

## 論文

# 介護保険導入による介護サービス利用可能性の拡大が高齢者の長期入院に与えた影響

花岡 智恵\*<sup>1</sup> 鈴木 亘\*<sup>2</sup>

## 抄 録

2000年4月に施行された介護保険制度導入の1つの目的は社会的入院を是正し医療費を効率化させることにあった。この論文では、介護保険導入による介護サービスの利用可能性の拡大に焦点をあて、それが高齢の長期入院患者の退院確率に与えた影響を分析した。用いたデータは、富山県の国民健康保険老人医療の入院レセプトデータから、介護保険導入前後の約5年間に於いて、疾病コードの情報が得られる3,043人のパネルデータである。入院患者の入院先医療機関が提供する3つの介護サービス——介護療養型医療施設、デイケア、そして、介護老人保健施設——の利用可能性拡大が入院患者の退院行動にどのような影響を与えたかをLog-logisticハザードモデルを使用して分析した。分析の結果、介護保険導入による介護療養型医療施設の病床増加は、比較的医療行為の少ない入院患者や、長期入院の傾向にある患者の退院確率を高めたことがわかった。特に、2002年度以降180日超入院の特定療養費化に伴い付加された、長期入院患者を介護療養型医療施設へ移行させる誘因となる条件により、介護療養型医療施設の病床増加は長期入院患者の退院確率を大幅に高めた。この結果からのインプリケーションは、第一に、介護保険導入による介護療養型医療施設の病床増加は長期入院患者の退院を促進した。第二に、長期入院患者が介護療養型医療施設などの介護サービスへ移行することに関して診療報酬上のメリットを提示すると、長期入院患者の介護サービスへの移行は大幅に進む、ということである。

キーワード：社会的入院、公的介護保険、2002年度診療報酬改定、Log-logisticハザードモデル

## 1. はじめに

日本の医療制度における重要な課題の1つは、医療の必要度が低く介護の必要度が高い長期入院患者を適切な介護サービスへ移行して、医療費を抑制することである。このような長期入院患者は、いわゆる「社会的入院」と呼ばれる状態にある。社会的入院とは、病状が安定し日常的な入院治療

の必要はないが、福祉施設の不足や家庭に介護者がいないなどの理由で高齢者が入院をしている状態を指す。特に、慢性期入院患者を引き受ける療養病床は社会的入院の温床と言われてきた。厚生労働省の療養病床に対する慢性期入院医療実態調査<sup>1)</sup>によると、医療保険適用の療養病床の入院患者のうち、医師の対応がほとんど必要の無い患者が約5割、週1回程度で済む場合をあわせると約8割に上る。このような社会的入院の費用は、8千億円～1.2兆円<sup>2)</sup>、1兆円弱<sup>3)</sup>、1兆円程度<sup>4)</sup>、1兆8,700億円<sup>5)</sup>などと推計されている。

2000年4月に施行された介護保険制度導入の1

\* 1 法政大学大学院エイジング総合研究所特別研究員、ノースカロライナ大学チャペルヒル校ポストドク研究員

\* 2 東京学芸大学教育学部准教授

つの目的は、社会的入院を是正し医療費を効率化させることにあった。介護福祉の分野は、それまでの措置制度から契約による市場化を導入し、被保険者は一定の条件を満たせば介護サービスを自由に選択できるようになった。施設サービスでは、療養病床について、医療保険適用の病床（以後、「医療型療養病床」と呼ぶ）の他に、介護保険適用の介護療養型医療施設（以後、「介護型療養病床」と呼ぶ）という新たな選択肢が加わった。医療機関は、都道府県の整備目標値を超えない限り、療養病床を医療保険適用から介護保険適用に転換することが可能となった。これにより、医療型療養病床の入院患者が介護型療養病床に移行し、医療保険の負担が軽減されることが期待された。また、居宅サービスでは、デイケア、デイサービス、ショートステイなどが介護保険の給付対象となり、要介護度に応じて利用者が必要なサービスを選択できるようになった。介護の必要度が高い長期入院患者が比較的費用の安い居宅サービスや介護老人保健施設に移行することで、老人医療費の膨張が抑制されることが期待された。

この論文の目的は、介護保険導入による介護サービスの利用可能性の拡大が高齢の長期入院患者の退院確率に与えた影響を分析することである。データは、富山県の国民健康保険老人医療の入院レセプトデータから、介護保険導入前後の約5年間（1998年5月～2003年3月）において、疾病コードの情報が得られる3,043人のパネルデータを使用した。レセプトデータでは、入院患者が介護施設へ移行した場合、他の医療機関へ転院した場合、自宅に戻った場合、もしくは死亡した場合、退院としてデータに表れる。ただし、退院後、介護施設へ移動したか、あるいは自宅に戻ったか、については追跡ができない。そこで、退院後の移行先を特定化する代替的手段として、入院患者の入院先医療機関が提供する3つの介護サービス

——介護型療養病床、デイケア、そして、介護老人保健施設——の利用可能性拡大が入院患者の退院行動にどのような影響を与えたかをLog-logisticハザードモデルを使用して分析した。入院患者の特性ごとの違いをみるために、患者の疾病や医療機関の特性といった変数を用いた。また、介護保険サービスの利用可能性の拡大が、入院患者の特性ごとに、どのような影響を与えたかシミュレーションを行った。推計より、介護型療養病床の増加が高齢者の退院確率に影響を与えたという興味深い結果を得た。

ところで、診療報酬の改定もまた、入院患者の退院行動に影響を与える可能性がある。分析期間中、長期入院患者に対する診療報酬改定は以下の2つである。第1に、2002年度の診療報酬改正により導入された180日超入院の特定療養費化である。この改定では180日を超えて入院する患者について、入院基本料の基本点数等の85%<sup>22</sup>を特定療養費と規定、残りの15%を患者への選定療養費とした。つまり、長期入院患者に対する診療報酬を大幅に減算し、その分を患者自己負担とした。180日という入院日数について、他の医療機関での入院期間も含めて計算されるが、介護型療養病床や介護老人保健施設等に3ヶ月以上の期間入所した場合に入院日数が通算されず、新たに入院期間を計算する、という条件が付加された<sup>23</sup>。この条件より、特に2002年度以降、自院に介護型療養病床があることが経営上のメリットとなり、療養病床を医療保険適用から介護保険適用に転換させ、医療型療養病床の長期入院患者を介護保険適用のサービスに移行させることが期待された。第2に、2000年度改定で入院に関する基本料を入院基本料として包括化し、180日を越える入院患者の診療報酬が1日あたり37点減算する長期減算が導入された。この長期減算は、2002年度の診療報酬改定により廃止された。これらの180日超入院

に対する診療報酬改定もまた、介護保険導入と同様に、入院患者の退院行動に影響を与えらる。そのため、分析では、以下の2点について考慮した。1点目は、介護保険導入の影響を、2000年度以降、2002年度以降、そして2000年度以前に分けて分析を行った。2点目は、180日超入院のみのサブサンプルを用いて、診療報酬改定の影響を一定とした場合の影響についても分析を行った。

## 2. データ

富山県の1998年度～2002年度末までの老人医療全加入者のレセプトデータを使用した<sup>註4</sup>。対象となる被保険者は、1998年4月時点で資格を有する老人医療の被保険者であり、それらの人々についての5年間のデータが収集されている。本稿では2種類のデータセットを結合させたものを用いた。第1に、月別の患者レセプトデータ（「Aデータ」と呼ぶ）である。このデータは、毎月分について診療区分（入院、外来、歯科、調剤別）ごとに、Id、性別、年齢、医療費、日数、件数、保険の区分（一般、退職者、老健）、資格喪失事由、資格喪失日などのデータが記録されており、本稿では入院レセプトの中の入院日数を分析対象変数とする。

