ISSN 1340-895X

医療経済研究

Vol.25 No.1
2013

医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関紙

医療経済学会　医療経済研究機構

医療経済研究

Vol.25 No.1 2013

医療経済学会　医療経済研究機構

巻頭言

医療制度改革のスピード

学習院大学経済学部長
遠藤　久夫

医療制度改革とは

平成37年には全ての団塊の世代が後期高齢者となる。それに伴う医療需要の増加に対応するために医療制度改革が求められている。改革の対象は二つある。一つは増加する医療費の負担と給付の在り方をどうするかという医療保険改革であり、あと一つは財源や医療資源の制約の下で増加する医療需要にどう対応するかという医療提供体制改革である。どちらも難しいパズルだ。簡単には解けない。社会保障・税一体改革成案において医療提供体制改革の絵姿は示されている。その内容を簡潔に言えば、「病床機能の分化と連携の推進」「平均在院日数の短縮による病床稼働率の向上」「在宅医療の推進」「地域包括ケアの推進」などを実施する。それにより、病床数を増やすことなく高齢化による医療需要増に対応しようというものである。しかし、改革の絵姿は示されているのに改革のスピードが遅い、平成37年までに間に合うのか、といった声がある。

医療制度改革が一見急ピッチに進まないのには理由がある。医療は健康や生命と直接関係しているうえに、制度改革によって影響を受ける関係者が多いからだ。特定の関係者に不利益が偏らないように配慮すると、あまり大きく政策の舵を切れないのが現実だ。皆保険制度成立から50年以上たっており、利害関係者は多様化、複雑化しており白地のキャンバスに絵を描くようなわけにはいかない。医療関係者へ配慮するあまりに改革が進まないという批判がある。たしかにそのような側面は否定できないが、患者や住民も極めて大切な利害関係者である。患者へのきめ細かな配慮は制度改革を行う上で非常に重要な条件だといえる。利害調整などに気を使わずに、やるべきことは思い切ってやるべきだという意見も多い。確かに正論である。しかし、アクセルを大きく踏み込んだら改革が進むかというと必ずしもそうとはいえない。

アクセルを大きく踏んだ18年度診療報酬改定

今、振り返ると平成18年度診療報酬改定は改革に向けてアクセルを大きく踏み込んだ年だった。療養病床の一部を介護施設に転換させることが計画され、これを進めるために療養病床に対する診療報酬の評価方法が大きく変更された。これまでは一般病床と同様に看護基準で評価されていた入院基本料を入院患者の医療必要度で評価することに変更し、医療必要度の低い患者に対する入院基本料を大幅に引き下げたのである。これにより、医療必要度の高い患者は療養病床、低い患者は在宅や介護施設へという機能分化を進めつつ、病床を減らし介護施設を増やすのが目的であった。結果はどうだったか。短期的には、退院した患者の受け皿不足がメディア等で報道され問題となった。中期的には、介護施設へ転換はほとんど進まず、そればかりか、療養病床から一般病床への転換という政策目的に逆行する現象も見られた。結局、

療養病床再編問題は今になっても方向が定まっていない。

入院基本料に 7 対 1 看護基準が導入されたのも 18 年度改定である。それまで最高の看護基準であった 10 対 1 基準（その時点では 2 対 1 と呼ばれていた）を上回る看護基準の導入である。2 対 1 基準が導入されてから 18 年ぶりの大改定であった。急性期病床へ医療資源を傾斜投入するという機能分化を促進させる政策の一環であったが、看護密度が高いと平均在院日数が短いという事実も導入の根拠となった。しかし、点数が比較的高く設定されたため看護師争奪戦となり、訪問看護や地域医療の看護師不足を招いたといわれる。その後の診療報酬改定では要件を厳しくしたため、7 対 1 看護基準病棟の増加率は減少したものの、現状でも一般病床の 4 割を占めており、「本当に急性期機能をもった病院なのか」「病床機能の分布が頭でっかちなワイングラス型で不均衡だ」と批判され、今日、改善が強く求められる案件の一つになってしまった。

医療保険で受けられるリハビリに日数制限を設けたのも 18 年度診療報酬改定であった。医療保険のリハビリは急性期・回復期、介護保険のリハビリは維持期・慢性期という機能分化の一環だった。日数制限を設けるに当たり関係団体や関係学会からの意見を参考にしたということだったが、改定直後から猛烈な反対運動が起こり、改定から 2 か月で 44 万人の反対署名が集まった。その結果、日数制限は大幅に緩和され今日に至っている。

医療制度改革はインクリメンタル・イノベーション

このようにスピードアップのためにアクセルを踏み込んでも、かえって軌道修正に手間と時間がかかる例は少なくない。診療報酬改定以外の政策においても同じようなことは見受けられる。これらはそれぞれに合理的な改定理由があった。影響がマイルドになるように十分配慮されていれば問題は起こらなかったと思う。医療システムは相互に依存しあってそれなりの均衡を保っている。改革のかじを切りすぎるとシステムのどこかが適応の限界を超えて不均衡が生ずる。それがシステム全体に波及し、落ち着いた時には、当初予想していたのとは異なる姿となる。このようなことが生じやすいため、医療制度改革はインクリメンタル・イノベーション（部分改良型の改革）とならざるをえないのである。方向性を定めて、歩幅は大きくないが着実に目的に向かって進む。マイナーな変化であれば医療提供者も患者も社会も短時間で環境変化に適応できる。むろんスピード感は重要だ。しかし「急がば回れ」も現実なのである。

インクリメンタル・イノベーションでは平成 37 年までには改革が達成できないという懸念があるかもしれない。もっともな懸念であるが、インクリメンタル・イノベーションはそれほど消極的で頼りないアプローチなのだろうか。医療提供体制改革の一つの目的として平均在院日数の短縮がある。社会保障・税一体改革成案では平成 23 年から 37 年の 14 年間で、一般急性期病床（新たに設定された病床）の平均在院日数を約 14 日から約 9 日へ、約 5 日短縮することを目標としている。一方、平成 12 年から 24 年までの 12 年間の一般病床の平均在院日数は 24.8 日から 17.5 日と 7.3 日の短縮を実現している。こうしてみるとインクリメンタル・イノベーションもそう捨てたものではない。一見スピードが遅く見えても、着実に駒を進めていくことが医療制度改革の要諦なのだと思う。

特別寄稿

社会保障と税の一体改革の流れと見通し

土居　文朗*

1．消費税増税と社会保障給付

2012 年 8 月 10 日、消費税増税法案を含む社会保障税一体改革関連 8 法案が可決、成立した。これにより、消費税率は 2014 年 4 月から 8%に、2015 年 10 月から 10%に引き上げられるとともに、この増税による財源は社会保障給付に充当されることが決まった。

今般の社会保障と税の一体改革は、消費税率を 10%にしてはじめて完結するものである。図 1 には、消費税率が 10%となった後、その税収が社会保障財源にどう充当されるかを示したものである。

予定通りに消費税率が 10%になれば 2015 年 10 月からその税収が入るが、旧税率適用の特例措置や消費税の課税時期と企業の決算期の不一致により、年度を通じて平年ベースで税率 10%の税収が入るのは 2017 年度となる。また、2017 年度には、経済成長によりわが国の GDP（国内総生産）も増加していると見込まれ、消費税率 1 %当たりの税収は 2.8 兆円となると見込まれる。

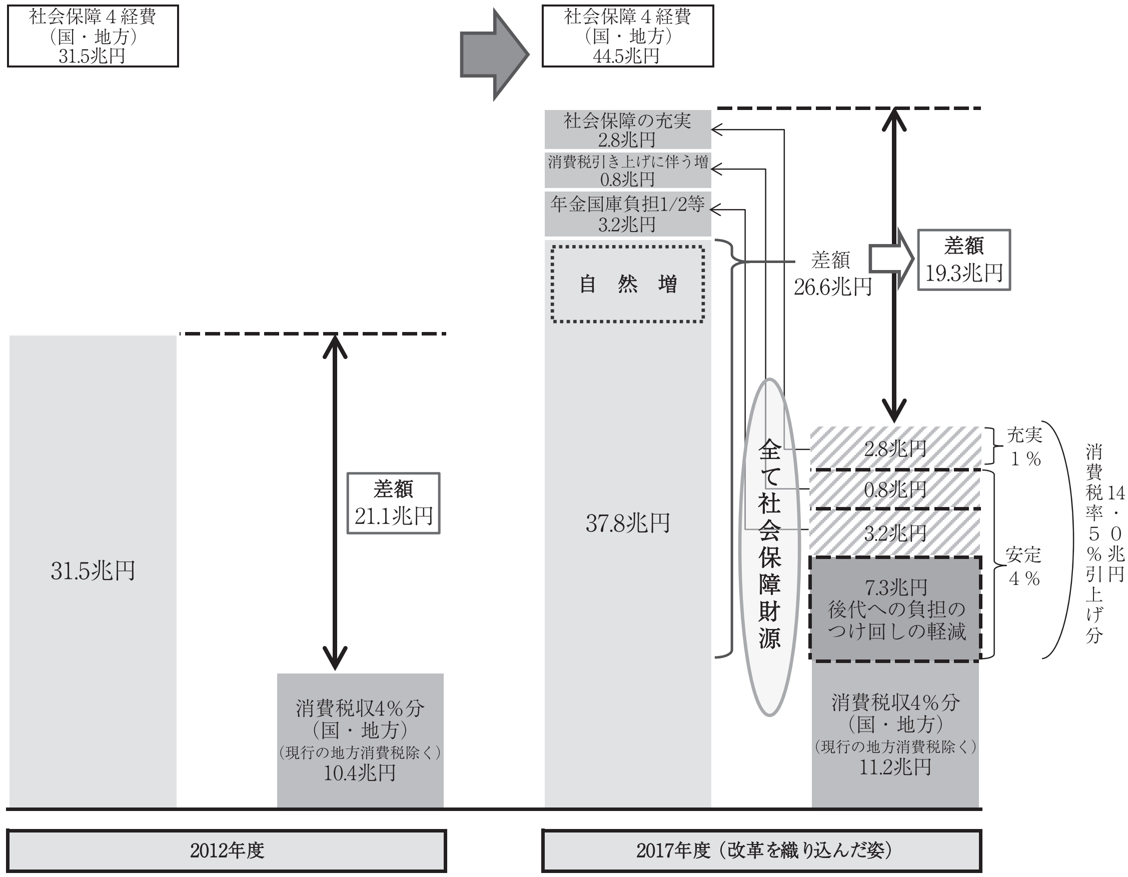
そもそも、現在、消費税率 5%のうち、1%は地方消費税として地方自治体の財源となっており、増税後もこの税収は社会保障給付の財源とすることは予定していない。今般の社会保障・税一体改革で消費税収を充当する対象とするのは、子ども・子育て支援、医療、介護、年金という社会保障 4 経費である。社会保障 4 経費（国と地方合計）は、図 1 のように、2012 年度には 31.5 兆円にのぼっている。[注1] これに対して、地方消費税 1%分を除く残りの 4%の国税としての消費税収は 10.4 兆円しかなく、差額の 21.1 兆円は他の税や赤字国債によって賄われている。お金に色はついていないものの、国の一般会計は 2012 年度決算で 97 兆円の歳出に対して 50 兆円もの国債発行、うち赤字国債が 36 兆円にのぼっている状態であるから、差額の 21.1 兆円のうちかなりの割合が赤字国債として、将来世代への負担のつけ回しとなっていると言って過言ではない。[注2] 今般の社会保障と税の一体改革は、そうした後代への負担の付け回しをどれだけ軽減できるかも当然ながら焦点となっている。

社会保障 4 経費（国と地方合計）は、図 1 のように、現行制度のまま何の改革もせず存置すると、2012 年度の 31.5 兆円から、高齢者の増加に伴い 2017 年度には 37.8 兆円に増加する見通しである。もし消費税率を引き上げなければ、2017 年度には、4%の消費税率で 11.2 兆円しか税収が確保できず、その差額は 26.6 兆円に拡大し、ますます社会保障給付の財源を赤字国債等で補填しなければならなくなってしまう。

予定通りに消費税率を 10%に引き上げられれば、現行の国の消費税（税率 4%分）と増税分

＊　慶應義塾大学経済学部教授

図 1　消費税による社会保障財源の確保（税率 10%後の姿）



出典：内閣官房社会保障改革担当室資料、財務省資料を基に筆者作成

（税率 5%分）で 25.2 兆円の税収を確保できる。ただ、社会保障と税の一体改革では、増税分の全てを単にその差額を埋めるだけに用いるのではなく、社会保障給付等に充当することとしている。まず、税率 1%分（2017 年度では 2.8 兆円相当）を給付の充実に充てることとしている。また、前述の基礎年金の国庫負担割合の引上げに伴う財源が 3.2 兆円必要であり、消費税率引上げに伴い医療や介護等で税率引上げ分の報酬引上げが必要となり 0.8 兆円を費やす。税率引き上げに伴う増収分からこれらを除いた残りの 7.3 兆円（丸めの誤差あり）が、社会保障 4 経費と消費税収の差額を縮小することができる分として、まさに後代へのつけ回しの軽減となる。その結果、社会保障 4 経費（増税分での給付拡充等を含む）と消費税収（増税分を含む）の差額は、税率を引き上げなかったときに想定される 26.6 兆円から 19.3 兆円に減少する。

　消費税率引上げによって、社会保障給付の財源確保はより確実に行えることになるとはいえ、図 1 にも示されているように、それでもまだ財源不足が生じていることに変わりはない。さらなる財源確保をどのように行うかは今後の課題として残されている。

2．医療・介護に係る長期推計

（1）推計の位置づけ

社会保障と税の一体改革の議論の過程で、医療・介護における充実策と、重点化・効率化策について、具体的に議論された。その具体策が財政面でどのような影響を及ぼすかについては、2011 年 6 月に社会保障改革に関する集中検討会議第 11 回資料として「社会保障に係る費用の将来試算：医療・介護に係る長期推計」（以下、「医療・介護に係る長期推計」）が公表された。

「医療・介護に係る長期推計」の、わが国における医療・介護の費用試算の変遷の中での位置づけは、山本（2013）などで明らかにされている。また、土居（2012）では、この推計を用いた財政の持続可能性に関する研究を行っている。「医療・介護に係る長期推計」は、2008 年 10 月に公表された「社会保障国民会議における検討に資するために行う医療・介護費用のシミュレーション」（以下、国民会議試算）の手法を改良したものである。山本（2013）で整理されているように、これまでの医療・介護の費用試算は、医療や介護の 1 人当たり費用の直近の伸び率を前提に、人口変動（人口高齢化及び人口増減）の影響を考慮して費用を伸ばして試算するという、より簡単な方法だった。しかし、国民会議試算は、従来の方法と異なり、国立社会保障・人口問題研究所「将来人口推計」を基に、年齢階級別人口に対する各サービス利用者（入院や外来の 1 日の患者数、要介護認定者、介護施設・居住系サービスの利用者、在宅介護サービスの利用者）の割合を作成するとともに、医療・介護の単価（入院の 1 人 1 月当たりの費用、外来の 1 人 1 日当たりの費用、介護施設・居住系サービスの 1 人 1 月当たり費用、在宅介護サービス利用者に係る 1 人 1 月当たり費用）を作成し、医療・介護の個別細目（急性期医療、長期療養等）ごとに費用（＝利用者数×単価）を推計した。

「医療・介護に係る長期推計」は、国民会議試算を改良し、さらに詳細な推計を行った上で、2011 年度の足下の費用を基に、2015、2020、2025 年度の医療・介護費用を推計している。[注3] その推計に際し、現状投影シナリオと改革シナリオを設けている。

現状投影シナリオとは、病床ごとの入院、外来・在宅医療、介護施設や居住系サービス、在宅介護サービス等について、仮に、現状の年齢階級別利用状況が続いたとした場合の機械的計算で、人口増減及び人口構造の高齢化による変化のみ織り込むものの、現状の医療・介護のサービス提供に関する問題点が解決されないまま今後も推移していくシナリオと位置づけている。改革シナリオとは、急性期の重点化、亜急性期・慢性期の充実、在宅医療や介護の強化など、各種サービス提供体制の改革を前提として、疾病や状態像にふさわしい医療・介護のサービスを受けたとした場合における、サービスごとの利用の見込みを推計したもので、人口増減及び人口構造の高齢化による変化に加え、提供体制の改革を織り込みつつ、選択と集中により、医療・介護サービスのあるべき姿を踏まえたシナリオと位置づけている。その推計結果は、表 1 のように示されている。表 1 は、紙幅の都合で、「医療・介護に係る長期推計」で試算されたすべてのシナリオを表示していない。

（2）現状の費用の推計方法

表 1 に示された「医療・介護に係る長期推計」は、次のように計算されている。医療と介護の費用をそれぞれ求めているが、本稿では紙幅の都合で医療費についてのみ言及する。介護の費用の推計方法については、土居（近刊）を参照されたい。

表1　「医療・介護に係る長期推計」における医療・介護サービス費用の見込み

	平成23年度（2011）	平成27（2015）年度		平成37（2025）年度	
		現状投影シナリオ	改革シナリオ	現状投影シナリオ	改革シナリオ
医療＋介護					
対GDP比　（％程度）	9.8	10.8	11.1	12.8	13.6
名目額　（兆円程度）	47.6	55.3	56.6	77.9	82.6
医療					
対GDP比　（％程度）	8.1	8.7	8.8	9.9	10.1
名目額　（兆円程度）	39.1	44.6	45.2	60.4	61.2
介護					
対GDP比　（％程度）	1.8	2.1	2.2	2.9	3.5
名目額　（兆円程度）	8.5	10.6	11.5	17.5	21.3
（参考）GDP　（兆円程度）	484	511		607	

注：医療の伸び率ケース①の場合
出典：社会保障改革集中検討会議「医療・介護に係る長期推計」（平成23年6月）

ここでの医療費は、厚生労働省「国民医療費」ベースの金額である。ただし、「国民医療費」は、制度区分別、財源別、診療種類別、年齢階級別、傷病分類別には、医療費が区分されて公表されているが、医療機能別（高度急性期、一般急性期、亜急性期、長期療養等）に区分された医療費は示されていない。社会保障と税の一体改革では、病院・病床機能の役割分担の再編を、医療制度改革の1つの目的とされているため、医療費の推計もこの目的に合致するように計算する必要がある。そこで、「医療・介護に係る長期推計」では、国民医療費を医療機能別に区分できるように計算が構築されている。

医療機能別に国民医療費を実態に即して按分するために、次のような推計をしている。まず、医療需要は、医療機能ごとの利用者数と単価の積として求めるものとする。そこで、医療機能ごとの利用者数は、2008年の厚生労働省「患者調査」に基づいて1日当たり患者数を推計する。「患者調査」は3年に1度の調査であるため、「医療・介護に係る長期推計」の公表時の2011年6月当時の最新の「患者調査」は、2008年のものであった。そのため、「医療・介護に係る長期推計」の公表年である2011年の患者数（利用者数）は、一定の仮定を置いて推計しなければならない。そこで、2008年から2011年にかけての利用者数は、2008年の「患者調査」を基に、厚生労働省「医療費の動向（メディアス）」での受診延日数及びその伸び率等を用いて推計している。

この際、利用者数を、外来と入院に分けてそれぞれに計算する。外来については、2008年の「患者調査」から、病院、一般診療所、歯科（厳密に言えば、病院と一般診療所以外）に分けて、性別年齢階級別の推定患者数（1日当たり利用者数）が得られる。ただし、これには年齢不詳分が含まれる。そのため、年齢不詳の患者を、各性・年齢階級に按分して吸収し、その性別年齢階級別患者数に対する人口の比率を求める。ここでの人口は、総務省統計局「推定人口（各年10月1日現在人口）」である。

次に、2009〜2011年における性別年齢階級別1日当たり利用者数は、次のように求める。まず、2009〜2011年における性別年齢階級別「推定人口」に、既述した2008年における性・年齢階級別の患者数対人口比率をかけて、仮の性別年齢階級別1日当たり利用者を求める。これは、

2009〜2011年における人口変動を反映したものではあるが、実際の利用者数ではない。実際の利用者数は、2009〜2011年は「医療費の動向」のデータを用いて推計するのだが、「医療費の動向」では「患者調査」のように1日当たり外来患者数のデータは得られない。そこで、「医療費の動向」にある外来の受診延日数（1年間）を270日で割ることで各年の1日当たり利用者数を求めている。[注4] 270日とは、外来の稼働日数として想定した日数で、日祝日と年末年始を休診とし、土曜日は半日診療と見なした概数である。こうして、2009〜2011年の1日当たり外来利用者数は得られるのだが、これは男女・全年齢階級合計の数であって、性別年齢階級別になっていない。そこで、この「医療費の動向」に基づき得られた合計の1日当たり利用者を、既述した仮の性・年齢階級ごとの1日当たり外来利用者数で按分して、各年の性別年齢階級1日当たり外来利用者数を推計している。

次に、外来の単価（患者1人1日当たり医療費）は、病院系、一般診療所系、歯科に分けて、後述するように計算された医療費を、既述した「医療費の動向」ベースの受診延日数で除したものとして推計している。ここでいう医療費は、次のように求めている。最終的に、表1にも表されている医療費は、前述の通り「国民医療費」としているのだが、「国民医療費」は医療機能別となっていない。そのため、「医療費の動向」のデータを用いて、医療機能別に按分することで、医療機能ごとの医療費を計算している。「医療・介護に係る長期推計」の公表時のデータの公表状況から、「医療費の動向」は2010年9月分までを利用することとしたため、2009年度の医療費は「医療費の動向」ベースの2009年度の医療費をそのまま用いているが、この2009年度の医療費に2010年4〜9月分の対前年同期比変化率で伸ばした額を2010年度の医療費とし、これに2011年度予算ベースでの「医療費の動向」の概算医療費の伸び率（見通し：すべてにおいて4.3%を採用）で伸ばした額を2011年度の医療費としている。この医療費は、「医療費の動向」ベースなので、医療機能別の医療費が求められている。[注5] ただし、この医療機能別医療費の合計は「医療費の動向」ベースの医療費総計なので、「国民医療費」ベースにするため、次のように補正している。医療機能別の医療費のうち医科入院と歯科は、「医療費の動向」ベースの金額をそのまま採用し、「医療費の動向」ベースの医療費総計と「国民医療費」ベースの医療費の乖離は、医科外来（病院系と一般診療所系）に配分することしている。ここで、医科入院と医科外来と歯科の合計が、医療費総額となっている。医科外来のうち、病院系と一般診療所系の配分は、前述した「医療費の動向」ベースの医療機能別医療費における病院系と一般診療所系の割合で按分している。「医療・介護に係る長期推計」公表時の2011年6月当時は、2011年度の「国民医療費」は予算ベースの金額（表1にある39.1兆円）しか公表されていなかったため、その値を用いている。

こうして計算された「国民医療費」ベースの医療機能別の医療費を、既述した「医療費の動向」ベースの受診延日数で除したものを、外来（病院、診療所、歯科）の単価（患者1人1日当たり医療費）として推計している。この単価と前述した性別年齢階級別1日当たり利用者数の積に270日（外来の稼働日数）をかけたものを、病院系、一般診療所系、歯科ごとに求め、それらの男女全年齢階級を合計したものが、病院系、一般診療所系、歯科ごとの医療費として推計される。こうして推計された医療費は、表2の2011年度の病院系、一般診療所系、歯科の欄に記されている。

次に、医科入院の医療費は、一般病床（病院）、

表2 「医療・介護に係る長期推計」における利用者、単価、静態費用

1．現状投影シナリオ

	2011年度			2015年度			2020年度			2025年度		
	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）
医療＋介護	(1,353)		47.6	(1,449)		50.9	(1,554)		54.4	(1,637)		57.1
医療計			39.1			40.8			42.6			43.7
入院計	133	98	15.6	143	98	16.7	153	98	18.0	162	98	19.0
一般病床	80	129	12.4	86	129	13.3	92	129	14.3	97	129	15.1
高度急性期	(16)	(180)	(3.5)	(17)	(180)	(3.7)	(18)	(180)	(4.0)	(19)	(180)	(4.2)
一般急性期	(40)	(127)	(6.1)	(43)	(127)	(6.5)	(46)	(127)	(7.0)	(49)	(127)	(7.4)
亜急性期・回復期リハ等	(24)	(100)	(2.9)	(26)	(100)	(3.1)	(28)	(100)	(3.3)	(29)	(100)	(3.5)
長期療養	21	53	1.4	24	53	1.5	28	53	1.8	31	53	2.0
精神病床	31	47	1.8	32	47	1.8	33	47	1.9	34	47	1.9
結核・感染症病床	0.33	98	0.038	0.35	98	0.042	0.38	98	0.045	0.41	98	0.048
外来計	794	1.1	23.5	812	1.1	24.1	826	1.1	24.6	828	1.1	24.7
病院系	165	2.0	8.8	170	2.0	9.0	174	2.0	9.3	175	2.0	9.3
一般診療所系	478	0.93	12.0	490	0.93	12.3	501	0.93	12.6	505	0.93	12.7
歯科	151	0.66	2.7	152	0.66	2.7	151	0.66	2.7	149	0.66	2.7
介護計	426	17	8.5	495	17	10.0	575	17	11.8	647	17	13.4
施設・居住系計	123	29	4.2	153	29	5.2	184	29	6.3	213	29	7.3
居宅系	304	11	4.1	342	11	4.6	391	11	5.3	434	11	5.9
地域支援事業			0.18			0.22			0.26			0.29

2．改革シナリオ

改革後の姿		2015年度			2020年度			2025年度		
		利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）
医療＋介護		(1,436)		52.1	(1,520)		56.9	(1,580)		60.6
医療計				41.3			43.3			44.3
入院計		133	108	17.2	133	119	18.9	129	128	19.9
一般病床		(82)			(82)			(79)		
高度急性期		16	199	3.9	16	223	4.3	16	247	4.6
一般急性期		39	145	6.8	36	168	7.3	33	191	7.5
亜急性期・回復期リハ等		27	104	3.3	29	110	3.9	31	115	4.3
長期療養		21	59	1.5	24	61	1.7	25	62	1.9
精神病床		29	49	1.7	27	51	1.7	24	54	1.6
結核・感染症病床		0.35	98	0.042	0.38	98	0.045	0.41	98	0.048
外来計		807	1.1	24.0	814	1.1	24.4	809	1.1	24.3
病院系		84	2.0	4.5	85	2.0	4.6	85	2.0	4.6
一般診療所系		571	1.1	16.8	577	1.1	17.1	575	1.1	17.1
歯科		152	0.66	2.7	151	0.66	2.7	149	0.66	2.7
地域医療の強化				0.014			0.032			0.050
介護計		496	18	10.8	574	20	13.6	641	21	16.4
施設・居住系計		144	30	5.3	168	31	6.2	192	31	7.0
居宅系		352	13	5.3	405	15	7.2	449	17	9.0
地域支援事業				0.23			0.29			0.35

診療所（除療養）、医療療養（病院）、医療療養（診療所）、精神病床、結核・感染症病床に分けて、次のように推計している。まず、これらの利用者数は、外来の推計時と同様に、2008年の「患者調査」から病床ごとに性別年齢階級別の推定入院患者数（1日当たり）が得られるのでこれを基に推計する。外来の推計時と同様に、年齢不詳分を各性・年齢階級に按分して吸収し、その性別年齢階級別入院患者数に対する人口の比率を求める。

2009～2011年における性別年齢階級別入院患者数は、次のように求める。まず、外来の推計時と同様に、各年の性別年齢階級別「推定人口」に、既述した2008年における病床ごとの性別年齢階級別の入院患者数対人口比率をかけて、病床ごとに仮の性別年齢階級別入院患者数を求める。外来の推計時と同様に、実際の入院患者数は、

2009〜2011年は「医療費の動向」のデータを用いて推計するのだが、「医療費の動向」では「患者調査」のように1日当たり入院患者数のデータは得られない。そこで、「医療費の動向」にある医科入院の受診延日数（1年間）を365日で割ることで各年の1日当たり入院患者数を求めている。こうして、2009〜2011年の1日当たり入院患者数は得られるのだが、これは全病床の男女・全年齢階級合計の入院患者数であって、病床ごとの性別年齢階級別の数になっていない。そこで、この全病床の合計入院患者数を、次のようにして病床ごとの性別年齢階級別の数を推計する。まず、この合計数を基に病床ごとの入院患者数を推計する際に用いたのが、厚生労働省「病院報告」における病床ごとの1日平均在院患者数である（ただし、診療所（除療養）は「医療費の動向」における「入院の日数」を使用）。「医療・介護に係る長期推計」の公表時のデータの公表状況から、「病院報告」は2010年10月分までを利用することとしたため、2009年度の入院患者数は「病院報告」ベースの2009年度の数をそのまま用いたが、2010年度の数は「病院報告」ベースの2010年4〜10月分の月平均とし、2011年度の数は2010年度とした同じと仮定している。

ところが、この入院患者数は、病床ごとのものではあるが、既述した「医療費の動向」にある医科入院の受診延日数に基づく入院患者数とは乖離がある。そこで、入院総数が「医療費の動向」ベースの数と合致するように補正を行っている。その補正において、精神病床は明らかに減少傾向にあるので補正しない（「病院報告」ベースの値をそのまま採用）こととし、一般病床（病院）を除く病床は、「病院報告」ベースにおける各病床の患者数の入院総数の患者数に比した割合で按分し、残る乖離は一般病床（病院）に配分することとしている。これにより、入院患者数は、「医療費の動向」ベースで病床ごととなる。最後に、医療療養（病院）のうち、3万人分は回復期リハビリテーション病床として一般病床（病院）に足し込む修正を加えている。[注6]

その上で、病床ごとの入院患者数を、性別年齢階級別に次のようにして按分している。この「医療費の動向」ベースの病床ごとの入院患者数を、外来の推計時と同様に、既述した仮の性・年齢階級ごとの入院患者数で按分して、各年の病床ごとの性別年齢階級別入院患者数（1日当たり）を推計している。

医科入院の単価は、次のように求めている。まず、医科入院の医療費総額は、「国民医療費」ベースのものとして、外来の推計時に既述通り求められている。ただ、これは病床ごとのものではない。そこで、この医科入院の医療費総額を、先に求めた各病床の入院患者数（1日当たり）の合計を365倍したもの（これで年間の延日数となる）で割ることで、入院総数における単価（患者1人1日当たり医療費）が求められる。この値を基に、病床ごとの単価を求めるのだが、結核・感染症病床は入院総数における単価と同額であると仮定する。診療所（除療養）は、2009年の「社会医療診療行為別調査」における1日当たり入院1件当たり点数（総数）と1日当たり入院時食事療養等の合計について、病院総数に対する診療所（有床）比率を求め、先の入院総数における単価（患者1人1日当たり医療費）にこの比率を乗ずることで単価を求めている。

精神病床は、2009年の「社会医療診療行為別調査」における精神科病院の1日当たり入院1件当たり点数（総数）と1日当たり入院時食事療養等の合計を2009年度の単価とし、2010年度の単価はこの2009年度の単価に「医療費の動向」における入院医療費の2010年4〜9月分の対前年同期比変化率で伸ばした額とし、これに

2011年度予算ベースでの「医療費の動向」の概算医療費の伸び率（見通し： 4.3%）で伸ばした額を2011年度の単価としている。医療療養（病院)、医療療養（診療所）は、中央社会保険医療協議会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（慢性期入院評価分科会）での「医療施設・介護施設の利用者に関する横断調査」（2010年6月調査）から、医療区分別ADL区分別の医療療養入院者割合が得られるので、これらを各年の入院基本料で加重平均したものに、入院基本料等加算、出来高部分、食費等を加えて単価を求めている。一般病床（病院）の単価は、医科入院全体の医療費総額と整合的になるように、後述する形で求めている。

これまで述べた各病床（除く一般病床（病院)）の単価に、先に求めた病床ごとの入院患者数（1日当たり）を365倍したものを乗じると、病床ごとの年間医療費となる。これらの合計を、先に述べた「国民医療費」ベースの医科入院の医療費総額から減じることで、一般病床（病院）の年間医療費となる。一般病床（病院）の入院患者数（1日当たり）は既に求められているから、一般病床（病院）について、年間医療費を入院患者数（1日当たり）で除すことで、一般病床（病院）の単価となる。

ただし、入院患者は、1日ごとに大きく変動するわけではない。そこで、ここでの1日当たり入院患者数は、1ヶ月間における1日当たり平均の入院患者数と見なすこととする。これに合わせて、ここで求めた単価は1日当たりの単価だが、これを365/12倍すれば、患者1人1月当たりの単価が求まる。今述べた1ヶ月間における1日当たり平均の入院患者数と患者1人1月当たり単価は、表2の2011年度における入院の欄に病床ごとに記されている。表2では、一般病床（病院）と診療所（除療養）を「一般病床」、医療療養（病院）と医療療養（診療所）を「長期療養」としてまとめて記している。

なお、表2には、「医療・介護に係る長期推計」で示されている介護の利用者数と単価も合わせて記している。

（3）将来の費用の推計方法

「医療・介護に係る長期推計」では、2015、2020、2025年度の医療と介護の費用も推計している。2015、2020、2025年度の推計には、国立社会保障・人口問題研究所「将来推計人口（平成18年12月)」の出生高位・死亡中位の仮定に基づく性別年齢別人口を用いている。その際、現在の性別年齢階級別のサービス利用状況をそのまま将来に投影したシナリオを「現状投影シナリオ」とし、一定の改革が実施される想定してサービス利用状況や単価等を変化させたシナリオを「改革シナリオ」と設定している。

これらのシナリオでの推定に際し、単価が経済規模（GDP）や物価水準の変動と区別されずに変化すると想定すると、変動要因がわかりにくくなる。そこで、経済規模や物価水準の変動がないときの単価の下で推計された費用を静態価格の下での費用とする。ただし、後述するように、経済規模や物価水準が変動するため、静態価格の下での費用に、経済規模や物価水準の変動を示す指数を乗じる形で、将来の費用の名目額を推計している。

「現状投影シナリオ」では、各種医療・介護サービスごとの性別年齢階級別の各単価は変化しないと仮定して、単に性別年齢階級別人口の変動だけが要因となり医療や介護の費用が変化するものとしている。[注7]「改革シナリオ」では、社会保障と税の一体改革の流れを受けて次のような改革が実施されると想定している。医療では、一般病床について、急性期と亜急性期・回復期等とに機能を

分化し、医療資源を集中投入すること、亜急性期や回復期のリハビリテーションなどについて、状態像に応じた適切な設備・人員配置を行うこと、介護では、居住系サービス、在宅医療・介護サービスの充実などを織り込んでいる。

