

生存時間分析を用いた入院医療需要の影響要因分析： 「椎間板障害」に対する一適用例

菅原 琢磨*

効果的な医療費適正化策の立案，実行のためには医療資源消費の構造あるいは医療需要の決定要因について詳細かつ厳密な情報の蓄積が不可欠である。しかしわが国ではこのような目的に十分応えうるデータセットは未だ不備な状況にあるといえ，問題の社会的重要性に比して十分な研究が制約される大きな要因となっている。社会医療診療行為別調査をはじめ，医療資源消費の情報の蓄積を図ってきた既存の大規模マイクロデータは，全国を網羅し，経年的，系統的に情報が蓄積されている点できわめて魅力的であるが，調査期間が短期間（通常1か月）に限定されるため，患者の受療開始から終了までのエピソードの構成が難しく，患者情報のフォローアップが不完全な「打ち切りデータ（censored data）」が多量に発生するという分析上の問題を有している。これらの打ち切りデータを除外すると相対的に治療期間の短いサンプルに偏るため，分析結果にバイアスが生じる可能性がある。

本稿では以上の問題に対する一試みとして，平成7年～平成9年の「医療給付受給者状況調査」のマイクロデータから政府管掌健康保険の加入者で「椎間板障害」による入院サンプルを抽出し，特に臨床医学統計等において打ち切りデータを扱う際に頻用される生存時間分析（survival analysis）を適用し，入院期間として顕在化される入院医療需要の影響要因について分析をおこなった。分析の結果，入院自己負担率が1割の被保険者本人の平均入院期間が14.2日であったのに対し，負担率2割の被扶養者は8.6日となり，両群の入院継続関数の分布には統計的に有意な差が確認された。さらに被保険者本人・被扶養者の別，診療所・病院の入院先の別，レセプト傷病数等が患者の退院行動に有意な影響を与えていることが示された。また打ち切りを多数含むこのようなマイクロ・レベルデータを用いた医療資源消費の分析について，本稿で適用した生存時間分析の解析手法が有効であることが示唆された。

キーワード 生存時間分析，打ち切りデータ，椎間板障害，自己負担率，エピソード

1. はじめに

わが国では低迷する厳しい経済基調のもと今後の急激な高齢者増大を鑑み，逼迫する医療費財源への対応がまさに喫緊の課題となっている。このような環境下では今後導入が予定される政策の影響にきわめて重大な関心が寄せられることはいう

までもないが，効果的な医療費適正化策の立案，実行のためには，医療資源消費の構造あるいは医療需要の決定要因について詳細かつ厳密な情報の蓄積が不可欠である。しかしこれまでもすでに多くの指摘があるように，わが国ではこのような分析目的に十分応えうるデータセットはきわめて不備な状況であり，近年，国，医師会，特定医療機関あるいは保険者など，各々の関係者におけるデータセット構築の努力が認められるものの，問

* 学習院大学経済学部，勸医療科学研究所

題の社会的重要性に比して十分な研究の蓄積が制約される大きな阻害要因となっている。

わが国にも「社会医療診療行為別調査」等、医療資源消費の状況を捕捉する目的で個々の診療情報を収集する大規模全国調査が存在しているが、もともと医療経済分析での活用を十分意図しておらずデータへのアクセスそのものが限られることから、これらを活用した研究成果はこれまで限定されている。とはいうものの、医療情報の整備・蓄積が未だ不十分なわが国の現況において、このような大規模マイクロデータは経年的かつ系統的に全国を幅広くフォローしている点で魅力的かつ貴重なものであることも事実である。ただしその解析にあたっては、データセット固有の性格から分析対象や分析方法は自ずと制約されるため、これらの明確な切り分けと工夫が必要とされるのである。

このようなデータを活用した分析における最大の問題は、調査が毎年、特定月に限っておこなわれるため、個々人の受診開始から終了迄といったエピソードの完結をフォローすることができないサンプルを相当数含む点にある。治療期間が通常1ヶ月以上に及び疾病の治療に関しては、情報の損失は一層深刻といえる。

以上の点から医療資源消費の構造を個々の診療情報を反映したマイクロ・レベルで詳細に分析するには、今後とも各関係者間でエピソードへの集計作業を含む地道なデータセット構築の努力が続けられるべきである。しかしこれらの作業には膨大な時間と労力が必要とされることを考えると、これまで蓄積されてきた大規模マイクロデータの利点を生かし「情報の損失」など不十分な点に配慮しつつこれらを最大限有効活用する方策を検討し、意義ある結果を導く努力を並行して行うべきであると考えられる。

本稿では以上の認識を背景とした一試みとして、社会保険庁「医療給付受給者状況調査」の入院データセットに対し、特に臨床医学統計等において

「打ち切り (censor(ing))」データを扱う際に頻用される生存時間分析 (survival analysis) を適用し、特に「椎間板障害 (intervertebral-disk disease)」に該当する患者の退院行動 (確率) に影響を与える諸因について分析を行うことにした。

なおマイクロデータの利用、解析にあたって個人情報保護に最大限の注意が払われるべきであることはいうまでもないが、本分析でもサンプルの匿名性確保については万全の配慮がなされたことを強調しておきたい¹⁾。

2. 分析対象および方法

(1) 対象データ

分析対象とされたデータは平成7年から平成9年までの3年分の社会保険庁「医療給付受給者状況調査」である。本調査は主として70歳以上を除く政府管掌健康保険および船員保険の加入者 (社会保険) および70歳以上の老人等加入者 (老人保健) の医療給付の受給者状況を調査することを目的としており、毎年4月分として請求された診療報酬明細書を対象に、系統抽出されたレセプトが調査客体とされている (Appendix 1に「調査概要」を抜粋して示す)。

本データには、受診者について年齢、性別のほか、被保険者と被扶養者の別、保険種別 (政管、船員、日雇特例の別)、レセプトの種類 (社会保険・老人保健の別)、保険者の業態 (37分類)、事業所の被保険者数、標準報酬 (月額)、疾病分類 (119分類)、傷病数 (レセプト傷病数) といった情報が収録されている。また診療、資源消費の情報については「入院」、「入院外」、「歯科」区分のほか、主傷病の診療開始日、最も古い診療年月日、本月診療実日数、決定点数、入院時食事療養費にかかる情報が収録され、医療機関について病院・

¹⁾ 公的に収集された医療情報の管理と活用のあり方を考える上で野口 *et al.* (2001) は参考になる。

診療所の区分、医療機関所在地（都道府県）が識別可能となっている。基本的な調査の性格が「給付調査」なため、診療行為の内容、転帰など治療の成果、医療機関の開設者種別、病床数などの情報は得ることができない。ただし被保険者の特性についてはその事業所の業態や、標準報酬月額、事業所の被保険者数など分析上有用と考えられる情報の入手が幾つか可能になっている。

(2) 解析データセットの作成

解析データセットの作成にあたっては、既定のファイル・レイアウトに基づき収録データを読み込み3年分のデータをマージした²⁾。収録データには3月以前の診療で請求遅延のため4月診療分と共に請求されたものが含まれるため、当該年4月診療分でないデータは除外した。その他記入漏れや入力上のエラーが明らかなものも分析から除外した。

この作業段階で抽出されたサンプル数は以下のとおりである。

サンプル総数：平成9年：303,495：平成8年：296,409：平成7年：288,868
「入院」サンプル数：平成9年：93,273：平成8年：93,071：平成7年：91,286
「入院外」サンプル数：平成9年：173,364：平成8年：167,725：平成7年：163,477
「歯科」サンプル数：平成9年：36,858：平成8年：35,613：平成7年：34,105

「入院外」については翌月へ跨ぐケースについて1か月間の診療状況の情報のみでエピソードを構成することが困難であると考えられること、「歯科」については傷病番号がふられていないことから今回は分析の対象外とした。したがって分

析対象は医科の「入院区分」に限られている。

データの調査・収集期間が1か月に限られていることから発生する「打ち切り」問題（患者情報のフォローアップが終了しておらず、エンドポイント（退院）に至っていない）、入院患者のエントリー時期が各々異なる等の問題に対処する上で、後述する生存時間分析は有効な手法ではあるが、対象傷病について打ち切りデータの割合が非常に高い場合には観察期間の妥当性を検討する必要があるなど結果の一般化に注意を要する。現実には期間内に受診開始から退院までのエピソードが完結しているサンプル比率が高い傷病は、比率の低い傷病に比べ推定精度を確保する上で好都合といえる。したがってまず1か月間の収録情報で診療エピソードの概ね全体を把握可能なサンプルがデータセット中にどの程度含まれているか、以下の抽出基準にもとづき傷病別に確認することしよう。作業の概要は以下のとおりである。

