

# 眼科水晶体手術における在院日数の離散型比例ハザードモデルによる分析

縄田 和満\*<sup>1</sup> 井伊 雅子\*<sup>2</sup>  
石黒 彩\*<sup>3</sup> 川渕 孝一\*<sup>4</sup>

## 抄 録

本論文では、眼科手術における在院日数を離散型の比例ハザードモデルを用いて分析した。対象としたのは主に白内障患者を対照とする水晶体の手術（IR-DRG（International Redefined Diagnosis Related Groups）2041）における在院日数である。どのような要因が病院ごとの在院日数に影響しているかを分析した。子供ダミー、退院先、処置・手術のタイプが在院期間に影響していることが求められた。また、患者の属性などを考慮しても病院ごとに在院日数に大きな差が認められた。さらに、どのような要因が病院ごとの在院日数に影響しているかを分析した。利益率が高いほど、また、地域的には北海道・東北の寒冷地の退院率が低く、在院日数が長くなる傾向が認められた。

キーワード：白内障、水晶体手術、平均在院日数、比例ハザードモデル

## 1. はじめに

我が国においては、長期入院の解消による平均在院日数の短縮化が国の大きな政策的課題になっている。平成14年4月の診療報酬改定の基本的考え方では、「効率的な医療提供体制の確保、患者の特性に応じた医療の評価、医療技術の適正評価などの観点から、所要の見直しを行うとともに、体系的な見直しを進める観点から、長期入院に係る保険給付の範囲の見直しや、特定機能病院等における医療機関別包括評価の導入、患者ニーズの多様化に対応するための特定療養費制度の見直し

などを行う。」（厚生労働省、2002）とされている。この方針に基づき、急性期病院の平均在院日数要件やリハビリテーションの算定基準の見直しが行われ、急性期病院の平均在院日数要件が短縮された。在院日数の分析は今後の医療政策を考える上で必要不可欠となっている。在院日数の分析にはただ単に患者の在院日数を比較するだけでは不十分であり、年齢・性別等の患者の属性を考慮した分析が必要である。さらに、病院ごとの在院日数に差があるかどうか、差がある場合はどのような要因（病院の規模、医療の質、経営状態、地域性など）が影響しているかを知ることが重要である。

現在、世界的に白内障などの多数の眼科手術が行われている。米国では年間約150万件の白内障手術が行われている（Schein et al, 2000）。また、人口の高齢化に伴い手術件数が増加していることが、

\* 1 東京大学大学院工学系研究科教授  
\* 2 一橋大学大学院国際企業戦略研究科教授  
\* 3 株式会社ミレニア情報管理分析部  
\* 4 東京医科歯科大学大学院医歯学総合研究科教授

スウェーデンなどで報告されている (Lundström et al., 2001 and 2002)。このため、白内障手術に関して、手術までの待機日数と費用に関する分析 (Bishai and Lang, 2000; Vissers, Van Der Bij and Kusters 2001, Gravelle, Dusheiko and Sullon 2002) や病院のタイプ・病院までの距離の影響の分析 (Haynes et al., 1999; Haynes, Gale and Davies, 2001) など、多くの研究が行われている。

我が国においても平成14年10月時点での白内障患者は約129万人 (労働厚生省, 2002) であり、多数の白内障などの眼科手術数が行われている。「社会医療診療行為別調査」によれば、6月審査分の白内障手術の実施件数は平成7年には33,286件であったものが、平成12年には61,117件、平成14年には65,864件となっている。欧米ではほとんどの白内障手術は日帰りまたはごく短期間の入院およびその後の通院による治療となっている。例えば、American Academy of Ophthalmology and American Society of Cataract and Refractive Surgery (1996) では、手術後の通院スケジュールに関して、第1回目の通院が翌日、第2回目が約1週間後、第3回目が約3週間後、第4回目が6-8週間後を標準としている。一方、我が国においては、日帰り手術等も行われるようになってきてはいるが (大木1995; 杉田 2004; 鈴木・千種 2004)、患者が長期間入院することが特徴となっており、在院日数の分析が特に重要な課題となっている。しかしながら、これまで在院日数の分析が十分行われてこなかった。湯澤 (1986) では、老人性白内障手術における在院日数の分析を4病院のデータを用いて行った。その結果、①眼科単科病院は公的総合病院大学病院に比較して在院日数が短いこと、②在院日数の短縮化の観点からは1入院期間中に両眼手術を行うこと、③術式によって在院日数が変化する病院があることを指摘している。しかしながら、この研究では、①病院間

の在院日数の単純な比較に留まっており、患者の属性が考慮されていない、②4病院のデータに留まっているため、眼科単科病院以外の病院に関する要因が考慮されていないといった問題がある。

本論文では、眼科手術における在院日数を離散型の比例ハザードモデルを用いて分析した。対象としたのは水晶体の手術における在院日数である。また、在院日数の分布のパターンをタイプXIIのパー分布システムを使って分析した。さらに、どのような要因が病院ごとの在院日数に影響しているかを分析した。

## 2. データ

本論文で使用したのは、平成11年度情報処理振興事業協会受託事業「病院経営効率化のための情報の標準化とシステム開発事業分析」によって収集されたデータである。調査期間は、平成11年4月1日～平成12年3月31日であり、同期間内に退院した全患者のデータを集計したものである。調査対象は「病院経営効率化のための情報の標準化とシステム開発事業の参加病院」に参加した全国36病院である。調査項目は、病院に関しては、病床数 (病床区分別)、財務データ (損益計算書、特掲診療料)、医師・看護師数、リース・委託・医療用機械備品減価償却費、新規患者数、延べ患者数 (入院・外来) である。また、患者に関しては、入院日、退院日、生年月日、性別、転帰、主病名・二次診断名、処置・手術である。このうち、入院日、退院日、生年月日に関しては、個人情報保護の観点から患者の特定が出来ないようにするため、本研究では、在院日数、年齢のみが記載されたデータを利用した。主病名・二次診断名は国際疾病分類 ICD9 または ICD10 (ICD: International Classification of Diseases)、処置・手術は ICD 9 CM (International Classification of Diseases, 9<sup>th</sup>

Revision, Clinical Modification) に基づいている。DRG (Diagnosis Related Groups) はアメリカで1970年代に開発され、病名並びに処置・手術の組み合わせを国際疾病分類 (ICD9またはICD10) に基づき、共通するグループ (群) で分類する方法である。この調査では、IR-DRG (International Refined Diagnosis Related Groups) を使って分類が行われている。(以後、単にDRGと表記する。DRGに関する詳細は、川淵 (1997) を参照)

本研究で対象としたのは、DRG2041であり、合併症のない水晶体の手術 (硝子体切除術を施行した場合、しなかった場合のいずれをも含む) である。これは、主に白内障患者を対象としている。この調査では、患者ごとに行った処置・手術が報告されている。他の理由で入院した患者が対象とする処置・手術を合わせて受けたデータが報告されている可能性を除くため、対象とした患者は、ICD 9 CMで13 (水晶体への手術) または14 (網膜、脈絡膜、硝子体、および後房への手術) に分類される処置・手術のみを行った患者とし、他の分類の処置・手術を行った患者は分析対象とはしていない。

