

非死亡例			
10-15 オダミ	96.70623	53.693	0.000
15-20 オダミ	95.92138	70.963	0.000
20-25 オダミ	95.16978	77.493	0.000
25-30 オダミ	95.31253	77.928	0.000
30-35 オダミ	94.81616	76.636	0.000
35-40 オダミ	95.37744	74.267	0.000
40-45 オダミ	98.17002	73.806	0.000
45-50 オダミ	96.65767	77.598	0.000
50-55 オダミ	96.51613	76.880	0.000
55-60 オダミ	97.32564	78.425	0.000
60-65 オダミ	97.0439	80.837	0.000
65-70 オダミ	97.25753	80.261	0.000
70-75 オダミ	98.82431	82.631	0.000
80-85 オダミ	99.06443	82.515	0.000
女性ダミ	1.027361	4.313	0.000
脱退1ヶ月前ダミ	-.4758406	-1.738	0.082
脱退2ヶ月前ダミ	-.4363214	-1.279	0.201
脱退3ヶ月前ダミ	-.9972396	-2.548	0.011
脱退4ヶ月前ダミ	-1.421889	-2.402	0.016
脱退5ヶ月前ダミ	-1.024415	-1.548	0.122
5月ダミ	-.0702773	-0.228	0.820
6月ダミ	-.070208	-0.218	0.827
7月ダミ	-.6541898	-1.921	0.055
8月ダミ	-.437564	-1.230	0.219
9月ダミ	-.1071126	-0.282	0.778
外来ダミ	2.603469	12.038	0.000
定数項ミ	-93.68667	-75.000	0.000
標準偏差	2.011176	25.502	0.000
$\log(\pi/(1-\pi))$	4.227288	79.247	0.000
π	.98561795		

Note:標本数は18218人、50593個である。対数尤度は-59893.882で、定数項を除く全ての説明変数が0であるとする帰無仮説は1%有意水準で棄却される。事後的な死亡者である確率は.9856175である。

表 1 6:高齢者における推定結果 (福岡)

死亡例	推定値	t 値	確率値
75-80 才ダミー	.0463463	6.607	0.000
80-85 才ダミー	-.0089916	-1.325	0.185
85-90 才ダミー	-.0623109	-9.312	0.000
90-95 才ダミー	-.0832468	-9.514	0.000
95-才ダミー	-.1386456	-10.137	0.000
女性ダミー	-.1444849	-32.079	0.000
死亡1ヶ月前ダミー	-.2751136	-36.043	0.000
死亡2ヶ月前ダミー	-.4553633	-55.052	0.000
死亡3ヶ月前ダミー	-.5298239	-59.323	0.000
死亡4ヶ月前ダミー	-.6020022	-63.895	0.000
死亡5ヶ月前ダミー	-.6389961	-63.780	0.000
死亡6ヶ月前ダミー	-.6736646	-63.752	0.000
死亡7ヶ月前ダミー	-.7078588	-62.164	0.000
死亡8ヶ月前ダミー	-.7289592	-58.059	0.000
死亡9ヶ月前ダミー	-.7571551	-52.244	0.000
死亡10ヶ月前ダミー	-.7742408	-41.837	0.000
5月ダミー	-.0153273	-1.795	0.073
6月ダミー	-.025912	-2.939	0.003
7月ダミー	-.0024126	-0.261	0.794
8月ダミー	-.028563	-3.003	0.003
9月ダミー	-.0268539	-2.717	0.007
10月ダミー	-.0048721	-0.483	0.629
11月ダミー	-.0361408	-3.359	0.001
12月ダミー	-.0283973	-2.487	0.013
1月ダミー	-.0283173	-2.257	0.024
2月ダミー	-.0977258	-6.249	0.000
外来ダミー	-.0665164	-14.272	0.000
歯科ダミー	-.1153257	-13.804	0.000
定数項	8.013958	702.031	0.000
標準偏差	.7106202	407.847	0.000

非死亡例			
75-80 才ダミー	-1.1559357	-0.766	0.444
80-85 才ダミー	-1.1777062	-0.868	0.385
85-90 才ダミー	-1.1975799	-0.865	0.387
90-95 才ダミー	-53.00832	-41.293	0.000
95-才ダミー	-1.059909	-1.454	0.146
女性ダミー	1.079297	6.663	0.000
脱退 1ヶ月前ダミー	118.8285	183.747	0.000
脱退 2ヶ月前ダミー	-2.378659	-9.005	0.000
脱退 3ヶ月前ダミー	-2.380655	-8.042	0.000
脱退 4ヶ月前ダミー	-2.686933	-8.240	0.000
脱退 5ヶ月前ダミー	-2.764488	-8.988	0.000
脱退 6ヶ月前ダミー	-2.643428	-8.258	0.000
脱退 7ヶ月前ダミー	-2.399352	-7.157	0.000
脱退 8ヶ月前ダミー	-2.699429	-6.845	0.000
脱退 9ヶ月前ダミー	-3.29967	-7.093	0.000
脱退 10ヶ月前ダミー	-3.248576	-5.247	0.000
5 月ダミー	-0.117478	-0.040	0.968
6 月ダミー	-2.785687	-0.956	0.339
7 月ダミー	-7.531137	-2.463	0.014
8 月ダミー	-7.771303	-2.560	0.010
9 月ダミー	-4.956636	-1.502	0.133
11 月ダミー	-1.076189	-3.008	0.003
12 月ダミー	-7.577497	-2.029	0.042
2 月ダミー	-1.298076	-3.188	0.001
外来ダミー	2.498271	13.249	0.000
歯科ダミー	.9741964	4.036	0.000
定数項	6.298076	17.108	0.000
標準偏差	1.968257	40.443	0.000
$\log(\pi/(1-\pi))$	4.514746	85.778	0.000
π	.98917214		

Note:標本数は 21809 人、111268 個である。対数尤度は-12377.85 で、定数項を除く全ての説明変数が 0 であるとする帰無仮説は 1% 有意水準で棄却される。事後的な死亡者である確率は .9891721 である。

表 17:10 月までの高齢者における推定結果 (福岡)