「最も古い診療年月」項目で当該年4月分のみ抽出 「主要傷病の診療開始年月」項目で当該年4月分のみ抽出 「主要傷病の診療開始年月」項目と「本月診療実日数」項目により当月内に診療エピソードが収まるサンプルを抽出 レセプト記載の「傷病数」が1あるいは2であるものを抽出

の具体例)

- a. 「入院」区分、診療開始日：4月10日、本月診療実日数：10日
- b. 「入院」区分、診療開始日：4月25日、本月診療実日数：6日 ×
（4月30日に退院したか翌月に入院治療が継続したか判別不可のため除外）

で傷病数を1あるいは2としたのは、合併症・併発症に関する情報、重症度に関する情報が得られないため、これらをできるだけコントロールするためである。また、この段階で診療開始日が

²⁾ 本稿におけるデータセット作成、解析作業はすべてSAS Release.6.11を用いておこなっている。

不明な「左側打ち切り」データは除外されている。これは傷病にともなう受診がランダムに発生していると考えれば、今後の分析でも大きな影響を与えるものではなかろう。表1は以上の作業をおこなった平成9年4月診療分の傷病分類別サンプル頻度・累積頻度である。

平成7年、平成8年のデータに関しても、傷病分類別のサンプル頻度に特に大きな差異は認められない。各年の総収録サンプル数はおよそ30万件と膨大であるが、単一レセプトで入院から退院までのエピソードを捕捉可能な入院サンプル数は、傷病別に区分すると意外に少数であることが伺われる。

分析に適当な対象傷病の選択基準として、傷病区分が大きく括られず特定傷病として凡そ確定できるもの（例えば「その他の×疾患」などは不適當）通常の治療において入院期間が概ね1か月程度で収まると考えられるもの分析に耐えうるサンプル数が確保可能なもの入院療養期間（入院医療需要）について医師の意思決定だけでなく、患者本人の意思決定も大きく反映される余地があること等が考えられよう。これら諸点を考慮しここでは「椎間板障害」を一分析例としてとり上げることにしよう。

椎間板障害とはその名のとおり、頸部や腰部を通る脊椎骨（椎体）間にあつて骨同士が直接干渉するのを防ぎ、加わつた力を吸収する役割を果たす軟骨である椎間板に何らかの障害が発生する疾病であり、椎間板内部の柔状物が外層を突き破つて隣接する神経を圧迫、刺激する「椎間板ヘルニア」がその代表例である。障害の発生した椎間板の部位により椎間板障害には腰椎椎間板ヘルニア、胸椎椎間板ヘルニア、頸椎椎間板ヘルニア等が含まれる。これらの障害は総じて頸部痛や腰痛等の原因となるが、その治療には臥床による安静を基本として、消炎鎮痛薬や筋弛緩薬の使用、脊髄神経を囲む硬膜の外腔への硬膜外ブロック（硬膜外注射）、温熱療法や低周波療法、牽引療法のほか

最近ではレーザー療法等が存在する。これら諸治療の効果が薄く疼痛や麻痺が継続する場合には、脱出した髄核の摘出手術が適用される場合もあるが、このような例は全体の中では相対的に少数である³⁾。

「椎間板障害」の括りはおよそ同質の傷病の特定を可能としており、当該傷病による入院期間は通常1か月に収まるものと考えられる（重症例で手術適用になった場合でも通常その入院期間は3～4週間程度とされる）。また特に積極的な侵襲療法を採らなくとも時間の経過とともに症状が寛解する例も多いことから、他の傷病に比べ入院療養とその他の場所での療養の選択について患者本人の意思決定の裁量余地は大きいものと考えられる。入院療養に関しては一般に入院外（外来）診療に比べ、市販薬、自然治癒等の代替的サービスを想定する事が困難であるから、入院医療需要に対する価格面の影響を軽々に論じることについては十分慎重でなくてはならないが、傷病治療が患者の生命維持について特に緊急性を要するものではない場合、あるいは所謂「ゴールデンタイム」後の院内での入院加療の必要性が低く、安静維持が可能であれば予後に特に大きな影響がない場合⁴⁾には、特定傷病の入院医療需要について価格面の

³⁾ 『今日の治療指針2000年版』（医学書院）では椎間板ヘルニアの治療方針についてまず保存療法をおこなうことが明記され、4週間治療しても軽快しない場合にはじめて手術を検討し6週過ぎに実施するとされている。

⁴⁾ 例えばこれまで侵襲的療法について数日の入院が必要とされてきた幾つかの傷病についてわが国でも日帰り手術を実施する医療機関が増えつつある。またその適用対象も拡大傾向にある。日帰り手術は従来必要とされた患者の入院費用（機会費用を含む）を大幅に軽減するメリットを有する（日帰り手術を実施する「湘南鎌倉総合病院」ホームページによれば従来の2～5割減）。よって本稿では直接触れないが、少なくとも日帰り手術の適用傷病の入院需要について価格の影響を分析俎上に乗せることは特に不自然ではないように思われる。

表1 平成9年4月診療分（入院）傷病分類別 サンプル頻度・累積頻度（エピソード）

傷病番号	頻度	%	累積頻度	累積%	傷病名
0101	364	5.9	364	5.9	腸管感染症
0102	8	0.1	372	6.0	結核
0103	2	0.0	374	6.0	性的伝播様式をとる感染症
0104	57	0.9	431	6.9	皮膚及び粘膜のウイルス性疾患
0105	22	0.4	453	7.3	ウイルス肝炎
0106	19	0.3	472	7.6	その他のウイルス疾患
0107	3	0.0	475	7.6	真菌症
0109	11	0.2	486	7.8	その他感染症及び寄生虫症
0201	23	0.4	509	8.2	胃の悪性新生物
0202	31	0.5	540	8.7	結腸の悪性新生物
0203	9	0.1	549	8.8	結腸移行部及び直腸の悪性新生物
0204	8	0.1	557	9.0	肝及び肝内胆管の悪性新生物
0205	9	0.1	566	9.1	気管, 気管支及び肺の新生物
0206	33	0.5	599	9.6	乳房の悪性新生物
0207	5	0.1	604	9.7	子宮の悪性新生物
0208	2	0.0	606	9.8	悪性リンパ腫
0209	2	0.0	608	9.8	白血病
0210	55	0.9	663	10.7	その他の悪性新生物
0211	261	4.2	924	14.9	良性新生物及びその他の新生物
0301	14	0.2	938	15.1	貧血
0302	10	0.2	948	15.3	その他血液, 造血器の疾患, 免疫機構障害
0401	17	0.3	965	15.5	甲状腺障害
0402	22	0.4	987	15.9	糖尿病
0403	151	2.4	1138	18.3	その他の内分泌, 栄養及び代謝疾患
0501	2	0.0	1140	18.4	血管性及び詳細不明の痴呆
0502	72	1.2	1212	19.5	精神作用物質による精神, 行動の障害
0503	10	0.2	1222	19.7	精神分裂症, 分裂症型障害, 妄想性障害
0504	15	0.2	1237	19.9	気分障害 (躁鬱病含む)
0505	13	0.2	1250	20.1	神経性障害, ストレス関連障害, 身体表現性障害
0507	15	0.2	1265	20.4	その他の精神及び行動の障害
0601	1	0.0	1266	20.4	パーキンソン病
0602	1	0.0	1267	20.4	アルツハイマー病
0603	22	0.4	1289	20.8	てんかん
0604	4	0.1	1293	20.8	脳性麻痺及びその他の麻痺性症候群
0606	40	0.6	1333	21.5	その他の神経系の疾患
0701	3	0.0	1336	21.5	結膜炎
0702	23	0.4	1359	21.9	白内障
0703	1	0.0	1360	21.9	屈折及び調節の障害
0704	31	0.5	1391	22.4	その他の眼及び附属器の障害
0802	2	0.0	1393	22.4	その他の外耳疾患
0803	11	0.2	1404	22.6	中耳炎
0804	1	0.0	1405	22.6	その他の中耳及び乳様突起の疾患
0805	15	0.2	1420	22.9	メニエール病
0806	2	0.0	1422	22.9	その他の内耳疾患
0807	15	0.2	1437	23.1	その他の耳疾患
0901	19	0.3	1456	23.4	高血圧性疾患
0902	77	1.2	1533	24.7	虚血性心疾患
0903	31	0.5	1564	25.2	その他の心疾患
0904	4	0.1	1568	25.2	くも膜下出血
0905	14	0.2	1582	25.5	脳内出血
0906	42	0.7	1624	26.2	脳梗塞
0907	1	0.0	1625	26.2	脳動脈硬化症
0908	39	0.6	1664	26.8	その他の脳血管疾患
0909	9	0.1	1673	26.9	動脈硬化症
0910	74	1.2	1747	28.1	痔核
0912	33	0.5	1780	28.7	その他の循環器系の疾患

