

介護保険導入による介護サービス利用可能性の拡大が社会的入院に与えた影響*

花岡智恵（法政大学大学院経済学研究科博士後期課程）

鈴木亘（東京学芸大学教育学部助教授）

要旨

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、それが社会的入院患者の退院選択に与えた影響を退院確率の変化から分析した。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、比較的低密度の医療行為しか行われていない入院患者や、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社会的入院患者の可能性が高い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、社会的入院患者の可能性が高い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、Log-logisticハザードモデル

*本稿の作成において法政大学の小椋正立先生、国際医療福祉大学の菅原琢磨先生より有益なコメントを頂いた。また、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。本稿は、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』の助成を受けた。

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(2005)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(畑農,2004)、1兆円弱(二木,1995)1兆円程度(府川,1995)、1兆8,700億円(厚生省,1995)¹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社会的入院患者の退院選択に与えた影響を退院確率の変化から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

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))

分析した。社会的入院患者を識別するために、患者の疾病や医療機関の特性といった入院患者の特性を表す変数を用いた。また、介護保険サービスの利用可能性の拡大が、社会的入院患者の可能性が高い患者特性に、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選択に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。この改正では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%²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日という入院日数のカウントについて、他の医療機関での入院期間も含めて計算されるが、同一の保険医療機関内の介護型療養病床等に3ヶ月以上の期間入院した場合に入院日数のカウントがリセットされる、という条件が付加された³。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、医療型療養病床の社会的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れようと考えられる。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、2002年度以降と、それ以前と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。

本稿の構成は以下の通りである。第2節ではデータ、第3節では実証分析の枠組みの説明を行う。第4節で結果、第5節で結論を述べる。

2. データ

2.1. データ

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処置が取られ、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。

富山県の1998年度～2002年度までの老人医療全加入者のレセプトデータを使用した⁴。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、月別に集計された患者のレセプトデータ（「Aデータ」と呼ぶ）である。Id、性別、年齢、医療費、そして、その月の入院日数が含まれている。このデータセットは、入院をした全患者の情報を得られるが、患者の医療機関や疾病の情報を得ることができない。第2のデータセットは、毎年5月の入院分のみ利用可能である医療機関ごとのレセプトデータ（「Bデータ」と呼ぶ）である。Bデータでは、毎年5月分のみではあるが、患者の医療機関と疾病の情報を得ることができる。そこで、AデータにBデータを結合させて、5月から開始した継続入院であれば、他の月についても、入院先の医療機関と疾病は変わらないものとみなして、データセットを作成した。このため、データセットは5月から入院を開始した継続入院分だけの観測値となる。つまり、入院が5月から開始した場合は観測値として現れ、5月以外の月から開始した入院はサンプルより除かれている、という特徴がある。

データセットより観測値が除外されているのは2つの場合である。第1は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、長期入院をする傾向にあり、かつ介護保険でカバーされない精神疾患⁵による入院である。最終的に、1998年5月～2003年3月までの3,043人、観測値の数が16,223のデータセットとなった。

2.2. 富山県データの特徴

分析で使用した富山県のデータが、全国平均と比較してどのような特性があるのかを見ておこう。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長期入院患者を多く抱え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。

介護サービスの充足度について、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⁶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、

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こと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『国勢調査』2000年のデータを用いた。

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は、全国平均 527.6 床、富山県は 1,088.8 床であった。介護型療養病床数の全国平均との大きな違いは、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、分析で使用した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。社会的入院患者のような入院患者を受け入れる受け皿が比較的多いため、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と考えられる。

2.3. 被説明変数：入院サービスの需要量

本稿のモデルでは、介護が必要な高齢者は、医療機関への入院、介護施設への入所、もしくは在宅介護サービスを選択すると想定する。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、介護が必要な高齢者の入院サービスの需要量を表す。

データでは、月ごとの入院日数は利用可能であるが、退院までの継続在院日数は利用可能でないため、在院日数の変数を作成した⁷。表 1 は、この分析で使用し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、途中から参入する患者を含んでいないため、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ゆこう。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 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高 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

⁷ 在院日数変数の作成方法は以下の通り。まず、患者ごとに継続入院を開始した月を識別するダミー変数を作成した。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た。但し、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、最高 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。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継続入院日数を作成した。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、退院とは判断していない。

