

# 尤度関数の近似を用いた新手法による 在院日数の分析

—DPCによる包括支払制度導入前後の白内障手術の在院日数分析への応用—

縄田 和満\*<sup>1</sup> 川瀬 孝一\*<sup>2</sup>

## 抄 録

2003年4月からDPC (Diagnosis Procedure Combination、診断群分類) による包括支払制度が、82の特定機能病院に対して導入され、2004年4月より、(導入を希望し一定の条件を満たす) 一般病院に対して順次制度の施行が開始されている。米国等採用されている包括支払制度であるDRG/PPS (Diagnosis Related Group/Prospective Payment System、診断群別定額払い方式) と異なり、我が国のDPCによる包括支払制度は、一日当たりの定額制となっている。さらに、この制度は完全な包括支払制度ではなく、DPCによる包括評価部分と従来の出来高評価部分に分かれている。DPCによる包括評価部分は基本入院料、検査、画像診断、投薬、注射、処置 (1,000点以内)、リハビリ等で使用した薬剤料のみであり、他は、従来の出来高評価部分となっている。また、包括評価部分に関しては、DPCコードごとに基準となる入院期間Ⅰ、入院期間Ⅱ、特定入院期間が定められている。一日当たりの支払点数は、入院期間が長くなるほど低くなるように定められている。DPCによる包括支払制度の導入は診療報酬支払における大改革であり、医療資源の有効活用のための将来の支払制度の改革において、その適正な評価および分析は必要不可欠である。

本論文では、まず、病院間の在院日数の分析モデルを新たに提案した。このモデルは、トービットタイプのモデルでありCoxの比例ハザードモデル (proportional hazard model) などの既存のモデルを代替するもので、生存時間解析の問題一般に幅広く利用可能で既存のパッケージ・プログラムによって簡単に推定できるものである。次に、DPCによる包括支払制度導入前後の両方でデータが得られる5病院について、白内障手術における在院日数の変化の分析を行った。手術・処置等の違いの影響を除くため、片眼に白内障手術・眼内レンズ挿入術のみを行なった患者のデータを対象として分析を行った。患者数は2,533人である。この結果、制度導入以前の在院日数が短い病院では、制度導入後、在院日数の減少は認められなかった。一方、制度導入以前の在院日数が長い病院では、在院日数が短縮したことが認められた。この結果は、制度導入以前に在院日数が長い病院では在院日数を短縮しようとするインセンティブが働いたが、すでに短い病院では働かなかったとする仮説と整合的である。今後の制度の見直しにおいては、この点を考慮し、医療資源の有効な活用を図るための適正なインセンティブを与えるなどの制度の改善の重要性が示唆された。

キーワード： DPC、包括支払制度、白内障、眼科手術、在院日数

## 1. はじめに

2003年4月からDPC (Diagnosis Procedure Combination、診断群分類) による包括支払制度が、82

の特定機能病院に対して導入され、2004年4月より、(導入を希望し一定の条件を満たす) 一般病院に対して順次制度の施行が開始されている。包括払い制度の導入は、世界的な傾向であり、米国等では一入院当たりの包括支払制度であるDRG/PPS (Diagnosis Related Group/Prospective Payment System、診断群別定額払い方式) が採用されている<sup>注1</sup>。我が国のDPCによる包括支払

\*1 東京大学大学院工学系研究科教授

\*2 東京医科歯科大学大学院医歯学総合研究科教授

制度の特徴は、i) 一日当たりの定額制である、ii) 完全な包括支払制度ではなく、DPCによる包括評価部分と従来の出来高評価部分に分かれており、DPCによる包括評価部分は基本入院料、検査、画像診断、投薬、注射、処置（1,000点以内）、リハビリ等で使用した薬剤料のみであり、他は、従来の出来高評価部分となっている点である。また、包括評価部分に関しては、DPCコードごとに基準となる入院期間 I、入院期間 II、特定入院期間が定められており、一日当たりの支払点数は、入院期間が長くなるほど低くなるように定められている<sup>注2</sup>。DPCによる包括支払制度の導入は診療報酬支払における大改革であり、今後の医療資源の有効活用のためには、その評価・問題点の分析を通じた制度の改善が必要不可欠である。これまでに各種の傷病におけるDPCによる包括支払制度の評価が試みられているが<sup>1)-7)</sup>、患者の属性の違いなどを考慮した計量モデルによる分析は行われていない。

本論文では、まず、病院間の在院日数の分析モデルを新たに提案した。このモデルは、比例ハザードモデルなどの既存のモデルを代替するものであり、対象病院・患者数にかかわらず、大規模な個票データの分析を可能にするものである。さらに、提案されたモデルを使って、白内障手術におけるDPCによる包括支払制度の導入前後の在院日数の分析を行う。我が国においては、人口の高齢化に伴い白内障手術が増加しており、多くの手術が行われている。「社会医療診療行為別調査」によれば<sup>8)</sup>、6月審査分の白内障手術の実施件数は平成18年には61,838件、診療報酬の総額は2,1145,778,903点となっており、年間の総手術数は80万件程度、支払総額は2,500億円程度となっていると推定される。清水他は、ある病院で制度導入後、特定入院期間超えの患者の割合が減少したことによって、眼科における平均在院日数が

2.4日短縮されたことを報告しているが<sup>9)</sup>、傷病の違いや患者の属性・処置の違いなどの要因は考慮されていない。また、対象も1病院に限られている。白内障手術における在院日数は、制度導入前後のいずれの期間においても病院ごとに大きな差があるため<sup>10),11)</sup>、異なった病院の在院日数を比較しても制度の影響を評価することはできない。このため、同一の病院において制度導入前後両方の期間のデータの分析を行う必要がある。