表1 平成9年4月診療分(入院)傷病分類別 サンプル頻度・累積頻度(エピソード)つづき

傷病番号	頻度	%	累積頻度	累積%	傷病名
1001	23	0.4	1803	29.0	急性鼻咽頭炎(かぜ)
1002	70	1.1	1873	30.2	急性咽頭炎及び急性扁桃炎
1003	85	1.4	1958	31.5	その他の急性上気道感染症
1004	324	5.2	2282	36.7	肺炎
1005	140	2.3	2422	39.0	急性気管支炎及び急性細気管支炎
1006	2	0.0	2424	39.0	アレルギー性鼻炎
1007	8	0.1	2432	39.2	慢性副鼻腔炎
1008	46	0.7	2478	39.9	急性又は慢性と明示されない気管支炎
1009	1	0.0	2479	39.9	慢性閉塞性肺疾患
1010	172	2.8	2651	42.7	喘息
1011	143	2.3	2794	45.0	その他の呼吸器系の疾患
1101	1	0.0	2795	45.0	う蝕
1103	1	0.0	2796	45.0	その他の歯及び歯の支持組織の障害
1104	76	1.2	2872	46.2	胃潰瘍及び十二指腸潰瘍
1105	29	0.5	2901	46.7	胃炎及び十二指腸炎
1106	3	0.0	2904	46.8	アルコール性肝疾患
1107	6	0.1	2910	46.9	慢性肝炎(アルコール性のものを除く)
1108	1	0.0	2911	46.9	肝硬変(アルコール性のものを除く)
1109	20	0.3	2931	47.2	その他の肝疾患
1110	35	0.6	2966	47.8	胆石症及び胆のう炎
1111	9	0.1	2975	47.9	膵疾患
1112	630	10.1	3605	58.1	その他の消化器系の疾患
1201	22	0.4	3627	58.4	皮膚及び皮下組織の感染症
1202	24	0.4	3651	58.8	皮膚炎及び湿疹
1203	34	0.5	3685	59.3	その他の皮膚及び皮下組織の疾患
1301	11	0.2	3696	59.5	炎症性多発性関節障害
1302	23	0.4	3719	59.9	関節症
1303	18	0.3	3737	60.2	脊椎障害(脊椎症含む)
1304	144	2.3	3881	62.5	椎間板障害
1306	56	0.9	3937	63.4	腰痛症及び坐骨神経痛
1307	11	0.2	3948	63.6	その他の脊柱障害
1308	1	0.0	3949	63.6	肩の障害
1309	4	0.1	3953	63.7	骨の密度及び構造の障害
1310	68	1.1	4021	64.8	その他の筋骨格系及び結合組織の疾患
1401	52	0.8	4073	65.6	糸球体、腎尿細管間質性疾患
1402	2	0.0	4075	65.6	腎不全
1403	170	2.7	4245	68.4	尿路結石症
1404	19	0.3	4264	68.7	その他の尿路系の疾患
1405	7	0.1	4271	68.8	前立腺肥大症
1406	31	0.5	4302	69.3	その他の男性性器の疾患
1407	6	0.1	4308	69.4	月経障害及び閉経周辺期障害
1408	70	1.1	4378	70.5	乳房及びその他の女性性器の疾患
1501	200	3.2	4578	73.7	流産
1502	17	0.3	4595	74.0	妊娠中毒症
1504	477	7.7	5072	81.7	その他の妊娠、分娩及び産褥
1601	66	1.1	5138	82.7	妊娠及び胎児発育に関連する障害
1602	285	4.6	5423	87.3	その他の周産期に発生した病態
1701	4	0.1	5427	87.4	心臓の先天奇形
1702	24	0.4	5451	87.8	その他の先天奇形、変形及び染色体異常
1800	145	2.3	5596	90.1	症状、異常臨床所見等で他に分類されないもの
1901	252	4.1	5848	94.2	骨折
1902	9	0.1	5857	94.3	頭蓋内損傷及び内臓の損傷
1903	12	0.2	5869	94.5	熱傷及び腐食
1904	28	0.5	5897	95.0	中毒
1905	313	5.0	6210	100.0	その他の損傷及びその他の外因の影響

影響を考察することに特に不都合はないものと考えられる⁵⁾。

さて入院療養にともなう費用には、実際の支払いとして発生する入院費用の1割（被保険者本人 H7～H9.9）あるいは2割（被扶養者）といった自己負担のほか、入院期間中発生する機会費用（機会損失額）を考慮する必要がある⁶⁾。本分析ではこのような機会費用の多寡が入院期間に影響を及ぼす一因として作用する可能性を検証するため、以下の変数（SALARY1）を作成し後述するモデルに投入する。

入院を必要とする医療については入院中の労働、家事、通学などの機会を失うため、ここでは1日の入院受療のため1日の労働、家事が犠牲になるものと仮定しよう。政府管掌健康保険では、傷病治療のため労務につけない場合、1日当り賃金の6割にあたる傷病給付がなされる制度がある。そこで被保険者本人の入院による1日当り機会損失額は標準報酬月額を22分の1した値の4割と仮定する（受療のため有給休暇を利用した際の1日当り機会費用もこれに準ずる）。被扶養者の機会費用は経済企画庁調査⁷⁾に基づき、家事に関する

無償労働価値の年平均額が276万円（専業主婦（但し有配偶・無業の場合））であることを考慮しこの額を365で除して1日当り機会費用（7.56千円）とした。このようにして求められたSALARY1の基本統計量は表2に示される⁸⁾。

「高額療養費制度」では1か月の自己負担額が1病院、診療所（医科・歯科別、診療科別、入院・通院別）ごとに限度額63,600円（H8.6～）を超える場合に超過分が本人請求に基づき払い戻される。病院窓口での一時的な立替払いが困難な者に対しても無利子の融資制度（高額療養費貸付制度）が存在する。したがって自己負担の入院期間への影響は原則として、自己負担額がこの限度内にある場合に問題となる。本分析のサンプル中、決定点数との関係から高額療養費制度の適用対象と予想されたサンプルは約2.6%（14例/537例）であった。以下の分析においてこれらのサンプルを含めた場合と除外した場合の結果に大きな相違は認められなかったが、重症度に関する情報が不十分である点も考慮し、最終的な分析からこれらのサンプルは除外している。また入院環境料と一般病棟の看護料（30日以内）の和が1日当りおよそ700点であったことから、決定点数がこれを下回るサンプルも同様に除外している。

傷病別に抽出された各年度（H7～H9）のデータは3年分マージされ（ただし年度を区分する年度ダミーを加える）、さらに都道府県ベースの年平均気温（TEMPRE）、最低気温（LOWTEMP）、老年人口指数（RATAGED）、県民一人当たり県民所得（INCPERS）、65歳以上人口一人当たり老人福祉費（WEXPFAGE）、最終学歴が大学・大学院卒の者の割合（RATUNIV）、保険医療費

⁵⁾ 最近では、椎間板障害についても日帰り手術が普及する傾向にある。入院療養と日帰りとの比較では、後者の方が相対的に軽症である可能性が高く、また重傷度を一定とすれば日帰り手術は相対的に療養にともなう機会費用の高い患者に選択される可能性が高い。本稿の分析は平成7年～平成9年のデータを対象におこなっており、洗練されたスタッフと設備が求められる椎間板障害の日帰り手術がその時点で広く一般に普及していたとは一概にいえませんが、このような医療機関へのアクセスが可能で受療にともなう機会費用の相対的に大きい患者層が本稿の入院サンプルから除外された可能性は否定できない。

⁶⁾ 診療報酬改定による診療費値上げは患者の支払う治療コスト増大を意味する。本稿の分析ではこのような影響を年度ダミーで代理させたが、実際の推計において統計的有意差は認められなかった。

⁷⁾ 「あなたの家事の値段はおいくらですか？無償労働の貨幣評価についての報告」（1997）経済企画庁経済研究所国民経済計算部・無償労働に関する研究会。

⁸⁾ 具体的算定が困難なこともあり、機会費用の中には医療機関への受療にともない企業を欠勤する事による上司の査定や同僚評価、昇進に対する悪影響といったいわば「間接的」機会費用は考慮されておらず、特に被保険者本人の機会費用は現実より低くなっている可能性がある。

割合（全世帯）（MEDEXP）、消費者物価地域差指数（東京都区部＝100）（CONSPIND）、一般病床実数（TOTBED）、対10万人一般病床数（BEDPER10）といった人口学的、社会経済的要因の変数を加えデータセットを確定した⁹⁾。こうして構成された椎間板障害データセットの基本統計量は表2のとおりである。