退院行動の分析をするためには、本来、退院までの継続在院日数が直接分かることが望ましいが、それが利用可能ではないために、以下のような手法で擬似的な継続在院日数を作成した（以下、「在院日数」と呼ぶ）。①まず、患者ごとに前後の月の状況をみて、入院が開始された月を特定する。②開始月について月末いっぱいまで入院をしている場合は、翌月の入院と継続しているものと判断して翌月分を在院日数変数に加える。③翌月分についても月末いっぱいまで入院している場合には

翌々月も加える。それ以降の月次の処理も同様である。④ただし、各年の5月、12月、1月は、それぞれ長期休暇により一時退院をする可能性が高いため、これらの月については最長7日間のインターバルがあった場合でも、月末まで入院したものとみなした。⑤次に、継続入院が途切れる最終月を退院月と判断して、入院開始月から退院月までの、月ごとの入院日数を合計して退院までの在院日数とする。この変数は、患者ごとに作られるので、データセットは患者単位のものとなる。⑥ただし、2003年3月に月末いっぱいまで入院をしている場合は、翌月以降の入院有無がわからないため、退院とは判断しない。

このAデータは、入院日数や費用について全患者分の情報を得られるものの、分析に必要な患者や医療機関の属性情報を得ることができない。それを補うために、毎年5月分のみであるが属性情報が入手可能なデータセットを別途作成している（「Bデータ」と呼ぶ）。Bデータでは、患者の主疾病名（119分類）や医療機関の種類、医療機関番号、診療科の種類等についての情報を得ることができる。そこで、AデータとBデータを結合させたデータセットを作成することにする。Bデータは毎年5月分の情報しか存在していないため、Aデータの毎年5月分に接合することになるが、その際、5月から開始した継続入院であれば、他の月についても、入院先の医療機関や主疾病名は変わらないものとみなして、データセットを作成した。この操作により、接合したデータセットはBデータが接合できるものに限られることから、5月から入院を開始したサンプルのみに限定されることになる。その他に、データセットからは以下の2つのケースの入院を除外した。第1は、長期入院とはみなせない急性期の患者である。急性期患者を除くため1ヶ月以上入院を継続している観測値を分析対象とした。第2に、長期入院化

する傾向にあり、かつ介護保険ではカバーされていない精神疾患<sup>注5</sup>による入院である。この精神疾患も「社会的入院」と呼ぶこともあるが、介護保険との関係のみをみるのが本稿のテーマなので、今回は分析対象から外すことにした。さて、こうして作られたデータセットのサンプル数（患者数）は、Aデータのみ、つまり約5年間で一度でも入院をした履歴のある患者数が28,638人、AデータとBデータを結合できたデータセットの患者数が10,279人となった。さらに、実際に分析で使用するデータセットは入院を5月に「開始した」患者のみに限定されるため、最終的なサンプルは患者数が3,043人、観測値の数が16,223となった。

分析で使った富山県のデータの特徴を見ておこう。介護保険が導入された2000年度の厚生労働省『病院報告』によると、本稿で焦点を当てている療養病床での在院日数は、全国平均171.6日であるのに対し、富山県は360.4日と長期入院の傾向がある。また、介護サービスの充足度については、2000年度の厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査』にて、65歳以上人口10万人あたりの<sup>注6</sup>介護サービス施設状況を比較した。介護老人福祉施設の定員数は、全国平均1,358.4人であるのに対し、富山県は1,394.3人。介護老人保健施設の定員数は全国平均1,061.3人、富山県は1,392.2人。療養病床（医療型・介護型を含む）は、全国平均1,080.5床、富山県は1,848.9床であった。介護型のみ療養病床数では、全国平均527.6床であるのに対し、富山県は1,088.8床であり、これは療養病床の医療型から介護型への移行状況の相違を反映したものと考えられる。2000年4月時点における介護型療養病床の整備状況は、全国平均で整備計画の65.9%の確保であったのに対し、富山県では92.1%を確保できていた。居宅サービスを提供する介護サービス事業所数は、全国平均44.7事業所、富山県は37.8事業所であった。以上のように、全

国平均と比較して、富山県は介護保険の導入当初より、特に介護型療養病床について他県に比べて充足度が高いという特徴を持っている。そのため、他県よりも介護サービスの利用可能性拡大の効果は大きいものと考えられる。

### (1) 被説明変数：入院サービスの供給量

本稿のモデルでは、介護保険導入後、医療機関が提供する介護サービス供給が、高齢者の医療機関での入院日数に与えた影響を見るために、入院患者の在院日数関数を推計する。長期入院患者を抱える医療機関にとって、介護保険導入は、医療保険と介護保険、それぞれの保険における診療報酬とサービス内容を比較して、入院患者の状況に応じてより適切なサービスを提供することを可能にさせたであろう。被説明変数として使用した医療機関における退院までの在院日数は、医療機関が提供する入院サービス供給量を表すものとする。表1は、この分析で使ったサンプルの患者特性を示したものである。2列目は各年度の平均在院日数である。年度が進むほど平均在院日数が増加するという特徴がある。上述のように、このサンプルでは1998年5月以降に入院を開始した入院患者を分析対象としているため、分析期間が進むほど、長期入院患者がサンプルに残る。そのため、年度が進むほど平均在院日数が増加する特徴がある。集計データと、サンプルの平均在院日数を比較しながら、サンプル特性をみていこう。2002年度について、本稿サンプルの平均在院日数は197.8日であり、療養病床を有する医療機関での入院患者のみのサンプルでは294.5日、それ以外の医療機関での入院患者のみのサンプルでは147.0日となっている。一方、同年度の厚生労働省『病院報告』における富山県データによると、療養病床等の平均在院日数は362.4日、一般病床等（精神病床、感染症病床、結核病床を除く）は22.3

表1 年度ごとの平均在院日数と患者特性の分布

年度	観測値の数	平均在院日数	患者特性				
			脳梗塞	心疾患	認知症	糖尿病	医療型療養病床を有する医療機関での入院
1998	2,219	91.06	17.57%	9.19%	6.04%	3.97%	16.40%
1999	3,824	142.33	25.83%	9.10%	5.91%	1.88%	27.80%
2000	3,333	157.58	22.77%	7.35%	4.71%	3.15%	20.88%
2001	3,422	198.55	16.60%	8.27%	4.91%	5.64%	31.74%
2002	3,425	197.79	18.68%	4.44%	9.34%	3.94%	34.45%

※患者特性の値は、各年度における入院患者全体に占める割合を表示。

日となっている。分析で使用したサンプルと、集計データ間でこのような違いが生じる理由として以下のことが考えられる。まず、『病院報告』では5年以上在院する患者も平均在院日数の計算対象であるが、本稿のサンプルでは最長59ヶ月間(1998年5月から2003年3月まで)の入院分しか追えないため、『病院報告』の療養病床等の日数に比べて、本稿で使用したサンプルでは療養病床を有する医療機関での入院の平均在院日数が短くなっている。次に、『病院報告』の一般病床等の平均在院日数は老健被保険者以外の入院患者も含むが、一方で、分析で使用したサンプルは老健被保険者のみ、かつ、1ヶ月以上の入院患者を対象としているため、療養病床を有する医療機関以外の平均在院日数は長期化する傾向がある。

## (2) 説明変数

### ①介護サービスの利用可能性

医療の必要度が低く、介護の必要度が高い入院患者にとって、入院サービスに替わるものは介護保険が提供する介護サービスであろう。介護サービスの利用可能性として、入院患者が入院している医療機関<sup>7</sup>が提供する、以下3つの介護サービス変数を使用した。第1の介護サービス変数は、介護型療養病床の増加数である。年度別、医療機

関ごとの介護型療養病床の指定病床数を用いて、年度ごとの増加数を作成した<sup>8</sup>。第2は、年度別、医療機関ごとのデイケア施設の指定を受けたかどうかのダミー変数であり、指定有りの場合は1、それ以外は0となっている<sup>9</sup>。第3は、老人健康保健施設定員の増加数である。このデータは厚生省健康政策研究会編『病院要覧』の各年版から入手して結合した。『病院要覧』は2年に1度の発行であるため、各医療機関の老人健康保健施設定員の増加数は2年ごとに化する。