水晶体の手術には単眼と両眼を行う場合がある。また、当然のことながら、両眼の手術は入院期間が長くなるため、ここでは単眼の手術を行った患者のデータを分析対象とした。36病院中11病院がこの手術を行っておらず、25の急性期病院 (hp1-3、5-8、13、15、17-24、26-32、36) を対象とした。これらの病院は、病床数の平均575、医師数の平均90、調査期間中の患者数の平均190,417となっている。地域的には北海道・東北7、関東2、北陸・東海7、近畿5、中国1、四国1、九州 (沖縄を除く) 1、沖縄1である。経営主体は、自治体5、共済4、赤十字3、医療法人・企業・その他法人が13である。なお、単眼の手術を行った患者数は4,151 (両眼の手術を含めた全体の患者

数は6,144) となっている。平成11年10月における全国8,222病院の構成割合は、国4.5%、自治体等の公的医療機関16.0%、公益法人・社会保険関係団体5.6%、医療法人・企業・その他法人58.7%、個人14.1%、学校法人1.4%である。本調査の対象病院は公益法人の割合が28%と大きくなっており、人経営の病院が含まれておらず、分析対象となっていないのが特徴となっている。なお、病院の選択は exogenous sampling であり、在院日数に基づいて選択された endogenous sampling ではなく病院選択の偏りは、パラメータの推定結果にはバイアスは生じていないと考えられる。(exogenous sampling、endogenous samplingに関する詳細は Amemiya (1985: 319-328) を参照。また、白内障手術方法・治療効果の概要については平戸1999; 谷口2001; 堀口・永田2001; 佐藤・嘉村2001; 徳田2001; 松島2001などを参照)

単眼の手術における全体および病院ごとの在院日数・粗退院率 (=その日の退院患者/その日の在院患者数) の概要は表1、図1、2の通りである。全体では、平均在院日数が7.29日、標準偏差8.10日、歪度21.72、尖度857.99、最小1日、中央値4.0日、最大357日である。(尖度は正規分布の場合を0とする値である。) 病院ごとの平均在院日数は、最大が11.56日 (hp18)、最小が3.52日 (hp20) である。患者の特性として得られるデータは、年齢、性別、退院先及び処置・手術の種類であるので、在院日数に関係する説明変数としてこれらを用いた。病院ごとの年齢は、全体では平均72.03歳、標準偏差10.64歳、歪度-1.278、尖度3.903、最小2歳、中央値73歳、最大96歳である。病院ごとの患者の平均年齢は最小66.03歳、最大76.48歳である。性別のデータは、女性の比率が全体で60.1%である。病院ごとには、最小36.9%、最大80.0%である。退院先としては自宅退院が98.05%、他の病院が1.40%、他の療養施設が

表1 病院ごとの在院日数の分布

病院	平均	標準偏差	歪度	尖度	25%分位点	中央値	75%分位点	患者数
hp1	7.50	4.21	3.19	11.38	6	6	8	50
hp2	5.27	3.81	7.12	80.43	3	5	6	236
hp3	9.05	19.69	14.93	258.41	4	6	8	381
hp5	11.37	7.26	2.01	5.33	7	10	14	163
hp6	9.72	7.51	3.35	11.22	7	7	7	85
hp7	7.95	4.09	1.85	6.67	5	6	12	145
hp8	9.02	13.40	8.57	77.02	6	7	9	87
hp13	3.24	4.39	5.09	30.58	2	2	2	119
hp15	3.97	1.28	3.01	18.54	3	4	4	1,058
hp17	8.10	9.42	4.45	27.63	4	5	5	111
hp18	11.56	4.98	2.74	15.89	8	8	15	232
hp19	7.11	4.41	2.62	7.90	4	6	9	37
hp20	3.52	5.25	3.47	14.02	1	2	3	137
hp21	5.94	4.13	1.05	-0.57	3	4	11	81
hp22	7.60	3.43	1.83	5.10	5	6	9.75	154
hp23	9.32	5.44	4.37	30.00	6	8	10.5	115
hp24	10.04	2.83	3.40	25.48	8	10	11	176
hp26	9.06	10.00	5.10	34.56	4	8.5	10	84
hp27	9.14	3.36	3.44	13.06	8	8	9	72
hp28	8.44	2.15	0.08	1.00	7	8	9	68
hp29	9.26	3.76	2.03	4.40	7	8	10.5	47
hp30	7.20	2.90	1.60	2.94	5.25	7	7	10
hp31	10.77	6.20	2.95	12.07	8	9	11	266
hp32	9.92	6.68	2.86	9.21	7	8	11	65
hp36	6.74	3.53	4.76	31.15	5	6	7	172
全体	7.29	8.10	21.72	857.99	4.0	6.0	8.0	4,151

図1 在院日数の分布

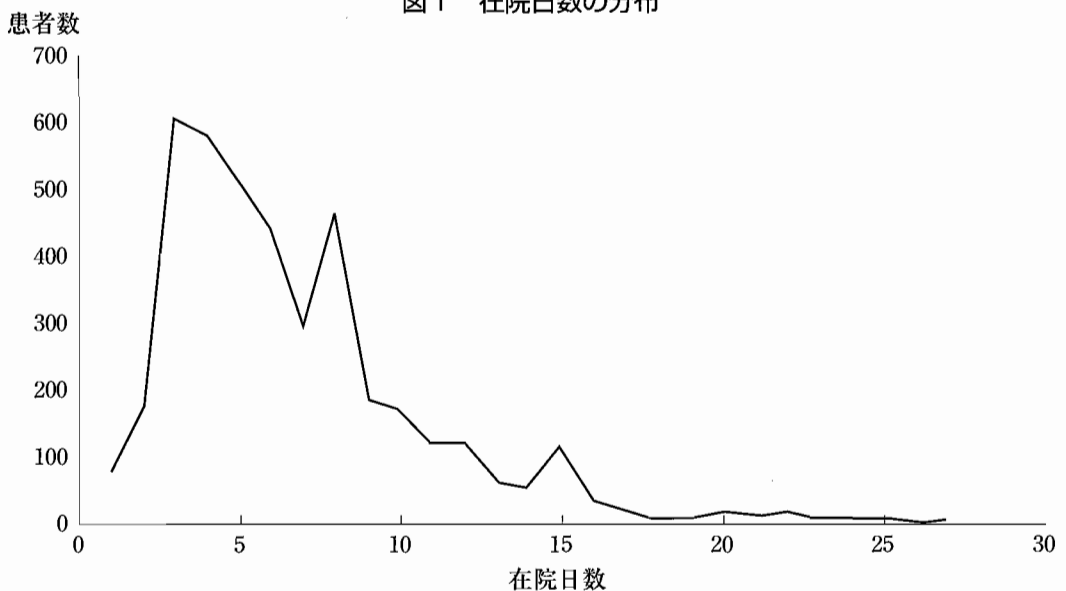
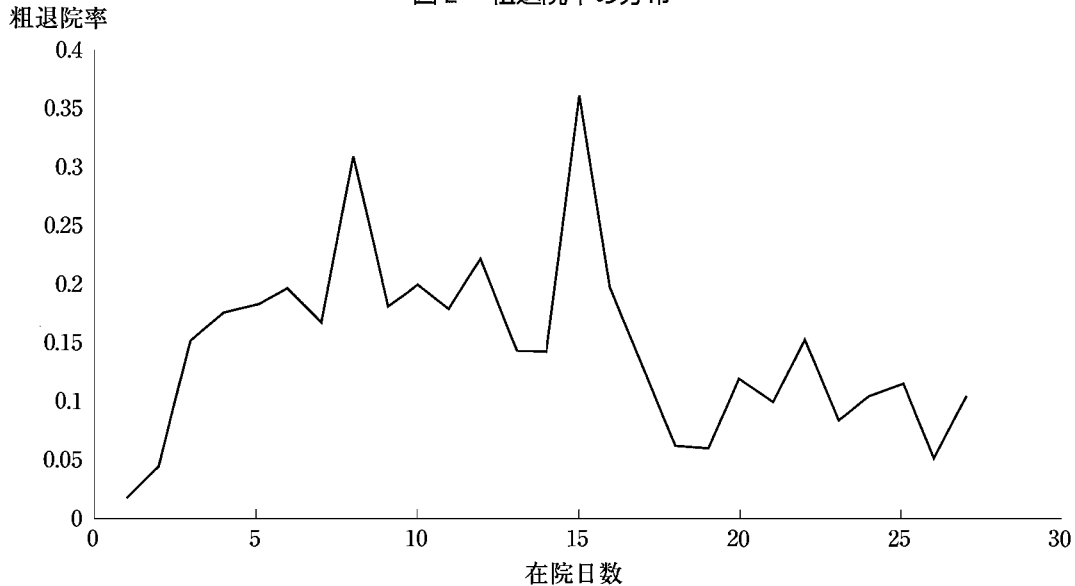