白内障手術は、標準化されており、緊急性も低く、日帰り手術も可能であるなど術後合併症・感染症等の危険性も低い。例えば、日帰り手術と入院しての手術の間に治療成果や術後感染症のリスクの有意な差が認められなかったことなどが報告されている<sup>12)</sup>。このため、データの均質性が他の傷病に比較して高く、制度導入が病院に与えた影響の評価に適していると考えられる。本論文では、制度導入前後の両方の期間でデータが得られる5病院についての在院日数の変化の分析および制度の在院日数に対する影響についての考察を行った。分析では、片眼に白内障手術・眼内レンズ挿入術のみを行なった2,533名の患者のデータを対象とした。

## 2. データおよび分析モデル

### 1) データの概要

本論文では、2つの異なった調査期間のデータを使用した。第一は、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」に参加した病院で、調査期間は1999～2000年で制度導入以前の調査である。調査項目は、入院日、退院日、生年月日、性別、転帰、主病名・

表1 前期・後期における病院ごとの在院日数の分布\*

病院	前期・後期	患者数	平均在院日数	標準偏差	歪度	尖度
Hp1	前	1036	3.96	1.24	2.93	18.84
	後	725	4.00	0.24	0.91	51.96
Hp2	前	65	9.28	15.29	7.74	61.35
	後	12	5.50	1.24	1.53	1.49
Hp3	前	355	8.91	20.22	14.80	250.12
	後	91	4.18	0.66	2.17	13.19
Hp4	前	30	5.83	2.12	0.68	-0.92
	後	98	3.61	1.31	2.18	6.24
Hp5	前	81	8.96	3.74	0.91	0.07
	後	40	6.03	3.11	1.34	2.45
全体	前	1567	5.59	10.45	25.58	832.54
	後	966	4.11	1.08	5.44	47.19

\* 前期は1999～2000年、後期は2005～2007年。

二次診断名、(8つまでの)処置・手術である。第二は、東京医科歯科大学医療経済学分野によって収集されたデータである。主な調査項目は、DPCコードおよび患者・処置に関する情報で、入院日、退院日、生年月日、性別、入院経路、退院先、退院時転帰、主傷病名、入院目的、副傷病の有無、他の処置、診療報酬などである。調査期間は2005～2007年で制度導入後の調査である。以下、本論文では、1999～2000年を前期、2005～2007年を後期と表記する。

副傷病や合併症などがあり、そのための手術・処置を行った場合、当然、在院日数が長くなることが予想される。ここでは、その影響を取り除くために、片眼に白内障手術+眼内レンズ挿入術を行った患者のみを対象とし、他の手術・措置を行った患者のデータは分析対象から除いた。白内障手術は標準化されているため、両期間において分析に使用したデータの均一性は高いと考えられる。両期間ともこの手術の報告の報告が10例以上あった5急性期病院(Hp1-Hp5)を分析対象とした。これらの病院の病床数は、440～1,109で平均688となっている。地域的には東北1、関東1、東海3であり、経営主体は、共済1、赤十字2、

医療法人・企業・その他法人が2となっている。2病院が2004年度、3病院が2006年度にDPC施行病院となっている。患者数は、前期が1,567名、後期が966名の計2,533名である。

## 2) 在院日数の比較

表1は前期・後期別の病院ごとの在院日数の分布である。前期においては、全体での平均在院日数が5.59日、標準偏差が10.45日である。病院ごとの平均在院日数は、最小が3.96日(Hp1)、最大が9.28日(Hp2)である。標準偏差の最小は1.24日(Hp1)、最大は20.22日(Hp3)である。また、一部の病院では歪度・尖度が大きな値となっているが、これは、長期間入院した患者が存在するためと考えられる。一方、後期の全体での平均在院日数は4.11日で1.48日短縮している。標準偏差は1.08日で1/8へと大きく減少しており、後期の在院日数のバラツキが大きく減少したことが認められる。病院ごとの在院日数は、最小が3.61日(Hp4)、最大が6.03日(Hp5)である。Hp2-Hp5の4病院では、平均在院日数が2.22日～4.73日減少している。一方、Hp1では、前期の平均在院日数は最少であったものの、後期では0.04日と僅か

ではあるが増加している。このため、後期はHp4の平均在院日数が最も短くなっている。また、病院間の平均在院日数の差は2.42日へと大幅に減少している。標準偏差はすべての病院で減少している。特に、前期に標準偏差が大きかったHp2、Hp3では1/10以下へと大きく減少している。

### 3) 在院日数の分析モデル

在院日数は1, 2, 3...を取る離散型の変数であり、また、歪度・尖度が大きな値になるなど、長期間入院する一部の患者が存在する右側に裾の厚い分布となっている。このため、単純な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。また、在院日数の分析のような生存時間解析には、Coxの比例ハザードモデル (proportional hazard model) などのモデルが幅広く用いられる<sup>13)</sup>。しかしながら、このモデルには次に述べるような問題点がある。第一は、在院日数を決定する過程が明示的にモデル化されておらず、なぜ、患者がある日数で退院するかといった詳細な分析ができない点である。第二は、ベースライン・ハザード関数に不均一性があるなど、モデルの仮定が満足されない場合には利用できないことである。このことは、平均と分散を個別に分析できないことを意味しており、分散の違いを考慮して分析する必要がある場合には、比例ハザードモデルによる分析は適当でないことになる。

縄田他は入院の限界収入と限界費用の関係によって退院が決定されるとするモデルを提案している<sup>11)</sup>。しかしながら、このモデルでも i) 在院日数の分散の違いが分析されていない、ii) 得られた尤度関数がパラメータの複雑な関数となるため多くの対象病院を含む大規模個票データでは推定が非常に困難で、事実上不可能となってしまう、といった問題がある。このため、ここでは、尤度関数の近似を考えることによって、これらの問題