死亡例	推定値	t 値	確率値
75-80 才ダミー	.0303244	2.393	0.017
80-85 才ダミー	-.0346733	-2.865	0.004
85-90 才ダミー	-.0710228	-5.885	0.000
90-95 才ダミー	-.0660782	-4.154	0.000
95-才ダミー	-.1498542	-6.292	0.000
女性ダミー	-.1918838	-23.940	0.000
死亡1ヶ月前ダミー	-.2392422	-21.831	0.000
死亡2ヶ月前ダミー	-.4110346	-33.305	0.000
死亡3ヶ月前ダミー	-.4316432	-28.649	0.000
死亡4ヶ月前ダミー	-.5049735	-27.864	0.000
死亡5ヶ月前ダミー	-.5337045	-21.747	0.000
5 月ダミー	-.0098317	-0.862	0.389
6 月ダミー	-.0126022	-1.038	0.299
7 月ダミー	.0531694	3.852	0.000
8 月ダミー	.036764	2.288	0.022
9 月ダミー	.0438748	2.163	0.031
外来ダミー	.050047	5.649	0.000
歯科ダミー	-.0816356	-5.438	0.000
定数項	7.977468	441.815	0.000
標準偏差	.6223757	155.577	0.000

非死亡例			
75-80 才ダミー	.2490167	2.089	0.037
80-85 才ダミー	-.1009323	-0.886	0.376
85-90 才ダミー	-.0672022	-0.577	0.564
90-95 才ダミー	-.3111361	-1.901	0.057
95-才ダミー	-.6435239	-2.475	0.013
女性ダミー	.2588314	3.183	0.001
脱退 1ヶ月前ダミー	-1.048445	-9.771	0.000
脱退 2ヶ月前ダミー	-1.38675	-11.444	0.000
脱退 3ヶ月前ダミー	-1.612896	-10.717	0.000
脱退 4ヶ月前ダミー	-1.938122	-10.409	0.000
脱退 5ヶ月前ダミー	-1.637053	-6.627	0.000
5月ダミー	.0194518	0.174	0.862
6月ダミー	-.2341992	-1.937	0.053
7月ダミー	-.3077891	-2.248	0.025
8月ダミー	-.1579997	-1.011	0.312
9月ダミー	-.0287764	-0.150	0.881
外来ダミー	.4243605	4.994	0.000
定数項	8.025853	46.356	0.000
標準偏差	1.508774	47.638	0.000
$\log(\pi/(1-\pi))$	2.578441	39.779	0.000
π	.92946113		

Note:標本数は 11266 人、33453 個である。対数尤度は-36217.675 で、定数項を除く全ての説明変数が 0 であるとする帰無仮説は 1%有意水準で棄却される。事後的な死亡者である確率は .917428 である。

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』
分担報告書

Competing Risk モデルを用いての入院期間の分析
分担研究者 大日康史 大阪大学社会経済研究所

要約：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、その一つ一つを丁寧に統計学的に対応することによって、問題点を克服する。その結果、転帰に関わらず、また分母を入院患者数あるいは被保険者数のいずれの場合でも、高医療費県である福岡、北海道では入院期間一年以上の割合が高い。他方で低医療費県である千葉、長野では入院期間半年未満、特に一ヶ月の比率が高くなる傾向が見られる。

A. 研究目的

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、日本はだんとつ的一位で40.8日である。二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(2001)）。しかしながら、両者を合わせた、つまり、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。治癒した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事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、その一つ一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。

B. 研究方法

1. 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年度国民健康保険縦覧点検データ（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（ICD10中分類、主疾病のみ、12ヶ月のうち平成9年5月のみ）などが利用可能である。しかし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事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同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月一ヶ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。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。

- ・当月内での入院期間は、連続していると考え。 (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。)
- ・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。 (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。)
- ・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、回復不可能な末期にのみ入院し、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と地域と、初期に入院して入院期間は長期に渡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、本稿の問題意識にとって非常に重要な情報である転帰の別の記載はない。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、それらを精査に検討する。

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。

また、国保脱退に関しては、何ら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されなければならない。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点である。この区別をlatent classとしてFinite Mixtureモデルとして推定したのが大日(2002)である。本稿での分析にとって脱退か死亡かの区別は非常に重要なので、大日(2002)の事後的な死亡者確率が50%以上の標本を死亡、以下の標本を脱退とする。以下の推定では、脱退したと思われる症例は非死亡例がright censoringとして扱う。

2. 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二つある。まず第一に重要な点は、二つの退院のタイプ(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))¹⁾。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 する事になる。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_i 、考察する期間を 1 から T として、尤度関数は

$$\begin{aligned} \log L &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} \left\{ (1-d_i) \log \int_{\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_1}^{\delta_t^i - X_t^i \beta_1} \int_{\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_2 + h_i}^{\delta_t^i - X_t^i \beta_2 + h_i} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \right. \\ &\quad \left. + d_i \log \int_{\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_1}^{\delta_t^i - X_t^i \beta_1} \int_{\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_2 + h_i}^{\delta_t^i - X_t^i \beta_2 + h_i} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \right\} \\ h_1 &= \frac{\varepsilon_1 - (\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_1)}{\lambda_1} \\ h_2 &= \frac{\varepsilon_2 - (\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_2)}{\lambda_2} \\ \lambda_t &= \frac{\delta_t^i - \delta_{t-1}^i}{\delta_t^i - \delta_{t-1}^i} \text{ for } t = 2, \dots, T-1 \\ \lambda_T &= \lambda_T = 1 \end{aligned} \quad (1)$$