### ②入院患者特性

患者の疾病や医療機関の種類といった患者特性を表す変数により、高齢者の健康状態、介護の必要性を捉える。患者の疾病の種類を表す変数は厚生労働省(2005)にて療養病床で入院をしている患者の上位4疾患である脳梗塞、心疾患(高血圧症・虚血性心疾患)、アルツハイマー以外の認知症、糖尿病を用いた。また、特例許可老人病院や療養病床では長期療養が認められているため、介護の必要度が高い高齢者が入院していると考えられる。そこで、患者が入院する医療機関が医療型療養病床を有する病院か否かを表すダミー変数(特例許可老人病院での入院も含む)を加えた<sup>10</sup>。

表1の3列目以降は、年度ごとに各患者特性が

表2 患者特性ごとの入院日数分布

	全体	脳梗塞	心疾患	認知症	糖尿病	医療型療養病床を有する医療機関での入院
合計	100	100	100	100	100	100
60日未満	39.04	25.46	41.80	15.92	37.77	18.82
60～90日	15.18	12.22	16.64	8.06	14.00	10.41
90～180日	18.99	20.59	18.51	19.30	16.86	20.30
180～360日	15.28	22.65	13.47	25.77	14.17	24.40
360～720日	7.79	13.36	7.79	18.51	7.25	17.82
720～1080日	2.77	4.42	1.70	8.66	7.08	6.22
1080～1440日	0.94	1.25	0.08	3.78	2.70	1.96
1440日以上	0.02	0.06	0.00	0.00	0.17	0.07

※サンプルは老人医療の1ヶ月以上入院患者を対象とし、精神疾患による入院は除外している。

表3 患者特性ごとの1日当たり医療費分布

	全体	脳梗塞	心疾患	認知症	糖尿病	医療型療養病床を有する医療機関での入院
合計	100	100	100	100	100	100
5 percentile	5.01	8.10	6.66	1.59	5.90	4.92
5～10 percentile	5.00	6.54	3.98	3.78	5.06	3.39
10～25 percentile	14.99	22.71	13.23	45.07	20.91	29.16
25～50 percentile	25.00	31.64	27.03	31.34	22.09	44.63
50～100 percentile	50.00	31.01	49.11	18.21	46.04	17.89

※5パーセンタイル：9,105円、10パーセンタイル：10,906円、25パーセンタイル：12,781円、50パーセンタイル：15,843円

入院患者全体に占める割合を示したものである。疾病の分布について、2002年度の厚生労働省『患者調査』にある70歳以上入院患者の分布を見ると、脳梗塞患者（15.99%）、心疾患患者（3.91%）、認知症患者（9.30%）、糖尿病患者（2.38%）となっており、ほぼ同じような分布となっている。表1の最終列で示した医療型療養病床を有する医療機関での入院患者の割合について、厚生労働省の『病院報告』における富山県データの病床総数（精神病床除く）に対する療養病床数の割合は、1998年度（13.77%）、1999年度（21.24%）、2000年度（29.16%）、2001年度（32.61%）で、2002年

度は34.61%となっている。特徴として、本稿サンプルでは、2000年度の療養病床を有する医療機関での入院患者の割合が少なくなっている。これは、介護保険導入により、入院行動に変化が起り、医療型療養病床へ入院を開始した患者が少なくなった可能性が考えられる。しかし、2節で記述したAデータのみを用いた事前の分析では、この結果は入院行動の変化ではなく、退院行動の変化によるものであることが確認されているため、本稿では入院行動についての分析は扱わない<sup>11</sup>。

本稿で使用した患者の疾病や医療機関特性について、入院日数の分布と1日当たり医療費の分布

をみたものが表2、表3である。表2の入院日数の分布では、180日超の入院患者は、脳梗塞患者の4割、認知症患者の5割、医療型療養病床を有する医療機関に入院する患者の約5割を占め、これらの患者は長期入院の傾向にあることがわかる。表3では、サンプル全体の1日当たり医療費を5区分し、患者の疾病や医療機関特性についての分布をみた。医療費は、5パーセントイル(9,105円)、10パーセントイル(10,906円)、25パーセントイル(12,781円)、50パーセントイル(15,843円)で区分した。脳梗塞患者の約7割、認知症患者の約8割、医療型療養病床を有する医療機関に入院する患者の約8割が、1日当たり医療費分布の下から50パーセントイル未満に属しており、これらの患者は比較的医療行為が少ないことがわかる。従って、データの分布からは脳梗塞や認知症患者、また、医療型療養病床を有する医療機関に入院する患者が、長期入院の傾向にあり、比較的医療行為が少ない患者特性を有すると考えられる。

### ③診療報酬の改定

診療報酬の改定は、おおむね2年に1度、行われる。分析期間では2000年度と2002年度に改定が行われている。これらの改定をコントロールするため、2000年度の改定ダミーと、2002年度の改定ダミーという、2つのダミー変数を作成した。2000年度改定では、180日を越える入院患者の診療報酬が1日あたり37点減算する長期減算が導入された。2002年度改定では、180日超入院の特定療養費化が導入された。また、2000年度に導入された長期減算が廃止された。

### ④入院サービスの価格

分析期間中、入院サービスの自己負担額は、定額制から定率制へと変更になった。1998年度の医

療保険制度では老健被保険者は1日あたり定額自己負担で、入院の一部負担は1,100円/日であり、1999年度は1,200円/日であった。2001年1月からは月額上限付きの定率1割負担となり、2002年10月には月額上限額の変更と、一定以上所得者について定率2割負担が導入された。これらの変更をコントロールするため、1,200円/日の定額制であった1999年4月から2000年12月までのダミー変数、定率制に変更になった2001年1月から2002年9月までをコントロールするダミー変数、そして、2002年10月以降をコントロールするダミー変数を加えた。1,100円/日の定額制であった1998年度をベースカテゴリーとしている。

### ⑤その他の説明変数

個人特性として年齢と性別、患者の異動を表す変数として死亡した被保険者、保険者より転出した被保険者を識別する変数を含めた。また、退院患者数が年度末に増加するという退院行動の季節性をコントロールするために四半期ダミーも使用した。

## 3. 実証分析の枠組み

退院までの在院日数のような経過時間に基づくデータの評価には生存時間分析がよく用いられる。この分析手法では、分析期間中の時間 $t$ に退院をする「危険」にさらされる患者 $i$ について、任意の時間間隔 $(t, t+\Delta t)$ の間に退院する確率を推計する。目的は退院までの時間 $T$ を明らかにすることである。 $T$ の累積分布は以下の通りである。

$$F(t) = \int_0^t f(s) ds = \text{Prob}(T \leq t) \quad (1)$$

ここで $s$ は入院期間、そして $f(s)$ は確率密度関数である。患者の生存関数 $S(t)$ は時間 $t$ において患者がまだ入院している確率である。

$$S(t)=1-F(t)=\text{Prob}(T \geq t) \quad (2)$$

分析の重点は退院のハザード関数で、これは  $t$  日間入院をしている患者を条件とした時の、 $t$  日に退院する瞬時的な退院確率を示している。

$$\lambda(t)=\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\text{Pr}(t \leq T \leq t+\Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (3)$$