(3) 分析方針

「医療給付受給者状況調査」の入院区分マイクロデータでは、収集データが1か月に限定されるため、個々のサンプルで診療（入院）開始時期、入院期間が異なっており、入院継続中のサンプルに打ち切り（censor）が多数発生する。入院のその後の経過について追跡不能となったこのような打ち切りデータに関しては、入院期間がある値を超えた（観測期間を超えた）ということが分かるだけで正確な入院期間は未知である。このような打ち切りデータを無視して一定期間内で観測されたサンプルのみで分析をおこなうと結果的に長期入院サンプルが除外されるため、解析結果にバイアスをとまなう可能性が高まる。

また転帰情報が欠落しているために、エンドポイントすなわち退院に至った理由は必ずしも明確でないことに注意を要する。疾病の性格上「死亡」退院例は無視しうるほど少ないと考えられるが、退院に至った理由が「治癒」なのか「中止」なのかは明らかでない。「中止」の理由が患者本人の判断に基づく症候の「軽快」に基づくものならば実質的意味において大きな問題とは考えられないが、仮に「転院」をとまなう入院療養の継続だった場合には、当該サンプルは現実の入院期間の情報を短めに与えることで結果にバイアスをもたら

⁹⁾ これらの諸変数は「地域差」の内容をより特定化する目的でデータセットに追加された。但し後述するステップワイズ法を用いた実際の推定では、これらの変数は有意な説明要因としてモデルには取り込まれなかった。

す可能性がある。

ここでは分析に用いるデータセットの診療実日数分布を確認しておこう。前節で確定した椎間板障害データセットに含まれる総サンプル（打ち切りサンプルを含む）の診療実日数の分布が図1で示される。またこの中から打ち切りサンプルのみを抽出し、これらの「当月内」診療実日数分布を示したのが図2である。図2で示された打ち切りサンプルの「実際の」診療実日数は少なくともここで区分された診療実日数を上回るから、調査期間を十分にとった場合の現実の診療実日数分布は、図1で示された分布に比べ右に偏ることが常識的に予想されよう。

ところで入院日数のような計数データ（count data）を被説明変数とする場合、最小二乗法を用いた重回帰分析の適用は、期間の確率分布に標準的な正規性を仮定することが通常困難なため不適切である。このような性格のデータを重回帰分析同様、共変量を統制しつつ扱う場合には、入院期間の分布としてワイブル分布など特定分布を仮定するパラメトリックなアプローチをとるか、比例ハザード性を前提に特定の分布形によらないセミパラメトリックな推計手法であるコックスの比例ハザードモデル（Cox proportional hazard model）を適用することが一般的となっている。基準時点から目的の反応（event）が発生するまでの時間を目的変数とする統計手法を総称して生存時間分析（survival analysis）と呼ぶが、本稿では基準時点を診療（入院）開始、イベントの発生を退院と読み替えて Kaplan-Meier 法による「入院継続曲線」の導出、導出される2つの入院継続曲線（退院率）の比較と有意差検定、コックス回帰をおこなう上で不可欠な比例ハザード性の検証、共変量を統制したコックス回帰といった一連の分析手法を椎間板障害の入院データセットに適用し、医療サービス需要者が直面するある種の価格である自己負担率の差、入院に伴い発生する機会費用、レセプト記

表2 「椎間板障害」データセット 基本統計量

変数	例数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数の属性
INSRANT	503	0.8707753	0.3357824	0	1.0000000	被保険者本人ダミー
DEPEND	503	0.1292247	0.3357824	0	1.0000000	被扶養者ダミー
HOSP	503	0.7196819	0.4496017	0	1.0000000	病院ダミー
CLINIC	503	0.2803181	0.4496017	0	1.0000000	診療所ダミー
NUMINSR	503	153.8886680	394.0474110	2.0000000	4400.00	事業所の被保険者数
SALARY	503	313.1093439	158.4428774	92.0000000	980.0000000	標準報酬月額 (千円)
MAN	503	0.7236581	0.4476331	0	1.0000000	男性ダミー
WOMAN	503	0.2763419	0.4476331	0	1.0000000	女性ダミー
DIAGCODE	503	1304.00	0	1304.00	1304.00	傷病番号 (椎間板障害)
TRDAY	503	10.7793241	7.1014988	1.0000000	30.0000000	本月診療実日数
POINT	503	17312.40	11658.12	959.0000000	62518.00	決定点数
NUMILL	503	1.4314115	0.4957663	1.0000000	2.0000000	傷病数 (2以下)
AGE 1	503	37.8270378	12.6788364	2.0000000	69.0000000	受診者年齢
AGE 2	503	39.7514911	11.6139716	17.0000000	69.0000000	被保険者年齢
PPDAY	503	1856.46	988.2755753	290.9000000	8278.67	1日当り点数
CENSOR	503	0.3061630	0.4613571	0	1.0000000	「打ち切り」識別ダミー
TEMPRE	503	15.2982107	2.7708674	9.5000000	23.0000000	平均気温 (県ベース)
LOWTEMP	503	-4.6862823	4.3012681	-14.0000000	10.3000000	最低気温 (県ベース)
POPP1KM	503	1433.00	1709.43	261.6000000	8532.60	人口密度 (1平方* ₀ 当り)
RATAGED	503	23.5662227	4.8258972	13.6900000	34.9500000	老年人口指数
INCPERS	503	2806.89	418.5485264	2108.00	4395.00	県民1人当り所得
WEXPAGE	503	191.6157058	39.7056271	135.4000000	362.5000000	65歳以上人口1人当り福祉費
RATUNIV	503	17.0636183	2.6007677	4.0000000	15.8000000	大学・院卒割合 (県ベース)(%)
MEDEXP	503	3.0022664	0.3455396	2.2700000	3.8900000	保険医療費割合 (県全世帯平均)
CONSPIND	503	90.9021869	2.6703058	85.9000000	100.0000000	物価地域差指数 (東京都区部=100)
TOTBED	503	44242.40	30684.75	8565.00	116651.00	病床実数 (県ベース)
BEDPER10	503	205.8594433	382.3284723	1.0000000	990.9000000	対10万人病床数 (県ベース)
H 7	503	0.3001988	0.4588006	0	1.0000000	平成7年診療分識別ダミー
H 8	503	0.3479125	0.4767823	0	1.0000000	平成8年診療分識別ダミー
H 9	503	0.3518887	0.4780349	0	1.0000000	平成9年診療分識別ダミー
TOHOKU	503	0.2345924	0.4241657	0	1.0000000	北海道/東北ダミー
KANTO	503	0.1451292	0.3525817	0	1.0000000	関東地方ダミー
CHUBU	503	0.2246521	0.4177685	0	1.0000000	中部地方ダミー
KINKI	503	0.0755467	0.2645346	0	1.0000000	近畿地方ダミー
CHUGOKU	503	0.1332008	0.3401299	0	1.0000000	中国地方ダミー
KYUSHU	503	0.1868787	0.3902022	0	1.0000000	九州地方ダミー
SECONSEC	503	0.4413519	0.4970428	0	1.0000000	第2次産業ダミー
THIRDSEC	503	0.5586481	0.4970428	0	1.0000000	第3次産業ダミー
SALARY1	503	5.6572926	2.4223532	1.6727273	17.8181818	1日当り機会損失額 (千円)

載の傷病数、患者の性別、年齢といった諸要因が患者の退院行動に与える影響を検証する。

3. 分析方法と結果の提示

(1) カプラン・マイヤー (Kaplan-Meier) 法による「入院継続関数」の推定

生存時間分析の手法に倣い、入院期間の分布をあらわす入院継続関数とそのハザード関数を導く

ことにしよう。なおここでいうハザード関数は、イベントを退院としているので「ある時点 (例えば入院から10日目) での退院率」に対応する。入院から10日目で退院するためには当然それまで入院していなくてはならず、そのような条件下で次の1日に退院する確率が「入院10日目退院率」ある。