いる。次に、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も長期になる傾向がある。

2.4. 説明変数

2.4.1. 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⁸。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⁹。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』の各年版を利用した。『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年ごとに变化する。これらの介護サービスの利用可能性拡大は、適切な介護サービスを必要としている社会的入院患者のような長期入院患者に対して、退院を選択する誘因となるだろう。

2.4.2. 社会的入院患者の識別

社会的入院患者の識別には、入院患者の健康状態や介護の必要性をモデルに含めることが必要である。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¹⁰。

表1の3列目以降は、年度ごとに各患者特性が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、認知症患者(9.30%)、脳梗塞患者(15.99%)、心疾患患者(3.91%)、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。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%)、

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)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。

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こり、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、1.1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¹¹。

社会的入院の指標として、一般的には180日以上入院と言われるが、医学的治療が必要な入院かどうかを評価するために1日当たり医療費を考慮することも必要であると指摘されている(府川, 1995; 宮里, 2003)。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、認知症患者の5割、脳梗塞患者の4割、医療型療養病床を有する医療機関に入院する患者の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、サブサンプル全体の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、サンプル全体で5パーセント(9,105円)、10パーセント(10,906円)、25パーセント(12,781円)、50パーセント(15,843円)で区分した。疾病では、認知症患者の約45%は1日当たり医療費が10~25パーセントに属し、脳梗塞患者の約5割は10~50パーセントに属しており、これらの患者は比較的医療行為が少ないことがわかる。医療型療養病床を有する医療機関に入院する患者の約7割が10~50パーセントに属しており、この患者もまた、比較的低密度の医療行為しか行われていないと考えられる。従って、データの分布からは認知症や脳梗塞患者、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社会的入院の状態にある可能性が高いと考えられる。

2.4.3. 診療報酬の改正

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。

2.4.4. 入院サービスの価格

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。

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年度はベースカテゴリーとしている。

2.4.5. 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：

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

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密度関数、生存関数は以下の通り。

$$f(t) = \frac{\lambda p (\lambda t)^{p-1}}{[1 + (\lambda t)^p]^2} \quad (4)$$

$$S(t) = [1 + (\lambda t)^p]^{-1} \quad (5)$$

これより、Log-logistic ハザード関数は以下の通り。

$$\lambda(t) = \frac{\lambda p (\lambda t)^{p-1}}{[1 + (\lambda t)^p]} \quad (6)$$

Log-logistic ハザードモデルでは λ 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 (Greene, 2003)。

ハザード関数 $\lambda(t)$ は観測される変数 X の関数として表すことができる。

$$\lambda = \exp^{-x_i \beta} \quad (7)$$

β 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。

$$w_i = p \ln(\lambda_i t_i) = \frac{(\ln t_i - x_i' \beta)}{\sigma} \quad (8)$$

このモデルは以下のような形をとる。

$$\ln t_i = x_i' \beta + \sigma w_i \quad (9)$$

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 が退院した時は $\delta_i = 1$ 、打ち切りの場合は $\delta_i = 0$ とした時の、対数尤度関数は以下のように表される。

$$\ln L(\beta, \sigma) = \prod_{i=1}^n [\sigma^{-1} f(w_i)]^{\delta_i} F(w_i)^{1-\delta_i} \quad (10)$$

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 (Kalbfleisch and Prentice 1980, p.55)。

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

$$\ln(T_{iklt}) = \beta_0 + \beta_1 NC_Availability_{lt} + \beta_2 Disease_{ikt} + \beta_3 Convalescent_Hosp_{lt} + \beta_4 Fee_Schedule_t + \beta_5 Copayment_t + \beta_6 Individual_{it} + \beta_8 Quarterly_t + \theta_l + u_{iklt} \quad (11)$$

ここで k は疾病、 l は医療機関、 t は年月、 α は推計されるパラメーター、 u は誤差項を表す。

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を表す $NC_availability$ である。入院サービスの代替財である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¹²。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 θ_l 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

4.1. フルサンプルの推計結果

フルサンプルを使用した 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(11)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。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。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2.53% (= { (exp(0.0025*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13.77% (=

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。

$\{ (\exp(0.0129*10)-1)*100 \}$)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。

デイケア指定を受けた医療機関の入院患者は10%有意水準であるが退院確率が高くなる傾向を示しており仮説と整合的である。また老健施設定員の増加数については、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。

4.2. サブサンプルの推計結果¹³

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、180日超入院のみの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5.23% ($= \{ (\exp(0.0051*10)-1)*100 \}$)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17.82% ($= \{ (\exp(0.0164*10)-1)*100 \}$)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高かった。

