ISSN 1340-895X

Vol.18 No.1 2006

医療経済研究

医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関誌

（医療経済学会設立記念号）

ご挨拶
医療経済学会設立にあたって ……西村 周三 2

巻頭言
学会誌の役割 ……池上 直己 3

特別寄稿
医療における格差－構造的特性と政策的対応 ……池上 直己 5
ストレス、健康の自己評価と医療費の関係について ……小椋 正立 23

論 文
眼科水晶体手術における在院日数の離散型比例ハザードモデルによる分析 ……縄田 和満 41
井伊 雅子
石黒 彩
川渕 孝一
回復期リハビリテーション病棟の費用効果分析 ……能登 真一 57
上村 隆元

投稿規定・執筆要領…… 68

医療経済学会 医療経済研究機構

医療経済研究

Vol.18 No.1 2006

医療経済学会 医療経済研究機構

ご挨拶

医療経済学会設立にあたって

京都大学大学院経済学研究科教授
西村　周三

日本において、医療経済学会を設立しようという動きは、これまでに何度かありました。しかしながら、残念なことにその試みは幾度にわたり頓挫してきました。その重要な原因の一つは、学会において発表する論文の質について、経済学者と医療従事者との間でかなりの見方のギャップがあったことによります。学会がその存在意義を持つかどうかかは、そこで論文が発表されて、学術交流が進むかどうかが生命線なわけですから、このギャップが埋まらないことには、学会を設立する意味がないことになります。

従来「医療経済研究機構」では、その機関誌として、レフェリー制（査読制）を採用する『医療経済研究』を発行してきましたが、この審査過程で、経済学者と医療従事者との間で、その質についての判断が大きく分かれるという経験をしました。たとえば経済学においては、実証研究において、その統計的分析に、ある種の確立した手法がありますが、これは医療従事者の使い慣れたそれとはかなり異なるようです。他方で、経済学者の書く論文には、統計的手法はある水準を満たしているが、どう考えても、日本の医療制度に関する理解が不足した上で、ただ統計データを処理したとしか思えないものも少なくありません。論文の迅速な作成の蓄積が大学や研究機関での昇進の重要な判断基準となる現状では、業績として認められるまでのスピードが重要となっています。上記のような、レフェリーとのやりとりを通じて、時間をかけて論文の質を高めるというプロセスは、しばしば論文投稿者に嫌がられることもあります。既成の学問分野にとどまって論文を書く方がずっと安易に業績が上がるからです。

しかしながら、このような愚痴を言っていては、いつまで経っても学問的水準は上がりません。やはり一刻も早く学会を立ち上げて、上記のギャップを埋める努力をせねば、というのが発起人たち一同の意を体した私の率直な気持ちです。

新たに学会を立ち上げて、装いも新たに、本誌の革新を目指そうとする有志の意向をご理解いただいて、多くの良質の論文が、学会大会などで発表され、またそれらが本誌に投稿されることを切に願います。このようなお願いを込めて、設立のご挨拶とさせていただきます。

巻頭言

学会誌の役割

慶應義塾大学医学部医療政策・管理学教室教授
池上　直己

本号より医療経済研究機構の機関誌「医療経済研究」が、医療経済学会の「医療経済学会雑誌」を兼ねることになった。そこで、学会誌の役割について検討してみたい。学会は、真理の追究について、パラダイムと方法論をある程度共有した者同士が設立・運営し、学会誌は学術総会とともに、これらの者が新しい学術成果を発表し、相互に評価する場である。そして若手研究者にとっては、学会誌への掲載は研究者としての登竜門にもなる。

方法論はパラダイムから導き出され、時には新しい方法論を用いた研究成果によってパラダイムが変容することもある。しかしながら、学会誌に掲載されるためには、会員の査読による編集委員の審査があり、その際の基準はパラダイムとの適合性、データベースと方法論の適切性、結果の解釈の妥当性などが評価される。したがって、掲載された論文によってパラダイムが変化することよりも、補強される可能性が高く、研究分野として確立されればこの傾向がいっそう強まる。かくして学会誌は現実の世界から遊離した愚者の楽園となる危険性を常にはらんでいる。

さて、当雑誌はどうであろうか。「医療経済学」については、パラダイムも方法論も共有されているとは言い難い。筆者の見解に対して、「医療経済学」を、経済学の手法を医療において適用する経済学の一分野として捉える者からは異論が出よう。確かに経済学を主として、医療を従とする分野として捉えるならばそうであるかもしれないが、医療従事者にとっては主客が逆転しており、医療が主で、経済を従とする分野として捉えており、「経済」も一般に費用に関連したデータの収集としてしか認識していない。

前者の立場を貫徹すれば、会員は経済学者にほぼ限られるので価値観は共有され、論文採否の基準についてもコンセンサスが得られやすい。しかし、医療の分野は制度によって大きく規定され、また医師を始め医療従事者の行動を理解するには社会学的な素養も必要であるので、経済学の仮説に従って分析しても現実と遊離してしまう危険性がある。一方、後者の立場は、既存のhealth services research（医療研究）との相違が不明確になり、学会誌としての独自性を確立することが難しくなる危険性がある。

学会誌としての創刊号の巻頭言としては、もっと威勢のいい、バラの色の発展を願う内容としたほうが適切であったかもしれない。しかし、謙虚且つ冷徹に現実を認識することが、いかなる事業においても不可欠であり、学会誌としての刊行の場合も然りである。今後の発展のためには、足して二で割るという官僚的調整ではなく、会員相互の異質性が対話を介してシナジー効果を発揮する体制が必要であり、こうした体制が早急に構築することを期待して稿を終える。

特別寄稿

医療における格差－構造的特性と政策的対応

池上　直己*

抄　録

国民の間の健康格差を解消するには、相互の協力を促進する無形の社会資本の形成のほうが医療サービスの拡充よりも重要であり、こうした観点から健康的な行動が支援されるような社会を目指す新しい公衆衛生運動が提唱されている。しかし、格差を縮小するための社会改造の効果は必ずしも十分に検証されておらず、また就学前の幼児、およびその親を対象とした教育体制を整備したほうが有効であるという意見もある。

医療における格差は健康格差とは別個の課題であり、医療に内在する構造的特性から格差のない制度としないと、有効で安全な医療サービスの担保、患者の医療費による経済破綻の防止、および医療費の公的負担の抑制をそれぞれ実現できない。その理由は、まず供給側の特性として、医療は1回限りで再現性のない個別状況で提供されるので、事後的に「適切」であったか、「不適切」であったかを評価することが難しいことにある。特に生死が関わる場合は、たとえ新しい技術の有効性の確率が低く、安全性が十分検証されなくても医師は使用する傾向があり、また一旦使用が開始されると、当初想定された適用範囲を超えて広く普及する傾向にある。

一方、需要側の特性として、医療はいつ必要で、その時に治療費がいくらかかるが分らないという不測性があるので、こうしたリスクを回避するため、医療に対する需要は、保険に対する需要に変わる。保険市場において、消費者は最低の保険料で、最高の給付を求めるので、保険者としては、供給側には質の高い効率的なサービスを要求し、需要側には医療費のかかるリスクに応じた保険料を徴収する必要がある。しかし、後者のほうがはるかに容易であるので、市場原理に任すと医療の給付格差は拡大し、また保険に加入できないか、加入できても給付が不十分な患者の自己破産が増える。さらに「適切」とする医療の範囲がしだいに拡大するので医療費が全体として高騰する。

日本は基本的には公平で効率的な医療制度となっているが、医療保険制度における所得水準と年齢構成の格差を財政調整する方式が粗い、患者負担の減免措置が不十分、診療報酬の決定プロセスが不透明、医療提供体制の質の担保が不十分、などの理由により国民から必ずしも評価されていない。これらの課題を解決するには、医療を国民に平等に提供すべき基本サービスに位置づけ、政策の焦点を世代間の負担の格差から、地域間の給付の格差に移す必要がある。すなわち、国は需要側の要因による地域間の負担の格差を財政支援で解消した後は、都道府県は健康指標やサービスの提供実態と保険料率の関係を評価する。その結果、他県と比べて格差があれば、住民の意向に沿ってより効率的に提供できるように医療機関を計画的に整備、モニターする体制を構築するインセンティブが生まれよう。

キーワード：健康格差、民間保険、保険者機能、医療貯蓄口座、医療費、診療報酬、地域格差

1．はじめに

これまで医療において、「どこでも、だれでも、いつでも」医療を受けることができるように、地域や所得によるアクセスの格差を解消することが医療政策の目標となっていた。しかしながら、こうした目標は以下の理由により一部から再考が求められている。

第一は、ソ連の崩壊と経済のグローバル化に伴って、市場競争で成功した者に対して応分の報酬を与えるべきであるとする価値観の浸透である。それを受けて、これまで格差を縮小するために採

＊　慶應義塾大学医学部医療政策･管理学教室

られてきた所得再分配政策や公平性を確保するための諸規制の見直しがそれぞれ求められており、こうした全体動向の中で、医療においても格差を是認し、支払い能力のある者がハイグレードの医療を受けられるように改める動きが活発化している。

第二は、医療費の絶対額が31兆円と大きくなったので、格差を是正するために再分配しなければいけない金額も大きいことである。このように再分配の絶対額が大きいことのほうが、再分配の程度よりも政策課題として着目される理由の１つであり、ちなみに65歳以上の高齢者が使う割合は、医療費では50%に留まるのに対して、介護保険は96%にも達するが、介護保険の財源規模は6.8兆円に留まる（いずれも2005年度）こともあって、問題視されることが少ない。

第三は、国民は医療サービスが適切に使われていると必ずしも認識していないので、格差を解消するために財源を投入することに対して十分な賛同が得られない。その背景にはマスコミによる「社会的入院」、「薬漬け、検査漬け医療」に代表される医療費の「ムダ」、および医療事故の多発や医師の高所得等のマイナスイメージの定着がある。一方、個人の自己責任を重視する社会においては、需要側においても、禁煙や食生活改善等の努力をしなかったために生活習慣病を発症した者と、努力をしたので発症しなかった者が、同額の保険料を負担することに反対する意見が現れている。

以上の格差を容認する意見はそれぞれ一理あるが、それに従って現行制度を改めると、医療に内在する構造的特性により多くの弊害が現れる。本章では、こうしたメカニズムを普遍的な枠組みの中で解説した後、日本の医療制度の課題を分析する。４部より構成され、第１部は国民における健康格差とその対応、第２部は医療の供給側と需要側のそれぞれの特性、第３部は日本の医療制度とその問題点、そして最後の第４部はこれらを踏まえて医療制度を改革するための政策提言を行う。

２．健康格差の基本課題

（１）健康格差の要因

医療の目的は、治療による健康の回復にあるが、医療が国民の健康の維持・向上にどこまで貢献しているかは必ずしも明らかではない。発展途上国では、上下水道の整備、栄養状態の改善、女性の地位の向上等が医療よりも大きな要素である。また、先進国においては一人当たりの医療費が一定の水準を越えると、平均余命等の健康指標は、医療費ではなく、所得格差の程度と関係している[1)]。

近藤によると、健康に影響する因子として、ミクロの遺伝子レベルに帰結する分子生物学的アプローチと、マクロのグローバリゼーション・南北問題にまで発展する社会疫学アプローチがある[2)]。後者が重要な要因となる理由は、人は社会的な存在であるゆえ、自分の生活を自からコントロールでき、社会的なネットワークから支援を受けているという認識が、ストレスによる免疫系、自律神経系の異常に対して、それぞれ脳を介して防御的に働くことにある。

このような社会心的要因の健康に及ぼす影響を研究したのが、Marmotらのイギリスの国家公務員を対象に、25年間追跡したWhitehall studyである[3)]。職種・職位により公務員を４階層に類別し、各層の40－64歳の年齢階級における調整後の死亡率を比較すると、最高と最低の階層の間には3.12倍の差があった。しかも職種・職位が2番目に高い階層は、最も高い階層と比べて死亡率が高いなど、階層が低くなるに従って順に死亡率は高まる傾向にあった。日本においては、このような追跡的な研究はないが、横断面で見ると、所得が低い

ほど介護保険で要介護者に認定された割合が高く、また質問表でうつ状態と判定された割合が高い、という結果が報告されている[2]。

（2）健康格差の是正策

以上のような階層による健康格差が存在するため、GDPが増えて所得水準が上がっても、格差が縮小しない限り、社会全体の健康水準は向上しないと推測される。こうした状況下で、社会における健康水準を高めるには、Social capital（無形の社会資本）の蓄積が必要であると主張されている[2]。無形の社会資本とは、一般に「相互の協力を促進する組織やコミュニティの特性」として定義されており[4]、具体的にはアンケートにより信頼感は「一般に、人は信頼できますか？」、互酬性は「人は、他の人の役に立とうとすると思いますか？」のそれぞれに対する肯定・否定等によって、またネットワークについては参加する数を調査することで把握される。

このように把握された無形の社会資本の程度と、自覚的健康状態、死亡率、凶悪犯罪の発生率等との統計的に有意な関係がこれまで報告されている。両者を結びつける要因として、ストレスに対する防御以外に、Kawachiらは、無形の社会資本の蓄積された社会では、第一に禁煙や運動等の機会が多い、第二に健康に寄与するサービスやイベントが多い、第三に犯罪や近隣との争いが少ない、第四に政府に対してハードの社会資本の整備を求めて高い投票率で投票することを指摘している[5]。

こうした健康的な行動を支援・促進する社会を目指す動きがNew Public Health (NPH) Movement（新しい公衆衛生運動）である。従来の個人に焦点を当てた保健活動では、ストレスが多く、喫煙などの不健康な習慣を身につけた仲間と暮らしている状況下では効果を期待できないという反省から始まっている。例えばHealthy Citiesのプロジェクトでは、地域の社会環境を整備することによって、住民全員の健康水上の向上が計られている[2]。

しかしながら、逆に所得格差が拡大すれば健康格差も拡大し、健康水準が全体として低下するという確証はない、と格差容認派として反論することもできる。確かに無形の社会資本はアンケートからしか把握できず、健康指標との関連は横断的にはみられても、縦断的には検証されていない。傍証として提示できるのは、実験経済学において報酬を不平等にすれば、自主的な寄付が減るという結果に留まる[4]。

そのうえ、仮に無形の社会資本の充実と健康との関係を受け入れた場合でも、NPHのような社会改造ではなく、各個人が公平なスタートラインに立てるような政策を提唱するであろう。すなわち、無形の社会資本の本質は互いにコミュニケートし、協力することであるので、こうした能力を身につけるために、就学前の幼児、及びその親を対象とした教育の場を制度的に整備し、予算をつけることが、社会全体の健康水準を高めるうえで最も効果的な介入となる[6]。

幼児期の教育に重点を置いて健康格差の解消を計るか、あるいは社会の改造に重点を置くかは価値観によるが、いずれにせよ政府が個人の生活に介入することになるので、他の予防対策と同様に、政策としての実現性に課題を残す。また、日本のように医療費の半分が65歳以上の高齢者によって使われている状況下では、医療に対して国が責任を持つ典拠を勤労者の生産性の向上に置くことは難しく、むしろ健康に焦点を当てることによって医療におけるアクセスの格差が容認される危険性すら存在する。したがって、筆者は健康状態は病気ごとの治療成績を評価する際の指標の一つとして扱うべきであると考える。

2．医療における需給特性

医療費と国民の健康水準の関係が必ずしも明確でないなら、政府が医療に介入する根拠はどこにあるか。結論から先に言えば、それは有効で安全な医療サービスの担保、患者の医療費による経済破綻の防止、公的に負担する医療費の抑制である。このような功利的な論拠ではなく、医療は司法による生命・財産の保護と同様に、医療も公的な基本サービスとして平等に用意されるべきであるという規範的理由を挙げることもできる。こうした規範は世論調査では日本ばかりでなく[7]、アメリカにおいても広く浸透しているが、市場競争の正しさを信じている政策決定に係わるエリートには受け入れられていない[8]。そこで、以下は価値観ではなく、医療の供給側、需要側の構造的特性から、先に述べた政策目標を達成するために格差を認めない制度とする理由を解説する。

（1）供給の特殊性

①適切性を規定する難しさ

患者が発病し、治癒ないし死に至るプロセスは1回限りで再現性がないので、治癒するかどうかは、患者に分らないだけではなく、実は医師にも分らない。医師にできることは、目の前の患者の固有な病状に対して、自分の医学的知識と経験に基づいて、最善と判断した治療を行うことである。医学的知識の中で最も確たる根拠があるのは、被験者を無作為に介入群（たとえば薬なら新薬使用群）と対照群（旧薬使用群）に振り分けて、統計的に新技術の有効性を比較検証した結果である。その際に厳密性を追究するために合併症のある患者や高齢の患者は除かれるが、実際の臨床場面ではこうした患者のほうが多い。

したがって、医師は治療内容に対して確証のないままに、自分が「適切」と判断した基準に従って治療せざるを得ない。その結果、次の問題が発生する。第一に医師は患者の治癒を望むので、少しでも有効な可能性があれば、特に生死が関わる場合には安全性に多少問題を残しても、「適切」と判断する点である。第二に、「適切」と判断する範囲は、医師に対して出来高払いによる経済的インセンティブがあれば一層広まる。第三に、各医師の経験は、自分が教育研修を受けた機関等によって「適切」とする基準は異なるので、同じ状態の患者に対して、異なった診断、治療なされている可能性がある。そして、実際にカナダのオンタリオ州では、手術適用基準の地域格差を反映して、子宮の摘出されている女性の割合は最大と最小の地域の間には4倍の格差があった[9]。

以上の関係をシェーマで表すと、図1のとおりになる。場面を問わずどの医師でも常に「適切」と判断する範囲は白で表される狭い範囲であり、また、明らかに「不適切」と判断する黒の範囲も狭い。大部分は患者の特性、および医師の特性によって変動する灰色部分である。医療政策の目標は、患者の医学的ニーズへの対応が最大限になされ、医師による個人差が最小限になる標準的な医療が提供される状況である。しかし、出来高払いでは過剰の傾向はあるが、逆に傷病や手術等の分類ごとの包括払いでは過少になる傾向があるので、事後的に各医療行為が患者の特性によって提供されたか、あるいは医師の特性によって提供されたかを検証することは難しい[10]。

いずれにせよ、何を「適切」な医療とし、何を「不適切」な医療とするかは、多分に過去の慣行によって規定されている面が強いので、一旦定着すると改めることは難しい。一方、新しい技術については一旦使用され出すと、当初想定された範囲を超えて広く普及する傾向がある。例えば、CTスキャンは脳腫瘍等の診断のために開発されたが、頭痛があれば念のために撮影することが半ば

図１　ある病気に対して、医師が適切と判断する医療サービスの範囲

「状況によって適切」とは：
・患者の特性：
　症状・合併症・年齢 等
　EBM（Evidence-based medicine）の目標
・医師の特性：
　地域・所属する機関・研修した機関・経験 等
・保険からの支払い方式：
　出来高払い、包括払い 等

一般化しており、その結果、撮影しないために脳腫瘍を見逃した場合には訴訟の対象にもなるので使用に一層の拍車がかかる。このようなミクロのレベルにおける医師の決定によりマクロレベルの医療費の規模と配分が決まるので、スクラップアンドビルドは難しく、医療費は技術進歩により絶えず増える構造を持っている。

②価格を規定する難しさ

医療は医師と患者の相対関係で提供されているにも拘わらず、社会に対して専門職集団として医療の供給を独占しているので、価格を自由に設定できる立場にある。また、医薬品や機材のメーカーも特許によって守られている限り、実際の臨床現場では旧技術との優劣を比較することが難しいので、同様な立場にある。こうした状況に置かれていることから、次節で述べるように保険者が供給側とサービスの価格について独占的に交渉できる立場に立てない限り、以下の理由により、青天井に設定される可能性がある。

まずサービスの価格を決めるためには、「適切」とするサービスの内容を決めなければならいが、それが難しいことは前述した通りである。次に、医療費の半分以上は人件費であるので、医師をはじめとする医療従事者の報酬水準を決めなければならないが、具体的に例えば30分要する診療行為に対して、一般勤労者と比べて、どのくらいの報酬を支払うかを決めることは難しい。次に、従事した時間よりも、治療の成果のほうがが重要であるはずだが、治るかどうかは医師の技量にだけでなく、患者の特性によって決まるので、成果に基づいて払うことは、時間当たりの報酬を決めること以上に難しい。

なお、出来高払いは、医師が過剰に提供するインセンティブがあるために医療費が増える傾向にあることは前述した通りであるが、包括払いに移行しても、移行するのは入院に限られるので全体としてはむしろ一般に増えることになる。なぜなら、包括払いに移行した際の報酬額は、原則的には出来高払いの時に、各傷病グループに対して支払われていた平均額に設定されるので入院医療費は減らないが、外来は出来高払いに留まるので、入院中に実施していた検査や投薬を外来に移すインセンティブが働き、その結果、外来にシフトし