点を解決したモデルを新たに提案する。このモデルは、比例ハザード・モデルなど既存のモデルを代替するもので、生存時間解析の問題一般に幅広く利用することができる。また、対象病院や患者数が多数の場合でも、パソコンと市販のパッケージ・プログラムで簡単に分析可能である。

ここで、調査期間を*i*とし、その期間には*n<sub>i</sub>*人の患者が入院して手術を受けたものとする。(本論文では前期・後期の2期間を考えているので、*i*=1,2である。) 調査期間*i*の患者*j*に関する収入(直接の診療報酬に加えて、適当な在院日数の管理による病院評価の向上分の資産価値を含むとする)を*b<sub>ij</sub>*、病院の費用(直接の支払いに加えて、ベッドが占有されているために、新しい患者を入院させることができないうための機会費用を含むとする)を*c<sub>ij</sub>*、*t*を在院日数、*x<sub>ij</sub>*を病院の費用や収入に影響する説明変数からなるベクトルとし、

$$(1) \quad g(t, x_{ij}, v_{ij}) = \frac{\partial c_{ij}}{\partial t} - \frac{\partial b_{ij}}{\partial t}$$

とする。*v<sub>ij</sub>*は誤差項である。*g(t)*は*t*の単調増加関数であるとし、長期間入院する患者の存在を考慮して

$$(2) \quad z_{ij}(t) \equiv g(t, x_{ij}, u_{ij}) = t^\alpha - (x_{ij}'\beta + v_{ij}), \quad \alpha \geq 0$$

であるとする。在院日数の長い患者が存在する右側に裾の厚い分布の場合は、 $\alpha < 1$ となる。調査期間ごとに在院日数の分散が大きく異なることを考慮して、等分散を仮定せず、*v<sub>ij</sub>*は平均0、分散 $\sigma_i^2$ の正規分布 $N(0, \sigma_i^2)$ に従う確率変数とする。 $((t^\alpha - 1)/\alpha - (x_{ij}'\beta^* + v_{ij}^*), v_{ij}^* = v_{ij}/\alpha)$ としてもモデルは同一であるから、(2)は*t*に関して、幅広く使われているBox-Cox変換を行ったモデルとも考えることができる<sup>14)</sup>。なお、 $x_{ij}'\beta$ の値が大きいほど在院日数が長くなるようにするため、(2)式ではマイナスを付けて $-(x_{ij}'\beta + v_{ij})$ としてい

る。特別に入院期間の長い少数のごく患者の影響を除くため、 $T$ 日までの在院については具体的な在院日数を考慮するが、在院日数が $T+1$ 日以上の患者に関しては、 $T$ 日までに退院しないという情報のみを使用するものとする。在院日数は、正の整数値のみを取る離散型の変数であり、調査期間 $i$ の患者 $j$ が在院日数 $t_{ij}$ で退院するための条件は

$$(3) \quad \begin{aligned} z_{ij}(t_{ij}) &\geq 0, & t_{ij} &= 1 \\ z_{ij}(t_{ij}-1) &< 0, z_{ij}(t_{ij}) &\geq 0, & t_{ij} > 1 \end{aligned}$$

である。

$t_{ij}$ で退院する確率 $P_{ij}$ は、

$$(4) \quad P_{ij} = \begin{cases} P[t_{ij}^\alpha - x_{ij}'\beta \geq v_{ij}], & t_{ij} = 1 \\ P[(t_{ij}-1)^\alpha - x_{ij}'\beta < v_{ij} \leq t_{ij}^\alpha - x_{ij}'\beta], & 1 < t_{ij} \leq T \end{cases}$$

である。ここで、 $\Phi$ を標準正規分布の分布関数とすると、

$$(5) \quad P_i = \begin{cases} \Phi\{(t_{ij}^\alpha - x_{ij}'\beta)/\sigma_i\}, & t_{ij} = 1 \\ \Phi\{(t_{ij}^\alpha - x_{ij}'\beta)/\sigma_i\} - \Phi\{(t_{ij}-1)^\alpha - x_{ij}'\beta\}/\sigma_i], & 1 < t_{ij} \leq T \end{cases}$$

となる。(したがって、 $x_{ij}$ は在院日数の説明変数でもある。) また、 $T$ 日までに退院しない確率は、

$$(6) \quad \begin{aligned} P[T^\alpha - (x_{ij}'\beta + v_{ij}) < 0] \\ = 1 - \Phi\{(T^\alpha - x_{ij}'\beta)/\sigma_i\} \end{aligned}$$

である。したがって、これから尤度関数

$$(7) \quad \begin{aligned} L(\alpha, \beta, \sigma_i) &= \prod_{t_{ij}=1} [\Phi\{(t_{ij}^\alpha - x_{ij}'\beta)/\sigma_i\}] \\ &\times \prod_{1 < t_{ij} \leq T} [\Phi\{(t_{ij}^\alpha - x_{ij}'\beta)/\sigma_i\} - \Phi\{(t_{ij}-1)^\alpha - x_{ij}'\beta\}/\sigma_i] \\ &\times \prod_{t_{ij} > T} [1 - \Phi\{(T^\alpha - x_{ij}'\beta)/\sigma_i\}] \end{aligned}$$

を得ることができる。しかしながら、尤度関数はパラメータの複雑な関数であるので、その推定は容易ではない。

ここでは、既存のパッケージ・プログラムで容易に推定可能な近似法を新たに提案する。1次のテイラー展開による近似を考えると、

$$(8) \quad \begin{aligned} &\Phi\{(t_{ij}^\alpha - x_{ij}'\beta)/\sigma_i\} - \Phi\{(t_{ij}-1)^\alpha - x_{ij}'\beta\}/\sigma_i] \\ &\approx \frac{1}{\sigma_i} \phi\left[\frac{(t_{ij}-\frac{1}{2})^\alpha - x_{ij}'\beta}{\sigma_i}\right] \alpha (t_{ij}-\frac{1}{2})^{\alpha-1} \end{aligned}$$