図2 粗退院率の分布



0.55%である。18の病院においてはすべての患者の退院先が自宅となっている。

処置・手術の種類は、ICD9CMの分類に従い選択した。ICD9CMでは、4桁までのコードを使い処置・手術を大分類から具体的なより詳しい小分類に分けて記述する。例えば、13は「水晶体への手術」を表し、130はこのうち「水晶体からの異物の除去」、1301はより具体的に「磁石を用いた水晶体からの異物除去」となっている。本論文では水晶体に関する主な処置・手術として、水晶体嚢内摘出術 (ICD9CM 131)、水晶体超音波乳化吸引・水晶体乳化・白内障の水晶体乳化吸引術・白内障手術 (超音波摘出術) (ICD9CM1341)、機械的水晶体細断法と白内障のその他の吸引・水晶体破碎 (ICD9CM1343)、その他の水晶体嚢外摘出術・白内障手術 (嚢外摘出術) (ICD9CM1359) およびその他の水晶体処置・手術を対象とした。また、付属する処置・手術としては、人工レンズ [偽水晶体] の挿入 (ICD9CM137、1370-2を含む)、硝子体への手術 (ICD9CM147、1471-9を含む) およびその他の付属する処置・手術とした。全体で

は、水晶体に関する主な処置・手術に関しては、水晶体嚢内摘出術 (ICD9CM 131) が5.88%、水晶体超音波乳化吸引等 (ICD9CM1341) が84.20%、機械的水晶体細断法等 (ICD9CM1343) が6.19%、その他の水晶体嚢外摘出術等 (ICD9CM1359) が3.73%、その他の水晶体の処置・手術が1.42%である。付属する処置・手術は、人工レンズの挿入 (ICD9CM137) が76.42%、硝子体への手術 (ICD9CM147) が3.52%、その他の付属する処置・手術が0.75%である。

### 3. モデル

病院ごとの在院日数を正しく分析するためには、ただ単に病院ごとの平均在院日数を比較するだけでは不十分であり、病院ごとの年齢や性別といった患者の属性差を考慮する必要がある。また、表3に示す通り、在院日数の歪度、尖度の値は大きな値となっている。これは、分布が正規分布とは大きく異なり、特に歪度の値が大きいことから極端に在院日数の長い患者が存在する右側に裾の

表2 年齢ごとの平均在院日数

年齢	平均在院日数
10-19	8.33
20-29	5.30
30-39	7.28
40-49	10.16
50-59	7.94
60-69	7.28
70-79	7.26
80-89	6.85
90歳以上	7.13

厚い分布となっていることを示している。(歪度・尖度は、正規分布のもとで、それぞれ漸近的に平均0,分散6/n, 24/nの正規分布に従う。)このため、変動係数が2を超える病院もあるなど、2次のモーメントが存在しない(または、非常に大きい)分布である可能性があり、通常の最小二乗法などを使った分析は適当でないと考えられる。

在院日数は正の整数値(1, 2, 3, ...)をとる離散型の変数であるので、離散型のCox(1972)の比例ハザードモデル(Proportional hazard model)を用いて在院日数を分析する。(比例ハザードモデルの詳細については中村(2001)などを参照)第t日に入院している患者iがその日に退院する条件付確率を $h_i(t)$ とし、以後、これを退院率と呼ぶこととする。(これは、通常の生存解析モデル(survival analysis model)における危険率・ハザード比(hazard rate)と同じものであるが、退院することを明確にするためここでは、「退院率」と呼ぶこととする。)患者iがt日に退院するためには、t-1日まで退院しないで、当日退院する必要があるため、その確率は、退院率 $h_i(t)$ の関数として、

$$(1) \quad p_i(t) = \begin{cases} h_i(t) & t=1 \\ \left[ \prod_{s=1}^{t-1} (1-h_i(s)) \right] h_i(t) & t \geq 2, \end{cases} \quad i=1, 2, \dots, n$$

である。nは分析した患者の数である。在院日数が長期に及ぶ少数の患者の影響を除くため、在院

表3 離散型比例ハザード・モデルの推定結果 (説明変数βの推定結果)

変数	推定値	標準誤差	t-値
年齢	0.00057	0.00107	0.52935
子供ダミー	-1.24382	0.61140	-2.03646
(年齢40)*40歳未満ダミー	-0.01427	0.01114	-1.27882
女性ダミー	0.02604	0.02442	1.05794
退院先他病院ダミー	0.13650	0.12503	1.07887
退院先他施設ダミー	-0.57254	0.21588	-2.65139
手術タイプダミー (ICD9CM)			
131	-0.50389	0.21146	-2.85700
1343	0.28458	0.18821	1.46363
1359	-0.09265	0.11145	-0.91452
その他水晶体手術	-0.34080	0.13131	-2.61308
137	-0.25591	0.07097	-3.70039
147	-1.35112	0.09249	-14.63835
その他付属手術	-0.69192	0.19182	-3.61284
病院ダミー:			
hp1	0.50725	0.24996	1.62420
hp2	0.91865	0.22280	3.67105
hp3	0.39264	0.21925	1.31754
hp5	-0.26147	0.22907	-1.58162
hp6	0.35093	0.24034	1.04048
hp7	0.24179	0.22824	0.61812
hp8	0.32581	0.23554	0.96055
hp13	1.32498	0.21845	5.57071
hp15	1.51506	0.21709	6.51289
hp17	0.62011	0.23057	2.25448
hp19	0.75549	0.25895	2.52583
hp20	0.98504	0.22643	3.90420
hp21	0.57801	0.23522	2.02735
hp22	0.45505	0.22790	1.55482
hp23	0.06225	0.22528	-0.14844
hp24	-0.09145	0.22478	-0.84866
hp26	-0.09714	0.23934	-0.85483
hp27	0.08554	0.24215	-0.06452
hp28	0.25726	0.25262	0.65457
hp29	0.08272	0.25314	-0.06623
hp30	0.39888	0.35636	0.83635
hp31	-0.47100	0.27119	-2.09818
hp32	0.01325	0.24453	-0.35582
hp36	0.59971	0.22530	2.21262