た分の医療費が増えるからである[11]。

（2）需要の特殊性

医療需要の特徴としては、消費者である患者と、供給者である医師との間に存在する情報の非対称性がまず挙げられる。こうした状況に対応するため、どこの国でも医療の供給を専門職者に制限している。そして医師は個人として、また専門職集団として、一定の技能と行動規範を有し、患者の代理人として、最善の医療の提供を保証することと引き換えに、業務独占の下で裁量権が認められている[12]。患者が医師・医療機関と直接交渉して購入するという前提は非現実的であり、むしろ自分の病気の回復する確率が少しでも上がれば、一般に費用は二の次で医師に勧められるままに受けると考えるべきである。

確かにインフォームドコンセントにより患者自らが治療内容を選択することが推奨されているが、選択肢には通常費用は含まれず、また提示するのは当事者である医師であるので、アメリカでも多くは形骸化した手続きとなっている[13]。そこで、別の医師からのセカンドオピニオンを求めることが推奨されているが、ファーストオピニオンを出した医師と比べて患者に関する情報量は圧倒的に少ないこともあって、追認されるのが原則である。前述したように、そもそも医師は確証のないまま治療を行っているので、他の医師の判断が「適切」であるか、「不適切」であるかの判断は難しい。

もう一つの需要側の特性は不測性であり、不測性のほうが情報の非対称性よりも医療の需給構造を決めるうえで大きな要素となっている。すなわち、医療はいつ必要で、その時いくらかかるが分らないので、患者として受診時に払うよりも、保険に加入し、保険から給付されることを望む。その結果、医療に対する需要は、保険に対する需要に変容する。医療保険は元々リスクを分散するための相互扶助的性格を有していたが、それが廃れて消費者主義が高まり、公的保険の給付範囲も制限されてくれば、医療保険にも市場原理が導入されることになる。その結果、最低の保険料負担で、病気になった時には最高の給付が受けられる保険商品が求めるようになり、保険者はそれに対して理論的には次の二つの方法で対応することができる。

第一の方法は、加入者の代理人として、まず給付されるサービスの安全性と有効性を検証し、新薬等についてはQOL（Quality of life）の尺度による改善度と費用の関係を経済分析して給付の有無を決めることである[14]。そのうえで、保険者としての購買力を生かして、低料金で質の高い医療を提供する医療機関を選別し、契約することである。選別するためには、各医療機関や医師ごとに、患者の年齢や合併症等を統計的に補正した、疾患ごとの治療成績に関するデータベースを構築する必要がある。

第二の方法は消費者の特性、すなわち病気になりやすい程度（保険事故の発生するリスク）にそれぞれ応じて保険料を設定した保険商品を開発することである。例えば自動車保険では年齢、ゴールド免許（5年間無違反）の有無、走行距離等に応じた様々なリスク細分化型保険が開発されている。

これら二つの方法のうち、第一の方法に従って医療の質と効率性を追求することは難しいうえ、消費者は少しでも有効な可能性があれば給付を求め、また病院に対するブランド志向が強いので、供給側に対する保険者の立場は弱い[15]。したがって、保険者が圧倒的に多く用いるのは第二の方法であり、その結果、がん等の既往症のある者は排除される。また保険商品の購入するwillingness-to-pay（支払う意志）は、ability-to-pay（支払う能

力）を前提としているので、支払う能力のない者は購入できない。

ところが、保険を購入できなかった者も、自分ないし家族が病気になれば、できる限りの医療を受けたいと望むので借金を重ねて自己破産することになる。こうした危険性は保険に加入していても常に存在する。なぜなら、元気の時に保険商品を購入する際に選ぶ給付の基準と、病気の時に求める医療サービスの範囲は自ずと異なるからである。一方、富裕層は最高の給付を保証する保険を購入するので、こうした保険において「適切」とされる給付水準と、「適切」とされる価格がやがて医療全体の基準になって、医療費の高騰と格差の拡大が同時に生じ、そのうえ給付の対象とする際に行う審査も形骸化するので、有効性と安全性も担保されなくなる。

以上のように医療保険が市場メカニズムに任されると、多くの弊害が発生する。したがって、格差の問題は通常、低所得者に対する対応が中心となるが、医療においてはそれと同時に、富裕層の受ける医療とそれを給付する民間保険をそれぞれ規制しなければ、解決できないといえよう。

（3）アメリカの実態とヨーロッパの対応

民間保険が主体であるアメリカでは、こうしたメカニズムが働いた結果、医療費はGDPの16%に、未加入者の割合は国民の6分の1以上にそれぞれ達しており、また医療が個人破産の最大要因となっている[16]。さらに各保険者はマーケティングし、医療機関と相対交渉でそれぞれ支払い条件を決めなければならないので、アメリカの管理費は日本の4倍以上であり[17]、このように医療費に占める医療サービス以外の割合が高いことは非効率である。

アメリカの社会保障給付費はヨーロッパと比べて確かに低いが、事業主は労働慣行上、また有能な従業員を確保するために医療保険料を負担する必要があるので、医療費全体の水準が高いことも加わって、ヨーロッパよりも人件費の実質負担が重い可能性がある。また、民間保険の保険料は所得控除されるので、格差を是正するために配分できる政府の歳入を少なくしている点にも着目する必要がある。このように控除される金額は15兆円（2005年）近くに達し、連邦政府のメディケア、メディケイドに対する支出の5分の1以上である[18]。

これに対してヨーロッパは、保険者が第二の方法ではなく、第一の方法を採用するように制度を構築している。例えばドイツでは、国民が保険者を選択できるように改革した際にも、各保険者の加入者の年齢構成と所得水準等の格差を解消するための調整を用意したうえで行っている。また社会保険から脱退し、民間保険に加入することを認めているが、一旦脱退すると実質的には公的保険に生涯戻れないように規制されている。一方、イギリスでは民間保険は別立てになっているが、給付対象は公的制度では入院待ちが長くなる腰痛や白内障のための手術のように生命に影響しない疾患に対する入院医療か、入院期間中の現金給付等に限られ、併給を認めていない。

民間保険の併給に対して強い規制が設けられている理由は、仮に公的保険の給付範囲外の医療サービスの給付や割高な料金に対する差額の給付を認めた場合には、公的制度において確立していた医療の有効性と安全性の確保、および医療費を抑制するメカニズムに風穴が開き、体系全体がしだいに崩壊する危険性にある。なぜなら、「適切」な医療の水準も、「適切」な価格も設定することが困難な医療の特性からして、一旦風穴が開くと、民間保険の給付水準が新たな基準となるからである。

（4）医療貯蓄口座の問題点

保険制度の共通の特徴としてモラールハザードの発生があり、医療保険の場合にはそのためにコスト意識を欠いて安易に受診し、また健康に対する自己責任も放棄するという見方もできる。こうした問題認識に基づいて、アメリカでは医療貯蓄口座（Health Savings Account, HSA）が推進されている。具体的には個人ごとに医療費を支払うための専用の口座を開き、事業主が振り込む。通常の預金口座と同様に利息がつき、相続させることもできるが、引き出しは医療費に限られ、事業主にも被用者にも非課税である。

HSAの問題点は、第一に患者は賢い消費者として、医療サービスの適切性を判断し、購入できる、という前提であるが、こうした前提は先に述べたように医師と患者の間に情報の非対称性が存在するので現実的でない。第二に、患者は一般に危険回避的に行動するので、通常の保険とHSAの両方が用意されていれば、一般に前者を選択する。したがって、何らの規制を設けないとHSAは普及しないことになるが、HSAの賛同者は一般にこうした制度的規制に反対しているので自己矛盾に陥る。ちなみにアメリカで通常の保険に対する満足度が63%であるのに対して、HSAとしての税控除の対象となる個人で千ドル以上の免責額を設けたプランの場合は33%に留まっていた[19]。

第三に、HSAから支払いには上限が設けられており、限度額を超えた医療費に対しては、保険制度が用意されている。したがって、仮に患者がコスト意識を持ったとしても、それは限度額までである。ところが、先進諸国では医療費の８割は、２割の高額医療費の患者によって使われている[20]。換言すると、医療費の抑制効果が期待できるのは患者数からみれば確かに８割になるが、医療費からみれば２割に過ぎない。ちなみにシンガポールのHSAは有名であるが、同国の医療費のうち、HSAからの支払いは１割程度に留まる[21]。

最後に、HSAを選択する者は、一般に健康に自信があるので、通常の保険に残った糖尿病等の慢性疾患等を有する人々の保険料は一層高騰する。また、選択の余地なくHSAが一律に導入された場合は、慢性疾患を持った人々の口座残高は常にゼロに留まるので、高額医療費の給付対象額に達するまで、全額自費で払う必要がある。一方、健康者のHSAの口座残高は増え、しかも払い込み額も利子も非課税となるので、両者の格差はいっそう拡大する。さらに、HSAの残高が多い者は、高いレベルの医療サービスから健康増進のサービスまで自由に選ぶことができるので、こうした基準が全体に波及し、医療費全体を押し上げることになる。

3．日本の医療制度

（1）保険者間格差を是正する方式とその問題点

日本の公的保険制度は、1922年に一部のブルーカラーを対象とした健康保険法の施行により始まり、その後しだいに拡大して1961年に国民皆保険が実現した。しかし、保険者は依然として職場、地域ごとに組織されており、各々における相互扶助と応能負担の原則に従って、所得の一定割合が保険料として徴収されている。例えば保険料率が1割であれば、年収１千万円の加入者は100万円、年収100万円で加入者は10万円をそれぞれ保険料として支払うが、給付される医療サービスは平等である。しかし、職場、地域によって所得水準や年齢構成等が大きく異なるので、こうした相違をそのまま保険料率に反映させると、負担の格差が大きくなり過ぎる。そこで、以下の二つの仕組みが用意されている。

まず所得の格差に対しては、国は加入者の平均

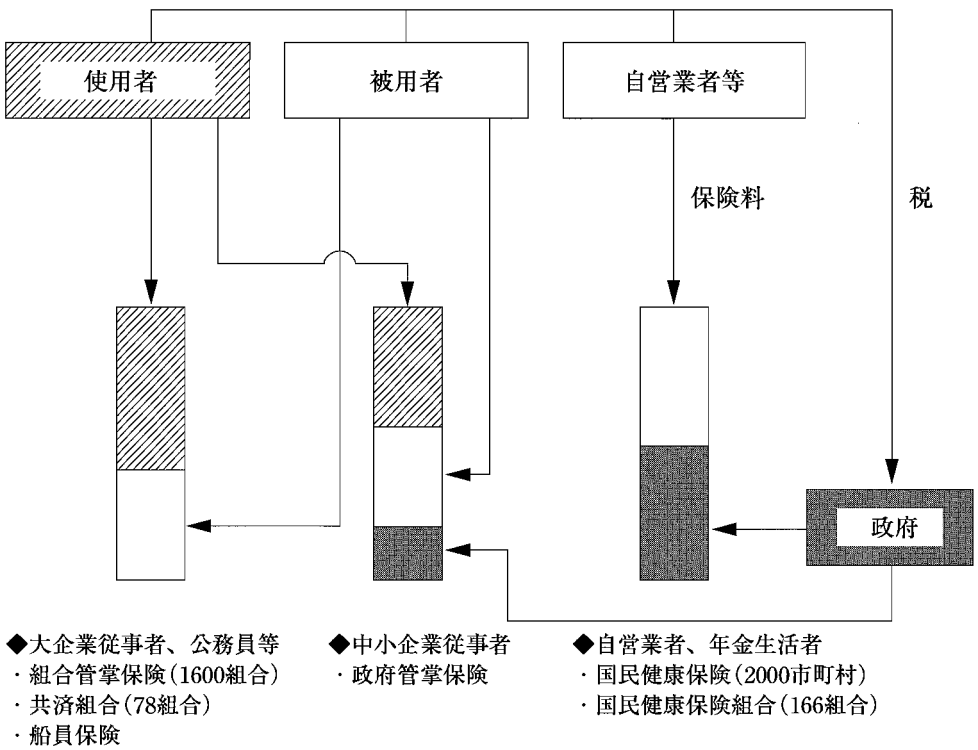
所得の低い保険者に対して助成している。助成の仕組みは複雑であるので、保険者を三層に分けて整理すると、図2に示すとおりになる。第一層は、平均所得が高い大企業従事者の健保組合と公務員の共済組合であり、国は原則的に補助しない。第二層は、平均所得がより低い中小企業従事者を対象とした政管健保であり、国は給付費の14%を助成している。第三層は、平均所得が最低の自営業者、年金生活者を対象とした国保であり、国は給付費の4割から8割を助成している（各国保の加入者の所得水準等で異なる）。このような加入者の所得水準を調整する助成があるので、所得に占める保険料の割合に層による格差は原則的にない。

次に、年齢構成の格差については、保険料の拠出と税からの助成で対応している。保険料の拠出は、1983年に施行された老人保健法に基づいており、各保険者の拠出額は国全体における老人の割合から算定される。例えばある組合健保の加入者に占める老人の割合が2%で、その医療費が10億円であれば、全国の老人割合が6倍の12%であるゆえ、拠出金は給付額の6倍の60億円になる。さらに1984年に65歳以上から老人保健法の対象年齢に達するまで、被用者保険から一律に拠出する退職者医療制度が施行され、これら二つを合わせると拠出金は保険料収入の約4割を構成している。なお、こうした拠出金は老人医療費の7割を構成し、残り3割は税から支払われている。

現行の格差調整の問題として、以下がある。

①保険料と税の複雑な組み合わせで財源を調達しているため、保険料の負担と給付されるサービスの関係が見えにくい点がある。その結果、医療保険料は税金と同じく、ただ取られるだけとして認識されている。

図2　3つの層における保険料と税の割合



②保険者が約３千５百に分立していて、その中には本来存続し得ないような弱小規模の保険者が多く含まれている。規模が小さいと、加入者の一人に心臓手術や腎透析等の高額な医療費が発生すると、当該保険者の収支が急速に悪化する。

③現在の所得と年齢による調整は粗すぎて、そのため同じ層に属する組合健保や国保であっても保険料率は大きく異なり、合併すれば必ず一方の保険者の保険料率が上がる構造となっている。そのため市町村が合併しても国保の統合ができない状況さえ発生している。

④保険料率は捕捉された所得に対して適用されるが、被用者と自営業者とでは所得捕捉が異なり、また両制度における扶養家族の扱いも異なるので、統合一本化に大きな障壁がある。さらに国保において保険料（税）徴収の方法も市町村ごとに大きく異なる。

（２）患者の自己負担と民間保険

自己負担する割合を上げれば、患者はコストを意識するので受診率は下がり、医療費も抑制できるという認識の下に、自己負担の引き上げが繰り返されてきた。まず被用者については、健康保険法施行以後、自己負担割合はゼロであったが、1983年に１割、1997年に２割、2003年に３割の負担になった。次に、高齢者については、1973年以後は無料であったのが、1983年に小額の定額負担の導入後はしだいに増額され、2002年に1割負担となると同時に、一般勤労者所得よりも高所得の高齢者は2割負担に、そして2007年より３割となる。最後に高額医療費については、1973年に高額療養費制度が導入され、一定額を超えた部分の負担がなくなったが、2002年より１％の負担が課せられるとともに所得に応じて適用額も引き上げられ、同額は2006年からさらに引き上げられた。

このように自己負担割合は上がったが、少なくても医療費を下げるうえでは効果がなかったことが検証されている。すなわち、被保険者本人に対する自己負担割合は、1997年と2003年においてそれぞれ引き上げられたが、入院外（外来等）に対する影響を総括すると、一部の年齢階層ではわずかに診療実日数は下がっていたが、逆に１日当たりの医療費は上がる場合もあったので[22]、全体として医療費の抑制効果はなかったと推測される。一方、入院については受診の抑制を期待すること自体が現実的でないうえ、高額療養費制度の対象になれば自己負担引き上げの影響はほとんどなくなる。

しかしながら、自己負担の引き上げで保険者からの給付費は減っており、その結果、次の問題が発生している。第一に、低所得者にとっては大きな負担となるので、受診を控える可能性がある。第二に、高額療養費制度の申請、あるいは生活保護制度の支給が円滑に行われない場合には、医療機関にとって治療代が未払いになる可能性がある[23]。第三に、高額療養費制度は必ずしも十分に周知されておらず、またリスクを回避したい心理に訴える宣伝広告の効果もあって、成人の３分の１が保険の「第三分野」である医療・がん保険への加入が増加しており[24]、公的保険に対する信頼がしだいに揺らいでいる。

確かに現状では民間保険は、公的保険の自己負担部分を給付することは禁止されており、また混合診療（公的保険による給付と私費による給付外のサービスの提供）は認められていないので給付の対象にできない。しかし、もし両者が認められた場合には、民間保険の市場は加速度的に拡大すると推測される。その可能性は２つあり、１つは公的保険における患者負担に免責制度（医療費の一定額まで保険の対象外とする制度）等が加わって負担額がさらに増大した場合である。もう１つは、混合診療が解禁された場合であり、その際は

混合診療の推進者が想定したように患者はサービスを受けるメリットと購入額を天秤にかけて判断するような事態にならず、こうしたリスクを回避するために民間保険に加入するであろう。

（3）診療報酬体系

①概要と改定の仕組み

「診療報酬」は医師の技術料を規定しているだけでなく、「看護師等を含めた医療サービスと材料の公定価格表」であり、また保険に請求できる条件を提示した厚生労働省の「通知集」でもある。これらの条件に適合しているかどうかをレセプト（請求明細書）で審査し、適合しないと判断されれば支払われない。診療報酬は国によって一元的に規定されており、全ての公的保険の保険者とほぼ全ての医療機関に一律に適用され、両者は個別に交渉して支払う条件等を決めることはできない。すなわち、医療の需給拡大に対して、ファイヤーウォールの役割を果たしている。

改定は、ほぼ2年に1回行われる。第1段階は政府として財政状況や医療機関の経営状況を鑑みて全体の改定幅の決定である。全体の改定幅（Price）を決めれば、各医療行為の回数および各薬剤等の材料の使用量（Quantity）は大きく変わらないので、改定後の医療費総額もほぼ確定できる。次の段階は、厚生労働大臣の諮問機関である中央社会保険医療協議会（中医協）における薬剤の価格（薬価）と個々の診療行為の点数改定である。

薬価はまず薬剤ごとの市場の取引価格の調査結果に基づいて改定される。すなわち、メーカーは医療機関に対して通常値引きして売るので、市場価格は薬価より一般に低い。そこで、各薬剤の加重平均された取引価格が、薬価の2％の範囲を超えていれば、超えた分だけ当該薬剤の薬価が引き下げられる仕組みとなっている。次に、売上高が予定よりも大きかった新薬の薬価や特許が切れて後発品がでた場合も下げられる。なお、薬剤以外の他の材料も同様なプロセスで改定が行われる。

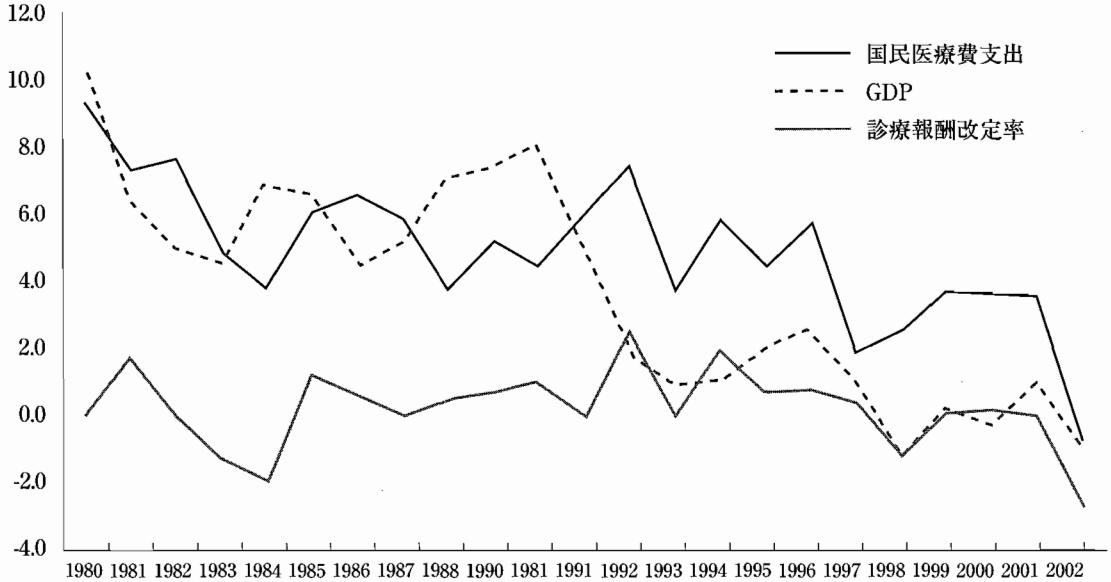
診療行為の点数改定は、改定の全体枠から薬価の引き下げ分を除いた残りの枠内で、政策的な判断で個々の行為ごとに行われる。基本的には回数（量）が不適切に増えたと判断された場合には、当該行為の点数は選択的に引き下げられる。たとえば2002年の改定率は薬剤等を除いた「本体部分」はマイナス1.3％であったが、頭部のMRIの撮影料は16,600円から11,400円に3割下げられた。なお、改定する際はこのような引き下げだけではなく、院外処方の推進等の政策目標を達成するために引き上げが行われることもある。