入院継続関数とそのハザード関数は以下で表される。

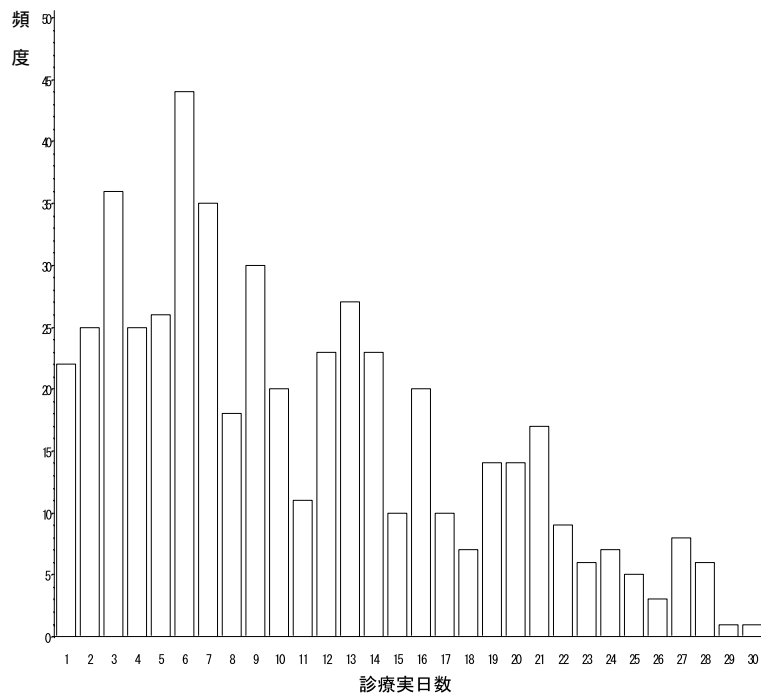


図1 椎間板障害サンプルの診療実日数分布 (全体)

表3 被保険者本人・被扶養者 サンプル構成

属性	サンプル総数	退院サンプル	打ち切りサンプル	打ち切りサンプル割合 (%)
被保険者本人	438	296	142	32.4201
被扶養者	65	53	12	18.4615
総計 (Total)	503	349	154	30.6163

入院継続関数 (t 迄入院を継続する確率を表す) :
 $S(t) = Pr(T \geq t)$ (1)
 (ただし T は入院期間を表す非負の確率変数)

ハザード関数 (ある時点 t での (瞬間) 退院率) :

$$\begin{aligned}
 h(t) &= \lim_{t \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq T < t + t | T \geq t)}{t} \\
 &= \lim_{t \rightarrow 0} \frac{S(t) - S(t + t)}{t \cdot S(t)} = - \frac{dS(t)}{dt} \cdot \frac{1}{S(t)} \\
 &= - \frac{d(\log S(t))}{dt} \quad (2)
 \end{aligned}$$

(1), (2)で示された両関数は、どちらか一方が定まればもう一方が定まるという意味で数学的には等価である。しかし統計解析手法を用いてデータから関数を推定する際には、ハザード関数そのものの推定は誤差の影響を大きく受け易く安定的でないため一般的ではない。そこでセミパラメトリックな推定法である Kaplan-Meier 法によって入院継続関数の推定をおこなう。ここでは特に同一保険内で入院医療について患者自己負担率に明示的な差が認められる政府管掌健康保険の被保険者本人、被扶養者の2群について層別し推計をおこなうことにしよう。

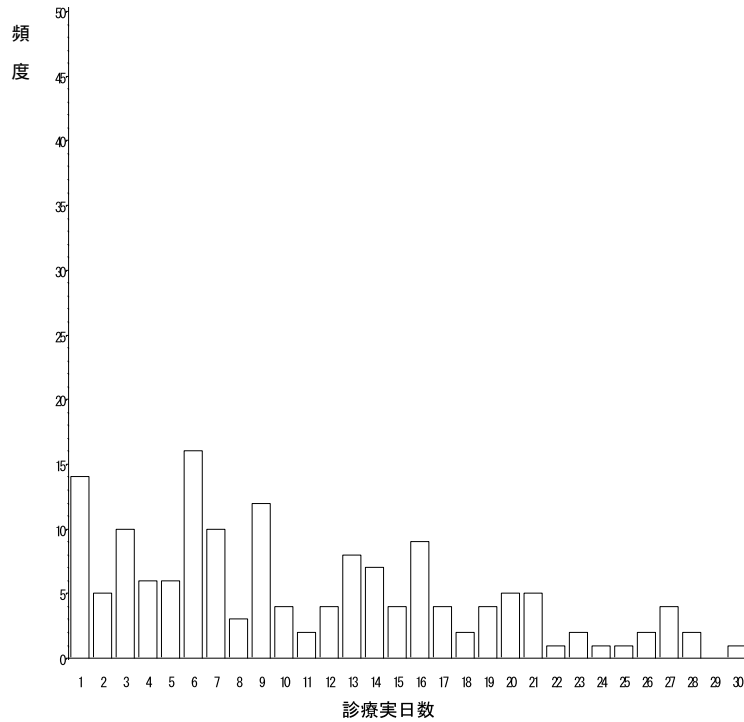


図2 椎間板障害の診療実日数分布（打ち切りデータのみ）

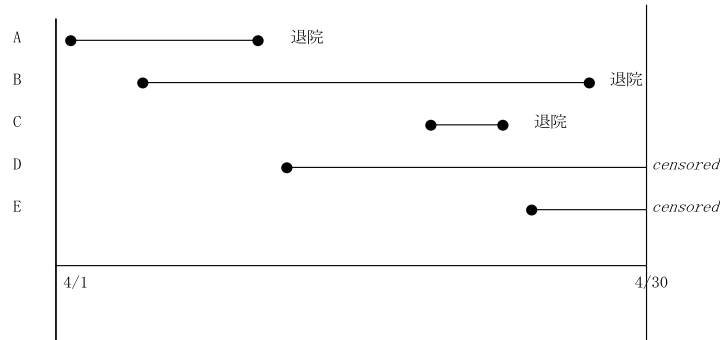


図3 調査対象月における患者の入退院状況の一例

2群のデータ構成は以下の表3で示されるとおりである。

カプラン・マイヤーの推定法 (product-limit-estimation) についてその考え方を簡単に記述しておこう¹⁰⁾。ここでは仮に分析対象とする入院患者の調査状況が図3で示されるとしよう。これを調査期間に記録された入院期間の日数の長さ (打

ち切りのため追跡不能になったサンプルを含む) で並び換えたのが図4である。

一般に調査期間で対象とされた入院患者総数を n_0 人としよう。この中でこの期間に退院が確認

¹⁰⁾ ここでの記述は古川・丹後 (1993), 丹後 (2000) 等に拠るところが大きいことを明記する。

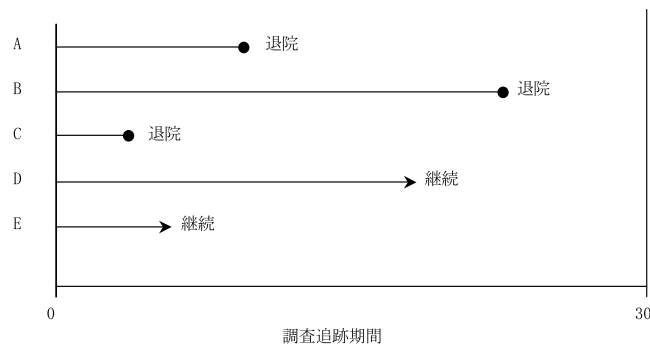


図4 調査期間の長さで終了時点での患者の状態

された患者（エピソードを完結した患者）の入院日数の長短を昇順に並べると $t_1 < t_2 < \dots < t_m$ (但し $j = 1, 2, \dots, m$) と書くことができる。入院日数 t_j を記録した患者の数 d_j が $d_j > 1$ である場合には複数の入院患者が同じ入院日数を記録していることを意味している。次に左閉右开区間 $[t_j, t_{j+1})$ において w_j 人の患者情報が打ち切られた (但し $t_0 = 0, t_{m+1} =$) と仮定することにしよう。この場合、時点 t_j の直前において $n_j = (d_j + w_j) + (d_{j+1} + w_{j+1}) + \dots + (d_m + w_m)$ 例の患者が入院していることになる。したがって t_j 時点を経てその直後を $t_j + t$ と表すならば $(t_j, t_j + t)$ の間には $(n_j + d_j) / n_j \times 100$ (%) の割合の患者が入院していることになるから、 $t_j + t$ 時点における入院継続率 $S(t_j + t)$ は $S(t_j + t) = (n_j - d_j) / n_j \cdot S(t_{j-1} + t)$ であり $S(t_j + t) = ((n_1 - d_1) / n_1) \cdot \dots \cdot (n_j - d_j) / n_j$ ($n_i - d_i / n_i$) となる。また左閉右开区間 $[t_j, t_{j+1})$ における任意の時点での入院継続率 $S(t) = S(t_j + t)$ (但し $t_j < t \leq t_{j+1}$) である。したがってこれを一般的な形で書けば、 $S(t) = \prod_{j: t_j < t} (n_j - d_j) / n_j$ と表現され、これが Kaplan・マイヤー法による入院継続曲線の基本的な推定式として与えられるものである¹¹⁾。