日数の最大値をT日とし、それ以上の在院日数の患者に対しては、期間中に退院しなかったものとして取り扱う。期間中に退院しない確率を $p_i(T+1)$

とすると、 $p_i(T+1)$  は

$$(2) \quad p_i(T+1) = \prod_{s=1}^T [1 - h_i(s)]$$

で与えられる。

$x_i$  を  $k$  次元の患者  $i$  の特性を表す変数のベクトルとする。 $h_i(t)$  を仮定なしに求めることはできないので（仮定をおかない場合は求めるパラメータ数は  $n \times T$  になってしまう）、何らかの仮定をおく必要がある。このうち、例えば連続プロビットモデルのように  $F$  を適当な既知の関数とし、 $h_i(t) = F(x_i' \beta)$  などとするのでは、 $T \times (k+1)$  個と 1,000 個以上の未知のパラメータが存在することになり、意味のあるモデルの構築・推定が不可能となる。ここでは、広く使われている通常の比例ハザードモデルと同様、 $h_i(t)$  は  $t$  の関数  $d_t$  と  $x_i$  の線形結合の指数関数の積として、

$$(3) \quad h_i(t) = d_t \exp(x_i \beta), \quad t=1, 2, 3, \dots, T$$

と表されるとする。 $d_t$  は在院日数ごとの説明変数の影響を取り除いた退院率（本論文ではこれを純退院率と呼ぶ）を表す変数であり、適当な関数を仮定せずノンパラメトリック的に  $d_1, d_2, \dots, d_T$  を個別に推定する。t に関してノンパラメトリックであることはこのモデルの大きな利点である。例えば、退院患者数が 0 および 1 である日のデータは、他の推定に影響しない。

患者  $i$  の在院日数を  $t_i$  とすると、(1) - (3) 式から対数尤度

$$(4) \quad \begin{aligned} \log L(\beta, h_1, h_2, \dots, h_T) &= \sum_{i=1}^n \log p_i(t_i) \\ &= \sum_{i=1}^n [1(t_i=1) \{\log(d_1) + x_i' \beta\} \\ &\quad + 1(2 \leq t_i \leq T) \left[ \sum_{s=1}^{t_i-1} \log\{1 - d_s \exp(x_i' \beta)\} \right. \\ &\quad \left. + \log(d_{t_i}) + x_i' \beta \right] \\ &\quad + 1(t_i \geq T+1) \sum_{s=1}^T \log\{1 - d_s \exp(x_i' \beta)\} \end{aligned}$$

が得られる。 $1(\cdot)$  はカッコ内の条件が真の場合 1、それ以外の場合 0 をとる indicator 関数である。この対数尤度を最大化することによって最尤推定量

$\hat{\beta}, \hat{d}_1, \hat{d}_2, \dots, \hat{d}_T$  を求めることができる。モデルの識別性のため、 $x_i$  は定数項を含まないものとする。分析には、独自に開発した Excel 上で作動する VBA プログラムを用いた。また、標準誤差は Hessian 行列から求めた。

なお、離散型の比例ハザードモデルは多くの未知のパラメータを含むため、統計パッケージ・プログラムでは計算が困難であるなど、最尤推定量の計算が簡単ではない。（これが、このタイプのモデルがあまり使われていない大きな理由の 1 つとなっていると考えられる。）本研究で使用したプログラムでは最終的には標準的なアルゴリズムであるニュートン・ラフソン法を使っているが、最大値の近傍まではパラメータごとに scanning method を応用して推定を行っている。（scanning method については、Nawata and Nagase (1996) などを参照）

## 4. 推定結果

### (1) 説明変数の係数 $\beta$ の推定結果

本論文では、在院日数を説明する説明変数  $x_i$  として、性別、年齢、退院先、処置・手術のタイプ、入院している病院に関する変数を用いた。このうち、年齢に関しては、患者が 6 歳以下の場合、治療方針や医療点数の計算が異なっていると考えられる。また、表 2 に示すように在院日数は 40 歳代がピークとなっており、年齢層がそれより若年であっても老年であっても短くなっている。また、これらの患者数は少ない（6 歳以下 4 名、40 歳未満 67 名）ため、これらの影響は子供ダミー（6 以下: 1、その他 0）および 40 歳未満ダミー（40 歳未満: 1、40 歳以上: 0）を用いて分析する。その他の変数としては、女性ダミー（女性: 1、男性: 0）、年齢、退院先他病院ダミー（他の病院へ転院: 1、それ以外: 0）、退院先他施設ダミ

一（退院先が他の療養施設：1、それ以外：0）を用いた。水晶体に関する主な処置・手術に関しては、（現在の標準術式である）水晶体超音波乳化吸引等（ICD9CM1341）を基準とする処置・手術タイプのダミー変数を、付随する処置・手術に関しては種類ごとの処置・手術タイプのダミー変数を用いた。また、病院の違いによる入院期間への影響を分析するため、在院日数が最も大きいhp18を基準とする病院ダミー変数を用い、(3)式の $x_i'\beta$ を

$$(5) \quad x_i'\beta = \beta_1 \text{女性ダミー} + \beta_2 (\text{年齢} - \text{平均年齢}) \\ + \beta_3 \text{子供ダミー} + \beta_4 40 \text{歳未満ダミー} \times (\text{年齢} - 40) \\ + \beta_5 \text{退院先他病院ダミー} + \beta_6 \text{退院先施設ダミー} \\ + \sum_j \beta_j \text{処置・手術タイプ} j \text{ダミー} + \sum_k \beta_k \text{病院} k \text{ダミー}$$

とした。また、27日までは複数の患者が連続して退院しているため、 $T=27$ とし、在院日数27日までの退院率を求めた。27日までに退院した患者数は4,100名で全体の99%を占めている。なお、 $T$ の選択によって結果が代わってしまう可能性を考慮して、他の $T$ の値においても推定を行ったが、推定結果にはほとんど差がなかった。また、病院によっては日帰り手術の患者が外来として扱われ、データが報告されていない可能性がある。このため、在院日数1日の患者（74名）を除いて推定を行ったが、この場合も結果に大きな差はなく、有意な変数等は同一であった。

表3は説明変数 $x_i$ の係数 $\beta$ の推定結果である。なお、ここでは退院率を分析しているため $x_i'\beta$ の大きな値が短い在院日数を示している。まず、年齢は正の値であったが、5%の水準で有意ではなかった。子供ダミーの推定値は負の値となり、5%の水準で有意となった。これは、子供は退院率が低く、在院日数が長い傾向があることを示している。小児の場合、術後経過観察において小児科の診察が必要な場合もあり、退院後の自己管理