一般的に在院日数の分布は、ある日数までは増加し、それ以降は極端に在院日数の長い患者が存在することにより右すそを長く引いた分布となるため、本稿では、この分布に適合する Log-logistic ハザードモデルにより推計を行う。Log-logistic ハザード関数は以下の通りである。

$$\lambda(t) = \frac{\lambda p (\lambda t)^{p-1}}{[1+(\lambda t)^p]} \quad (4)$$

$\lambda$  はロケーションパラメーターとして、 $p$  はスケールパラメーターとして扱われる。Log-logistic ハザードモデルでは  $\lambda_i$  を観測される変数  $X$  の関数として以下のように表すことができる。

$$\lambda_i = \exp^{x_i \beta} \quad (5)$$

$\beta$  は推計されるパラメーターである。ここで、 $\sigma = 1/p$  として、 $w_i$  を以下のように定義する。

$$w_i = p \ln(\lambda_i t_i) = \frac{(\ln t_i - x_i \beta)}{\sigma} \quad (6)$$

このモデルは以下のような形をとる。

$$\ln t_i = x_i \beta + \sigma w_i \quad (7)$$

$w_i$  はランダムな攪乱項で平均 0、分散  $\pi^2/3$  の logistic 分布に従う。患者  $i$  が退院した時に  $\delta_i=1$ 、打ち切り (censoring、分析期間の終了が 2003 年 3 月末であり、2003 年 3 月時点で月末いっぱいまで入院をしている患者はいつ退院をしたか明らかでないため打ち切りの対象となる) の場合は  $\delta_i=0$  とした時の、対数尤度関数は以下のように表される。

$$\ln L(\beta, \sigma) = \prod_{i=1}^n [\sigma^{-1} f(w_i)]^{\delta_i} F(w_i)^{1-\delta_i} \quad (8)$$

Log-logistic ハザードモデルでは、 $f(w_i) = e^{w_i} (1+e^{w_i})^{-2}$ 、 $F(w_i) = (1+e^{w_i})^{-1}$  と表される<sup>5)</sup>。

(7) 式で表される、入院サービスの供給量を示す退院までの在院日数を、2 節で記述した 7 種類の変数により説明する。(i) 医療機関が提供する介護サービスの利用可能性；(ii) 疾病；(iii) 医療型療養病床を有する医療機関ダミー；(iv) 診療報酬改定ダミー；(v) 患者自己負担改正ダミー；(vi) 個人特性；そして (vii) 四半期ダミーである。

$$x_i \beta = \beta_0 + \beta_1 LTC\_Availability_{it} + \beta_2 Disease_{ikt} + \beta_3 Geriatric\_Hosp_{it} + \beta_4 Fee\_Schedule_{it} + \beta_5 Copayment_{it} + \beta_6 Individual_{it} + \beta_8 Quarterly_{it} \quad (9)$$

ここで  $LTC\_Availability$  は医療機関が提供する介護サービスの利用可能性、 $Disease$  は患者の疾病の種類、 $Geriatric\_Hosp$  は患者が入院する医療機関が医療型療養病床を有する病院か否かを表すダミー変数、 $Fee\_Schedule$  は診療報酬改定のダミー変数、 $Copayment$  は入院サービスの自己負担額改正のダミー変数、 $Individual$  は年齢や性別などの個人特性、 $Quarterly$  は四半期ダミーを表す。添え字の  $k$  は疾病、 $l$  は医療機関、 $t$  は年月を表す。 $\beta$  は推計されるパラメーターを表す。

関心のある変数は医療機関が提供する介護サービスの利用可能性である。入院サービスと介護サービスが代替関係にあるなら、介護サービスの利用可能性拡大は、入院患者の退院確率を高めることが予想される。実際の推計では、2000 年度の介護保険導入と、2002 年度の診療報酬改定の効果を識別するために、診療報酬改正ダミーとのクロス項を使用している<sup>注12)</sup>。また、2000 年度と 2002 年度の 180 日超入院に対する診療報酬改定の効果を一



定とするため、180日超入院のみのサブサンプルにおいても推計を行う。さらに、医療機関の設備や規模など、患者の在院日数に影響を与える観測できない医療機関ごとの異質性があると考えられる。これは、介護サービスの利用可能性を表す変数との相関が考えられ、バイアスを生じさせるおそれがある。そのため、医療機関の固定効果をコントロールした推計も行う。

## 4. 結果

### (1) フルサンプルの推計結果

A、Bデータを5月分開始の入院について結合した2節で説明したデータセット（後述の180日超入院のみに限定したサンプルと区別するために、以下、フルサンプルと呼ぶ）を使用したLog-logisticハザードモデルによる在院日数関数の推定値は表4に示されている。モデル(1)は、3節の(7)式について医療機関の固定効果をコントロールしていないもの、モデル(2)はコントロールを行ったものである。表4の推定値の解釈について少し注意が必要である。被説明変数は退院までの日数であるため、プラスの値が大きいほど入院期間がより長いことを示し（退院のハザードが低い）、一方でマイナスの値が大きいほど入院期間がより短い（退院のハザードが高い）ことを示している。

介護型療養病床の増加数の符号が示すマイナスは、介護型療養病床の増加数の値が大きくなるほど、退院のハザードが高くなる（入院期間が短くなる）傾向を示している。モデル(1)では、2002年度の介護型療養病床の増加数は有意にマイナスを示している。これは、2002年度の介護型療養病床の増加が、老人医療の入院患者の退院確率を高めたことを意味する。ただし、2000・2001年度の介護型療養病床の増加数は同じくマイナスの符号

であるが、標準誤差が大きいため解釈には注意が必要である。

モデル(1)の推計では、患者の入院先医療機関の設備や質など分析者には観測できない医療機関ごとの異質性 $\mu_i$  (heterogeneity)があることが考えられる。これは、介護サービスの利用可能性を表す変数との相関が考えられ、推定値にバイアスを生じさせる恐れがある。そのため、医療機関ごとの異質性があるかどうかの検定を行った。 $\mu_i=0$ の帰無仮説を検定し、この仮説が棄却されたなら一致推定量である医療機関ごとの異質性をコントロールした推計が妥当である。 $\chi$ 二乗検定（自由度：126）を行ったところ、 $\chi$ 二乗の値は $1.3e+0.5$ で $\mu_i=0$ の帰無仮説は有意に棄却された。よって、医療機関の固定効果のコントロールを行ったモデルを解釈することが妥当である。医療機関の固定効果についてコントロールを行ったモデル(2)では、2000年度の介護保険導入後、2002年度の診療報酬改定後ともに、符号は有意にマイナスを示している。他の条件を一定とした場合、例えば2000年度、もしくは、2001年度に介護型療養病床が10床増加した医療機関で入院をしていた患者は、介護型療養病床の増加がなかった医療機関の入院患者と比較して2.74% ( $= \{(\exp(0.0027*10) - 1) * 100\}$ ) 退院ハザードが高かった。2002年度以降、介護型療養病床10床の増加があった医療機関の入院患者は、療養型病床の増加がなかった医療機関の入院患者と比較して23.99% ( $= \{(\exp(0.0215*10) - 1) * 100\}$ ) 退院ハザードが高かった。以上より、介護保険導入による介護型療養病床の増加が、有意に老人医療の入院患者の退院ハザードを高め、2002年度以降は大幅に退院確率を高めたことがわかった。