以上のプロセスは透明でなく、また日本医師会の影響により開業医に有利であるという印象が持たれている。確かに改定は恣意的であり、しかも期待した抑制ないし促進の効果が表われたどうかを直接検証できないので説明責任も不明確である。なぜなら、個々の行為の回数は抽出調査によって把握されるが、調査対象となる病院は毎年変わるので、心電図など回数の多い行為を除いて期待した通りに回数が増減したかどうかが分らないからである。しかしながら、限られた全体財源からどれだけ医療に配分し、さらに医療の中での配分を決めることは難しく、透明性が高まれば利害の対立が激化する危険性もある。

②医療費抑制の検証

日本は諸外国と比べて医療費の抑制に成功しており、その最大の要因は国が診療報酬によって給付の対象と価格を統制してきたことにある。図3は、1980年から2002年の医療費とGDPのそれぞれの伸び率、および診療報酬の改定率を示している（2000年の介護保険への移管の影響を除外するため、移管した相当部分を加えて表示）[25]。ここで

図３　国民医療費とGDPの伸び率、診療報酬改定率の年次推移（1980－2002年）



国民医療費支出に、2000年に介護保険に移管したサービスを含めて算定

注目すべき一つの点は、1980年代は医療費とGDPはほぼ同じペースで伸びていたため、医療費のGDPに占める割合も一定であったことである。ところが、バブルがはじけた1990年代になると、医療費の伸び率も低下したが、GDPの伸び率がより低下したため、GDPに占める割合は大きくなっている。もう一つの点は、医療費と診療報酬の改定率の関係をみると、両者は連動して相関は0.78と高く、診療報酬の改定率の抑制が医療費の抑制に効果のあった点が明らかなことである。

次に、調査した23年間における医療費の伸び率をみると、毎年平均５％であり、この５％のうちの約２％が高齢化と人口増であり、両者を合計した割合はほぼ一定であった。すなわち、1980年代初期は人口増のほうが大きかったが、最近ではほとんどが高齢化である。また、診療報酬の改定による上昇率は毎年平均0.46％であり、この値は消費者物価が平均1.46％であることから、消費者物価よりも低い。そして、残り半分の増加率は技術進歩等によるものであり、例えば昔は単純Ｘ線であったのが、CT、MRIに診断機器が代わったことによる費用増である。

最後に、2002年以降の動きをみると、2002年には診療報酬のマイナス2.7％改定があり、医療費はマイナス0.7％と始めて実質的に減少した。その後、医療費は2003年に2.1％、2004年に2.2％の伸び率に留まっており、高齢化による増加率にほぼ等しい。さらに2006年度の改定率はマイナス3.16％であったので、医療費が再び減少する可能性が高い。したがって、今後ともマイナス改定を継続すれば、新たな施策を導入しなくても医療費の増加率を、高齢化を加味したGDPの成長率の範囲内に留めることができよう。

しかしながら、医療費は高齢化等による２％増のほか、技術進歩等によってもそれ以上に増加してきた点に着目するべきである。ちなみに、アメリカでは医療技術の進歩だけで、医療費はGDPの増加率を1％上回っており、2075年には医療費が高齢化を加味するとGDPの38％に達成すると予測されている[26]。こうした技術進歩等による増加を、

診療報酬の引き下げで今後とも吸収するためには、医療従事者の所得水準を持続的に引き下げなければならない。だが、好景気が持続すれば、人材の確保はしだいに難しくなるであろう。

なお、1999年から2004年の5年間だけを見ると、確かに医療費の伸び率が人件費の伸び率を上回っているが、1998年以前まで遡ると異なる形相を呈する。筆者らが行った1979－93年の価格指数を用いた研究では、この間の薬剤費を除いた診療報酬本体の毎年の伸び率が2.81%に留まったのに対して、賃金指数は3.34%であった[27]。すなわち、価格を規制すると、JRの乗車賃に見られるように、景気の変動を受けにくいといえよう。

（4）医療提供体制

日本の医療提供体制は、医師はどこにでも自由に開業できるという江戸時代に遡る自由開業医制度、および明治時代に形成された医師の出身校と卒業年次により規定される序列と医療機関の階層構造によって特徴づけられる。医師の格差は、限られた財源を東京大学に集中的に投入して同校の卒業生を教官として全国に赴任させることによって地方の大学を開設し、不足部分を私立の医学専門学校等で補完したので形成された。病院の格差は同じく、限られた財源を大学病院、伝染病病院（多くの自治体立病院のルーツ）、軍病院（国立病院機構のルーツ）に投入し、大部分を医師の自己資金で開設した民間病院に任せたことで形成された[28]。

こうした政策的対応により低い費用で量的には充足できたが、専門教育を受けた医師と設備の整った病院はともに絶対的に不足し、こうした背景で医局制度が誕生した。医局制度とは、大学の各講座が病院と密接な関係を構築することによって病院は医師を、大学は良質な病院をそれぞれ確保する体制である。その結果、例えば○○病院の内科の医師は、××大学の第一内科から代々派遣される体制が確立し、大学教授を頂点とした医師のヒエラルキーが形成された。

日本の医療提供体制の弊害として、第一に医療における質を担保するうえで最大の要件となる標準的技能を有する専門医制度の確立の遅れがある。すなわち、医局制度の閉鎖的な組織の中で医師の人事が決まり、開業すれば診療科目を自由に標榜できる状況下では、専門医資格の必要性は低かった。第二に、医療機関に階層構造がある中で、患者がどこでも受診できる体制であるので、患者が大学病院等に集中するのは当然である。そして集中すれば待ち時間は長くなり、それが国民の医療に対する不満を高めている。第三に、補助金が集中する国公立病院のほうが医療の質が高いと一般に認識されており、こうした認識がこれら病院の非効率な赤字体質を温存させている。

このような体制下で、医療サービスの安全性と有効性を担保し、医療費を抑制する方法として、国が主に用いているのが診療報酬による統制である。診療報酬による画一的な規制の弊害は確かにあるが、規制改革派が主張するように撤廃すれば、他に代わるべき方法がない点にも十分留意するべきである。また、撤廃するうえでの実務上の障壁として、混合診療の対象となる高度医療を提供できるのは主に設備の整った国公立病院であるが、これらの病院は補助金で建設、運営されているので、患者の支払能力で差をつけるのは難しいという点である。ちなみに公認されている差額ベッドでさえ、こうした観点を鑑みて国公立病院における割合を1割以下に規制されている[29]。

なお、混合診療と併せて、規制改革派は株式会社の新たな参入も求めたが、利益を出すためには差額徴収の全面解禁、民間保険の拡大がセットで用意される必要がある。なぜなら、株式会社が開設者となっても効率的な経営が保証されるわけで

はなく、参入が禁止された1948年以前に企業が炭鉱・工場の従業員を対象に開設していた株式会社の所有する病院の数は、当初の4分の1以下に減少しているからである[30]。

以上の問題点もあって、混合診療は2004年末に尾辻厚生労働大臣と村上内閣府特命担当大臣の会談で解禁は大筋で見送られ、また株式会社の参入は規制改革特区における高度医療を、自費で提供される場合に限られた[31]。

4．今後の政策提言

社会における格差が拡大していると認識されているからこそ、医療は国民に対する基本サービスとして、質と安全性の担保、および患者の医療費による経済破綻を防止するために現行の制度を維持する必要がある。また低所得者に対しても3割の自己負担が一律に適用されているので、減免措置を強化するべきである。そもそも医療費が歯止めなく高騰しているという認識は事実に基づいておらず、むしろ格差を容認し、混合診療を解禁して民間保険を拡大したほうが、医師が「適切」と判断する医療の範囲が広がって、長期的には公的保険の給付額が増えると予測される。したがって、医療におけるアクセスの格差に対しては、他の分野と異なり、低所得者対策だけではなく、高所得者を対象とした保険に対しても規制によって対応する必要がある。

確かに負担の世代間格差の拡大は問題となっており、それに対処するために積み立て方式への移行が一部で提唱されている。しかし、こうした考え方は所得が世代間で移転する年金については適切であるかもしれないが、医療は年齢に関係なく、国民全員に普遍的に提供するべき基本サービスである。また医療費は、高齢者の健康水準の向上による有病期間の短縮で減る可能性がある一方で[32]、他方では新たな感染症の流行、技術進歩により増える可能性もあるので将来予測は難しい。したがって、年度ごとに負担と給付を均衡させる賦課方式を今後とも継続するべきである。

そのうえで、今後は負担の格差ではなく、同じ医療ニーズに対して、地域によって異なる医療サービスが提供されている、という給付の格差に着目すべきである。すなわち、医療は超高齢社会の大きな関心事であり、国民はいたずらに費用の抑制を望んでいるわけではない。むしろ給付と負担の関係を明確にすることによって、負担に見合った給付にすることが課題である。両者のバランスを国が全て計ろうとすると利害の対立が激化し、また、そもそも医療は地域におけるニーズや価値観によって影響されるので、以下述べる手順に従って都道府県単位で対応する必要がある。

第一に、国は都道府県間の所得水準による負担能力の格差と年齢構成による負担の格差を是正するために財政調整する。第二に、都道府県は県内の保険者間の保険料率の格差を縮小するために同様に財政調整し、被用者保険と国保ごとにそれぞれ統合を推進する。第三に、都道府県による調整後の保険料率の格差の原因を、給付されている医療サービスの内容や健康指標に基づいて追究する。例えば性・年齢調整後の手術・処置の実施率の相違、小児救急の整備率やがんの5年生存率の相違を比較し、保険料負担に見合うサービスの給付を受けているかどうかを分析する。その結果、他県と格差があれば、住民の意向と、サービスの効率的供給の両面から、医療機関を計画的に整備、モニターする体制を構築するインセンティブが高まろう。

残る課題である被用者保険と国保の統合については、所得捕捉、扶養家族の扱いなど保険料徴収の根幹にかかわるので、社会保障制度全体の改革のなかでしか解決ができないであろう。また、全

国規模の組合健保の扱いについては、負担面については都道府県と同様に財政調整の対象とすることができるが、給付面については加入者が全国の医療機関を受診するので保険者として機能することが難しい。したがって、都道府県ごとに事業所を分割したうえで、被用者保険に統合するべきであろう。

最後に、医療保険と介護保険、および福祉がそれぞれ対象とする分野を整理する必要がある。国として普遍平等に給付する責任があるのは医療に限られ、介護は受給者の過半数が満足する水準で十分であって、不満の場合は私費で追加的なサービスを購入することが制度的にも認められている。一方、福祉はナショナルミニマムのレベルまでである。こうした原則に従って「社会的入院」の公私負担の割合を見直すことが、医療における格差容認論を退けるうえでも有用といえよう。それと同時に、制度間の費用の移転（cost shifting）を防止できる体制に改める必要があり、そのためにも都道府県に運営責任を一元化するべきであろう[33]。

謝辞

本論文は、財務省の平成17－18年年度、「我が国の経済格差の実態とその政策的対応に関する研究会」に提出する報告書に基づいており、執筆に当たり同研究会における討議から多くの示唆を得た。委員各位および事務局に深謝します。

参考文献

1）Wilkinson, R.G. The epidemiological transition: From material scarcity to social disadvantage. Daedalus 1994; 123: 61-77
2）近藤克則．健康格差社会・何が心と健康を蝕むか．医学書院．2005
3）Marmot, M.G., Wilkinson, R.G. Social Determinants of Health. Oxford: Oxford University Press, 1999
4）Mellor, J.M. & Milyo, J. State social capital and individual health status. J. of Health Politics, Policy and Law 2005; 30(6): 1101-1130
5）Kawachi, I. Social cohesion, social capital, and health. Social Epidemiology (Berkman, L.F., Kawachi. I., Edited). New York: Oxford University Press, 2000
6）Low, D.M., Low, B.J., Baumler, E.R., Huynh, P.T. Can education policy be health policy? Implications of research on the social determinants of health, J. of Health Politics, Policy and Law 2005; 30(6): 1131-1162
7）田村　誠．なぜ多くの一般市民が医療格差導入に反対するか－実証研究の結果をもとに．社会保険旬報　2003；2192：6-15
8）Schlesinger, M. On values and democratic policy making: The deceptively fragile consensus around market-oriented medical care. Journal of Health Politics, Policy and Law 2002; 27: 889-925
9）Vayda, E., et al. Five-year study of surgical rates in Ontario's counties, Canadian Medical Association J 1984; 131: 111-115
10）池上直己．『医療問題－新版』日本経済新聞社．2002
11）池上直己．5章 急性期以外の入院医療のための新たな支払方式．医療保険・診療報酬制度（遠藤久夫・池上直己編）．勁草書房．2005
12）池上直己．医療の政策選択．勁草書房．1992
13）Halpern, S. A. Medical authority and the culture of rights. Journal of Health Politics, Policy and Law 2004; 29 (4, 5): 835-852
14）池上直己．臨床経済学．勁草書房．2005
15）Reinhardt, U.E. The pricing of U.S. hospital services: Chaos behind a veil of secrecy. Health Affairs 2006; 25(1): 57-69
16）Himmelstein, D.U., Warren, E., Thorne, D., Woolhandler, S. (2006): Illness and injury as contributors to bankruptcy. Health Affairs 2006; Web exclusive W63-73
17）Ikegami, N. Wolfson, J., Ishii, T. Comparison of administrative costs in health care between Japan and the United States. In Containing Health Care Costs in Japan. (Ikegami, N. & Campbell J.C. edited). Ann Arbor: Michigan University Press,

155-171, 1996
18) Porter, E. Health care for all, just a (big) step away. New York Times 2005; December 18.
19) Commonwealth Fund: Early experience with high-deductible and consumer-driven health plans: Findings from EBRI / Commonwealth Fund Consumerism in Health Care Study, 2005. www.cmwf.org/publications_show.htm?doc_id=doc 321301, accessed 12月7日、2005
20) Aaron, H.J., Schwartz, W.B., Cox, M. Can We Say No? The Challenge of Rationing Health Care. Washington, DC: Brooking Institution, 2005.
21) Lim, M.K. Shifting the burden of health care finance: A case study of public-private ownership. Health Policy 2004; 69(1): 83-92
22) 内閣府．構造改革評価報告書5－医療制度改革．内閣府2005；平成17年12月
23) 朝日新聞．治療代未払い急増．朝日新聞社2006；2006年、4月9日
24) 日本経済新聞社．医療・がん保険3200万件．日本経済新聞社 2006；2006年2月9日
25) Ikegami, N. & Campbell J.C. Japan's health care system: Containing costs and attempting reform. Health Affairs 2004; 23(3): 26-36.
26) CMS (Centers for Medicare and Medicaid). Technical Panel Review of Assumptions Medicare Trustees' Financial Project. cms.hhs.gov/publications/technical report/, accessed 9月17日、2003.
27) 医療経済研究機構．平成8年度政府管掌健康保険の医療費動向等に関する調査研究．医療経済研究機構．1996
28) 池上直己，J.C.キャンベル．日本の医療—統制とバランス感覚．中央公論社．1996
29) Ikegami, N. Should providers be allowed to extra-bill for uncovered services? Debate, resolution and sequel in Japan. Journal of Health Politics, Policy and Law 2006 (in press).
30) 濱島ちさと．企業立病院の変遷とその変遷．病院管理　2004；41(3)：39-47
31) 池上直己．9章 医療保険の給付範囲をめぐる論点－混合診療と特定療養費制度．医療保険・診療報酬制度（遠藤久夫・池上直己編）．勁草書房．2005：251-256
32) Manton, K.G. & Gu, X.L. Changes in the prevalence of chronic disability in the United States black and nonblack population above 65 from 1982 to 1999, PNAS Early Edition, 2001. www.pnas.orgycgiydoiy10.1073zypnas.111152298
33) 池上直己．8章 社会保障給付のサービスパッケージ．社会保障制度改革（国立社会保障・人口問題研究所編）．東京大学出版．2005：203-236

著者連絡先
池上　直己
慶應義塾大学医学部医療政策·管理学教室
〒160-8582　東京都新宿区信濃町35
TEL：03-5363-3773
FAX：03-3225-4828
e-mail：ikegami@sc.itc.keio.ac.jp

Disparity in Health Care
－Structural Characteristics and Policy Intervention－

Naoki Ikegami, M.D., M.A., Ph.D.*

Abstract

In order to decrease disparity in health status, the development of social capital through improved mutual cooperation would be more effective than the expansion of health services. This is the premise for the "new public health movement" aimed at creating a society which supports healthy activities. However, the effectiveness of such social engineering has not been adequately evaluated. Moreover, some have proposed that improving the educational system for young children and their parents would be more effective in decreasing disparity.

Disparity in health care is a policy issue distinct from disparity in health status. A lack of policy intervention to constrain disparity in health care threatens the effectiveness and safety of health services, the prevention of personal bankruptcy from health care costs, and the containment of public expenditures in health care. The reason lies on the supply side and the demand side.

On the supply side, health care is provided in unique and unrepeatable situations, so it is very difficult to evaluate whether the services provided had been "appropriate" or "inappropriate". Thus, services tend to be provided, particularly in a life or death situation, even if its effectiveness is doubtful and its safety has not been adequately evaluated. Moreover, once a technology comes to be used, its use will expand from the appropriate area for which it was originally intended.

On the demand side, an individual usually does not know when the demand would arise or how much it would cost. Therefore, to avoid risk, the demand for health care translates into a demand for health insurance. In the insurance market, the most attractive product is the one that offers the best benefits for the lowest premium. There are two ways to do it. First, the insurer can act as an agent for the consumer and contract with providers who can deliver high quality services efficiently. Second, the insurer can adjust premiums and benefits to correspond to the risk profile of the consumer. The second way is far easier, and so market principles in the health insurance market lead to more disparity, and increases in personal bankruptcies for the uninsured and those with inadequate coverage. Moreover, since what is considered as "appropriate" would inherently expand to meet the criteria of the most generous plan, health care expenditures in total would increase.

Although Japan's health care system is basically equitable and has relatively low costs, it has not necessary been positively evaluated by the general public for the following underlying reasons. The adjustments for age and income among plans are unclear and not refined, the measures to alleviate patients' out-of-pocket expenses are inadequate, the revision process that sets fees and prices lacks transparency, and quality assurance is inadequate. These issues should be resolved. However, the major effort should be placed on refocusing the current policy discussion about the inter-generational disparity of cost burden to the regional disparities of service benefits. After the national government has adjusted for the disparity of cost burden arising from differences in age and income among the prefectures through subsidies, the relationship between premiums and benefits in each prefecture would become clear, providing an incentive for prefectural governments to evaluate, redesign and monitor the health delivery system for efficiency and to reflect the preferences of their residents.