より詳細には、紙幅の都合で、本稿では医療についてのみ言及する。介護については、土居（近刊）を参照されたい。先の医療費の推計における一般病床を、高度急性期、一般急性期、亜急性期・回復期リハ等に分け、患者数をそれぞれ一般病床全体の 2 割、5 割、3 割と想定する。そして、それぞれ以下のような改革を利用者数や単価の推計に織り込む。[注8]

「改革シナリオ」では、次のような改革を想定する。高度急性期では、医療資源の集中投入により、2025 年度に平均在院日数が 2011 年度と比べ 2 割短縮すると想定する。その分だけの利用者数の変化を織り込む。これに伴い、1 病床当たり職員数など医療資源投入量[注9] を、ハイケアユニットと比較して 2025 年には 1.2 倍程度とすると仮定することから、ハイケアユニットの 1 月当たり単価が目下 213 万円なので、2025 年度には約 247 万円となると推計される。[注10] 在院日数短縮に伴い減少するニーズは主に術後の退院期間の短縮と考え、患者の半分が亜急性期・回復期リハ等へ移行し、残り半分は早期の軽快（在宅・外来）として外来で対応することを想定し、外来へ移行した患者は週 3 日の通院を仮定する。

一般急性期では、医療資源の集中投入により、2025 年度に平均在院日数が 2011 年度と比べ 33 %短縮すると想定する。これに伴い、1 病床当たり医療資源投入量を、現在の一般病床平均と比較して 2025 年度には 1.6 倍程度とするとし、医療資源投入の費用の割合が約 8 割であるとの仮定から、1 月当たり単価は約 129 万円[注11] から、2025 年には約 191 万円となる。在院日数減少に伴い減少するニーズは、主に術後の退院期間の短縮と考え、患者の半分が亜急性期・回復期リハ等へ移行し、残り半分は早期の軽快（在宅・外来）として外来で対応することを想定し、外来へ移行した患者は週 2 日の通院を仮定する。

亜急性期・回復期リハ等では、機能強化により、2025 年度に平均在院日数が 2011 年度と比べ 2 割短縮すると想定する。これに伴い、コメディカルを中心に 3 割程度の増員を図るものとし、医療資源投入の費用が約 5 割であると仮定すると、1 月当たり単価は現在の 100 万円から、2025 年には約 115 万円となる。

長期療養では、2015 年度までに医療区分に応じた医療と介護の整理を行い、医療区分 1 は介護サービスへ移行するとともに、現行の介護療養病床の患者のうち医療区分 3、医療区分 2 で ADL 区分 3、医療区分 2 で ADL 区分 1 または 2 の者が長期療養へ移行すると想定する。これに伴い、1 月当たり単価は、医療区分 2 及び 3 に特化したことで 1 割上昇すると仮定する。さらに、2015 年度以降に在宅医療の推進や機能強化等を勘案し、2025 年度に平均在院日数が 2015 年度と比べ 1 割短縮すると想定する。これに伴い、コメディカルを中心に 1 割程度の増員を図るものとし、医療資源投入の費用が約 5 割であると仮定すると、1 月当たり単価は 2015 年度の約 59 万円から、2025 年度には約 62 万円となる。在院日数短縮に伴い減少したニーズは、介護ニーズが生じると考える。

精神病床では、機能に応じた体制の充実や退院支援やアウトリーチ（訪問支援）等の推進により、2025 年度に平均在院日数が 2011 年度と比べ 1 割短縮するとともに新入院患者数も 2025 年度には 2011 年度と比べ 2 割減少すると想定する。これに伴い、コメディカルを中心に 3 割程度の増員を図るものとし、医療資源投入の費用が約 5

割であると仮定すると、1 月当たり単価は現在の約 47 万円から、2025 年度には約 54 万円となる。在院日数短縮等に伴い減少するニーズは外来対応が生じるものと仮定し、外来へ移行した患者は週 2 日の通院（1 日当たり単価は外来平均の 1.5 倍）を仮定する。さらに、認知症相当分（2025 年で 5 万人を想定）は、介護サービスも利用すると仮定する。

これらにより外来に移行した患者は、病院系と一般診療所系に従来分の患者数等の比で按分することとする。外来では、在宅医療の充実（利用の大幅増）により、患者数が 2011 年度比で 2015 年度に 1.2 倍、2020 年に 1.3 倍、2025 年に 1.4 倍となり、訪問日数は週 3 日と仮定する。また、生活習慣病予防、医療機関や医療介護の連携、ICT の活用等の取組みにより、外来ニーズ（上記入院ニーズからの移行分を除く）が 2025 年度には 2011 年度と比べ 5%減少すると仮定する。また、中学校区 1〜2 ヶ所に医療ソーシャルワーカー（MSW）を 1 人程度増員するなどによる地域医療の強化（2025 年には 500 億円）も織り込んでいる。

これらを反映した利用者数と単価、そしてその稼働日数分の積である総額を表したのが、表 2 である。表 2 は、静態価格の下での費用である。表 2 の費用に、次のような経済規模や物価水準の変動を示す指数を乗じる形で、将来の費用の名目額（表 1 の通り）を推計している。まず、経済規模や物価水準の変動は、2023 年度までの経済前提として、内閣府「経済財政の中長期試算（平成 23 年 1 月）」の「慎重シナリオ」の名目経済成長率と賃金上昇率と物価上昇率に準拠し、2024 年度以降は 2023 年度と同じとした。その上で、医療の費用は、医療高度化による増加率と経済成長に応じた改定の要素と薬・機器等による効率化による変化率の和からなる伸び率で静態価格が変化するものとして指数を導出した。ここで、医療高度化による伸び率は近年の動向等から年率 1.9%、経済成長に応じた改定の要素は当該年度の名目経済成長率の 3 分の 1 と仮定、薬・機器等による効率化による変化率を年率マイナス 0.1%と仮定している。介護の費用は、賃金上昇率と物価上昇率とを 65：35 で加重平均した率で変化するものとして指数を導出した。

以上を踏まえた指数を、表 2 の静態価格の下での費用に乗じる形で求めた、2015 年度と 2025 年度の名目額が、表 1 に示されている。ここには、内閣府「経済財政の中長期試算（平成 23 年 1 月）」の「慎重シナリオ」に基づいて推計された GDP も合わせて示している。

3．医療・介護に係る将来推計の更新

本稿では、「医療・介護に係る長期推計」を、将来推計人口や経済指標の見通しを更新して、2025 年度までの医療・介護に係る費用がどのように推移するかを分析する。「医療・介護に係る長期推計」では、2011 年度を基準年とした推計を示したが、推計時期（2011 年 6 月）に得られるデータの制約から、2011 年度の推計値が多くの仮定に基づいて計算されたものだった（前節で説明した通りである）。

そこで、本稿では、現時点で得られるデータを基に、「医療・介護に係る長期推計」を更新することとした。以下で特に断らないものは、前節と同じ推計方法に拠っている。また、介護の推計については、土居（近刊）を参照されたい。

まず、「国民医療費」は 2011 年度まで実績値が公表されている。2012 年度は 2011 年度の国民医療費を「医療費の動向」の概算医療費の伸び率で伸ばした額とした。これにより、表 3 に示されているように、2011 年度は（表 1 の 39.1

表 3　医療・介護サービス費用の見込みの更新推計

	平成 23 年度（2011）	平成 24 年度（2012）	平成 27（2015）年度		平成 37（2025）年度	
			現状投影シナリオ	改革シナリオ	現状投影シナリオ	改革シナリオ
医療＋介護						
対 GDP 比　（％程度）	9.8	10.1	10.6	10.7	12.5	13.0
名目額　（兆円程度）	47.0	48.1	54.4	55.0	76.9	79.9
医療						
対 GDP 比　（％程度）	8.0	8.3	8.5	8.6	9.7	9.7
名目額　（兆円程度）	38.6	39.2	43.9	44.2	59.4	59.3
介護						
対 GDP 比　（％程度）	1.8	1.9	2.0	2.1	2.8	3.4
名目額　（兆円程度）	8.4	8.9	10.5	10.8	17.5	20.6
（参考）GDP　（兆円程度）	473	475	514		614	

兆円ではなく）38.6 兆円、2012 年度は 39.2 兆円となる。

次に、「患者調査」は 2011 年が 3 年に 1 度の調査年となっており、このデータを利用する。しかし、東日本大震災の影響により、宮城県の石巻医療圏（石巻市、東松島市、女川町）、気仙沼医療圏（気仙沼市、南三陸町）及び福島県の医療施設については調査を実施していなかった。これに代わり、福島県分については 2012 年度に「患者調査」を実施し公表している。この両データを用いて、2011 年度の 1 日当たり患者数を以下のように推計した。2011 年「患者調査」の対象となった地域については、その対象地域の性別年齢階級別「推計人口（各年 10 月 1 日現在人口）」が得られる。また、「患者調査」から得られる性別年齢階級別の推定患者数（1 日当たり利用者数）が得られる。2011 年「患者調査」の対象とならなかった地域については、2012 年の福島県分「患者調査」に基づいて推計した。まず、2012 年の福島県分「患者調査」の性別年齢階級別の推定患者数と、2012 年の福島県の性別年齢階級別人口を用いて、性別年齢階級別患者数に対する人口の比率を求めた。この比率を用いて、2011 年「患者調査」の対象とならなかった地域における 2011 年の性別年齢階級別「推計人口」[注12] を用いて、性別年齢階級別の推定患者数を求めた。こうして、2011 年「患者調査」の対象地域と 2011 年「患者調査」の対象とならなかった地域の推定患者数を合計したもの（年齢不詳分は前節と同様に処理）を、2011 年度の推定患者数とした。「医療・介護に係る長期推計」では前節のように 2011 年度の患者数（利用者数）を一定の仮定を置いて推計しているが、本稿では 2011 年「患者調査」に基づいて推計した。

これを基に、2012 年度の患者数（利用者数）は、前節の 2009〜2011 年度の性別年齢階級別利用者数を推計する方法と同様にして推計した。

医療の単価の推計において、そこで用いる「医療費の動向」、「病院報告」、「社会医療診療行為別調査」は、2012 年まで実績値が得られる。前節の推計方法に従い、これらの実績値を用いて 2011 年度と 2012 年度の単価を求めた。

表 4 には、こうして実績値に基づき得られた 2011 年度と 2012 年度の医療の利用者数と単価を示している。なお、表 4 には、土居（近刊）で詳述している推計方法によって得られた介護の利用者数と単価も合わせて記している。表 3 の介護費用の名目額は、表 4 の金額をそのまま掲

表４　利用者、単価、静態費用の更新推計

１．現状投影シナリオ

	2011年度			2012年度			2015年度			2020年度			2025年度		
	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）
医療＋介護	（1,299）		47.0	（1,315）		48.1	（1,389）		50.6	（1,496）		54.2	（1,581）		56.9
医療計			38.6			39.2			40.5			42.2			43.3
入院計	129	98	15.2	128	102	15.6	135	102	16.5	146	102	17.7	154	101	18.8
一般病床	76	134	12.1	75	139	12.5	79	139	13.2	85	139	14.2	90	139	15.0
高度急性期	（15）	（180）	（3.3）	（15）	（180）	（3.2）	（16）	（180）	（3.4）	（17）	（180）	（3.7）	（18）	（180）	（3.9）
一般急性期	（38）	（135）	（6.1）	（37）	（146）	（6.6）	（40）	（146）	（6.9）	（42）	（146）	（7.5）	（45）	（146）	（7.9）
亜急性期･回復期リハ等	（23）	（100）	（2.7）	（22）	（100）	（2.7）	（24）	（100）	（2.8）	（25）	（100）	（3.1）	（27）	（100）	（3.2）
長期療養	23	53	1.5	23	54	1.5	25	54	1.6	29	54	1.9	33	54	2.1
精神病床	30	43	1.5	30	44	1.6	30	44	1.6	31	44	1.6	32	44	1.7
結核・感染症病床	0.26	98	0.031	0.23	102	0.028	0.25	102	0.030	0.27	102	0.033	0.29	102	0.036
外来計	739	1.2	23.4	732	1.2	23.7	744	1.2	24.1	755	1.2	24.5	754	1.2	24.5
病院系	169	1.9	8.7	167	2.0	9.0	171	2.0	9.2	174	2.0	9.4	175	2.0	9.4
一般診療所系	431	1.0	12.0	428	1.0	12.0	435	1.0	12.2	443	1.0	12.4	444	1.0	12.4
歯科	138	0.72	2.7	138	0.73	2.7	138	0.73	2.7	138	0.73	2.7	135	0.73	2.6
介護計	432	16	8.4	455	16	8.9	510	16	10.1	596	17	11.9	673	17	13.6
施設・居住系計	122	29	4.2	126	29	4.4	145	29	5.0	176	29	6.1	206	29	7.1
居宅系	310	11	4.0	328	11	4.3	365	11	4.8	419	11	5.6	467	11	6.2
地域支援事業			0.16			0.19			0.21			0.25			0.28

２．改革シナリオ

改革後の姿		2015年度			2020年度			2025年度		
		利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）	利用者数（万人）	単価（万円）	費用総額（兆円）
医療＋介護		（1,377）		51.2	（1,464）		55.7	（1,526）		59.3
医療計				40.8			42.5			43.2
入院計		125	112	16.7	125	121	18.2	122	130	19.0
一般病床		（75）			（75）			（73）		
高度急性期		15	199	3.6	15	223	4.0	14	247	4.3
一般急性期		36	163	7.0	33	185	7.4	30	206	7.4
亜急性期･回復期リハ等		25	104	3.1	27	110	3.6	29	115	4.0
長期療養		22	59	1.5	24	61	1.7	26	62	1.9
精神病床		28	46	1.5	25	48	1.5	23	50	1.4
結核・感染症病床		0.25	102	0.030	0.27	102	0.033	0.29	102	0.036
外来計		740	1.2	24.0	744	1.2	24.3	737	1.2	24.2
病院系		85	2.0	4.6	86	2.0	4.6	85	2.0	4.6
一般診療所系		517	1.2	16.8	521	1.2	17.0	517	1.2	16.9
歯科		138	0.73	2.7	138	0.73	2.7	135	0.73	2.6
地域医療の強化				0.014			0.032			0.050
介護計		512	18	10.4	594	19	13.2	667	20	16.1
施設・居住系計		138	30	4.9	161	30	5.7	183	30	6.5
居宅系		373	12	5.2	433	14	7.2	484	16	9.3
地域支援事業				0.22			0.27			0.33

載している。

本稿における2015、2020、2025年度の医療・介護サービス費用の更新推計には、国立社会保障・人口問題研究所「将来推計人口（平成24年１月）」の出生中位・死亡中位の仮定に基づく性別年齢階級別人口を用いた。その際置いたシナリオは、「現状投影シナリオ」、「改革シナリオ」とも、前節と同様に設定した。ただし、単価については、前節の「医療・介護に係る長期推計」は2011年度の値を基にしているが、本稿では2012年度までの実績値を用いることができるので、前節と同様の方法で推計された2012年度の単価を2015年度以降の推計で用いることとした。特に、「現状投影シナリオ」では、前節と同様に、各種医療・介護サービスごとの性別年齢階級別の各単価は2012年度から変化しないと仮定した。ただ、人

口変動があるため、表 4 で表される男女全年齢階級合計の単価は年を追って変化する。

静態価格の下での費用を推計した後で名目額を導出する際、経済規模や物価水準の変動は、「医療・介護に係る長期推計」が公表されて以降改訂されているため、本稿では、内閣府「中長期の経済財政に関する試算」（平成 25 年 8 月）の「参考ケース」の名目経済成長率と賃金上昇率と物価上昇率に準拠し、2024 年度以降は 2023 年度と同じとした。ここで、「参考ケース」（名目経済成長率が 2013〜2022 年度平均で 2.1%）とした理由は、同試算の「経済再生ケース」（名目経済成長率が 2013〜2022 年度平均で 3.4%）よりも、前節の「医療・介護に係る長期推計」で想定した経済規模や物価水準の変動に近く、比較可能性を担保するためである。静態価格に指数を乗じて名目額を導出する過程は、前節と同じ推計とした。

これらを反映した利用者数と単価、そしてその稼働日数分の積である総額を表したのが、表 4 である。表 4 は、静態価格の下での費用である。表 4 の費用に、前述のように経済規模や物価水準の変動を示す指数を乗じて各年の費用の名目額を推計した結果が、表 3 に示されている。ここには、内閣府「中長期の経済財政に関する試算」（平成 25 年 8 月）の「参考ケース」に基づいて推計された GDP も合わせて示している。

4．更新結果の考察

まず、2011 年 6 月に推計された「医療・介護に係る長期推計」の結果を示した表 1 と、将来推計人口を更新し、2012 年度までの医療・介護サービスの実績値を踏まえて更新した本稿での推計結果を示した表 3 を比較してみよう。現状投影シナリオで、医療と介護合わせた費用は 2025 年度には、表 1 の 77.9 兆円、対 GDP 比 12.8% となると見込まれていたが、本稿での更新推計の表 3 では 76.9 兆円、対 GDP 比で 12.5%となり、金額にして 1 兆円ほど推計額が低くなることが明らかになった。その 1 つの要因は、足下の費用が表 1 よりも表 3 の方が低くなっていることが上げられる。代表的には、2011 年度の国民医療費は、「医療・介護に係る長期推計」の表 1 では 39.1 兆円と見込まれていたが、実績値である表 3 では 38.6 兆円にとどまった。また、将来人口推計においても、2025 年度の人口は、「医療・介護に係る長期推計」で用いた「将来推計人口（平成 18 年 12 月）」の出生高位・死亡中位の仮定では 1 億 2157 万人であるのに対し、本稿の更新推計で用いた「将来推計人口（平成 24 年 1 月）」の出生中位・死亡中位の仮定では 1 億 2066 万人と少なくなっていることも、表 1 と表 3 の結果に反映していると考えられる。特に、2025 年度の人口構成で、65 歳以上人口は前者が 3635 万人で後者が 3657 万人と後者が多いのに対し、85 歳以上人口は前者が 740 万人で後者が 736 万人と前者が多い推計となっている。

改革シナリオでは、2025 年度において、表 1 では 82.6 兆円、対 GDP 比 13.6 万円となると見込まれていたが、表 3 では 79.9 兆円、対 GDP 比 13.0%となった。これを現状投影シナリオと比較すると、「医療・介護に係る長期推計」（表 1）では改革によって 4.6 兆円（対 GDP 比 0.8%）増加すると見込まれていたが、本稿での更新推計では 3.0 兆円（対 GDP 比 0.5%）の増加に抑えられることが明らかになった。

5．まとめ

社会保障と税の一体改革によって、消費税増税により財源を確保するとともに、その増収を用いて社会保障給付の充実が図られることとされた。

社会保障と税の一体改革の審議過程の中で出された「医療・介護に係る長期推計」は、改革の効果を予測する資料として活用された。

本稿では、「医療・介護に係る長期推計」の推計方法を踏襲しつつも、将来人口推計の更新や足下の医療・介護サービス費用の実績値を反映した形で、医療・介護サービス費用の将来推計を更新した。その結果、2025年度には、「医療・介護に係る長期推計」で見込んでいたよりも費用は（質は変わらずに）抑制されることが明らかになった。さらに、医師確保、介護職員等の人材確保と資質の向上、病院・病床の機能分化・強化、専門職種間の協働と役割分担、在宅医療体制の強化・地域包括ケアシステムの確立、認知症ケアに対する体制の強化、介護予防・重度化予防などの改革を実施することを想定した費用の将来予測では、「医療・介護に係る長期推計」で見込んでいたよりも少ない費用で改革が実施できることも明らかになった。

とはいえ、2025年度にかけて、現在よりも医療や介護の費用は対GDP比で見ても増加することには変わらない。その財源をどのように賄うかは極めて重要な問題である。本稿では、2015年10月に消費税率が10%まで引き上げられるところまでしか議論の対象としなかったが、2020年代に向けて税や保険料の財源確保をどのように行うかは、今後の課題として残されている。

謝辞

本誌編集委員会には、本稿を寄稿する機会を与えて頂いた。また、本稿の基礎になった研究に対して日本学術振興会科学研究費補助金特別推進研究「世代間問題の経済分析：さらなる深化と飛躍」（研究課題番号：22000001）から研究費の助成を受けた。記して謝意を表したい。

注

1　これには、前述の基礎年金の国庫負担約3分の1と法定の2分の1の差額にまつわる支出は含まれていない点に注意が必要である。

2　もちろん、この社会保障4経費31.5兆円は地方自治体が支出する分も含まれているから、国の赤字国債だけでなく、地方自治体のいわゆる赤字国債（臨時財政対策債など）によって財源が工面された可能性は否定できない。

3　社会保障に関する集中検討会議では、「社会保障に係る費用の将来推計」という同時に公表された試算でも、医療や介護の給付費について将来推計している。この将来推計は、同様に推計されたものだが、社会保障給付費ベースのものである点が異なるほか、医療や介護の提供体制に応じた個別細目ごとの費用は明らかにされていない。そのため、本稿では、「医療・介護に係る長期推計」を用いることとした。なお、この将来推計は、厚生労働省「社会保障に係る費用の将来推計の改定について（平成24年3月）」として、将来推計人口や経済指標の見通しを更新した上で改定されている。ただし、本稿で用いる「医療・介護に係る長期推計」は改定されていない。

4　この際、「医療費の動向」におけるその他訪問看護等（総数から医科と歯科を除いたもの）については、外来の病院と診療所とに、2009年の厚生労働省「社会医療診療行為別調査」における訪問看護指示料の回数の割合に比して振り分けている。

5　「医療費の動向」における医療費でのその他訪問看護等は、受診延日数の推計と異なり、総数から医科と歯科と調剤を除いたものとして計算している（受診延日数の総数には調剤は含まれていない）。その上で、その他訪問看護等は脚注4と同様に外来の病院と診療所とに振り分け、調剤は2009年の「社会医療診療行為別調査」における病院、一般診療所、歯科診療所ごとの調剤医療費総額（＝処方箋算定回数×1回あたり調剤点数）の各々の構成割合に比して振り分けている。

6　3万人の根拠は、全国回復期リハビリテーション病棟連絡協議会が集計した病床届出数累計に対して、生活療養が療養病床と仮定した上で回復期リハビリテーション病床のうち療養病床の比率で割り出した病床数が、概ね3万床であったことによる。ここでいう療養病床の比率は、2009年の「社会医療診療行

為別調査」における回復期リハビリテーション病棟入院料 1、回復期リハビリテーション病棟入院料 1（生活療養）、回復期リハビリテーション病棟入院料 2、回復期リハビリテーション病棟入院料 2（生活療養）の合計点数に対する生活療養分の点数の比率としている。

7　性別年齢階級別の単価は 2011 年度と変化しないと仮定するが、人口変動があるため、表 2 で表される男女全年齢階級合計の単価（結果的に求められる加重平均的な単価）は年を追って変化する。

8　これらの単価については、以下のように設定している。高度急性期の単価は、2009 年度の医療費の動向による大学病院の入院 1 日当たり単価が約 5.5 万円であることから、2011 年度には 1 月当たり 180 万円と仮定する。亜急性期等は、一般病床全体の 8 割程度と仮定し、2011 年度には 1 月当たり 100 万円と仮定する。一般急性期は、利用者数と費用総額の関係から計算される。

9　ここでの医療資源投入量を、金額ベースでは、人件費、医薬品、材料及び医療機器等の費用とみなす。

10　ハイケアユニット入院時医学管理料と検査・投薬・手術等の点数合わせて目下 1 日当たり 7000 点、人件費と医薬品、材料及び医療機器等の費用の全体に占める割合が約 8 割であるとの仮定に基づき、7×365/12×（1+0.2×0.8）≒247 と求められる。

11　この約 129 万円は、「医療・介護に係る長期推計」での説明によると「現在の一般病床の単価」である（表 2 の 2011 年度の単価を参照）。現在の一般急性期の単価とはしていない。

12　2011 年の全国の「推計人口」から 2011 年「患者調査」の対象地域の「推計人口」を差し引いた人口として求められる。

参考文献

土居丈朗, 2012,「財政健全化に必要な方策」, 土居丈朗編著『日本の財政をどう立て直すか』, 日本経済新聞出版社, pp.211-248.

土居丈朗,（近刊）「社会保障・税一体改革実行後の医療・介護サービス費用の動向：『医療・介護に係る長期推計』の更新・改良」,『三田学会雑誌』.

山本克也, 2013,「社会保障改革に関する集中検討会議の医療・介護財政の試算の利用法」,『季刊社会保障』第 48 巻第 4 号, pp.410-422.

論　文

べき乗変換モデルによる2006 年度診療報酬改定に伴うDPC 見直しの白内障手術の在院日数への影響の分析

縄田　和満[＊1]　川渕　孝一[＊2]

抄　録

本論文では、2006 年度の診療報酬改定に伴うDPC 見直しの白内障手術（DPC カテゴリーコード020110）における在院日数への影響の分析を行った。分析には、（Box-Cox 変換モデル（BC モデル）の変換パラメータ0 の場合を除く）べき乗変換モデルを用いた。BC モデルは、在院日数の分析など各種分野において幅広く使われているモデルである。モデルの推定には、誤差項の分布に正規分布を仮定した最尤推定量（BC MLE）が用いられる。しかしながら、BC モデルでは、変換パラメータが0 以外の場合、誤差項の分布は正規分布となることが出来ないため、BC MLE は一致推定量とはならない。ここでは、べき乗変換モデルの新たな推定量およびBC MLE を使ってもよいかどうかの検定方法を提案した。次に、提案された方法を用いて、白内障手術の在院日数の分析を行った。分析では、片眼に白内障手術＋眼内レンズ挿入術を行い、手術・措置2 等がなかった患者（2006 年度見直し以降のDPC コードは020110xx97x0x0）を対象とした。2006 年のDPC 見直し前後の両方の期間において手術の報告があった20 病院に入院した4,374 名の患者を分析対象とし、在院日数に影響する要因の分析を新たに提案されたモデルを使って行った。この結果、患者の属性に関しては性別、年齢、主傷病名H260、H268 が在院日数に影響することが認められた。病院ごとの平均在院日数は、患者の属性等の違いを考慮しても、大きく異なった。2006-7 年度ダミー推定値は負の値で1％の水準であり、制度の見直しが在院日数の短縮につながったことが認められた。

キーワード：DPC、包括支払制度、白内障、眼科手術、在院日数、2006 年度見直し、Box-Cox 変換モデル、べき乗変換モデル

1．はじめに

2005 年の我が国の平均在院日数は19.7 日（一般病床）である[1)]。急性期病床における同年の平均在院日数は、ドイツ10.2 日、フランス13.4 日、イギリス7.0 日、アメリカ6.5 日であるから[2)]、これらの国々と比較して際立って長くなっている。このため、在院日数の短縮化が国の重要な政策的課題となっており、今後の診療報酬体系などを考える上で非常に重要な問題となっている。DPC（Diagnosis Procedure Combination、診断群分類）による包括支払制度が、2003 年4 月から82 の特定機能病院に対して導入された。一般病院に対しては、2004 年4 月より、順次制度の施行が開始され、2 年ごとの診療報酬改定に伴って各種の見直しが行われている。2009 年7 月時点では、DPC 対象病院は、1,283 病院（準

＊1　東京大学大学院工学系研究科技術経営戦略学専攻教授：nawata@tmi.t.u-tokyo.ac.jp
＊2　東京医科歯科大学大学院医歯学総合研究科医療経済学分野教授

備病院を含めると 1,428 病院）で一般病院（8,862 病院）の約 14%となっている。また、DPC 対象病院の病床数は、43 万 4,231 床（他に準備病院が 4 万 5,820 床）で、一般病院病床数（91 万 3,234 床）のほぼ半数を占めるまでになっている。DPC は我が国独自の診断群分類であり、患者を 14 桁の診断群分類番号によって分類する。最初の 6 桁は患者の主傷病名を表し、WHO（World Health Organization, 世界医療保健機構）によって公表されている国際的な疾病の分類法である International Classification of Diseases の 10 版（ICD-10）に基づいて決定される。なお、主傷病名は入院の契機となったものでなく、最も医療資源を投入した傷病名により決定される。DPC の 7〜14 桁までの 8 桁は、患者や診療に関する情報を表している。我が国の DPC による包括支払制度の特徴は、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の他は 6 項目のみ（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）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。なお、DPC に基づく 1 日当たり定額報酬算定制度は DPC/PDPS（Diagnosis Procedure Combination/Per-Diem Payment System）と呼ばれている[3]。

DPC/PDPS の影響評価は我が国の医療政策を考える上で大変重要なものとなっている。しかしながら、このためには、ただ単に患者の病院ごとの在院日数を比較するだけでは不十分である。当然、扱う傷病の違いが考慮されなければならない。同一の傷病に関しても患者の属性や手術等の措置の違いが考慮されなければならない。例えば、重症患者や特別な介護を必要とする患者を多く扱う病院では必然的に平均在院日数が長くなってしまう。また、主な手術に加え付属する手術を行った場合も在院日数が長くなることが予想される。このため、年齢・性別・重症度等の患者の属性や付属する手術等の処置の違いを考慮した計量モデルによる分析が必要である。中央社会保険医療協議会の DPC 評価分科会では「DPC 導入の影響評価に関する調査及び評価について」[4),5)]を公表している。また、各種の傷病における在院日数などの分析が試みられているが[6)−14)]、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おらず、対象も数病院程度に限られている。さらに、DPC の導入と同時に、医療情報の電子化が行われたため、患者の大規模な個票データの入手が可能となってきており、その分析手法の確立も重要な問題となっている。

在院日数のようなデータでは、歪度・尖度が大きな値になるなど、長期間入院する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、このようなデータの分析には、Box-Cox 変換モデル[15)]（以後、BC モデルと略す）が用いられる。BC モデルは、在院日数などの各種データ分析において幅広く使われているモデルである[16)]。推定には、通常、誤差項の分布に正規分布を仮定した最尤推定量（以後、BC MLE と略す）が用いられる。しかしながら、BC モデルでは、誤差項の分布は、（変換パラメータ 0 の場合以外は）正規分布とすることができない。このため、正規性を仮定した尤度関数は正しく設定されておらず、BC MLE は一致推定量とはならない。正規分布以外の分布を考えた推定量やその他の変換も提案されているが[17)−21)]、モデルの簡便性が失われることや[22)]変換の意味が不明確になるためこれらの方法はほとんど使われていない。

本論文では、まず、べき乗変換モデルの推定方法を新たに提案する。推定量は BC MLE を修正したもので、一致推定量となる。次に BC MLE

の妥当性の検定方法を提案する。さらに、提案された推定量を使って、2006 年度の診療報酬改定に伴う DPC 見直しの白内障手術（DPC カテゴリーコード 020110）における在院日数への影響の分析を行う。この見直しでは白内障手術において大きな改定が行われたため、その影響の評価が重要となっている。分析では、片眼に白内障手術＋眼内レンズ挿入術を行い、手術・措置 2 等がなかった患者（2006 年度見直し以降の DPC コードは 020110xx97x0x0）を対象とした。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く、データの均質性が他の傷病に比較して高く、制度の見直しの影響の評価に適している傷病である[23]と考えられる。白内障手術における在院日数は、病院ごとに大きな差があるため[24),25]異なった病院の在院日数を比較しても制度改定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見直し前後両方の期間のデータの分析を行う必要がある。分析には 2006 年度の見直しの前後両方の期間でデータが得られる 20 病院において、片眼に白内障手術・眼内レンズ挿入術を行なった 4,374 名の患者のデータを用いる。

2．推定量および BC MLE の妥当性の検定

2.1　推定量

ここでは、べき乗変換モデル

$$z_t = x_t'\beta + u_t,\quad z_t = y_t^{\lambda},\quad y_t \geq 0,\quad t = 1,2,\ldots,T \tag{1}$$

を考える。ここで、y_t は在院日数、x_t および β は k 次元の説明変数および未知のパラメータのベクトル、λ は変換パラメータである。$\{u_t\}$ は独立同一分布に従う確率変数であり、分布のサポートに下限が存在し、1 次および 3 次のモーメントが 0 である（すなわち、$f(u)$ を確率関数または確率密度関数とすると、$f(u)=0,\ u \leq -a$ となる $a>0$ が存在し、$E(u_t)=E(u_t^3)=0$）とする。また、$\{x_t\}$は独立同一分布に従う確率変数で、$\{u_t\}$ と $\{x_t\}$ は独立であるとする。また、$\{u_t\}$ は 6 次のモーメント、$\{x_t\}$ は 3 次のモーメントが存在するとする。x_t の分布は、$\inf_{x_t}(x_t'\beta_0)-\mathrm{a}>0$（$\beta_0$は β の真の値)および β_0の近傍において $\inf_{x_t,\beta}(x_t'\beta)>c>0$ を満足するものとする。誤差項に正規分布を仮定した場合と異なり、この仮定のもとでは $y_t>0$ であり、矛盾のないモデルを得ることができる。(($(y_t^{\lambda}-1)/\lambda = x_t^{*\prime}\beta^{*}+v_t,\ v_t=u_t/\lambda$ とすると、BC モデルを得ることができるが、推定量の漸近分布を求めるため $\lambda \neq 0$ のケースのみを考え、$\lambda=0$ の場合は考慮しない。このため、このモデルを BC モデルでなく、べき乗変換モデルと呼ぶ。)

$\theta' = (\lambda,\ \beta',\ \sigma^2)$ とすると、尤度関数は

$$\log L(\theta) = \sum_t \left[\log\phi\{(z_t - x_t'\beta)/\sigma\} - \log\sigma\right] + \sum_t \{\log\lambda + (\lambda-1)\log y_t\} \tag{2}$$

となる。ϕ は標準正規分布の確率密度関数、σ^2 は u_t の分散である。BC MLE は

$$\frac{\partial \log L}{\partial\lambda}=0,\quad \frac{\partial \log L}{\partial\beta}=0,\quad \frac{\partial \log L}{\partial\sigma^2}=0 \tag{3}$$

から求められる。$\theta_0' = (\lambda_0,\ \beta_0',\ \sigma_0^2)$ を θ の真のパラメータ値とすると、$E\left[\frac{\partial \log L}{\partial\lambda}\Big|_{\theta_0}\right] \neq 0$, であるから、BC MLE は一致推定量とはならない。

ここで、$\partial\log L/\partial\lambda$, の代わりに、

$$G_T(\theta) = \frac{1}{\sigma^2}\sum_t (z_t - x_t'\beta)\left\{\log(x_t'\beta) + \frac{z_t - x_t'\beta}{x_t'\beta}\right\} z_t + \sum_t \left\{\log(x_t'\beta) + \frac{z_t - x_t'\beta}{x_t'\beta}\right\} + n \tag{4}$$

$$= \sum_t g_t(\theta),$$

$$g_t(\theta)=\frac{1}{\sigma^2}(z_t-x_t'\beta)\{\log(x_t'\beta)+\frac{z_t-x_t'\beta}{x_t'\beta}\}z_t+$$

$$\log(x_t'\beta)+\frac{z_t-x_t'\beta}{x_t'\beta}+1$$

とし、

$$G_T(\theta)=0,\ =0,\quad \frac{\partial\log L}{\partial\beta}=0,\quad \frac{\partial\log L}{\partial\sigma^2}=0 \qquad (5)$$