医療機関がデイケア指定を受けたかどうかは、高齢者の入院日数には影響を与えなかったことがわかった。また老健施設定員の増加数についても、

表4 Log-logistic ハザードモデルによる在院日数関数の推計

	フルサンプル		サブサンプル (180日超入院のみ)	
	モデル (1)	モデル (2)	モデル (3)	
介護サービスの利用可能性×年度ダミー				
介護型療養病床の増加数×2000・2001年度	-0.0006 (0.0015)	-0.0027** (0.0013)	-0.0053*** (0.0018)	
介護型療養病床の増加数×2002年度	-0.0267*** (0.0060)	-0.0215*** (0.0057)	-0.0263*** (0.0034)	
デイケア指定有り×2000・2001年度	-0.3701 (0.2764)	-0.0968 (0.2178)	-0.0441 (0.2843)	
デイケア指定有り×2002年度	-0.2388 (0.2516)	-0.1750 (0.2104)	-0.5096* (0.2850)	
老人健康保健施設定員の増加数×1999・2000年度 <sup>a</sup>	-0.0018 (0.0033)	0.0066* (0.0036)	-0.0016 (0.0063)	
老人健康保健施設定員の増加数×2001・2002年度 <sup>a</sup>	0.0141 (0.0114)	-0.0027 (0.0062)	0.0057 (0.0095)	
介護サービスの利用可能性				
介護型療養病床の増加数	0.0090*** (0.0044)	0.0076* (0.0039)	0.0097*** (0.0027)	
デイケア指定有り	-0.1184 (0.2630)	0.1040 (0.1954)	-0.2102 (0.2661)	
老人健康保健施設定員の増加数	-0.0008 (0.0025)	0.0020 (0.0024)	0.0043 (0.0058)	
患者特性				
脳梗塞	0.5668*** (0.0911)	0.1547*** (0.0518)	0.3666*** (0.0944)	
心疾患	0.0096 (0.0844)	-0.0376 (0.0722)	0.0419 (0.1257)	
認知症	1.1490*** (0.1667)	0.4532*** (0.1085)	0.4555*** (0.1276)	
糖尿病	0.2174 (0.1691)	0.0063 (0.1136)	0.2364 (0.2175)	
医療型療養病床のある医療機関で入院	1.1463*** (0.1023)	0.2344* (0.1247)	0.4217*** (0.0911)	
診療報酬改定				
2000・2001年度	-0.1483*** (0.0546)	-0.0158 (0.0494)	0.3072** (0.1244)	
2002年度	-0.1779*** (0.0835)	0.0370 (0.0689)	0.4115** (0.1989)	
患者自己負担の改正				
定額制ダミー (1999年4月～2000年12月)	0.1984*** (0.0499)	0.1136** (0.0459)	0.3813*** (0.1265)	
定率制Ⅰダミー (2001年1月～2002年9月)	0.4812*** (0.0801)	0.2565*** (0.0668)	0.6929*** (0.1853)	
定率制Ⅱダミー (2002年10月～2003年3月)	0.7639*** (0.1507)	0.5297*** (0.1253)	0.6819*** (0.2474)	
個人特性				
年齢	-0.1118 (0.0825)	-0.0407 (0.0549)	0.0695 (0.1117)	
年齢 <sup>2</sup>	0.0008 (0.0005)	0.0003 (0.0003)	-0.0004 (0.0007)	
女性	0.1248** (0.0601)	0.0718 (0.0463)	0.1090 (0.0917)	
死亡	0.4138*** (0.0657)	0.3222*** (0.0408)	0.2806*** (0.0978)	
保険者から転出あり	0.2216 (0.2714)	0.0526 (0.1416)	1.0037** (0.4930)	
四半期ダミー				
4月～6月	0.7670*** (0.0650)	0.4624*** (0.0525)	-0.3863*** (0.1144)	
10月～12月	1.2965*** (0.0610)	0.9979*** (0.0475)	-0.4729*** (0.1103)	
1月～3月	1.5520*** (0.0729)	1.1975*** (0.0629)	-0.5575*** (0.1105)	
定数項	8.5460*** (3.3026)	5.6515*** (2.2001)	3.3006 (4.5218)	
医療機関ごとの固定効果	No	Yes	No	
スケールパラメーター				
ln <sub>-</sub> (1/p)	-0.5372*** (0.0329)	-0.7774*** (0.0306)	-0.8288*** (0.0455)	
Log pseudolikelihood	-6559.2727	-5779.8473	-1072.0846	
No. of Observations	16,223		4,346	
No. of id	3,043		552	
No. of discharges	2,485		328	

※\*有意水準10%、\*\*有意水準5%、\*\*\*有意水準1%

※( )内はRobust標準誤差

※a:老人健康保健施設定員数については、データ出所先の『病院要覧』が隔年のデータであるため、1999年度・2000年度のダミー変数と、2001年度・2002年度のダミー変数とのクロス項を用いている。

ごく一部で統計的に有意な結果が得られたものの期待される影響は得られなかった。

その他、患者自己負担改正の効果で興味深い結果を得た。この期間、患者自己負担が引き上げられているため符号はマイナスを示すことが期待される。しかし、推計結果が示すプラスの符号は患者自己負担額の引き上げが入院日数を増大させたことを意味している。これは、平成9年9月の患者自己負担引き上げが、入院日数や総日数を有意に増大させる効果があったことを示した泉田<sup>6)</sup>の推計結果と同様の傾向を示している。泉田が説明しているように、この結果は高額療養費制度の影響によるものと考えられる。特に、長期入院患者の場合、医療費が高額療養費の支給対象になる可能性が高い。入院を継続するか否かの決定は限界的な自己負担額が意味を持つが、入院費用が高額療養費の支給対象となっている患者にとって、自己負担の引き上げは限界的な自己負担に影響を与えないため退院のインセンティブが働かない可能性がある。また別の可能性としては、同時期に長期入院患者に対する診療報酬が引き下げられたことが影響していると考えられる。入院に関する診療報酬の減少分を入院サービスの供給量増大により補うインセンティブが働いた可能性がある。

## (2) サブサンプルの推計結果<sup>13)</sup>

フルサンプルの推計では、180日超入院に対する診療報酬改定の効果が影響を与えている可能性がある。そこで、フルサンプルから180日超入院のみの患者を取り出したデータセット（以下、サブサンプル）を用いて同様の推定を行った。結果は、表4のモデル(3)に示されている。180日超入院の患者についても、介護型療養病床の増加数は老人医療の入院患者の退院ハザードを有意に高め、特に2002年度以降の効果が大きかったことがわかった。他の条件を一定とした場合、例えば、2000年

度、もしくは、2001年度に介護型療養病床が10床増加した医療機関で入院をしていた患者は、介護型療養病床の増加がなかった医療機関の入院患者と比較して5.44% ( $= \{(\exp(0.0053 \cdot 10) - 1) \cdot 100\}$ ) 退院ハザードが高かった。2002年度以降、介護型療養病床10床の増加があった医療機関の入院患者は、療養型病床の増加がなかった医療機関の入院患者と比較して30.08% ( $= \{(\exp(0.0263 \cdot 10) - 1) \cdot 100\}$ ) 退院ハザードが高かった。このように、フルサンプル推計と同様に、介護型療養病床の増加は入院患者の退院ハザードを高めたことがわかった。また、2000・2001年度より、2002年度の方が退院確率を高める効果が大きかった。

デイケアの指定についての符号はマイナスを示している。これは、デイケアの指定の有る医療機関の入院患者について退院確率が高まったことを意味し、本稿の仮説と整合的である。但し、2000年度のデイケア指定の有無は高齢者の入院日数に対して影響を与えていなかったことがわかった。また老健施設定員の増加数については、期待される影響は得られなかった。

## (3) 退院確率シミュレーション

以上の推計結果より、介護型療養病床の増加や2002年度以降のデイケア利用可能性拡大が、老人医療の入院患者の退院ハザードを高めたことがわかった。この節では介護型療養病床の利用可能性拡大に焦点を絞り、どのような特性を持つ入院患者に対して、介護型療養病床の増加が退院ハザードに影響を与えたのかを考察する。これを見るために、入院先医療機関の介護型療養病床が50病床<sup>14)</sup>増加した場合の退院ハザードに与えた影響について、患者特性ごとに退院ハザードの変化をシミュレーションした。図1は、この結果をプロットしたものである<sup>15)</sup>。(1)は、介護型療養病床が50床増加した場合の一般的な退院ハザードの変化

である。比較のために、介護型療養病床の増加がなかった場合の退院ハザードの変化もプロットした。フルサンプル、180日超入院のみのサブサンプルともに、介護型療養病床数の増加は退院ハザードを高めていることがわかる。特に、2002年度の介護型療養病床数の増加は、大幅に退院確率を高め、在院日数も短くなっていることがわかる。(2)は脳梗塞患者、(3)は認知症患者、(4)は医療型療養病床を有する医療機関の患者、(5)は医療型療養病床のない医療機関の患者について、入院