[**key words**] health status disparity, private insurance, function of insurer, health savings account, national fee schedule, regional disparity

* Department of Health Policy & Management, Keio University School of Medicine, Tokyo, Japan

特別寄稿

ストレス、健康の自己評価と医療費の関係について[注1]

小椋　正立*

抄　録

この論文の目的は、雇用者が感じているストレスや健康の自己評価と、医療費との関係を明らかにすることである。ここで用いたデータは、ある企業の雇用者の医療費パネルデータと生活習慣に関するアンケート調査から得られた情報を結合したものであるが、分析を複雑にしないため、非喫煙者のデータだけを用いた。

まず、私たちは、雇用者の健康の自己評価がどのような要因によって決まっているかを分析した。その結果によれば、性別や年齢そのものは自己評価にほとんど影響を与えていないが、高血圧、胃がん、脳卒中、アルコール依存症などの生活習慣病は、自己評価を著しく低下させる。しかしながら、健康な雇用者の集団においては、こうした生活習慣病の罹患率が低いので、それよりも肩こり、腰痛、手足の関節痛、全身のだるさ、手足の痺れなどの自覚症状の方がより重要な要因であるが、単独の要因として最も強い影響を及ぼしているのはストレス指数である。

次に、私たちは健康の自己評価が医療費に及ぼす影響を分析した。この推計結果によれば、5段階の自己評価が1段階上昇すると、医療費は3割以上も減少する。したがって、短期的には、健康状態が非常に良い（第5段階）と答える人は、健康状態が悪くない（第3段階）と答えた人の半分の医療費しか使っていない。医療費と健康状態の自己評価の同時方程式の推定結果によれば、ストレス指数が1段階上昇すると、自己評価は約0.3ほど低下するため、医療費は約10%近くも増加すると推定される。

一般的に、これまでのわが国の公的医療は、病理的な変化に着目したいわばハード的な治療が中心であったと考えられるが、ストレスには心理療法が有効である可能性は高い。職場によっては、すでにこうした取り組みが始まっているようであるが、ここでの分析からはそうした試みは医療費のコントロールの観点からも、有効性が期待できると考えられる。また、最近の研究によれば、高齢者やその介護者の健康の自己評価は、抑鬱によって非常に大きな影響を受けていることが明らかになってきている。こうしたことを考慮すると、医療資源を有効に利用する観点から、これまでのハード的な治療中心の医療だけでなく、心理的な療法も重視すべき時期にきている。

キーワード：健康の自己評価、ストレス、医療費パネルデータ、生活習慣に関するアンケート調査、生活習慣病、心理療法

1．はじめに

個人に対してアンケートを実施する側から見ると、自分の健康状態に関する質問の回答率は高く、しかも回答者が真摯に回答するため、質の高い情報が得られていることは疑いない。このため、これまで個人の健康の自己申告や自己評価からどのような有効な情報が得られるかについて、さまざまな分析が行われてきた。疫学の分野において、この問題についての古典的な業績であるHaberman (1969) は、アンケート調査によって得られた個人の自己申告データは疫学研究に利用するための信頼性を備えていないことを示したことで知られている。彼は、特定の病状についての回答は、そこから罹患率を計算するだけの信頼性を備えておらず、通院や治療についても、最近の場合や非常に重病の場合に限って、多少の信頼性がある程度に過ぎないことを示した。しかしながら、Maddoxほ

＊　法政大学大学院エイジング総合研究所

か（1973）は、患者にとっての健康とは個人生活や社会生活に支障を来たす傷病が存在しないことであり、このように罹患率や治療率についての回答には客観データと矛盾があっても、それが健康の自己評価の情報としての価値を持つことを妨げないと主張した。彼らは少数の患者のパネルデータを用いて、(1)多くの場合、患者の自己評価と医師の自己評価がかならずしも矛盾しないこと、(2)両者に矛盾がある場合は患者側に上方バイアスがあること、(3)患者の自己評価は医師の評価の良い先行指標であるが、その逆は真ではないこと等を示した。

このMaddox等が指摘した自己評価の持つ情報としての価値は、その後の多くの研究によって確かめられ、現在では、第一に、個人の健康の自己評価は、死亡率やそれに関わる主要な傷病の罹患率について非常に優れた先行指標であることは確立されている（Ferraro・Farmer 1999; Idler・Benyamini 1997; Kaplan and Camacho 1983)。そして、第二に、疾病に関する患者の受療行動の予測指標として非常に優れていることも知られている。これは、疫学のHealth Belief Modelにおいて、治療の開始や持続を決めるのは、医師等が認識する客観的な必要性ではなく、患者がその疾病の深刻さをどの程度認識しているかにかかる、としていることも整合的である（Schnittker 2005)。

このような健康の自己評価の予測指標としての特性を考慮すると、それが医療費と高い相関を持っていることは容易に想像される。しかしながら、予測指標としての自己評価と価値を分析した研究においても、自己評価が疾病や身体機能の障害との相関はせいぜい0.3ほどに過ぎない（Marcoほか 1991)。このため、残りの部分が何によって決まっているのかが問題となる。現時点でこの点に関するもっとも有力な仮説は社会参照仮説（social comparison）である（Mechanicほか 1987)。これは健康の自己評価は、絶対的な基準によって決まるのではなく、所属するグループにおける各人の相対的な順位によって決まっている、という仮説である。この仮説によれば、高齢者は自分の健康状態を判定する場合に、周りの高齢者の健康状態を参照して回答するため、客観的な指標からは過度に楽観的に見える回答が多いことになる。この仮説を支持する研究結果（Idler 1993）は多いが、この反面、高齢者にも楽観的な人と悲観的な人が半々という結果もあり、まだ決定的な支持を得るには至っていない（Sulsほか 1991)。

また、健康の自己評価については、Maddox以来、上方バイアスがあることが指摘されてきたが、この問題はある程度、参照仮説で説明できる。たとえば入院中の慢性病の患者は、自分の健康状態を周囲の患者と比較して回答するため、客観的な水準から想定されるよりも高い評価をしがちである（Groot 2000)。しかし、上方バイアスの原因は、参照行動そのものにも存在する（Woodほか 1985)。すなわち、人が自分の健康状態を評価する場合に、自分よりも健康状態の悪い集団を選んで比較する傾向があるとされ、とくに重篤な疾病や重度の障害を持つ患者にこの傾向が著しい(Hoeymansほか 1997)。

しかしながら、人種、性、経済状態などによるバイアスすべてが参照仮説で説明できるわけではない。たとえば所得や教育水準が高い集団は、所得や教育水準が低い集団よりも、客観的にも健康が優れていることは良く知られた事実であるが、健康の自己評価の比較においてもこの関係が成り立つ（Liuほか 2004)。この点に関する最近の研究によれば、健康の自己評価に関する社会経済的な格差のほとんどは、痛み・不快感などの主観的な要因群の程度やその出現率の違いと、生活習慣病や機能障害などの客観的な要因群の程度や出現率の違いで説明可能である（Simonほか 2000)。生

活習慣についても、生活習慣が個人の身体機能に影響を与え、それが健康の自己評価に影響を及ぼしている、という研究もある（Hirdes・Forbes 1993）。したがって、個人間の健康状態を比較するための基準としても、自己評価がある程度の有効性を持つことが期待できることになる。

また、過去25年間にストレスと傷病に関する膨大な数の研究が行われてきた（Clarkほか 1999）。その結果、現在では、心理的なストレスが身体的・生理的な変化を引き起こすことが知られている。すなわち心理的なストレスが特定の免疫機能の抑制や関連ホルモンの分泌反応を引き起こし、それが感染症や腫瘍などの環境要因となる（Stein・Miller 1993）。また、既存の病状についても、ストレスによりリューマチの症状が悪化（Affleck ほか1994）したり、高血圧の治療がより困難になる（Brody 1980）ほか、糖尿病患者では飲酒量や喫煙量の増加や血糖チェックの頻度が低下することにより、重篤な低血糖症状のリスクが増大する（Spanglerほか 1993）ことなどが指摘されている。さらに、心筋梗塞発作後の男性患者の死亡率の予測指標として、ストレスと抑鬱（Depression）がもっとも優れている（Denolletほか 1995）。

もっともこれまで健康の自己評価とストレスや抑鬱の関係はそれほど重視されてきたわけではない。たしかに、これまでの健康の自己評価やそのバイアスを客観的な健康指標と比較してチェックした多くの研究には説明変数の一つとして抑鬱が入れられている（Groot 2000、Hondaほか 2003）。しかしながら、とくに慢性疾患を抱えた高齢者には抑鬱が多いため、医師も抑鬱に対する特別の治療を行なわないことが多いと考えられ、自己評価を説明するために従来の健康指標では不十分ではないかという疑問が残る。抑鬱状態の指標であるCES-D（短縮版）を加えて自己評価をチェックした、ごく最近の研究（Schnittker 2005）によれば、自己評価は慢性疾患や身体機能障害との関係は年齢とともに希薄になるが、抑鬱との関係は年齢とともに非常に強まって行き、75歳を超えると脳溢血や癌と同じかそれを上回るようになる。

また、これまでのところ自己評価に関する多くの研究では、自己評価と抑鬱は、それぞれ独立した影響を与えていることが確認されているが、ストレスについてはあまり言及されていない。この研究で私たちは、わが国の勤労者のデータを用いて、個人の主観的な健康評価とストレスの関係を明らかにして、さらにそれが個人の医療費にどのような影響を与えているのかを分析した。この研究のための調査の枠組みを決めたのは2年以上も前のことであり、私たちにCES指標を組み込むほどの先見の明がなかったのは事実である。しかし、私たちの分析の対象となった勤労者グループは身体的にも精神的にも健康な集団であり、彼らの健康にとっては抑鬱よりもストレスの方がより一般的で、より重要な問題である可能性もある。

この研究の結論は、ストレスは健康の自己評価のもっとも重要な決定要因のひとつであり、そして健康の自己評価は医療費の決定の重要な要因であるため、ストレスが1段階上昇すると医療費も10%増加する、というものである。

2．調査の枠組みとデータ

2005年の夏、ある健康保険組合を通じて、生活習慣と医療費の関係の研究への参加を募ったところ、4,000人を超える参加者を得ることができた。参加者に対して、私たちが作成した生活習慣のアンケート調査を実施し、同年10月に、同組合からアンケートの回答のほか、2000年度から2004年度までの健康診断結果と医療レセプトデータの提供を受けた。本論文で用いたのは、アンケートの回答者について回答とレセプトデータを結合したも

のである。

（1）アンケート質問項目

①健康の自己評価とストレス

Q6. 現在のあなたの健康状態（体調）はいかがですか。

(1)非常によい　(2)よい　(3)わるくない
(4)ややわるい　(5)わるい

Q9. 現在あなたが感じているストレスはどの程度ですか。

(1)強い　(2)中くらい　(3)弱い
(4)感じていない

Q14a. あなたはここ数日、病気やけがなどで身体の具合の悪いところ（自覚症状）がありますか。

(1)はい　(2)いいえ

Q14b. 上の質問（Q14a）で「はい」と答えた方のみにおたずねします。それはどのような症状ですか。あてはまるすべての症状の番号に○をしてください。

(1)肩こり　(2)腰痛　(3)手足の関節が痛む
(4)目のかすみ　(5)体がだるい
(6)かゆみ（湿疹・水虫など）　(7)冷え性
(8)せきやたんが出る　(9)手足のしびれ
(10)頭痛　(11)胃のもたれ・胸やけ
(12)物忘れする　(13)その他の自覚症状

②生活習慣病

Q16a. あなたはこれまでに右の表にあげたようないわゆる生活習慣病と診断されたことはありますか。

(1)はい　(2)いいえ

「生活習慣病」

心臓・血圧・血管の病気	(1)狭心症 (2)心筋梗塞 (3)高血圧症 (4)動脈硬化症
脳・神経の病気	(5)脳卒中（脳出血、脳梗塞） (6)脳動脈硬化症 (7)アルコール依存症
肺・気管支の病気	(8)慢性気管支炎 (9)肺気腫
胃腸の病気	(10)胃かいよう (11)十二指腸かいよう
肝臓･すい臓の病気	(12)アルコール性肝疾患・肝硬変 (13)糖尿病
がん	(14)大腸がん (15)肺がん (16)前立腺がん (17)胃がん (18)肝がん (19)食道がん (20)乳がん (21)子宮がん
骨や筋肉の病気	(22)痛風 (23)骨粗しょう症
歯の病気	(24)歯周病
その他	(25)高脂血症 (26)肥満症

Q16b. 前の質問（Q16a）で「(1)はい」と答えた方のみにおたずねします。上の表から診断された疾病名をすべて選択して下さい

Q17a. あなたの実父が過去に診断された疾病をすべて選択して下さい。ご存じない場合には不明を選択してください。

Q17b. あなたの実母が過去に診断された疾病をすべて選択して下さい。ご存じない場合に

は不明を選択してください。

(1)心臓・血圧・血管の病気

(2)脳・神経の病気

(3)肺・気管支の病気　(4)胃腸の病気

(5)肝臓・すい臓の病気　(6)がん

(7)骨や筋肉の病気　(8)歯の病気

(9)その他　(10)不明

Q19. 過去1年間に受診した健康診断や人間ドックで生活習慣病になりかかっていると指摘されたことはありますか。

(1)はい　(2)いいえ

なお、このほかに、このアンケートには食習慣に関する質問群、職種の特性に関する質問群、学歴や家族構成に関する質問群、運動習慣に関する質問群、飲酒習慣や喫煙習慣に関する質問群など多数の質問項目がある。

(2) レセプトデータ

入院、外来、歯科、薬剤に関わるすべてのレセプトの総点数を毎月、各個人ごとに集計するとともに、入院、外来、歯科の主傷病名を記録した。

(3) データベース

こうして得られた個人ごとの毎月の総医療費(点数)、診療実日数の合計、主傷病名（複数）等をアンケートの回答票と接合したものを分析に用いた。ほとんどの個人の医療費のデータは2005年6月までなので、実際にはアンケートに回答した時期の方が数ヶ月後になる。このズレにもかかわらず、医療費データとアンケートの回答は同時期に得られたものとして計量分析を行った。これはアンケートで調査した項目のほとんどがかなり安定したものと考えたためである。この点については今後の調査が必要である。

3．健康の自己評価関数の推計

上に見たように、私たちのアンケートでは、回答者に対して、自分の健康状態を5段階に、自分が感じているストレスは4段階に、それぞれ評価するように求めた。自覚症状については与えられたリストから該当するものを選択し、自分と両親の生活習慣病については与えられた包括的なリストから選択するように求めた。まず健康状態に関する回答の分布を表したのが表1である。ただし喫煙者や前喫煙者については喫煙習慣によって健康状態が影響を受けている可能性があるため、この論文の分析はすべて非喫煙者だけを対象としている。非喫煙者の回答者の中で、自分の健康状態を5段階で最も低い「わるい」と評価したのは約2%、次の「ややわるい」としたのが17%、真ん中の「わるくない」としたのが約37%、上から二番目の「よい」としたのが約40%、最高の「非常によい」としたのが5%弱である。したがって、「わるくない」と「よい」で全体の約8割を占めることになる。次に、ストレスについての回答では、「感じていない」が4%、「弱い」が22%、「中くらい」が58%、「強い」が17%である。なお、「強い」と答えた人には「この3年間でストレスがずっと強くなった」と感じている人が3分の2を占めている（表2）。

まず私たちが知りたいのは、勤労者の健康状態の自己評価にはどのような要因が反映されているのかということである。このため、健康状態を1から5までの値で表される変数として考え、それを性別、年齢などの個人属性、具体的な自覚症状の有無、生活習慣病の有無、ストレス指標値、時間要因などを用いて説明することを試みた。いくつかの定式化を試みたが、その結果を表3に示している。

その結果によれば、性別や年齢そのものは健康

の自己評価にほとんど影響を与えていないと認められる。女性の方がわずかに低い傾向があり、また加齢により評価が低下することを示す推計結果（3式）もあるが、どちらも統計的に有意ではない。

次に、生活習慣病については、胃がん（-1.20）による自己評価の低下は明確であるが、その他に

表1　健康状態についての回答

		3年前と比べて現在の健康状態は					
		小計	ずっと悪くなった	やや悪くなった	同じ	まあまあよくなった	ずっとよくなった
現在の健康状態	わるい	35	17	10	6	2	0
	ややわるい	317	32	211	55	19	0
	わるくない	687	7	291	312	68	9
	よい	739	0	123	484	107	25
	非常によい	89	1	2	69	9	8
	計（実数）	1,867	98	383	1,933	1,274	131
	わるい	1.000	0.486	0.286	0.171	0.057	0.000
	ややわるい	1.000	0.101	0.666	0.174	0.060	0.000
	わるくない	1.000	0.010	0.424	0.454	0.099	0.013
	よい	1.000	0.000	0.166	0.655	0.145	0.034
	非常によい	1.000	0.011	0.022	0.775	0.101	0.090
	計	1.000	0.052	0.205	1.035	0.682	0.070
	わるい	0.019	0.173	0.026	0.003	0.002	0.000
	ややわるい	0.170	0.327	0.551	0.028	0.015	0.000
	わるくない	0.368	0.071	0.760	0.161	0.053	0.069
	よい	0.396	0.000	0.321	0.250	0.084	0.191
	非常によい	0.048	0.010	0.005	0.036	0.007	0.061
	計	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

表2　ストレスについての回答

		3年前と比べて現在のストレスは					
		小計	ずっと弱くなった	やや弱くなった	同じ	やや強くなった	ずっと強くなった
現在のストレス	感じていない	69	13	6	50	0	0
	弱い	402	37	95	201	65	4
	中くらい	1,070	17	135	285	560	73
	強い	321	0	3	23	101	194
	計（実数）	1,862	67	239	559	726	271
	感じていない	1.000	0.188	0.087	0.725	0.000	0.000
	弱い	1.000	0.092	0.236	0.500	0.162	0.010
	中くらい	1.000	0.016	0.126	0.266	0.523	0.068
	強い	1.000	0.000	0.009	0.072	0.315	0.604
	計	1.000	0.036	0.128	0.300	0.390	0.146
	感じていない	0.037	0.007	0.003	0.027	0.000	0.000
	弱い	0.216	0.020	0.051	0.108	0.035	0.002
	中くらい	0.575	0.009	0.073	0.153	0.301	0.039
	強い	0.172	0.000	0.002	0.012	0.054	0.104
	計	1.000	0.036	0.128	0.300	0.390	0.146

表3　健康の自己評価の説明式（被説明変数＝健康の自己評価）

n=1,828

変数		推定係数					
	式番号	1	2	3	4	5	
	R2	0.293	0.294	0.293	0.306	0.305	（Robust t 値）
性	性別			-0.013	-0.010	-0.007	(-0.26)
年齢	年齢			-0.001		0.001	(0.56)
	30代				0.037		
	40代				-0.019		
	50代				0.049		
	60代				0.011		
ストレス	ストレス指標	-0.293		-0.294	-0.292	-0.291	(-10.71)
	2		-0.381				
	3		-0.624				
	4		-0.954				
自覚症状	肩こり	-0.138	-0.138	-0.138	-0.132	-0.134	(-2.57)
	腰痛	-0.217	-0.216	-0.215	-0.213	-0.215	(-3.60)
	関節痛	-0.266	-0.266	-0.259	-0.246	-0.248	(-2.95)
	視力	-0.164	-0.165	-0.158	-0.139	-0.141	(-1.69)
	だるい	-0.446	-0.445	-0.449	-0.453	-0.450	(-7.78)
	かゆみ	-0.263	-0.266	-0.261	-0.244	-0.248	(-3.29)
	冷え性	-0.234	-0.234	-0.235	-0.237	-0.237	(-3.04)
	咳	-0.171	-0.167	-0.171	-0.159	-0.157	(-1.58)
	しびれ	-0.543	-0.540	-0.538	-0.544	-0.540	(-4.68)
	頭痛	-0.143	-0.140	-0.144	-0.135	-0.134	(-2.11)
	胸やけ	-0.257	-0.260	-0.259	-0.265	-0.263	(-3.26)
	物忘れ	-0.024	-0.025	-0.020	-0.019	-0.018	(-0.18)
時間	残業時間	0.000	0.000	0.000	-0.001	-0.001	(-0.34)
	睡眠時間	0.028	0.029	0.028	0.026	0.027	(1.49)
生活習慣病	狭心症					-0.192	(-0.68)
	心筋梗塞					-0.147	(-0.49)
	高血圧症					-0.224	(-2.57)
	動脈硬化					-0.193	(-0.57)
	脳卒中					-0.189	(-3.89)
	アルコール					-0.763	(-3.22)
	慢性気管支炎					-0.161	(-0.53)
	肺気腫					-0.521	(-13.07)
	胃潰瘍					-0.157	(-1.84)
	十二指腸潰瘍					0.011	(-0.10)
	肝硬変					0.377	(1.88)
	糖尿病					0.108	(0.51)
	大腸がん					0.181	(0.65)
	胃がん					-1.198	(-6.58)
	乳がん					0.316	(0.79)
	子宮がん					-0.223	(-0.65)
	痛風					0.794	(5.06)
	骨粗しょう症					0.172	(0.53)
	歯周病					-0.142	(-1.61)
	高脂血症					-0.024	(-0.30)
	肥満症					-0.011	(-0.06)
	定数項	4.194	3.952	4.268	4.225	4.192	(23.08)

も高血圧（-0.22）、脳卒中（-0.19）、アルコール依存症（-0.76）、肺気腫（-0.52）などが自己評価を低下させる要因となる。この他の生活習慣病についてはこうした効果は窺えず、反対に、痛風（0.79）については罹患患者の方が自分を高く評価をしている。このように生活習慣病の存在は健康の自己評価を低下させる重要な要因となるが、分析の対象となったのが非常に健康な被用者本人の集団であるため、こうした疾患の罹患率（表4）そのものが小さく、全体として数パーセントの個人間の健康状態の格差を説明するにとどまっている。