と表される。

本稿で用いるデータが有しているもう一つの重要な点は Left Censoring である。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 Rightt Censoring と同じである。当然ながら(1)式は Right (Left) Censoring を考慮されていない。そこで、(1)式の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事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、

$$\begin{aligned} \log L^c &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (1-C_{it}) y_{it} \left\{ (1-d_i) \log \int_{\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_1}^{\delta_t^i - X_t^i \beta_1} \int_{\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_2 + h_i}^{\delta_t^i - X_t^i \beta_2 + h_i} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \right. \\ &\quad \left. + d_i \log \int_{\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_1}^{\delta_t^i - X_t^i \beta_1} \int_{\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_2 + h_i}^{\delta_t^i - X_t^i \beta_2 + h_i} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \right. \\ &\quad \left. + c_{it} \log \int_{\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_1}^{\delta_t^i - X_t^i \beta_1} \int_{\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_2 + h_i}^{\delta_t^i - X_t^i \beta_2 + h_i} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \right\} \\ h_1 &= \frac{\varepsilon_1 - (\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_1)}{\lambda_1} \\ h_2 &= \frac{\varepsilon_2 - (\delta_{t-1}^i - X_{t-1}^i \beta_2)}{\lambda_2} \\ \lambda_t &= \frac{\delta_t^i - \delta_{t-1}^i}{\delta_t^i - \delta_{t-1}^i} \text{ for } t = 2, \dots, T-1 \\ \lambda_T &= \lambda_T = 1 \end{aligned} \quad (2)$$

で示される。

説明変数は、10才刻み年齢ダミー、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。

(倫理面への配慮)

本研究で調査・分析されたデータは匿名で収集し、氏名はもちろんのこと、市区町村以上に住所が特定化されることはない様に設計されている。また、分析は常に統計処理を施した上で公表するとし、標本数が極端に少なくなる様な分類は行われていない。

C. 研究結果

推定結果が、北海道、千葉、長野、福岡の順で表2~4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才未満における性差) 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才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才未満を有意な差はない。有意な場合には、全て正であり、10才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1～6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1～3は非死亡例について、図4～6は死亡例についてまとめている。また、図1, 4は年齢計、図2, 5は70才以上、図3, 6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、一ヶ月未満が最も高く、割合は漸次低下するが、12ヶ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、長野では一ヶ月未満の入院患者の割合が多く、逆に12ヶ月以上の入院患者は北海道、福岡が多い。前者は医療費が相対的に安い区、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1～6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にして、それとの割合を図示したのが図7～12である。非死亡例では、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。一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一ヶ月未満が非常に高い。他方、若人では入院期間半年未満大きな差はないが、一年以上ではやはり福岡、北海道で高い。両者を併せて、長野の入院期間一ヶ月の比率が福岡、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、一年以上では福岡、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。入院期間一ヶ月未満の比率は、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一年以上では、これまでと同様である。若人の死亡例では若干入院期間一年以上では差があるが、大きな相違は見られない。

D. 考察

まとめると、地域差は非死亡例、死亡例問わず入院期間一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、入院期間一年以上は一ヶ月未満に匹敵している。

E. 結論

本稿では、4道県の入院期間を、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一年以上で、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、そうした入院期間一年以上の格差がどこから生じているのかを考える必要があるだろう。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知れない。あるいは、医療機関や医師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は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。

F. 健康危機情報

特になし

G. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

【謝辞】

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。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、含まれているかも知れ

ない誤りの責任は筆者にある。

【脚注】

1) 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), Lindeboom 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))。

2) 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(2001)がある。

3) 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., L. M. LaCou(2001), "Prepayment Risk in Adjustable Rate Mortgages Subject to Initial Year Discounts: Some New Evidence," *Real Estate Economics*, 29(2), pp. 305-27.

Chirikos. T. N., G. Nestel(1991), "Occupational Differences in the Ability of Men to Delay Retirement," *Journal of Human Resources*, 26(1), pp. 1-26.

Di-Salvo. 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., 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.

Enberg. J., P. Gottschalk, 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. 775-96.

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, 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. 414-27.

Khandker. R. K. (1988), "Offer Heterogeneity in a Two State Model of Sequential Search," *Review of Economics and Statistics*, 70(2), pp. 259-65.

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. 243-64.

Narendranathan. W, 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. 331-40.

Omori, Y. (2001), "Gender Differences in Union Voice Effects on Quits: A Competing Risks Model Approach," memo.

Popkowski. L. P. T. L., H. J. P. Timmermans (1996), "An Unconditional Competing Risk

Hazard Model of Consumer Store-Choice Dynamics," *Environment and Planning A*, 28(2), pp. 357-68.

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, J. Huber (1999), "Smoking Status and Public Responses to Ambiguous Scientific Risk Evidence," *Southern Economic Journal*, 66(2), pp. 250-70.

Withers, S. D. (1998), "Linking Household Transitions and Housing Transitions: A Longitudinal Analysis of Renters," *Environment and Planning A*, 30(4), pp. 615-30.

Yang, T. T., H. Buist, I. F. Megbolugbe. (1998), "An Analysis of the Ex Ante Probabilities of Mortgage Prepayment and Default," *Real Estate Economics*, 26(4), pp. 651-76.

大日康史(2001),「ガン治療の費用対延命効果における非効率性の測定」、『医療費の地域差』、(郡司編)第12章、東洋経済新報社。

大日康史(2002),「高齢化の医療費への影響についての分析:年齢要因と死亡前期間要因」,厚生労働省科学研究補助金「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(2001),『医療費の地域差』,東洋経済新報社。

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.

松浦和幸(1999),「平均在院日数の都道府県格差の分析」,厚生指標,46巻1号,pp.24-35.

渡辺勲・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

画序「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:橋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。

表1:記述統計量

	北海道		千葉県	
	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
女性ダミー	.5187	.4698	.5085	.4817
女性年齢				
10代	.0083	.0110	.0088	.0090
20代	.0255	.0398	.0437	.0570
30代	.0221	.0284	.0318	.0349
40代	.0232	.0201	.0277	.0169
50代	.0384	.0241	.0471	.0225
60代	.0925	.0621	.0939	.0531
70代	.1416	.0910	.1180	.0939
80代	.1274	.1398	.1054	.1470
90以上	.0207	.0413	.0129	.0349
男性年齢				
10代	.0091	.0114	.0107	.0098
20代	.0104	.0194	.0188	.0249
30代	.0125	.0194	.0187	.0196
40代	.0237	.0308	.0336	.0295
50代	.0372	.0371	.0554	.0470
60代	.1098	.1039	.1247	.1048
70代	.1470	.1315	.1271	.1280
80代	.0987	.1401	.0729	.1225
90以上	.0091	.0211	.0052	.0174
right censoring				
	.2874	0	.2413	0
left censoring				
	.1273	.2254	.0867	.1202
	長野県		福岡県	
	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例
入院期間	2.2410	2.4103	2.9751	2.7615
女性ダミー	.4970	.4582	.5217	.4778
女性年齢				
10代	.0064	.0078	.0081	.0095
20代	.0185	.0353	.0242	.0347
30代	.0186	.0234	.0218	.0249
40代	.0183	.0146	.0219	.0165
50代	.0326	.0199	.0355	.0229
60代	.1085	.0639	.0987	.0594