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有りについては統計的に有意な結果は得られなかった。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。

4.3. 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しばり、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¹⁴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

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。

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¹⁵。(a)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。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。(b)は認知症患者、(c)は脳梗塞患者、(d)は医療型療養病床を有する医療機関の患者、(e)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。社会的入院患者の可能性の高い患者特性を持つ、認知症患者、脳梗塞患者、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、在院日数を短くさせたことがわかった。この傾向は、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、この入院日数のカウントの際に、同一の保険医療機関内の介護型療養病床等に 3 ヶ月以上の期間入院した場合は入院日数のカウントがリセットされるという条件が付加された。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。

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、フルサンプルの推計では、介護保険導入による介護型療養病床の増加は、比較的低密度の医療行為しか行われていない入院患者や、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 日超入院のみのサブサンプルを用いた推計においても、フルサンプルで得られた結果と同様の傾向を得た。本研究からのイ

¹⁵ フルサンプル推計ではモデル (2) の推計結果を利用した。

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社会的入院患者の可能性が高い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、社会的入院患者である可能性が高い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。

参考文献

Cleves, M.A., W.W. Gould and R.G. Gutierrez, (2004), An Introduction to Survival Analysis using Stata, Stata Corporation, College Station, Texas.

Goodman, A.C. et al. (2001), "Estimating Determinants of Multiple Treatment Episodes for Substance Abusers." *The Journal of Mental Health Policy and Economics* 4(2):65-77.

Greene, W.H. (2003), *Econometric Analysis*, 5th Edition, Prentice Hall, Upper Saddle river, New Jersey.

Headen, A.E. (1993), "Economic Disability and Health Determinants of the Hazard of Nursing Home Entry." *Journal of Human Resources* 28(1):80-110.

Kalbfleisch, J.D. and Prentice, R.L. (1980), *The statistical analysis of failure time data*. Wiley, New York.

Norton, E.C. (2000), "Long-Term Care," in A. J. Culyer and J. P. Newhouse, editors, *Handbook of Health Economics*. Amsterdam: Elsevier.

Ogura, S., W. Suzuki and Y. Zhou (2005), "Long-Term Care Insurance of Japan: How it has changed the way we take care of the elderly?" *Geneva Association Information Newsletter* Vol.13, 5-8.

石井暎禧 (2002) 「老人医療の現状と政策の流れ」 『大原社会問題研究所雑誌』 526・527号。

伊藤周平 (2000) 『検証介護保険』, 青木書店。

厚生省高齢者介護対策本部事務局 (1994) 『新たな高齢者介護システムの構築を目指して 高齢者介護・自立支援システム研究会報告書』 ぎょうせい。

厚生労働省 (2005) 「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」.http://www.iryoken.co.jp/cgi/info/files/siryu_000685_1.pdf

二木立(1995)『日本の医療費 国際比較の視点から』医学書院.

畑農鋭矢(2004)「社会的入院の定量的把握と費用推計」『医療経済研究』Vol.15, pp.23-35.

府川哲夫(1995)「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』Vol.2, pp.47-54.

宮里尚三(2003)「社会医療診療行為別調査報告を用いた社会的入院に関する考察」『個票データを利用した医療・介護サービスの需要に関する研究 平成14年度報告書』(厚生科学研究費補助金政策科学推進事業).

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				
			認知症	脳梗塞	心疾患	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	6.04%	17.57%	9.19%	3.97%	16.40%
1999	3,824	142.33	5.91%	25.83%	9.10%	1.88%	27.80%
2000	3,333	157.58	4.71%	22.77%	7.35%	3.15%	20.88%
2001	3,422	198.55	4.91%	16.60%	8.27%	5.64%	31.74%
2002	3,425	197.79	9.34%	18.68%	4.44%	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。

表 2. 患者特性ごとの入院日数分布

	全体	認知症	脳梗塞	心疾患	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	15.92	25.46	41.80	37.77	18.82
60～90日	15.18	8.06	12.22	16.64	14.00	10.41
90～180日	18.99	19.30	20.59	18.51	16.86	20.30
180～360日	15.28	25.77	22.65	13.47	14.17	24.40
360～720日	7.79	18.51	13.36	7.79	7.25	17.82
720～1080日	2.77	8.66	4.42	1.70	7.08	6.22
1080～1440日	0.94	3.78	1.25	0.08	2.70	1.96
1440日以上	0.02	0.00	0.06	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	認知症	脳梗塞	心疾患	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	1.59	8.10	6.66	5.90	4.92
5~10 percentile	5.00	3.78	6.54	3.98	5.06	3.39
10~25 percentile	14.99	45.07	22.71	13.23	20.91	29.16
25~50 percentile	25.00	31.34	31.64	27.03	22.09	44.63
50~100 percentile	50.00	18.21	31.01	49.11	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