したがって、この集団において健康状態の自己評価の違いをもたらしているもっとも重要な要因は、自覚症状の有無とストレス指標の違いである。まず自覚症状については、肩こり（-0.13）、腰痛（-0.22）、手足の関節痛（-0.25）などはマイナス0.2前後の影響を明確に及ぼしており、だるさ（-0.45）、手足の痺れ（-0.54）などの影響はマイナス0.5を越える。またかゆみ、冷え症、胸やけなどもそれぞれマイナス0.2を越える有意な影響力を持っている。

次にストレス指標がかなり強い影響を及ぼしていることも明らかである。すなわちこの指標が1段階上昇すると、自己評価は約0.3ほど低下する。自覚症状でこれを上回るのは、「だるさ」と「手足の痺れ」だけである。しかもこの値は、表3によれば、定式化の影響を受けず、非常に安定している。また、この論文では、回答者のストレス評価を1から4の値を取る指標変数として扱っているが、果してこの数値の選択が適切かどうかも問題となり得る。この点をテストするために、ストレス評価の第2段階（弱い）から第4段階（強い）までを表す3つのダミー変数を作って、それを説明変数に用いた推定を行ってみた（式2）。ダミー変数の係数は数値変数の係数とほぼ整合的である。したがって、以下においてもストレスに関する回答は1から4までの指標変数として使用することにした。

4．医療費に及ぼす健康の自己評価の影響の分析

（1）モデル

最も単純に表すと、私たちが推計したいのは

(1) $\log y_{jt} = \theta \log y_{jt-k} + \beta H_j + \xi_{jt}$

という式である。ここでy_{jt}は第j番目の個人のt月の医療費、y_{jt-k}はそのk か月前の医療費、H_jは健康の自己評価水準、ξ_{jt}は誤差項である。一般には健康の自己評価も時間により変化するはずであるが、ここで分析する1年の期間[注2]については変化しないと仮定し、各個人のHはtによって変化しない数として扱う。またここではkは11に固定する。

私たちがデータからこの式を推定しようとすると、次の二つの問題に直面する。

(a) $\mathrm{cov}(H_j, \xi_{jt}) \neq 0$

(b) $\mathrm{cov}(\log y_{jt-k}, \xi_{jt}) \neq 0$

すなわち、第一に（a）はこの式の右辺のHが内生変数である可能性である。既に見たように健康の自己評価には個人のさまざまな属性が反映されている。その中のいくつかの要因が医療費の式の誤差項ξ_{jt}に反映されている可能性も決して小さくない。たとえば、身体のどこかの部位の強い痛みに悩まされている人は、自分のHをかなり小さく評価すると考えられるが、同時に、その痛みのために医師の治療を受ける可能性も高いであろう。そうであれば、医療費の式においてHは同じ誤差をもっていることになり、内生変数となる。

第二に、（b）はk か月の医療費にもξ_{jt}の一部が含まれている可能性が大きいことである。このようなケースは式の誤差に系列相関がある場合に相当するが、たとえば生活習慣病に罹患している

人はy_{jt-k}とy_{jt}のどちらも高いのがこのケースである。もっとも、(1) 式で、私たちにとって当面、重要なパラメターはβであり、たとえθが正確に推計できなくても、それがβに影響を及ぼさなければ、それ自体はさほど深刻な問題ではないとも考えられる。しかしシステム全体を正確に推定し

表4　生活習慣病に関する記述統計（アンケート調査）

	部位	傷病名	標本数	平均	分散	最小	最大
自分の生活習慣病	心臓血圧血管	狭心症	1,873	0.0038	0.0618	0	1
		心筋梗塞	1,873	0.0038	0.0618	0	1
		高血圧	1,873	0.0542	0.2264	0	1
		動脈硬化	1,873	0.0022	0.0467	0	1
	脳・神経	脳卒中	1,873	0.0005	0.0234	0	1
		脳動脈硬化	1,873	0.0000	0.0000	0	1
		アルコール依存	1,873	0.0005	0.0234	0	1
	肺	慢性気管支炎	1,873	0.0077	0.0872	0	1
		肺気腫	1,873	0.0005	0.0234	0	1
	胃腸	胃潰瘍	1,873	0.0268	0.1616	0	1
		十二指腸潰瘍	1,873	0.0170	0.1292	0	1
	肝臓膵臓	肝硬変	1,873	0.0027	0.0522	0	1
		糖尿病	1,873	0.0066	0.0808	0	1
	がん	大腸がん	1,873	0.0016	0.0405	0	1
		肺がん	1,873	0.0000	0.0000	0	0
		前立腺がん	1,873	0.0000	0.0000	0	0
		胃がん	1,873	0.0022	0.0467	0	1
		肝がん	1,873	0.0000	0.0000	0	0
		食道がん	1,873	0.0000	0.0000	0	0
		乳がん	1,873	0.0022	0.0467	0	1
		子宮がん	1,873	0.0033	0.0572	0	1
	骨	痛風	1,873	0.0027	0.0522	0	1
		骨粗しょう症	1,873	0.0049	0.0700	0	1
	歯	歯周病	1,873	0.0470	0.2118	0	1
	その他	高脂血症	1,873	0.0607	0.2389	0	1
		肥満症	1,873	0.0230	0.1499	0	1
父の生活習慣病	心臓血管		1,873	0.2280	0.4196	0	1
	脳神経		1,873	0.0812	0.2731	0	1
	肺		1,873	0.0779	0.2682	0	1
	胃腸		1,873	0.1447	0.3519	0	1
	肝臓膵臓		1,873	0.0641	0.2449	0	1
	がん		1,873	0.1308	0.3373	0	1
	筋骨		1,873	0.0166	0.1276	0	1
	歯周病		1,873	0.0582	0.2342	0	1
	その他		1,873	0.0934	0.2911	0	1
母の生活習慣病	心臓血管		1,873	0.2114	0.4084	0	1
	脳神経		1,873	0.0539	0.2259	0	1
	肺		1,873	0.0475	0.2128	0	1
	胃腸		1,873	0.0993	0.2992	0	1
	肝臓膵臓		1,873	0.0454	0.2082	0	1
	がん		1,873	0.0822	0.2748	0	1
	筋骨		1,873	0.0481	0.2139	0	1
	歯周病		1,873	0.0577	0.2332	0	1
	その他		1,873	0.1383	0.3453	0	1

なければ、推定から得られた結論にも信頼が得られないので、やはりこの問題も解決する必要がある。

このような問題を解決するためには、いわゆる操作変数法を用いることできる。とくにもしξ_{jt}とは独立でH_jと相関を持つベクトル（Π_j, X_j）が存在し、かつξ_{jt}とは独立で$\log y_{jt-k}$と相関を持つ（Π_j, Z_{jt-k}）が存在すれば、次のような二段階最小二乗法によってθとβの一致推定量を得ることができる。

(2) $H_j = \alpha_h' \Pi_j + \gamma' X_j + \delta_j$

(3) $\log y_{jt-k} = \alpha_y' \Pi_j + \omega' Z_{jt-k} + \lambda_{jt-k}$

なお、ここでΠ_jは両方に共通の個人jの属性ベクトルであり、XjとZ_{jt-k}は共通の要素を持たない属性のベクトルである。

（2）操作変数と識別条件

3つの同時方程式の過剰識別条件を検定することが困難であったため、まず(1)式と(2)式の体系と、(1)式と(3)式の体系のそれぞれについて過剰識別条件の検定を行った。

①除外操作変数（X_j）：健康の自己評価式

原則として、上の自己評価式の説明変数を(2)式の過剰識別のために用いることにしたが、(1)式と(2)式の同時方程式体系で、生活習慣病についてはアルコール依存症以外は、治療中の可能性が高いために操作変数から除外した。自覚症状についても、過剰識別条件をクリアするように、説明変数を整理した。この結果、ストレス指数、残業時間、目のかすみ、頭痛、だるさ、痺れ、手足の冷え、アルコール依存症を残した。

②除外操作変数（Z_{jt-k}）：対数化した11か月前の医療費式

原則として、この式だけの操作変数として、対数化した12か月前の医療費のほか、そのレセプトの主傷病ダミーから、外生性の条件を満たすものを選ぶことにした。ここでの外生性の条件とは、その傷病が存在していた11か月前の時点の近辺では医療費の増加の重要な要因であったが、それがもう現在の医療費を押し上げていないことである。この条件を最も良く満たすものとして、ここでは虚血性心疾患（902）、肺炎（1104）、胃及び十二指腸潰瘍（1104）[注3]を選んだ。

③共通の操作変数（Π_j）

両方の式で共通の操作変数として、性別、年齢10歳階層、外出からの帰宅時のうがいと手洗の頻度、歯みがきの頻度、給与階層、正規雇用ダミー、職種ダミー、除外変数を除いた本人の生活習慣病ダミーの中から、高血圧、糖尿病、大腸がん、胃がん、痛風、骨粗しょう症を残した。また、両親の生活習慣病ダミー、学歴ダミー、配偶者の就業ダミーはすべて用いた。

（3）過剰識別条件と不均一分散

それぞれの体系について得られた二段階最小二乗法の推定結果を表5AとBに示している。まず表5Aでは、(1)式と(2)式の体系において、医療費の式の健康の自己評価の係数がマイナス0.363となっている。この体系の過剰識別条件（自由度＝7）については、帰無仮説のHansenのJ統計量が8.02で、p値は0.330なので、除外操作変数が構造方程式の誤差項ξ_{jt}と直交しているという帰無仮説は棄却されなかった。次に、表5Bでは、(1)式と(3)式の体系において、医療費の式の11か月の医療費の係数は0.559となっている。この体系の過剰識別条件（自由度＝3）については、帰無仮説のJ統計量は2.226でp値は0.527であり、帰無仮説を棄却できないという条件をクリアしている。

またこれらの操作変数法による推定結果についてPagan・Hallの不均一分散検定を行ったところ、

表5A　二段階最小二乗法による医療費（対数）の推計結果（内生＝健康指標）

＊は不均一分散処理後

Number of obs	18,629	18,629
F (48, 18580)	46.69	81.75
Prob > F	0.00	0.00
Centered R2	0.11	0.11
Uncentered R2	0.36	0.36
Root MSE	3.60	3.60
J statistic	8.0270	8.1350
Chi-sq (7) P-val	0.3302	0.3208

	係数	t 値	p-value	t *値	p*-value
健康指標	-0.3626	-5.29	0.00	-5.15	0.00
12か月前医療費	0.2389	32.97	0.00	31.69	0.00
同虚血性心疾患	2.7048	1.06	0.29	11.35	0.00
同肺炎	0.9041	0.62	0.54	0.53	0.60
同胃潰瘍等	0.1412	0.45	0.65	0.45	0.65
高血圧症	1.2751	11.00	0.00	11.30	0.00
糖尿病	0.5555	1.76	0.08	1.65	0.10
大腸がん	1.2978	2.01	0.05	1.83	0.07
胃がん	1.3970	2.62	0.01	2.34	0.02
睡眠時間	0.0391	1.42	0.16	1.42	0.16
性別	0.5468	5.91	0.00	6.04	0.00
30代	0.2888	3.61	0.00	3.65	0.00
40代	0.3246	3.41	0.00	3.43	0.00
50代	0.6371	6.35	0.00	6.42	0.00
60代	1.4422	9.32	0.00	9.23	0.00
bmi	-0.0171	-1.89	0.06	-1.86	0.06
うがい回数	0.0233	0.76	0.45	0.77	0.44
歯磨き回数	-0.0457	-1.24	0.22	-1.23	0.22
給与階層	0.0376	1.99	0.05	1.99	0.05
正規雇用	-0.1548	-1.81	0.07	-1.80	0.07
営業	-0.2490	-2.28	0.02	-2.32	0.02
技術	-0.2182	-1.19	0.23	-1.17	0.24
セールス	-0.2623	-3.83	0.00	-3.78	0.00
監督	-0.0775	-0.32	0.75	-0.32	0.75
その他	0.0420	0.27	0.79	0.26	0.80
父心臓系	0.0492	0.75	0.45	0.75	0.46
父循環器系	0.0965	1.03	0.30	1.03	0.30
父肺系	-0.0032	-0.03	0.98	-0.03	0.98
父消化器潰瘍	-0.0110	-0.15	0.88	-0.15	0.88
父糖尿	-0.2713	-2.52	0.01	-2.56	0.01
父ガン	0.0523	0.67	0.50	0.67	0.50
父筋骨格	0.0145	0.08	0.94	0.08	0.94
父歯周	0.0182	0.15	0.88	0.14	0.89
父その他	0.5544	5.78	0.00	5.69	0.00
母心臓	0.1919	2.88	0.00	2.89	0.00
母循環器	0.2068	1.80	0.07	1.81	0.07
母肺	0.2728	2.28	0.02	2.29	0.02
母消化器	0.1505	1.70	0.09	1.67	0.10
母糖尿	0.1366	1.15	0.25	1.10	0.27
母ガン	-0.0388	-0.42	0.68	-0.41	0.68
母筋骨格	0.1032	0.84	0.40	0.83	0.41
母歯周	-0.2246	-1.85	0.06	-1.81	0.07
母その他	0.1612	2.03	0.04	1.98	0.05
中学	-0.0569	-0.19	0.85	-0.18	0.86
短大	-0.2530	-1.45	0.15	-1.44	0.15
大卒	-0.1677	-0.91	0.36	-0.92	0.36
配偶・正規雇用	-0.0821	-1.23	0.22	-1.21	0.23
配偶・専業	-0.1507	-1.44	0.15	-1.46	0.14
定数項	2.1175	4.37	0.00	4.36	0.00

表5B　二段階最小二乗法による医療費（対数）の推計結果（内生＝11か月前医療費）

＊は不均一分散処理後

Number of obs	18,661	18,661
F (55, 18605)	38.89	45.88
Prob > F	0.00	0.00
Centered R2	0.01	0.01
Uncentered R2	0.29	0.29
Root MSE	3.80	3.80

	係数	t 値	p-value	t *値	p*-value
11か月前医療費	0.5594	31.85	0.00	30.87	0.00
ストレス指標	0.0989	2.38	0.02	2.37	0.02
残業時間	-0.0037	-1.45	0.15	-1.36	0.17
目がかすむ	0.1104	0.97	0.33	0.96	0.34
頭痛	0.0605	0.62	0.54	0.59	0.55
しびれ	0.0506	0.28	0.78	0.27	0.79
だるい	0.2265	2.72	0.01	2.64	0.01
アルコール依存症	0.5223	0.53	0.60	0.55	0.58
手足の冷え	-0.0909	-0.68	0.50	-0.67	0.50
高血圧症	0.8143	6.58	0.00	7.05	0.00
糖尿病	0.1302	0.39	0.70	0.37	0.72
大腸がん	0.6329	0.93	0.35	0.87	0.38
胃がん	1.6836	3.02	0.00	2.87	0.00
睡眠時間	0.0356	1.23	0.22	1.24	0.22
性別	0.4032	4.13	0.00	4.22	0.00
30代	0.2581	3.05	0.00	3.04	0.00
40代	0.3693	3.67	0.00	3.68	0.00
50代	0.4676	4.36	0.00	4.42	0.00
60代	1.0088	6.12	0.00	6.29	0.00
bmi	-0.0170	-1.78	0.08	-1.76	0.08
うがい回数	-0.0167	-0.52	0.61	-0.52	0.60
歯磨き回数	-0.0461	-1.19	0.23	-1.18	0.24
給与階層	0.0388	1.92	0.06	1.97	0.05
正規雇用	-0.1053	-1.17	0.24	-1.17	0.24
営業	-0.1546	-1.34	0.18	-1.36	0.17
技術	-0.0255	-0.13	0.90	-0.13	0.90
セールス	-0.1523	-2.10	0.04	-2.05	0.04
監督	0.1380	0.53	0.60	0.53	0.60
その他	0.0099	0.06	0.95	0.06	0.95
父心臓系	0.0059	0.09	0.93	0.09	0.93
父循環器系	0.0265	0.27	0.79	0.27	0.79
父肺系	0.0996	0.93	0.35	0.90	0.37
父消化器潰瘍	-0.0675	-0.85	0.39	-0.85	0.40
父糖尿	-0.3072	-2.71	0.01	-2.73	0.01
父ガン	0.0177	0.22	0.83	0.22	0.83
父筋骨格	-0.0466	-0.23	0.82	-0.23	0.82
父歯周	-0.0343	-0.26	0.79	-0.26	0.79
父その他	0.4187	4.12	0.00	4.11	0.00
母心臓	0.1388	1.97	0.05	1.98	0.05
母循環器	0.0509	0.42	0.68	0.42	0.67
母肺	0.2367	1.88	0.06	1.90	0.06
母消化器	0.1735	1.86	0.06	1.85	0.06
母糖尿	0.0883	0.71	0.48	0.70	0.49
母ガン	-0.1845	-1.86	0.06	-1.86	0.06
母筋骨格	0.0853	0.66	0.51	0.66	0.51
母歯周	-0.0761	-0.59	0.55	-0.58	0.57
母その他	0.2140	2.57	0.01	2.52	0.01
中学	0.4660	1.47	0.14	1.34	0.18
短大	-0.0322	-0.17	0.86	-0.18	0.86
大卒	0.0564	0.29	0.77	0.30	0.77
配偶・正規雇用	-0.1225	-1.76	0.08	-1.72	0.09
配偶・専業	-0.2034	-1.84	0.07	-1.89	0.06
定数項	0.1571	0.33	0.74	0.33	0.74

J statistic	2.2260	2.0180
Chi-sq (3) P-val	0.5268	0.5686

表6　三段階最小二乗法による同時方程式体系の推計結果

Equation	Obs	Parms	RMSE	R-sq	chi2	p-value
今月の医療費	18,629	8	3.8612	-0.0289	2,245.56	0.0000
11か月前の医療費	18,629	4	3.3262	0.2106	4,839.88	0.0000
健康指標	18,629	7	0.7383	0.2365	5,759.60	0.0000

変数	係数	t 値	p-value
今月の医療費（対数）			
健康指標	-0.3983	-6.62	0.00
11か月前の医療費	0.6063	36.03	0.00
高血圧ダミー	1.4590	13.19	0.00
糖尿病ダミー	0.3255	1.05	0.29
大腸がんダミー	1.7792	2.80	0.01
胃がんダミー	2.1189	3.83	0.00
痛風ダミー	-1.4566	-2.64	0.01
骨粗しょう症ダミー	1.2391	3.23	0.00
定数項	2.2679	10.96	0.00
11か月前の医療費（対数）			
12か月前の医療費	0.4490	68.98	0.00
同くも膜下出血ダミー	-0.2628	-0.12	0.90
同肺炎ダミー	0.0940	0.07	0.94
同胃潰瘍ダミー	0.5085	1.91	0.06
定数項	1.1824	41.98	0.00
健康指標			
ストレス指数	-0.3163	-40.64	0.00
残業時間	-0.0005	-1.14	0.25
目のかすみ	-0.2518	-11.69	0.00
頭痛	-0.1667	-8.89	0.00
手足のしびれ	-0.7132	-21.03	0.00
全身のだるさ	-0.5730	-36.72	0.00
アルコール依存症	-0.5324	-2.87	0.00
定数項	4.3340	191.29	0.00

共通の操作変数：性別、年齢階層ダミー、bmi、うがい回数、歯磨き回数、睡眠時間、給与階層、正社員ダミー、営業職ダミー、技術職ダミー、販売職ダミー、現場監督ダミー、その他職種ダミー、父心臓病、父循環器系、父消化器系、父糖尿、父筋骨格、父歯周病、父その他、母心臓病、母循環器系、母消化器系、母糖尿、母筋骨格、母歯周病、ほかに学歴ダミー、配偶者の就業ダミー

どちらの結果についても強い不均一分散が検出された。このため両方の推計結果について、不均一分散の処理を行ったrobust標準偏差量を示している。しかしながら、どちらの体系に描いても、J統計量の変化はわずかであった。

（4）3段階最小二乗法による推計結果

これらの操作変数を用いて、三つの同時方程式を三段階最小二乗法（GLS）により推計した結果を表6に示している。この結果によれば、医療費の式における健康水準（自己評価）の係数はマイナス0.398、11か月前の医療費の係数は0.61である。また健康水準（自己評価）の式におけるストレス

指標の係数はマイナス0.316である。

5．結論

この論文において、第一に、私たちは雇用者の健康の自己評価を決めている要因を分析した。この結果、性別や年齢そのものはほとんど影響を与えていないこと、高血圧、胃がん、脳卒中、アルコール依存症などの生活習慣病に罹患すると、それが低下の重要な要因となっていることが明らかになった。そして、健康な雇用者の集団においては、肩こり、腰痛、手足の関節痛、全身のだるさ、手足の痺れなどの自覚症状の有無がより重要な要因であること、さらに、単独の要因として健康の自己評価に最も強い影響を及ぼしているのはストレス指数であることが明らかになった。