70代	.1501	.1025	.1397	.1017
80代	.1148	.1443	.1313	.1524
90以上	.0144	.0340	.0253	.0463
男性年齢				
10代	.0076	.0085	.0104	.0104
20代	.0098	.0173	.0130	.0210
30代	.0112	.0112	.0142	.0182
40代	.0249	.0257	.0272	.0312
50代	.0403	.0378	.0403	.0382
60代	.1314	.1139	.1105	.1046
70代	.1634	.1433	.1425	.1384
80代	.0901	.1495	.0914	.1276
90以上	.0057	.0199	.0083	.0213
right censoring				
	.2264	0	.3051	0
left censoring				
	.0784	.1392	.1393	.2317

Note: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。

表2:北海道における推定結果

非死亡例	推定値	確率値
女性ダミー	-.0729406	0.008
女性年齢		
10代	.2566551	0.000
20代	.2966217	0.000
30代	.5235448	0.000
40代	.9785756	0.000
50代	1.04894	0.000
60代	.9847276	0.000
70代	1.095789	0.000
80代	1.437429	0.000
90以上	1.842294	0.000
男性年齢		
10代	.21068	0.000
20代	.7192069	0.000
30代	1.035755	0.000
40代	1.229953	0.000
50代	1.175013	0.000
60代	.9797349	0.000
70代	.9859627	0.000
80代	1.141054	0.000

90以上	1.440163	0.000
定数項	-.5596957	0.000
閾値2	.6800253	0.000
閾値3	.9382742	0.000
閾値4	1.075583	0.000
閾値5	1.148204	0.000
閾値6	1.182461	0.000
閾値7	1.201677	0.000
閾値8	1.211277	0.000
閾値9	1.21775	0.000
閾値10	1.220102	0.000
閾値11	1.221287	0.000
死亡例		
女性ダミー	.0353644	0.688
女性年齢		
10代	.0325699	0.728
20代	.1893062	0.010
30代	.3532382	0.000
40代	.8195322	0.000
50代	1.051567	0.000
60代	1.236925	0.000
70代	1.467822	0.000
80代	1.695426	0.000
90以上	1.754899	0.000
男性年齢		
10代	.1412534	0.107
20代	.5448935	0.000
30代	.8269397	0.000
40代	1.008891	0.000
50代	1.145431	0.000
60代	1.336351	0.000
70代	1.460013	0.000
80代	1.572231	0.000
90以上	1.656683	0.000
定数項	-.8959866	0.000
閾値2	.6049344	0.000
閾値3	.9020383	0.000
閾値4	1.111628	0.000
閾値5	1.266597	0.000
閾値6	1.388208	0.000
閾値7	1.487247	0.000
閾値8	1.568296	0.000
閾値9	1.636173	0.000
閾値10	1.68461	0.000
閾値11	1.733944	0.000
標本数 (非死亡例)	214121	
標本数 (死亡例)	32700	

対数尤度	-3283321
Wald 統計量	21613
確率値	≤0.0001

60代	1.200181	0.000
70代	1.03373	0.000
80代	1.148259	0.000
90以上	1.161059	0.000

表 3: 千葉における推定結果

	推定値	確率値
女性ダミー	-.0708147	0.062
女性年齢		
10代	.2446844	0.000
20代	.2099513	0.000
30代	.4311297	0.000
40代	.8646661	0.000
50代	.9059267	0.000
60代	.8544529	0.000
70代	.9449455	0.000
80代	1.178396	0.000
90以上	1.47518	0.000
男性年齢		
10代	.2957778	0.000
20代	.5454109	0.000
30代	.8268906	0.000
40代	.9790255	0.000
50代	.916967	0.000
60代	.807876	0.000
70代	.8144851	0.000
80代	.9437605	0.000
90以上	1.108628	0.000
定数項	-.5546238	0.000
閾値 2	.7186676	0.000
閾値 3	.9790666	0.000
閾値 4	1.119772	0.000
閾値 5	1.187554	0.000
閾値 6	1.219743	0.000
閾値 7	1.239394	0.000
閾値 8	1.251156	0.000
閾値 9	1.257516	0.000
閾値 10	1.259954	0.000
閾値 11	1.261014	0.000

死亡例

女性ダミー	-.0443486	0.687
女性年齢		
10代	.0334311	0.787
20代	.0845341	0.345
30代	.2551039	0.006
40代	.8556805	0.000
50代	.9969214	0.000

男性年齢		
10代	.2892618	0.008
20代	.3951978	0.000
30代	.6104452	0.000
40代	.8208328	0.000
50代	.9154255	0.000
60代	1.113881	0.000
70代	1.031982	0.000
80代	1.087361	0.000
90以上	1.155046	0.000

定数項	-.9368077	0.000
閾値 2	.5977252	0.000
閾値 3	.9183622	0.000
閾値 4	1.14798	0.000
閾値 5	1.315655	0.000
閾値 6	1.449041	0.000
閾値 7	1.544085	0.000
閾値 8	1.631762	0.000
閾値 9	1.725973	0.000
閾値 10	1.795618	0.000
閾値 11	1.844123	0.000

標本数 (非死亡例)	109802
標本数 (死亡例)	20676

対数尤度	-166602
Wald 統計量	7765
確率値	≤0.0001

表 4: 長野における推定結果

	推定値	確率値
女性ダミー	-.090895	0.095
女性年齢		
10代	.2701893	0.000
20代	.369101	0.000
30代	.4950388	0.000
40代	.9809845	0.000
50代	.966608	0.000
60代	.8147022	0.000
70代	.8748009	0.000
80代	1.080144	0.000
90以上	1.239741	0.000
男性年齢		

