5, pp. 117-131.
- Lubitz, J. D. and G. F. Riley (1993) "Trend in Medicare Payment in the Last Year of Life," *New England Journal of Medicine* 328, pp. 1092-1096.
- McLachlan, G. J. and K. E. Basford (1988) *Mixture Models Inference and Applications to Clustering, Statistics: textbooks and monographs* 84.
- Narendranathan W and M. B. Stewart (1991) "Simple Methods for Testing for the Proportionality of Cause-Specific Hazards in Competing Risk Models," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 53 (3), pp. 331-340.
- Omori, Y. (2001) "Gender Differences in Union Voice Effects on Quits: A Competing Risks Model Approach," memo.
- O'neill, C., L. Groom, A. J. Avery, D. Boot, and K. Thorneill (2000) "Age and Proximity to Death as Predictors of GP Care Costs: Results from a Study of Nursing Home Patients," *Health Economics*, pp. 733-738.
- Popkowski L. P. T. L. and H. J. P. Timmermans (1996) "An Unconditional Competing Risk Hazard Model of Consumer Store-Choice Dynamics," *Environment and Planning A* 28 (2), pp. 357-368.
- Prendergast T. J., Classens M. T., and Luce J. M. (1998) "A national survey of end-of-life care for critically ill patients," *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, pp. 1163-1167.
- Rapoport J., Teres D., and Lemeshow S. (1996) "Resource-use implications of do not resuscitate orders for intensive care unit patients," *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, pp. 185-190.
- Salas, C. and J. P. Raftery (2001) "Econometric Issues in Testing the Age Neutrality of Health Care Expenditure," *Health Economics* 10, pp. 669-671.
- Sueyoshi, G. T. (1992) "Semiparametric Proportional Hazards Estimation of Competing Risks Models with Time-Varying Covariates," *Journal of Econometrics* 51, pp. 25-58.
- Viscusi W. K., W. A. Magat, and J. Huber (1999) "Smoking Status and Public Responses to Ambiguous Scientific Risk Evidence," *Southern Economic Journal* 66 (2), pp. 250-270.
- Withers, S. D (1998) "Linking Household Transitions and Housing Transitions: A Longitudinal Analysis of Renters," *Environment and Planning A* 30 (4), pp. 615-630.
- Yang T. T., H. Buist, and I. F. Megbolugbe (1998) "An Analysis of the Ex Ante Probabilities of Mortgage Prepayment and Default," *Real Estate Economics* 26 (4), pp. 651-676.

- Zweifel, P. Felder, S., and Meiers M. (1999) "Ageing of Population and Health Care Expenditure: A Red Herring?," *Health Economics*, pp. 485-496.
- (2001) "Reply to: Econometric Issues in Testing the Age Neutrality of Health Care Expenditure," *Health Economics* 10, pp. 673-674.
- 井伊雅子・大日康史 (2002) 『医療サービス需要の経済分析』, 日本経済新聞社。
- 石井暎喜 (2001) 「終末期医療費は医療費危機をもたらすか『終末期におけるケアに係わる制度および政策に関する研究報告書』の正しい読み方」『社会保険旬報』No. 2086, pp. 6-14。
- 大日康史 (2001 a) 「腎移植における(潜在的な)需要関数の推定および腎移植の規制による社会厚生上の損失の計測」『腎移植の医療経済』, 東京医学社, pp. 119-146.
- (2001 b) 「ガン治療の費用対延命効果における非効率性の測定」郡司篤晃編『医療費の地域差』, 東洋経済新報社。
- (2002) 「Competing Risk モデルを用いたの入院期間の分析」, 平成13年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業『地域の医療供給と患者の受診行動に関する実証的研究』(研究代表者: 一橋大学経済学部鶴田忠彦教授) 研究報告書。
- 加藤尚子・松本邦愛・長谷川敏彦・北村能寛 (2001) 「がん患者の平均在院日数の県別格差の分析」『日本衛生学雑誌』, 56巻1号, pp. 147。
- 郡司篤晃編著 (2001) 『医療費の地域差』, 東洋経済新報社。
- 厚生労働省 (2001) 「医療制度改革の課題と視点」。
- 滋野由紀子・大日康史 (2001) 「死体腎提供に関する医療経済研究」『腎移植の医療経済』, 東京医学社, pp. 99-117。
- 長寿社会開発センター (1994) 「老人医療と終末医療に関する日米比較研究報告書」。
- 鶴田忠彦・山田武・山本克也・泉田信行・今野広紀 (2000) 「総覧点検データによる医療需給の決定要因の分析——国民健康保険4道県について」『経済研究』第51巻第4号, pp. 289-300。
- 中村隆子・山田順子・長谷川敏彦 (2001) 「末期癌患者在院日数の県別格差の分析」『日本衛生学雑誌』56巻1号, pp. 149。
- 広井良典 (1997) 「平成8年度「福祉ターミナルケア」に関する調査研究事業報告書」, (財)長寿社会開発センター。
- 松浦和幸 (1999) 「平均在院日数の都道府県格差の分析」『厚生の指標』46巻1号, pp. 24-35。
- 渡辺励・大日康史 (2001) 「社会医療診療行為別調査を用いた人工呼吸器使用に関する生存期間と医療費に関する分析」『経済企画庁「ミレニアム・プロジェクト(新しい千年紀プロジェクト)」少子高齢化社会の制度改革研究会(主査: 橘木俊詔京都大学教授)社会医療診療行為別調査研究報告書』所収。
- (おおくさ・やすし 大阪大学社会経済研究所 助教授)