推定された被保険者本人、被扶養者の入院継続関数が図5である。これによれば被扶養者の方が被保険者本人に比べ退院率（退院ハザード）が高

く、相対的に早期退院する人の割合が高いことが示されている。

層別された患者の平均入院継続期間は、入院継続曲線を時間で積分した面積 (μ) に等しいから $\mu = \int_0^m S(t_j)(t_j - t_{j-1})$ で算術的には与えられる¹²⁾。被保険者本人、被扶養者について各々推定された平均入院継続期間の推定値、標準誤差、メディアンほか各分位点の推定値は表4で示されるとおりである。これによれば被保険者本人の平均入院継続期間は14.15日 (S.E.: 0.43) であるのに対し被扶養者は8.63日 (S.E.: 0.61) と短く、メディアンの点推定値も各々13日と7日で差が認められている。

層別した両群の入院継続関数の差異を、打ち切りデータを考慮してノンパラメトリックに検定する方法としてログランク検定と一般化ウィルコクソン検定が挙げられる¹³⁾。これらの検定結果が表5であり、ともに1%水準で統計的に有意な差が認められている。

¹¹⁾ 推定法の詳細はKaplan and Meier (1958) を参照のこと。また推定された関数の推定誤差 (標準誤差) はGreenwoodの公式で導かれるが、この公式の導出については、大橋・浜田 (1995) を参照のこと。

¹²⁾ 入院日数の最大値が「退院」でなく「打ち切り」である場合には、 μ は負の方向へバイアスを持つ可能性があることに留意しなくてはならない。

¹³⁾ これら検定法の詳細はBreslow (1970), 古川・丹後 (1993) を参照のこと。

表4 平均入院継続期間（寛解期間）の推定値，標準誤差，各分位点

分位点	推定値	95% 信頼区間	
		[下限, 上限]	
75%	21.0000	20.0000	22.0000
50%	13.0000	12.0000	14.0000
25%	7.0000	6.0000	8.0000
平均値*	14.1501	標準誤差	0.4313

*最長サンプルが「打ち切り」であるため，負のバイアスを伴う可能性がある。

【被扶養者】

分位点	推定値	95% 信頼区間	
		[下限, 上限]	
75%	12.0000	9.0000	14.0000
50%	7.0000	6.0000	9.0000
25%	4.0000	3.0000	6.0000
平均値	8.6331	標準誤差	0.8080

表5 入院継続率関数の有意差検定結果（ログランク検定・一般化ウィルコクソン検定）

Test	Chi-Square	DF	Pr >
			Chi-Square
Log-Rank	27.8164	1	0.0001
Wilcoxon	24.5631	1	0.0001

両曲線は（最初期を除き）交差することなく推移しており，比例ハザード性（2群間のハザード比が時点によらず一定であること）の成立を検証するため出力した図6の2重対数プロット（入院継続関数の推定値 S の $\log(-\log S)$ を縦軸，診療日数TRDAYの対数を横軸にとってプロットしたもの）でも両群にほぼ平行な関係が認められることから，これらに比例ハザード性の成立を仮定することはリーズナブルである。更にSchoenfeld (1982) が比例ハザード性を検証するため提案した残差 (Schoenfeld residual) と期間との相関係数も0.025 ($p = 0.64$) とほぼ無相関であることが示されており，この点からも比例ハザード性は満足されていると見て差し支えなからう¹⁴⁾。

(2) 多変量調整を施したコックス回帰 (Cox Regression) モデルの推計と結果

前節の分析において政府管掌健康保険に加入する被保険者本人と被扶養者ではその入院継続関数について統計的に有意な差が認められることが明らかとなった。しかしこの差をそのまま両者の自己負担率の差によるものと単純に結論づけることは無論できない。被保険者本人と被扶養者の両群には，年齢や性別，傷病数の相違，受療にともなう機会損失など自己負担率の差以外にも考慮，統制すべき要因が存在しているからである。したがってこれらの諸要因を統制した上で，さらに被保険

¹⁴⁾ 比例ハザード性の検証の詳細についてはSchoenfeld (1982)，丹後ほか (1996) 参照のこと。

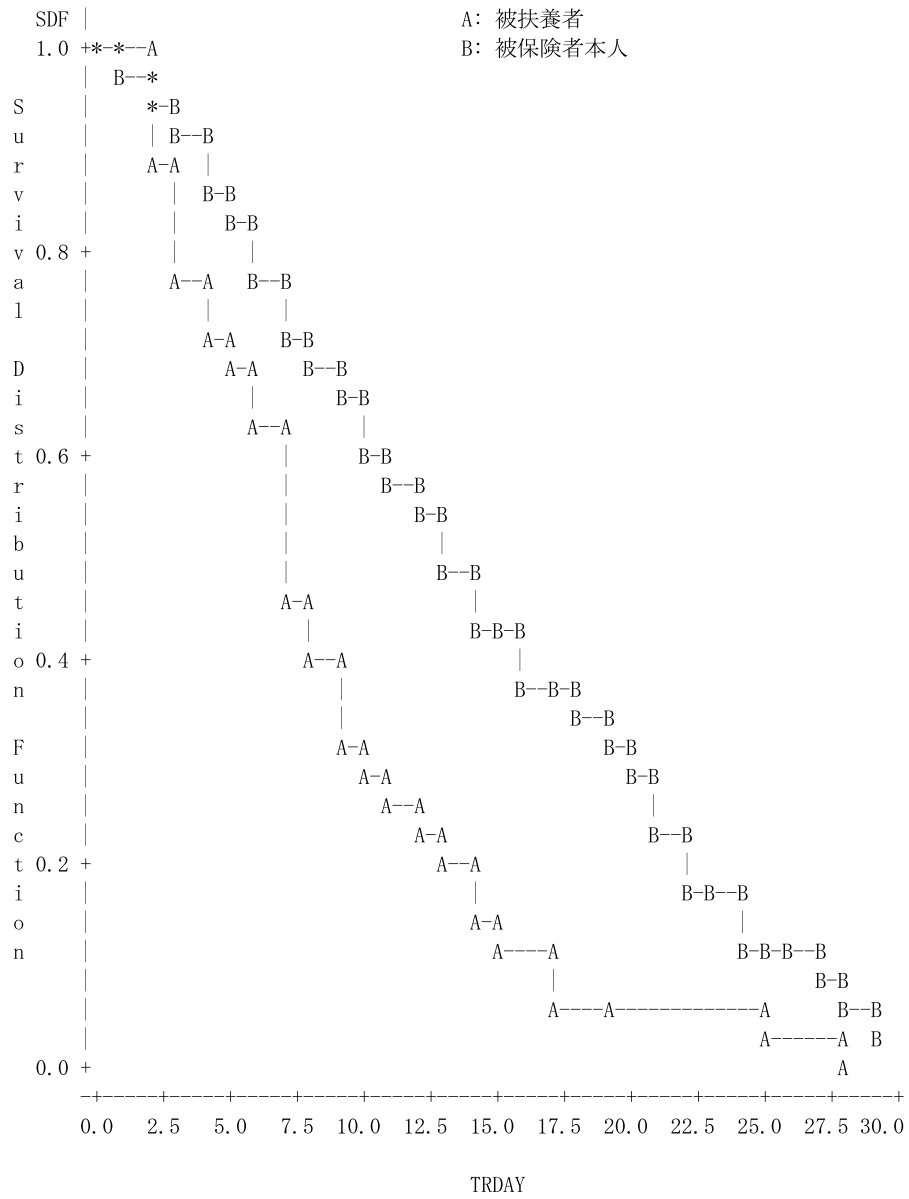


図5 推定された「入院継続関数」のプロット

者本人と被扶養者との間に退院率の有意差が認められるか否かを検証しておく必要がある。

前節で確認したように2群間のハザード比が時点によらず一定であること(比例ハザード性)を仮定できれば、入院期間の分布に特定の確率分布を仮定することなく共変量の効果を推定すること

が可能である。このような回帰分析手法はモデルの発案者にちなみコックス回帰(Cox Regression)と呼ばれる。

このモデルでは諸属性 $X: X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ を有する入院患者の入院継続率を $S(t, X)$ とした場合、式(3)でモデルが定式化される。