の根を考える。$G_T(\theta)$ は、付章 A に示すように $\partial\log L/\partial\lambda$ の近似から求められる。BC MLE の場合と異なり、$E[G_T(\theta_0)]=0$ であるから、(5) 式から得られる推定量は（一致性を有するための条件を満足し）一致推定量となる。$\hat{\theta}'=(\hat{\lambda},\ \hat{\beta}',\ \hat{\sigma}^2)$ を一致推定量とすると、$\hat{\theta}$ の漸近分布は以下の通りである。

$$\sqrt{T}(\hat{\theta}-\theta_0)\rightarrow N[0,\ A^{-1}B(A')^{-1}],$$

$$A=-E\left[\frac{\partial\ell_t(\theta)}{\partial\theta'}\Big|_{\theta_0}\right],\ B=E[\ \ell_t(\theta_0)\,\ell_t(\theta_0)'\ ],$$

$$\ell_t(\theta)=\begin{bmatrix} g_t(\theta)\\ \xi_t(\theta)\\ \zeta_t(\theta)\end{bmatrix},\ \xi_t(\theta)=\frac{1}{\sigma^2}x_t(z_t-x_t'\beta), \qquad (6)$$

$$\zeta_t(\theta)=\frac{(z_t-x_t'\beta)^2-\sigma^2}{2\sigma^4}.$$

［証明］

ここで、

$$\ell(\theta)=\sum_t \ell_t(\theta)=\begin{bmatrix} G_T(\theta)\\ \dfrac{\partial\log L}{\partial\beta}\\ \dfrac{\partial\log L}{\partial\sigma^2}\end{bmatrix} \qquad (7)$$

とすると

$$\sqrt{T}(\hat{\theta}-\theta_0)=-\left[\frac{1}{T}\frac{\partial\ell}{\partial\theta'}\Big|_{\theta^*}\right]^{-1}\frac{1}{\sqrt{T}}\ell(\theta_0) \qquad (8)$$

である。θ^* は $\hat{\theta}$ と θ_0 の間の値である。ここで、

$$\ell_t(\theta_0)=\begin{bmatrix} \dfrac{-1}{\sigma_0^2}[x_t'\beta_0\log(x_t'\beta_0)\,u_t+\\ \{1+\log(x_t'\beta_0)\}u_t^2+\dfrac{u_t^3}{x_t'\beta_0}]+\\ \log(x_t'\beta_0)+\dfrac{u_t}{x_t'\beta_0}+1\\ \dfrac{1}{\sigma_0^2}x_tu_t\\ \dfrac{u_t^2-\sigma^2}{2\sigma_0^4}\end{bmatrix} \qquad (9)$$

であるから、$E[\ell_t(\theta_0)]=0$ となる。$\{\ell_t(\theta_0)\}$ は独立同一分布に従う確率変数であるから、中心極限定理により、

$$\frac{1}{\sqrt{T}}\ell(\theta_0)\rightarrow N(0,\ B) \qquad (10)$$

を得る。$\partial\ell/\partial\theta$ のすべての要素は微分可能であるから、Amemiya の Theorem 4.1.4[26] により、

$$-\frac{1}{T}\frac{\partial\ell(\theta)}{\partial\theta'}\Big|_{\theta^*}\xrightarrow{P}A \qquad (11)$$

となる。Amemiya の Theorem 4.1.3[26] により、$\hat{\theta}$ の漸近分布は、(6) 式の通りとなる。行列 A および B は、$\frac{1}{T}\frac{\partial\ell(\theta)}{\partial\theta'}\Big|_{\hat{\theta}}$ および $\frac{1}{T}\sum_t\ell(\hat{\theta})\,\ell(\hat{\theta})'$ から推定することができる。

2.2　BC MLE の妥当性の検定

すでに述べたように、一般的には、BC MLE は一致推定量とはならない。しかしながら、$\sigma_0/x_t'\beta_0\rightarrow 0$ である場合（Bickel and Doksum[27] は、この条件を“small σ”、その場合の漸近的な性質を“small σ asymptotics”と呼んでいる。実際のデータでは、$\sigma_0/x_t'\beta_0$ が十分小さいことが

条件となっていると考えられる)、$\hat{\theta}_{BC}$ は通常の最尤推定量となり、モデルの推定に使うことができる。すなわち、べき乗変換モデルを用いる場合、"small σ" が満足されるかどうかが重要となるが、その検定は以下に示す方法で行うことができる。

ここでは、"small σ" を仮定する。この場合、BC MLE $\hat{\theta}'_{BC}=(\hat{\lambda}_{BC}, \hat{\beta}_{BC}, \hat{\sigma}^2_{BC})$ の漸近分布は、

$$\sqrt{T}(\hat{\theta}_{BC}-\theta_0)\to N(0,\ C^{-1}BC^{-1}),\quad C=-E\left[\frac{\partial^2 \log L}{\partial\theta\partial\theta'}\Big|_{\theta_0}\right] \tag{12}$$

で与えられ、$\hat{\theta}_{BC}$ を使うことが可能となる。なお、誤差項の分布が正規分布でなくとも "small σ" が満足される場合、BC MLE は一致推定量となるので漸近分布は(12)式を使うものとする。

ここで、

$$A^*\equiv A^{-1},\quad A^*=\begin{bmatrix} A^*_{11} & A^*_{12} & A^*_{13}\\ A^*_{21} & A^*_{22} & A^*_{23}\\ A^*_{31} & A^*_{32} & A^*_{33}\end{bmatrix},\quad C^*\equiv C^{-1},\quad C^*=\begin{bmatrix} C^*_{11} & C^*_{12} & C^*_{13}\\ C^*_{21} & C^*_{22} & C^*_{23}\\ C^*_{31} & C^*_{32} & C^*_{33}\end{bmatrix}, \tag{13}$$

であり、$A^*_{11}, A^*_{33}, C^*_{11}, C^*_{33}$ はスカラー量(1×1 の行列)A^*_{22}, C^*_{22} は $k\times k$ の行列とする。λ の新推定量を $\hat{\lambda}_N$ とすると、付章 A で示したように、"small σ" では $G_T(\theta_0)/\lambda_0=\frac{\partial \log L}{\partial \lambda}\Big|_{\theta_0}$ であるから、

$$\begin{aligned}&\sqrt{T}(\hat{\lambda}_N-\hat{\lambda}_{BC})\to N(0,\ d^2),\\ &d^2=p\lim_{n\to\infty} T\cdot V(\hat{\lambda}_N-\hat{\lambda}_{BC})=(A^*_{11}-C^*_{11})^2B_{11}+\\ &(A^*_{12}-C^*_{12})B_{22}(A^*_{12}-C^*_{12})'+(A^*_{13}-C^*_{13})^2B_{33}+\\ &2(A^*_{11}-C^*_{11})(A^*_{12}-C^*_{12})B'_{12}+\\ &2(A^*_{11}-C^*_{11})(A^*_{13}-C^*_{13})B_{13}\end{aligned} \tag{14}$$

となる。d の推定量を $\hat{d}$ とすると、

$$\sqrt{T}(\hat{\lambda}_N-\hat{\lambda}_{BC})/\hat{d}\to N(0,1) \tag{15}$$

となり、これを使って "small σ" の検定、すなわち、BC MLE を使って良いかどうかの検定を行うことができる。

3．データおよび 2006 年 4 月の DPC の見直しの概要

3.1　データの概要

本論文では、データとして東京医科歯科大学大学院医療経済学分野によって収集されたデータを用いる。対象病院は全国 86 病院、調査期間は 2005〜2007 年であり、数十万人分以上の患者のデータが収集されており、日本の医療の現状を知る上で貴重なデータベースとなっている。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。我が国においては、白内障の手術には片眼と両眼を行う場合があり、両眼手術は入院期間が長くなる。また、付属する手術を行った場合、在院期間は長くなる。このため、ここでは、片眼に白内障手術＋眼内レンズ挿入術を行い、手術・措置 2 等がなかった患者(2006 年度見直し以降の DPC コードは 020110xx97x0x0)を対象とした。調査期間中にこの手術の報告があったのは 85 病院である。2006 年 4 月の DPC 見直しの影響を分析するため、見直し前後の両方の期間(2005 年度、2006－7 年度)において手術の報告があった 20 病院(hp1－20)に入院した患者を分析対象とした。在院日数が 11 日を超えると、2006

年度見直し前後のいずれの場合でも特定入院期間を過ぎてしまうため該当する 20 名の患者を除いた 4,376 名をモデルの分析対象とした。

病院ごとの患者数および在院日数の分布は表 1 の通りである。2005 年度の全病院の患者数は 1,062 名であり、平均在院日数 4.39 日、標準偏差 1.61 日、歪度 0.94、尖度 3.76、中央値 4.0 日である。2006－7 年度の患者数は 3,312 名であり、平均在院日数 4.12 日、標準偏差 1.17 日、歪度 1.06、尖度 5.27、中央値 4.0 日である。病院ごとの平均在院日数は、2005 年度においては、最大が 6.57 日（hp2）、最小が 2.10 日（hp8）であり、最大は最小の約 3 倍、日数にして 4.47 日と大きな差を生じている。また、2006－7 年度においては、最大が 6.79 日（hp4）、最小が 2.40 日（hp8）となっており、その差は 4.39 日となっている。一部の病院の歪度・尖度は大きな値となっているが、これは長期間入院する患者が存在することを反映していると考えられる。

3.2　白内障手術における 2006 年度見直しの概要

2006 年 4 月の見直しでは白内障手術において大きな改定が行われた。まず、見直し以前は、副傷病の有無によって DPC の分類が異なっており（副傷病なし：0201103x01x000、あり：0201103x01x010）診療報酬も異なっていたものが、副傷病の有無に係らず同一の分類（020110xx97x0x0）となった。次に、入院期間 I, II、特定入院期間の短縮が行われ、また、1 日当たりの包括支払点数も改定が行われた。1 日当たりの包括支払点数は、見直し以前は、副傷病なしの場合 1～3 日が 2,509 点、4～6 日が 1,855 点、6～10 日 1,577 点、副傷病ありの場合 1～3 日が 2,609 点、4～7 日が 2,012 点、8～11 日が 1,710 点であった。

表 1　病院ごとの在院日数

病　院	2005 年度					2006－2007 年度				
	平　均	標準偏差	歪　度	尖　度	患者数	平　均	標準偏差	歪　度	尖　度	患者数
1	4.57	1.27	－1.22	3.57	7	5.34	1.02	1.88	10.41	121
2	6.57	1.09	0.57	3.74	42	5.00	0.64	1.61	9.79	186
3	4.36	2.01	2.17	6.85	11	3.27	0.67	2.74	10.22	33
4	6.41	1.50	－0.17	1.62	17	6.79	1.78	－0.77	2.49	47
5	3.00	0.21	0.00	23.00	46	2.99	0.12	－2.56	64.45	194
6	3.99	0.22	－0.80	72.88	214	4.00	0.25	1.33	49.12	509
7	2.94	0.31	－1.44	9.64	51	3.04	0.26	8.20	77.45	324
8	2.10	0.40	4.10	18.93	61	2.40	1.11	2.92	11.59	58
9	4.58	0.80	2.81	14.69	114	4.46	0.52	0.49	2.59	350
10	4.43	0.84	1.40	10.39	40	3.94	0.25	－3.57	13.73	47
11	4.03	1.07	3.23	17.39	30	3.34	1.20	2.10	7.59	64
12	4.12	0.86	3.44	19.70	58	3.78	0.75	1.58	13.84	218
13	5.76	0.99	－0.12	3.57	62	5.87	1.11	0.15	4.36	251
14	4.00	0.43	0.00	6.00	12	3.04	0.76	3.89	24.78	107
15	3.26	1.11	2.69	11.88	99	3.58	0.87	1.41	4.05	130
16	6.03	2.65	－0.70	1.69	78	3.83	0.67	－1.34	8.40	316
17	5.73	1.32	1.93	7.73	44	5.01	1.08	1.44	7.25	136
18	3.46	0.52	0.15	1.02	13	3.51	0.83	2.03	7.54	70
19	6.48	1.20	－0.35	5.32	23	4.63	1.05	－1.64	5.09	100
20	5.59	1.26	1.95	5.63	41	4.94	0.81	1.93	14.59	51
全病院	4.39	1.61	0.94	3.76	1,062	4.12	1.17	1.06	5.27	3,312

見直しによって、副傷病の有無にかかわらず、1〜2 日が 2,418 点、3〜4 日が 1,787 点、5〜8 日が 1,519 点に改定された。この結果、患者が 7 日間入院した場合の包括部分の支払点数は、副傷病なしで 14,669 点、ありで 15,875 点であったものが、12,967 点となった。減少幅は、副傷病なしで 1,702 点（11.6%）、ありで 2,908 点（18.3%）となっており、副傷病ありの場合はかなり大きな減少となっている。

4．推定結果

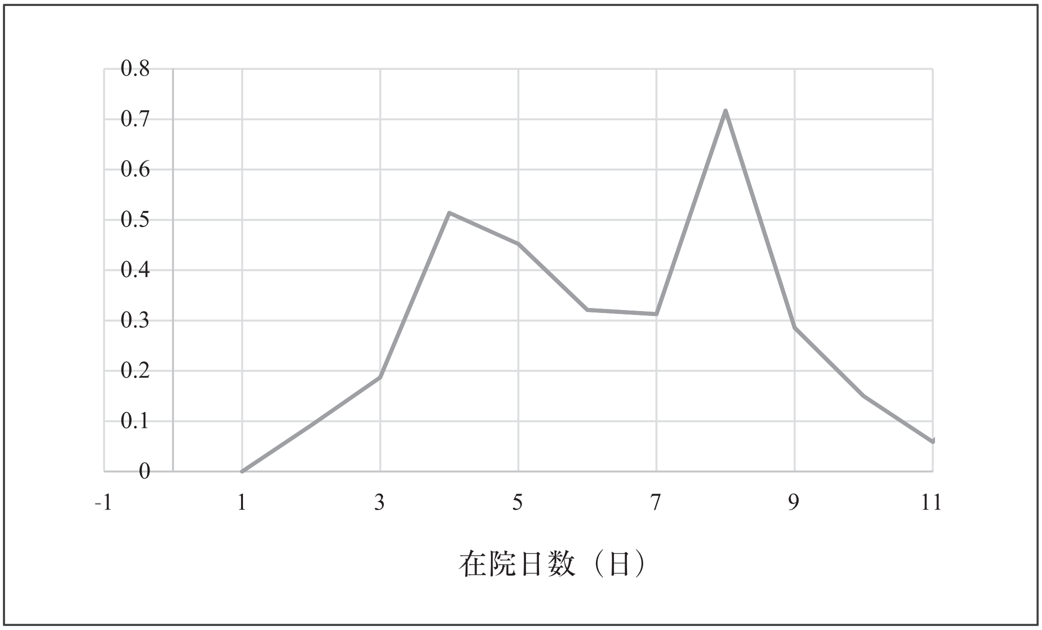
説明変数 x_t としては、次のような変数を用いた。患者の性別に関しては、性別ダミー（女性：1、男性：0）を用いた。患者数は男性が 1,789 名、女性が 2,587 名である。患者の年齢が高くなるほど平均日数が増加する傾向が認められるため、年齢を説明変数として用いた。

患者の平均年齢は 73.6 歳、標準偏差は 10.1 歳である。縄田他[24]は寒冷地における冬期の通院の問題の可能性を指摘している。季節の影響を分析するため、冬期ダミー（12 月：1、その他：0）を用いた。冬期の患者数は 441 名である。この他、患者の状態を表す変数として、併存症数、合併症数、緊急入院ダミー（緊急入院：1、その他：0）、転院ダミー（他病院へ転院：1、その他：0）を用いた。併存症があった患者数は、413 名で、これらの患者の平均の併存症数は 1.82 件である。合併症を起こした患者は 122 名で、平均の合併症数は 1.18 件である。緊急入院した患者は 16 名である。他の病院へ転院した患者数は 2 名である。主傷病名の影響は H250（のう下加齢性白内障等）を基準とするダミー変数を用いた。患者数は H250 が 2,259 名、H251（核硬化症性白内障等）が 200 名、H252（過熟白内障）が 20 名、H258（成熟白内障等）が 50 名、H260（若年性白内障等）が 31 名、H268（のう胞性白内障等）が 5 名、H269（初期白内障等）が 1,811 名である。

病院の違いに関しては、最も患者数の多い hp6 を基準とする病院ごとのダミー変数（病院ダミー）を用いた。本論文の主要な目的の 1 つである、2006 年度の制度改定の影響を分析するために、2006－7 年度ダミー（2006－7 年度：1、その他：0）を用いた。2006 年度の改定では副傷病の有無が包括部分の診療報酬の支払に影響しなくなったので、この効果を分析するため 2006－7 年度ダミーと併存症数とのクロス項を説明変数に加えた。また、図 1 に示す通り、退院率（＝その日の退院者数／当日朝の時点での入院者数；これは通常のハザード率（hazard rate）と同一であるが、ここでは患者が退院することを明確にするため、退院率と呼ぶ）の値が 8 日目に大きく増加しており、この影響を考慮する必要がある。なお、在院日数 8 日は一週間の入院に対応しており、すでに指摘されている通り主治医の勤務状況等病院側の管理体制に依存している可能性[24]が考えられる。したがって、入院 7 日以前ダミー（1：入院 7 以内、0：それ以外）および入院 8 日以降ダミー（1：入院 8 日以降、0：それ以外）を説明変数に加え、定数項は加えないものとする。（なお、このようにすることによって、ダミー変数の特殊性から説明変数の内生性の問題を回避することができる。）したがって、（1）式の $x_t'\beta$ を

$$
\begin{aligned}
x_t'\beta = {} & \beta_1\text{性別ダミー} + \beta_2\text{年齢} + \beta_3\text{冬期ダミー} \\
& + \beta_4\text{併存症数} + \beta_5\text{合併症数} \\
& + \beta_6\text{緊急入院ダミー} + \beta_7\text{転院ダミー} \\
& + \beta_8\text{2006－7 年度ダミー}
\end{aligned}
\tag{16}
$$

図 1　退院率の分布*



＊：退院率=その日の退院者数/当日朝の時点での入院者数

$+\beta_9$（2006－7 年度ダミー）×併存症数

$+\beta_{10}$入院 7 日以前ダミー

$+\beta_{11}$入院 8 日以降ダミー

$+\sum_{\ell}\beta_{\ell}$主傷病名ダミー

$+\sum_{m}\beta_{m}$病院ダミー

とした。λが与えられた場合、βおよびσ^2は、最小二乗法で与えられる。BC MLE および新規推定量は、次の方法[28),29)]によって求めた。

i）　$\lambda_1<\lambda_2<\lambda_3<\ldots<\lambda_n$ を 0.01 から 2.0 まで 0.01 の間隔で選ぶ。

ii）　$\hat{\beta}(\lambda)$ および $\hat{\sigma}(\lambda)^2$ をそれぞれのλについて最小二乗法によって推定する。

iii）BC MLE に関しては（2）式の尤度関数を最大にする $\hat{\lambda}_{BC}$ を、新規推定量に関しては、$G_T(\theta_i)\cdot G_T(\theta_{i+1})<0$、$\theta_i'=(\lambda_i,\ \hat{\beta}(\lambda),\ \hat{\sigma}(\lambda)^2)$ となる $\hat{\lambda}_{BC}$ を求める。

iv）　$\hat{\lambda}_{BC}$ および $\hat{\lambda}_N$ の近傍で 0.0001 の間隔で λ_i を選び、（ii）および（iii）を繰り返す。

v）　最終的な推定値を決定する。

新推定量および BC MLE による推定結果は表 2、表 3 の通りである。$\hat{\lambda}_N=0.4155$, $\hat{\lambda}_{BC}=0.5363$ であるが、$\hat{d}/\sqrt{T}=0.000299$ であり“small σ”の仮定は常識的な有意水準では棄却され、BC MLE を推定に使うのは適当でないことになる。したがって、以下、新推定量の結果を使って分析を行う。$\hat{\lambda}_N$ の値は 1 より（常識的な有意水準では）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。

性別ダミーの係数の推定値は正の値で 5%の水準で有意であり、性別が在院日数に影響していると認められた。年齢の推定値は正の値で 1%の水

表２　新たに提案された推定量による推定結果

変数	Estimate	Standard error	t－value
性別ダミー	0.0092	0.0037	2.4770　＊
年齢	0.000925	0.000215	4.2935　＊＊
冬期ダミー	－0.0074	0.0050	－1.4925
併存症数	0.0060	0.0147	0.4102
合併症数	0.0037	0.0081	0.4519
緊急入院	0.0290	0.0584	0.4975
転院ダミー	－0.0402	0.0337	－1.1917
入院７日以前ダミー	1.7121	0.0169	101.1757　＊＊
入院８日以降ダミー	2.2442	0.0210	106.8052　＊＊
主傷病名ダミー			
H251	－0.01028	0.00875	－1.1739
H252	0.02825	0.03612	0.7821
H258	0.03020	0.01909	1.5820
H260	0.16977	0.03532	4.8059　＊＊
H268	0.09226	0.01689	5.4637　＊＊
H269	－0.00444	0.00676	－0.6570
病院ダミー			
Hp1	0.2010	0.0128	15.7537　＊＊
Hp2	0.2071	0.0120	17.2990　＊＊
Hp3	－0.1034	0.0229	－4.5054　＊＊
Hp4	0.1255	0.0210	5.9804　＊＊
Hp5	－0.1947	0.0040	－48.3065　＊＊
Hp7	－0.1873	0.0078	－24.1314　＊＊
Hp8	－0.3934	0.0174	－22.6163　＊＊
Hp9	0.0851	0.0049	17.5454　＊＊
Hp10	0.0224	0.0117	1.9212
Hp11	－0.1076	0.0190	－5.6576　＊＊
Hp12	－0.0294	0.0092	－3.1915　＊＊
Hp13	0.2783	0.0093	30.0504　＊＊
Hp14	－0.1729	0.0134	－12.9061　＊＊
Hp15	－0.1267	0.0114	－11.1305　＊＊
Hp16	－0.0381	0.0095	－4.0102　＊＊
Hp17	0.1736	0.0109	15.8657　＊＊
Hp18	－0.0992	0.0158	－6.2780　＊＊
Hp19	0.1179	0.0216	5.4666　＊＊
Hp20	0.1654	0.0101	16.3310　＊＊
2006－７年度ダミー	－0.0144	0.0051	－2.8034　＊＊
(2006－７年度ダミー)×併存症数	－0.0079	0.0154	－0.5130
λ	0.4155	0.0007	602.1615
R^2	0.7153		

＊：5%水準で有意。
＊＊：1% 水準で有意。

表 3　BC MLE による推定結果

変数	Estimate	Standard error	t－value
性別ダミー	0.0144	0.0056	2.5446
年齢	0.001407	0.000327	4.3032
冬期ダミー	－0.0115	0.0076	－1.5205
併存症数	0.0094	0.0227	0.4136
合併症数	0.0058	0.0126	0.4631
緊急入院	0.0501	0.0882	0.5681
転院ダミー	－0.0651	0.0540	－1.2055
入院 7 日以前ダミー	2.0026	0.0256	78.1744
入院 8 日以降ダミー	2.8532	0.0322	88.5206
主傷病名ダミー			
H251	－0.01562	0.01352	－1.1559
H252	0.04327	0.05555	0.7789
H258	0.04637	0.02965	1.5639
H260	0.26498	0.05405	4.9025
H268	0.13846	0.02593	5.3395
H269	－0.00688	0.01047	－0.6571
病院ダミー			
Hp1	0.3140	0.0198	15.8268
Hp2	0.3226	0.0188	17.1949
Hp3	－0.1524	0.0354	－4.3102
Hp4	0.1971	0.0327	6.0262
Hp5	－0.2919	0.0061	－47.7687
Hp7	－0.2805	0.0119	－23.5154
Hp8	－0.5763	0.0259	－22.2692
Hp9	0.1314	0.0075	17.5098
Hp10	0.0349	0.0177	1.9695
Hp11	－0.1582	0.0287	－5.5057
Hp12	－0.0426	0.0140	－3.0325
Hp13	0.4362	0.0145	30.1036
Hp14	－0.2571	0.0201	－12.7921
Hp15	－0.1884	0.0172	－10.9659
Hp16	－0.0539	0.0142	－3.8108
Hp17	0.2712	0.0171	15.8258
Hp18	－0.1474	0.0241	－6.1149
Hp19	0.1877	0.0324	5.7953
Hp20	0.2566	0.0158	16.2759
2006－7 年度ダミー	－0.0234	0.0078	－2.9946
(2006－7 年度ダミー)×併存症数	－0.0126	0.0238	－0.5294
λ	0.5363	0.0007	737.1303
R^2	0.7211		
Log L	－4294.97		

準で有意であり、高齢になるほど在院日数が長くなることが認められた。併存症数,合併症数は正の値であったが、5%の水準で有意ではなく、本研究では、これらの在院日数への影響は認められなかった。冬期ダミー、緊急入院ダミー、転院ダミーは5%の水準で有意でなく、これらが在院日数に影響しているとは認められなかった。また、主傷病名に関しては、H260、H268が正の値で、1%の水準で有意であり、これらに関しては在院日数の影響が認められた。一方、他の主傷病名は5%の水準で有意でなく、これらが在院日数に影響を与えているとは認められなかった。病院ダミーの推定値は、最大は0.2071（hp2）、最小は−0.3934（hp8）であった。これらの値の差は、他の変数の推定値に比較して非常に大きく、患者の属性等の違いを考慮しても、在院日数には病院ごとに非常に大きな差があることが認められた。入院7日以前ダミー、入院8日以降ダミーの推定値は大きく異なり、入院期間が一週間（在院日数8日間）で退院率が大きく増加する事実を考慮した分析の重要性が示唆された。

2006−7年度ダミーの推定値は負の値でそれぞれ、1%の水準であり、制度の見直しが在院日数の短縮につながったことが認められた。(2006−7年度ダミー)×併存症数は予想通り負の値であったが、5%の水準では有意ではなかった。副傷病の有無による診療報酬の差の撤廃の影響に関しては、さらなる分析が必要であると考えられる。

5．考察

モデルの推定結果から、 70歳、男性、緊急入院でない通常の入院、他の病院へ転院しない、合併症なし、主傷病名がH250の患者について、副傷病の有無（有の場合は併存症数1）ごとに各病院の平均在院日数の短縮日数および包括部分の支払点数の減少分を求めたものが表4である。副傷病なしの場合、平均在院日数は各病院で0.06〜0.15日、全病院の平均では0.08日減少している。また、支払点数は、838〜1,843点、全病院の平均で1,366点減少している。副傷病ありの場合、平均在院日数は各病院で0.09〜0.23日、全病院の平均で0.13日減少している。支払点数は各病院で1,199〜2,957点、全病院の平均で2,051点減少している。

併存症ありの患者数は413名で全体の1割程度であるので、副傷病の有無の両者を考慮した全病院の平均では1,435点程度の診療報酬支払の減少となったと推定される。本論文で用いたデータにおける白内障手術の平均診療報酬額は23,500点程度であるので、6.1%程度の削減に繋がったと考えられる。また、仮に同程度の金額が（年間80万件程度と推定される[30]）すべての白内障手術で削減されたとすると、年間115億円の削減がなされることになる。将来への影響を含めると、2006年度の見直しの影響はかなり大きいと考えられる。一方、診療報酬の支払額の減少は病院の収入の減少[31]を意味する。表4の試算からは、収入の減少幅は病院ごとにかなり異なる。大きく影響を受けた病院が存在する一方、影響が比較的小さい病院も存在する。もし、新規の入院患者がいないとすると、特定の病院においては、病院経営上大きな問題を生じる可能性がある。今後の見直しにおいては、病院経営といった問題を考慮する必要性が示唆される。

6．まとめ

本論文では、（BCモデルの変換パラメータ0の場合を除く）べき乗変換モデルの新たな推定量およびBC MLEを使ってもよいかどうかの検定方法を提案した。次いで、提案された推定方法を

表 4　副傷病の有無ごとの各病院の在院日数・包括部分の支払点数の減少分の試算*

病院	副傷病なし		副傷病あり	
	減少した在院日数（日）	減少した支払点数	減少した在院日数（日）	減少した支払点数
1	0.11	1,705	0.17	2,634
2	0.11	1,716	0.17	2,658
3	0.07	1,180	0.11	1,739
4	0.09	1,568	0.14	2,367
5	0.07	1,087	0.11	1,572
6	0.07	1,093	0.11	1,584
7	0.06	838	0.09	1,199
8	0.09	1,493	0.13	2,238
9	0.08	1,377	0.13	2,053
10	0.07	1,175	0.11	1,731
11	0.08	1,287	0.12	1,912
12	0.15	1,843	0.23	2,957
13	0.07	1,106	0.11	1,608
14	0.07	1,153	0.11	1,692
15	0.08	1,273	0.12	1,890
16	0.10	1,656	0.15	2,532
17	0.07	1,185	0.11	1,748
18	0.09	1,554	0.14	2,342
19	0.10	1,641	0.15	2,502
20	0.08	1,389	0.13	2,072
平均	0.08	1,366	0.13	2,051

＊：70 歳、男性、緊急入院でない通常の入院、他の病院へ転院しない、合併症なし、主傷病名が H250 の患者を対象。

用いて、2006 年度の診療報酬改定に伴う DPC/PDPS 見直しの白内障手術（DPC カテゴリーコード 020110）における在院日数への影響の分析を行った。

分析は片眼に白内障手術＋眼内レンズ挿入術を行い、手術・措置 2 等がなかった患者（2006 年度見直し以降の DPC コードは 020110xx97x0x0）を対象とした。2006 年 4 月の DPC 見直し前後の両方の期間において手術の報告があった 20 病院に入院した 4,374 名の患者を分析対象とし、在院日数に影響する要因の分析を新たに提案されたモデルを使って行った。この結果、患者の属性に関しては性別、年齢が在院日数に影響することが認められた。主傷病名に関しては、H260、H268 の影響が認められた。病院ごとの平均在院日数は、患者の属性等の違いを考慮しても、大きく異なった。また、退院率が（入院期間が一週間の入院に対応する）在院日数 8 日間で大きく増加することも認められ、入退院などが主治医の勤務状況等病院側の管理体制に依存している可能性が考えられる。したがって、在院日数の長い病院においては、病院独自の取り組みとして、クリニカルパスの導入、入院スケジュールの適正な管理、適切な医療技術の採用、医師の配置などを通した診療体制の見直しによる在院日数の短縮を計る必要があるであろう。

2006－7 年度ダミーの推定値は負の値で有意であり、制度の見直しが在院日数の短縮につながったことが認められた。（2006－7 年度ダミー）×併存症数の推定値は予想通り負の値であったが、有意ではなく、副傷病の有無による診療報酬の差の撤廃の影響についてはさらなる分析が必要であると考えられる。なお、より良い診療報酬支払制度等の設計を行うには病院経営、代替病院の有無、さらに、各地域における適切な通院手段の確保といった観点からの分析も必要であるが、これらに関しての研究は今後の課題である。

付章 A：$\partial \log L / \partial \lambda$ の近似について

ここで、

$$\left.\frac{\partial \log L}{\partial \lambda}\right|_{\theta_0} = -\frac{1}{\sigma_0^2} \sum_t \log(y_t) z_t^* u_t + \sum_t \log y_t + n/\lambda, \quad z_t^* = y_t^{\lambda_0} \tag{17}$$

であるから、$|\sigma_0 / x_t' \beta_0|$ が小さい場合、

$$\log y_t = \frac{1}{\lambda_0} \log(x_t' \beta_0 + u_t) = \frac{1}{\lambda_0}\left\{\log(x_t' \beta_0) + \log\left(1 + \frac{u_t}{x_t' \beta_0}\right)\right\} \approx \frac{1}{\lambda_0}\left\{\log(x_t' \beta_0) + \frac{u_t}{x_t' \beta_0}\right\} \tag{18}$$

である。したがって、$\partial \log L / \partial \lambda$ を θ_0 で評価したものは、

$$\left.\frac{\partial \log L}{\partial \lambda}\right|_{\theta_0} \approx -\frac{1}{\sigma_0^2 \lambda_0} \sum_t \left[x_t' \beta_0 \log(x_t' \beta_0) u_t + \{1 + \log(x_t' \beta_0)\} u_t^2 + \frac{u_t^3}{x_t' \beta_0}\right] + \frac{1}{\lambda_0} \sum_t \left\{\log(x_t' \beta_0) + \frac{u_t}{x_t' \beta_0}\right\} n/\lambda_0 = \frac{1}{\lambda_0} G_T(\theta_0). \tag{19}$$

で近似される。

謝辞

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（B)、「大規模医療データの計量分析および政策評価に関する研究」、課題番号：24330067）の交付を受けて行ったものである。データの使用に関しては、東京大学工学系研究科倫理審査委員会（承認番号 KE12-7）および東京医科歯科大学倫理審査委員会（承認番号 第 839 号）の承認を受けている。本論文に対しては、本誌査読者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。

参考文献

1）厚生労働省．厚生労働白書（平成 19 年版）．2007.

2）OECD. Health Data 2007: A Comparative Analysis of 30 Countries. Paris: OECD Publications, 2007.

3）DPC 分科会．平成 22 年度 11 月 24 日 DPC 分科会検討概要．中央社会保険医療協議会．http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000000ysr0-att/2r9852000000ysuo.pdf

4）DPC 評価分科会．平成 16 年度 DPC 導入の影響評価に関する調査及び評価について．中央社会保険医療協議会．2005. http://www.mhlw.go.jp/shingi/2005/04/dl/ s0427-7a.pdf

5）DPC 評価分科会．平成 17 年度 DPC 導入の影響評価に関する調査及び評価について．中央社会保険医療協議会．2006. http://www.mhlw.go.jp/shingi/2006/05/dl/s0524-4a.pdf

6）Yasunaga, H. et al. Impact of the Japanese Diagnosis Procedure Combination-based System on the Cardiovascular Medicine-related Costs. International Heart Journal 2005; 46: 855-866.

7）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.

8）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.

9）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.