第二に、私たちの推計結果によれば、5段階の自己評価が1段階上昇すると、医療費は30%以上も減少することを示した。したがって、短期的には、健康状態が非常に良い(5)と答える人は、健康状態が悪くない(3)と答えた人の半分の医療費しか使わないことになる。こうした中でストレス指標が1段階上昇すると、自己評価は約0.3ほど低下するため、医療費は約10%近くも増加することになる。

このように本稿では、ストレスの増加が健康の自己評価の低下を通じて勤労者の医療費に無視できない増加要因となり得る可能性が強いことを示した。このようなストレスによる医療費の増加が一時的な現象なのか、あるいは新たな傷病の発生・定着や、既存の傷病の悪化によって恒常的な医療費の増加を招くものかについては、現段階では不明である。この分析のベースとなった生活習慣に関する調査票はまだ一回しか実施されていないが、今後、さらに調査を重ねて前向きの研究を実施していくにつれて、この点についても明らかにすることができると考えられる。

一般的に、これまでのわが国の公的医療は、病理的な変化に着目したいわばハード的な治療が中心であったと考えられるが、ストレスには心理的な療法が有効である可能性は高いと考えられる。職場によっては、すでにこうしたアプローチを重視することが始まっているようであるが、ここでの分析からはそうした取り組みは医療費のコントロールの観点からも、有効であろうと考えられる。また、高齢者やその介護者の健康の自己評価は、抑鬱によって大きな影響を受けていることが明らかになってきている。こうしたことを考慮すると、医療資源を有効に利用する観点から、これまでのハード的な治療中心の医療だけでなく、心理的な療法も重視すべき時期にきているのではないだろうか。

注

1　この論文は小椋（2006）を加筆修正したものである。この論文の基礎となった研究は厚生科学研究費補助金事業（H15-政策-012）のほか、法政大学に対する文部科学省の私学研究高度化推進事業（学術フロンティア）の補助を受けている。アンケート調査にあたっては山田武氏（千葉商科大学）、泉田信行氏（国立社会保障・人口問題研究所）、妹尾渉氏（平成国際大学）および五十嵐仁史氏（DIR）の協力を得た。これらの支援に対して厚く感謝する。

2　ここでの分析の対象期間は2004年4月以降に限定している。

3　カッコ内は119項目疾病分類を表す。

参考文献

1）Affleck, G., H. Tennen, S. Urrows and P. Higgins. Person and Contextual Features of Daily Stress Reactivity:Individual Differences in Relations of Undesirable Daily Events with Mood Disturbance and Chronic Pain Intensity. Journal of Personality and Social Psychology 1994;66:329-340

2) Brody, D.S. Psychological Distress and Hypertension Control. Journal of Human Stress 1980;6:2-6

3) Clark, L.F., A. Aaron, M. Littleton, K. Pappas-Deluca, J. B. Avery and V. S. McKleroy. Stress, Coping, Social Support, and Illness, in J.M. Raczynski and R.J. DiClemente (eds.), Handbook of Health Promotion and Disease Prevention. Kluwer Academic/Plenum Publishers. 1999:123-145

4) Denollet, J., S.U. Sys and D.L. Brutsaert. Personality and Mortality after Myocardial Infarction. Psychosomatic Madicine 1995;57:582-591

5) Ferraro, K.F. and M.M. Farmer. Utility of Health Data from Social Surveys: Is There a Gold Standard for Measuring Morbidity? American Sociological Review 1999;64:303-315

6) Groot, W. Adaptation and Scale of Reference Bias in Self-Assessments of Quality of Life. Journal of Health Economics 2000;19(3):403-420

7) Haberman, P. The Reliability and Validity of the Data, in Kosa, Antonovsky and Zola (eds.), Poverty and Health, Harvard University Press. 1969:343-383

8) Hirdes, J.P. and W.F. Forbes. Factors Associated with the Maintenance of Good Self-Related Health. Journal of Aging and Health 1993;5(1):101-122

9) Hoeymans et al. Ageing and the relationship between functional status and self-rated health in elderly men. Social Science and Medicine 1997;45(10):1465-1603

10) Honda, C. and Y. Ohkusa. Subjective Health Evaluation: Advanced Model and International Comparison. Japanese Journal of Social Security Policy 2003;2(1):24-31

11) Idler, E.L. Age Differences in Self-Assessments of Health: Age Changes, Cohort Differences, or Survivorship? Journal of Gerontology: Social Sciences 1993;48:S289-300

12) Idler E.L. and Y. Benyamini. Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. Journal of Health and Social Behavior 1997;38:21-37

13) Kaplan, G.A. and T. Camacho. Perceived Health and Mortality: A Nine-Year Follow-Up of the Human Population Laboratory Cohort. American Journal of Epidemiology 1983;117:292-304

14) Liu, G. and Z. Zhang. Sociodemographic Differentials of the Self-Related Health of the Oldest-Old Chinese. Population Research and Policy Review 2004;23:117-133

15) Maddox, G.L. and E.B. Douglass. Self-Assessment of Health: A Longitudinal Study of Elderly Subjects. Journal of Health and Social Behavior 1973;14(1):87-93

16) Mechanic, D. and R.J. Angel. Some Factors Associated with the Report and Evaluation of Back Pain. Journal of Health and Social Behavior 1987;28:131-139

17) Schnittker, J. When Mental Health Becomes Health: Age and the Shifting Meaning of Self-Evaluations of General Health. Milbank Quarterly 2005;83(3):397-423

18) Simon, J.G., H. van de Mheen and J.B.W. van der Meer. Socioeconomic Differences in Self-Assesed Health in a Chronically Ill Population: The Role of Different Health Aspects. Journal of Behavioral Medicine 2000;23(5):399-420

19) Spangler, J.G., J.C. Konen, and K.P. McGann. Prevalence and Predictors of Problem Drinking among Primary Care Diabetic Patients. Journal of Family Practice 1993;37:370-375

20) Stein, M. and A.H. Miller. Stress, "The Immune System, and Health and Illness, in L. Goldberger and S. Breznitz" (eds.), Handbook of Stress: Theoretical and Clinical Aspects (2nd ed.), New York: Free Press. 1993:127-141

21) Suls, J., C.A. Marco and S. Tobin. The Role of Temporal Comparison, Social Comparison, and Direct Appraisal in the Elderly's Self-Evaluations of Health. Journal of Applied Social Psychology 1991;21:1125-1144

22) Wood, J.V., S.E. Taylor and R.R. Lichtman. Social Comparison in Adjustment to Breast Cancer. Journal of Personality and Social Psychology 1985;49:1169-1183

23）小椋正立．健康診断の検査は医療費の予測に有効か．医療と社会 2004；14(3):147-173
24）小椋正立．ストレス、健康の自己評価と医療費の関係について．「生活習慣と健康、医療消費に関するミクロ計量分析」（H15-政策-1012）平成15-17年度総合研究報告書 2006:168-183

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

An Econometric Analysis of Psychological Stress, Self-reported Health and Health Care Costs of Japanese Workers

Seiritsu Ogura*

Abstract

The purpose of this paper is to investigate the relationship between the health care costs of employees on one hand, and their self-reported health and stress levels, on the other. For our analysis, we have used a combined dataset of personal information obtained from our questionnaire on life-style and panel data of health care costs of four thousand volunteering employees in a particular Japanese firm. For the sake of simplicity, we have limited our sample to lifetime non-smokers in this paper.

First, we have analyzed the factors that influence the subjective health rating. Our findings suggest that, while (1) sex and age do not affect their ratings, (2) many so-called "life-style diseases", such as hypertension, stomach cancer, stroke, alcohol-dependency, substantially lower them. Since most of the employees in our sample are quite healthy and free from these diseases, however, in explaining the variation in their subjective health ratings, (3) such common complaints as stiff-shoulders, lower-back pains, pains in joints of arms and legs, numbness in arms and legs, and overall-fatigue, play far more important roles than these serious diseases, and (4) differences in their self-reported stress levels seem to be the single most important factor.

Secondly, we have analyzed the effect of subjective health rating on the health care costs by estimating the health care cost equation and subjective health rating equation simultaneously. We have relied heavily on the rich personal information supplied by our questionnaire for our instruments. According to our result, (4) a one-level improvement of subjective health rating reduces the health care costs by more than 30 percent, and (5) a one-level increase in the self-reported stress reduces the subjective health level by 0.3. Thus we can conclude that a one-level increase in self-reported stress increases the health care costs by almost 10%.

In general, it seems fair to say that Japanese public health insurance system has been primarily designed to deal with physiological changes of patients. But for stress-related changes, psychological approaches or therapies may turn out to be far more efficient. Some firms are reported to have already started to provide psychologist's services to their employees, and, if our analysis is correct, we can expect some concrete results in controlling health care costs. Moreover, in a recent study on the subjective health of the elderly population, depression is found to be an extremely important determinant. If that is the case, we should start investigating whether or not we should allocate more of our health care resources to psychological therapies, particularly in the care of our elderly.

[**key words**] Self-reported health, Self-rated stress, Life-style diseases, Psychotherapy, Panel data of health care costs, Questionnaire on individual life-style

* Department of Health Policy & Management, Keio University School of Medicine, Tokyo, Japan

論　文

眼科水晶体手術における在院日数の離散型比例ハザードモデルによる分析

縄田　和満*1　井伊　雅子*2
石黒　　彩*3　川渕　孝一*4

抄　録

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

キーワード：白内障、水晶体手術、平均在院日数、比例ハザードモデル

1．はじめに

我が国においては、長期入院の解消による平均在院日数の短縮化が国の大きな政策的課題になっている。平成14年４月の診療報酬改定の基本的考え方では、「効率的な医療提供体制の確保、患者の特性に応じた医療の評価、医療技術の適正評価などの観点から、所要の見直しを行うとともに、体系的な見直しを進める観点から、長期入院に係る保険給付の範囲の見直しや、特定機能病院等における医療機関別包括評価の導入、患者ニーズの多様化に対応するための特定療養費制度の見直しなどを行う。」（厚生労働省、2002）とされている。この方針に基づき、急性期病院の平均在院日数要件やリハビリテーションの算定基準の見直しが行われ、急性期病院の平均在院日数要件が短縮された。在院日数の分析は今後の医療政策を考える上で必要不可欠となっている。在院日数の分析にはただ単に患者の在院日数を比較するだけでは不十分であり、年齢・性別等の患者の属性を考慮した分析が必要である。さらに、病院ごとの在院日数に差があるかどうか、差がある場合はどのような要因（病院の規模、医療の質、経営状態、地域性など）が影響しているかを知ることも重要である。

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

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

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

我が国においても平成14年10月時点での白内障患者は約129万人（労働厚生省, 2002）であり、多数の白内障などの眼科手術数が行われている。「社会医療診療行為別調査」によれば、6月審査分の白内障手術の実施件数は平成7年には33,286件であったものが、平成12年には61,117件、平成14年には65,864件となっている。欧米ではほとんどの白内障手術は日帰りまたはごく短期間の入院およびその後の通院による治療となっている。例えば、American Academy of Ophthalmology and American Society of Cataract and Refractive Surgery（1996）では、手術後の通院スケジュールに関して、第1回目の通院が翌日、第2回目が約1週間後、第3回目が約3週間後、第4回目が6-8週間後を標準としている。一方、我が国においては、日帰り手術等も行われるようになってきてはいるが（大木1995；杉田 2004；鈴木・千種2004）、患者が長期間入院することが特徴となっており、在院日数の分析が特に重要な課題となっている。しかしながら、これまで在院日数の分析が十分行われてこなかった。湯澤（1986）では、老人性白内障手術における在院日数の分析を4病院のデータを用いて行った。その結果、①眼科単科病院は公的総合病院大学病院に比較して在院日数が短いこと、②在院日数の短縮化の観点からは1入院期間中に両眼手術を行うこと、③術式によって在院日数が変化する病院があることを指摘している。しかしながら、この研究では、①病院間の在院日数の単純な比較に留まっており、患者の属性が考慮されていない、②4病院のデータに留まっているため、眼科単科病院以外の病院に関する要因が考慮されていないといった問題がある。

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

2．データ

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

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

本研究で対象としたのは、DRG2041であり、合併症のない水晶体の手術（硝子体切除術を施行した場合、しなかった場合のいずれをも含む）である。これは、主に白内障患者を対象としている。この調査では、患者ごとに行った処置・手術が報告されている。他の理由で入院した患者が対象とする処置・手術を合わせて受けたデータが報告されている可能性を除くため、対象とした患者は、ICD９CMで13（水晶体のへの手術）または14（網膜、脈絡膜、硝子体、および後房への手術）に分類される処置・手術のみを行った患者とし、他の分類の処置・手術を行った患者は分析対象とはしていない。

水晶体の手術には単眼と両眼を行う場合がある。また、当然のことながら、両眼の手術は入院期間が長くなるため、ここでは単眼の手術を行った患者のデータを分析対象とした。36病院中11病院がこの手術を行っておらず、25の急性期病院（hp1-3、5-8、13、15、17-24、26-32、36）を対象とした。これらの病院は、病床数の平均575、医師数の平均90、調査期間中の患者数の平均190,417となっている。地域的には北海道・東北７、関東２、北陸・東海７、近畿５、中国１、四国１、九州（沖縄を除く）１、沖縄１である。経営主体は、自治体５、共済４、赤十字３、医療法人・企業・その他法人が13である。なお、単眼の手術を行った患者数は4,151（両眼の手術を含めた全体の患者数は6,144）となっている。平成11年10月における全国8,222病院の構成割合は、国4.5%、自治体等の公的医療機関16.0%、公益法人・社会保険関係団体5.6%、医療法人・企業・その他法人58.7%、個人14.1%、学校法人1.4%である。本調査の対象病院は公益法人の割合が28%と大きくなっており、人経営の病院が含まれておらず、分析対象となっていないのが特徴となっている。なお、病院の選択はexogenous samplingであり、在院日数に基づいて選択されたendogenous samplingではなく病院選択の偏りは、パラメータの推定結果にはバイアスは生じていないと考えられる。（exogenous sampling、endogenous samplingに関する詳細はAmemiya（1985：319-328）を参照。また、白内障手術方法・治療効果の概要については平戸1999；谷口2001；堀口・永田2001；佐藤・嘉村2001；徳田2001；松島2001などを参照）

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

表1　病院ごとの在院日数の分布

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

図1　在院日数の分布

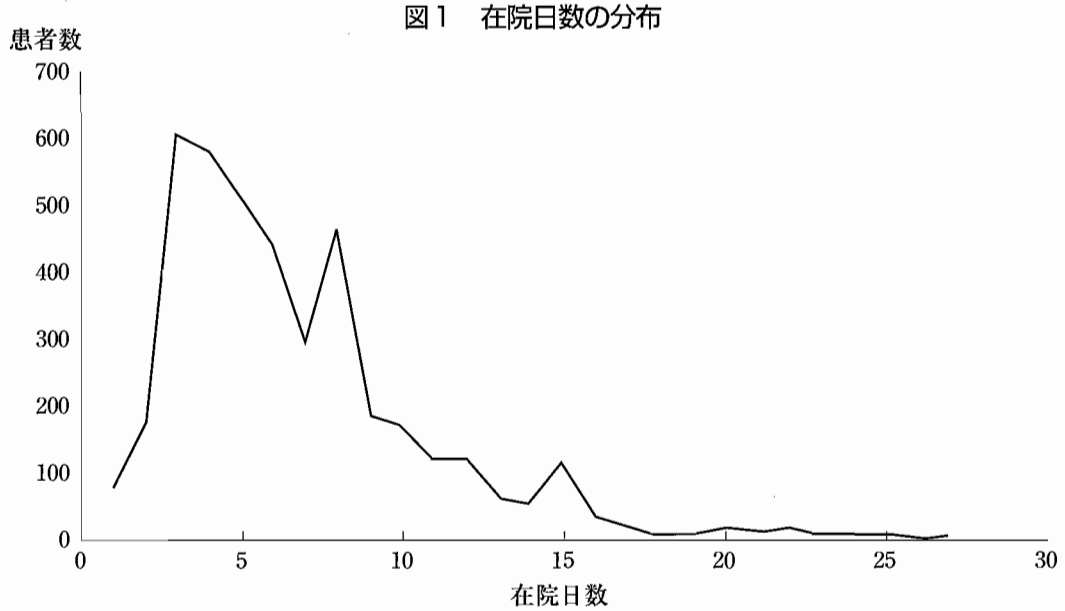
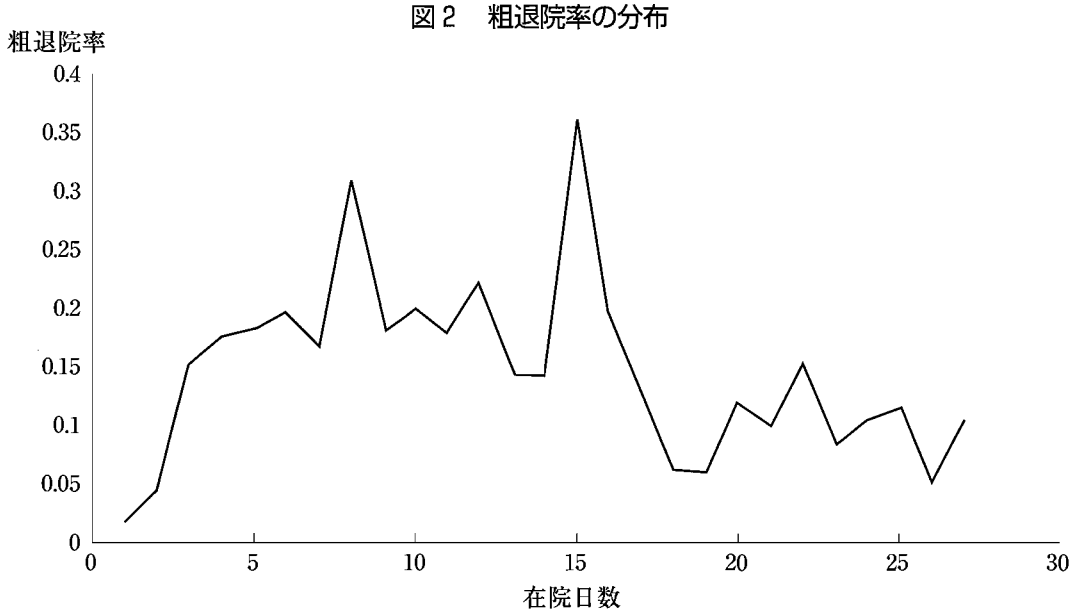


図２　粗退院率の分布



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

処置・手術の種類は、ICD9CMの分類に従い選択した。ICD9CMでは、４桁までのコードを使い処置・手術を大分類から具体的なより詳しい小分類に分けて記述する。例えば、13は「水晶体への手術」を表し、130はこのうち「水晶体からの異物の除去」、1301はより具体的に「磁石を用いた水晶体からの異物除去」となっている。本論文では水晶体に関する主な処置・手術として、水晶体嚢内摘出術（ICD9CM 131)、水晶体超音波乳化吸引・水晶体乳化・白内障の水晶体乳化吸引術・白内障手術（超音波摘出術）（ICD9CM1341)、機械的水晶体細断法と白内障のその他の吸引・水晶体破砕（ICD9CM1343)、その他の水晶体嚢外摘出術・白内障手術（嚢外摘出術）（ICD9CM1359）およびその他の水晶体処置・手術を対象とした。また、付属する処置・手術としては、人工レンズ［偽水晶体］の挿入（ICD9CM137、1370-2を含む)、硝子体への手術（ICD9CM147、1471-9を含む）およびその他の付属する処置・手術とした。全体では、水晶体に関する主な処置・手術に関しては、水晶体嚢内摘出術（ICD9CM 131）が5.88%、水晶体超音波乳化吸引等（ICD9CM1341）が84.20%、機械的水晶体細断法等（ICD9CM1343）が6.19%、その他の水晶体嚢外摘出術等（ICD9CM1359）が3.73%、その他の水晶体の処置・手術が1.42%である。付属する処置・手術は、人工レンズの挿入（ICD9CM137）が76.42%、硝子体への手術（ICD9CM147）が3.52%、その他の付属する処置・手術が0.75%である。

３．モデル

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

表2　年齢ごとの平均在院日数

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

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

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

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

である。nは分析した患者の数である。在院日数が長期に及ぶ少数の患者の影響を除くため、在院日数の最大値をT日とし、それ以上の在院日数の患者に対しては、期間中に退院しなかったものとして取り扱う。期間中に退院しない確率を $p_i(T+1)$