が難しいために、在院日数が長くなっていると考えられる。40歳未満ダミー $\times$ (年齢-40)の推定値は負の値であったが、5%の水準で有意でなく、40歳を境として退院率が変化しているとは認められなかった。女性ダミーは正の値であったが、5%の水準で有意ではなかった。自宅以外の退院先を意味する退院先他病院ダミー、退院先施設ダミーのうち、退院先施設ダミーの推定値は負の値で1%の水準で有意であり、退院率に大きく影響していることが認められる。処置・手術のタイプは、機械的水晶体細断法等（ICD9CM1343）およびその他の水晶体囊外摘出術等（ICD9CM1359）を除き負の値で1%の水準で有意であり、水晶体超音波乳化吸引等（ICD9CM1341）に比較して退院率が低く入院期間が長くなることが認められた。とくに、硝子体への手術（ICD9CM147）の推定値は-1.351、 $t$ 値は-14.638であり、この手術を行った場合、在院期間が長くなることが示唆された。

病院ダミーの推定値は最大が1.515、最小が0.471であり、最大と最小の差は、1.986で、年齢、性別、退院先、処置・手術の種類等の要因を考慮しても病院ごとに大きな差が認められる。年齢が72歳、性別が男性、退院先が自宅の患者、水晶体超音波乳化吸引等（ICD9CM1341）及び人工レンズの挿入（ICD9CM137）を行った患者についてみると、退院率が最も高く在院日数の短い病院（hp15）では、在院日数4日までに70%の患者が退院、8日目までには99.9%の患者が退院しており、平均の在院日数も3.92日に過ぎない。一方、最も退院率が低く在院日数の長い病院（hp31）では、在院日数8日までで42%、20日までで82%、最大の在院日数とした27日までにおいても89%の患者が退院するに過ぎない。28日以上在院した患者の在院日数を28日として平均の在院日数を求めても（真の平均はこれより大きい）12.16日となる。こ



これは、最も短い病院の3.1倍にもなる値である。

(2) 純退院率  $d_i$  の分布

純退院率  $d_i$  の推定結果は表4および図3の「純退院率」の通りである。純退院率  $d_i$  がどのように分布しているかは治療の効率性を考える上で重要な問題である。局所的なばらつきを除けば、推定された純退院率は在院日数8日と15日の2つのピークがある。さらに、在院日数22日の値も周辺に比べて高く、1週間ごとに局所的にピークを示している。在院日数15日以外は特に退院率が高くなる医療制度上の理由はない。(在院日数が2週間を越えると患者の自己負担分が増加する。) これは、患者が入院した曜日と同一の曜日に退院する確率が高いことを示しており、今後の医療の効率化を考える上で興味ある問題である。また、図4は退院患者数の観測値とモデルによる推定値の比較である。特別なピークを示している在院日数8日と15日では多少ずれがあるが、その他では両者の差は小さく、本論文の目的において、モデルは概ね妥当であると考えられる。

次に、純退院率  $d_i$  の分布を分析する。純退院率  $d_i$  は(局所的なばらつきを除けば)一度増加した後、減少するという傾向を示している。このような分布は、タイプXIIのパー分布システム(Burr's system of distribution)で表されることが知られている。ここでは、一般化されたタイプXIIのパー分布システムによって  $d_i$  の分析を行う。(一般化されたタイプXIIのパー分布システムの詳細については付章を参照)

① 単一分布による分析

ここでは、在院日数1日目から退院者がでるので、 $\delta=0$ である。この場合、タイプXIIのパー分布システムは、そのハザード比(本論文では純退院率  $d_i$ )は、

表4 離散型比例ハザード・モデルの推定結果 (純退院率の推定結果)

在院日数	退院率	標準誤差	t-値
1	0.00980	0.00268	4.07602
2	0.02430	0.00619	4.37107
3	0.09403	0.02302	4.54963
4	0.12787	0.03130	4.55077
5	0.14922	0.03658	4.54313
6	0.19261	0.04727	4.53864
7	0.17375	0.04303	4.49602
8	0.26046	0.06320	4.59083
9	0.19793	0.04954	4.44825
10	0.22396	0.05585	4.46431
11	0.20805	0.05270	4.39362
12	0.23914	0.05933	4.48767
13	0.17941	0.04796	4.16245
14	0.18258	0.04946	4.10567
15	0.27838	0.06747	4.59635
16	0.24148	0.06913	3.89137
17	0.16108	0.05341	3.36053
18	0.08721	0.03752	2.59027
19	0.08120	0.03647	2.48186
20	0.15859	0.05663	3.12067
21	0.13592	0.05373	2.81970
22	0.20309	0.07113	3.18031
23	0.11523	0.05338	2.40443
24	0.14790	0.06430	2.56091
25	0.16221	0.06980	2.58726
26	0.07088	0.04706	1.67685
27	0.14158	0.06812	2.31414

$$(6) \quad \psi(t) = \frac{\gamma}{c} \left(\frac{t}{c}\right)^{c-1} \{1 + \lambda \left(\frac{t}{c}\right)\}^{-1}$$

で与えられる。純退院率  $d_i$  の推定結果を残差の平方和

$$(7) \quad S = \sum_{i=1}^T \{d_i - \psi(t)\}^2$$

が最小になるように、非線形最小二乗法によって  $\gamma, c, \lambda$  を求めると、

$$(8) \quad \gamma = 2.7539, c = 7.1491, \lambda = 0.8375$$

であり、これをグラフにしたものが図5の「単一分布」である。

②混合分布による分析

図3の $d_t$ のグラフには8日と15日の2つのピークがあるため、ここでは、一般化されたタイプXIIのパー分布システムの混合分布を考えることによって、退院率 $d_t$ の分布を分析する。

第一の分布は、位置パラメータ $\delta=0$ とし、その確率密度関数が

$$(9) f_1(t) = \frac{\gamma_1}{c_1} \left(\frac{t}{c_1}\right)^{\gamma_1-1} \left\{1 + \lambda_1 \left(\frac{t}{c_1}\right)^{\gamma_1}\right\}^{-\left(1 + \frac{1}{\lambda_1}\right)}$$