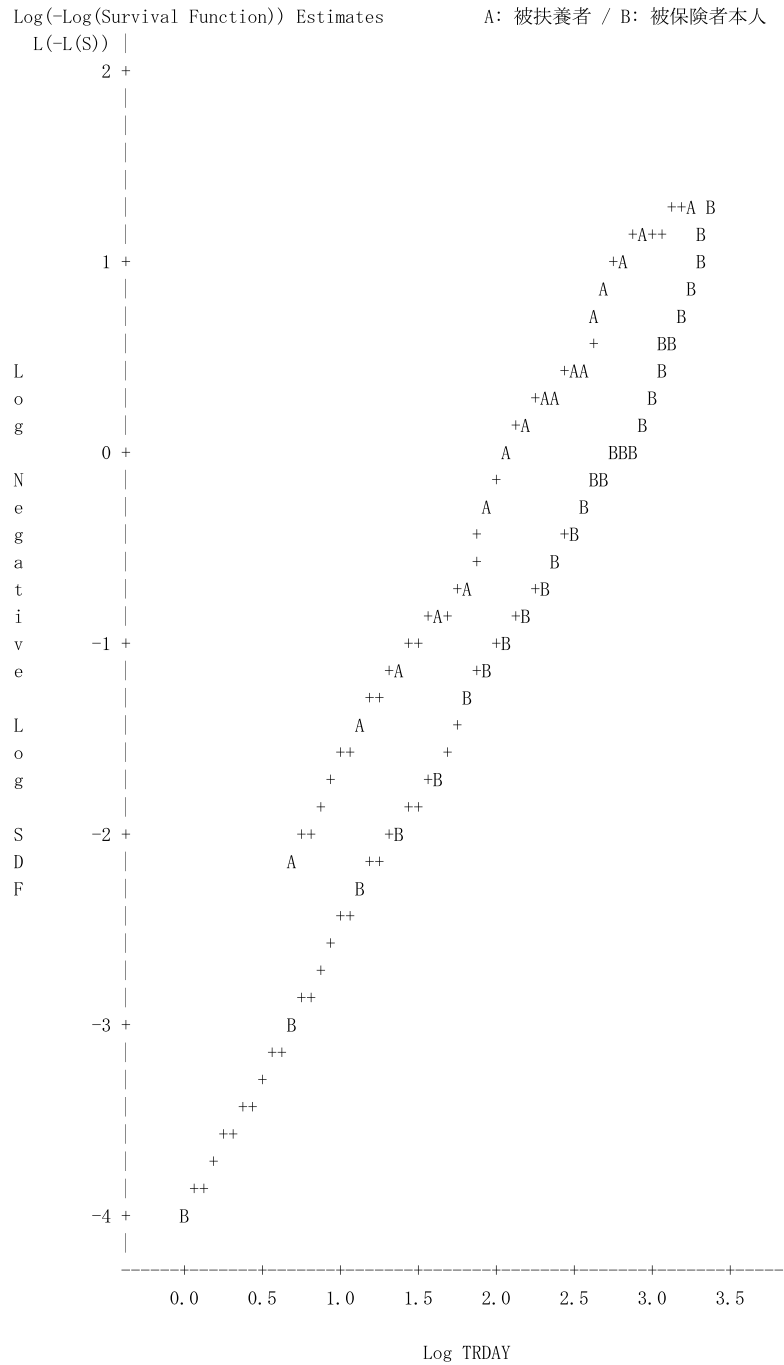


図6 比例ハザード性の検証（2重対数プロット）

$$S(t, X) = S_0(t)^{\exp(\beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k)} \quad (3)$$

(3)式において $S_0(t)$ は平均的入院患者の入院継続率を表し、個々 X のにかかる係数 β が各々の属性の入院継続率（換言すれば退院率）に及ぼす影響を表すウェイトになっている。また(3)式で表

表6 椎間板障害に対するコックス回帰分析結果

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > Chi-Square
INSRANT	1	-0.560308	0.17124	10.70675	0.0011
HOSP	1	-0.375588	0.13299	7.97598	0.0047
NUMILL	1	-0.221697	0.11146	3.95635	0.0467
PPDAY	1	0.000453	0.0000547	68.61886	0.0001
AGE1	1	-0.007421	0.00470	2.49413	0.1143
SALARY 1	1	0.038102	0.02721	1.96094	0.1614

される入院継続関数を退院ハザード関数で書き換えると以下の(4)式が与えられる。

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n) \quad (4)$$

諸属性の異なる2人の患者を $\{(X, Y) : X = (X_1, X_2, \dots, X_n), Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)\}$ とすると両患者のハザード比は(5)式で表され、時点によらず一定であることが分かる(比例ハザード性の仮定)。

$$\frac{h(t, X)}{h(t, Y)} = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n)}{\exp(\beta_0 + \beta_1 Y_1 + \dots + \beta_n Y_n)} = \exp(\beta_1(X_1 - Y_1) + \dots + \beta_n(X_n - Y_n)) \quad (5)$$

またある特定の属性差(例えば自己負担率の差)を(5)式の X_1, Y_1 とし、その他の属性をすべて統制した場合にハザード比は $\exp(\beta_1)$ で与えられることから、この値は当該属性差に基づく相対リスク比を表すことになる。なお $H_0 : \beta_1 = 0$ を帰無仮説とする $H_1 : \beta_1 \neq 0$ の検定統計量はZ値で、 $Z = \hat{\beta}_1 / S.E.(\hat{\beta}_1) \sim N(0,1)$ に従うものとされる。

本節ではデータセットにこのような解析手法を適用し、幾つかの共変量を統制した上で自己負担率の異なる両群に退院率の差(ハザードの差)が認められるか否か検証する。実際の推定の第1段階では、被保険者本人と被扶養者の別以外に

HOSP(病院と診療所の別), SALARY 1(機会損失額), MAN(男女の別), H 8, H 9(年度区分), NUMILL(傷病数), AGE 1(受診者年齢), PPDAY(1日当り決定点数), BEDPER10(10万人当り病床数)等の様々なダミー、共変量がモデルに投入されたが、最終的な推定結果は被保険者本人と被扶養者の別(INSRANT)を強制取込変数として指定し、ステップワイズ法を適用して得ている。その結果が表6である。

結果から(4)式にもとづく次のような推定モデルが得られたことになる。

$$h(t) = h_0(t) \cdot \exp(-0.560 * INSRANT - 0.376 * HOSP - 0.222 * NUMILL + 0.0005 * PPDAY - 0.007 * AGE 1 + 0.038 * SALARY 1)$$

パラメータがマイナスで与えられるINSRANT(被保険者本人), HOSP(病院), NUMILL(傷病数)では、変数の値の大きい方(ダミーの場合は1)のイベントの起こる確率が低くなることを示し、本推定ではある時点における退院率が下がる、すなわち結果的に退院が延びることを意味する。

表7にはハザード比(相対リスク比)とその95%の信頼区間が示されている。このハザード比(Risk Ratio)は共変量の値が1単位変化した場合のリスク変動を表すから、この比率が1を超える場合にはハザードを増大させる傾向(退院率を

表7 相対リスク比（ハザード比）とその95%信頼区間

変数	相対 リスク比	95%信頼区間	
		下限	上限
INSRANT	0.571	0.408	0.799
HOSP	0.687	0.529	0.891
NUMILL	0.801	0.644	0.997
PPDAY	1.000	1.000	1.001
AGE 1	0.993	0.984	1.002
SALARY 1	1.039	0.985	1.096

高める方向)、1を下回る場合にはハザードを低下させる方向(退院率を低める方向)に作用することを意味している。

表7では信頼区間に1を跨がないINSRANT、HOSPとNUMILLが統計的に有意に解釈可能であるが、他の要因を統制した上で被保険者本人である場合には被扶養者に比べ退院率は0.57倍、病院に入院した患者の場合には診療所に入院した患者の場合に比べ退院率は0.69倍¹⁵⁾、主傷病たる椎間板障害のほかレセプトに傷病数が1追加されることで退院率は0.80倍されることを示している。

4. 結語

平成7年～平成9年の医療給付需給者状況調査データから政管健保加入者のうち椎間板障害の入院患者を抽出し、患者自己負担率の差を考慮しつつ被保険者本人と被扶養者に層別して両群の退院行動の差を検討した。データに打ち切りデータが多数含まれることを考慮し、分析には生存時間分析の手法であるカプラン・マイヤー法、コックス

の比例ハザードモデルを適用した。その結果、入院自己負担率が1割の被保険者本人の平均入院期間が14.15日であったのに対し、負担率2割の被扶養者は8.63日となり、両群の入院継続関数の分布には統計的な有意差が確認された。さらに被保険者本人の退院率は被扶養者の0.57倍であること、レセプト傷病数の増加と病院への入院が各々退院率を低める可能性のあることが示された。今後被保険者本人と被扶養者の差についてより詳細な検討が必要とされるものの、両群の自己負担率の相違が椎間板障害患者の入院期間に影響を及ぼしている可能性があるものと考えられた。

医療需要、医療資源消費に影響を及ぼす様々な要因を考察する上で最も基本となる単位に受療開始から終了までを1ユニットとするエピソードが挙げられる。これまでのところわが国の医療需要、医療資源消費に関する大規模マイクロデータの調査期間は通常短期に限られることが多く、これらにおいては「打ち切り」サンプルが多数発生することからバイアスを伴わずにエピソードを構築することは容易ではない。また仮に経時的にサンプルが蓄積されていたとしても、これらを患者毎のエピソードに変換するにはこれまでのところ膨大な時間と労力が費やされているのが現状である¹⁶⁾。

本稿で入院医療需要の分析に適用を試みた生存時間分析の手法は、これまでの情報蓄積を活用しエピソード構築の負担を軽減しつつ意義ある結果を導くことが可能な点で、一定の有効性を持つも

¹⁵⁾ 既述のように本分析では重症度に関する詳細な情報がないためにその十分な統制は困難であった。病院と診療所という医療機関の属性差で入院期間に有意な差が認められたのは、医療機関の行動特性を反映したものというよりは、むしろ診療所に比べ病院に相対的に重症な患者が集まっているということに起因するものと考えられる。

のと思われる。

Appendix 1.