10）池田俊也，小林美亜．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.
11）岡本双美子他. 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.
12）清水栄一他. 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.
13）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.
14）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.
15）Box, G. E. P., and D. R. Cox. An Analysis of Transformation. Journal of the Royal Statistical Society B 1964; 26: 211-252.
16）Sakia, R. M. The Box-Cox Transformation Technique: A Review. The Statistician 1992; 41, 169-178.
17）Poirier, D. J. The Use of the Box-Cox Transformation in Limited Dependent Variable Models. Journal of the American Statistical Association 1978; 73: 284-287.
18）Amemiya, T ., and J. L. Powell. A Comparison of the Box-Cox Maximum Likelihood Estimator and the Non-Linear Two Stage Least Squares Estimator. Journal of Econometrics 1981; 17: 351-381.
19）Powell, J. L. Rescaled Method-of-Moments Estimation for the Box. Cox Regression Model. Economics Letters 1996; 51: 259.265.
20）Yeo, I.K., and R.A. Johnson. A New Family of Power Transformation to Improve Normality or Symmetry. Biometrika 2000; 87: 954.959.
21）Yang, Z. A Modified Family of Power Transformations. Economics Letters 2006. 92; 14.19.
22）Showalter, M. H. A Monte Carlo Investigation of the Box-Cox Model and a Nonlinear Least Squares Alternative. Review of Economics and Statistics 1994; 76: 560-570.
23）縄田和満, 川渕孝一. 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―. 2010, 医療経済研究 2010; 21: 291-303.
24）縄田和満他.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.
25）縄田和満他. 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.
26）Amemiya, T. Advanced Econometrics. Cambridge, MA：Harvard University Press. 1985: 111-113.
27）Bickel, P. J. and K. A. Doksum. An Analysis of Transformations Revisited. Journal of the American Statistical Association 1981; 76, 296-311.
28）Nawata, K. Estimation of Sample Selection Bias Models by the Maximum Likelihood Estimator and Heckman's Two-Step Estimator. Economic Letters 1994; 45: 33-40.
29）Nawata, K., and N. Nagase. Estimation of Sample Selection Biases Models. Econometric Reviews 1996; 15: 387-400.
30）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.
31）八巻心太郎他.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教授
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@tmi.t.u-tokyo,ac,jp

Evaluation of the Effects of the 2006 DPC Revision on the Length of Hospital Stay for Cataract Surgeries by the Power Transformation Model

Kazumitsu Nawata, Ph. D.[＊1], Koichi Kawabuchi, M.B.A.[＊2]

Abstract

We evaluate the effects of the 2006 DPC revision on the length of hospital stay for cataract surgeries (DPC category code: 020110) by the power transformation model (the Box-Cox transformation model [BC model] excluding the case in which the transformation parameter is zero). The BC model is widely used in various fields. The model is estimated by the maximum likelihood estimator (BC MLE) under the normality assumption of error terms. However, since the error terms cannot be normally distributed except the case where the transformation parameter is zero, it is not a proper estimator. In this paper, we first propose a new estimator and a test of the BC MLE for the power transformation model. We then analyze the length of hospital stay for cataract surgeries by the proposed methods. In the analysis, we utilize data of the patients who underwent cataract operations and insertion of a prosthetic lens on one eye only without secondary operations and treatments (DPC code is 020110xx97x0x0 after the 2006 revision). Data of 4,374 patients collected from 20 general hospitals before and after the 2006 DPC revision are used. The factors which may affect the length of hospital stay are analyzed by the proposed model. The variables found to affect the length of hospital stay are the gender, age and principal diseases H260 and H268. Even after eliminating the influence of patient characteristics, we find large differences among hospitals in average lengths of hospital stay. The estimate of the 2006-7 dummy is negative and significant at the 1% level. This means that the revision reduced the length of hospital stay.

[**Keywords**] DPC, inclusive payment system, cataract, eye surgery, length of hospital stay, 2006 revision, Box-Cox transformation model, power transformation model

＊1　Professor, Graduate School of Engineering, University of Tokyo
＊2　Professor, Health Care Economics, Graduate School of Medical and Dental Sciences, Tokyo Medical and Dental University

論　文

短期被保険者証・被保険者資格証明書交付による受診確率への影響
―国民健康保険レセプトデータに基づく実証分析―

大津　唯[*1]　山田　篤裕[*2]　泉田　信行[*3]

抄　録

国民健康保険料（税）の滞納が続く被保険者に対し、通常の保険証に代え、有効期間１年未満の「短期被保険者証」（以下、短期証）が、また１年以上も特別な事情なく保険料滞納を続ける被保険者に対しては、「被保険者資格証明書」（以下、資格証）が交付されている。短期証は医療機関受診の際、通常の保険証と同じように利用できるが、自治体の窓口に留め置かれて本人の手元に届いていない場合がある。また、資格証の交付を受けると通常の保険給付が差し止められ、少なくともいったん医療費全額を自己負担しなければならない。そのため、短期証・資格証交付が受診抑制を招いていると懸念されてきたが、これまで個票データに基づく、所得水準や年齢によって異なる疾病確率の影響を統御した定量的研究は十分行われてこなかった。

本稿では、短期証・資格証交付による医療アクセスへの影響を定量的に評価するための第一歩として、Ｘ市の個票データに基づき、所得水準、年齢などの影響を考慮した上で、短期証・資格証保持者の受診確率を分析した。本稿の知見は主に４つ挙げられる。

第一に、年齢や世帯所得などを統御した受診確率は、短期証保持者で 23－28％ポイント、資格証保持者で 52－53％ポイント低下している。第二に、短期証・資格証交付の前段階である保険料滞納段階で既に受診確率は低くなっており、その点を考慮すると、短期証保持者の場合には受診確率の低下は認められず、資格証保持者の場合の低下幅も、より小さくなり 27－28％ポイントであった。第三に、前年に高額な医療給付を受けている短期証保持者には資格証は交付されておらず、重篤な疾患を有している場合に行政上配慮されていることがデータからも確認された。第四に短期証交付に至った場合、前年所得が 1％低いと、資格証交付確率は 0.6－0.7％ポイント上昇する。つまり低所得にあることで、資格証交付につながっていることが明らかになった。

以上の知見から若干の政策含意を述べれば、受診確率の低下は短期証・資格証交付以前の段階、すなわち保険料滞納段階で起こっている。さらに、短期証交付に至った場合、所得が低いほど資格証が交付される確率は高くなる。したがって、流動性制約が保険料滞納を引き起こしているなら、短期証・資格証交付以前に、低所得層に対する国民健康保険料の設定について一層の政策的配慮が求められる。

キーワード：医療アクセス、国民健康保険、保険料滞納、短期被保険者証、被保険者資格証明書、流動性制約、低所得者

＊1　慶應義塾大学経済学部奨励研究員：
yuiohtsu@gs.econ.keio.ac.jp
＊2　慶應義塾大学経済学部教授
＊3　国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第１室長

1．はじめに

近年、国民健康保険料（税）（以下、保険料）の収納率向上が政策課題となっている。こうした中、保険料滞納が続く被保険者に対し、通常の保

険証に代え、有効期間１年未満の「短期被保険者証」（以下、短期証）が、また１年以上も特別な事情[注1]なく保険料滞納を続ける被保険者に対しては、「被保険者資格証明書」（以下、資格証）が交付されている。しかしながら、この短期証と資格証の交付は、被交付者が医療機関への受診を控えてしまう、いわゆる受診抑制を招いているのではないかと懸念されてきた。

短期証の場合、医療機関の窓口で支払う医療費の自己負担は通常の保険証と変わらないが、有効期間が３ヵ月間、６ヵ月間など、通常の１年間より短くなっている。さらに滞納が続いて資格証の交付を受けると、医療機関で受診をする際に窓口でいったん医療費全額を支払わなければならない。後日、申請に基づいて保険者負担分（通常７割）は払い戻されるが、払い戻し額は保険料の滞納分と相殺されることが多く[注2]、滞納が１年６ヵ月以上続けば、その払い戻しも制限される。

このように資格証は、少なくともいったん医療費全額を自己負担させるため、被交付者を事実上の無保険状態に陥らせ、受診抑制を招いているのではないかと懸念されてきた。短期証の場合も、単に有効期間が短いだけでなく、滞納者との接触を増やし保険料納入を促す狙いから、窓口交付が原則となっている。そのため、被交付者が短期証の更新に来ず、短期証が自治体の窓口に留め置かれている場合があり、被交付者が事実上の無保険状態となって受診抑制が生じているのではないかと指摘されてきた[注3]。

とはいえ、短期証や資格証の交付を受けるということは、それ以前に保険料滞納を続けているということである。保険料滞納の要因については主に２つの可能性、すなわち第一に低所得により保険料が支払えない可能性（流動性制約）、第二に健康水準が高いために保険料を支払わない可能性（逆選択）が考えられる。保険料滞納が低所得（流動性制約）に起因するなら、短期証・資格証の交付に至る以前の保険料滞納段階（以下、短期証・資格証交付に至る前の保険料滞納状態を「保険料滞納段階」と称する）において、医療費の自己負担が大きな経済的負担となり、受診抑制がすでに生じていた可能性がある。その場合、短期証・資格証の被交付者の受診確率が低かったとしても、短期証や資格証の交付自体の影響ではなく、あくまで流動性制約にその原因が求められるかもしれない。また、もし保険料滞納が一種の逆選択としての疾病確率の低さに起因するなら、短期証・資格証の被交付者の受診確率が低かったとしても、それはもともとの疾病確率の低さを反映しているに過ぎない可能性もある。

したがって、所得水準や年齢で異なる疾病確率の影響を取り除かなければ、医療機関受診に対する短期証・資格証交付の純粋な影響を評価することはできない。しかし、これまでそのような定量的研究は十分行われてこなかった。そこで本稿では、所得水準、年齢などの影響を統御した上で短期証・資格証交付による影響を定量的に評価することを目的とし、ある自治体（以下、X市）[注4]の個票データを用いて分析した。

本稿の構成は以下の通りである。まず次節で国民健康保険の短期証・資格証交付の動向を紹介し、第３節で先行研究を概観する。続く第４、５節で個票データに基づく実証分析の枠組みとその結果を示す。第６節で若干の議論を行い、第７節で本稿の知見をまとめる。

結論を先取りすれば、本稿の知見として主に４つが挙げられる。第一に、年齢や世帯所得などを統御した受診確率は、短期証保持者で23－28%ポイント、資格証保持者で52－53%ポイント低下している。第二に、短期証・資格証交付の前段階である保険料滞納段階で既に受診確率は低くなっており、その点を考慮すると、短期証保持者の場

合には受診確率の低下は認められず、資格証保持者の受診確率の低下幅も、より小さくなり 27－28 %ポイントであった。第三に、前年に高額な医療給付を受けている短期証保持者には資格証は交付されておらず、重篤な疾患を有している場合に行政上配慮されていることが確認された。第四に、短期証交付に至った場合、前年所得が 1%低いと、資格証交付確率は 0.6－0.7%上昇する。つまり、低所得であることが、資格証交付につながっていることも明らかにされた。

2．短期証・資格証をめぐる動向

国民健康保険料の収納率は長期的に低下傾向にあり、近年 9 割前後で推移している（図 1）。2007 年から 2008 年にかけ、収納率は 2%ポイント以上低下しているが、これは後期高齢者医療制度の発足により、収納率の高い 75 歳以上の高齢者が国民健康保険から離脱した影響とみられる[注5]。収納率の低い市町村では、滞納分を埋め合わせるための法定外一般会計繰入金により、市町

図 1　国民健康保険の保険料(税)収納率の推移（全国、1961～2010 年度）

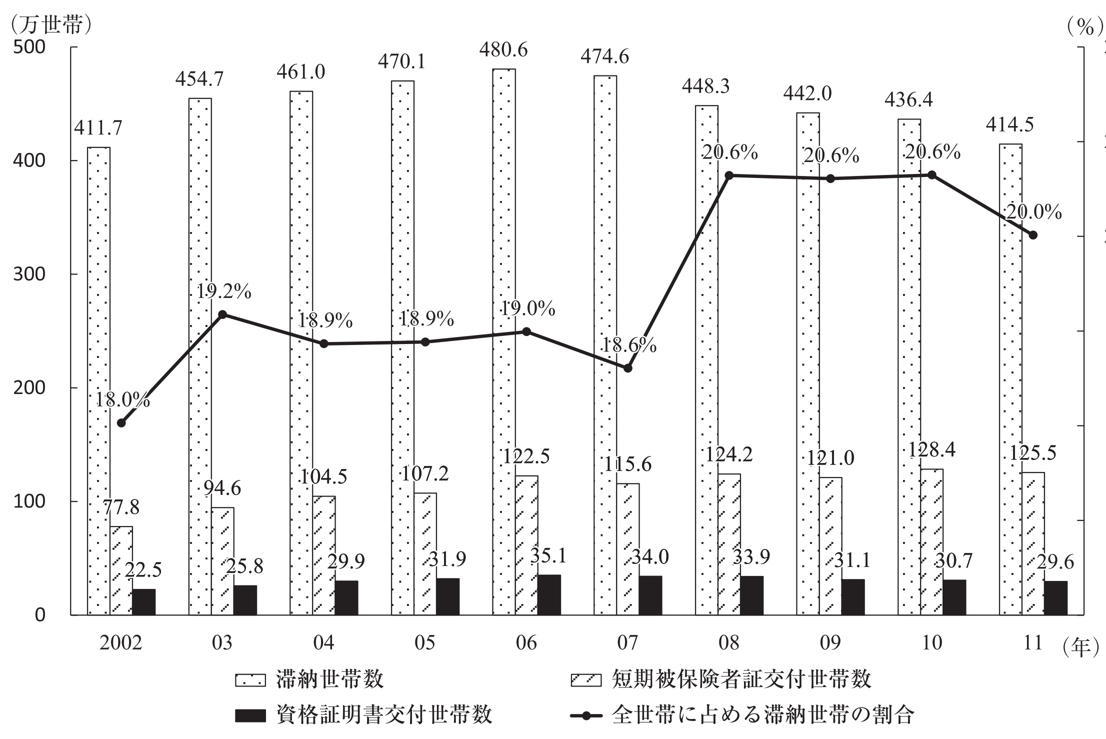
注 1：収納率は、居所不明者分調定額を控除した調定額を用いて算出している。（小数点第 2 位未満四捨五入）
注 2：2000 年度以降の調定額等は介護納付金、2008 年度以降は後期高齢者支援金を含んでいる。
注 3：2010 度の収納率は速報値である。
注 4：単年度収支は一般会計繰入金（赤字補填を目的とするもの）を除いた場合の精算後単年度収支差引額である。
注 5：2010 年度の単年度収支は見込額である。
出所：厚生労働省『国民健康保険事業年報』各年度版、同「平成 22 年度国民健康保険（市町村）の財政状況について」（2012 年 2 月 3 日報道発表資料）より筆者ら作成。

村財政にも影響を及ぼしている可能性がある。

こうした中、保険料滞納が続く被保険者に対し、通常の保険証に代えて短期証・資格証を交付することが、2000年度より自治体に義務付けられている。しかしながら、短期証は自治体の窓口に留め置かれた場合に、また資格証は交付されると少なくともいったん医療費全額が自己負担となることから、被交付者は事実上の無保険状態となってしまう。したがって、低所得ゆえに保険料を滞納している場合、医療費の自己負担が高額となって受診抑制を生じさせることが懸念されてきた。特に2008年には、資格証交付世帯の子どもたちが病院に行けずにいる、いわゆる「無保険の子」の実態が大きく報道[注6]で取り上げられた。これを受け、2009年4月には資格証交付世帯に属する中学生以下の子どもに、2010年7月には高校生にも、有効期間6ヵ月以上の短期証を発行することが自治体に義務付けられ、高校生以下の子ども[注7]については資格証交付が行われないこととなった[注8]。

図2は短期証・資格証の交付世帯数の年次推移を示している。短期証交付世帯は2002年の78万世帯から2006年には122万世帯まで増加

図2　短期証・資格証交付世帯等の推移（全国、2002～2011年）



注1：各年6月1日現在。ただし、2007年以前の全世帯数は各年3月31日現在。
注2：2007年以降の滞納世帯数は6月1日現在で国民健康保険の資格を有する世帯とすることを明確化したところであり、2006年までとの比較には注意を要する。
注3：2011年は福島県の一部の町（広野町、楢葉町、富岡町、大熊町、双葉町、浪江町及び新地町）については含まれていない。
注4：2011年は速報値。
資料：厚生労働省「平成19年度国民健康保険（市町村）の財政状況等について」（2009年1月16日報道発表資料）、同「平成20年度国民健康保険（市町村）の財政状況等について」（2010年2月22日報道発表資料）、同「平成21年度国民健康保険（市町村）の財政状況等について」（2011年2月4日報道発表資料）、同「平成22年度国民健康保険（市町村）の財政状況について」（2012年2月3日報道発表資料）、四方・田中・大津（2012）より筆者ら作成。

し、その後ほぼ横ばいとなっている。また資格証交付世帯は2002年以降の23万世帯から増加し、2006年には35万世帯に達した。その後やや減少傾向にあるとはいえ、2011年でも資格証交付世帯は30万世帯となっている。

3．先行研究

医療費の自己負担率の変化が医療機関への受診行動に与える影響については、欧米諸国における研究が先行してきたが、日本においても、近年アンケート調査やレセプトデータなどのマイクロデータを用いた研究蓄積が進みつつある[注9]。

アンケート調査を用いた分析としては、次の研究が挙げられる。Bhattacharya et al.（1996）[1]は『患者調査』（厚労省、1990年）を利用し、外来医療サービス需要の価格弾力性を−0.54〜−0.12と推定した。井伊・大日（1999）[2]およびIi and Ohkusa（2002）[3]は『国民生活基礎調査』（1986、89、92、95年）の個票データを用い、軽医療の医療サービス需要の価格弾力性を推定して−0.144〜−0.149という値を得た。その他、独自のアンケート調査を用いた仮想質問法により価格弾力性を推定したものとして、鈴木・大日（2000）[4]、井伊・大日（2002）[5]、大日編（2003）[6]がある。

レセプトデータを利用したこれまでの研究の多くは、制度改正を自然実験と見なして価格弾力性の測定を行ってきた。吉田・伊藤（2000）[7]、Yoshida and Takagi（2002）[8]、鈴木（2004）[9]、鴇田ほか（2004）[10]、泉田（2004a）[11]、泉田（2004b）[12]は、1997年9月に健康保険組合の被保険者本人の自己負担率が1割から2割に引き上げられたことに着目し、特定の健康保険組合のレセプトデータを用いて分析している[注10、11]。吉田・伊藤（2000）は、制度改正による外来医療サービス需要（年間レセプト件数、受診日数）の抑制効果を分析し、本人よりも家族、特に高齢者に強く現れているとの結論を得ている。Yoshida and Takagi（2002）は、外来医療サービスについて分析し、制度改正は主に家族の需要に影響し、価格弾力性は改正前に−0.18〜0.26、改正後に0.08〜−0.11であった。鈴木（2004）は、111の健康保険組合のレセプトデータ（1996年4月〜99年11月）を分析し、外来医療サービス需要の価格弾力性を−0.08〜−0.075であることを報告している（入院については有意な影響が観察されず）。鴇田ほか（2004）は、制度改正が被保険者本人の外来医療費を減少させていること（家族への有意な影響は観察されていない）、疾病別では急性より慢性の疾患に相対的に影響することなどの結論を得ている。また、泉田（2004a）は97年9月の自己負担引上げは入院日数・総日数（入院日数と外来日数の和）を有意に増大する効果があったとの結論を得ている[注12]。さらに、泉田（2004b）は、自己負担引上げが新規の受診確率を引き下げる影響を与える一方、受診形態の選択（外来・外来経由の入院・直接入院）には有意な効果を与えていないことを明らかにしている。

以上のように、医療費の自己負担率の変化が患者の受診行動に与える影響については、数多くの分析が行われており、自己負担率が引き上げられると、少なくとも外来については受診確率や医療費などの医療需要が減少することが観察されている（ただし、弾力性は比較的小さな値であり、また入院については必ずしもそのような結果は得られていない）。

したがって、短期証や資格証の被交付者が事実上の無保険状態に陥った場合、医療機関への受診を控えることは十分考えられる。とはいえ、短期証・資格証の交付は保険料滞納が続いた結果であり、滞納が低所得に起因するなら（流動性制約）、

医療費の自己負担がすでに滞納段階で大きな経済的負担となり、受診抑制は短期証・資格証交付の結果ではなく、短期証・資格証交付以前の滞納段階で発生していた可能性がある。あるいは、健康水準が高いために保険料を支払わないなら（逆選択)、短期証・資格証交付と受診確率の低さは見かけ上相関する可能性も考えられ、短期証や資格証の交付自体が受診抑制を引き起こす効果を持つか否かは、必ずしも自明であるとはいえない[注13]。

しかしながら、短期証や資格証交付が受診抑制に与えた影響に関する評価は、一部の集計的な調査やケース・スタディに限られている[注14]。そこで、本稿では、個票データを用い、所得水準や年齢により異なる疾病確率の影響などを統御した上、短期証・資格証交付が医療機関への受診行動に及ぼす影響を明らかにする。

4．データと分析の枠組み

（1）データ

本稿で使用するデータはX市の国民健康保険レセプトデータおよび加入者に関するデータである。提供元の自治体とデータ利用に関する覚書を締結し、連結不可能匿名化したデータの提供を受けた。レセプトは被保険者一人につき、毎月・医療機関ごとに発生する。本稿ではこれを個人毎のデータに変換した上、短期証・資格証交付状況を含む被保険者の属性を突合し、月次パネルデータ（2008年10月〜2011年3月）を構築した。さらに、前年の年間所得と、2012年7月時点での2008〜2010年度分の保険料納付状況に関する情報を突合させた。その際、レセプトは医療機関の入院・外来のレセプト（歯科を除く）に限定している。また、2010年7月以降資格証交付の対象外となった高校生以下の子どもおよび後期高齢者医療制度対象の75歳以上の高齢者は分析対象から除いている[注15]。

（2）推計モデルおよび使用変数

推計は受診の有無を被説明変数とする変量効果プロビット・モデルを用いた。受診の有無は、月内に医療機関で受診した場合に1を、全く受診しなかった場合に0をとる二値変数である。

説明変数で最も重要なのは、短期証（交付）ダミー、資格証（交付）ダミーである。短期証ダミーは当該月に短期証を交付された場合に1、そうでない場合に0と置く二値変数である。同様に資格証ダミーも当該月に資格証を交付された場合に1、そうでない場合に0と置く二値変数である。なお、同一月内に資格証から短期証に切り替わった場合、便宜上、短期証ダミーは1、資格証ダミーは0とする。また、短期証・資格証交付以前の保険料滞納段階で受診抑制が生じている可能性を考慮するために、滞納ダミーを説明変数に用いる。滞納ダミーは2012年7月において2008〜2010年度分の保険料を完納していない場合に「1」を、そうでない場合に「0」をとる二値変数である。ただし、短期証・資格証の交付を受けている月は「0」をとるものとする[注16]。さらに、加齢に伴う平均的な疾病確率の変化に関する代理変数として、年齢および年齢の二乗項を説明変数に加える。年齢という潜在的な疾病確率を示す代理変数を代入しても、短期証・資格証交付ダミーの係数が有意に負で計測されれば、受診抑制が発生していると解釈できる。加えて、前年の世帯所得を説明変数として用いる。それにより、低所得により受診抑制が生じている可能性を統御する。なお世帯所得は、世帯規模を調整するため世帯人員数の0.5乗で割って算出した等価所得（自然対数）を用いている[注17]。これ以外に、地域により異なる病院へのアクセス・コストを考慮し、居住地域を示す9つの地区ダミー変数と月次ダミー変数を説明変数に用いる。

5．分析結果

（1）基礎集計

詳細な分析に入る前にX市の近年の短期証・資格証交付状況を概観しよう。表1は、X市における短期証・資格証交付状況を年齢階級別に示している。まず被保険者に占める短期証、資格証の割合はそれぞれ4－5%、1%となっているが[注18]、この割合は年齢階級により大きく異なる。短期証の割合は19～29歳で7－8%、30～39歳で8－11%、40～49歳で9－10%など、相対的に若い年齢で高くなっている一方、65～69歳では2－3%、70～74歳では1%と、前期高齢者の短期証の割合は低くなっている。同様に、資格証の割合は19－29歳で1－2%、30～39歳で1%、40～49歳で1－2%、50～59歳で1－2%と、現役世代で高くなっている一方、65～74歳では、ほぼ0%に近い。このように、短期証や資格証の割合は、相対的に健康と考えられる若い年齢層で高い。また、2012年7月時点で2008～2010年度分の保険料を完納している被保険者の割合は、19～29歳で74－77%、30～39歳で74－79%、40～49歳で79－81%と、ほぼ70%台後半に留まるのに対し、健康が悪化していると考えられる65～74歳では94－98%と高くなっている。

表2は、X市における短期証・資格証交付状況別に2008～2010年の各10月時点の医療機関（歯科を除く）への受診確率を示している。なお、ここでも集計に当たっては高校生以下の子どもと75歳以上の高齢者を除いている。

通常の保険証の場合の受診確率は53%である。同じく通常の保険証でかつ保険料完納の場合は54－55%であるが、通常の保険証でかつ滞納のある場合には28－32%と、受診確率はほぼ半分であり、同じ通常の保険証でも受診確率は大きく異なる。また、短期証の被交付者の受診確率は、25－29%と通常の保険証でかつ滞納のある場合と同程度となっている。しかし、資格証の場合は、3か年中、受診確率が最も高い2010年10月で2%であり、通常の保険証でかつ保険料完納の場合と比較すると受診確率は27分の1、短期証あるいは通常の保険証でかつ滞納のある場合と比較しても受診確率は10分の1と低くなっている。

また、通常の保険証の場合に比べ、短期証や資格証の場合の平均世帯所得は低くなっている。表3は通常の保険証、短期証、資格証、それぞれの場合の平均年間等価所得を示している。通常の保険証で保険料完納の場合、平均年間等価所得は100万円ほどであるが、短期証では80万円、資格証の場合には30－50万円となっている。

以上のように、短期証・資格証の被交付者は、通常の保険証である場合に比べ、たしかに受診確率が低く、所得水準も低い傾向にある。しかし、先に見たように短期証・資格証の交付を受けている比率は、比較的健康と考えられる若年層で高くなっている。したがって、前述したように短期証・資格証の受診確率は低いが、それが短期証・資格証の交付自体による直接的な影響によるものか、あるいは両者の年齢分布や所得の相違によるものか識別できない。次項では、こうした年齢や所得水準の影響も制御した上で、短期証・資格証交付による受診確率への影響を計測する。

（2）推計結果

受診確率の推計結果は表4として示している。分析対象を世帯主のみに限定した分析も行っている。なお推計データの記述統計量は附表1として示している。

表4をみると、全被保険者についての分析では、通常の保険証の場合に比べて、短期証の場合に23%ポイント、資格証の場合に52%ポイント、有意に受診確率が低い。対象サンプルを世帯主に

表1　X市における年齢階級別の短期証・資格証の交付状況（%、2008－10年、各年10月）

【2008年10月】

	通常の保険証			短期証	資格証	計
	小計	保険料完納	保険料滞納			
19～29歳	90.8	76.7	14.1	8.1	1.1	100.0
30～39歳	91.0	79.2	11.9	7.6	1.4	100.0
40～49歳	89.2	80.0	9.2	9.2	1.6	100.0
50～59歳	91.7	83.6	8.1	6.3	2.0	100.0
60～64歳	95.6	90.3	5.3	3.4	1.0	100.0
65～69歳	97.9	95.8	2.1	1.9	0.3	100.0
70～74歳	98.8	97.4	1.3	1.2	0.1	100.0
計	94.8	89.0	5.8	4.3	0.9	100.0

【2009年10月】

	通常の保険証			短期証	資格証	計
	小計	保険料完納	保険料滞納			
19～29歳	91.0	74.9	16.0	7.0	2.1	100.0
30～39歳	88.7	76.9	11.8	10.4	0.9	100.0
40～49歳	88.1	78.8	9.3	10.2	1.7	100.0
50～59歳	92.0	84.0	8.0	6.3	1.7	100.0
60～64歳	94.9	88.5	6.4	4.0	1.1	100.0
65～69歳	97.5	95.5	2.0	2.2	0.3	100.0
70～74歳	98.7	97.6	1.1	1.2	0.1	100.0
計	94.4	88.4	5.9	4.8	0.9	100.0

【2010年10月】

	通常の保険証			短期証	資格証	計
	小計	保険料完納	保険料滞納			
19～29歳	90.8	74.3	16.5	7.5	1.7	100.0
30～39歳	88.0	74.0	14.0	11.1	0.9	100.0
40～49歳	89.7	80.5	9.2	9.2	1.1	100.0
50～59歳	92.1	83.1	8.9	6.6	1.4	100.0
60～64歳	95.2	89.1	6.1	4.0	0.8	100.0
65～69歳	96.8	94.1	2.7	2.7	0.4	100.0
70～74歳	98.8	97.4	1.4	1.1	0.1	100.0
計	94.4	88.0	6.4	4.8	0.7	100.0

注1：月内に資格証から短期証へと変更した場合は、短期証に含めている。
注2：保険料の完納・滞納は2012年7月における2008～2010年度分の保険料納付状況である。
出所：X市データより筆者ら作成。

限定しても、短期証の場合に28%ポイント、資格証の場合に53%ポイント、有意に受診確率は低く、ほぼ同じ傾向が観察された。興味深いのは、短期証・資格証交付には至らない保険料滞納段階で、すでに受診確率が低いことである。短期証交付を受けてはいないが保険料を滞納している場合、受診確率は23%ポイント、世帯主に限定すると27%ポイント有意に低くなっている。つまり、保険料滞納段階においても、短期証を交付された場合でも、通常の保険証でかつ保険料滞納がない人に比べて、受診確率は同じく23%ポイント（世帯主のみの場合は27－28%ポイント）低くなっている。このことから、短期証の交付自体は受診確率の低下をもたらしておらず、短期証交付

表 2　X 市における短期証・資格証交付状況別医療機関受診確率（2008－10 年、各年 10 月）

	通常の保険証			短期証	資格証	計
	小計	保険料完納	保険料滞納			
2008 年 10 月	52.7	54.0	32.4	25.4	0.0	51.0
2009 年 10 月	53.7	55.4	28.2	29.0	1.4	52.1
2010 年 10 月	53.0	54.8	28.5	28.5	1.6	51.4

注 1 ：各年の年度末時点で 18 歳以下、75 歳以上を除く。
注 2 ：月内に資格証から短期証へと変更した場合は、短期証に含めている。
注 3 ：保険料の完納・滞納は 2012 年 7 月における 2008～2010 年度分の保険料納付状況である。
出所：X 市データより筆者ら作成。

表 3　X 市における短期証・資格証の交付状況別平均前年等価所得（2008－10 年、各年 10 月）

	通常の保険証			短期証	資格証	計
	小計	保険料完納	保険料滞納			
2008 年 10 月	102.5	102.4	103.5	84.6	48.6	101.2
2009 年 10 月	98.6	99.2	89.3	83.4	33.5	97.3
2010 年 10 月	100.9	101.8	89.1	75.3	34.5	99.2

注 1 ：各年の年度末時点で 18 歳以下、75 歳以上を除く。
注 2 ：月内に資格証から短期証へと変更した場合は、短期証に含めている。
注 3 ：保険料の完納・滞納は 2012 年 7 月における 2008～2010 年度分の保険料納付状況である。
出所：X 市データより筆者ら作成。

に至る以前の保険料滞納段階で既に受診確率が低くなっていることが明らかになった。また、資格証交付についても、保険料滞納段階での受診確率の低下を考慮すると、受診確率の低下幅は 28% ポイント（＝51.6%－23.4%）、世帯主に限定すると 27%ポイント（＝53.3%－26.6%）となる。

6．若干の議論

前節の推計により、資格証の場合、年齢や世帯所得を統御しても、通常の保険証かつ保険料滞納がある場合と比較しても、受診確率が低いことが観察された。しかし、行政が受診確率の低い被保険者のみに限定して資格証を交付しているなら、確認された資格証と受診確率の低さの相関は、こうした受診確率の低い滞納者を交付対象として選別したことによる見せかけの相関である可能性がある。

実際、筆者らのヒアリングによれば X 市の資格証の交付基準は以下のようになっている。短期証は、前年度の保険料のほとんどを滞納している世帯に対し、原則 6 ヵ月の有効期間で交付される。資格証は、前々年度・前年度の保険料の大半を滞納していて、かつ納付意思のない場合、年に一度開催される会議で交付の可否が最終判断される。しかし、この資格証交付の最終判断では、悪性新生物などの疾患がある場合や、ひとり親世帯や障害者がいる世帯など医療費助成を受けている場合、資格証交付対象から外すことになっている。つまり、確認された資格証と受診確率の低さの相関には、相対的に疾病確率の低い滞納者に資格証交付していることによる効果が一部含まれている可能性がある。

そこで、資格証の新規交付確率を被説明変数とし、潜在的な疾病確率がどのように影響しているか、年齢に加え、資格証が交付される前年の医療費（実際の医療費に 1 を足して対数変換している）を潜在的疾病確率の代理変数とみなし、それ

表 4 短期証・資格証交付の受診確率への影響に関する月次パネルデータ分析（2008 年 10 月〜2011 年 3 月）

	全被保険者			世帯主のみ		
被説明変数：受診確率	変量効果プロビット・モデル			変量効果プロビット・モデル		
	係数		限界効果	係数		限界効果
女性ダミー	0.1585	***	0.0631	0.1439	**	0.0571
	[0.0316]			[0.0457]		
年齢	−0.0328	***	−0.0131	−0.0399	***	−0.0159
	[0.0071]			[0.0110]		
年齢 2 乗	0.0007	***	0.0003	0.0008	***	0.0003
	[0.0001]			[0.0001]		
70−74 歳	0.0977	***	0.0389	0.0856	**	0.0340
	[0.0239]			[0.0311]		
ln（前年等価所得）	−0.0186	***	−0.0074	−0.0243	***	−0.0097
	[0.0040]			[0.0056]		
滞納ダミー	−0.6091	***	−0.2340	−0.6971	***	−0.2657
	[0.0511]			[0.0645]		
短期証ダミー	−0.5886	***	−0.2263	−0.7413	***	−0.2794
	[0.0502]			[0.0640]		
資格証ダミー	−2.3172	***	−0.5156	−2.6961	***	−0.5337
	[0.1615]			[0.1963]		
定数項	−0.5439	**		−0.1742		
	[0.1702]			[0.2705]		
N	249,320			139,202		
log likelihood	−104514.3			−58012.8		

注 1：+ p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001。括弧内は標準偏差。
注 2：月内に資格証から短期証へと変更した場合は、短期証ダミーを「1」、資格証ダミーは「0」としている。
注 3：滞納ダミーは、2012 年 7 月において 2008〜2010 年度分の保険料滞納額が残っている場合に「1」をとる変数である。ただし、短期証・資格証の交付を受けている月は「0」とする。
注 4：限界効果は平均値回りで評価している。
注 5：地区ダミー、年次ダミーの係数は省略。
出所：X 市データより筆者ら推計。