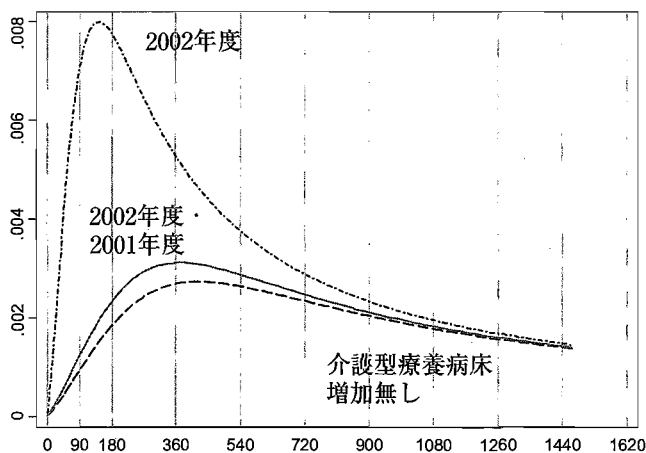
先医療機関の介護型療養病床が50床増加した場合の退院ハザードの変化を、フルサンプル、サブサンプルごとにプロットしたものである。入院日数が180日を超える傾向にあり、比較的医療行為の少ない患者特性を持つ、脳梗塞患者、認知症患者、また医療型療養病床を有する医療機関の患者について、介護型療養病床数の増加は退院ハザードを高めていることがわかる。特に、2002年度の介護型療養病床数の増加は、退院ハザードを大幅に高め、在院日数を短縮させたことがわかった。この

図1 退院ハザードのシミュレーション

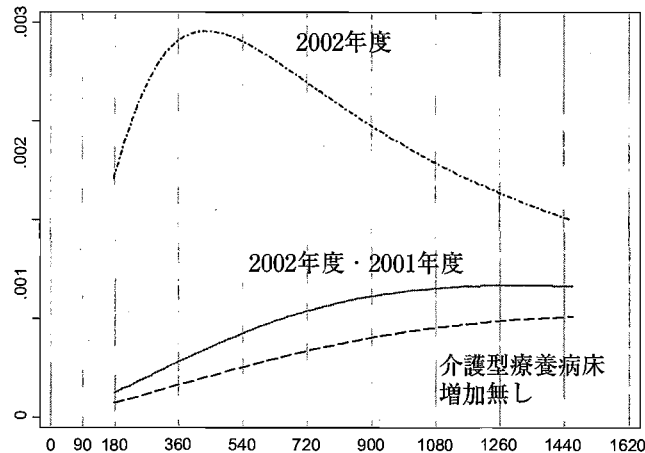
(入院先医療機関の介護型療養病床が50床増加した場合 - 2000・2001年度、2002年度 -)