・ 調査概要 (社会保険庁平成7年「医療給付受給者状況調査」より抜粋)

1. 調査の目的

政府管掌健康保険及び船員保険における70歳以上の老人等を除く加入者に係る医療給付の受給者の状況 (以下「社会保険」という) 並びに70歳以上の老人等の加入者に係る医療給付の状況 (以下「老人保健」という) を調査し、これらの事業の健全な運営を図るために必要な基礎資料を得ることを目的とする。

2. 調査対象及び調査客体

健康保険法第69条の7¹⁶⁾に規定する被保険者を除く政府管掌健康保険被保険者 (社会保険については被保険者であったものを含む。以下同じ) 及びその被扶養者 (以下「政管一般」という)、健康保険法第69条の7に規定する被保険者及びその被扶養者 (以下「法第69条の7」という。) 並びに船員保険被保険者及びその被扶養者に係る社会保険及び老人保健の平成7年4月分として請求された診療報酬明細書 (3月以前の診療で請求遅延のため4月分とともに請求されたものを含み、4月中の診療で5月以降の診療とともに請求されたものを除く。さらに法第69条の7については、

¹⁶⁾ 最近ではこのような困難を経て幾つかの劣作が認められるようになってきている。国民健康保険加入者の支払業務用レセプトをコード化した縦覧点検データを用いてエピソードを構成し、医療需要について分析したものに鴉田 *et al.* (2000) が、組合健康保険の支払業務用レセプトデータを用いてエピソードを構成し医療需要について分析したものに山田 (2001) がある。

¹⁷⁾ 健康保険の適用事業所や失業対策事業、公共事業をおこなう事業で働く日雇労働者を被保険者とする。

特別療養費に係るものを除く。以下「レセプト」という。) を調査対象とし、それぞれ下表に示す抽出率をもって系統抽出したレセプトを調査客体とする。

	一般診療		歯科診療
	入院	入院外	
政管一般	1 / 5	1 / 100	1 / 100
法第69条の7	1 / 2	1 / 30	1 / 30
船員保険	1 / 2	1 / 30	1 / 30

3. 調査事項

調査事項は、「政管一般」の標本のうちの5分の1、「法第69条の7」の全標本及び「船員保険」の全標本については別に掲げる様式による「医療給付受給者状況調査表」の内容のとおりとした。「政管一般」の標本の残りの5分の4については、前記調査表のうちレセプトより把握可能な項目を調査事項とした。

4. 調査の方法

社会保険事務所 (船員保険の現業を行う保険課を含む。) において、その管内の被保険者及びその被保険者のレセプトについて前記「2」の抽出を行い、「政管一般」の標本のうちの5分の1、「法第69条の7」の全標本及び「船員保険」の全標本については、抽出されたレセプト及びその他の関係書類によって所要事項を調べ、調査表に記入した。「政管一般」の標本の残り5分の4については、レセプトのコピーに疾病分類番号を記入した。

謝辞

本稿は(財)医療経済研究機構「医療需要の価格弾力性に関する計量的研究」プロジェクト (座長 南部鶴彦 学習院大学教授) における筆者の研究成果の一部に加筆・修正の上、再構成したものである。本稿のもととなった研究は、(財)医療科学研究所 平成12年度 第5回医療経済研究会において報告され、南部鶴彦教授 (学

習院大学), 田中 滋教授 (慶應義塾大学), 二木 立教授 (日本福祉大学) ほか多数の参加者より貴重なコメントを頂戴した。同様に匿名の本稿レフェリーからも建設的かつ適切なコメントをいただいた。またエーザイ株式会社の内山明好氏には椎間板障害について主として臨床上の見地から丁寧にご教示いただいた。ここに記して深謝したい。無論, 本稿に残存する全ての誤りは筆者一人の責に帰するものである。最後に本研究が厚生科学研究費補助金から一部寛容なる研究援助を受けてなされたことを記して謝意を表したい。

参考文献

Breslow N (1970) A Generalized Kruskal-Wallis Test for Comparing k Samples Subject to Unequal Patterns of Censorship, " *Biometrika*. 57 : 579-594.
 Cox DR (1972) Regression Models and Life Tables, " *Journal of the Royal Statistical Society*. B34 : 187-220.
 Kaplan EL and Meier P (1958) Nonparametric Estimation from Incomplete Observations, " *Journal of the American Statistical Association*. 53 : 457-481.
 Schoenfeld D (1982) Partial Residuals for the Proportional Hazard Regression Model, " *Biometrika*. 69 : 239-241.
 井伊雅子, 大日康史 (1999a) 「軽医療における需要の価格弾力性の測定 - 疾病及び症状を考慮した推定 - 」 『医療経済研究』 6 : 5-17
 井伊雅子, 大日康史 (1999b) 「風邪における医療サービスと大衆医薬の代替性に関する研究: 独自アンケートに基づく分析」 『医療と社会』 9 (3) : 69-82
 大橋靖雄, 浜田知久馬 (1995) 『生存時間解析』 東京大

学出版会
 澤野孝一郎 (2000) 「高齢者医療における自己負担の役割: 定額自己負担制と定率自己負担制」 『医療と社会』 10 (2) : 115-138
 鈴木 亘, 大日康史 (2000) 「医療需要行動のConjoint Analysis」 『医療と社会』 10 (1) : 125-144
 多賀須幸男, 尾形悦郎総編 (2000) 『今日の治療指針2000年版』 医学書院
 丹後俊郎, 山岡和枝, 高木晴良 (1996) 『ロジスティック回帰分析』 朝倉書店
 丹後俊郎 (2000) 『統計モデル入門』 朝倉書店
 鶴田忠彦, 山田 武, 山本克也 *et al.* (2000) 「縦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』 51 (4) : 289-300
 野口晴子, 金子能宏, 開原成允 *et al.* (2001) 「公的に収集された医療情報の研究者への提供に関する一考察 - 米国での個票データ管理と運営の事例から学ぶこと - 」 『社会保険旬報』 2097 : 6-17
 古川俊之, 丹後俊郎 (1993) 『新版 医学への統計学』 朝倉書店
 山田 武 (1997) 「医療サービスの需要について - 1日あたりの一部負担を価格とする場合 - 」 『医療と社会』 7 (3) : 99-112
 山田 武 (2001) 「医療サービスの需要関数の推定 - 平成9年9月の制度変更の影響 - 」 未公開論文
 山本武志, 田村誠, 山崎喜比古 (1999) 「外来医療の利用における自己負担割合の影響について - 都市部に居住する中壮年男性を対象とした実証研究 - 」 『医療経済研究』 6 : 19-36
 吉田あつし, 伊藤正一 (2000) 「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」 『医療経済研究』 7 : 101-121

(2001年3月26日受付, 2001年6月13日採用)

Survival Analysis for Investigating Hospitalization Demand Factors : A Trial Application to Intervertebral Disk Disease

Takuma Sugahara, Ph. D.*

Abstract

This article examines the factors affecting hospitalization by using survival analysis. Most of the annual surveys collecting each patient's information on medical resource consumption are executed in a short-term range (for the most part only one month). Therefore, these kinds of large micro level data sets include lots of "censored" samples that don't have whole episode information from the moment of entering hospital to leaving the hospital. Omitting these censored data from the data set is very likely to bring down the sampling bias because long-term samples are largely excluded from the analysis.

As a trial case to cope with this problem, intervertebral disk disease samples are extracted from the large micro level data ("H7 ~ H9 Iryo kyufu jyukyusha jyoukyo chosa") and the Kaplan-Meier method and Cox proportional hazard model are applied to this data set.

From the results of these empirical analysis, some factors, such as the gap of patient co-payment rates (jikofutan ritsu), the difference between hospitals and clinics, the number of diagnoses printed on the receipt and so on are statistically significant as factors affecting inpatient's rate of hospital discharge (tain ritsu). And that application of survival analysis to this kind of data set may be useful is suggested.

Keywords : Survival analysis censored data, Intervertebral disk disease, Patient co-payment rate, Episode

* Department of Economics, Gakushuin University
The Health Care Science Institute