附表 1：記述統計量（表 4）

変数	全被保険者			世帯主のみ		
	観測値数	平均	標準偏差	観測値数	平均	標準偏差
受診確率	249,320	0.51	0.50	139,202	0.51	0.50
女性ダミー	249,320	0.57	0.50	139,202	0.34	0.47
年齢	249,320	57.68	14.10	139,202	58.45	12.99
70−74 歳ダミー	249,320	0.19	0.39	139,202	0.19	0.39
前年等価所得（万円）	249,320	98.26	152.69	139,202	82.48	137.18
滞納ダミー	249,320	0.06	0.25	139,202	0.07	0.26
短期証ダミー	249,320	0.04	0.21	139,202	0.05	0.22
資格証ダミー	249,320	0.01	0.09	139,202	0.01	0.11

注：観測客体数 10,712、観測客体数あたり平均観測値数 23.3（世帯主のみの場合はそれぞれ 6,111、22.8）。

**表 5　資格証の新規交付確率に関する年次パネルデータ分析
（前年短期証保持者、2008－10 年）**

	全被保険者			世帯主のみ		
被説明変数： 資格証新規交付確率	変量効果プロビット・モデル			プーリング・プロビット・モデル		
	係数		限界効果	係数		限界効果
女性ダミー	－0.2859		－0.0092	－0.3223		－0.0090
	［0.2126］			［0.2567］		
年齢	－0.0029		－0.0001	0.0263		0.0008
	［0.0450］			［0.0772］		
年齢二乗	－0.0001		0.0000	－0.0005		0.0000
	［0.0005］			［0.0008］		
ln（前年医療費＋1）	－0.0446	*	－0.0014	－0.0486	*	0.0015
	［0.0470］			［0.0614］		
ln（前年等価所得）	－0.1851	***	0.0059	－0.2157	***	0.0069
	［0.0470］			［0.0614］		
定数項	－0.7165			－1.1696		
	［0.9901］			［1.8199］		
N	883			559		
pseudo R-sq				0.193		
log likelihood	－86.8			－61.4		

注 1 ：+ p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001。括弧内は標準偏差。
注 2 ： 各年 10 月時点の新規交付状況。分析対象は前年 10 月時点で短期証保持者。
注 3 ：前年医療費は前年に医療機関でかかった合計医療費で、これに 1 を足して自然対数化。前年等価所得は 1/10000 を自然対数化。
注 4 ：70－74 歳の資格証新規交付者がいないため、ここでは 70－74 歳ダミーは説明変数から除外。
注 5 ：限界効果は平均値回りで評価している。
出所：X 市データより筆者ら推計。

附表 2：記述統計量（表 5）

変数	全被保険者			世帯主のみ		
	観測値数	平均	標準偏差	観測値数	平均	標準偏差
資格証新規交付確率	883	0.02	0.16	559	0.03	0.17
女性ダミー	883	0.48	0.50	559	0.30	0.46
年齢	883	50.41	14.05	559	52.44	12.05
前年医療費	883	150,390	648,263	559	151,190	642,694
前年等価所得（万円）	883	80.97	104.54	559	78.35	107.58

注：観測客体数 438、観測客体数あたり平均観測値数 2.0（世帯主のみの場合はそれぞれ 285、2.0）。

らの変数が資格証交付に与える影響を分析した。資格証の新規交付確率を被説明変数とした推計結果を表 5 に示している。資格証の新規交付確率は、短期証の交付を前年に受けている被保険者が、新たに資格証の交付を受ける確率として定義している。また、X 市における資格証の交付は毎年 10 月にのみ行われており、これらを踏まえ、本稿のデータセットから年次パネルデータ（2008～2010 年）を構築し、分析対象サンプルは短期証の交付を前年に受けている被保険者に限定している。また世帯主に限定した推計では、全説明変数の係数がゼロと等しいとした帰無仮説を棄却できなかった為、変量効果プロビット・モデルではなく、プーリング・プロビット・モデルを用いた推計結果を示している。なお推計データの記述統計量は附表 2 として示している。

前年医療費の係数をみると有意に負で、前年の医療費が 1%高いと 0.1%ポイントほど（世帯主に限定した場合は 0.2%ポイント）資格証交付確率は低くなる。医療費の分布が、右裾広がりであることを勘案すると、前年に高額な医療給付を受けている短期証交付者は資格証が交付されないことになり、重篤な疾患を有している場合には行政上配慮されているとのヒアリング結果と整合的である[注19]。

さらに興味深いのは、世帯所得も有意に負であることである。保険料滞納者の前年所得が 1%低いと、資格証新規交付確率は 0.6%ポイント（世帯主に限定した場合は 0.7%ポイント）上昇する。つまり世帯所得の低さが、資格証交付につながっており、先行研究が指摘してきたように、国民健康保険の保険料設定に関し、より低所得層に配慮する必要性を示唆している。

7．結語

本稿では、短期証・資格証交付による医療アクセスへの影響を定量的に評価するための第一歩として、X 市の個票データに基づき、所得水準、年齢などの影響を考慮した上で、短期証・資格証保持者の受診確率を推計した。本稿の 4 つの知見は、次のように整理されよう。

第一に、年齢や世帯所得などを統御した受診確率は、短期証保持者で 23－28%ポイント、資格証保持者で 52－53%ポイント低下している。第二に、短期証・資格証交付の前段階である保険料滞納段階で既に受診確率は低くなっており、その点を考慮すると、短期証保持者の場合には受診確率の低下は認められず、資格証保持者の場合の低下幅も、より小さくなり 27－28%ポイントであった。第三に、前年に高額な医療給付を受けている短期証保持者には資格証は交付されておらず、重篤な疾患を有している場合に行政上配慮されていることがデータからも確認された。第四に、短期証交付に至った場合、前年所得が 1%低いと、資格証交付確率は 0.6－0.7%ポイント上昇する。つまり低所得にあることで、資格証交付につながっていることが明らかになった。

以上の知見から若干の政策含意を述べれば、受診確率の低下は短期証・資格証交付以前の段階、すなわち保険料滞納段階で起こっている。さらに、短期証交付に至った場合、所得が低いほど資格証が交付される確率は高くなる。したがって流動性制約が保険料滞納を引き起こしているなら、短期証・資格証交付以前に、低所得層に対する国民健康保険料の設定について一層の政策的配慮[注20]が必要な可能性がある。

残された分析課題は 3 つほど指摘できる。

まず、国民健康保険の保険料納付については流動性制約が存在するかどうか自体、先行研究で一致した結論が得られておらず[注21]、今後の課題である。また、疾病確率の低さによる逆選択の結果として保険料を滞納し続け資格証交付に至り受診確率が低くなっている場合と、資格証の仕組み自体がもつ受診抑制効果により受診確率が低くなっている場合とを本稿の分析ではまだ厳密には識別できていない。これらを厳密に識別するには、健康状態を評価するための何らかの情報が年齢や医療費以外にも必要である。さらに、本稿で用いた分析データは 3 か年分の貴重な個票データではあるが、X 市以外の自治体データを用いた場合にも同様の結果が得られるか確認していくことも必要である。

以上、3 つの残された課題について、今後さらなる個票データの収集・データセットの構築による分析が求められるところである。

謝辞

本研究は科研費 MEXT/JSPS24330097 の助成を受けたものである。また本稿の分析は X 市のご協力なしには成立しえなかった。助成機関および X 市の皆様に心より御礼申し上げる。さらに、初稿を報告した第 125 回社会政策学会大会（2012 年秋季）の参加者、および匿名レフェリーから大変貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げる。言うまでもなく、本稿に残された誤りは全て筆者らの責に帰する。なお、本研究は国立社会保障・人口問題研究所倫理審査委員会の承認（IPSS-IBRA#12002）を受けている。本稿の内容は著者らの個人的見解であり、所属する機関の見解等を示すものではない。

注

1　国民健康保険法第 9 条第 3 項には、「当該保険料の滞納につき災害その他の政令で定める特別の事情があると認められる場合を除」く、と定められている。「特別の事情」の内容は、国民健康保険法施行令第 1 条において、①「世帯主がその財産につき災害を受け、又は盗難にかかつたこと」、②「世帯主又はその者と生計を一にする親族が病気にかかり、又は負傷したこと」、③「世帯主がその事業を廃止し、又は休止したこと」、④「世帯主がその事業につき著しい損失を受けたこと」、⑤「前各号に類する事由があつたこと」、と定められている。

2　芝田（2010）[13] p.25。

3　2009 年 11 月 20 日朝日新聞（朝刊 37 面）、2012 年 10 月 11 日朝日新聞（山口、朝刊 24 面）など、芝田（2010）p.172 など。

4　X 市は人口約 4 万人の、大都市近郊ではない自治体である。

5　結城（2010）[14] pp.23-24、p.39。

6　2008 年 6 月 28 日毎日新聞（大阪）夕刊以降の一連の各紙報道など。

7　正確には、「18 歳に達する日以後の最初の 3 月 31 日までの間にある者」（国民健康保険法第 9 条第 6 項）である。

8　とはいえ、短期証が実際に本人の手元に届かなければ、事実上の無保険状態は解消されない。これに対し、厚生労働省は、短期証を速やかに手元に届けるようにとの通知を出している（2009 年 12 月 16 日、保国発第 1216001 号）。一方、厚生労働省は 2009 年 4 月の資格証交付世帯に属する中学生以下の子どもへの短期証交付制度の施行前後における保険料納付状況を調査し、中学生以下の子どもがいる世帯の収納率の低下幅が、そうでない世帯に比べて大きく、自治体の 23.9％は制度改正による納付意識の低下がみられると回答していることを公表している（2009 年 12 月 21 日報道発表資料）。

9　これらの研究蓄積については、井伊・別所（2006）[15] によるサーベイがある。

10　なお 1997 年 9 月の制度改正では、同時に薬剤の一部負担が導入されている。

11　1997 年の制度改正については、朴（2001）[16] がある大学病院（特定機能病院）の外来受診に及ぼした影響を分析しており、被用者本人のレセプト件数が約 15％も減少したことを観察している。また、澤野（2001a）[17] は 1984 年の 1 割への定率負担への移行と 1997 年の改正による家計の医療費自己負担額の変化を、澤野（2001b）[18] は政管健保における影響を推計している。1997 年には、旧老人保健制度の制度変更もあり、鴇田ほか（2004）[19] はこの点を利用して高齢者の受診行動への影響を分析している。高齢者の受診行動については、一定の年齢に達すると老人保健制度が適用され、自己負担が変化するのを利用した増原ほか（2004）[20]、鈴木（2005）[21] による価格弾力性の推計や、1999 年の老人保健適用者への外来薬剤費一部負担無料化の効果を分析した増原・村瀬（2005）[22] などもある。

12　泉田（2004a）は 1997 年 9 月の自己負担引き上げの他、1997 年、98 年、2000 年の診療報酬改定の影響についても分析を行っている。

13　そもそも国民健康保険の短期証・資格証交付の前段階にある保険料滞納については保険料設定自体に問題があるとの指摘がすでに数多く行われてきたところである。たとえば、長友（2005）[23] や土田（2012）[24] は被用者保険の保険料は応能負担原則のみに基づき設定される一方、国民健康保険の保険料には応能負担に加えて応益負担が設けられ、世帯員数が多い低所得世帯にとって保険料負担割合が相対的に高くなることを指摘する。

こうした保険料負担については、前年所得に応じ、応益保険料の 7 割、5 割、2 割が減額される全国一律の「軽減制度（減額制度）」と、自治体（市町村）の条例に基づき被保険者の申請により保険料が減免

される「減免制度」（制度の有無、基準や内容は自治体ごとに異なる）などがある。しかし、長友（2005 p.104）は最高でも応益割の 7 割しか減額されない軽減制度は不十分で、また減免制度については全市町村にあるわけではなく、加えて、申請に基づくため制度を知らず滞納に追い込まれている可能性を指摘する。また伊藤（2008）[25]は滞納者の増大による国民健康保険財政の逼迫の結果、さらに保険料の引き上げと滞納者の増大という悪循環に陥っている可能性を指摘し、資格証交付や差し押さえが収納率改善や国保財政の健全化にはつながらず、結局、滞納者を医療保障から排除していると批判している。土田（2012 p.332）も 2000 年代後半から軽減世帯割合が 45%にも達したため、中高所得層で高額な保険料を負担する構造となっていることを指摘する。

14 全国保険医団体連合会は、資格証の交付を受けた被保険者の受診率（国民健康保険被保険者 100 人当りの年間レセプト件数）を定期的に調査している。最新の保団連（2010）[26]は、資格証の交付を受けた被保険者の受診率が一般被保険者の 73 分の 1（2009 年）に低下していることを報告している。また、全日本民主医療機関連合会が定期的に実施している「国民健康保険など死亡事例調査報告」がケース・スタディーとして存在している。最新の全日本民医連（2012）[27]では、経済的事由による手遅れ死亡 42 例について全日本民医連の加盟全事業所からの報告を基に紹介している。これらは資格証交付による受診抑制の存在を示唆するものである。一方、鈴木（2009）[28]は旭川市における保険料滞納世帯 6 ケースの丁寧な聞き取り調査の結果、継続治療を要する唯一のケースにおいて、短期証交付と受診行動にはほぼ関係がないことを報告している。ただし、短期証が交付されてもそもそも自己負担が重いため受療に結びつかない可能性も指摘する（鈴木 2009 p.23 左段）。これは、短期証交付により受診確率は低下しない一方、低所得であるがゆえ、交付前の保険料滞納段階からすでに受診確率が低くなっている可能性を示唆している。

15 この他、月の途中での加入・脱退者、受診日数が当該月の日数を上回る異常値があるサンプルを分析対象から外している。

16 粗い手法ではあるが、データの制約上このような変数構築を行った。

17 なお等価所得の異常値処理として、等価所得が平均値の 1%未満の値となる場合、等価所得平均の 1%を当てはめるボトム・コーディングを行っている。こうした調整は、ルクセンブルグ所得研究（www.lisdatacenter.org）でも採用されている一般的方法である。

18 同年 6 月時点の全国平均（世帯単位）では短期証は 6%、資格証は 1～2%である。X 市のデータの単位を合わせて（＝世帯単位）比較すると、同年 10 月時点で短期証は 4～5%、資格証は 1%であり、全国平均よりやや低くなっている。

19 平均値回りで評価した限界効果の推計値に基づけば、前年医療費が約 17.6 万円を超える短期証保持者に対しては、資格証の新規交付が行われていないことになる。これは資格証交付確率の推計に用いた前年短期証保持者の約 10%にあたる。

20 国民健康保険法第 77 条に基づき、個別の自治体レベルでは国の施策に加えて独自に保険料の減免措置が講じられている。具体的な基準や運用方法は自治体によって異なるが、国民健康保険法第 9 条第 3 項に規定する「保険料の滞納につき…（中略）…特別の事情があると認められる場合」に該当する、災害や失業などによって保険料の支払いが著しく困難になった場合、申請に基づき適用されている。たとえば X 市でも条例により、災害等による生活困窮世帯や、生活のため公私の扶助を受ける貧困世帯を減免対象としている。また、窓口での一部負担金の減免（国民健康保険法第 44 条）に関し、昭和 34 年 3 月 30 日付け保発第 21 号保険局長通知が改正（2010 年 9 月 13 日、保発 0913 第 2 号）され、収入減少の認定について、（1）入院患者がいることと、（2）収入が生活保護基準以下であり、かつ預貯金が生活保護基準の 3 カ月以下であること、の 2 つの条件とも満たした場合であることを明記した。また同日に出された事務連絡「一部負担金減免・保険者徴収に関する Q&A について」の中で、保険料滞納の有無にかかわらず、「一部負担金減免を行っていただきたい」旨、さらに保険料滞納世帯について、一部負担金減免の新たな基準に該当するのであれば、国民健康保険法第 9 条第 3 項に規定する「保険料の滞納につき…（中略）…特別の事情があると認められる場合」に該当する可能性があり、「該当する場合は、被保険者証の返還の対象とはならないため、この被

保険者証の取扱いとの整合性についても留意いただきたい」旨書かれている。すなわち、自治体の裁量に任されている部分はある（とはいえ同「事務連絡」は、当該基準は市町村への技術的助言、という立場を取る一方、市町村独自基準が当該基準による範囲よりも狭い場合、当該基準までの対象拡大も要請している）が新基準では入院患者の存在と生活保護基準に基づく収入・預貯金の少なさにより、保険料減免対象としていく方向性が示されており、低所得層に対する新たな政策的配慮として注目される。

21　国民年金については、所得に占める保険料負担が相対的に高いこと（流動性制約）が滞納につながることは実証的に再三確認されているところである。しかし、国民健康保険の滞納については、この流動性制約の影響については議論の余地がある。たとえば、山田（2009）[29]では国民健康保険料滞納への流動性制約の影響を確認しているが、四方・田中・大津（2012）[30]では貯蓄をコントロールすると確認できなくなることを指摘している。

参考文献

1）Bhattacharya, Jayanta, William B. Vogt, Aki Yoshikawa and Toshitaka Nakahara. The Utilization of Outpatient Medical Services in Japan. *Journal of Human Resources*. 1996; 31(2): 450-476

2）井伊雅子，大日康史．軽医療における需要の価格弾力性の測定―疾病および症状を考慮した推定．医療経済研究．1999；6；5-17

3）Ii, Masako and Yasushi Ohkusa. Price sensitivity of the demand for medical service for minor ailments: Econometric estimates using information on illness and symptoms. *Japanese Economic Review*. 2002; 52(2): 154-166

4）鈴木亘，大日康史．医療需要行動の Conjoint Analysis．医療と社会．2000；10(1)：125-144

5）井伊雅子，大日康史．医療サービス需要の経済分析．日本経済新聞社．2002.

6）大日康史編．健康経済学．東洋経済新報社．2003.

7）吉田あつし，伊藤正一．健康保険制度の改定が受診行動に与えた影響．医療経済研究．2000；7：101-119

8）Yoshida, Atsushi and Shingo Takagi. Effects of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan. *The Japanese Economic Review*. 2002; 53: 444-465

9）鈴木亘．レセプトデータを用いたわが国の医療需要の分析と医療制度改革の効果に関する再検証．日医総研ワーキングペーパー．2004；(97)

10）鴇田忠彦，細谷圭，林行成，熊本尚雄．第７章　レセプトデータによる医療費改定の分析．鴇田忠彦編．日本の医療改革レセプトデータによる経済分析．東洋経済新報社．2004：137-155

11）泉田信行．入院医療サービス利用に関する分析．季刊社会保障研究．2004；40(3)：214-223

12）泉田信行．患者の受診パターンの変化に関する分析．医療と社会．2004；14(3)：1-19

13）芝田英昭．国保はどこへ向かうのか―再生への道をさぐる．新日本出版社．2010.

14）結城康博．国民健康保険．岩波書店．2010.

15）井伊雅子，別所俊一郎．医療の基礎的実証分析と政策：サーベイ．フィナンシャル・レビュー．2006；(80)；117-156

16）朴勤植．第２章　自己負担増の影響―大学病院（特定機能病院）におけるケース・スタディを中心に．瀬岡吉彦，宮本守編．医療サービス市場化の論点．東洋経済新報社．2001：21-36

17）澤野孝一朗．家計消費における医療費自己負担―エンゲル曲線アプローチ．日本経済研究．2001；42：61-84

18）澤野孝一朗．外来医療サービスにおける医療供給の役割．大阪大学経済学．2001；50(4)：26-40

19）鴇田忠彦，山田武，山本克也，泉田信行，今野広紀．第４章　縦覧点検データによる医療需給の決定要因の分析－国民健康保険４道県について．鴇田忠彦編．日本の医療改革レセプトデータによる経済分析．東洋経済新報社．2004：71-93

20）増原宏明，今野広紀，比佐章一，鴇田忠彦．第６章　医療保険と患者の受診行動―国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析．鴇田忠彦編．日本の医療改革レセプトデータによる経済分析．東洋経済新報社．2004：119-135

21）鈴木亘．第２章　老人医療の価格弾力性の計測と最適自己負担率―国保レセプトデータを用いた検証．田近栄治，佐藤主光編．医療と介護の世代間格差現状と改革．東洋経済新報社．2005

22）増原宏明，村瀬邦彦．1999 年 7 月老人保健適用者外来薬剤費一部無料化の効果．季刊社会保障研究．2005；40(4)：362-372
23）長友薫輝．国民健康保険料の滞納者の状況と政策的対応．地研年報．2005；(10)：101-108
24）土田武史．国民皆保険体制の構造と課題－国民健康保険の視点から．早稲田商学．2012；431：21-45
25）伊藤周平．国民健康保険料の滞納問題と医療保障－保険料滞納者の医療を受ける権利の観点から．都市問題研究．2008；60(4)：28-38
26）全国保険医団体連合会．国保資格証明書を交付された被保険者の受診率の調査結果（2008 年度、2009 年度）について．2010.（http://hodanren.doc-net.or.jp/news/tyousa/101129kokuho/101129kokuho.html、2013 年 2 月 1 日）
27）全日本民主医療機関連合会．2011 年国保など死亡事例調査報告．2012.（http://www.min-iren.gr.jp/inochi-jinken/kokuho/data/2012/120319_01.pdf、2013 年 2 月 1 日）
28）鈴木幸恵．国民健康保険と保険料滞納問題－旭川市における滞納世帯の実態調査分析．北海学園大学大学院経済学研究科研究年報．2009；9：1-26
29）山田篤裕．低所得層における国民年金保険料納付免除の実態―社会保険庁『国民年金被保険者実態調査』個票に基づく実証分析―．社会政策研究．2009；9：64-93
30）四方理人・田中聡一郎・大津唯．国民健康保険料の滞納の分析．医療経済研究．2012；23(2)：129-145

著者連絡先
慶應義塾大学経済学部奨励研究員
大津　唯
E-mail：yuiohtsu@gs.econ.keio.ac.jp

The Impact of Short-term Health Insurance Card and Eligibility Certification Card on Health Care Access in Japan: Findings from National Health Insurance Receipt Data

Yui Ohtsu[*1], Atsuhiro Yamada[*2], Nobuyuki Izumida[*3]

Abstract

Under the National Health Insurance (NHI) scheme in Japan, a municipality insurer can issue a short-term health insurance card (hereafter, short-term card) or an eligibility certification card (hereafter, certification card) to those who fall behind in their premium contributions for a year and longer without any justifiable reason, instead of a normal health insurance card (hereafter, normal card). However, short-term cards that entitle to usual 30% copayment are not often issued to the qualified beneficiaries. Certification card holders have to pay a full amount of health care costs. This policy arrangement may seriously restrict health care access of certification card holders, though few quantitative studies investigate this issue to date.

This paper examines whether and in what way access to health care among short-term and certification card holders is limited relative to normal card holders by analyzing administrative claim data provided by a municipality insurer. The analysis has uncovered the following four findings:

First, when age and income are not controlled, short-term and certification card holders reduce their probability of visiting physicians respectively by 23-28% and 52-53%, compared to normal card holders.

Second, in comparison with those normal card holders who fall behind in their premium contributions, the probability of visiting physicians among short-term card holders is almost the same, and the probability among certification card holders is reduced by 27-28%.

Third, those short-term card holders who receive a large amount of medical care benefit in a previous year did not receive certification cards, suggesting that the municipality does not issue a certification card for those who have larger needs of care, even if they fall behind in their premium contributions.

Fourth, a low-income group among short-term card holders is likely to have their short-term cards replaced with certification cards; 1.0% decrease in income results in 0.6-0.7% increase in the probability of being delivered the certification card.

These results indicated that the decreased probability of visiting physicians is observed in the phase of delinquency in payment rather than in the phase of having short-term or certification cards. Furthermore, the association between the increased probability of issuing a certification card and the decreased income level of short-term card holders suggests that they actually face the liquidity constraints. The NHI premium rate for low-income groups should be carefully reviewed, as the liquidity constraint seems to cause arrears of premium payment.

[**Keywords**] Health Care Access; Japan's National Health Insurance; Non-payment; Short-term Health Insurance Card; Eligibility Certification Card; Liquidity Constraint, Low-income group

＊1　Adjunct Researcher, Faculty of Economics, Keio University
＊2　Professor, Faculty of Economics, Keio University
＊3　Senior Researcher, National Institute of Population and Social Security Research

論　文

救急活動における病院収容時間と除細動実施が救命率に与える影響について[1]：ウツタイン統計データによる2方程式プロビット・モデル分析

瀧本　太郎[*2]　阪田　和哉[*3]　中嶌　一憲[*4]
生川　雅紀[*5]　坂本　直樹[*6]　阿部　雅浩[*7]

抄　録

本論文では、2008年度のウツタイン統計データを用いて、救急活動の時間（具体的には、覚知（119番入電時刻）から病院収容（医療機関に到着し、医師に傷病者を引き継いだ時刻））が心肺停止傷病者の1ヵ月以内死亡確率に与える影響を分析するために、2方程式プロビット・モデルを用いて救命曲線の推定を行った。収容時間と救命率の関係を分析した先行研究として、橋本ら（2002）[2]、Mashiko *et al.*（2002）[4]、鮎川ら（2009）[3]、Nishiuchi *et al.*（2008）[5]、Kitamura *et al.*（2010）[6]、坂本ら（2011）[7]などがあるが、坂本ら（2011）[7]を除いて、地域を限定していたり、あるケースに対象を絞っていたり、また、回帰式が単純化されすぎていたりする。坂本ら（2011）[7]では、11万件の全国規模のデータを用いて説明変数と1ヵ月生存確率の間に統計的に有意な関係を得ているが、1ヵ月生存したサンプルの再現性が非常に低いという問題がある。このため得られた救命曲線を前提として救急全体の施策を考えていくことには問題があると言わざるを得ない。1ヵ月生存確率の予測の向上を目的の1つとして、本論文では、病院収容前の心拍再開の有無が1ヵ月生存確率に影響を与えているということを明示的にモデルに組み込み、1ヵ月生存確率と心拍再開確率を被説明変数とする2方程式プロビット・モデルを構築した。本論文の目的は、年齢、性別、疾患などの状態をコントロールしたうえで、病院収容時間と救命率の関係を推定することにより救命曲線を導出し、また救急活動における除細動の実施が救命率に与える効果を推定することである。分析結果として、心肺停止傷病者に対する病院収容前の心拍再開の有無が1ヵ月以内死亡確率に与える影響が大きいことを定量的に明らかにし、心拍再開の有無、心停止の推定原因別、除細動実施の有無を考慮した救命曲線を導出した。心拍再開がない場合では、接触から病院収容までの時間が10分を超えると1ヵ月以内死亡確率は80％を超えること、心拍再開があった場合では病院収容までに30分かかったとしても1ヵ月以内死亡確率は30％程度であることを明らかにした。また、救急活動の際に、除細動が実施されたケースでどの程度リスク削減効果があったのかを推定し、市民による除細動の実施によるリスク削減効果が大きいことを示した。市民による除細動実施の期待限界効果は、心肺停止時の目撃の有無に関わらず救急救命士による除細動の約2倍であることがわかった。

キーワード：除細動、救命曲線、ウツタイン統計データ、内生性、2方程式プロビット・モデル、限界効果

＊1　本論文は、平成23年度に高速道路関連社会貢献協議会から助成を受けた研究課題「中山間地域における高速道路整備による死亡リスク軽減便益の計測」の成果の一部を発展させたものである。ここに同協議会に対して深甚の謝意を表する次第である。また、快くデータの提供にご協力を頂いた総務省消防庁救急企画室関係各位には厚く謝意を表したい。本論文は、上記の助成研究の研究代表者である林山泰久氏（東北大学大学院経済学研究科）、研究分担者である奥山忠裕氏（長崎県立大学経済学部）、稲垣雅一氏（岐阜聖徳学園大学経済情報学部）および野原克仁氏（北星学園大学経済学部）との熱心な議論に基づいている。特に、2013年7月12日に急逝された林山教授には、本研究を遂行するにあたって多大なご助言をいただいた。ここに研究メンバー一同、追悼と感謝の意を表す。さらに、本論文は、本誌匿名の2名のレフェリー並びに編集委員会から有益なコメントをいただいたほか、2013年度日本経済学会春季大会の一般報告において、討論者の齋藤裕美氏（千葉大学法経学部）をはじめ、参加者の方から貴重なコメントを多数いただいた。ここに記して、感謝したい。また、本研究は、日本学術振興会科学研究費基盤研究（B）(25289158）からの助成を受けている。なお、本論文における誤りの全ては、筆者らに帰することは言うまでもない。

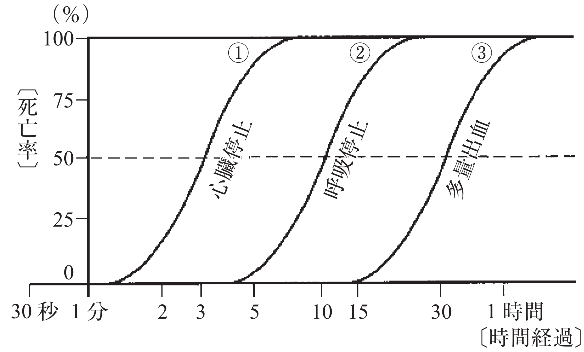
１．はじめに

救急患者の救命率を高めるためには、病院外において適切な応急処置を施すとともに、搬送時間を可能な限り短縮することが望まれる。心臓停止、呼吸停止、大量出血からの経過時間と死亡率との関係性をそれぞれグラフ化したものが、図１のCara（1977）[1)]によるカーラー救命曲線である。例えば、50％が死亡するのに要する時間は、心臓停止後約３分、呼吸停止後約 10 分、多量出血後約 30 分であるということを表している。つまり、カーラー救命曲線は傷病者を医療機関まで迅速に搬送することのひとつの根拠となっている。

わが国における救急搬送時間と救命率に関する研究として、橋本ら（2002）[2)]と鮎川ら（2009）[3)]がある。前者は、長崎地区を対象に救急患者の個票データを収集し、被説明変数を救命率、説明変数を病院収容までに要した時間として、疾患別に単回帰分析を行っている。また、後者は、九州の９つの急性期病院から個票データを収集し、搬送時間と救命率との関係を疾患別重症度別に単回帰モデルにより推定している。医療機関を通じてデータを収集して分析を行っている点で興味深いが、他の要因をコントロールしていないため結果の解釈には注意を要する。

わが国では、救急搬送された心肺機能停止傷病者に関する個票データが 2004 年１月から総務省消防庁によって収集されている。ウツタイン様式（Utstein Style）と呼ばれる国際的なガイドラインに依拠して収集されており、ウツタイン統計データと呼ばれている。このウツタイン統計データを用いて搬送時間と救命率との関係を検討したものとしては、Mashiko *et al.*（2002）[4)]、Nishiuchi *et al.*（2008）[5)]、Kitamura *et al.*（2010）[6)]、坂本ら（2011）[7)]がある。Mashiko *et al.*（2002）[4)]、Nishiuchi *et al.*（2008）[5)]は、全国規模でウツタイン統計データが収集されはじめるよりも前に、ウツタイン様式に沿って収集したデータにより分析されたものである。サンプル数はそれぞれ 3,029 件と 1,028 件であり、採取されたデータからサンプルを絞って分析している。Mashiko *et al.*（2002）[4)]は、１ヵ月生存確率を覚知から除細動（AED）までの時間のみでロジスティック回帰している。Nishiuchi *et al.*（2008）[5)]は大阪府を取り上げている。１ヵ月生存の有無により各変数間に違いがあるか分析を行った後、ロジスティック回帰を行っている。時間データが階級区分されていることに加え、除細動が実施されたサンプルに限られており、また心停止の推定原因別の効果

図１　カーラー救命曲線



①心臓停止後約 3 分で 50％死亡
②呼吸停止後約 10 分で 50％死亡
③多量出血後約 30 分で 50％死亡

＊2　九州大学大学院経済学研究院准教授：
takimoto@econ.kyushu-u.ac.jp
＊3　宇都宮大学大学院工学研究科専任講師：
k-sakata@cc.utsunomiya-u.ac.jp
＊4　兵庫県立大学環境人間学部准教授：
nakajima@shse.u-hyogo.ac.jp
＊5　岡山大学大学院社会文化科学研究科准教授：
narukawa@okayama-u.ac.jp
＊6　東北文化学園大学総合政策学部准教授：
nsakamo@pm.tbgu.ac.jp
＊7　東北大学大学院経済学研究科博士課程後期：
vestige8001@yahoo.co.jp

はモデル化されていない点が本論文と異なる。一方、Kitamura *et al.*（2010）[6]と坂本ら（2011）[7]は、全国規模で収集されたウツタイン統計データを用いて分析したものである。Kitamura *et al.*（2010）[6]は、312,319 件から心停止の目撃がありかつ心室細動があるケース 12,631 件に絞り、分析を行っている。1 ヵ月生存してかつ脳機能カテゴリーが 1 か 2 になる要因をロジット・モデルにより分析しているが、除細動の実施は有意とはなっていない。回復が目覚ましいサンプルに限定しているため、除細動実施の効果が分かりにくくなっていると思われる。坂本ら（2011）[7]は 2008 年のウツタイン統計データ 112,033 件をすべて用いてロジット・モデルを推定し、心停止の推定原因別の救命曲線を導出している。なお、海外のデータに対するウツタイン統計データの分析例としては、例えば、Rea *et al.*（2010）[8]などがある。

これまでの研究をみると、救命活動における有効な処置方法や救命の可能性が高い傷病者の属性等を明らかにすることを課題とし、医学的な知見からデータを限定して分析する傾向がある。具体的には、心停止の際に目撃がありかつ心室細動があるケースに絞ることがよく行われている。一方、坂本ら（2011）[7]は費用便益分析の観点からの研究であり、林山・安藤（2008）[9]において検討された道路整備による搬送時間短縮便益のように、救急救命活動全般の改善につながる政策の便益を計測するために、救命曲線の推定結果を用いることを意図している。こうした政策の便益は、確率的に心肺機能停止傷病者になり得る人々全体に及ぶものであることから、正確な便益計測のためにすべてのデータを用いる方が適切であり、消防庁（2010, p.11）[10]にも同様の指摘がある。

ウツタイン統計データを特定のケースに限定することは、1 ヵ月生存確率に及ぼす主要因を明らかにするという目的には適っていると思われるが、Kitamura *et al.*（2010）[6]のように除細動の効果が分かりにくくなることも起こりうる。そこで、本論文では、救命救急活動全般の改善に資する政策の便益評価も意図して、事前にサンプルを限定せずに救命曲線の推定を行い、病院収容前の除細動の実施がどの程度死亡リスクを削減するのかについての推定を行う。