(1) 一般的な退院ハザード変化

フルサンプル

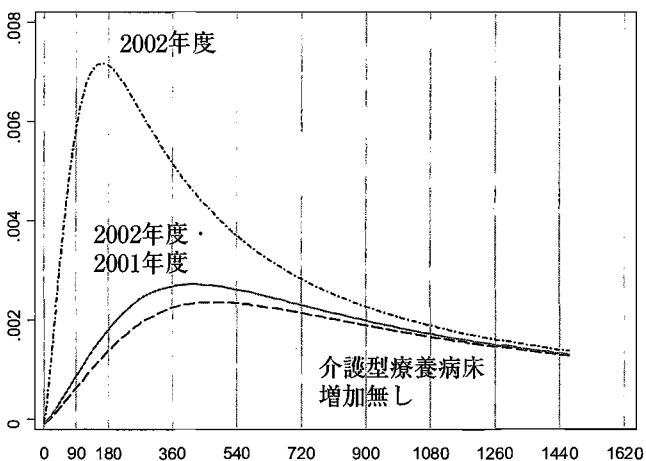


180日超入院のみのサブサンプル

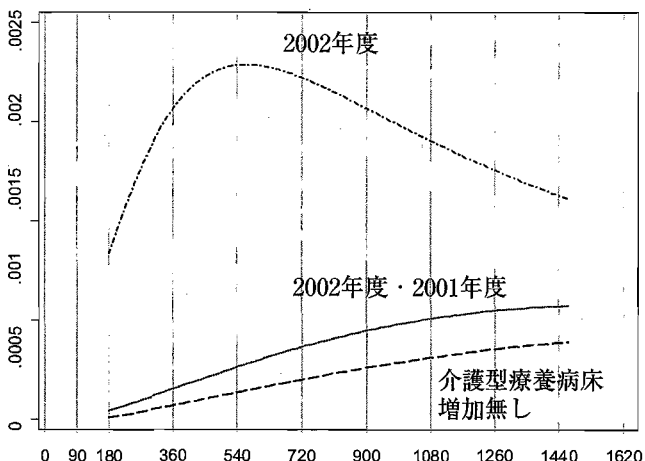


(2) 脳梗塞患者の退院ハザード変化

フルサンプル

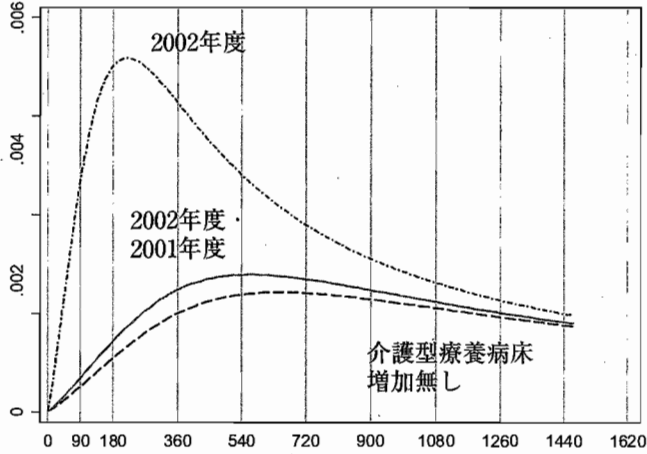


180日超入院のみのサブサンプル

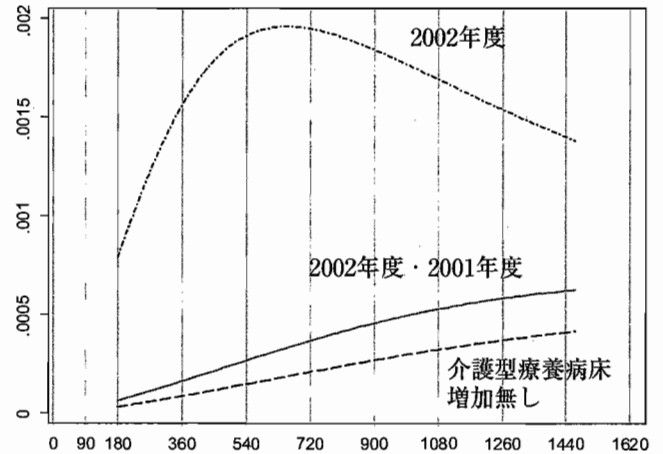


(3) 認知症患者の退院ハザード変化

フルサンプル

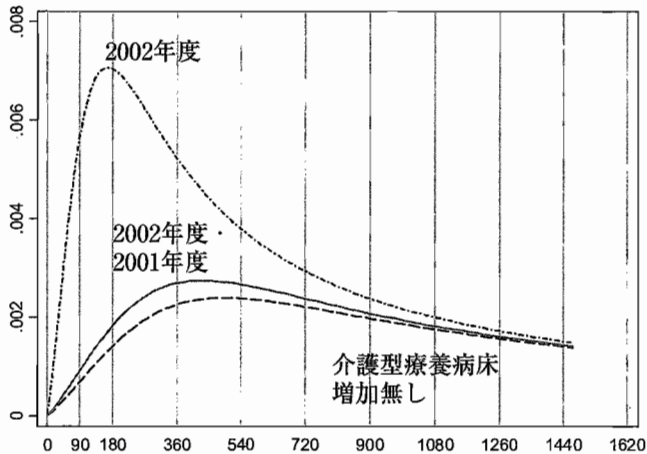


180日超入院のみのサブサンプル

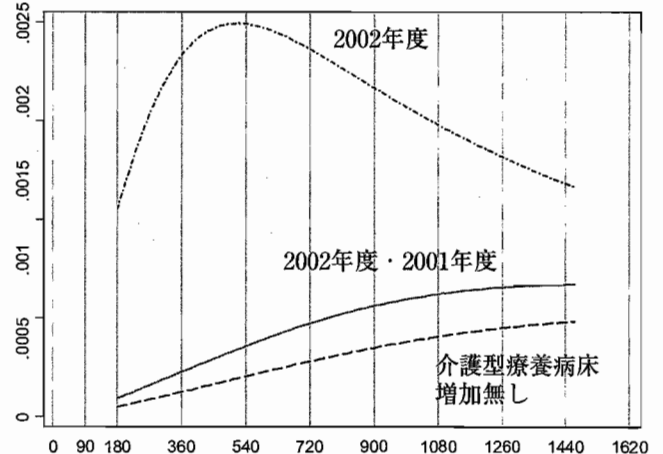


(4) 医療型療養病床を有する医療機関の入院患者の退院ハザード変化

フルサンプル

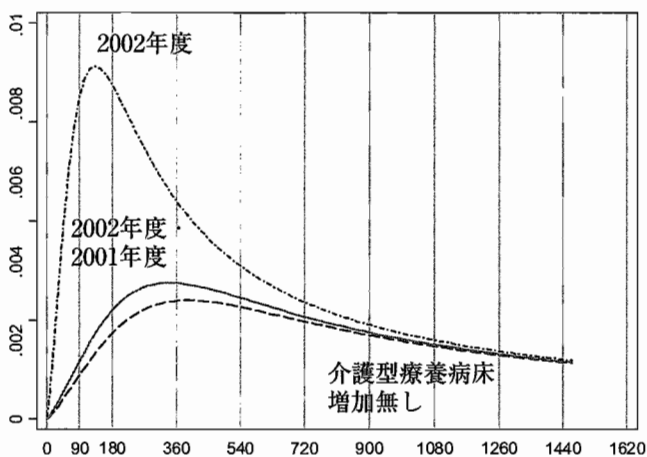


180日超入院のみのサブサンプル

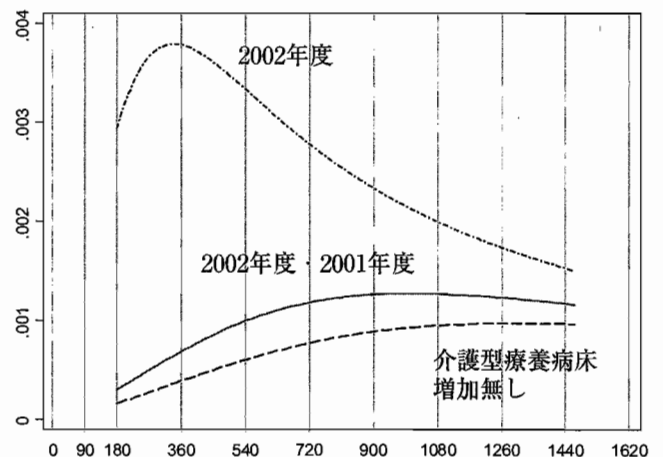


(5) 医療型療養病床を有する医療機関以外の入院患者の退院ハザード変化

フルサンプル



180日超入院のみのサブサンプル



傾向は、比較的入院日数の短い医療型療養病床を持たない医療機関の患者についても同様であった。

2002年度の介護型療養病床の増加は、なぜ、これほど退院ハザードを高める効果があったのだろうか。これは、2002年度の診療報酬改定の際に行われた180日超入院患者に対する特定療養費化の影響が考えられる。この制度の導入に伴い、180日を超えて入院する患者について入院基本料等の85%が特定療養費化されたが、この入院日数の計算の際に、長期入院患者を介護型療養病床等へ移行させる誘因となる条件が付加された。このことが、自院に介護型療養病床のある医療機関に対して、長期入院患者を介護型療養病床に移行させる誘因となり、退院ハザードを大幅に高めたものと考えられる<sup>注16</sup>。

#### (4) 医療費削減効果

介護型療養病床の利用可能性拡大により入院期間が短縮したことで、医療費はどれほど削減された可能性があるのだろうか。推計結果を用いて、期待される医療費削減効果を計算した。まず、入院先医療機関の介護型療養病床が1病床増加したことにより、入院日数が何日間短縮されたのかを推定した。その推定日数に、患者の1日当たり平均医療費（患者自己負担分も含む）をかけることで、1回の入院あたりで、どれほどの医療費削減効果が期待されるかを計算した。さらに、その金額に患者数をかける事で、富山県全体でどれほどの医療費削減に貢献した可能性があるのかを算出した<sup>注17</sup>。介護保険導入後の2000年度の1年間では、入院先医療機関の介護型療養病床の増加は、脳梗塞患者全体の医療費を約3,579万円、認知症患者全体の医療費を約1,159万円、医療型療養病床を有する医療機関の患者全体の医療費については約1億3,078万円削減した可能性のあることがわかっ

た。180日超入院患者に対する特定療養費が導入された2002年度の診療報酬改定後の1年間では、入院先医療機関の介護型療養病床の増加は、脳梗塞患者全体の医療費を約3億1,842万円、認知症患者全体の医療費を約2億5,530万円、医療型療養病床を有する医療機関の患者については約12億915万円の医療費削減につながった可能性があることがわかった。富山県の入院医療費<sup>注18</sup>全体に占める、医療型療養病床を有する医療機関の患者の医療費削減額は、2000年度で約0.10%、2002年度は約0.97%にあたる。療養病床の入院患者は比較的治療行為が少ないため、医療費全体に対するインパクトは小さかったものと思われる。

## 5. 結論

この論文では、介護保険制度導入による介護サービスの利用可能性の拡大に焦点をあて、入院患者の入院先医療機関が提供する3つの介護サービス——介護型療養病床、デイケア、そして、介護老人保健施設——の利用可能性拡大が高齢の入院患者の退院確率にどのような影響を与えたかをLog-logisticハザードモデルを使用して分析した。分析の結果、介護保険導入による介護型療養病床の増加は、比較的医療行為の少ない入院患者や、長期入院の傾向にある患者の退院確率を高めたことがわかった。特に、2002年度以降180日超入院の特定療養費化に伴い付加された、長期入院患者を介護型療養病床へと移行を促す条件により、介護型療養病床の増加は長期入院患者の退院確率を大幅に高めた。長期入院患者に対する診療報酬改定の影響を一定とするため、180日超入院のみの入院に限定したサンプルを用いた推計においても、同様の傾向を得た。本研究からのインプリケーションは、第一に、介護保険導入による介護療養型医療施設の病床増加は高齢者の長期入院患者

の退院を促進した。第二に、長期入院患者が介護療養型医療施設などの介護サービスへ移行することに関して診療報酬上のメリットを提示すると、長期入院患者の介護サービスへの移行は大幅に進む、ということである。

## 謝辞

この研究は法政大学大学院エイジング総合研究所の「高齢化に関する国際共同研究（日本、中国、韓国）プロジェクト」（文部科学省私立大学研究高度化推進事業）から助成を受けた。また、文部科学省科学研究費補助金、特別推進研究（研究代表者：高山憲之）、研究課題：『世代間問題の経済分析』の助成を受けている。あわせて感謝を申し上げたい。本稿の作成において法政大学の小椋正立先生、国立保健医療科学院の菅原琢磨先生より有益なコメントを頂いた。また、匿名レフェリーの方からは非常に詳細で貴重なコメントを頂いた。本分析で用いたデータは富山県国民健康保険団体連合会にご提供を頂いた。記して感謝の意を表したい。尚、本稿の内容に関する一切の誤りは著者の責に帰するものである。