10代	.1500971	0.019
20代	.7033769	0.000
30代	.9431427	0.000
40代	1.039924	0.000
50代	.9969367	0.000
60代	.7299597	0.000
70代	.7081411	0.000
80代	.8018477	0.000
90以上	.9367559	0.000
定数項	-.5444942	0.000
閾値2	.6899935	0.000
閾値3	.9792079	0.000
閾値4	1.130406	0.000
閾値5	1.212961	0.000
閾値6	1.259134	0.000
閾値7	1.286688	0.000
閾値8	1.301312	0.000
閾値9	1.310512	0.000
閾値10	1.314659	0.000
閾値11	1.316281	0.000
死亡例		
女性ダミー	-.0149901	0.926
女性年齢		
10代	.0673201	0.721
20代	.2669185	0.050
30代	.5073617	0.000
40代	1.064651	0.000
50代	1.071561	0.000
60代	1.363943	0.000
70代	1.382984	0.000
80代	1.423462	0.000
90以上	1.406772	0.000
男性年齢		
10代	-.0078308	0.965
20代	.5978361	0.000
30代	.8301343	0.000
40代	1.093818	0.000
50代	1.039278	0.000
60代	1.287583	0.000
70代	1.314946	0.000
80代	1.357712	0.000
90以上	1.251048	0.000
定数項	-.9535606	0.000
閾値2	.6434374	0.000
閾値3	.9966956	0.000
閾値4	1.236426	0.000
閾値5	1.42396	0.000

閾値6	1.571935	0.000
閾値7	1.695237	0.000
閾値8	1.805637	0.000
閾値9	1.881047	0.000
閾値10	1.918615	0.000
閾値11	2.006614	0.000
標本数(非死亡例)	69249	
標本数(死亡例)	10111	
対数尤度	-103679	
Wald統計量	3136	
確率値	≤0.0001	

表5:福岡における推定結果

	推定値	確率値
女性ダミー	-.0469603	0.122
女性年齢		
10代	.2228794	0.000
20代	.2406832	0.000
30代	.5124694	0.000
40代	1.067545	0.000
50代	1.103876	0.000
60代	1.027087	0.000
70代	1.097083	0.000
80代	1.465065	0.000
90以上	1.933241	0.000
男性年齢		
10代	.2621108	0.000
20代	.7343516	0.000
30代	1.037912	0.000
40代	1.233993	0.000
50代	1.197298	0.000
60代	1.034853	0.000
70代	.9590159	0.000
80代	1.129848	0.000
90以上	1.449474	0.000
定数項	-.5475213	0.000
閾値2	.6701359	0.000
閾値3	.9221457	0.000
閾値4	1.05648	0.000
閾値5	1.126152	0.000
閾値6	1.158834	0.000
閾値7	1.176481	0.000
閾値8	1.187613	0.000
閾値9	1.193294	0.000
閾値10	1.196161	0.000
閾値11	1.19746	0.000

<u>死亡例</u>		
女性ダミー	-.0110994	0.908
女性年齢		
10代	.1005695	0.302
20代	.0750514	0.343
30代	.3809783	0.000
40代	.8846487	0.000
50代	1.074216	0.000
60代	1.308057	0.000
70代	1.431406	0.000
80代	1.613723	0.000
90以上	1.775419	0.000
男性年齢		
10代	.224682	0.012
20代	.5646977	0.000
30代	.8649575	0.000
40代	.9408512	0.000
50代	1.035662	0.000
60代	1.256751	0.000
70代	1.320482	0.000
80代	1.41519	0.000
90以上	1.560746	0.000
定数項	-.8725248	0.000
閾値2	.579045	0.000
閾値3	.8627624	0.000
閾値4	1.057179	0.000
閾値5	1.208128	0.000
閾値6	1.318427	0.000
閾値7	1.403712	0.000
閾値8	1.485683	0.000
閾値9	1.54076	0.000
閾値10	1.584426	0.000
閾値11	1.625042	0.000
標本数 (非死亡例)	209640	
標本数 (死亡例)	33242	
対数尤度	-330929	
Wald 統計量	21412	
確率値	≤0.0001	