Nishiuchi *et al.*（2008）[5]、Kitamura *et al.*（2010）[6]、坂本ら（2011）[7]は、個人属性のほか、病院外における応急処置の内容等、様々な要因をコントロールしているが、推定されたモデルが実際の救命の有無をどれだけ正確に再現できるかという精度に関しては十分に検討されていない。

坂本ら（2011）[7]の推定式に基づき、実際に傷病者が救命されたケースの再現性を確認した。その結果、実際に傷病者が救命されたケースを正確に再現できたのは、1 ヵ月生存したサンプルに限定すると、わずか 3.7%に過ぎない。ウツタイン統計データは心肺機能停止傷病者に関するものであるため、救命されたケースは全体のわずか 5.3 %であり、これを正確に予測することが難しいことは確かであるが、推定結果の応用を考えた場合には精度を改善する必要があると考えられる。

そこで、本論文では、実際に救命されたケースの再現性に着目して、より信頼性のある救命曲線の推定を試みる。具体的には、救命されたと判断する変数として用いる「1 ヵ月生存」と相関の高い「心拍再開」を考慮した推定を行う。ここで、「1 ヵ月生存」と「心拍再開」はともにウツタイン統計データの項目であり、前者は救急搬送後に心肺機能停止傷病者が 1 ヵ月以上生存したことを表し、後者は心肺機能停止傷病者が医療機関に収容される前に心拍が再開したことを表す。

救急活動における除細動の実施状況については、総務省消防庁（2008a）[11]にあるように、除細動実施が 1 ヵ月生存確率にプラスの効果があるこ

とが記述統計からもわかる。除細動実施については、2003年4月の救急救命士法施行規則の一部改正により医師の具体的な指示なしに救急救命士による除細動が可能となり、2004年7月からは一般市民による除細動も可能となった。近藤(2012)[12]によると、2011年12月末における日本の除細動設置台数は約38万台であり、そのうち市民使用を目的とするものは約30万台である。このような状況を考慮して、本論文では、推定された救命曲線に基づき除細動実施による死亡リスク削減効果についての分析も併せて行う。記述統計ではなく、推定された1ヵ月生存確率のモデルにより、具体的な死亡リスク削減効果を定量的に把握することが可能となる。

第2節では、推定に用いるウツタイン統計データについて説明する。第3節では、「心拍再開」を説明変数に入れたプロビット・モデル（Probit Model）を推定する。ところで、心拍が再開するかどうかは、心肺停止からの経過時間や応急処置の内容によっても影響を受けると考えられる。したがって、第4節で「心拍再開」の内生性を考慮した2方程式プロビット・モデル（Bivariate Probit Model）の推定を行う。推定された結果を用いて、第5節では救命曲線の導出と除細動実施の限界効果の推定を行う。最後に、第6節では結論と今後の研究課題について述べる。

2．ウツタイン統計データ

（1）ウツタイン様式について

ウツタイン統計データとは、救急搬送された心肺停止機能傷病者のウツタイン様式に基づく個票データであり、救急隊を通じて収集され、総務省消防庁が取りまとめている。ここで、ウツタイン様式とは、総務省消防庁（2010）[10]によると、統一された用語、定義を用いて、心肺機能停止傷病者に関する記録を行う際のガイドラインである。「ウツタイン」の名称の由来は、1990年6月に、アメリカ心臓協会、ヨーロッパ蘇生会議の代表者が、ノルウェーのスタバンゲル近郊の小さな島にある史跡ウツタイン修道院にて、病院外心肺停止事例に関わる用語や定義を統一するために会議を行ったことによる。さらに、2回目の会議は、1990年12月にイギリスのサリーで、カナダ心臓および脳卒中財団とオーストラリア蘇生会議の代表者を含めて行われ、ガイドラインが示された。このガイドラインが、第1回会議の開催地であるウツタイン修道院の名にちなんで「ウツタイン様式」と呼ばれるようになった。わが国では、国単位で個票データが収集され、ウツタイン統計データが作成されているため、全国規模のデータセットとなっている。ウツタイン統計データの主な項目については補論1を参照のこと。

（2）日本におけるウツタインデータの現状について

総務省消防庁（2008b）[13]によると、日本では、消防庁が2004年1月より「ウツタイン調査オンライン処理システム」を用いてデータの収集を行っており、翌年の2005年1月からは「救急調査オンライン処理システム」を用いてデータの登録を行っている。導入初年である2004年中のウツタイン統計データは誤入力や未入力等の単純な誤りにより多くの欠損データが発生した。データ収集の問題点として、(1)ウツタイン統計データの収集の意義や目的等に関する教育不足、(2)ダブルチェック体制の欠如、(3)入力要領に関する問題、(4)入力システムに関する問題、(5)データ入力の基準とする時計に関する問題、(6)医療機関との連携に関する問題、が挙げられており、その改善策が検討されている。

また、平出ら（2008）[14]は、欧米と日本におけ

るウツタイン統計の目的の違いについて言及しており、欧米では主として蘇生や疫学の専門家によるものであるが、日本では消防、行政、医療機関の共有ツールとして活用されているとしている。わが国では2004年1月からウツタイン統計データの収集が継続的に行われているが、このようなプロジェクトは世界的にも前例がなく、ウツタイン統計データを分析した結果を消防行政に生かしていくことが求められているとしている。

なお、本論文で使用しているデータは2008年のものであり、上記にあるようなデータ収集開始当時の混乱による単純な誤りはほとんどないと思われる。

3．1方程式プロビット・モデルによる救命曲線の推定

本節では、ウツタイン統計データを用いて、「心拍再開」を説明変数に加えたプロビット・モデルを推定する。先行研究ではロジット・モデルを使うことが多いが、1方程式体系においてプロビット・モデルとロジット・モデル間に本質的な違いがないことはよく知られている。一方で2方程式体系を考える場合に、どちらのモデルに基づく拡張も可能であるが、本論文では一般に多次元のケースを扱いやすい正規分布に基づく2方程式プロビット・モデルを採用する。これにともない、1方程式体系においてもプロビット・モデルを採用することとする。

坂本ら（2011）[7]は2008年のウツタイン統計データのうち、人為的なエラーと判断されるデータを1,794件削除して残った110,233件のデータを用いて救命曲線を推定した。本論文でも、このデータをそのまま用いている。なお、ウツタイン統計データにおける人為的なエラーの除去方法に関しては、坂本ら（2011）[7]を参照されたい。

また、総務省消防庁（2008a）[11]では、2005年から2008年のウツタイン統計データに関する概観が説明されている。

推定にあたって、まず、すべてのデータ項目を説明変数として用いるモデルを「モデルI」として推定する。次に、有意でない説明変数を除いたモデルを「モデルII」として推定し、尤度比検定により「モデルI」と「モデルII」の比較を行う。ここで、どの項目を説明変数とするかは厳密には医学的な知見を必要とすると思われるが、本論文ではモデル選択の問題は統計的な検定に委ねることとする。

（1）モデル

推定されるプロビット・モデルは以下のとおりである。

$$\begin{aligned} survive_i^* = {} & \alpha_1 + \alpha_2 \ln(1+t_{1i}) + \alpha_3\, witness_i \ln(1+t_{1i}) \\ & + \alpha_4\, rebeat_i \ln(1+t_{1i}) \\ & + \alpha_5\, rebeat_i + \mathrm{x}_i'\beta + u_i \end{aligned} \tag{1}$$

$$survive_i = \begin{cases} 1 \text{ if } survive_i^* > 0 \\ 0 \text{ if } survive_i^* \leq 0 \end{cases} \tag{2}$$

ここで、$survive_i$は救急搬送された心肺機能停止傷病者iの「1ヵ月生存」を、$witness_i$は救急搬送された心肺機能停止傷病者iの「心肺機能停止の目撃」を、$rebeat_i$は救急搬送された心肺機能停止傷病者iの「心拍再開」を、t_{1i}は傷病者iについて「覚知から収容までの時間」を、そして$\mathrm{x}_i'=(x_{1i}, x_{2i}\cdots,x_{19i})$は傷病者$i$に関する19種類の属性を示すベクトルをそれぞれ表す。これらの変数は表1に整理されており、表2は本論文で扱うウツタインデータの基本統計量である。なお、u_iは標準正規分布に従う誤差項とする。このモデルにおいて推定すべきパラメータは$\alpha'=(\alpha_1,\cdots,\alpha_5)$と$\beta'=(\beta_1,\cdots,\beta_{19})$である。

属性ベクトルのうち、「性別」は「女性」を基準として「男性」をダミー変数とした。「年齢」は3階級に分け、「若者（18歳以下）」と「高齢者（71歳以上）」をダミー変数とした。経過時間に関しては、「覚知」から「病院収容」までの時間 t_1 を用い、モデルでは時間の経過により救命率が受ける効果が逓減することを表現するため、$\ln(1+t_1)$ のように変換することとした。ここで、1を加えてから自然対数をとったのは、$t_1=0$ のときの変換値をゼロにするためである。さらに、「心停止の目撃」の有無、「心拍再開」の有無により、時間の経過による影響が異なると考えられるため、上述のように変換した変数に係数ダミーを与えて、これを表現することとした。ただし、「心停止の目撃」は誰が目撃したものかは問わないものとする。「医師乗車」、「救急救命士乗車」、「医師2次救命処置」に関しては、そのまま説明変数に加えた。「バイスタンダーCPR」についても、「心臓マッサージ」、「人工呼吸」、「市民等による除細動」のすべてを説明変数に加えている。「初期心電図波形」は、「その他」を基準として、「心室細動（VF）」、「無脈性心室頻拍（VT）」、「無脈性電気的活動（PEA）」、「心静止」をダミー変数とした。また、「救急救命処置等の内容」については、「除細動」が行われたかどうかのみに着目して、「除細動」をダミー変数とした。最後に、「心停止の推定要因」に関しては、「除外診断による心原性」を基準として、「確定した心原性」、「脳血管障害」、「呼吸器系疾患」、「悪性腫瘍」、「外因性」、「その他」をダミー変数とした。

表1　変数リスト

survive	1ヵ月生存	該当あり＝1、該当なし＝0。
witness	心停止の目撃	該当あり＝1、該当なし＝0。
rebeat	心拍再開	該当あり＝1、該当なし＝0。
t_1	覚知から収容までの時間	経過時間。単位は分。
t_2	覚知から接触までの時間	
x_1	男性	「女性」を基準とする「性別」ダミー。該当あり＝1、該当なし＝0。
x_2	若者（18歳以下）	「19歳以上70歳以下」を基準とする「年齢」ダミー。該当あり＝1、該当なし＝0。
x_3	高齢者（71歳以上）	
x_4	救命救急士乗車	該当あり＝1、該当なし＝0。
x_5	医師乗車	
x_6	医師2次救命処置	
x_7	心臓マッサージ	「バイスタンダーCPR」。該当あり＝1、該当なし＝0。
x_8	人工呼吸	
x_9	市民等による除細動	
x_{10}	VF/VT（心室細動／無脈性心室頻拍）	「その他」を基準とする「初期心電図波形」ダミー。該当あり＝1、該当なし＝0。
x_{11}	PEA（無脈性電気的活動）	
x_{12}	心静止	
x_{13}	除細動	「救急救命処置等の内容」、該当あり＝1、該当なし＝0。
x_{14}	確定した心原性	「除外診断による心原性」を基準とする「心停止の推定要因」ダミー。該当あり＝1、該当なし＝0。
x_{15}	脳血管障害	
x_{16}	呼吸器系疾患	
x_{17}	悪性腫瘍	
x_{18}	外因性	
x_{19}	その他の非心原性	

表 2　基本統計量

	平　均	標準偏差	最小値	最大値
1 ヵ月生存	0.053	0.224	0	1
心停止の目撃	0.409	0.492	0	1
心拍再開	0.072	0.258	0	1
覚知から収容までの時間	32.508	17.345	2	1304
覚知から接触までの時間	8.751	9.041	0	1270
男性ダミー	0.584	0.493	0	1
若者(18 歳以下)	0.02	0.141	0	1
高齢者(71 歳以上)	0.638	0.481	0	1
救命救急士乗車	0.952	0.214	0	1
医師乗車	0.025	0.157	0	1
医師 2 次救命処置	0.152	0.359	0	1
心臓マッサージ	0.398	0.489	0	1
人工呼吸	0.127	0.333	0	1
市民等による除細動	0.007	0.083	0	1
VF/VT	0.075	0.263	0	1
PEA	0.214	0.410	0	1
心静止	0.665	0.472	0	1
除細動	0.106	0.308	0	1
確定した心原性	0.157	0.364	0	1
脳血管障害	0.047	0.211	0	1
呼吸器系疾患	0.058	0.233	0	1
悪性腫瘍	0.033	0.179	0	1
外因性	0.184	0.387	0	1
その他の非心原性	0.123	0.328	0	1

（2）推定結果

プロビット・モデルの推定結果は表 3 のとおりである。フルモデルである「モデル I」において、「心拍再開」は有意水準 1%で有意であり、その回帰係数も相対的に大きな値をとる。このことから、「心拍再開」は「1 ヵ月生存」を説明する重要な要因であることがうかがわれる。一方、「覚知から収容までの時間」に対する「心拍再開」の係数ダミーに関しては、有意水準 5%で有意ではなかった。このほか回帰係数が有意でなかった説明変数は、「男性」、「救急救命士乗車」、「医師乗車」、「医師 2 次救急処置」、「心臓マッサージ」、「人工呼吸」、「VFVT」である。

そこで、これらの説明変数を「モデル I」から除き、「モデル II」として推定した。「モデル II」では、定数項を除きすべての説明変数が有意水準 1%で有意である。また、尤度比検定の結果、定数項以外の回帰係数がゼロであるとする帰無仮説は有意水準 1%で棄却することができる。さらに、「モデル I」との比較において、AIC、McFadden's pseudo-R^2、Hit rate によれば、「モデル I」と「モデル II」の適合度はほぼ同程度である。ただし、Hit rate とは、観測値が予測値と一致している割合である．また、「モデル I」から除いた説明変数（「男性」、「救急救命士乗車」、「医師乗車」、「医師 2 次救急処置」、「心臓マッサージ」、「人工呼吸」、「VF/VT」）の回帰係数がすべてゼロであることを帰無仮説とする尤度比検定（LR for Model II）では、有意水準 5%でこれを棄却できない。以上から、「モデル II」

表３　１方程式プロビット・モデルによる推定結果

括弧内は p-value、共分散行列は sandwichi 推定量

変数	Model I	Model II	Model III
被説明変数：１カ月生存			
定数項	0.042（0.715）	−0.001（0.992）	−0.167（0.029）
覚知から収容までの時間	−0.499（0.000）	−0.478（0.000）	−0.281（0.000）
覚知から収容までの時間×目撃	0.083（0.000）	0.084（0.000）	0.106（0.000）
覚知から収容までの時間×心拍再開	0.062（0.201）	−	−
男性	−0.008（0.655）	−	−
若者（18 歳以下）	0.465（0.000）	0.475（0.000）	0.439（0.000）
高齢者（71 歳以上）	−0.212（0.000）	−0.208（0.000）	−0.208（0.000）
救命救急士乗車	0.050（0.215）	−	−
医師乗車	0.035（0.407）	−	−
医師２次救命処置	−0.036（0.117）	−	−
心臓マッサージ	0.022（0.237）	−	−
人工呼吸	0.033（0.187）	−	−
市民等による除細動	0.344（0.000）	0.372（0.000）	0.659（0.000）
VFVT	−0.058（0.143）	−	−
PEA	−0.474（0.000）	−0.455（0.000）	−0.688（0.000）
心静止	−0.833（0.000）	−0.812（0.000）	−1.249（0.000）
除細動	0.165（0.000）	0.133（0.000）	0.083（0.000）
確定した心原性	0.242（0.000）	0.240（0.000）	0.303（0.000）
脳血管障害	−0.164（0.000）	−0.163（0.000）	0.116（0.001）
呼吸器系疾患	0.302（0.000）	0.303（0.000）	0.355（0.000）
悪性腫瘍	−0.464（0.000）	−0.466（0.000）	−0.453（0.000）
外因性	0.189（0.000）	0.191（0.000）	0.291（0.000）
その他の非心原性	0.149（0.000）	0.149（0.000）	0.177（0.000）
心拍再開	1.343（0.000）	1.565（0.000）	−
Log-likelihood	−14531.10	−14537.89	−18084.99
LR	17441.58（0.000）	17428.00（0.000）	10333.80（0.000）
LR for Model II	13.572（0.094）	−	−
LR for Model III	7107.772（0.000）	7094.2（0.000）	−
AIC	0.260	0.260	0.323
McFadden's pseudo-R^2	0.375	0.375	0.222
Hit rate	0.957	0.957	0.947

がより望ましいモデルであると判断する。

次に、「モデル I」と「モデル II」が「1 ヵ月生存」をどれだけ予測できているかを、表４および表５におけるクロス集計により確認する。ここで注意しなければならないことは、仮にすべてのデータに対して「1 ヵ月生存」がなかったと予測したとしても、データの性質上、Hit rate が 0.947（＝106,084／112,033）となることである。したがって、「1 ヵ月生存」が実際にあったケースについてのみ Hite rate を計算してみると、「モデル I」は 0.376（＝2,237／5,949）、「モデル II」は 0.374（＝2,224／5,949）となり、両者はほぼ同じ値となることがわかる。

表４　「1 ヵ月生存」の観測値と予測値（Model I）

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	104,956 （93.7%）	1,128 （1.0%）	106,084 （94.7%）
あり	3,712 （3.3%）	2,237 （2.0%）	5,949 （5.3%）
合計	108,668 （97.0%）	3,365 （3.0%）	112,033 （100.0%）

※ただし、予測値は遮断値を 0.5 として計算している。

また、「心拍再開」を説明変数に加えた効果をみるために、「モデル II」から「心拍再開」を除いたモデルを「モデル III」として推定を行った。表６に示したとおり、「モデル III」では、「1 ヵ

表 5 「1 ヵ月生存」の観測値と予測値（Model II）

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	104,969 （93.7%）	1,115 （1.0%）	106,084 （94.7%）
あり	3,725 （3.3%）	2,224 （2.0%）	5,949 （5.3%）
合計	108,694 （97.0%）	3,339 （3.0%）	112,033 （100.0%）

※ただし、予測値は遮断値を 0.5 として計算している。

表 6 「1 ヵ月生存」の観測値と予測値（Model III）

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	105,998 （94.6%）	86 （0.1%）	106,084 （94.7%）
あり	5,818 （5.2%）	131 （0.1%）	5,949 （5.3%）
合計	111,816 （99.8%）	217 （0.2%）	112,033 （100.0%）

※ただし、予測値は遮断値を 0.5 として計算している。

月生存」が実際にあったケースの Hit rate は 0.022（＝131／5,949）である。また、坂本ら（2011）[7]のロジット・モデルによる推定でも「心拍再開」を説明変数に加えていないが、「1 ヵ月生存」が実際にあったケースの Hit rate は 0.037 と低い値であった。このことから、「心拍再開」を説明変数に加えたプロビット・モデルを用いることによって適合度が改善されたと結論付けてよいと思われる。

しかしながら、「心拍再開」は「1 ヵ月生存」と同様に、傷病者の属性や救急救命処置に依存すると考えることもでき、「心拍再開」が内生変数である場合には、「1 ヵ月生存」に関するプロビット・モデルの推定量は一致性を満たさないことが知られている。また、本節におけるプロビット・モデルによる推定では、直感的に「1 ヵ月生存」に影響を与えていると思われる「救急救命士乗車」、「医師乗車」、「医師 2 次救急処置」、「心臓マッサージ」、「人工呼吸」、「VF/VT」の回帰係数が有意でなかったが、「心拍再開」を介して「1 ヵ月生存」に影響を与えている可能性もある。そこで、次節では、「心拍再開」の内生性を確認し、「1 ヵ月生存」と「心拍再開」からなる 2 方程式プロビット・モデルの推定を行う。

4．2 方程式プロビット・モデルの推定

（1）「心拍再開」の内生性と 2 方程式プロビット・モデルについて

「1 ヵ月生存」の式に説明変数として含まれる「心拍再開」が内生変数かどうかを確認する。プロビット・モデルにおける説明変数の内生性については、Rivers and Vuong（1988）[15]が 2 段階条件付き最尤推定法に基づく検定方法を提案しており、その検定法を用いる。また、内生変数が 2 値的変数の場合の検定方法については松浦・マッケンジー（2009, p.294）[16]に説明がある。以下の 2 方程式プロビット・モデルを仮定し、「心拍再開」に対して外生性の検定を行う。

$$\begin{aligned} survive_i^* = {} & \alpha_1 + \alpha_2 \ln(1+t_{1i}) + \alpha_3\, witness_i \ln(1+t_{1i}) \\ & + \alpha_4\, rebeat_i \ln(1+t_{1i}) \\ & + \alpha_5\, rebeat_i + \mathrm{x}_i'\beta + u_i \end{aligned} \tag{3}$$

$$survive_i = \begin{cases} 1 \text{ if } survive_i^* > 0 \\ 0 \text{ if } survive_i^* \leq 0 \end{cases} \tag{4}$$

$$\begin{aligned} rebeat_i^* = {} & \gamma_1 + \gamma_2 \ln(1+t_{2i}) + \gamma_3\, witness_i \ln(1+t_{2i}) \\ & + \mathrm{x}_i'\delta + v_i \end{aligned} \tag{5}$$

$$rebeat_i = \begin{cases} 1 \text{ if } rebeat_i^* > 0 \\ 0 \text{ if } rebeat_i^* \leq 0 \end{cases} \tag{6}$$

前節と同様に、$survive_i$ は救急搬送された心肺機能停止傷病者 i の「1 ヵ月生存」を、$witness_i$ は

救急搬送された心肺機能停止傷病者 i の「心肺機能停止の目撃」を、$rebeat_i$ は救急搬送された心肺機能停止傷病者 i の「心拍再開」を、t_{1i} は傷病者 i について「覚知から収容までの時間」を、t_{2i} は「覚知から接触までの時間」を、そして $x_i'=(x_{1i}, x_{2i}\cdots,x_{19i})$ は傷病者 i に関する19種類の属性を示すベクトルをそれぞれ表す。なお、パラメータは、$\alpha'=(\alpha_1,\cdots,\alpha_5)$、$\beta'=(\beta_1,\cdots,\beta_{19})$、$\gamma'=(\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)$、$\delta'=(\delta_1,\cdots,\delta_{19})$ であり、u_i と v_i は誤差項である。ここで、x_i' は両式において共通であるが、$\ln(1+t_{1i})$ と $\ln(1+t_{2i})$ の相関係数は0.032となっており、識別問題は生じていないと判断できる。最終的には前節同様、統計的にモデル選択を行う。

式（5）は、「心拍再開」が属性ベクトルのほか、覚知から接触までの時間 t_{2i} と心肺停止の目撃の有無に依存することを表現している。心肺停止の目撃の有無は係数ダミーとして与えられており、時間経過による影響の逓減性を組み込むため、前節と同様の自然対数によって変換されている。

式（5）と式（6）をプロビット・モデルで推定し、式（5）の残差を式（3）の説明変数に加え式（4）とともにプロビット・モデルの推定を行い、残差の係数についてt検定を行うことにより「心拍再開」の外生性についての検定を行うことができる。得られたt値は4.92であり1%有意水準で「心拍再開」が外生変数であるという帰無仮説は棄却される。

「心拍再開」が内生変数であることが確認できたため、「1ヵ月生存」と「心拍再開」から成る2方程式プロビット・モデルの推定を行う。モデルに関する詳細な議論はWooldridge（2010, pp.594-599）[17]を参照されたい。システムは式(3),（4),（5),（6）から成り、推定すべきパラメータは、α、β、γ、δ である。ただし、u_i と v_i は独立かつ同一な2変量正規分布であり、それぞれの平均と分散は0と1、相関係数は ρ とする。以下で、2方程式プロビット・モデルを推定し、「心拍再開」の内生性を $\rho=0$ を検定することにより再確認する。

（2）推定結果

2方程式プロビット・モデルの推定結果は表7のとおりである。

フルモデルである「モデルIV」では、誤差項の相関係数 ρ がゼロであるとする帰無仮説が、ワルド検定により有意水準1%で棄却される。より効率的なワルド検定により、「心拍再開」の内生性が再確認された。収容時間に関する説明変数については、「1ヵ月生存」を被説明変数とする方程式（以下、方程式1）において、「目撃」と「心拍再開」によって「覚知から収容までの時間」に係数ダミーを与えたが、このうち「心拍再開」の係数ダミーの回帰係数はプロビット・モデルと同様に有意ではなかった。このほか両方程式ともに回帰係数が有意水準5%で有意でなかった説明変数は、「男性」、「医師2次救命処置」である。次に、「心拍再開」を被説明変数とする方程式（以下、方程式2）のみで有意であった説明変数は、「救命救急士乗車」、「医師乗車」、「心臓マッサージ」、「人工呼吸」、「VF/VT」である。これらはプロビット・モデルでは有意でなかった。したがって、これらの変数は内生変数である「心拍再開」を介して「1ヵ月生存」に影響を与えていると考えられる。最後に、方程式1のみで有意であった説明変数は、「若者（18歳以下）」、「悪性腫瘍」である。以上で述べた以外の説明変数は両方程式とも有意である。

一方、「モデルV」は「モデルIV」において回帰係数が有意水準5%で有意であった説明変数のみを用いて推定したものである。「モデルV」では、すべての回帰係数が有意水準1%で有意であ

表7　2方程式プロビット・モデルによる推定結果

括弧内は p-value

変数	Model IV	Model V
方程式1（被説明変数：1カ月生存）		
定数項	−0.098(0.316)	−0.132(0.081)
覚知から収容までの時間	−0.486(0.000)	−0.466(0.000)
覚知から収容までの時間×目撃	0.076(0.000)	0.077(0.000)
覚知から収容までの時間×心拍再開	0.076(0.088)	−
心拍再開	1.760(0.000)	1.981(0.000)
男性	−0.006(0.727)	−
若者（18歳以下）	0.461(0.000)	0.466(0.000)
高齢者（71歳以上）	−0.200(0.000)	−0.199(0.000)
救命救急士乗車	0.030(0.463)	−
医師乗車	−0.062(0.154)	−
医師2次救命処置	−0.036(0.101)	−
心臓マッサージ	0.005(0.774)	−
人工呼吸	0.022(0.393)	−
市民等による除細動	0.259(0.000)	0.275(0.000)
VF/VT	0.004(0.932)	−
PEA	−0.362(0.000)	−0.371(0.000)
心静止	−0.680(0.000)	−0.692(0.000)
除細動	0.143(0.000)	0.143(0.000)
確定した心原性	0.218(0.000)	0.219(0.000)
脳血管障害	−0.222(0.000)	−0.219(0.000)
呼吸器系疾患	0.281(0.000)	0.281(0.000)
悪性腫瘍	−0.445(0.000)	−0.454(0.000)
外因性	0.163(0.000)	0.165(0.000)
その他の非心原性	0.138(0.000)	0.137(0.000)
方程式2（被説明変数：心拍再開）		
定数項	−0.695(0.000)	−0.717(0.000)
覚知から接触までの時間	−0.236(0.000)	−0.235(0.000)
覚知から接触までの時間×目撃	0.164(0.000)	0.163(0.000)
男性	−0.017(0.213)	−
若者（18歳以下）	−0.017(0.728)	−
高齢者（71歳以上）	−0.098(0.000)	−0.094(0.000)
救命救急士乗車	0.244(0.000)	0.246(0.000)
医師乗車	0.723(0.000)	0.728(0.000)
医師2次救命処置	0.014(0.434)	−
心臓マッサージ	0.160(0.000)	0.161(0.000)
人工呼吸	0.089(0.000)	0.092(0.000)
市民等による除細動	0.518(0.000)	0.518(0.000)
VF/VT	−0.410(0.000)	−0.411(0.000)
PEA	−0.725(0.000)	−0.724(0.000)
心静止	−1.397(0.000)	−1.397(0.000)
除細動	0.223(0.000)	0.224(0.000)
確定した心原性	0.198(0.000)	0.203(0.000)
脳血管障害	0.526(0.000)	0.535(0.000)
呼吸器系疾患	0.263(0.000)	0.269(0.000)
悪性腫瘍	−0.075(0.081)	−
外因性	0.301(0.000)	0.307(0.000)
その他の非心原性	0.122(0.000)	0.127(0.000)
ρ	−0.250(0.000)	−0.228(0.000)
Log-likelihood	−37254.92	−37262.87
LR	16711.24(0.000)	16695.33(0.000)
LR for Model V	15.903(0.196)	−
AIC	0.666	0.666
Hit rate	0.946	0.955

る。また、誤差項の相関係数 ρ がゼロであるとする帰無仮説も「モデル IV」と同様に、ワルド検定により有意水準 1%で棄却することができる。「モデル V」のモデルの適合度に関しては、AIC と Hit rate から、「モデル IV」とほぼ同程度である。さらに、「モデル IV」から除いた説明変数の回帰係数がすべてゼロであることを帰無仮説とする尤度比検定（LR for Model V）では、有意水準 5%で棄却することができない。また、方程式 1、2 ともに「市民等による除細動」、「除細動」が有意に正の効果があることを指摘しておく。

次に、「モデル IV」と「モデル V」が「1 ヵ月生存」をどれだけ予測できているかを、表 8 および表 9 におけるクロス集計により確認する。1 方程式プロビット・モデルと同様に、「1 ヵ月生存」が実際にあったケースに関して Hit rate を計算してみると、「モデル IV」では 0.045（＝270／5,949）、「モデル V」では 0.046（＝276／5,949）であり、ともにきわめて低い値となる。ところが、「心拍再開」を与件として「1 ヵ月生存」の条件付予測を行うと、表 10 に示すとおり、その Hit rate は 0.508（＝3,020／5,949）と高い値を示す。このことは「心拍再開」までも予測することは困難であるものの、「1 ヵ月生存」だけであれば高い確率で予測できることを意味している。そもそも「心拍再開」はウツタイン統計データにはない様々な要因に左右されていると考えられる。例えば、心肺停止の推定要因や救急救命処置が全く同じ状況の傷病者であっても、心肺停止に至る前の傷病者の健康状態が良好であった人ほど「心拍再開」する可能性が高くなるであろう。「モデル V」はそうした要因までは捉えきれていないと考えられる。

表 8 「1 ヵ月生存」の観測値と予測値（Model IV）

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	105,658 （94.3%）	426 （0.4%）	106,084 （94.7%）
あり	5,679 （5.1%）	270 （0.2%）	5,949 （5.3%）
合計	111,337 （99.4%）	696 （0.6%）	112,033 （100.0%）

※ただし、同時確率が最も高いケースを予測されたケースとして計算している。

表 9 「1 ヵ月生存」の観測値と予測値（Model V）

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	105,656 （94.3%）	428 （0.4%）	106,084 （94.7%）
あり	5,673 （5.1%）	276 （0.2%）	5,949 （5.3%）
合計	111,329 （99.4%）	704 （0.6%）	112,033 （100.0%）

※ただし、同時確率が最も高いケースを予測されたケースとして計算している。

表 10 「1 ヵ月生存」の観測値と「心拍再開」を与件とした条件付予測値（Model V）

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	103,938 （92.8%）	2,146 （1.9%）	106,084 （94.7%）
あり	2,929 （2.6%）	3,020 （2.7%）	5,949 （5.3%）
合計	106,867 （95.4%）	5,166 （4.6%）	112,033 （100.0%）

※ただし、予測値は遮断値を 0.5 として計算している。

5．救命曲線と除細動実施の期待限界効果

第 4 節で選択された「モデル V」に基づき、救命曲線の導出を行う。心肺停止が市民によって目撃されなかったデータは心肺停止からの時間経過と死亡リスクの関係が明確でないため、対象外としている。また、救命曲線の導出に際し、年齢は 19－70 歳、PEA なし、心静止なし、確定し

た心原性が原因の心停止に限り、

① 市民による除細動を行った場合

② 救命士による除細動を行った場合

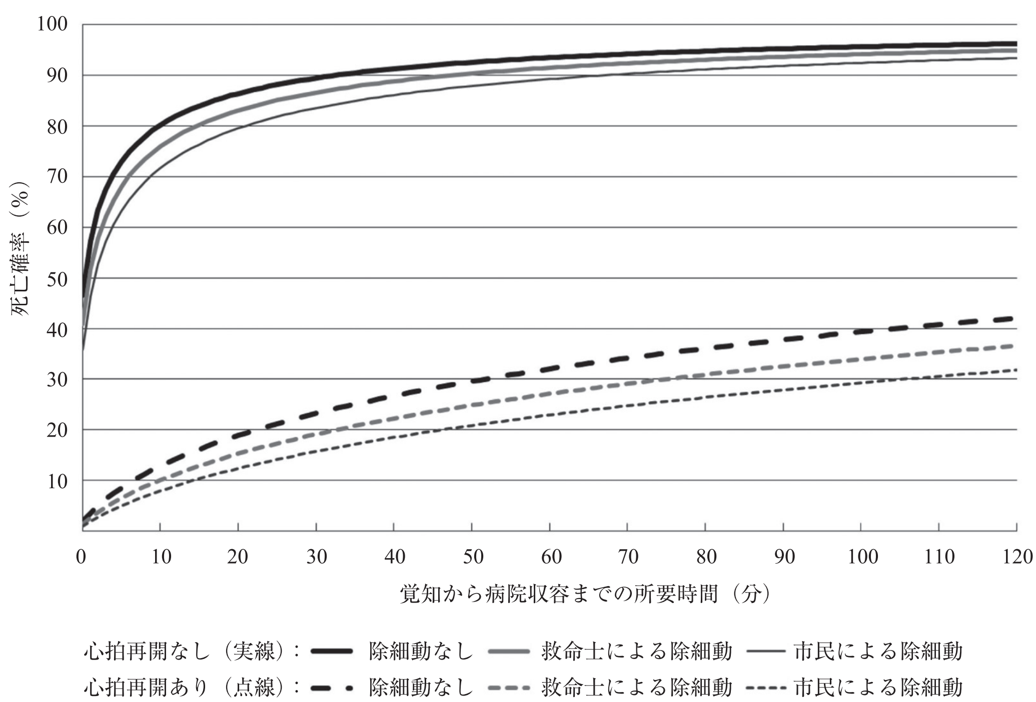
③ 除細動が行われなかった場合

のそれぞれに対し、「心拍再開」があったかなかったかの計6種類の救命曲線を図化したものが図2である。

「心拍再開」の有無が死亡リスクに大きな影響を与えていることがわかる。覚知から病院収容までの時間が10分の場合、「心拍再開」の有無は死亡リスクに約7倍の違い、60分の場合は約3−4倍の違いがある。また、「心拍再開」がなかった場合、収容時間が60分を超えると1ヵ月以内死亡確率は90%を超えるのに対し、「心拍再開」があった場合は約30%ほどである。このことから、救命曲線を推定する際に「心拍再開」の有無を考慮する必要があることが示唆される。また、除細動の効果も顕著である。図2によると、「心拍再開」があった場合の方が除細動の効果が高いことがわかる。「心拍再開」の有無に関わらず市民による除細動の効果が救命士による除細動よりも効果が高いが、これは市民による除細動の方が心肺停止から除細動実施までの時間が短いことが影響していると考えられる。以上から、市民による除細動実施の機会が増える普及台数の増加が、救命率の上昇に及ぼす影響は小さくないと考えられる。