表3　離散型比例ハザード・モデルの推定結果（説明変数βの推定結果）

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

とすると、$p_i(T+1)$ は

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

で与えられる。

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

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

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

患者iの在院日数を t_i とすると、(1)－(3)式から対数尤度

(4)　$\log L(\beta,h_1,h_2,\ldots,h_T)=\sum_{i=1}^{n}\log p_i(t_i)$

$=\sum_{i=1}^{n}[1(t_i=1)\{\log(d_1)+x_i'\beta\}$

$+1(2\le t_i\le T)[\sum_{s=1}^{t_i-1}\log\{1-d_s\exp(x_i'\beta)\}+\log(d_{t_i})+x_i'\beta]$

$+1(t_i\ge T+1)\sum_{s=1}^{T}\log\{1-d_s\exp(x_i'\beta)\}]$

が得られる。1(・)はカッコ内の条件が真の場合1、それ以外の場合0をとるindicator関数である。この対数尤度を最大化することによって最尤推定量 $\hat{\beta},\hat{d}_1,\hat{d}_2,\ldots,\hat{d}_T$ を求めることができる。モデルの識別性のため、x_i は定数項を含まないものとする。分析には、独自に開発したExcel上で作動するVBAプログラムを用いた。また、標準誤差はHessian行列から求めた。

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

4．推定結果

（1）説明変数の係数βの推定結果

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

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

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

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

表3は説明変数x_iの係数βの推定結果である。なお、ここでは退院率を分析しているため$x_i'\beta$の大きな値が短い在院日数を示している。まず、年齢は正の値であったが、5%の水準で有意ではなかった。子供ダミーの推定値は負の値となり、5%の水準で有意となった。これは、子供は退院率が低く、在院日数が長い傾向があることを示している。小児の場合、術後経過観察において小児科の診察が必要な場合もあり、退院後の自己管理が難しいために、在院日数が長くなっていると考えられる。40歳未満ダミー×(年齢−40)の推定値は負の値であったが、5%の水準で有意でなく、40歳を境として退院率が変化しているとは認められなかった。女性ダミーは正の値であったが、5%の水準で有意ではなかった。自宅以外の退院先を意味する退院先他病院ダミー、退院先他施設ダミーのうち、退院先他施設ダミーの推定値は負の値で1%の水準で有意であり、退院率に大きく影響していることが認められる。処置・手術のタイプは、機械的水晶体細断法等（ICD9CM1343）およびその他の水晶体嚢外摘出術等（ICD9CM1359）を除き負の値で1%の水準で有意であり、水晶体超音波乳化吸引等（ICD9CM1341）に比較して退院率が低く入院期間が長くなることが認められた。とくに、硝子体への手術（ICD9CM147）の推定値は-1.351、t値は-14.638であり、この手術を行った場合、在院期間が長くなることが示唆された。

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

れは、最も短い病院の3.1倍にもなる値である。

(2) 純退院率 d_i の分布

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

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

①単一分布による分析

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

表4　離散型比例ハザード・モデルの推定結果
(純退院率の推定結果)

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

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

で与えられる。純退院率 d_i の推定結果を残差の平方和

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

が最小になるように、非線形最小二乗法によって γ, c, λ を求めると、

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

であり、これをグラフにしたものが図5の「単一分布」である。

②混合分布による分析

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

第一の分布は、位置パラメータ$\delta=0$とし、その確率密度関数が

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

で与えられるものとする。第二の分布は、位置パ

図3　純退院率の分布

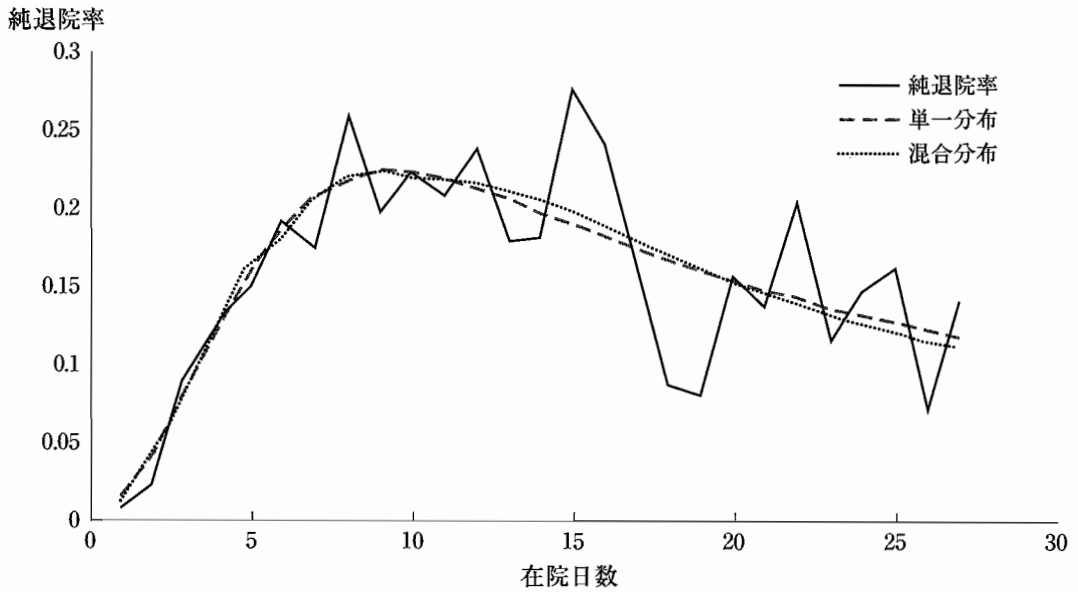
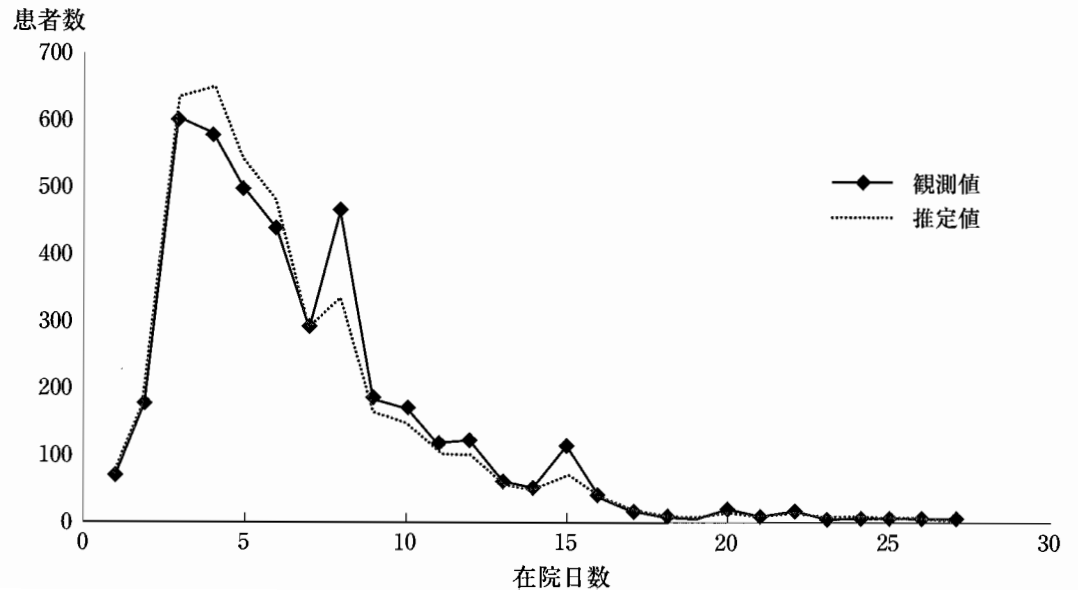


図4　退院患者数の観測値と推定値の比較



ラメータが正の値で、

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

とする。在院日数は整数値であるためδ_2も整数値をとるものとする。$F_1(t)$, $F_2(t)$をそれぞれの分布の分布関数とすると、2つの分布の混合分布の密度関数、分布関数、危険度関数は、

(11) $f^*(t)=\eta f_1(t)+(1-\eta)f_2(t)$

$F^*(t)=\eta F_1(t)+(1-\eta)F_2(t)$

$\psi_1^*(t)=f^*(t)/F^*(t)$

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

(12) $\hat{\gamma}_1=2.8675$, $\hat{c}_1=5.941$, $\hat{\lambda}_1=0.00001$,

$\hat{\gamma}_2=2.1527$, $\hat{c}_2=5.4557$, $\hat{\lambda}_2=0.87406$, $\hat{\mu}_2=6.0$

$\hat{\eta}=0.6148$

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

5．純退院率に影響を与える各病院の個別の要因の分析

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

表5　退院率に影響を与える各病院の個別の要因の分析

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

25病院を対象。標準誤差はロバスト推定により推定

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

(13) $\hat{\beta}_k=b_0+b_1\log$（ベッド数）$+b_2\log$（患者数）

$+b_3\log$公的病院ダミー$+b_4$利益率

$+b_5$寒冷地ダミー$+b_6$西日本ダミー$+\varepsilon_k$

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

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

あった。寒冷地ダミーの推定値は負の値で片側検定において１％の水準で有意であった。利益率が高いほど、地域的には北海道・東北の寒冷地の退院率が低く、在院日数が長くなる傾向が認められた。利益率は、病床利用率と関連すると考えられる。調査期間は診断群分類による包括評価（DPC, Diagnosis Procedure Combination）制度導入以前（特定機能病院に対して平成15年４月から導入、一部の民間病院に対しては試行的に平成16年４月から適用）である。ベッドの空きをなくし、病床利用率を高めることが経営上有利であり、経営上の理由から患者の在院日数が長くなった可能性が考えられ、今後の診療報酬を考える上で重要な問題である。（なお、対象とした疾病は各病院の医療行為のごく一部に過ぎない。総患者数に占めるこの疾病の割合は0.1%である。また、各病院の病床数から求めたこの疾病の病床占有率は最大でも２％程度であり、多くの病院で１％以下である。したがって、（純粋に治療のための理由で）この疾病の在院期間が長くなったために病院全体の利益率が大きく変動したとは考えられない。病院全体の経営方針が在院日数に影響していると考えるべきであろう。）また、寒冷地においては冬期の通院が困難であるため、完治するまで入院するといった要因が考えられる。これが、主要な理由であるとすると冬期における適切な通院手段を確保することによって在院日数を減少させることができる可能がある。（なお、Walter and Stevenson (2004) は悪天候が白内障の治療成果自体に悪影響を与える可能性を示唆しており、気候が治療成果への影響を通して在院日数に影響していることも考えられるが、その分析は今後の課題である。）その他の変数については５％の水準で有意ではなかったものの、ベッド数、患者数、公的病院ダミー、西日本ダミーの値は負であった。また、t値の絶対値はベッド数、利益、共済ダミー、西日本ダミーで比較的大きく1.03～1.28であった。これらの変数については、今回、統計的に有意な結果が得られなかったのは、調査対象とした病院数の問題が影響していることが考えられ、より多くの病院を調査することによって有意な結果が得られる可能性がある。特に、この分析では、個人病院が含まれていないため、その在院日数に対する影響は今後の重要な課題である。

6．まとめ

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

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

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

付章.
一般化されたタイプXIIのバー分布システム

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

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

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

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

である。ハザード比(または、危険度関数、本論文での退院率)は、

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

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

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

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

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

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

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

謝辞

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

参考文献

(英文)

1) Amemiya, T. Advanced Econometrics. Harvard University Press, Cambridge, MA. 1985

2) American Academy of Ophthalmology and American Society of Cataract and Refractive Surgery. White Paper on Cataract Surgery. 1996

3) Bishai D. M. and Lang H. C. The Willingness to

Pay for Wait Reduction: the Disutility of Queues for Cataract Surgery in Canada. Journal of Health Economics 2000; 19 (2) : 219-230
4) Cox DR. Regression Models and Life Tables. Journal of Royal Statistical Society B. 1972; 34: 187-220
5) Gravelle, H., M. Dusheiko and M. Sutton. The Demand for Elective Surgery in a Public System: Time and Money Prices in the UK National Health Service. Journal of Health Economics 2002; 21(3): 423-449
6) Hayes R., G. Bentham, A. Lovett et al. Effects of Distances to Hospital and GP Surgery on Hospital Inpatient Episodes, Controlling for Needs and Provision. Social Science and Medicine 1999; 49(3): 425-433
7) Haynes R., S. Gale, M. Mugford et al. Cataract Surgery in a Community Hospital Outreach Clinic: Patients' Cost and Satisfaction. Social Science and Medicine 2001; 53(12): 1631-1640
8) Horowitz, J.L. Semiparametric Estimation of a Prportional Hazard Model with Unobserved Heterogeneity. Econometrica 1999; 67(5): 1001-1029
9) Lundstrom, M., U. Stenevi and W. Thorburn. Age-Related Utilization of Cataract Surgey in Sweden during 1992-1999. A Retrospective Study of Cataract Surgery Rate in One-Year Age Groups Based on the Swedish National Cataract Register. Acta Ophthalmologica Scandinavica 2001; 79(4): 342-349
10) Lundstrom, M., U. Stenevi and W. Thorburn. The Swedish National Cataract Register: a 9-year Review. Acta Ophthalmologica Scandinavica 2002; 80(3): 248-257
11) Nawata, K., and Nagase, N. Estimation of Sample Selection Biases Models. Econometric Reviews 1996; 15(4): 387-400
12) Schein O. D., J. Katz. E. B. Eric et al. The Value of Routine Preoperative Medical Testing before Cataract Surgery. New England Journal of Medicine 2000; 342(3): 168-175
13) Vissers, J. M. H., J. D. Van Der Bu and R. J. Kusters. Towards Decision Support for Waiting Lists: An Operations Management View. Health Care Management Sciences 2001; 4(2): 133-142
14) Walter, K. A. and A. W. Stevenson. Effect of Environmental Factors on Myopic LASIK Enhancement Rates. Journal of Cataract and Refractive Surgery 2004; 30(4): 798-803

(和文)

1) 大木考太郎．日帰り手術．眼科　1995；37：1403-1407
2) 川渕孝一．DRG/PPSの全貌と問題点．薬業時報社．1997.
3) 厚生労働省．平成14年度社会保険診療報酬等の改定概要. 2002.
4) 厚生労働省．主要な傷病の総患者数．2002.
5) 佐藤幸裕術．嘉村由美．術後感染症．眼科 2001；43：1793-1801
6) 杉田元太郎．日帰り白内障手術．眼科 2004；48：689-692
7) 鈴木高遠，千種浩司．近代白内障手術の変遷と小院での日帰り手術．日本医史学雑誌 2004;50:164-165
8) 谷口茂雄．眼球レンズの最新情報．眼科 2001；43：1759-1766
9) 徳田芳浩．水晶体亜脱臼の処理における最近のスタンダード．眼科 2001；43：1777-1784
10) 中村　剛．Cox比例ハザードモデル．朝倉書店．2001.
11) 平戸孝明．白内障手術と硝子体手術の現状．医器学 1999；69：584-589
12) 堀内正之，永田志麻．前嚢染色を用いた前嚢切開．眼科 2001；43：1773-1776
13) 松島博之．加齢白内障．眼科 2003;45:1255-1265
14) 蓑谷千凰彦．統計分布ハンドブック．朝倉書店．
15) 湯澤　覚．在院日数からみた老人性白内障手術の病院間比較に関する研究．病院管理 1986;319:25-34

著者連絡先

東京大学大学院工学系研究科地球システム工学専攻
縄田　和満
〒113-8656　文京区本郷7-3-1
TEL：03-5841-8756
FAX：03-3818-7492
e-mail：nawata@geosys.t.u-tokyo.ac.jp

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

Kazumitsu Nawata, Ph. D.*1, Masako Ii, Ph. D.*2
Aya Ishiguro*3, Koichi Kawabuchi, M.B.A.*4

Abstract

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

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

* 1 Professor, Graduate School of Engineering, University of Tokyo
* 2 Professor, Graduate School of International Corporate Strategy, Hitotsubashi University
* 3 Data Analysis Department, Millennia Corporation
* 4 Professor, Division of Health Care Economics, Tokyo Medical and Dental University

論　文

回復期リハビリテーション病棟の費用効果分析

能登　真一*1　上村　隆元*2

抄　録

現在、脳卒中などを対象とした回復期リハビリテーション医療は、様々な病棟に入院しながら実施されているのが現状である。本研究では、平成12年度の診療報酬改定で導入された「回復期リハビリテーション病棟」で実施されているリハビリテーション医療の効果を検討するため、他の病棟で行われているリハビリテーション医療との比較を臨床経済学的に行った。対象は回復期リハ病棟3病院、一般病棟1病院、療養病棟1病院に入院する脳卒中患者128名とし、Health Utilities Indexを用いて健康効用値を評価するとともに、費用効果比を求めた。健康効用値の増分はそれぞれ回復期リハ病棟0.21、一般病棟0.29、療養病棟0.22となり病棟の違いで差を認めなかった。入院費は回復期病棟1,347,000円、一般病棟2,223,000円、療養病棟2,104,000円と回復期病棟が最も安くなった。費用効果比は健康効用値0.1増分あたりの費用が回復期リハ病棟で2,282,000円（＄20,750）となり、これは一般病棟の37.5%、療養病棟の33.2%であった。今回の結果から、回復期リハ病棟で実施されているリハビリテーション医療が費用効果的である可能性が示唆されたが、今後はより厳密な費用効果分析を実施する必要があると考えられた。

キーワード：脳卒中、リハビリテーション、回復期リハビリテーション病棟、健康関連QOL、健康効用値、Health Utilities Index、費用効果分析

1．はじめに

平成15年度の医療費は約30.8兆円と前年比2.1%の増加となった[1]。高齢化により社会保障関係費が膨らむ中、医療をめぐってはその効率性がますます求められている。リハビリテーション医療においても、平成12年度に特定入院料として「回復期リハビリテーション病棟入院料」が新設され、病棟の機能分化が進んだ。また平成14年度には、それまでの理学療法・作業療法の診療点数が対象疾患や重症度ごとに定義される「簡単・複雑制」から、疾患を一律とし急性期により手厚い「単位制」へと改められ、その年のリハビリテーション科の収入が平均で16.8%のマイナスとなるという劇的な改変がなされている[2]。とくに「回復期リハビリテーション病棟（以下、回復期リハ病棟）」は、急性期の全身状態の管理が必要な一般病棟や維持期や慢性期といったケアを中心とした療養型病棟とは違って、リハビリテーション医療のとくに必要な回復期の患者にターゲットを絞って濃厚なチーム医療を提供する病棟区分である。診療報酬は入院基本料、検査、画像診断、投薬、注射などホスピタルフィー的要素を包括評価し、手術、リハビリテーション等ドクターフィー的要素を出来高算定する。

回復期リハ病棟の効果については、若干の報告[3~5]があるがいずれもADLの能力改善が報告されている。リハビリテーション医療は全人間的復権を目指す医療とされ[6]、その効果・効率の検証

＊1　新潟医療福祉大学医療技術学部助教授
＊2　杏林大学医学部講師

にはQOLをアウトカムとする必要性が言及されて久しい[7]。

一方、回復期リハ病棟で対象とする疾患では脳卒中が圧倒的に多いが、平成15年の社会医療診療行為別調査[8]によると、リハビリテーション医療に占める脳卒中リハビリテーションの割合は34.2%に上る。医科診療全体でも脳卒中に関連した医療費の全医療費に占める割合は7.3%と非常に高い。

このような回復期リハ病棟導入の現状や我が国の医療費をめぐる背景から、脳卒中の回復期リハビリテーション医療について、それを実施する入院形態の違いによる効果や費用について検討することは、根拠に基づく医療を効率的に提供する体制を整える上で意義のあることと考えられる。

2．目的

本研究の目的は脳卒中のリハビリテーション医療の効果について、健康関連QOL（HRQL）をアウトカムとして調べることと、回復期リハ病棟と一般病棟、あるいは療養型病棟という病棟の違いによるリハビリテーション医療の効果について、臨床経済学的に明らかにすることである。

3．方法

（1）対象施設

脳卒中患者を対象に回復期のリハビリテーションを実施している病院間で多施設間検討を行った。対象施設はリハビリテーション科を標榜し、それぞれ5名以上の理学療法士および作業療法士が脳卒中リハビリテーションをそれぞれ回復期リハ病棟、一般病棟、療養型病棟で専門に実施している病院とし、神奈川県、福島県、新潟県にある5つの私的病院を選定した。5病院の内訳は回復期リハ病棟が3病院（A病院、B病院、C病院）、一般病棟1病院（D病院）、療養型病棟1病院（D病院）であった。それぞれの許可病床数（当該病床数）はA病院1,097床（60床）、B病院が336床（33床）、C病院が181床（18床）、D病院302床（272床）、E病院が168床（60床）であった。

（2）対象者

対象者は新たに脳卒中（脳出血、脳梗塞）を発症して、平成16年10月から6ヵ月間に入院し、翌年3月末までに退院した患者128名である。この研究期間にエントリーされた全ての患者が対象となった。病棟別には、回復期リハ病棟77名、一般病棟31名、療養型病棟20名であった。