である。微分を $t - \frac{1}{2}$ で評価するのは近似を良くするためである。 $\Phi(-x_{ij}'\beta/\sigma_i)$ が小さい場合、(8)式は $t_{ij}=1$ についても成立する。したがって、対数尤度関数は

$$(9) \quad \begin{aligned} \log L^*(\alpha, \beta, \sigma_i) &= \sum_{t_{ij} \leq T} [\log \phi\left[\frac{(t_{ij}-\frac{1}{2})^\alpha - x_{ij}'\beta}{\sigma_i}\right] - \log \sigma_i] \\ &+ \sum_{t_{ij} \leq T} \left\{ \log \alpha + (\alpha - 1) \log(t_{ij} - \frac{1}{2}) \right\} \\ &+ \sum_{t_{ij} \geq T} \log [1 - \Phi\{(T^\alpha - x_{ij}'\beta)/\sigma_i\}] \end{aligned}$$

で近似される。

(9)式の第2項は $\beta$ に依存しない。したがって、 $\alpha$ が与えられた場合、この対数尤度関数を最大にする推定量 $\hat{\beta}_\alpha^*$ は、

$$\begin{aligned}
 (10) \quad & \log L_\alpha(\beta, \sigma_i) \\
 &= \sum_{\tau_{ij} < c} [\log \phi \{(\tau_{ij} - x_{ij}'\beta) / \sigma_i\} - \log \sigma_i] \\
 &+ \sum_{\tau_{ij} \geq c} \log [1 - \Phi \{(c - x_{ij}'\beta) / \sigma_i\}] \\
 &\tau_{ij} = (t_{ij} - \frac{1}{2})^\alpha, \quad c = T^\alpha
 \end{aligned}$$

を最大にする推定量である。ここで、 $\tau_{ij}^* = c - \tau_{ij}$  とする。また、説明変数  $x_{ij}$  の第 1 要素を 1 とすると、このモデルは、

$$\begin{aligned}
 (11) \quad & \tau_{ij}^{**} = -x_{ij}'\beta + c + \varepsilon_{ij} \equiv x_{ij}'\beta^- + \varepsilon_{ij} \\
 & \tau_{ij}^{**} > 0 \\
 & \tau_{ij}^* = \begin{cases} & \\ 0 & \tau_{ij}^{**} \leq 0 \end{cases} \\
 & \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_i^2)
 \end{aligned}$$

で与えられる標準的なトービットモデル (tobit model) になる。ここで、 $\beta_m, \beta_m^-$  をベクトル  $\beta, \beta^-$  のそれぞれの第  $m$  要素とすると、

$$(12) \quad \beta_1^- = c - \beta_1, \quad \beta_m^- = -\beta_m, \quad m \geq 2$$

である。

$\hat{\beta}_\alpha^*$  と漸近分布が同一である推定量  $\hat{\beta}_\alpha$  は次の手順によって標準的なパッケージプログラムによって簡単に求めることができる。すなわち、 $i$  の値ごとにトービット最尤法によって (11) 式を推定し、分散の推定量  $\hat{\sigma}_i^2$  を求める。次に、各変数を  $\hat{\sigma}_i$  で割り、不均一分散を修正した式を考え、すべてのデータを使い最尤法によって  $\beta^-$  を推定する。さらに、(12) 式から  $\hat{\beta}_\alpha^*$  を求める。(なお、通常の等分散を仮定したトービット最尤推定量

は、不均一分散に対してロバストでなく、不均一分散の仮定のもとでは一致推定量とはならないので、まず、 $\hat{\sigma}_i^2$  を求め、不均一分散の修正を行う必要がある。) 次に、 $\log L^*(\alpha, \hat{\beta}_\alpha)$  を  $\alpha$  に関して最大化することによって、推定量  $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$  を求めることができる。ここでは、目的関数が凹関数なく、複数の局所的な最大値がある可能性を考慮して、 $0 < \alpha \leq 1$  に対して scanning method を用いて推定を行う<sup>15)</sup>。

### 3. 推定結果

ここでは、調査期間  $i$  を前期が  $i=1$ 、後期を  $i=2$  期間とし、在院日数を説明する説明変数  $x_{ij}$  として次のような変数を用いた。性別に関しては、女性ダミー (男性: 0、女性: 1) を用いた。女性の割合は、前期が 62.3%、後期が 63.6% である。年齢に関しては、明確な傾向がないため、最も患者数の多い 70 歳代を基準とするダミー変数 (40 歳未満ダミー (40 歳未満: 1、その他: 0); D 歳代ダミー (D 歳代: 1、その他: 0、D=40, 50, 60, 80); 90 歳以上ダミー (90 歳以上: 1、その他: 0) を用いた。平均年齢 (カッコ内は標準偏差) は、前期が 73.7 歳 (9.7 歳)、後期が 75.4 歳 (8.8) 歳であり、患者の老齢化の傾向が認められた。退院先に関しては、退院先ダミー (0: 自宅、1: その他) を用いた。退院先が (他病院、他施設等の) 自宅外の患者数は前期が 37 名、後期が 2 名である。病院の影響に関しては Hp1 を基準とする Hp $k$  ダミー (病院  $k$ : 1、0: その他、 $k=2, 3, 4, 5$ ) を、調査期間の影響に関しては後期ダミー (前期: 0、後期: 1) を用いた。各病院における前期・後期間の変化を測定するため、病院ダミーと後期ダミーの積 (Hp $k$  × 後期ダミー) を説明変数として用い、(2) 式の  $x_{ij}'\beta$

$$\begin{aligned}
 (13) \quad x_{ij}'\beta = & \beta_1 + \beta_2 \text{女性ダミー} + \beta_3 \text{40歳未満} \\
 & \text{ダミー} + \beta_4 \text{40歳代ダミー} \\
 & + \beta_5 \text{50歳代ダミー} + \beta_6 \text{60歳代ダミー} \\
 & + \beta_7 \text{80歳代ダミー} + \beta_8 \text{90歳以上ダミー} \\
 & + \beta_9 \text{退院先ダミー} + \beta_{10} \text{後期ダミー} \\
 & + \sum_k \beta_k \text{Hp}k \text{ダミー} \\
 & + \sum_k \beta_k (\text{Hp}k \text{ダミー} \times \text{後期ダミー})
 \end{aligned}$$