また、心拍再開の有無を分けて、心停止の推定原因別の救命曲線を導出する。ここで、本論文で用いた110,233件のデータにおける各推定原因の内訳を示すと、確定心原性は17,564件（15.7%）、除外診断心原性は44,780件（40.0%）、脳血管障害は5,223件（4.7%）、呼吸器系疾患は6,459件（5.8%）、悪性腫瘍は3,696件（3.3%）、

図2　救命曲線



外因性は 20,570 件（18.4%）、その他は 13,741 件（12.3%）である。なお、年齢は 19－70 歳、PEA なし、心静止なし、除細動なしに限っている。また、ウツタイン統計における各推定原因の定義については補論 2 に示す。図 3 は心拍再開がなかった場合の、図 4 は心拍再開があった場合の推定原因別の救命曲線をグラフ化したものである。心拍再開がなかった場合は、40 分を超えると推定原因別の違いはほとんどなくなることがわかる。一方、心拍再開があった場合に限ると、ある程度搬送時間がかかったとしても、呼吸器系疾患、確定心原性、外因性の場合は死亡リスクの増加率が比較的緩やかであることが確認できる。

次に、除細動実施の限界効果を推定する。ここでは、

① 市民による除細動を行った場合

② 救命士による除細動を行った場合

に対し、心肺停止時に目撃があったかどうかの計 4 種類の限界効果を推定する。除細動の実施はダミー変数であるので、「心拍再開」があった場合の期待限界効果は式（7）により推定することができる。ここでは、除細動の利用により心拍再開のタイミングが早くなることによる 1 ヵ月生存確率の上昇をみていることになる。

$$E(survive \mid rebeat = 1 \text{ with AED}) - E(survive \mid rebeat = 1 \text{ without AED}) \quad (7)$$

具体的には、各サンプルについて限界効果を計算し、その平均値を期待限界効果として表 11 に報告している。

表 11 によると、心肺停止の目撃があった場合には、市民による除細動実施の期待限界効果は 0.018 であり、1 ヵ月生存確率を 1.8%上昇させる。救命士による除細動実施の期待限界効果

図 3　心停止の推定原因別救命曲線（心拍再開なし）

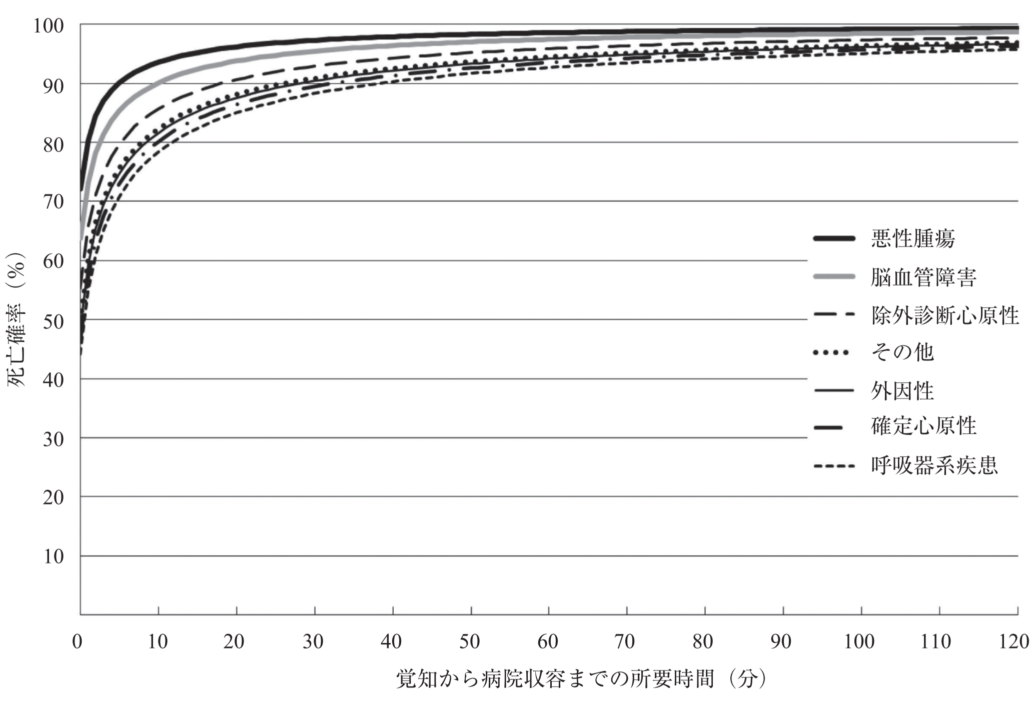


図 4　心停止の推定原因別救命曲線（心拍再開あり）

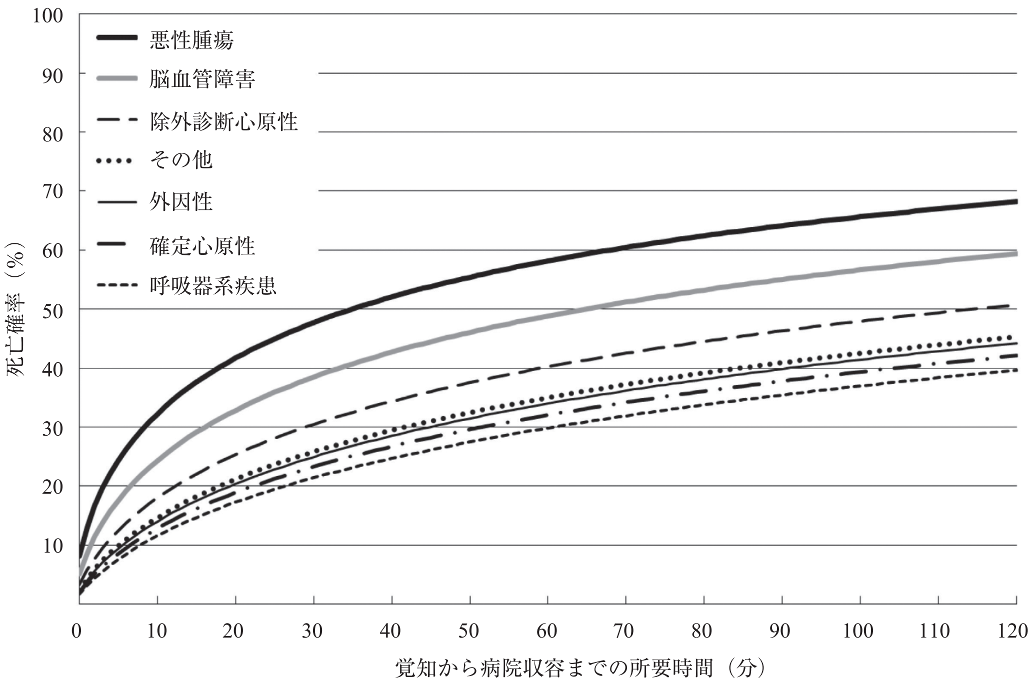


表 11　除細動の実施による 1 ヵ月生存確率への限界効果

目撃	あり		なし	
除細動の主体	市民	救命士	市民	救命士
平　均	0.018	0.008	0.017	0.008
標準誤差	0.034	0.017	0.020	0.011
最小値	0.13×10^{-5}	0.35×10^{-6}	0.23×10^{-4}	0.95×10^{-5}
最大値	0.153	0.076	0.106	0.056

（0.008）の約 2.3 倍である。また目撃がなかった場合でも市民による除細動実施の期待限界効果は 0.017 と高くなっており、1 ヵ月生存確率を 1.7%上昇させる。市民による除細動の実施は一般に救急救命士による実施よりも時間的に早いタイミングで行われることが予想されるが、市民による除細動実施の効果が大きいことが明らかになった。これらのことから除細動のより一層の普及が、多くの命を救うことにつながると思われる。

6．おわりに

本論文では、ウツタイン統計データを用いて、坂本ら（2011）[7] の推定結果よりも精度の高い救命曲線の推定について検討した。推定結果の精度を判断する上で重要なことは、Wooldridge（2010, pp.573-574）[17] が指摘しているように、被説明変数である「1 ヵ月生存」したケースをできるかぎり多く予測できることである。ウツタイン統計データは救急搬送された心肺機能停止傷病が

対象であるため、「1ヵ月生存」したケースは非常に少なく、これを正確に予測することは難しい。しかしながら、救命率向上による便益を計測する場合には、「1ヵ月生存」したケースほど、より正確に予測できなければならないという問題がある。

そこで、「心拍再開」が内生変数であることを確認した上で、「1ヵ月生存」と「心拍再開」からなる２方程式プロビット・モデルの推定を試みた。推定の結果、２方程式プロビット・モデルにより推定を行うことの必要性が確認された。推定結果にみられた顕著な特徴としては、「救命救急士乗車」、「医師乗車」、「心臓マッサージ」、「人工呼吸」、「VF/VT」は「1ヵ月生存」に対して直接的な影響は及ぼさないものの、「心拍再開」を介して「1ヵ月生存」に有意に影響を及ぼしていることがあげられる。また、推定された救命曲線により、「心拍再開」の有無が1ヵ月以内死亡確率に非常に大きな影響を与えていることが明らかになった．さらに２方程式プロビット・モデルの期待限界効果を評価することにより、除細動実施の1ヵ月以内死亡確率の削減効果が大きいことを定量的に明らかにした。

本論文で提案された方法により、林山・安藤(2008)[9]における道路整備による緊急時の死亡リスク軽減便益評価に必要な、時間短縮効果が1ヵ月生存確率に与える影響に関する情報を得ることができる。その際に、各ダミー変数に関して加重平均をとる方法やある特定のケース別など、あらかじめ仮定した状況下での救命曲線を求めることもできる。また、本論文で得られた救命曲線に基づくケーススタディを行う必要がある。阪田ら(2012)[18]はケーススタディとして栃木県真岡市を取り上げているが、他にも東北地方において道路整備により搬送時間の大幅な短縮が期待できる地域があり、これらの地域における応用研究が望まれる。

さらに、入手可能な2005年から2009年までのウツタイン統計データの利用や、地域差を考慮した推定、本論文では扱っていないが、社会復帰率を推定することにより、緊急時の死亡リスク軽減便益評価により有益な情報を提供することができると思われる。本論文では「心拍再開」の内生性を考慮するために２方程式プロビット・モデルを適用したが、ウツタイン統計データの性質上、パラメトリックな推定ではなく、セミパラメトリックやノンパラメトリックな推定方法を適用することも考えられる。Blundell and Powell（2004）[19]は連続な内生変数がある場合のセミパラメトリック法を提案している。以上が、今後の研究課題である。

補論1

ウツタイン統計データの主な項目について

以下では、総務省消防庁（2005）[20]に基づき、ウツタイン統計データの主な項目を示す。

（1）「発生年月日」
　救急事故を覚知した年月日。
（2）「性別」
　心肺機能停止傷病者の該当する性別。
（3）「年齢」
　心肺機能停止傷病者の年齢。
（4）「救急救命士乗車」
　救急救命士の乗車の有無（現場に居合わせた救急救命士は該当しない）。
（5）「医師乗車」
　医師の乗車の有無（ドクターカーや同乗要請の場合のみ）。
（6）「医師２次救命処置」
　医師によって現場または救急車内において

2次医療行為が行われたどうか（医療機関等に収容後の処置ではない。医院からの転院時や現場に居た医師が行った場合も含む）。

（7）「目撃」
心肺停止の瞬間を目撃または音を聞いたかどうか。

（8）「バイスタンダー CPR」
目撃の有無にかかわらず，バイスタンダーによる CPR（心臓マッサージ、人口呼吸）や除細動実施の有無。往診中や医院、診療所、老人ホーム等において医師・看護師が職務として行う蘇生処置についても、救急システムの構成員でない場合はバイスタンダーとして取り扱う。

（9）「バイスタンダー CPR 開始時刻または市民等による除細動」
バイスタンダー CPR を開始した時刻又は1回目の除細動を実施した時刻。

（10）「口頭指示」
CPR 又は心臓マッサージについて、指令係員又は救急隊等が口頭指示をおこなったかどうか。

（11）「初期心電図波形」
救急隊が傷病者に接触し、最初に心電図を確認したときの心電図波形。

（12）「救急救命処置等の内容」
除細動および特定行為のうち実施した処置。

（13）「覚知」
消防機関が覚知した時刻、すなわち119番入電時刻。

（14）「現着」
救急隊が出場指令番地の建物、及びその周辺に到着し、停車した時刻。

（15）「接触」
救急隊のうち最初の1名が傷病者に接触し観察を開始した時刻。

（16）「CPR 開始」
救急隊による CPR の開始時刻。

（17）「病院収容」
医療機関に到着し、医師に傷病者を引き継いだ時刻（医師の管理下に置かれた時刻）。なお、車両が病院に到着した時刻ではない。

（18）「心停止の推定原因」
収容先医療機関等の医師の見解に基づく心停止の推定要因。
ア.「心原性」
心原性と確定できるもの。また、非心原性と特定できないが、心原性とも確定できないものについては、除外診断による心原性とする。
イ.「非心原性」
非心原性に属するもの。

（19）「心拍再開」
病院収容前の心拍再開の有無。

（20）「1ヵ月生存」
1ヵ月予後の回答があった症例について1ヵ月後の生存の有無。なお、1ヵ月以前に生存退院した場合は、1ヵ月生存とする。

補論2

ウツタイン統計データにおける「心停止の推定原因」の定義

以下では、総務省消防庁（2008c）[21]より「心停止の推定原因」について抜粋し、その入力要領を示す。ここでは、「心原性」および「非心原性」のいずれかについては、収容先医療機関等の医師の見解に基づきチェックすることとしている。

（1）「心原性」

心原性と確定できるものについては、「確定」にチェックする。また、非心原性と特定できないが、心原性とも確定できないものについては、除外診断による心原性とし、「除外診断」にチェックする。

（2）「非心原性」

非心原性については、その具体的項目について、該当項目にチェックし、その他を選択した場合は、その内容について入力する。

［参考］

（非心原性に属するもの）

- 外因による死亡はすべて非心原性とする。
  外傷、縊頚、窒息、溺水、薬物中毒等。
- 内因による死亡のうち、不全臓器や疾患が特定できるもの。
  中枢神経系：脳血管障害、くも膜下出血、脳腫瘍等。
  大血管系：大動脈解離・破裂、肺動脈血栓塞栓症等。
  呼吸器系：気管支喘息、肺炎等。
  消化器系：消化管出血、肝不全等。
- 悪性腫瘍の末期状態
- 乳児突然死症候群

（心原性に属するもの）

- 非心原性以外のもの。
- 老衰は除外診断の心原性とする。
- 浴槽内での心停止はあきらかに溺死と判断できる場合を除き、除外診断に基づく心原性とする。
- その他原因特定が困難な症例については、除外診断に基づく心原性とする。
  （医師の見解に基づき心原性か非心原性かを入力するとあるが、医師が判断できない場合、又は見解を示してくれない場合があり、空白となることが予想できる。その場合は事故概要等に基づき救急隊長が判断してもよい。）

参考文献

1）Cara, M. L'achamentment Thérapeutique, *Gestions Hospitaliè* 1977; 162: 17-26.

2）橋本孝来, 栗原正起, 井上健一郎, 岩崎義博, 藤本昭. 救急患者収容所要時間と救命率の関係. 日本臨床救急医学会誌. 2002; 5: 285-292.

3）鮎川勝彦, 高山隼人, 前原潤一, 井清司, 藤田尚宏, 有村敏明, 中村夏樹, 島弘志, 宮城良充, 藤本昭. 致死的内因性疾患および多発外傷における救急車搬送時間と入院30日目の生存率との関係. 日本臨床救急医学会誌. 2009; 12: 535-542.

4）Mashiko, K., Otsuka, T., Shimazaki, S., Kohama, A., Kamishima, G., Katsurada, K., Sawada, Y., Matsubara, I., and Yamaguchi, K. An outcome study of out-of-hospital cardiac arrest using the Utstein template: A Japanese experience, Resuscitation 2002; 55: 241-246.

5）Nishiuchi, T., Hayashino, Y., Fukuhara, S., Iwami, T., Hayashi, Y., Hiraide, A., Ikeuchi, H., Yukioka, H., and Matsuoka, T. Survival rate and factors associated with 1-month survival of witnessed out-of-hospital cardiac arrest of cardiac origin with ventricular fibrillation and pulseless ventricular tachycardia: The Utstein Osaka project, Resuscitation 2008; 78: 307-313.

6）Kitamura, T., Iwami, T., Kawmura, T., Nagao, K., Tanaka, H., and Hiraide, A. Nationwide public-access defibrillation, The New England Journal of Medicine 2010; 362: 994-1004.

7）坂本直樹, 阪田和哉, 林山泰久, 中嶌一憲. 道路整備による死亡リスク削減便益の計測: ウツタイン統計データによる救命曲線の推定. 高速道路と自動車. 2011; 54: 1-8.

8）Rea, T.D., Cook, A.J., Stiell, I.G., Powell, J., Bigham, N., Callaway, C.W., Chugh, S., Aufderheide, T.P., Morrison, L., Terndrup, T.E., Beaudoin, T., Wittwer, L., Davis, D., Idris, A., Nichol, G., and the Resuscitation Outcomes Consortium Investigators. Predicting survival after out-of-hospital cardiac arrest: Role of the Utstein data elements, Annals of Emergency Medicine 2010; 55: 249-257.

9）林山泰久, 安藤淳.道路整備による緊急時の死亡リスク軽減便益. 高速道路と自動車. 2008; 51: 38-48.
10）総務省消防庁. 平成 21 年度救急統計活用検討会報告書. 2010.
11）総務省消防庁. 救急蘇生統計（2008 年）. 2008a.
12）近藤久禎．AED の普及状況に関わる研究．平成 23 年度厚生労働科学研究費補助金　循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策騒動研究事業　循環器疾患等の救命率向上に資する効果的な救急蘇生法の普及啓発に関する研究（研究代表者　丸川征四郎）．2012.
13）総務省消防庁. ウツタイン統計データの現状と課題. 季刊消防科学と情報: 2008 夏号. 2008b.
14）平出敦, 西内辰也, 岩見拓. ウツタイン統計について. 季刊消防科学と情報: 2008 夏号. 2008.
15）Rivers, D. and Vuong, Q.H. Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models, Journal of Econometrics 1988; 39: 347-366.
16）松浦克己, コリン・マッケンジー. ミクロ計量経済学. 東洋経済新報社. 2009.
17）Wooldridge, J.M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data 2nd Edition: The MIT Press, 2010.
18）阪田和哉, 坂本直樹, 中嶌一憲, 阿部雅浩, 草野秀平. 高速道路整備による死亡リスク削減便益の計測: 栃木県真岡市におけるケーススタディ. 土木計画学研究・講演集 CD-ROM. 2012; 45: 1-8.
19）Blundell, R.W. and Powell, J.L. Endogeneity in semiparametric binary response models, Review of Economic Studies 2004; 71: 655-679.
20）総務省消防庁. ウツタイン様式オンライン（病院外心肺停止患者記録）入力要領. 2005.
21）総務省消防庁. ウツタイン統計活用検討会資料編. 2008c.
http://www.fdma.go.jp/neuter/topics/houdou/h20/200417/200417-1houdou_s.pdf
（最終アクセス日: 2013 年 4 月 24 日）

著者連絡先
九州大学大学院経済学研究院准教授
瀧本　太郎
〒812-0053　福岡市東区箱崎 6-19-1
TEL：092-642-2485
FAX：092-642-2485
E-mail：takimoto@econ.kyushu-u.ac.jp

Predicting one-month survival after out-of-hospital cardiac arrest with/without defibrillation: Bivariate probit model using the Utstein style data

Taro Takimoto, Ph. D.[*1], Kazuya Sakata, Ph. D.[*2],
Kazunori Nakajima, Ph. D.[*3], Masaki Narukawa, Ph. D.[*4],
Naoki Sakamoto, Ph. D.[*5], Masahiro Abe, MEcc.[*6]

Abstract

This paper analyzes the one-month survival of patients with out-of-hospital cardiac arrest in Japan using the Utstein style data from April 2008 through March 2009, where the number of sample cases was 110,233. Based on the bivariate probit model, this paper derives the golden hour principle provided by Cara (1977), which describes the relationship between mortality and the time after out-of-hospital cardiac arrest, and identifies the effect of the presence of return of spontaneous circulation (ROSC). Also, the golden hour principle is drawn to each cause of cardiac arrest. By taking the presence of ROSC into account, the prediction of one-month survival improves well, compared to cases with no ROSC variable. Furthermore, the effect of defibrillation by citizens and the ambulance crew is evaluated with/without witnesses. It concludes that the effect of defibrillation by citizens is about twice than by the ambulance crew, since the timing of defibrillation by citizens is earlier than by the ambulance crew.

JEL classification: C35, I10
Keywords: defibrillation, the golden hour principle, the Utstein style data, endogeneity, bivariate probit model, marginal effect

＊1 Associate Professor, Faculty of Economics, Kyushu University
＊2 Lecturer, Department of Civil Engineering, Utsunomiya University
＊3 Associate Professor, School of Human Science and Environment, University of Hyogo
＊4 Associate Professor, Faculty of Economics, Okayama University
＊5 Associate Professor, Faculty of Policy Management, Tohoku Bunka Gakuen University
＊6 Doctor Student, Graduate School of Economics and Management, Tohoku University

コメンタリー

救急活動における病院収容時間と除細動実施が救命率に与える影響について：ウツタイン統計データによる2方程式プロビット・モデル分析に対するコメンタリー

橋本 英樹*

医療経済研究 Vol.25 No.1 に掲載された瀧本らの論文では、ウツタイン統計を用いて、心肺停止症例に対する病院施設までの搬送時間や自動体外式除細動（AED）の利用と一ヶ月後の生存率との関連を検討している。ウツタイン統計は、心肺停止が確認され救急搬送の対象となった患者について、全国の救急隊から、標準的様式・定義に基づいてデータ収集を行ったもので、総務省消防庁が救急行政の向上に役立てることを目的に整備した統計である。同統計は医療政策・経済学など幅広い学術的目的に個票利用が承認され、医学系ではトップジャーナルである New England Journal of Medicine に掲載された Kitamura, et al. 2010 などが注目されている。Kitamura らでは、2004 年に一般市民でも使用が許されるようになった AED の普及が、心肺停止患者の救命率向上に寄与した可能性について全国データを用いて報告している。

しかし観察データであるウツタイン統計から因果推論を行うことにはいくつかの問題がある。Kitamura らも認知しているように、たとえば AED を行ったかどうかは統計に含まれているが、AED を試みたが除細動を実施しなかったケースについては不明である。AED 実施自体が未測定因子を含む様々な要因に左右される内生的な事象であり、AED の地域普及度以外にも AED を利用できる bystander の存在、その地域での救命処置に関する啓蒙活動の程度、さらには、適用判断（たとえば癌で心停止したものについて AED を行うことは一般にやらない）などが影響しうる。そしてそれらは AED 実施以外の経路で生存に影響することが容易に想像される。そのため Kitamura らの分析では、AED が医学的に一律に適用となるであろう、心疾患などが原因と思われ、心停止が確認され心室細動（VF）状態にあった患者について限定した検討を行わざるをえなかった。心室細動とは重篤な不整脈で、心臓が有効に拍出できない状態にある。脈は触れず生理学的には「心停止」だが、電気的には心臓はまだ「停止」はしていない。さて、多変量ロジスティック回帰分析の結果は、除細動実施は 1 ヶ月の生存に有意に影響していなかった。にも関わらず AED 普及と救命率の向上の年次傾向の関係を主な論拠として「AED 普及は救命率向上に貢献した可能性がある」と結論しているが、いかにも歯切れが悪い。

今回、瀧本らはこうした先行研究の弱点を越えるべく、生存に関わる要件自体が帯びる内生性を考慮することで、一ヵ月後の生存確率曲線をより精緻に推計しようと試みている。具体的には、一ヵ月後生存と「AED 実施」との関係を検討するうえで、病院施設に収容される前に「心拍再開」

＊東京大学大学院医学系研究科 公共健康医学専攻

が確認されたかどうかを内生変数として位置づけた bivariate probit model を用いた検討を行い、市民による AED 実施が生存確率を 1.8%（ただし標準誤差は 3.4%）改善すると推計している。

しかしこの推計にはいくつか釈然としない点がある。表 7 に示されている bivariate probit model のモデル IV では、第 1 式（一ヶ月後生存を予測）と第 2 式（心拍再開を予測）がほとんど同じ変数群を含んで構成されており、なにが外生変数としてモデリングされたのか、その意義が判然としない。最も外生的だと思われる「搬送時間」については、第 1 式には「覚知から収容までの時間」が、第 2 式では「覚知から接触までの時間」が使われているが、当然後者の時間は前者に含まれており、両者がはたして独立といえるか疑問である。内生性を検討しているというよりは同時推計で推計効率を高める seemingly unrelated probit regression を行ったようにも見える。本来なら内生性テスト統計量など示すべきと思われる。

心拍再開の内生性を考慮したというが、モデル IV ではほぼ同じ変数群を第 1・2 式双方にフルに投入したうえで、「結果」として第 1 式で有意ではないが、第 2 式で有意となった変数（救急士乗車、医師乗車、心臓マッサージ、人工呼吸、VF/VT（心室細動・心室頻拍））を最終モデル（モデル V）に抜き出し、後付け的に「外生的」であると筆者らは主張している。しかし救命救急士の同乗は、地域ごとの救急対応人材の質や量によって規定されうるものであり搬送時間とも関連がありそうである。医師の同乗も日常的になされているものではなく、ドクターカーの出動が要請されるような状況（通報時点で重症度など判定がなされている）によって左右される。心臓マッサージや人工呼吸の実施は心拍再開に寄与し、それが一ヶ月後の生存に影響することは医学的にも十分理屈は通るが、心臓マッサージや人工呼吸の実施自体、それをやれる bystander の存在や、現場での適応判断などによって内生的に決まるものであり、少なくても「理屈」上は外生的とは言い難い。VF/VT（心室細動・心室頻拍）は救急隊が到着して心電図を装着して初めて存在が確認される病態である。電気的心停止（心電図上フラット）であれば、除細動は行わない。倒れるところが目撃されていた場合は電気的停止なら心臓マッサージだけ行いながら搬送して搬送先で死亡確認となるが（この場合はウツタイン統計の対象となる）、目撃がされていない場合はおそらくその場で死亡確認して救急隊の手を離れ警察に通報処理されることになるだろう（つまりウツタイン統計の対象外になる）。一方、VF/VT が確認される状態自体、事故発生から心電図による確認までの時間（つまり覚知―接触時間）や、原病（心疾患など）によって規定されると考えるのが医学的には妥当である。VF/VT 以外で心電図上電気的活動がなんらか見られているのであれば、電気的には心停止とは言えないので、当初の「心停止」がどのように witness されたかが問題となる。実際、witness がどのように生存確率や心拍再開と関連しているのかが不明であり、モデル V のなかで、この変数と覚知―搬送時間の交互作用が投入されている意味も、その回帰係数が正であることの意味もよくわからない。以上、医学的理屈から考えると、なぜ上記 5 変数が外生的変数であると言い切れるのか、説明がつかないのである。フルモデルで検討したのち、ad hoc に「外生変数」としての要件を満たす変数を残すことで、「統計的には妥当」な処置をしているように見えるが、得られた結果の解釈をするうえでの「理屈」を伴わないところが、釈然としない。

参考文献

・瀧本太郎, 阪田和哉, 中嶌一憲, 生川雅紀, 坂本直樹, 阿部雅浩. 救急活動における病院収容時間と除細動実施が救命率に与える影響について：ウツタイン統計データによる 2 方程式プロビット・モデル分析. 医療経済研究 Vol.25 No.1 2013; 50-69

・Kitamura, et al. Nationwide Public-Access Defibrillation in Japan, NEJM 2010 362; 994-1004.

Author's reply

本論文に対し、橋本氏から寄せられたコメントについて謝辞申し上げるとともに、コメントの内容については、一部誤解に基づくものも含まれていると判断されるので、筆者らとしての見解を示させていただければ幸いである。

最初に、ウツタイン統計に関する橋本氏のコメントは非常に重要であり、今後ウツタイン統計に基づく分析を行う際には、最大限の注意を払う必要があるものであると考えていることを明らかにしておきたい。筆者らはなかなか医療の専門家との接点がない中で本論文の執筆ならびに投稿を行ったが、査読プロセスを通じてこのような機会を与えていただいたことに深く感謝する次第である。

さて、橋本氏の指摘とは異なり、本研究で用いている推定手法はSURではない。 本文の式（3)－(6)、表7で明らかなように、「1ヵ月生存」の式には、「心拍再開」を説明変数として含むが、「心拍再開」の式には「1ヵ月生存」を含んでいない。SURモデルとは、複数の内生変数が、それぞれに異なった（通常は同じ）説明変数をもち、一見、内生変数間の関係はないように見えるが、システムとして考えた場合に、誤差項に相関があり、それゆえ間接的に内生変数間に相関が生じるシステムを指す。つまり、本論文で扱っているように、ある内生変数がある式において説明変数となっているシステムでは、一見ではなく、明らかに内生変数間に相関があると考えられる。このようなシステムのパラメータ推定に際して、識別のために少なくとも1つ、「1ヵ月生存」の式には含まれていないが、「心拍再開」の式には含まれている変数が条件として必要となる。モデルIVにおいては、「覚知から接触までの時間」であり、モデルVにおいては、これに加え、橋本氏に釈然としないと指摘されている、5変数である。

「覚知から接触までの時間」が「覚知から収容までの時間」の一部であることは指摘するまでもなく事実であるが、識別条件のためにこれらの変数が完全な線形従属関係にはないことを確認できれば、少なくとも推定上の問題は生じないと思われる。そこで筆者らが「覚知－収容」と「覚知－接触」の相関を計算したところ、元データでの相関は0.587であり、やや高めではあるが同じ変数と判断するには低いと考えている。実際に推定する際にはこれらの変数を対数変換して用いており、変換後の相関は0.032となり、橋本氏の指摘から考えられる識別の問題は生じてないと判断するに至った。以上から、「推定する2本の式のcovariateが同じである」という指摘は正しくない。

橋本氏による「本来なら内生性テスト統計量など示すべきある」との指摘も正しくない。そもそも論文4節（1）のタイトルは、“「心拍再開」の内生性と2方程式プロビット・モデルについて”と題されており、「心拍再開」の外生性の検定を行った結果、1%有意水準で「心拍再開」が外生変数であるという帰無仮説は棄却されると結論づけている。さらには、論文表7においてモデルIVとVに対する相関係数ρの推定値とワルド検定によるp値が掲載されており、この結果から統計的に有意にゼロと異なることが示されているため、内生変数であるとの結論に至っている。これらの検定結果を受けて、筆者らは2方程式プロビット・モデルの構築を行ったところである。

残るは5変数についての処遇であるが、筆者らは論文p.54において言及しているように、説明変数の選択の際に厳密には医学的知見を必要とすることを認めつつ、統計的モデル選択を採用するとしている。ここでは、フルモデルであるモデルIVの推定結果に基づき、有意でない5つの変数を外したモデルVが最終的に選択されたと結

論付けている。統計的に選ばれていることに加え、予測パフォーマンスの評価を行ったところほぼ同等の結論を得ることができたため、変数の数が少ないモデルVを選択した次第である。

このアプローチに対し、橋本氏は、そもそもモデルIVから推定をスタートすること自体が問題であり、またモデルVが選択されるのであれば、5変数が「心拍再開」を通じてのみ間接的に「1ヵ月生存」に影響する医学的根拠を明示した上、モデルVから話を出発させるべきであると指摘している。この点に関しては議論のあるところである。我々は、ウツタイン統計データのうち、「1ヵ月生存」には影響がなく「心拍再開」のみに影響がある変数は仮説として想定することはできても事前には分からないと考えており、統計的モデル選択によってそれを特定していくべきであるという基本的なスタンスに立っている。救急士乗車、医師乗車、心臓マッサージ、人工呼吸、VF/VT の5変数が、「1ヵ月生存」に直接効いているのか、「心拍再開」を通じて間接的に効いているのかについて、事前に判断できるものではないように思われるが、2008年の110,233件のウツタイン統計データを用いた我々の分析結果によると、「心拍再開」を通じて間接的にのみ統計的に有意に効いていることが確認できたということである。これらの変数が間接的にしか「1ヵ月生存」に効かない理屈を要求するということの真意が理解できない。指摘のように、有意でない変数を排除して推定をやり直し、そのための理屈を加えるというのはアドホックな方法だが、我々はモデルIVとVの両方の結果を提示している。モデル選択の出発がモデルIVということは、論文中における数式モデルでも明記されているところである。5変数が間接的にのみ統計的に有意であるという事実は、今後の救急医療の改善に何らかの追加的情報をもたらす可能性があると考えるが、現段階では何らかの結論を得ているわけではなく、本論文の目的でもない。本文中にもあるように我々は統計的モデル選択に基づき、より予測精度の高いモデルを推定するということを目的の1つとしている。最終的なモデルを選択する前段階として、より一般的なモデルIVを出発点としているのであり、橋本氏が懸念されていると我々が考えていた識別の問題はすでに解決していると判断している。

橋本氏が今回のやり取りで、AED実施による生存確率の上昇について、標準誤差が大きすぎるのではと指摘しているので、一言説明を加えておきたい。計算方法についてはすでに論文p.63において説明しているが、有意な回帰係数に基づき生存確率が求められていることを指摘するとともに、一般に、得られた生存確率が正規分布に従っていると仮定することはできないことを付け加えておく。

最後に、本論文に対して格別の関心とコメントを寄せていただいたこと、ならびに有益な意見交換の場を与えていただいたことに改めて感謝申し上げる次第である。

九州大学大学院経済学研究院　瀧本太郎
宇都宮大学大学院工学研究科　阪田和哉
兵庫県立大学環境人間学部　中嶌一憲
岡山大学大学院社会文化科学研究科　生川雅紀
東北文化学園大学総合政策学部　坂本直樹
東北大学大学院経済学研究科　阿部雅浩