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)	
	係数	Robust SE	係数	Robust SE	係数	Robust SE
介護サービスの利用可能性						
介護型療養病床の増加数 × 2000・2001年度	-0.0005	0.0015	-0.0025 **	0.0013	-0.0051 ***	0.0018
介護型療養病床の増加数 × 2002年度	-0.0176 ***	0.0039	-0.0129 ***	0.0031	-0.0164 ***	0.0017
デイケア指定有り × 2000・2001年度	-0.4867 *	0.2740	-0.0352	0.1731	-0.2582	0.2976
デイケア指定有り × 2002年度	-0.3509 *	0.2128	-0.0957	0.1759	-0.7080 ***	0.2026
老人健康保健施設定員の増加数 × 1999・2000年度 ^a	-0.0025	0.0021	0.0085 ***	0.0022	0.0028	0.0018
老人健康保健施設定員の増加数 × 2001・2002年度 ^a	0.0131	0.0114	-0.0004	0.0058	0.0102	0.0078
患者特性						
認知症	1.1508 ***	0.1666	0.4553 ***	0.1081	0.4697 ***	0.1299
脳梗塞	0.5688 ***	0.0914	0.1558 ***	0.0518	0.3675 ***	0.0954
心疾患	0.0091	0.0845	-0.0375	0.0722	0.0386	0.1264
糖尿病	0.2164	0.1679	0.0058	0.1134	0.2316	0.2130
医療型療養病床のある医療機関で入院	1.1320 ***	0.0994	0.2474 **	0.1233	0.4098 ***	0.0901
診療報酬の改正						
2000・2001年度	-0.1484 ***	0.0546	-0.0168	0.0493	0.3107 **	0.1243
2002年度	-0.1639 **	0.0819	0.0298	0.0680	0.4293 **	0.1979
患者自己負担の改正						
定額制ダミー (1999年4月～2000年12月)	0.1992 ***	0.0498	0.1135 **	0.0457	0.3813 ***	0.1269
定率制ダミー (2001年1月～2002年9月)	0.4730 ***	0.0792	0.2552 ***	0.0665	0.6706 ***	0.1848
定率制ダミー (2002年10月～2003年3月)	0.7558 ***	0.1494	0.5284 ***	0.1248	0.6497 ***	0.2465
個人						
年齢	-0.1142	0.0828	-0.0412	0.0547	0.0609	0.1124
年齢 ²	0.0008	0.0005	0.0003	0.0003	-0.0003	0.0007
女性	0.1230 **	0.0602	0.0725	0.0462	0.1017	0.0928
死亡	0.4130 ***	0.0656	0.3236 ***	0.0408	0.2734 ***	0.0977
保険者から転出あり	0.2258	0.2738	0.0495	0.1418	1.0138 **	0.4987
四半期ダミー						
4月～6月	0.7684 ***	0.0651	0.4633 ***	0.0526	-0.3890 ***	0.1151
10月～12月	1.2976 ***	0.0611	0.9977 ***	0.0476	-0.4767 ***	0.1106
1月～3月	1.5549 ***	0.0732	1.1984 ***	0.0631	-0.5586 ***	0.1111
定数項	8.6465 ***	3.3140	-0.7766 ***	0.0306	3.6527	4.5495
医療機関ごとの固定効果						
シェイプパラメーター	No		Yes		No	
ln_gamma	-0.5362 ***	0.0330	-0.7766 ***	0.0306	-0.8235 ***	0.0455
Log pseudolikelihood	-6562.5141		-5783.6708		-1074.2504	
No. of Obs.	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%