とした。また、特に長期入院患者の影響を避けるため、 $T=12$ とした。(13日以上入院している患者は57名で、全体の2.2%である。)

推定結果は表2の通りである。在院日数に関する係数の推定値は $\hat{\alpha} = 0.5322$ であり、 $\hat{\alpha}$ の値は1より有意に小さく、長期間入院している患者が存在することが示唆された。女性ダミーの推定値は正の値で5%の水準で有意であり、女性の方が長く入院していることが認められた。年齢に関しては、1%および5%の水準で、50歳代ダミーの推定値が負の値で有意、90歳以上ダミーは正の値で有意であった。40歳未満ダミーは負の値、40歳代ダミー、80歳代ダミーは正の値であったが、いずれも5%の水準で有意ではなかった。退院先ダミーの推定値は正でt値も7.196と大きく、退院先が自宅外の他病院・他施設である場合、入院期間が長くなることが認められた。

病院の影響を表すHp2~Hp5ダミー推定値はすべて正の値で1%の水準で有意となった。その大きさやその順位(Hp1は基準病院であるので0とする)は、表1の各病院の平均在院日数にほぼ比例(相関係数は0.908)している。このことは、患者の属性等の違いや長期間入院している少数の患者の影響を考慮しても前期の病院ごとの在院日数の比較には大きな差を生じないことを意味している。後期ダミーの推定値は正で推定値が正の値で5%の水準で有意となった。これは病院ダミーの基準としたHp1では、後期には在院日数が(減

表2 在院日数分析モデルの推定結果

変数	推定値	標準誤差	t値
定数項	1.8897	0.01731	109.168**
女性ダミー	0.0340	0.01524	2.2318*
40歳未満ダミー	-0.1658	0.09616	-1.7236
40歳代ダミー	0.1000	0.09090	1.1001
50歳代ダミー	-0.0929	0.03437	-2.7033**
60歳代ダミー	-0.0169	0.02010	-0.8407
80歳代ダミー	0.0290	0.01770	1.6389
90歳以上ダミー	0.1240	0.05297	2.3407*
退院先ダミー	0.4513	0.06271	7.1962**
病院の影響			
Hp2ダミー	0.8382	0.04773	17.5596**
Hp3ダミー	0.6251	0.02350	26.5959**
Hp4ダミー	0.4744	0.06828	6.9477**
Hp5ダミー	1.0646	0.04309	24.7046**
後期ダミーおよびHp $k$ ダミー×後期ダミー			
後期ダミー	0.0264	0.01284	2.0621**
Hp2ダミー×後期ダミー	-0.4405	0.11738	-3.7529**
Hp3ダミー×後期ダミー	-0.5538	0.04705	-11.7695**
Hp4ダミー×後期ダミー	-0.5461	0.07828	-6.9755**
Hp5ダミー×後期ダミー	-0.6209	0.07379	-8.4143**
$\alpha$	0.5322	0.01441	36.9326**
$\sigma_1$	0.4346	0.00799	54.3685**
$\sigma_2$	0.2256	0.00511	44.1181**
LogL*	-4541.549		

\* 5%の水準で有意。  
 \*\* 1%の水準で有意。

少するのではなく)むしろ増加したことを意味している。一方、(Hp $k$ ダミー×後期ダミー)の推定値は、Hp2~Hp5のすべての病院において負の値であり、いずれも1%の水準で有意であった。これらの病院の後期における在院日数の変化は後期ダミーと(Hp $k$ ダミー×後期ダミー)の推定値の和で与えられるが、これらの値は-0.414~-0.594であった。t値<sup>注3</sup>は、-3.568~-12.112で1%の水準で有意であり、これらの病院では在院期間が短くなったことが認められた。なお、病院 $k$ において患者数が少ない場合、Hp $k$ ダミー、(Hp $k$ ダミー×後期ダミー)の推定値の標準誤差が大きくなりt値の絶対値が小さくなる。このことは、これらの変数の影響が検出されにくくなる(有意

になりにくくなる)ことを意味する。しかしながら、この場合は、いずれのt値の絶対値も大きく、有意な差が認められた。すなわち、病院の違い・調査時期の違いの影響は、患者数が少なくとも有意に検出できるほど大きいことを意味している。

また、 $\hat{\sigma}_i$ の推定値は前期の $\hat{\sigma}_1=0.422$ が後期は $\hat{\sigma}_2=0.227$ へと減少している。分散が一定であるという帰無仮説のt値は22.30と非常に大きく、この仮説は(常識的な有意水準では)棄却され、分散が減少したことが認められる。

#### 4. 考察

前節の結果は、前期・後期において在院日数が変化した病院があること、その影響は病院ごとに異なること、在院日数のばらつきが減少したことなどを示唆している。当然、診療報酬制度の大改革であるDPCによる包括支払制度の導入が、このような変化をもたらした要因であったことが考えられる。しかしながら、前期と後期との間には数年の間があり、DPCによる包括支払制度以外の要因、たとえば、時間の経過による技術進歩や各病院の診療プロセスの変化によってこのような変化が起こった可能性もある。(このため、これまでは制度導入前後ではなく、ただ単に前期・後期と表記した。)したがって、制度導入によると考えられるかどうかの検証が必要となる。ここでは、まず、DPCによる包括支払制度が在院日数に対してどのような影響を与えるかの考察を行い、その影響に関する検証可能な仮説を設定する。ついで前節の実証研究の結果と比較し、この変化が在院日数の変化が制度導入によるものであるかどうかについての検証を行う。