で与えられるものとする。第二の分布は、位置パ

図3 純退院率の分布

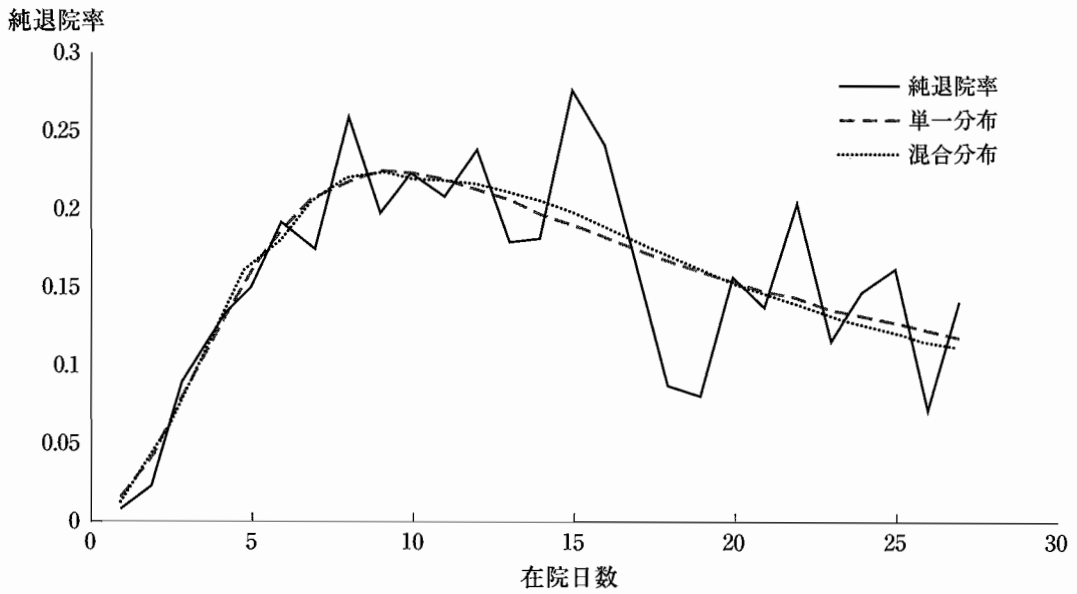
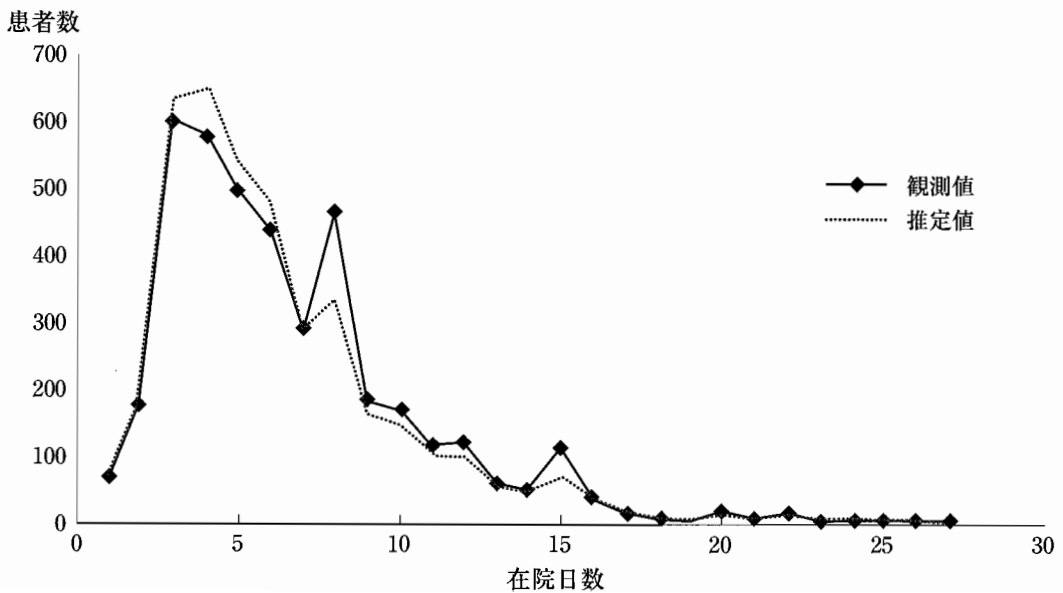


図4 退院患者数の観測値と推定値の比較



ラメータが正の値で、

$$(10) f_2(t) = \frac{\gamma_2}{c_2} \left( \frac{t - \delta_2}{c_2} \right)^{\gamma_2 - 1} \{ 1 + \lambda_2 \left( \frac{t - \delta_2}{c_2} \right)^{\gamma_2} \}^{-\left(1 + \frac{1}{\lambda_2}\right)}$$

とする。在院日数は整数値であるため  $\delta_2$  も整数値をとるものとする。 $F_1(t), F_2(t)$  をそれぞれの分布の分布関数とすると、2つの分布の混合分布の密度関数、分布関数、危険度関数は、

$$(11) \begin{aligned} f^*(t) &= \eta f_1(t) + (1 - \eta) f_2(t) \\ F^*(t) &= \eta F_1(t) + (1 - \eta) F_2(t) \\ \psi_1^*(t) &= f^*(t) / F^*(t) \end{aligned}$$

である。単一分布の場合と同様、非線形最小二乗法によって未知のパラメータを求めると、

$$(12) \begin{aligned} \hat{\gamma}_1 &= 2.8675, \hat{c}_1 = 5.941, \hat{\lambda}_1 = 0.00001, \\ \hat{\gamma}_2 &= 2.1527, \hat{c}_2 = 5.4557, \hat{\lambda}_2 = 0.87406, \hat{\mu}_2 = 6.0 \\ \hat{\eta} &= 0.6148 \end{aligned}$$

である。図3の「混合分布」に示す通り、単一分布の場合とほとんど差はない。このことは、Horowitz (1999) などによって示されている unobserved heterogeneity の問題は生じず、患者が短期入院、長期入院といった、2つのグループに分かれているといったことはなく、患者が比較的均一であることを示していると考えられる。

### 5. 純退院率に影響を与える各病院の個別の要因の分析

年齢、性別、退院先、処置・手術などの違いを考慮しても、病院ごとに退院率・在院日数が大きく異なることが示された。前節ではダミー変数を用いて、病院の違いによる退院率への影響を求めたが、ここでは、どのような各病院の個別の要因が影響するかについて分析する。ダミー変数の値は、年齢、性別、退院先、処置・手術方式などの影響を取り除いた各病院の純在院日数を表していると考えられる。4節の推定結果から得られた病院ダミーの推定値 (hp18の値は0とする) を回帰分析によって分析する。説明変数としては、病院

表5 退院率に影響を与える各病院の個別の要因の分析

変数	推定値	標準誤差	t値
定数項	2.1010	0.9301	2.2589
log (ベッド数)	-0.2016	0.1573	-1.2813
log (患者数)	-0.0222	0.0761	-0.2923
利益	-1.4384	0.6276	-2.2918
公的病院ダミー	-0.2932	0.2324	-1.2617
寒冷地ダミー	-0.5697	0.2183	-2.6096
西日本ダミー	-0.1774	0.1718	-1.0326
$R^2$	0.47179		

25病院を対象。標準誤差はロバスト推定により推定

の規模、利益、経営主体、地域に関する変数を用いた。

このうち、病院の規模に関する変数としては、ベッド数、医師・看護師数、患者数、収入額、支出額などがあるがこれらの変数間には、強い相関関係が認められるため、ベッド数を説明変数として用いた。また、対象とした眼科の規模の影響を分析するため、患者数も説明変数とした。病院の経営主体としては、自治体、赤十字、共済組合、法人・企業等（医療法人、企業、その他）などがあるが、公的な性格を持つ自治体、赤十字、共済組合が経営する病院を表すダミー変数（公的病院ダミー）を用いた。利益は病院の経営状況・経営方針を表す変数と考えられるが、規模の影響を除くため利益率を分析に用いた。地域間の影響を現す変数としては寒冷地（北海道・東北地方）ダミー、沖縄を除く西日本（近畿、中国、四国、九州）ダミーを用いた。各病院のダミー変数の推定値  $\hat{\beta}_k$  を

$$(13) \hat{\beta}_k = b_0 + b_1 \log(\text{ベッド数}) + b_2 \log(\text{患者数}) + b_3 \log \text{公的病院ダミー} + b_4 \text{利益率} + b_5 \text{寒冷地ダミー} + b_6 \text{西日本ダミー} + \varepsilon_k$$