图1 非死亡例

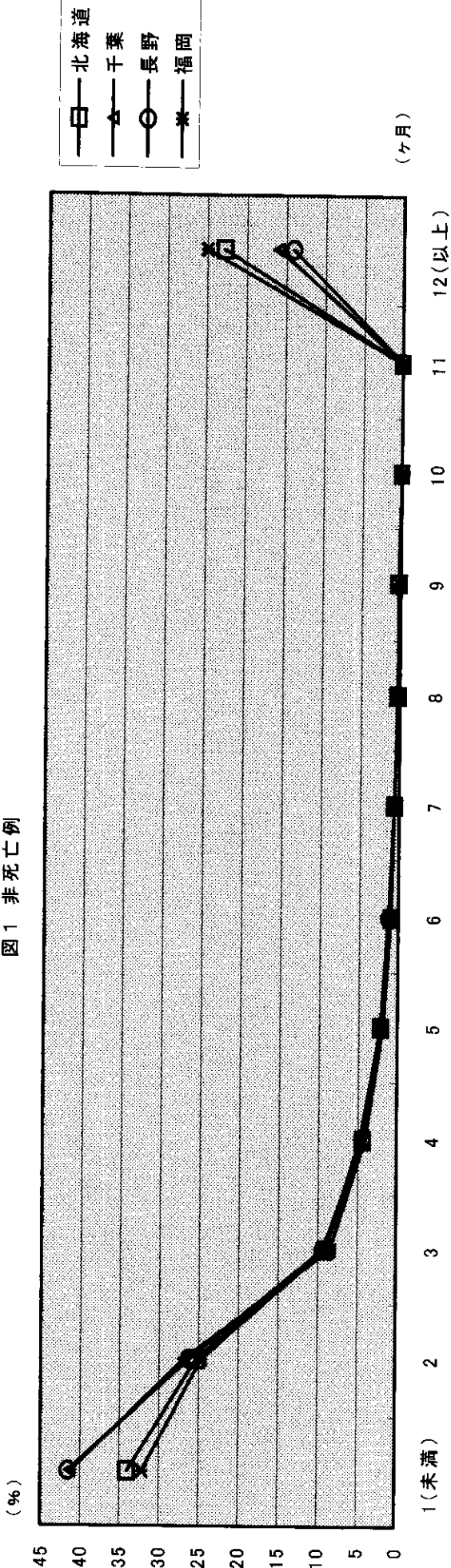


图2 死亡例

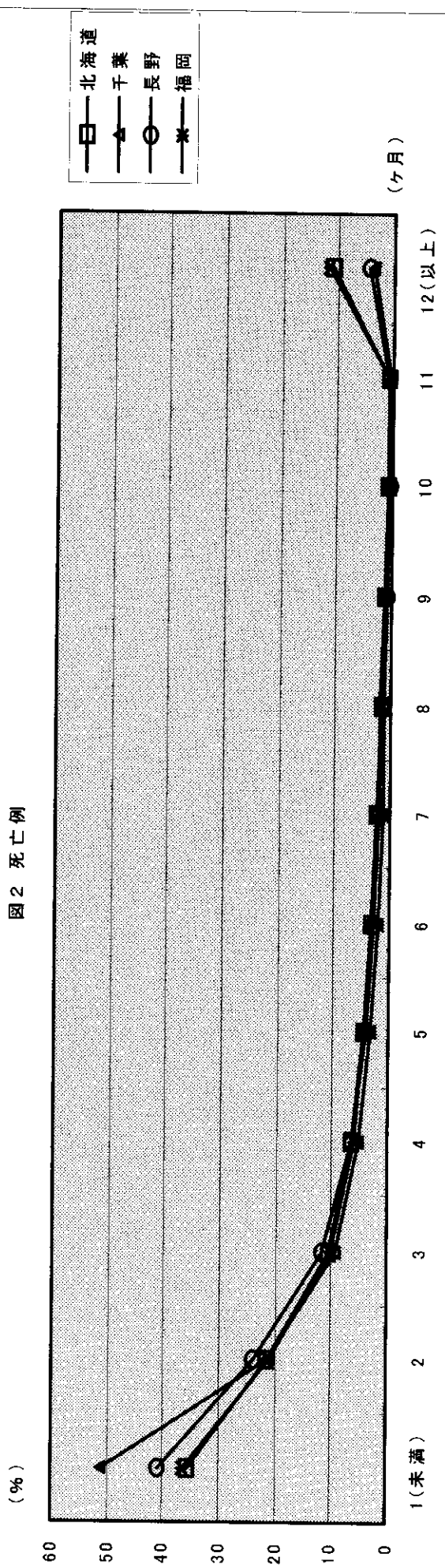


図3 非死亡例(高齢者)

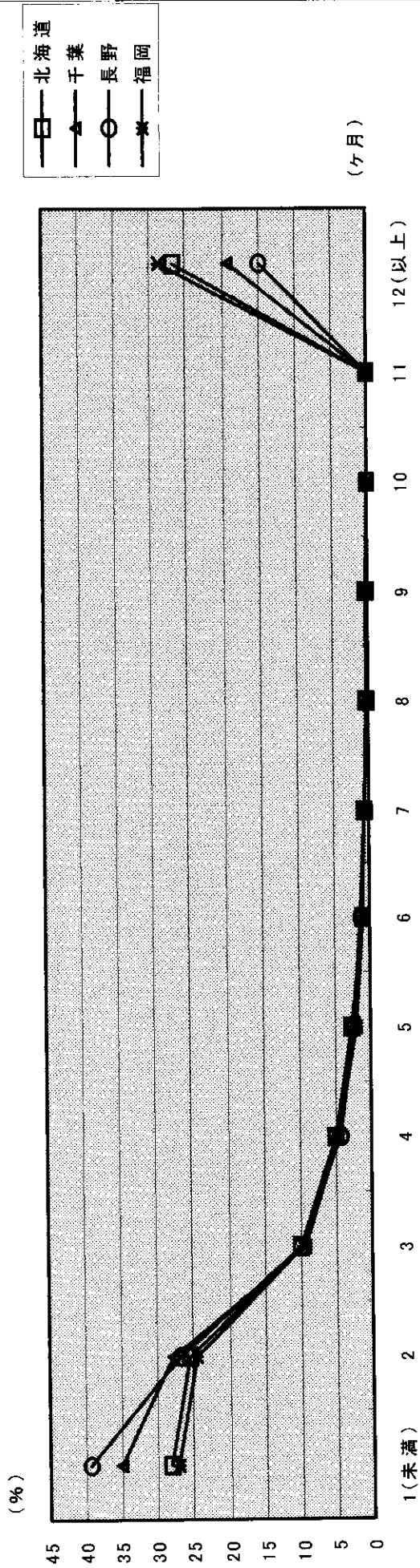


図4 死亡例(高齢者)

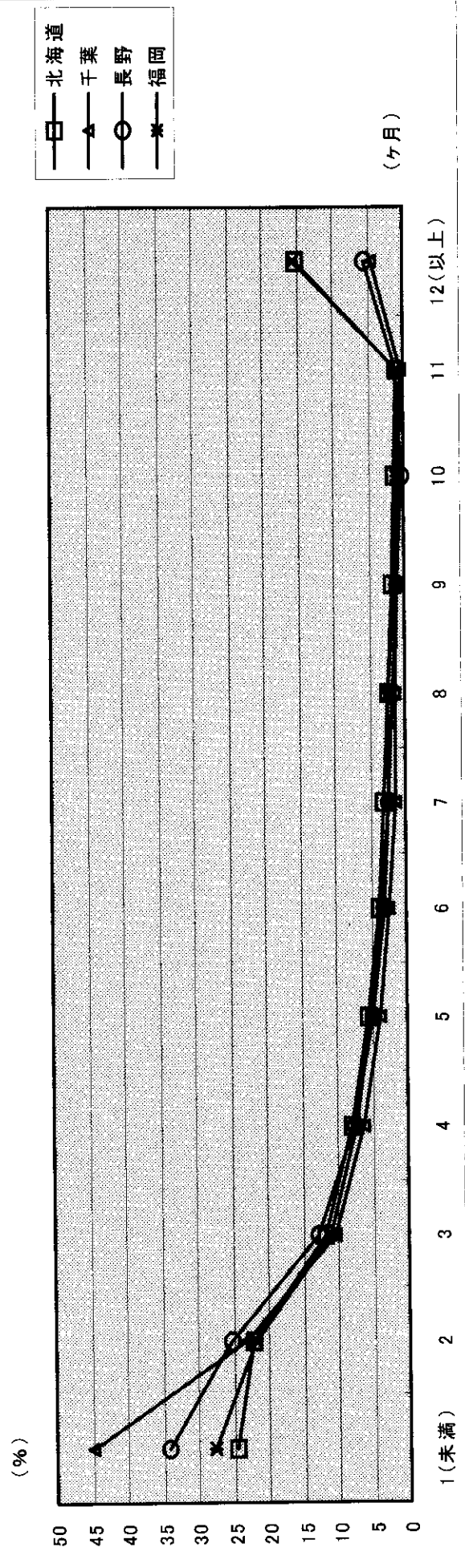


图5 非死亡例(对被保险者数)