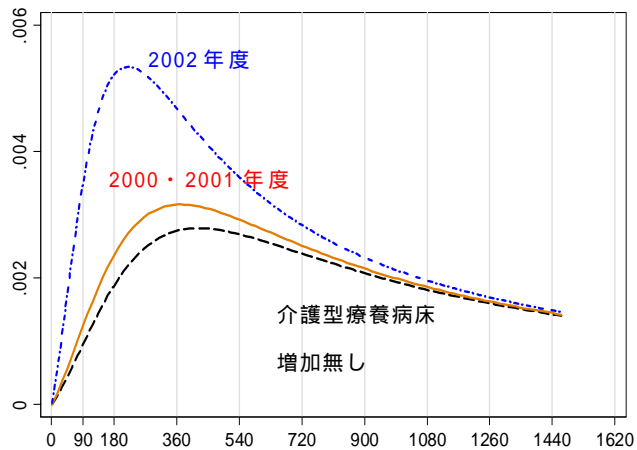
a : 老人健康保健施設定員数については、データ出所先の『病院要覧』が隔年のデータであるため、1999年度・2000年度のダミー変数と、2001年度・2002年度のダミー変数とのクロス項を用いている。

図 1. 退院ハザードのシミュレーション

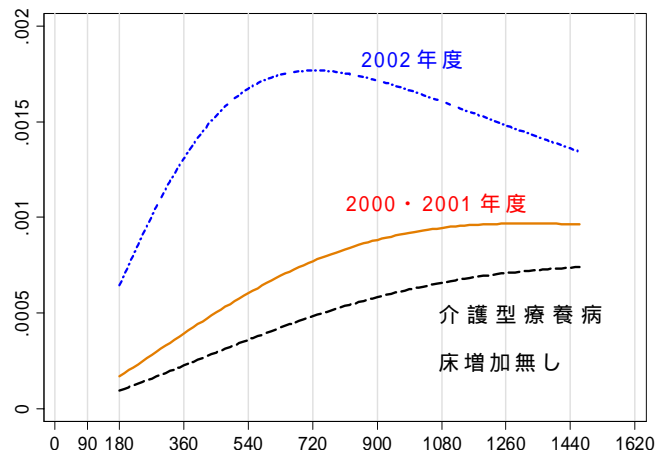
(入院先医療機関の介護型療養病床が 50 床増加した場合 - 2000・2001 年度, 2002 年度 -)