として分析を行った。 $\hat{b}_j$  の標準誤差はロバスト推定により求めた。

推定結果は表5の通りである。利益率の推定値は負の値で両側検定において5%の水準で有意で

あった。寒冷地ダミーの推定値は負の値で片側検定において1%の水準で有意であった。利益率が高いほど、地域的には北海道・東北の寒冷地の退院率が低く、在院日数が長くなる傾向が認められた。利益率は、病床利用率と関連すると考えられる。調査期間は診断群分類による包括評価 (DPC, Diagnosis Procedure Combination) 制度導入以前 (特定機能病院に対して平成15年4月から導入、一部の民間病院に対しては試行的に平成16年4月から適用) である。ベッドの空きをなくし、病床利用率を高めることが経営上有利であり、経営上の理由から患者の在院日数が長くなった可能性が考えられ、今後の診療報酬を考える上で重要な問題である。(なお、対象とした疾病は各病院の医療行為のごく一部に過ぎない。総患者数に占めるこの疾病の割合は0.1%である。また、各病院の病床数から求めたこの疾病の病床占有率は最大でも2%程度であり、多くの病院で1%以下である。したがって、(純粋に治療のための理由で) この疾病の在院期間が長くなったために病院全体の利益率が大きく変動したとは考えられない。病院全体の経営方針が在院日数に影響していると考えべきであろう。) また、寒冷地においては冬期の通院が困難であるため、完治するまで入院するといった要因が考えられる。これが、主要な理由であるとする冬期における適切な通院手段を確保することによって在院日数を減少させることができる可能性がある。(なお、Walter and Stevenson (2004) は悪天候が白内障の治療成果自体に悪影響を与える可能性を示唆しており、気候が治療成果への影響を通して在院日数に影響していることも考えられるが、その分析は今後の課題である。) その他の変数については5%の水準で有意ではなかったものの、ベッド数、患者数、公的病院ダミー、西日本ダミーの値は負であった。また、t値の絶対値はベッド数、利益、共済ダミー、西日本

ダミーで比較的大きく1.03~1.28であった。これらの変数については、今回、統計的に有意な結果が得られなかったのは、調査対象とした病院数の問題が影響していることが考えられ、より多くの病院を調査することによって有意な結果が得られる可能性がある。特に、この分析では、個人病院が含まれていないため、その在院日数に対する影響は今後の重要な課題である。

## 6. まとめ

本論文では、眼科手術における在院日数を離散型の比例ハザードモデルを用いて分析した。分析したのは、主に白内障患者を対象とする水晶体の手術 (DRG 2041) における在院日数である。また、在院日数の分布のパターンをタイプXIIのパー分布システムを使って分析し、さらに、どのような要因が病院ごとの在院日数に影響しているかを分析した。白内障は多くの手術が行われている重要な疾病でありながら、これまで在院日数の分析が十分行われてこなかった。この結果、子供ダミー、退院先他施設ダミーの推定値は負の値で有意であり、退院率に影響していることが認められた。処置・手術のタイプは、機械的水晶体細断法等 (ICD9CM1343) およびその他の水晶体囊外摘出術等 (ICD9CM1359) を除き負の値で1%の水準で有意であり、水晶体超音波乳化吸引等 (ICD9CM1341) に比較して退院率が低く入院期間が長くなることが認められ、この処置・手術を行った場合、在院期間が長くなることが示唆された。病院ダミーの推定値は最大が1.515、最小が-0.471であり、最大と最小の差は、1.986で、年齢、性別、退院先、処置・手術の種類等の要因を考慮しても平均在院日数が3倍以上異なるなど病院ごとに大きな差が認められた。白内障手術は標準化されたものであるのにこのような大きな差がある

のは驚きである。タイプXIIのパー分布の単一分布と混合分布による当てはめを行ったが、両者にはほとんど差がなく、患者が短期入院、長期入院といった、2つのグループに分かれているといったことはなく、患者が比較的均一であることが示唆された。

さらに、どのような要因が病院ごとの純退院率に影響しているかに関しては、利益率の推定値は負の値で両側検定において有意であった。また、寒冷地ダミーの推定値は負の値で有意であった。すなわち、利益率が高いほど、また、地域的には北海道・東北の寒冷地の退院率が低く、在院日数が長くなる傾向が認められた。これら分析結果からは、平均在院日数を短縮するには、従来の出来高払いではない診療報酬制度の必要性が強く示唆された。このためには、DPC制度導入後の在院日数の変化の評価などさらなる分析が必要である。また、寒冷地での冬期における適切な通院手段の確保による在院日数短縮の可能性が示唆され、これも今後の重要な分析課題であろう。

## 付章.

### 一般化されたタイプXIIのパー分布システム

一般化されたタイプXIIのパー分布システムは、ハザード比が一度上昇し、その後減少する場合の分布を表すことのできる分布である。(詳細は、蓑谷(2003)などを参照) 確率密度関数は、 $t > \delta$ で

$$(14) f(t) = \frac{\gamma}{c} \left(\frac{t-\delta}{c}\right)^{\gamma-1} \{1 + \lambda \left(\frac{t-\delta}{c}\right)^{\gamma}\}^{-\left(1+\frac{1}{\lambda}\right)}$$

となる。 $\delta$ は分布の最小値をしめす位置パラメータである。(  $t \leq \delta$  では0。以後、 $t > \delta$  とする。) 累積分布関数は、

$$(15) F(t) = 1 - \{1 + \lambda \left(\frac{t-\delta}{c}\right)^{\gamma}\}^{-\frac{1}{\lambda}}$$

である。ハザード比(または、危険度関数、本論文での退院率)は、

$$(16) \psi(t) = \frac{\gamma}{c} \left(\frac{t-\delta}{c}\right)^{\gamma-1} \{1 + \lambda \left(\frac{t-\delta}{c}\right)^{\gamma}\}^{-1}$$

である。特に  $\lambda \rightarrow 0$  ではワイブル分布 (Weibull distribution)

$$(17) f(t) = \frac{\gamma}{c} \left(\frac{t-\delta}{c}\right)^{\gamma-1} \exp\left(-\left(\frac{t-\delta}{c}\right)^{\gamma}\right)$$

に収束し、ワイブル分布をその極限として含む。また、平均  $\mu$  および分散  $\sigma^2$  は、

$$(18) \mu = \delta + c\lambda^{-1/\gamma} \frac{\Gamma(1/\lambda - 1/\gamma)\Gamma(1/\gamma + 1)}{\Gamma(1/\lambda)}, 1 < \gamma/\lambda$$

$$\sigma^2 = c^2\lambda^{-2/\gamma} \frac{\Gamma(1/\lambda - 2/\gamma)\Gamma(2/\gamma + 1)}{\Gamma(1/\lambda)} - (\mu - \delta)^2, 2 < \gamma/\lambda$$