## 注

- 1 厚生省高齢者介護対策本部の資料から（「週刊社会保障」No.1837（1995））。
- 2 経過措置が設定され、2000年4月1日以降に入院した患者については、2003年3月末までは95%、2004年3月までは90%、2004年4月から85%となった。それ以前からの入院患者については、入院期間ごとに経過措置が取られ、2004年4月から85%となった。
- 3 その他の条件として、第一に、異なる疾病での再入院や前回入院での疾病治癒後の再入院の場合。第二に、退院日から起算して3ヶ月以上の期間、同一疾病でどこの医療機関にも入院せず、再入院をした場合。また、重篤な患者は非対象者とされた。
- 4 富山県の国民健康保険団体連合会より、鈴木亘を主査とした研究会の学術目的利用のために、データの提供を受けた。著者は全てこの研究会のメンバーである。なお、このデータは、加入者番号など個人を特定できるコードは全て削除されており、その代わりに、連合会によって新たに振られたIDが用い

られている。このIDを用いて、A,Bデータを接合することが可能であるが、個人情報の保護の観点から、研究者側はIDと加入者番号を照らし合わせるができないようになっている。

- 5 傷病中分類で「精神作用物質使用による精神及び行動の障害」、「統合失調症（精神分裂病）」、「分裂病型障害及び妄想性障害」、「気分〔感情〕障害（躁うつ病を含む）」、「神経症性障害、ストレス関連障害及び身体表現性障害」、「精神遅滞」、「その他の精神及び行動の障害」。
- 6 65歳以上人口は、総務省統計局『2000年国勢調査』のデータを用いた。
- 7 データの制約上、同系列や連携関係にある医療法人の介護サービスの利用可能性は考慮していない。その点で、本稿の介護サービス利用可能性が与える効果は過少推計されている可能性がある。
- 8 年度別、医療機関別の介護型療養病床数は、富山県庁厚生部医務課よりご提供を頂いた。
- 9 年度別、医療機関別のデイケア指定のデータは富山県庁厚生部高齢福祉課のホームページ（[http://www.pref.toyama.jp/cms\\_sec/1211/kj00000050-002-01.html](http://www.pref.toyama.jp/cms_sec/1211/kj00000050-002-01.html)）より入手した。
- 10 当該医療機関が療養病床を有するか、特例許可老人病院であるかについてのデータは厚生省健康政策研究会編『病院要覧』の各年版より入手した。
- 11 Aデータのみを用いた本稿と同期間に対する分析によると、入院を開始した患者数は分析期間を通じて安定的であった。介護保険導入前後で大きな変化があったのは退院患者数である。介護保険導入の前月である2000年3月に一時的に退院患者が急増し（分析期間中の平均退院患者数：556人/月、2000年3月退院患者数：1,451人）、2000年度前半の入院患者数が相対的に減少している。これより、2000年度に医療型療養病床を有する医療機関の入院患者の割合が少なかったことは、入院行動の変化によるものと捉えるより、介護保険導入直前の退院患者急増の影響により2000年度前半に短期的に入院患者数が減少したことが影響したものと考えられる。
- 12 老人健康保健施設定員数については、データ出所先の『病院要覧』が隔年のデータであるため、1999年度・2000年度のダミー変数と、2001年度・2002年度のダミー変数とのクロス項を用いている。
- 13 180日超入院のみのサブサンプルで医療機関の固

定効果をコントロールした推計を行ったが収束しなかった。観測値の数が少ないためと考えられる。

- 14 推計で使用した病床の増加数は1病床単位での増加数である。シミュレーションでは、現実的な病床増加数が与えた影響をみるため、本稿サンプルにおいて、介護型療養病床を増やした医療機関での平均増加病床数(42.56病床)に近い数値として50病床増加した場合の退院ハザードの変化をシミュレーションした。
- 15 STATA/SE 9.1の *stcurve* コマンドを使用した。平成11年度の患者調査の「療養型病床群を有する病院における入院期間」の分布によると、全体の約16%が3年超の入院、約9%が5年超の入院であるため、このシミュレーションにおける超長期入院のシミュレーションは妥当であると判断した。尚、フルサンプル推計ではモデル(2)の推計結果を利用した。
- 16 2002年度の診療報酬改訂以後は、医療型と介護型の療養病床の間で入退院を繰り返したケースが増大したことが考えられる。本稿で用いたサンプルの3,043人の患者のうち、分析期間中に入院を2回している患者が57名、3回している患者が1名であった。年度ごと、入院回数ごとの平均入院日数を比較したところ、ほぼ同じ平均入院日数を示し、2002年度以降に再入院の平均入院日数が短縮されていることは確認されなかった。このことから、2002年度以降、入退院の繰り返しにより退院ハザードが増加したとは考えにくい。ただし、本稿のサンプルは観測値が少なく再入院の効果を測るには適切ではないかもしれない。今後、より大規模なサンプルを用いて再入院行動の分析を行う必要があるだろう。
- 17 分析対象である高齢者の介護保険データが利用可能でないため、介護保険導入により医療保険適用と

なっていた患者が介護保険に移行したことで発生した介護費用を把握することが出来ない。そのため、この節の医療費削減効果の議論では介護保険への移行により発生した介護費用は考慮されていない。

- 18 富山県の入院医療費は、厚生労働省の『国民医療費』を用いた。都道府県別の医療費は3年ごとの掲載であるため、2000年度については、1999年度の値を用いている。

## 参考文献

- 1) 厚生労働省 診療報酬調査専門組織・慢性期入院医療の包括評価調査分科会. 平成17年度第4回資料. 2005 (<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2005/11/dl/s1111-3a11.pdf>) 2007年8月20日に引用。
- 2) 畑農鋭矢. 社会的入院の定量的把握と費用推計. 医療経済研究 2004;15:23-35
- 3) 二木立. 日本の医療費. 国際比較の視点から. 医学書院. 1995.
- 4) 府川哲夫. 老人医療における社会的入院についての統計的アプローチ. 医療経済研究 1995;2:47-54
- 5) Kalbfleisch, J.D. and Prentice, R.L.. The statistical analysis of failure time data. New York: Prentice Hall, 1980.
- 6) 泉田信行. 入院医療サービスの利用に関する分析. 季刊社会保障研究. 2004;40(3): 214-223

## 著者連絡先

法政大学大学院エイジング総合研究所  
 花岡 智恵  
 〒102-8160 東京都千代田区富士見2-17-1  
 TEL: 03-3264-9091  
 FAX: 03-3264-5764  
 e-mail: hanaoka@ages.i.hosei.ac.jp



## Does an Increase in the Availability of Formal Long-term Care Affect Hospital Discharge of Elderly Patients in Japan?

Chie Hanaoka, M.A. <sup>\*1</sup>, Wataru Suzuki, Ph.D. <sup>\*2</sup>

### Abstract

Moving elderly inpatients needing nursing care from hospitals to long-term care facilities is of great policy concern in Japan. We analyzed whether the introduction of public long-term care insurance in 2000 had any effect on these elderly inpatients. A log-logistic hazards model is used to estimate the conditional probability of hospital discharges for elderly inpatients between 1998 and 2003. Our empirical findings indicate that increases in the number of beds in long-term care facilities significantly increased the hazard of discharges of these elderly inpatients from hospitals. This effect was accelerated by the revision of medical service fee schedules in 2002 in which hospitals were charged a 15% penalty for inpatients hospitalized for 180 days or more.

---

\*1 Postdoctoral fellow, Hosei institute on Aging, Hosei University, Postdoctoral fellow, University of North Carolina at Chapel Hill

\*2 Associate Professor, Tokyo Gakugei University