#### 1) 包括支払制度の在院日数への影響に関する考察

ここでは、DPCによる包括支払制度が在院日数に対してどのような影響を与えたかについての考察を行う。制度は次に述べる3点において病院に影響を与えたと考えられる。第一は、病院の直接の収益に関するものである。限界収入は1日当たりの包括支払い金額であるが、これは入院期間Iまでは、制度導入以前より増加する。したがって、収益面で在院日数がすでに短かった病院が積極的に診療体制を見直し、さらに在院日数を減らそうとするインセンティブは弱い(もしくは、ない)ことになる。むしろ、入院期間Iまでは患者を退院させないようにする行動をとることも起こりえる。逆に、平均在院日数の長い病院は、多数の長期入院患者を抱えているため、収入の減少が問題となる。限界収入は、時間の単調減少関数であり<sup>註4</sup>、長期間の入院の場合は従来の出来高払いより減少すると考えられる。退院の条件は(3)式で与えられるため、限界費用が変わらなければ、収益面から病院は長期入院患者を減らそうとする。

第二は、病院評価に関するものである。DPCによって定められた期間は、(これまで患者などに明確にされてこなかった)全国の標準的な入院期間を表している。全国的な比較が簡単に可能となったため、患者を不必要に長期間入院させておくといった批判による病院評価の低下の影響はより明確になったと考えられる。この点からもすでに在院日数の短い病院は在院日数をさらに減らそうとするインセンティブは小さいことになり、在院日数の長い病院に対してより大きな影響を与えたと考えられる。(なお、この影響は制度に参加していない(従来の出来高払いの)病院に対しても同一の影響を与えることに留意する必要がある。すなわち、制度に参加していない病院に対しては制度の導入は一定の影響を与えたと考えられる。)



第三は、制度導入による情報の電子化を通じた病院全体の医療情報管理の適正化による診療体制の見直しといった点からの影響である。DRGと異なり、DPCは支払いのための手段のみならず、患者や処置・手術の状況をも情報として与えるため、病院の医療体制の整備・標準化（クリニカルパスの導入、入院・退院スケジュールの適正な管理など）を容易にする<sup>16-19)</sup>。在院日数の短い病院では制度導入以前においても医療体制の標準化が進んでおり、この影響も在院日数の長い病院の方が大きかったとするのが合理的であると考えられる。

これまで、第一点の病院の収益に関しては分析がなされてきた<sup>20) -22)</sup>。病院の行動を決定する上での第二、三点の影響の重要性についてはあまり考慮されてこなかったが、ここでの考察からは、指摘した3点のいずれも在院日数に関して似た影響を与えることを示唆している。すなわち、白内障手術においては、「制度導入は在院日数に影響をあたえたが、その影響は病院ごとに異なった。在院日数の長い病院に対しては在院日数を短縮するインセンティブがあったが、短い病院に対してはそのようなインセンティブは弱かった（もしくは、なかった）」との仮説を得ることができる。

## 2) 仮説と実証分析の整合性の分析

制度導入の影響について論じるためには患者の属性の変化を考慮する必要がある。2つの調査時期において平均在院日数が変化したとしても、患者の属性の変化によるものだとするとこれは制度導入の影響とはいえない。このため、患者のここでは、患者の属性をコントロールした場合の在院日数の変化について分析する。表3はモデルの推定結果から、70歳代、男性、退院先が自宅の患者について、病院ごとの前期・後期の平均在院日数、後期において減少した日数（Hp1は平均在院日数

表3 患者の属性を考慮した病院ごとの平均在院日数\*

病院	導入前	導入後	短縮日数
Hp1	3.90	3.99	-0.09
Hp2	7.16	5.31	1.85
Hp3	6.24	4.14	2.10
Hp4	5.62	3.67	1.95
Hp5	8.22	5.50	2.72
全病院の平均	6.23	4.52	1.71
病院間の標準誤差	1.63	0.83	1.06

\* 70歳代、男性、退院先が自宅の患者を対象。

が増加したので負の値となっている）を求めたものである。この患者は、男性の標準的な患者である。平均在院日数は全病院の平均では、前期が6.23日、後期が4.52日で1.71日の短縮となっている。Hp2は7.16日が5.31日へと1.85日、Hp3は6.24日が4.14日へと2.10日、Hp4は5.62日が3.67日へと1.95日、Hp5は8.22日が5.50日へと2.72日短縮している。一方、前期に3.90日と最も在院日数が短かったHp1では、後期は3.99日と0.09日増加している。この結果、前期ではHp1が最も在院日数が短かったが、後期はHp4が最短となった。前期には1.63日であった病院間の平均在院日数の標準偏差が後期は0.83日へと半分程度に減少している。前期の平均在院日数と短縮された日数の相関係数は、0.897であり、非常に強い相関関係がある。相関係数が0であるという帰無仮説のt検定等計量の値は3.508であり、1%の有意水準で棄却される。すなわち、病院ごとの在院日数のバラツキは後期には大幅に減少し、前期に平均在院日数が長かった病院ほど在院日数の短縮幅が大きかったと認められる。

上記の分析結果は「在院日数の変化は病院ごとに異なり（一律に在院日数が短縮されたといったものではなく）、在院日数の長い病院では在院日数が大幅に短縮したが、短い病院では変化は小さかった（もしくは認められなかった）」とまとめることができる。これは、前項の仮説と整合的である。すなわち、この仮説は、実証研究の結果と