である。(  $1 \geq \gamma/\lambda$  の場合は平均・分散が、 $2 \geq \gamma/\lambda$  の場合は分散が存在しない。)

## 謝辞

本論文で使用したのは、平成11年度情報処理振興事業協会受託事業「病院経営効率化のための情報の標準化とシステム開発事業分析」によって収集されたデータである。調査においては研究対象施設の多くの関係者の方々にご協力いただいた。調査は日本医師会総合政策研究機構企画委員会の承認のもとに行われている。データの所有権は日本医師会に属するが、使用に関しては同会会長名の文書による同意を得ている。プライバシー保護の観点から、生年月日等、患者が特定可能なデータは本研究では用いていない。本論文に関しては、本誌編集長・レフリーから貴重なコメントを頂いた。また、2004年日本経済学会秋季大会において京都大学西村周三教授から貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。

## 参考文献

(英文)

- 1) Amemiya, T. Advanced Econometrics. Harvard University Press, Cambridge, MA. 1985
- 2) American Academy of Ophthalmology and American Society of Cataract and Refractive Surgery. White Paper on Cataract Surgery. 1996
- 3) Bishai D. M. and Lang H. C. The Willingness to

- Pay for Wait Reduction: the Disutility of Queues for Cataract Surgery in Canada. *Journal of Health Economics* 2000; 19 (2) : 219-230
- 4) Cox DR. Regression Models and Life Tables. *Journal of Royal Statistical Society B*. 1972; 34: 187-220
- 5) Gravelle, H., M. Dusheiko and M. Sutton. The Demand for Elective Surgery in a Public System: Time and Money Prices in the UK National Health Service. *Journal of Health Economics* 2002; 21 (3): 423-449
- 6) Hayes R, G. Bentham, A. Lovett et al. Effects of Distances to Hospital and GP Surgery on Hospital Inpatient Episodes, Controlling for Needs and Provision. *Social Science and Medicine* 1999; 49 (3): 425-433
- 7) Haynes R., S. Gale, M. Mugford et al. Cataract Surgery in a Community Hospital Outreach Clinic: Patients' Cost and Satisfaction. *Social Science and Medicine* 2001; 53 (12): 1631-1640
- 8) Horowitz, J.L. Semiparametric Estimation of a Proportional Hazard Model with Unobserved Heterogeneity. *Econometrica* 1999; 67 (5) : 1001-1029
- 9) Lundstrom, M., U. Stenevi and W. Thorburn. Age-Related Utilization of Cataract Surgery in Sweden during 1992-1999. A Retrospective Study of Cataract Surgery Rate in One-Year Age Groups Based on the Swedish National Cataract Register. *Acta Ophthalmologica Scandinavica* 2001; 79 (4) : 342-349
- 10) Lundstrom, M., U. Stenevi and W. Thorburn. The Swedish National Cataract Register: a 9-year Review. *Acta Ophthalmologica Scandinavica* 2002; 80 (3) : 248-257
- 11) Nawata, K., and Nagase, N. Estimation of Sample Selection Biases Models. *Econometric Reviews* 1996; 15 (4) : 387-400
- 12) Schein O. D., J. Katz. E. B. Eric et al. The Value of Routine Preoperative Medical Testing before Cataract Surgery. *New England Journal of Medicine* 2000; 342 (3) : 168-175
- 13) Vissers, J. M. H., J. D. Van Der Bu and R. J. Kusters. Towards Decision Support for Waiting Lists: An Operations Management View. *Health Care Management Sciences* 2001; 4 (2) : 133-142
- 14) Walter, K. A. and A. W. Stevenson. Effect of Environmental Factors on Myopic LASIK Enhancement Rates. *Journal of Cataract and Refractive Surgery* 2004; 30 (4) : 798-803
- (和文)
- 1) 大木考太郎. 日帰り手術. *眼科* 1995 ; 37 : 1403-1407
- 2) 川淵孝一. DRG/PPSの全貌と問題点. 薬業時報社. 1997.
- 3) 厚生労働省. 平成14年度社会保険診療報酬等の改定概要. 2002.
- 4) 厚生労働省. 主要な傷病の総患者数. 2002.
- 5) 佐藤幸裕術. 嘉村由美. 術後感染症. *眼科* 2001 ; 43 : 1793-1801
- 6) 杉田元太郎. 日帰り白内障手術. *眼科* 2004 ; 48 : 689-692
- 7) 鈴木高遠, 千種浩司. 近代白内障手術の変遷と小院内での日帰り手術. *日本医史学雑誌* 2004;50:164-165
- 8) 谷口茂雄. 眼球レンズの最新情報. *眼科* 2001 ; 43 : 1759-1766
- 9) 徳田芳浩. 水晶体亜脱臼の処理における最近のスタンダード. *眼科* 2001 ; 43 : 1777-1784
- 10) 中村 剛. Cox比例ハザードモデル. 朝倉書店. 2001.
- 11) 平戸孝明. 白内障手術と硝子体手術の現状. *医学学* 1999 ; 69 : 584-589
- 12) 堀内正之, 永田志麻. 前囊染色を用いた前囊切開. *眼科* 2001 ; 43 : 1773-1776
- 13) 松島博之. 加齢白内障. *眼科* 2003 ; 45 : 1255-1265
- 14) 養谷千鳳彦. 統計分布ハンドブック. 朝倉書店.
- 15) 湯澤 覚. 在院日数からみた老人性白内障手術の病院間比較に関する研究. *病院管理* 1986 ; 319 : 25-34
- 著者連絡先  
 東京大学大学院工学系研究科地球システム工学専攻  
 縄田 和満  
 〒113-8656 文京区本郷7-3-1  
 TEL : 03-5841-8756  
 FAX : 03-3818-7492  
 e-mail : nawata@geosys.t.u-tokyo.ac.jp

# An Analysis of the Length of Stay at the Hospital for Cataract Patients in Japan

Kazumitsu Nawata, Ph. D. <sup>\*1</sup>, Masako Ii, Ph. D. <sup>\*2</sup>

Aya Ishiguro <sup>\*3</sup>, Koichi Kawabuchi, M.B.A. <sup>\*4</sup>

## Abstract

In this paper, the length of stay at the hospital was analyzed using the data from patients hospitalized for cataract ((IR-DRG (International Redefined Diagnosis Related Groups) 2041) and had lens operation performed. The discrete type proportional hazard model was used in the analysis. The factors which might affect the length of stay were analyzed. We found that the child dummy, place to go back to after hospitalization and types of operations were important factors affecting the length of stay. There were surprisingly big differences in the lengths of stay by hospitals even after considering the characteristics of the patients. The factors, which might affect the lengths of stay by hospitals, were also analyzed. The findings were i) higher profit rates made the lengths of stay longer and ii) the lengths of stay were longer in the cold region (Hokaido and Tohoku region) than in other regions.

[**key words**] cataract, lens surgery, average length of stay (ALOS), proportional hazard model

---

\* 1 Professor, Graduate School of Engineering, University of Tokyo

\* 2 Professor, Graduate School of International Corporate Strategy, Hitotsubashi University

\* 3 Data Analysis Department, Millennia Corporation

\* 4 Professor, Division of Health Care Economics, Tokyo Medical and Dental University