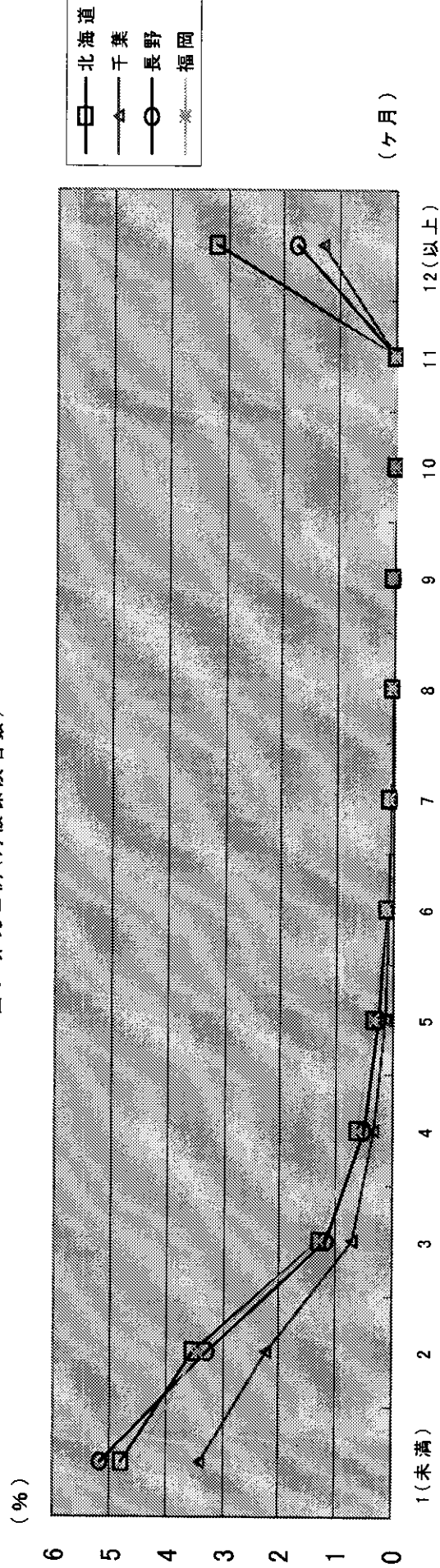


图6 死亡例(对被保险者数)

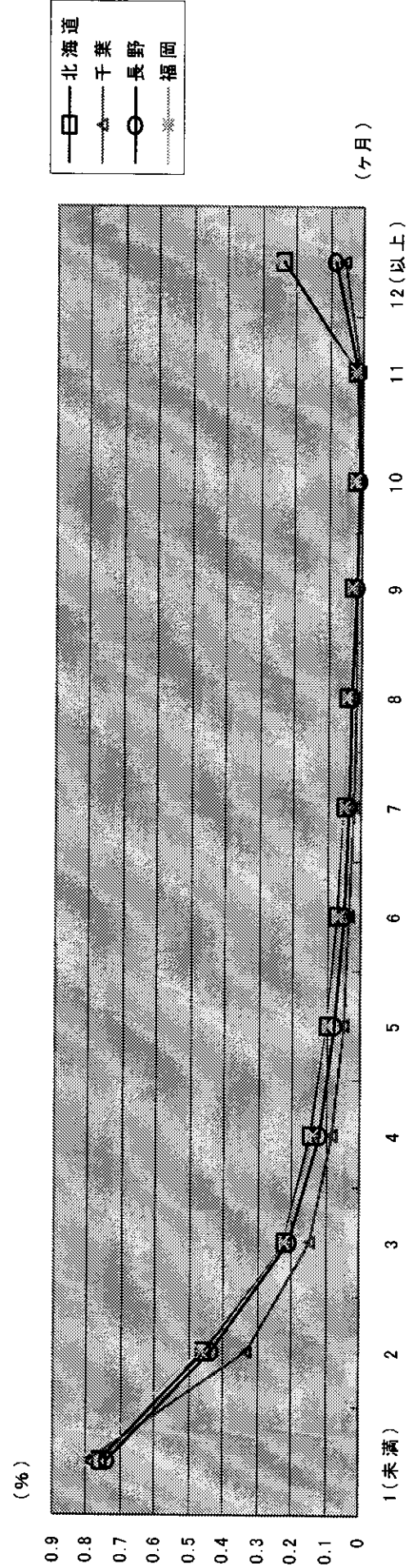


图7 非死亡例(高齢者)(对被保险者数)