＜追補＞

前号（Vol.24 No.2）に掲載の研究論文「たばこ価格の上昇と供給ショックが喫煙行動に与えた影響」について、謝辞の記載が漏れておりましたので、深くお詫びするとともに、下記記述を追補いたします。

謝辞

本研究は，第 15 回（2011 年度）医療経済研究機構研究助成からの研究助成を受けている。また，本稿の作成に当たって，後藤励准教授（京都大学）および匿名の査読者からは大変有益な助言・コメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。

中京大学 経済学部　湯田 道生

医療経済学会

第 8 回研究大会（報告）

The 8th Annual Meeting of Japan Health Economics Association (JHEA)

➢ 日時

2013 年 9 月 7 日（土） 9：30～18：10

➢ 会場

学習院大学　目白キャンパス　中央教育研究棟
〒171-8588　東京都豊島区目白 1－5－1

➢ 研究大会長

遠藤　久夫（学習院大学　経済学部）

➢ プログラム委員

プログラム委員長
　今中　雄一（京都大学大学院医学研究科　医療経済学分野）
プログラム委員
　井伊　雅子（一橋大学国際・公共政策大学院）
　池田　俊也（国際医療福祉大学大学院　医療経営管理分野）
　岩本　康志（東京大学大学院　経済学研究科）
　岸田　研作（岡山大学　経済学部）
　後藤　　励（京都大学白眉センター・経済学研究科）
　小林　美亜（千葉大学大学院看護学研究科　看護システム管理学）
　菅原　琢磨（法政大学　経済学部）
　鈴木　　亘（学習院大学　経済学部）
　中村　　洋（慶應義塾大学大学院　経営管理研究科）
　福田　　敬（国立保健医療科学院　研究情報支援研究センター）
　松田　晋哉（産業医科大学　公衆衛生学教室）
　満武　巨裕（医療経済研究機構）

主催：医療経済学会

医療経済学会　第８回研究大会プログラム

総会・研究大会長講演・シンポジウム

【A 会場：301 教室】

◇ 総会　12：30～12：50 ◇

◇ 研究大会長講演　12：50～13：20 ◇

司会：京都大学大学院医学研究科　医療経済学分野　教授　今中　雄一

『医療政策に対する医療経済学の貢献―医療経済学は役に立っているか―』

学習院大学経済学部　教授　遠藤　久夫

◇ シンポジウム　13：20～15：10 ◇

司会：学習院大学経済学部　教授　遠藤　久夫

『医療政策に対する医療経済学の貢献―医療経済学は役に立っているか―』

シンポジスト：

産業医科大学公衆衛生学教室　教授	松田　晋哉
国立保健医療科学院研究情報支援研究センター上席主任研究官	福田　　敬
慶應義塾大学大学院経営管理研究科　教授	中村　　洋
学習院大学 経済学部　教授	鈴木　　亘
厚生労働省　老健局老人保健課長（元保険局医療課企画官）	迫井　正深

一般演題

【A 会場：301 教室】

座長　東京医科歯科大学大学院　医療経済学分野　川渕　孝一　（9：30～11：30）

A-1「組織文化と抗菌薬使用に関する医療の質、病院特性の関係についての考察」

京都大学大学院医学研究科　医療経済学分野　宇川　直人

（指定討論者）東京医科歯科大学大学院　医療経済学分野　川渕　孝一

A-2「レセプトコメント欄と特定健診データ突合による在宅インスリン自己注射の評価」

国立保健医療科学院　医療・福祉サービス研究部　岡本　悦司

（指定討論者）東京医科歯科大学　医療政策情報学分野　伏見　清秀

A-3「医師の新薬・先発薬の処方行動の決定要因に関する実証分析」

京都大学大学院　薬学研究科　柿原　浩明

（指定討論者）慶應義塾大学大学院　経営管理研究科　中村　　洋

座長　東京医科歯科大学　医療政策情報学分野　伏見　清秀　（15：20～16：40）

A-4「The number of cardiologists, case volume and in-hospital mortality for acute myocardial infarction」

京都大学大学院医学研究科　医療経済学分野　朴　　声哲

（指定討論者）京都大学白眉センター・経済学研究科　後藤　　励

A-5「急性心不全症例における院内死亡率と入院医療費の決定要因の相違」

京都大学大学院医学研究科　医療経済学分野　佐々木典子

（指定討論者）東京医科歯科大学　医療政策情報学分野　伏見　清秀

座長　国際医療福祉大学　薬学部　池田　俊也　（16：50～18：10）

A-6「ICU 入室患者の入院医療費に影響を与える因子についての検討」

京都大学大学院医学研究科　医療経済学分野　山下　和人

（指定討論者）産業医科大学　公衆衛生学教室　松田　晋哉

A-7「脳卒中患者における地域連携パスと在院日数との関係についてのマルチレベル分析」

産業医科大学　公衆衛生学教室　藤野　善久

（指定討論者）国際医療福祉大学　薬学部　池田　俊也

一般演題

【B 会場：303 教室】

座長　法政大学　経済学部　**菅原　琢磨**　（9：30～11：30）

B-1 「中高年の医療サービス利用の決定要因分析」

衆議院憲法審査会事務局　**庄司　啓史**

（指定討論者）法政大学　経済学部　**菅原　琢磨**

B-2 「PAD（Public Access Defibrillation）要因に関する研究―ロジスティック回帰分析を中心に」

早稲田大学　商学学術院　**林　　承煥**

（指定討論者）早稲田大学　政治経済学術院　**野口　晴子**

B-3 「国民健康保険制度と生活保護制度の間を異動する個人の受診行動に関する分析」

慶應義塾大学大学院　経済学研究科　**大津　　唯**

（指定討論者）近畿大学　経済学部　**熊谷　成将**

座長　東京大学大学院医学系研究科　公共健康医学専攻　**橋本　英樹**　（15：20～16：40）

B-4 「日本女性は 1950 年代初めから痩せ始めた」

名古屋大学大学院　経済学研究科　**中村さやか**

（指定討論者）東京大学大学院医学系研究科　公共健康医学専攻　**橋本　英樹**

B-5 「脳卒中患者における EQ-5D-3L，EQ-5D-5L，HUI3 の測定特性の検討―項目反応理論分析を用いて」

新潟医療福祉大学　医療技術学部　**泉　　良太**

（指定討論者）国立保健医療科学院　研究情報支援研究センター　**白岩　　健**

座長　明星大学　経済学部　**梶谷　真也**　（16：50～18：10）

B-6 「健康と健康投資に関する実証分析」

大阪大学 OSIPP NPO 研究情報センター　**立福　家徳**

（指定討論者）明星大学　経済学部　**梶谷　真也**

B-7 「特定健診診査・特定保健指導がメタボリック・シンドローム判定者の身体計測指標に与えた影響」

学習院大学　経済学部　**鈴木　　亘**

（指定討論者）千葉商科大学　商経学部　**山田　　武**

一般演題

【C 会場：403 教室】

座長　国立社会保障・人口問題研究所　**泉田　信行**　（9：30～11：30）

C-1「Using Municipal Amalgamations to Identify Strategic Interactions in Japanese Residence-based Health Insurance Plans」

医療経済研究機構　**高久　玲音**

（指定討論者）慶應義塾大学　経済学部　**別所俊一郎**

C-2「医療費の空間パネルデータ分析」

慶應義塾大学　総合政策学部　**古谷　知之**

（指定討論者）学習院大学　経済学部　**鈴木　亘**

C-3　演題辞退

座長　学習院大学　経済学部　**鈴木　亘**　（15：20～16：00）

C-4「中国都市部における所得格差と健康格差　―マルチレベル・モデルによる実証分析―」

京都大学大学院　薬学研究科　**馬　欣欣**

（指定討論者）学習院大学　経済学部　**鈴木　亘**

C-5　演題辞退

座長　明星大学　経済学部　**梶谷　真也**　（16：50～18：10）

C-6「Impact of Premium Subsidies on the Take-up of Health Insurance: Evidence from the 2009 American Recovery and Reinvestment Act (ARRA)」

（※英語発表となります）

インディアナ大学　ポスドクフェロー　**守屋　麻子**

（指定討論者）富山大学　経済学部　**両角　良子**

C-7「Determinants of Maternal Health Care Utilization: Case of Rural Uganda」

（※英語発表となります）

National Graduate Institute for Policy Studies (GRIPS)　**Manang Fredrick**

（指定討論者）名古屋大学大学院　経済学研究科　**中村さやか**

一般演題

【D 会場：404 教室】

座長　岡山大学　経済学部　**岸田　研作**　（9：30〜11：30）

D-1「Caregiver's Satisfaction with Informal Care in Middle Age: A Determinant of Employment」

近畿大学　経済学部　**熊谷　成将**

（指定討論者）法政大学　経済学部　**小椋　正立**

D-2「生活援助サービスが軽度の要介護高齢女性の自立状況に与える影響の検討」

東京大学大学院　医学系研究科　社会医学専攻　**岩本　哲哉**

（指定討論者）岡山大学　経済学部　**岸田　研作**

D-3「介護が就業、収入、余暇時間に与える影響」

岡山大学　経済学部　**岸田　研作**

（指定討論者）滋賀大学　経済学部　**佐野　洋史**

座長　慶應義塾大学医学部　医療政策・管理学教室　**池上　直己**　（15：20〜16：40）

D-4「医療情報イノベーション政策の戦略論的研究　―IT 戦略本部の活動記録を中心とした分析―」

早稲田大学　商学研究科　**岸田　伸幸**

（指定討論者）川崎医科大学　医療資料学　**宮原　勅治**

D-5「SHA 改訂が日本の総保健医療支出に及ぼす影響」

医療経済研究機構　**満武　巨裕**

（指定討論者）慶應義塾大学医学部　医療政策・管理学教室　**池上　直己**

座長　横浜市立大学　国際総合科学部　**安川　文朗**　（16：50〜18：10）

D-6「Organizational culture and its relationship with hospital management: results from a multicenter survey and an administrative database」

京都大学大学院医学研究科　医療経済学分野　**森島　敏隆**

（指定討論者）横浜市立大学　国際総合科学部　**安川　文朗**

D-7「特養の内部留保に関する一考察」

明治安田生活福祉研究所　**松原　由美**

（指定討論者）静岡県立大学大学院　経営情報イノベーション研究科　**西田　在賢**

2012年度「学会論文賞」授賞の報告

医療経済学会では、医療経済・医療政策研究の発展を図るため、2009年に「学会論文賞」が設立されました。

この賞は、医療経済学会雑誌である「医療経済研究」に掲載された研究論文の中から与えられるものであり、賞状のほか副賞として賞金（提供：医療経済研究機構）が贈られます。

2012年度は、以下の論文が受賞され、去る9月7日開催された医療経済学会 総会にて、医療経済学会 会長 池上 直己先生より表彰状が授与されました。また、一般財団法人　医療経済研究・社会保険福祉協会理事長　近藤純五郎より副賞が贈呈されました。

足立　泰美 氏（大阪大学医学研究科博士課程）

「産婦人科集約化に伴う妊婦の施設選択行動の分析―地理的空間的要因・施設要因・社会的経済的要因の影響―」

授賞理由：

本論文は都市部の診療機能統合による妊婦の受診行動への影響を解析している。「距離」以外の多角的要因も含めた解析を行い、診療機能統合による妊婦の受診行動の変化について「地理的空間的要因」や「社会経済要因」よりも「施設要因」の影響が大きいことを示している。大阪府下の一医療圏に限定した研究ではあることから代表性には問題が残るが、都市部の医療圏において診療機能を検討する上で重要な情報を提供している。産婦人科医不足が妊娠・出産に与える影響が大きい現状にあって、政策決定に寄与する論文である。

医療経済学会「学会論文賞」について

医療経済学会では、医療経済・医療政策研究の発展を図るため、2009 年に「学会論文賞」が設立されました。

この賞は、医療経済学会誌である「医療経済研究」に掲載された研究論文の中から、同誌の編集委員会による選考を経て医療経済学会理事会で決定された論文に対して与えられるものであり、賞状のほか、副賞として医療経済研究機構の提供により賞金が贈られます。

2013 年度については、下記のとおり選考等を行うこととしておりますので、お知らせいたします。

記

【選 考 対 象】

2013 年度に発行された医療経済学会誌「医療経済研究」（Vol.25）に掲載の研究論文

【選考・決定】

「医療経済研究」編集委員会の選考を経て医療経済学会理事会で決定。

【表　　　彰】

2014 年 9 月に開催予定の第 9 回総会において表彰を行い、受賞者に対して賞状及び副賞として賞金（提供：医療経済研究機構）を贈呈します。

医療経済学会 第8回研究大会「若手最優秀発表賞」授賞の報告

第８回　研究大会長
学習院大学経済学部　遠藤　久夫

医療経済学会 第８回研究大会では、2013年９月７日（土）の一般演題の部において、発表論文の第一著者で、かつプレゼンテーションを行った大学院生を対象とした「若手最優秀発表賞」を決定・授与いたします。受賞者には表彰状、ならびに副賞５万円が授与されます。

厳正な審査の結果、下記の２名が受賞者となりましたことをご報告申し上げます。

【受賞者・演題名】

１．山下 和人 氏（京都大学大学院医学研究科医療経済学分野）

演題名：ICU 入室患者の入院医療費に影響を与える因子についての検討

２．Manang Fredrick 氏（National Graduate Institute for Policy Studies）

演題名：Determinants of Maternal Health Care Utilization: Case of Rural Uganda

2013 年 12 月吉日

会員各位

医療経済学会　第 9 回研究大会
研究大会長　橋本　英樹

「医療経済学会　第 9 回研究大会」のご案内（第一報）

拝啓　会員の皆様方には益々ご健勝のこととお慶び申し上げます。
平素は格別のご高配を賜り、厚く御礼申し上げます。

さて、医療経済学会主催、第 9 回研究大会（2014 年度）を次の要領で開催する運びとなりました。つきましては、ご多忙中のこととは存じますが、万障お繰り合わせの上、是非ご参加頂きたくご案内申し上げます。

敬具

記

Ⅰ．研究大会

期　日：2014 年 9 月 6 日(土)　10：00～18：00（予定）
（なお、9 月 7 日に日韓台合同会議を予定しております）
会　場：東京大学（本郷キャンパス）　会議室
参加費：会員　5,000 円、学生会員　1,000 円、非会員　10,000 円

Ⅱ．総会

研究大会当日、総会を開催致します。

Ⅲ．一般演題募集要項

- 一般演題の公募について
  本研究大会では、医療経済学に関する幅広い分野を対象とします。また、医療経済学会ホームページに過去演題をテーマ別に掲載しておりますのでご参考ください。なお、演題の採否決定および形式については、プログラム委員会にご一任ください。

- 申込資格
  特にありませんが、演者は医療経済学会の会員に限定しております。
  申込時、会員でない方は、演者となりましたら別途会員登録をお願い致します。

- 演題関連スケジュール
  募集開始：2013年12月2日(月)
  募集締切：2014年 5月7日(水)
  採否通知：2014年 5月下旬

  （参考）採用された方
  完成論文提出：2014年7月18日(金)
  Power Point提出：2014年8月25日(月)
  ＊完成論文は、指定討論者へ事前送付致しますので、上記期限までに事務局へご提出をお願い致します。
  完成論文は、指定討論者が事前に十分に発表予定の演題内容について把握し、討論準備ができるように作成してください。

- 申込方法
  一般演題申込希望者は、医療経済学会ホームページより別紙の一般演題申込書に必要事項を記入の上、下記の要領にて記載した日本語または英語による演題要旨（構造化抄録－フォーマット　添付参照）とともに、E-mailにてお申し込みください。なお、会員の方には、別途申込要綱をご案内させて頂きます。

  （総文字数、申込者・所属・演題名・要旨本文の合計）
  - 日本語
    - ◇ 図表なしの場合、A4版Word1枚、1行40字×36行：全角1440文字
    - ◇ 図表は1枚のみ可。その場合は、1行40字×30行：全角1200文字
  - 英語
    - ◇ 図表なしの場合、500 Words
    - ◇ 図表は1枚のみ可。その場合は、400 Words

  （留意点）
  - 一般演題は、PPTによる発表形式のみとなります。
  - 一般演題は1人1演題までですが、共同演者として複数の演題の登録が可能です。
  - 指定討論者による討議を予定しておりますので、申込の際に、必ず希望する指定討論者2名をご記入下さい。なお、指定討論者の決定はプログラム委員会が行いますので、ご了解ください。
  - 指定討論者は基本的に学会会員として下さい。
  - 演者および共同演者全員が大学院に在籍する場合、教員1人の推薦を必要とします。
  - 掲載済論文と同一の内容の発表は対象外とします。

● プログラム委員メンバー

（敬称略順不同）

研究大会長	東京大学大学院　医学系研究科　公共健康医学専攻　教授	橋本　英樹
委　員　長	横浜市立大学　国際総合科学部　教授	安川　文朗
委　　　員	早稲田大学　政治経済学術院　教授	野口　晴子
委　　　員	東京大学大学院 経済学研究科　公共政策大学院　教授	飯塚　敏晃
委　　　員	東京大学大学院　医学系研究科 公共健康医学専攻　教授	康永　秀生
委　　　員	順天堂大学大学院 医療看護学研究科　教授	飯島佐知子
委　　　員	京都大学白眉センター　経済学研究科　特定准教授	後藤　　励
委　　　員	名古屋大学大学院　経済学研究科　准教授	中村さやか
委　　　員	医療経済研究機構　研究部　副部長	満武　巨裕

お問い合わせ先

〒105-0003
東京都港区西新橋１－５－11　第 11 東洋海事ビル 2F
財団法人　医療経済研究・社会保険福祉協会　医療経済研究機構内
医療経済学会事務局
TEL 03－3506－8529　　FAX 03－3506－8528
E-mail:gakkai@ihep.jp　　http://www.ihep.jp/

『医療経済研究』投稿規定

本誌は以下の目的にかなう研究の成果物を広く募集します。原稿の種別は下記の通り医療経済・医療政策に関する「研究論文」、「研究ノート」、「研究資料」とします。但し、本誌に投稿する論文等は、いずれも他に未投稿・未発表のものに限ります。

なお、投稿にあたっては共著者がある場合は全員の同意を得るものとし、投稿後の採否の通知を受けるまでは他誌への投稿を認めません。

1. 目的　①医療経済・医療政策の分野において研究および調査の発表の場を提供する。
　②医療経済・医療政策研究の発展を図り、医療政策立案及び評価に学術的基盤を与える。
　③医療経済・医療政策の分野において産、官、学を問わず意見交換、学術討論の場を提供する。
2. 原稿種別　（1）「研究論文」：理論的または実証的な研究成果を内容とし、独創的な内容をもつもの。実証的な研究の場合には目的、方法、結論、考察について明確なもの。
　（2）「研究ノート」：独創的な研究の短報または小規模な研究など、研究論文としての基準に達していないが、新しい知見を含み、学術的に価値の高いもの。
　（3）「研究資料」：特色ある資料、調査、実験などの報告や研究手法の改良などに関する報告等で、将来的な研究に役立つような情報を提供するもの。
　（4）本誌は上記のほかに編集委員会が認めたものを掲載する。
3. 投稿者の学問領域、専門分野を問いません。また医療経済研究機構または医療経済学会の会員であるか否かを問いません。
4. 投稿者は、投稿に際し、本文・図表・抄録を電子メールで送付するとともに、投稿論文の原稿 1 部を郵送してください。なお、原稿は返却いたしません。
また、投稿者は、「研究論文」、「研究ノート」、「研究資料」の原稿種別の希望を提示することはできますが、その決定は編集委員会が行うことと致します。
5. 原稿執筆の様式は所定の執筆要領に従ってください。
編集委員会から修正を求められた際には、各指摘事項に個別的に応え、再投稿して下さい。
編集委員会が修正を求めた投稿原稿について、通知日から 90 日以上を経過しても再投稿されない場合には、投稿の取り下げとみなします。ただし、事前に通知し、編集委員会が正当な理由として判断した場合はこの限りではありません。
6. 研究費補助を受けている場合は、ファンドソース（公的機関や私的企業の名称、研究課題名、補助時期など）を謝辞の中に明記してください。
7. ヒトを対象とした研究である場合には、以下に例示する倫理基準などを参考に適切に行われていることを明示してください。
○疫学研究に関する倫理指針　　○臨床研究に関する倫理指針
8. 医療技術評価に関連する研究については、編集委員会が必要と判断した場合は、審査に先立って利益相反（Conflict of Interest）の有無についての情報を開示していただくことがあります。
9. 投稿論文の掲載の採否および種別については、査読審査に基づいて、編集委員会にて決定します。その際、「研究論文」の基準には満たない場合であっても「研究ノート」または「研究資料」としての掲載が可能という決定になる場合もあります。
10. 採用が決定した論文について、研究の構成そのものにかかわる指摘や評価が分かれる場合については、編集委員がコメントをすることがあります。その際には、投稿者へ事前にご連絡いたします。
11. 採用が決定した論文等の版権は、医療経済研究機構に属するものとします。採用された場合には、あらためて版権移管の用紙に執筆者全員の署名をいただきます。
12. 採用された論文の掲載料金は無料です。別刷が必要な場合にはその旨ご連絡ください。実費にて申し受けます。
13. 採用された論文については、「学会論文賞」の選定対象となり、正賞を医療経済学会から、副賞を医療経済研究機構から贈呈します。
14. 英文の校正等は、第一義的には投稿者の責任であり、水準に満たない場合は合理的な範囲での費用負担を求める場合もあります。
15. 原稿の送り先は以下のとおりです。
（電子メール）　E-mail kikanshi@ihep.jp
（送付先）　〒105-0003　東京都港区西新橋 1-5-11　11 東洋海事ビル 2F
一般財団法人　医療経済研究・社会保険福祉協会　医療経済研究機構
医療経済学会雑誌・医療経済研究機構機関誌『医療経済研究』担当
TEL 03－3506－8529 ／ FAX 03－3506－8528

（2011 年 4 月 1 日 改定）

『医療経済研究』執筆要領

1. 原稿の書式
（1）A4版 Word 入力
（2）1 行 40 字×36 行、横書き入力
匿名で査読を行いますので、著者の属性に係る事項は表紙（1 ページ目）に以下①〜④の項目を記入し、本体ページ（2 ページ目）以降に本文を掲載し、謝辞を入れずに原稿作成をお願い致します。
① 題名著者の氏名および所属・肩書、謝辞、提出年月日
② 連絡先著者 1 名の所属・肩書、メールアドレス、住所、電話番号、FAX 番号
③ 共著者全員のメールアドレス
④ 研究費補助の有無。研究費補助を受けている場合は、ファンドソース（何年のどの機関・企業からの研究補助等）を謝辞の中に明記してください。

2. 原稿の長さは「40 字×36 行」12 枚、英文の場合は 6000 語以内とします。
（表紙、図表、抄録は除く）

3. 抄録は和文（1,000 字程度）および英文（400 語程度、ダブルスペース）で作成の上、添付してください。また論文検索のため、和文•英文各 10 語以内でキーワードを設定し、末尾に記載してください。（英文キーワードは原則として小文字にて記載）

4. 注）は本文原稿の最後に一括して掲載してください。掲載は、注 1）などのナンバーをふり、注）の番号順に並べてください。

5. 文献記載の様式は以下のとおりとします。
（1）文献は本文の引用箇所の肩に 1）などの番号で示し、本文原稿の最後に一括して引用番号順に記載してください。
文献の著者が 3 名までは全員、4 名以上の場合は筆頭者名のみあげ、(筆頭者), 他．としてください。
（2）記載方法は下記の例示に従ってください。
①雑誌の場合
1）Wazana,A. Physicians and the pharmaceutical industry: is a gift ever just a gift? Journal of American Medical Association 2000;283:373-380
2）南部鶴彦，島田直樹．医療機関の薬剤購入における価格弾力性の推定．医療経済研究 2000；7：77-100
②単行本の場合
1）井伊雅子，大日康史．第 9 章　予防行動の分析.医療サービス需要の経済分析．日本経済新聞社．2002：173-194
2）Organisation for Economics Co-operation and Development. A System of Health Accounts. Paris: OECD Publications,2000.
③訳本の場合
1）Fuchs,V., 1991. National health insurance revisited. Health Affairs [Winter], 7-17.（江見康一・二木　立・権丈善一訳『保健医療政策の将来』勁草書房，1995，245-261）

6. 図表はそれぞれ通し番号を付し、表題を付け、出所を必ず明記してください。また、本文には入れ込まず、1 図、1 表ごとに別紙にまとめ、挿入箇所を本文の右欄外に指定してください。

7. 見出しに振る修飾数字・英字等は原則として以下の順序に従ってください。
1.　（1）　①　（a）　（ア）　…

（2008 年 3 月 31 日 改定）

Japanese Journal of Health Economics and Policy: Instructions to Authors

The Japanese Journal of Health Economics and Policy accepts articles from the subject areas of health economics and health care policy. Articles that are submitted to the Editorial Committee of the journal have to be original and, as such, should not have been published elsewhere, either in whole or in part, and should not be submitted to other journals while a decision on publication by the Editorial Committee is pending. Contributing authors should be mindful of, and strictly follow, the Guidelines set below.

1. The purposes of the journal are as follows:
 1) The development of research in the area of health economics and health care policy, with a view to this forming an academic basis for policy design and its evaluation.
 2) The provision of opportunities for scholars and other interested parties to present research results in the area of health economics and policy.
 3) The promotion of free exchange and the discussion of views, ideas, and opinions among all persons concerned with the various dimensions of health economics and health care policy.
2. Primarily, the following types of articles are accepted for publication:
 1) Research Papers: These are articles presenting detailed, original, empirical and/or theoretical research, and providing a clear statement and explanation of the objectives, method, and result of the research in question.
 2) Research Notes: These comprise small and concise notes on the original research, or articles containing new views and opinions of academic value that do not meet the standards of a research paper.
 3) Research Reports: These include reports on particular data, surveys, experiments, and other such matters, along with reports on improvements in research methodologies that can provide useful information for future research activities.
 4) Other articles that are approved by the Editorial Committee may be published.
3. Authors are subject to no restrictions with regard to their areas of research interest and expertise. The authors are not required to be members of the Institute for Health Economics and Policy and/or the Japan Health Economics Association.
4. Authors should email the main text of their articles along with the figures/tables and the abstract, and should, in addition, send a hard copy of the articles through regular mail. Articles once submitted will not be returned. Authors may express a preference as to whether their articles are to be published as a research paper, as research notes, or a research report, although author preferences regarding article type will not be binding upon the Editorial Committee.
5. Authors should follow the Writing Guidelines attached with the Authors' Guidelines. When asked by the Editorial Committee to make revisions, authors are expected to revise their articles in full accordance with the requirements of the Committee and to resubmit their completed and revised articles. If a resubmission is not made within 90 days from the date of notification, the submission will be considered as withdrawn. However, the 90-day limit will not apply in cases where the Editorial Committee decides that there is a valid reason for the delay.
6. In the case of articles based on research that has been supported by grants, fellowships, or other such funding, authors are required to provide the names of the awarding institutions or organizations concerned, the research title, the year the grant/fellowship was received, and all other relevant information in their acknowledgements.
7. The authors must clearly indicate that all research involving human subjects was conducted in accordance with the standards set out in the Ethical Guidelines for Epidemiological Studies and Ethical Guidelines for Clinical Research.
8. In the case of research concerning the assessment of health care technology, authors are advised that the Editorial Committee may, if necessary, request information regarding possible conflicts of interest prior to the evaluation of the articles concerned.
9. Decisions regarding the acceptance of articles for publication and the designation of the type of article will be made by the Editorial Committee on the basis of the referees' reports. Submissions that do not meet the standards for research papers may be published as research notes or research reports.
10. The Editorial Committee can comment on the papers accepted for publication if points related to research designs of the papers are made and/or opinions on paper reviews are divided. In that case, the authors will be notified of such comments.
11. Authors are advised that the Institute for Health Economics and Policy will retain the copyrights for all the works accepted for publication. The authors of the papers accepted for publication will be requested to sign a consent form for copyrights transfer.
12. There is no publication fee for the published papers. Extra copies of published papers will be provided at actual cost price upon the authors' request.
13. Articles accepted and published as research papers will be eligible for being considered for "Association's Paper Award" for the most valuable article of the year and the award-winning author(s) will be honored with an award certificate by Japan Health Economics Association and with an extra award by Institute for Health Economics and Policy.
14. Authors should assume principal responsibility for proofreading of the paper for language (English) related issues. Therefore, when the level of English does not meet the standard, authors may be requested to bear reasonable expenses for additional proofreading done by the Editorial Committee.
15. Articles should be sent to the following address:
   Editorial Office of the Japanese Journal of Health Economics and Policy:
   Institute for Health Economics and Policy
   No. 11 Toyo Kaiji Building 2F, 1-5-11 Nishi-shinbashi, Minato-ku
   Tokyo 105-0003 Japan
   Telephone: (+81) 3-3506-8529; Fax: (+81) 3-3506-8528
   E-mail: kikanshi@ihep.jp

Revised as of April 1, 2011

"Japanese Journal of Health Economics and Policy" Manuscript Submission and Specifications

1. Format of articles
   Articles are to be submitted in the format of an A4-size Microsoft Word document file with 36 lines per page. As referee reading will be conducted anonymously, the following four items should be included on the cover page (first page), while the main text should appear from the body page (second page) onward and acknowledgements should not be included from that page onward. (1) The title of articles, the name, title and institutional affiliation of authors, acknowledgements, and the date of submission must be entered clearly on the cover page. (2) The name, title, institutional affiliation, address, telephone number, fax number and email address of authors should also be provided separately for contact pur poses. (3) In the case of co-authored articles, the email address of all the authors concerned must be supplied in full. (4) Where articles are based on research that has been supported by grants, fellowships or other such funding, authors are to give the name of the awarding institutions or organizations concerned, the year of the award and all other relevant information in their acknowledgements.

2. Articles in Japanese should be no longer than 12 pages, with 40 characters per line. Articles in English should be no longer than 6,000 words, excluding the cover-page, figures/tables and abstract.

3. An abstract of about 1,000 characters in Japanese or about 400 words (double-spaced) in English should be prepared and attached to the article.
   Up to 10 Japanese and 10 English keywords are to be selected for article searches and listed at the end of the abstract. Keywords in English should as a rule be in lower case letters.

4. Endnotes (e.g., 'Note 1') should be placed together at the end of the main text of the article in numerical order.

5. Bibliographical references should be numbered by superscript next to the citations in the main text of articles, and the full references should be listed at the end of the main text in numerical order with all numbers clearly indicated. Up to three authors for individual works may be listed in bibliographical references, but for works with four or more authors the name of the first author only should be given and followed by 'et al.'.
   The following specimen examples are to be taken as standard for contributing authors:

Journal articles:

1) Wazana, A. Physicians and the pharmaceutical industry: is a gift ever just a gift? Journal of American Medical Association 2000; 283: 373-380.

Books:

1) Organization for Economic Co-operation and Development. A System of Health Accounts. Paris: OECD Publications, 2000.

Translations:

1) Fuchs, V., 1991. National health insurance revisited. Health Affairs [Winter], 7-17. (Translated by Emi, Niki, Kenjo. Future of Healthcare Policy. Keiso Shobo, 1995. 245-261).

6. Figures and tables are to be numbered sequentially, with captions added and sources clearly indicated. Figures should not be entered into the main text of articles, but should rather be placed individually in separate attachments with the places for insertion indicated in the right margin of the main text.

7. Roman and Arabic numerals and letters used for outlines should as a rule be set out in the order as follows: 1.　(1)　a) ⋯.

Effective on and from 31 March 2008

医療経済学会 入会申込書

【学会設立の趣旨】
医療経済学の研究者を広く糾合し、医療経済研究の活性化を図るべく、「医療経済学会」を設立する。この学会が医療経済学の研究成果発表の場として、広く研究者が交流する場となることで、その学問的成果に基づく政策や医療現場での実践が行われ、ひいては質の高い効率的な医療が提供されることを期待する。

年　　月　　日申込

入会希望の方は下記様式に記入の上、事務局までメール、FAX または郵送して下さい。

<table>
<tr><td colspan="3">フリガナ</td><td rowspan="2">男
・
女</td><td rowspan="2">生年
月日</td><td rowspan="2">西暦　　年　　月　　日</td></tr>
<tr><td colspan="2">氏　　名</td><td></td></tr>
<tr><td colspan="2">会員の別</td><td>普通会員
学生会員</td><td colspan="2">最終学歴
専攻科目</td><td></td></tr>
<tr><td rowspan="2">所属先</td><td>名称</td><td></td><td colspan="2">職　　名</td><td></td></tr>
<tr><td>住所</td><td colspan="4">〒</td></tr>
<tr><td colspan="2">電　　話</td><td></td><td colspan="2">FAX</td><td></td></tr>
<tr><td colspan="2">自宅住所</td><td colspan="4">〒</td></tr>
<tr><td colspan="2">電　　話</td><td></td><td colspan="2">FAX</td><td></td></tr>
<tr><td colspan="3">郵便物希望送付先（該当に〇）</td><td colspan="3">所属先　・　自宅</td></tr>
<tr><td colspan="2">E-mail</td><td colspan="4"></td></tr>
</table>

＊入会申込書に記載いただいた個人情報は、当学会のご案内・ご連絡にのみ使用致します。
＊学生会員を希望される方は、学生証コピーの添付をお願い致します。

【主な活動】
研究大会の開催
学会誌「医療経済研究」の発行など

【学会年会費】
普通会員：年 10,000 円、学生会員：年 5,000 円

【入会の申し込みおよびお問合せは下記へ】
医療経済研究機構内　医療経済学会事務局
TEL 03-3506-8529　FAX 03-3506-8528
http://www.ihep.jp　E-mail：gakkai@ihep.jp

医療経済研究　*Vol.25　No.1　2013*

平成26年1月20日発行

編集・発行　**医療経済学会**
医療経済研究機構
〒105－0003　東京都港区西新橋1－5－11
11東洋海事ビル　2階
一般財団法人　医療経済研究・社会保険福祉協会内
TEL 03（3506）8529
FAX 03（3506）8528
医療経済研究機構ホームページ：http://www.ihep.jp/
医療経済学会ホームページ：http://www.ihep.jp/jhea/

制作　株式会社 **祥文社**
〒135－0034　東京都江東区永代2丁目35番1号
TEL 03（3642）1281㈹

会員サービス向上の一環としまして、バックナンバーについては医療経済学会ホームページよりPDFが閲覧可能です。本年号については、パスワード入力により会員専用ページで閲覧可能です。また、会員の皆様にはこれまでどおり最新号を郵送いたします。なお、非会員の方は一年以上経過したバックナンバーがWeb上で閲覧可能です。

Japanese Journal of Health Economics and Policy

Vol.25 No.1 2013

Contents

Japan Health Economics Association
Institute for Health Economics and Policy