矛盾せず、在院日数の変化を適切に説明できる仮説であると認められる<sup>注5</sup>。したがって、今後さらに白内障手術において、在院日数を短縮するためには、短期間に集中的に医療資源を投入するインセンティブを与えるような（傷病や地域の特性を考慮した）制度の改定が必要であることが示唆される。さらには、病院経営への影響といった視点からの検討<sup>23) 24)</sup> も必要であろう。

## 5. まとめ

本論文では、DPCによる包括支払制度導入前後の白内障手術における在院日数のデータを分析した。女性ダミー、50歳代ダミー、90歳以上ダミー、退院先ダミーの推定値が有意であり、これらの変数が在院日数に影響していることが認められた。制度導入前後の在院日数の変化は病院ごとに大きく異なっていた。平均在院日数がすでに制度導入以前に短い病院においては、制度導入後に平均在院日数が減少したとは認められなかった。一方、長い病院においては在院日数が短縮したことが認められた。制度導入前の平均在院日数と非常に強い相関関係があり、制度導入前に平均在院日数が長かった病院ほど在院日数の短縮幅が大きかったと認められた。病院間の在院日数のバラツキは制度導入後には大幅に減少した。これらの結果は、白内障手術において「DPCのよる包括支払制度は在院日数の長い病院に対しては在院日数を短縮する効果があったが、短い病院に対してはあまり影響を与えなかった」との仮説と整合的であり、この仮説は実証分析の結果を適切に説明できると認められた。

本論文では、5病院についてのみの分析であった。一般に、制度導入以前の期間において大規模なデータを得ることは容易ではない。また、対象病院の偏りの影響も考えられるが、対象病院数が

少ないため、この問題についての十分な分析を行うことはできなかった。DPCによる包括支払制度の正確な評価のためにはさらに多くの病院を対象とする必要がある。さらに、白内障以外の傷病においても同様の分析を行う必要があるが、これらは今後の課題である。

## 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」および東京医科歯科大学医療経済学分野によって収集されたデータである。データの使用に関しては日本医師会および東京医科歯科大学倫理審査委員会の承認を受けている。本論文に関しては、筑波大学吉田あつし教授および2名の査読者の方から貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。本研究は、独立行政法人日本学術振興会の科学研究費補助金（基盤研究（A）、「大規模個票データを使った医療情報分析・政策評価の研究」、課題番号：20243016）の交付を受けて行ったものである。本論文に関する問い合わせ先は〒113-8656 文京区本郷7-3-1、東京大学大学院工学系研究科技術経営戦略学専攻 縄田和満 e-mail: nawata@tmi.t.u-tokyo.ac.jp Tel: 03-5841-8756 Fax: 03-3818-7492である。

## 注

- 1 我が国においても10病院において1998年から日本版DRG/PPSの施行が行われたが、2004年に中止されている。
- 2 入院期間Ⅰは在院日数の25%パーセントイル点、入院期間Ⅱは50%パーセントイル点である平均在院日数、特定入院期間は平均在院日数+2×標準偏差である。1日当たりの包括支払点数は、以下の通りである。（支払いはすべて、定められた期日の前日までが基準。）
  - ①期間Ⅰの前日まで：平均在院日数以下の患者の1日当たりの平均点数の15%増の点数。
  - ②期間Ⅰと期間Ⅱの間：（期間Ⅰの1日当たり支払額-1日当たりの平均点数）×（期間Ⅰの日数）  
=（1日当たりの平均点数-期間Ⅱの1日当たり

支払点数) × (期間 II - 期間 I) となる点数。

③ 特定入院日数前日まで: ②の15%減の点数。

④ 特定入院日以後: 従来の出来高払い点数。

3 標準誤差は2つの推定量の共分散を考慮して求める必要がある。 $\hat{\beta}_j + \hat{\beta}_k$ の分散は $V(\hat{\beta}_j) + V(\hat{\beta}_k) + 2Cov(\hat{\beta}_j, \hat{\beta}_k)$ で与えられる。

4 この場合の1日当りの包括支払額は、2005年において、入院3日までが2,546点、4-6日が1,882点、7-10日が1,600点である。

5 仮説検定の原則問題であるが、このことは仮説が積極的に正しいことが証明されたのではなく、データの結果分析と矛盾せず、棄却されなかったことを意味する。他の仮説、例えば、「すべての病院において、在院日数は減少するトレンドがあり、時間が経過したから(技術進歩など要因によって、制度の導入に依存せずに)在院日数が短縮した」や「制度導入はすべての病院において一律に在院日数を短縮した」などという仮説は、在院日数が減少しなかった(むしろ増加している)病院があることや病院ごとに在院日数の短縮日数が異なることを説明できず、棄却される。

## 参考文献

- 1) Yasunaga, H., H. Ide, T. Imamura, et al. Impact of the Japanese Diagnosis Procedure Combination-based System on the Cardiovascular Medicine-related Costs. *International Heart Journal* 2005; 46: 855-866
- 2) 安達直人. 脳神経外科をとりまく医療・社会環境 急性期診断群分類別包括評価(DPC)の実際 包括評価と出来高評価との点数比較. *Neurological Surgery* 2005; 33: 1245-1250
- 3) 山口俊晴. DPCによる包括医療の評価と将来展望. *外科治療* 2006; 95: 668-672
- 4) 秦温信. ベンチマーク分析によるDPCの評価: 社会保険病院における調査研究. *病院* 2006; 65: 560-563
- 5) 池田俊也, 小林亜美. DPC導入に伴う診療内容の変化について. *医療と社会* 2007; 17: 167-180
- 6) 岡本双美子, 竹島道子, 日高チヨミ他. 特定機能病院における医療相談と退院支援—第二報 DPCによる長期入院の影響評価—. *大阪市立大学看護*