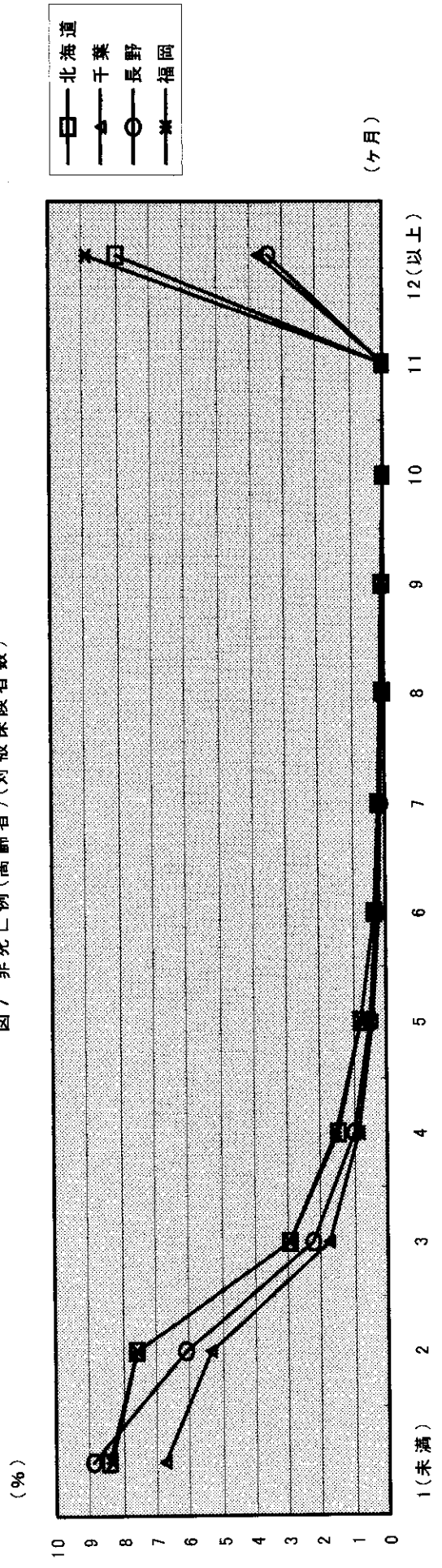


图8 死亡例(高齢者)(对被保险者数)

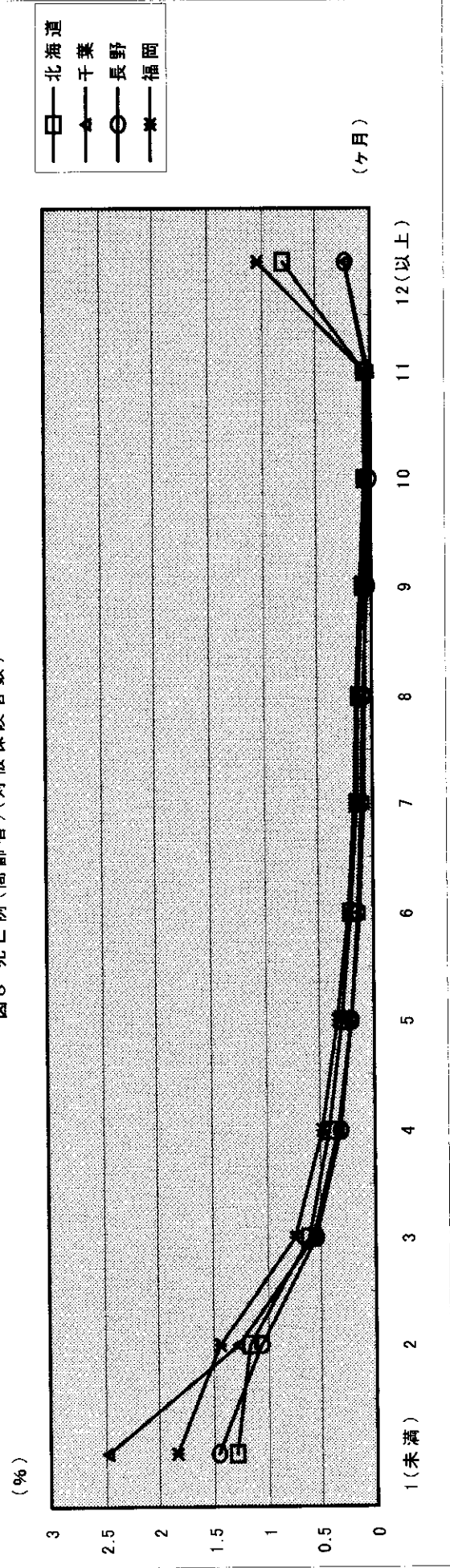


图9 非死亡例(若人)

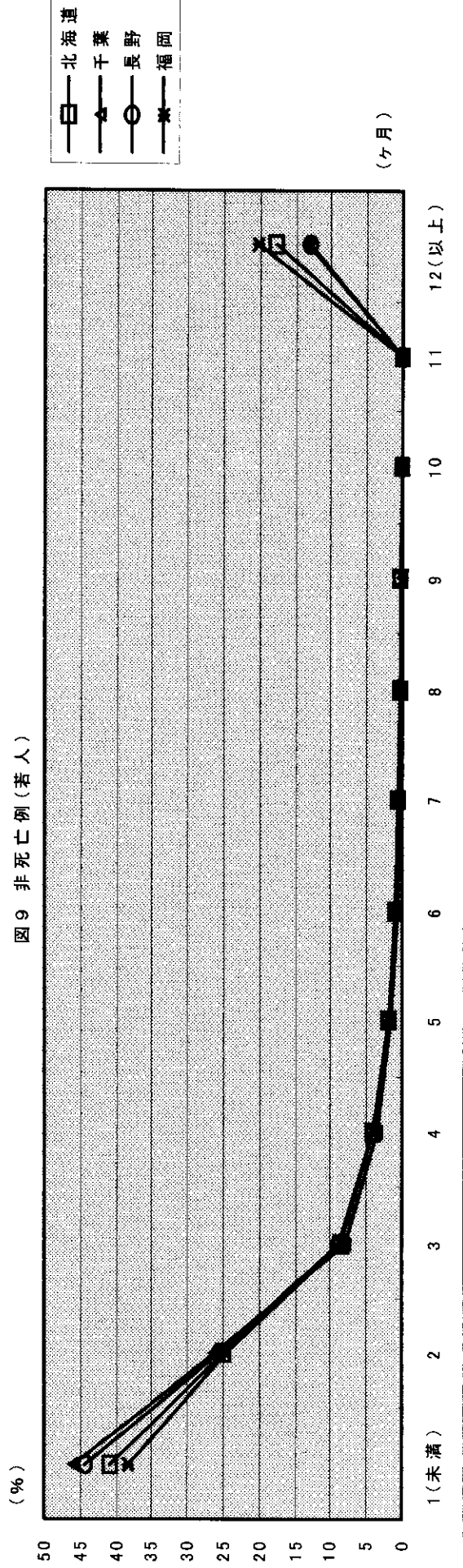


图10 死亡例(若人)