(a) . 一般的な退院ハザード変化

フルサンプル

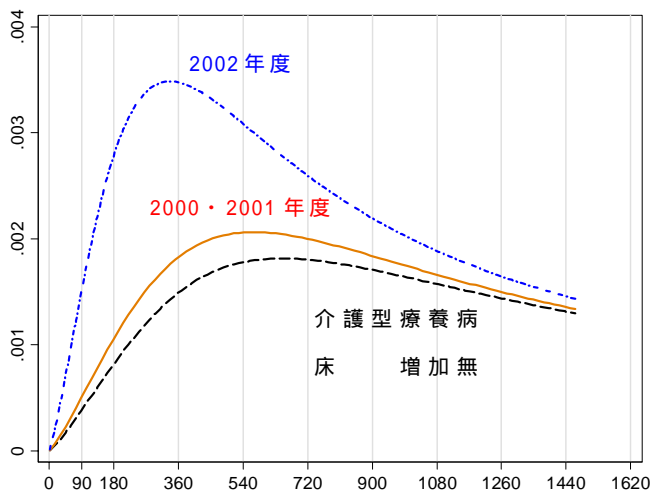


180 日超入院のみのサブサンプル

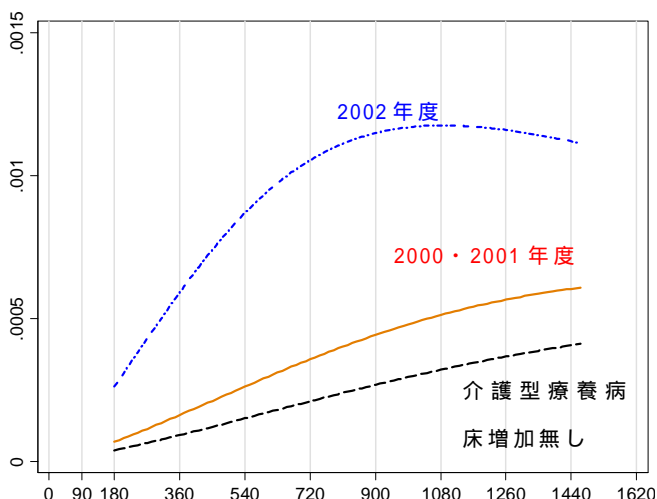


(b) . 認知症患者の退院ハザード変化

フルサンプル



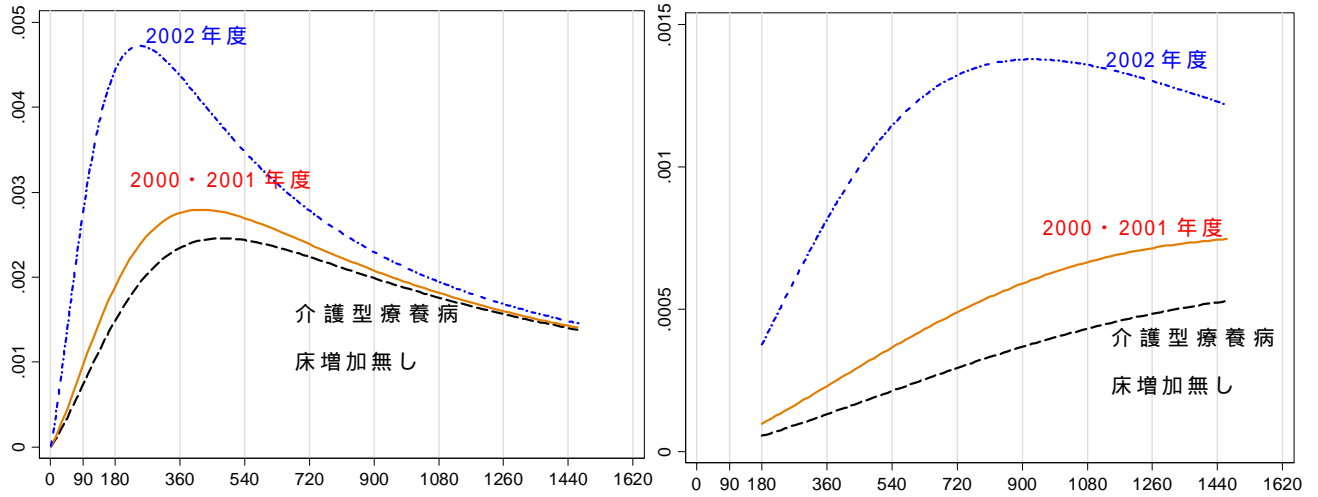
180 日超入院のみのサブサンプル



(c) . 脳梗塞患者の退院ハザード変化

フルサンプル

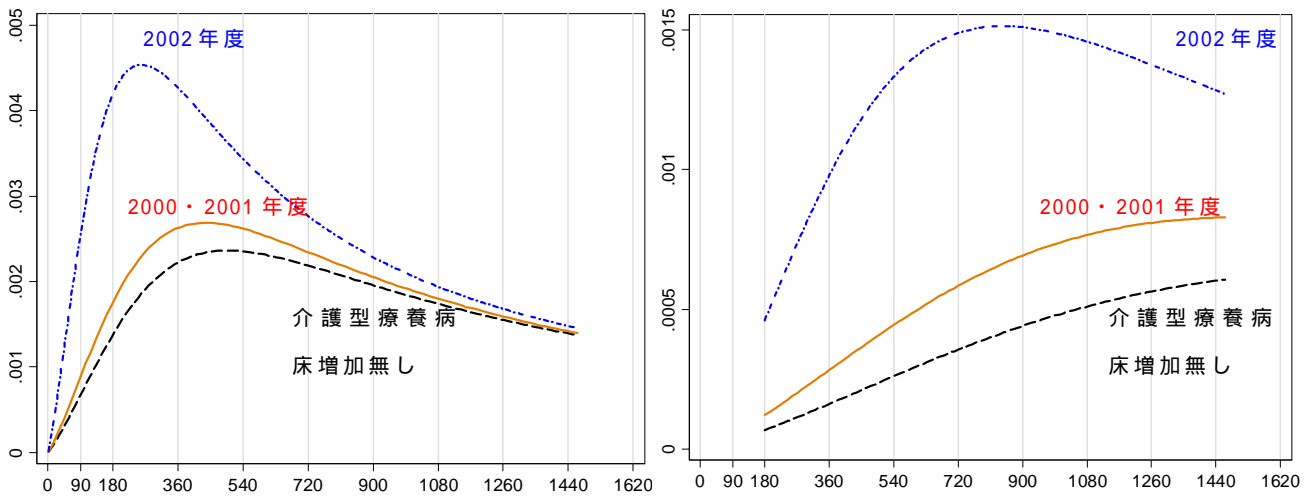
180日超入院のみのサブサンプル



(d) . 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



(e) . 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