学雑誌 2007; 3: 33-39

- 7) 福井幸子. DPC(Diagnosis Procedure Combination)導入による看護ケアの質の変化. *日本看護管理学会誌* 2007; 10: 14-22
- 8) 厚生労働省. 社会医療診療行為別調査. 財団法人厚生統計協会. 2008.
- 9) 清水栄一, 高橋克昌, 田中将之他. DPC導入に伴う診療情報データの活用方法. *愛仁会医学研究誌* 2007; 39: 50-52
- 10) 縄田和満, 石黒彩, 井伊雅子他. 眼科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. *医療経済研究* 2006; 18: 41-56
- 11) 縄田和満, 井伊雅子, 外山比南子他. 白内障手術におけるDPCによる包括支払制度の評価. *医療と社会* 2008; 18: 229-242
- 12) Fedorowicz, Z., D. J. Lawrence, and P. Guttie. A Cochrane Systematic Review Finds no Significant Difference in Outcome or Risk of Postoperative Complications between Day Care and In-patient Cataract Surgery. *Saudi Medical Journal* 2006; 27: 1296-1301
- 13) Cox D. R. Regression Models and Life Tables. *Journal of Royal Statistical Society B* 1972; 34: 187-220
- 14) Box, G. E. P., and D. R. Cox. An Analysis of Transformation. *Journal of the Royal Statistical Society B* 1964; 26: 211-252
- 15) Nawata, K., and N. Nagase. Estimation of Sample Selection Biases Models. *Econometric Reviews* 1996; Vol.15, 387-400
- 16) 中村廣繁. DPCデータを病院運営に活用する—DPCデータの活用が病院経営を改善する—. *日本クリニカルパス学会誌* 2007; 9: 189-192
- 17) 平野恭弘, 渡邊里美. 診断群分類別包括評価(DPC)に対応した尿路結石症に対する体外衝撃波結石破碎術(ESWL)のクリティカルパス改訂. *日本医療マネジメント学会雑誌* 2007; 8: 438-442
- 18) 渡邊謙太, 野中祐子, 田中信吾他. DPCに基づいたクリニカルパスの分析. *日本病院会雑誌* 2008; 55: 190-192
- 19) 梶島博彰, 山崎信子, 向井知巳. DPCデータを用いた院内ベンチマーク分析. *日本病院会雑誌* 2008; 55: 163-167

- 20) 康永秀生, 井出博生, 今村知明他. DPC制度導入は在院日数短縮のインセンティブとなるか? : 一般解を用いたシミュレーション・モデルの検討. 病院管理2004; 41: 115-127
- 21) 康永秀生, 井出博生, 今村知明他. DPCに基づく包括支払制度の改善試案. 病院管理2005; 42: 147-159
- 22) 高橋洋司. 白内障入院手術におけるDPC導入による効果. 盛岡赤十字病院紀要2007; 16: 1-9
- 23) 高山慎司, 内山伸, 石丸博雅他. DPC導入におけるゲフィチニブクリニカルパスの医療経済評価. 日本クリニカルパス学会誌2007; 9: 639-645
- 24) 八巻心太郎, 康永秀生, 後藤卓史他. 平成18年度診療報酬改定による病院収入への影響. 病院管理2007; 44: 371-378

#### 著者連絡先

東京大学大学院工学系研究科技術経営戦略学専攻  
縄田 和満  
〒113-8656 東京都文京区本郷7-3-1  
TEL: 03-5841-8756  
FAX: 03-3818-7492  
E-mail: nawata@tmi.t.u-tokyo.ac.jp

# Analysis of Length of Hospital Stay for Cataract Surgery Before and After Introduction of the Diagnosis Procedure Combination -Based Inclusive Payment System

Kazumitsu Nawata, Ph. D.\*<sup>1</sup>, Koichi Kawabuchi, M.B.A.\*<sup>2</sup>

## Abstract

Effective April 2003, the Diagnosis Procedure Combination (DPC) was introduced in 82 special functioning hospitals in Japan, and it has been gradually extended to general hospitals that meet certain prerequisites. Unlike the DRG/Prospective Payment System used in the United States and other countries, the Japanese DPC is a per diem prospective payment system that consists of two components: (1) inclusive payments based on the DPC system and (2) fees based on the conventional fee-for-service system. Inclusive payments include fees for basic hospital stays, medical checkups, image diagnosis, medications, injections, all treatments under 10,000 yen, and medicines used during rehabilitation treatments. Per diem payment rates are set separately for each of the three periods and decrease as the length of stay increases. The three periods are individually set for each DPC code. Fees for all categories other than those covered (1) are paid on the basis of the conventional fee-for-service system.

In this paper, we analyze the effects of the DPC-Based inclusive payment system on the length of hospital stay for patients undergoing cataract surgery, using a new Tobit-type model. This model can be used in various survival analysis, as an alternative to conventional Cox's proportional hazard model, and it can be easily estimated by a standard statistical package program. Data were collected from five general hospitals before and after the introduction of the new payment system. To reduce the heterogeneity in the treatment used, we limit the data to patients who underwent cataract surgery and insertion of a prosthetic lens in one eye (n=2,533).

We found that the length of the hospital stay did not change for hospitals, where the length of hospital stay for the surgery had been already short before the introduction of DPC. On the other hand, the length of hospital stay decreased for hospitals where lengths of hospital stay for the surgery had been long before the introduction of DPC. These findings indicate that the new DPC inclusive payment system worked properly for long-stay hospitals, and support the idea of continuing to improve the payment system to provide hospitals with proper incentives for the efficient use of medical resources.

[**Key words**] diagnosis procedure combination, DPC, inclusive payment system, cataract, eye surgery, length of hospital stay

---

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

\*2 Professor, Division of Health Care Economics, Tokyo Medical and Dental University