（3）アウトカム

リハビリテーションのアウトカムはHRQLの健康効用値とした。健康効用値は1を完全な健康状態、0を死として表すHRQLの尺度の一つであるが、今回はEuroQol[9]と違って天井効果の表れにくい[10] Health Utilities Index Mark Ⅲ（HUI3）[11]を用いて評価を行った。HUI3はカナダのMcMaster大学のTorranceらによって開発された、選好に基づいて健康効用値を評価する包括的尺度の一つで、972,000通りの健康状態が記載できるとされている[12]。EuroQolで示される健康状態の数が245通りであることと比較すると、HUI3はより緻密に対象者の健康状態を評価しうると考えた。HUI3の測定に当たっては、リハビリテーション開始時と終了時にそれぞれ担当する作業療法士が対象者の代理人として評価を行った。代理人の選定に当たっては、作業療法士が入退院時に患者のADLをすばやく評価できるという機動性と日常のADL動作を一律の視点で的確に評価でき得るという専門性を併せ持っている点を重視した。

（4）費用と費用効果分析

費用は、入院中にかかった診療報酬の金額をレセプトから積算するとともに、そのうちに含まれるリハビリテーション料については別途抽出して計算した。一般病棟の入院費については、手術にかかった費用は除外した。本邦においては費用に関する研究が少ないことに加え、全国公私病院連盟が平成16年6月に行った調査[13]によれば、私的病院に関しては医業収益125,590千円に対し、医業費用が125,228千円とその差が極めて少ないため、今回は診療報酬を基に算出することとした。なお、円からドルへの換算は$1＝110円のレートを用いた。

費用効果の検討については、HUI 3で求めた健康効用値0.1増分に対する費用を比較した。

（5）感度分析

結果の信頼性を確かめるため、病棟の違いによる費用効果比の検討について、感度分析を行った。変数は健康効用値の増分と入院費とし、それぞれ95%信頼区間の上限と下限の値を用いて行った。

（6）統計的手法

統計的手法はχ^2検定およびANOVAを用い、病棟の違いによる差を検討した。回復期病棟の3病院については、別途検討した。統計ソフトはSPSS version11.0を用いた。

（7）倫理的手続き

本研究の実施に当たっては、「疫学研究に関する倫理指針（平成14年、厚生労働省・文部科学省）」に準じて倫理的配慮を行い、各病院の院長もしくは事務長に当該研究計画書を提出した上で、各病院が設置する倫理委員会の許可を取った。また、対象者には事前に十分な説明を行い、知り得た情報の守秘を誓った。

4．結果

（1）対象者

対象者の特性を表1に示す。全対象者の平均年齢は70.2歳、性別の内訳は男性75名、女性53名であった。また、診断では脳出血46名、脳梗塞82名であった。各病棟における対象者の差について、診断の分類で病棟の違いによる差を認めたものの、年齢や性別、病巣については有意な差を認めなかった。同様に、回復期リハ病棟の3病院では、病巣の違いで差を認めた。発症から入院までの期間については、一般病棟が9.8日、回復期リハ病棟が35.2日、療養型病棟は51.3日となり病棟の違いで差を認めた。回復期リハ病棟の3病院についても発症からの期間で差を認めた。入院期間については、回復期リハ病棟56.4日、一般病棟72.0日、療養型病棟88.3日と回復期リハ病棟が最も短くなった。転帰については、いずれの病院、病棟とも自宅退院が最も多く、自宅退院率は65.2～85.0%であった。

（2）健康効用値の変化

脳卒中リハビリテーションのアウトカムとしての健康効用値の変化を表2に示す。対象者全体では入院時0.10（95%CI；0.05－0.16）に対して、退院時は0.34（95%CI；0.27－0.40）となり、その増分は0.23（95%CI；0.20－0.28）であった。病棟ごとの比較では、入院時が回復期リハ病棟0.15、一般病棟-0.02、療養型病棟0.11と差を認めたが、退院時ではそれぞれ0.37、0.27、0.33となり差を認めなかった。健康効用値の増分は回復期リハ病棟0.21、一般病棟0.29、療養型病棟0.22となった。回復期リハ病棟の3病院では、退院時の健康効用値で差を認めたが、入院時および増分では差を認めなかった。これは病棟間で差を認めた診断区分によっても影響は受けなかった。

表1　対象者の特性

	回復期リハビリテーション病棟					一般病棟	療養型病棟	F値または
	3病院合計 (n=77)	A病院 (n=23)	B病院 (n=27)	C病院 (n=27)	F値または χ^2値(p値)	D病院 (n=31)	E病院 (n=20)	χ^2値 (p値)
年齢（SD），歳	71.8 (11.6)	74.5 (9.4)	71.5 (11.6)	69.7 (13.0)	1.075 (0.346)	69.5 (13.7)	65.4 (14.8)	2.370 (0.098)
性別，M/F	47/30	16/7	13/14	18/9	5.514 (0.063)	17/14	11/9	1.360 (0.507)
診断								
脳出血	20	7	6	7	4.595	15	11	11.358
脳梗塞	57	16	21	20	(0.331)	16	9	(0.023)
病巣								
左半球	38	11	15	12	11.535	18	9	1.654
右半球	33	10	11	12	(0.021)	12	10	(0.799)
両側	6	2	1	3		1	1	
発症からの期間 (SD)，日	35.2 (20.5)	32.8 (15.0)	43.4 (18.9)	29.2 (23.9)	3.694 (0.030)	9.8 (18.3)	51.3 (23.9)	27.805 (<0.001)
入院期間 (SD)，日	56.4 (29.9)	56.8 (32.0)	57.6 (35.4)	54.9 (22.0)	0.057 (0.944)	72.0 (35.8)	88.3 (37.4)	8.513 (<0.001)
転帰(自宅退院率)	(74.0)	(65.2)	(77.8)	(77.8)		(80.6)	(85.0)	
自宅	57	15	21	21	7.843	25	17	1.659
転院	9	1	4	4	(0.098)	2	1	(0.798)
施設	11	7	2	2		4	2	

SD＝standard deviation

表2　健康効用値の変化

	回復期リハビリテーション病棟					一般病棟	療養型病棟	F値
	3病院合計 (n=77)	A病院 (n=23)	B病院 (n=27)	C病院 (n=27)	F値（p値）	D病院 (n=31)	E病院 (n=20)	(p値)
入院時								
Mean	0.15	0.08	0.23	0.14	1.835	-0.02	0.11	3.557
95%CI 下限	0.09	-0.03	0.11	0.02	(0.167)	-0.16	-0.01	(0.031)
上限	0.22	0.19	0.36	0.25		0.11	0.24	
Median	0.07	-0.04	0.28	0.07		-0.18	0.14	
SD	0.30	0.26	0.33	0.29		0.37	0.26	
退院時								
Mean	0.37	0.25	0.48	0.35	3.188	0.27	0.33	0.728
95%CI 下限	0.29	0.12	0.34	0.22	(0.047)	0.10	0.19	(0.485)
上限	0.44	0.38	0.62	0.48		0.44	0.47	
Median	0.38	0.19	0.59	0.29		0.23	0.33	
SD	0.34	0.30	0.35	0.33		0.46	0.31	
増分								
Mean	0.21	0.17	0.25	0.21	1.004	0.29	0.22	1.515
95%CI 下限	0.17	0.10	0.15	0.14	(0.371)	0.19	0.11	(0.224)
上限	0.25	0.24	0.34	0.28		0.40	0.32	
Median	0.19	0.15	0.27	0.16		0.28	0.12	
SD	0.19	0.15	0.24	0.17		0.29	0.23	

CI＝confidence interval，SD＝standard deviation

(3) 費用

表3に費用分析の結果を示す。対象者全体では、入院費の平均が1,677,580円（95%CI；1,500,524－1,854,636円）となった。病棟ごとの比較では回復期リハ病棟1,347,000円（$12,245)、一般病棟2,223,000円（$20,209)、療養型病棟2,104,000円（$19,127）となり、病棟間で差を認めた。一日あたりの入院費でも一般病棟が高くなった。リハビリテーション料に関しても病棟間で差を認め、療養型病棟で最も高くなったが、一日当りの金額では、回復期リハ病棟7,344円、一般病棟6,356円、療養型病棟6,378円となり、回復期リハ病棟で高くなった。また、病棟間で差を認めた診断の違いによる費用への影響については、脳出血患者の平均費用が2,020,681円であったのに対し、脳梗塞患者の費用は1,510,360円と脳出血患者の費用が高くなった。

(4) 費用効果比

費用効果について、健康効用値0.1増分に対する入院費を求めたところ、各病棟の平均値が回復期リハ病棟2,282,000円、一般病棟6,078,000円、療養型病棟6,875,000円となった。中央値の比較でもそれぞれ、757,529円、968,694円、1,700,708円と回復期リハ病棟の費用効果比が低くなった。平均値から求めた回復期リハ病棟における費用効果比は一般病棟の37.5%、療養型病棟の33.2%であった(表4)。

(5) 感度分析

健康効用値の増分の95%信頼区間を用いた検討では、費用効果比の範囲が回復期リハ病棟で1,968,000－2,717,000円、一般病棟で5,240,000－7,236,000円、療養型病棟で5,927,000－8,185,000円となった。一方、入院費の95%信頼区間を用いた検討では、それぞれ2,041,000－2,522,000円、

表3　費用分析

	回復期リハビリテーション病棟					一般病棟	療養型病棟	F値
	3病院合計 (n=77)	A病院 (n=23)	B病院 (n=27)	C病院 (n=27)	F値 (p値)	D病院 (n=31)	E病院 (n=20)	(p値)
入院費，円	1,347,224	1,388,716	1,405,746	1,253,355	0.353	2,223,021	2,104,022	12.206
($) *	(12.245)	(12,625)	(12,779)	(11,394)	(0.704)	(20,209)	(19,127)	(<0.001)
95%CI 下限	1,184,278	1,053,998	1,062,980	1,061,765		1,724,141	1,699,190	
上限	1,510,168	1,723,434	1,748,511	1,444,945		2,721,900	2,508,853	
Median	1,234,800	1,278,600	1,197,700	1,234,800		2,006,650	2,185,840	
SD	717,907	774,035	866,473	484,317		1,360,074	864,997	
リハビリテーション料，円(再掲)	408,832	469,739	411,915	353,867	1.378	439,740	562,918	3.112
95%CI 下限	352,659	346,366	294,161	305,204	(0.258)	349,303	450,756	(0.048)
上限	465,005	593,112	529,667	402,528		530,176	675,078	
1日当り入院費，円	24,227	24,758	24,852	23,150	2.995	32,813	23,906	19.317
($) *	(220)	(225)	(226)	(210)	(0.056)	(298)	(217)	(<0.001)
95%CI 下限	23,565	23,134	23,935	22,205		28,073	23,241	
上限	24,889	26,383	25,769	24,093		37,553	24,571	
Median	24,160	24,564	24,700	23,586		28,555	24,203	
SD	2,916	3,756	2,318	2,386		12,923	1,421	
一日当りリハビリテーション料，円(再掲)	7,344	8,288	7,174	6,709	5.459	6,356	6,378	4.871
95%CI 下限	6,932	7,377	6,456	6,251	(0.006)	5,633	6,023	(0.009)
上限	7,755	9,198	7,892	7,166		7,078	6,733	

CI＝confidence interval，SD＝standard deviation
＊円と$の換算レートは$1＝110円とした。

5,434,000－6,716,000円、6,146,000－7,597,000円の範囲となった（表5）。

5．考察

脳卒中後の障害状態の変化についてはこれまでBarthel IndexやFIMなどADLをその指標に用いた研究が多い[14,15]半面、HRQLをアウトカムの尺度として用いた研究は散見されるばかりであった。しかし近年になって、SF-36やSS-QOLといったHRQL尺度に加えて、EuroQolやHUIといった健康効用値を評価する包括的尺度が用いられるようになってきた[16]。それらの一つであるPickardら[17]が行ったHUI3を用いた研究によると、脳卒中発症から2週間以内のスコアの平均が0.21から1ヵ月後に0.42、さらに3ヵ月後に0.45と増加を示し、その増分の平均は0.24になったと報告されている。本研究では、入院時の平均スコアが0.10であったのに対し、約2ヵ月で0.23の増分を認めている。このことから、本研究の対象者はその重症度が高かったものの、健康効用値ではほぼ同量の回復を認めたものととらえることができる。

病棟を比較すると、患者の発症からの期間の差が大きいことと、入院時の健康効用値に差が見られることから、病棟の機能分化の違いによって受け入れる患者の病期が異なっていたと考えられる。しかしながら、入院期間の健康効用値の増分については病棟間で差を認めず、病棟区分に関係なくリハビリテーション医療が一定の効果を表すことができていると評価できる。また、健康効用値の増分に関しては、病棟間で差の認められた診断区分による差を認めなかったことから、その各

表4　費用効果の比較

	回復期リハビリテーション病棟					一般病棟	療養型病棟	F値
	3病院合計 (n=77)	A病院 (n=23)	B病院 (n=27)	C病院 (n=27)	F値 (p値)	D病院 (n=31)	E病院 (n=20)	(p値)
費用／0.1効用値，円	2,282,473	2,709,200	2,158,700	2,042,736	2.200	6,078,224	6,875,000	6.137
($) *	(20,750)	(24,627)	(19,625)	(18,570)	(0.118)	(55,257)	(62,500)	(0.003)
95%CI 下限	1,291,403	443,328	709,143	325,871		1,632,076	1,987,773	
上限	3,273,541	4,975,075	3,608,255	3,759,600		10,524,371	11,762,228	
Median	757,529	852,400	545,200	690,222		968,694	1,700,708	
SD	4,366,478	5,239,832	3,664,318	4,340,045		12,121,350	10,442,473	

CI＝confidence interval，SD＝standard deviation
＊円と$の換算レートは$1＝110円とした。

表5　感度分析

	回復期リハビリテーション病棟 3病院合計 (n=77)	一般病棟 D病院 (n=31)	療養型病棟 E病院 (n=20)
健康効用値の増分			
95%CI 下限（0.20）	2,717,229	7,235,980	8,184,524
上限（0.28）	1,967,649	5,239,848	5,926,724
費用			
95%CI 下限(1,500,000円)	2,040,530	5,433,932	6,146,250
上限(1,850,000円)	2,522,132	6,716,437	7,596,875

CI＝confidence interval

病棟への影響はないものと考えられた。

費用について、一日当りの入院費では、回復期リハ病棟と療養病棟に大きな差はなかったが、回復期リハ病棟の入院期間が短かったために、入院費合計では回復期リハ病棟の低さが際立った。また、回復期リハ病棟の一日当りの診療報酬単価が1680点であることを考慮すると、入院費のほとんどは入院基本料とリハビリテーション料であることが示された。この病棟間の入院費の差については、診断区分で回復期リハ病棟の対象者に脳梗塞患者が多かったことが影響している可能性が考えられた。

費用効果比の検討については、3つの病棟間で効果に統計的に有意な差が認められていないため本来であれば費用最小化分析が実施されるべきであるが、病棟間で対象者の発症からの期間や入院期間に差があるため費用効果分析によって効率を検討することとした。費用効果分析は検討される医療行為が費用と効果の双方で代替案よりも大きい場合に典型的に行われるが、費用も効果も少ない場合にも用いることが可能とされている[18,19]。本研究の効果の比較では、回復期リハ病棟の効用値の増分が一般病棟、療養型病棟に比べて少ないが、その一方で回復期リハ病棟の費用も少なくなったため病棟間の費用効果比を求める意義があると考えた。

その検討では、回復期リハ病棟で行われているリハビリテーション医療の健康効用値0.1増分当りの費用が平均値で2,282,000円、中央値で757,000円と3病棟の中では最も低くなり、費用効果的である可能性が示された。これは一般病棟の37.5%、療養病棟の33.2%であった。ただし、平均値と中央値の差は大きく、対象者の中にリハビリテーションの効果が表れにくく、費用効果の低い患者が少なからず存在することが浮き彫りとなった。健康効用値の増分と入院費を変数とした感度分析においても、回復期リハ病棟の費用が低くなった。以上の結果に関して、ヨーロッパ各国で研究されているstroke unitにおけるリハビリテーション医療の費用効果が一般病棟に比べて高くないことが示されており[20,21]、脳卒中の回復期に実施される集中的なチームリハビリテーション医療が本邦においても有用である可能性が示唆された。しかしながら、本研究ではQALY（質を調整した生存年；Quality-Adjusted life Years）を算出するための退院後の余命や健康効用値の変化の検討が出来なかったため、今後はそれらを長期的に測定することが求められる。この脳卒中患者の余命については、一般健常人の0.57倍とする報告[22]や1年生存に対する倍率が0.7倍であるという報告[23]があるが、いずれも海外のものであり、生存する年月についての健康効用値の変化は測定されていない。リハビリテーション医療は脳卒中患者に対して、その二次的な障害を防ぐ観点からも退院後に維持的なリハビリテーションを継続的に実施していく必要があり、余命の算定やその間の健康効用値の測定という過程を通して、より厳密な費用効果分析を行っていく必要があると考えられた。

最後に、本研究の問題点について述べる。

まず、対象者について、今回対象とした病院は3県に跨り、地域における病院の位置づけや入院する患者の他の医学的治療法など詳細な背景については検討することが出来なかった。とくに、病棟運営は病院個々の経営的な判断の上に成り立っていると考えられるため、さらに多くの施設間による検討の必要性を感じている。

また、費用効果比の検討については、一部対象者の中に効果の表れにくい患者がおり、全体の費用効果を悪化させることとなった。今後の研究では、対象者を増やすこととともに、費用効果の悪い患者の因子分析などを検討していく必要があると感じた。

6．結論

回復期リハビリテーション病棟で行われている脳卒中リハビリテーション医療は他の病棟に入院して行われているものに比べて費用効果的である可能性が示されたが、さらに退院後の余命や健康効用値の変化を測定し、より厳密な費用効果分析を実施していくことが重要と考えられた。

謝辞

本研究実施にあたって、対象施設A～E病院の作業療法士、理学療法士の先生方には多大なるご協力とご助言をいただきました。ここに深謝申し上げます。また本研究には、（財）医療経済研究機構より第8回（2004年度）研究助成金を受けました。併せて御礼申し上げます。

参考文献

1）厚生労働省．平成15年度医療費の動向．http://www.mhlw.go.jp/topics/medias/year/03/index.html
2）全国公私病院連盟．平成14年4月診療報酬改定影響率調査．平成15年7月．
3）浜村明徳他．医療現場からの報告　回復期リハビリテーション病棟;小倉リハビリテーション病院．総合リハビリテーション 2003；31：535-542
4）大島　峻．新しい技術・システム　回復期リハビリテーション病棟　現状と問題点．医学のあゆみ 2002；203：693-698
5）全国回復期リハビリテーション病棟連絡協議会．回復期リハビリテーション病棟の現状と課題に関する調査報告書．平成17年2月．
6）上田　敏．リハビリテーションの思想．医学書院．1987；24-28.
7）二木　立．医療効率と費用効果分析．日本の医療費．医学書院．1995；173-197.
8）厚生労働省．平成15年社会医療診療行為別調査．http://wwwdbtk.mhlw.go.jp/toukei/cgi/sse_kensaku
9）日本語版EuroQol開発委員会．日本語版EuroQolの開発．医療と社会 1998；8：109-123
10）Uemura, T., Moriguchi, H., Feeny, D., et al. Japanese health utilities index Mark 3 (HUI3) properties in a community sample. Qual Life Res 2000; 9: 1068
11）Feeny, D.H., Torrance, G.W., Furlong, W.J. Health Utilities Index. In: Spilker B, ed. Quality of Life and Pharmacoeconomics in Clinical Trials. 2nd ed. Philadelphia, Penn: Lippincott-Raven Publishers; 1996:239-252.
12）池田俊也，上村隆元．効用値測定尺度．QOL評価法マニュアル．インターメディカ 2001：56-65
13）全国公私病院連盟．平成16年病院運営実態分析調査．平成17年2月
14）Kwon, S., et al. Disability measures in stroke: relationship among the Barthel Index, the Functional Independence Measure, and the Modified Rankin Scale. Stroke 2004; 35: 918-923
15）Sangha, H., et al. A comparison of the Barthel Index and the Functional Independence Measure as outcome measures in stroke rehabilitation: patterns of disability scale usage in clinical trials. Int J Rehabil Res. 2005; 28: 135-139
16）Kalra, L., et al. Training carers of stroke patients: randomised controlled trial. BMJ 2004; 328(7448):1099
17）Pickard, A.S. et al. Agreement between patient and proxy assessments of health-related quality of life after stroke using the EQ-5D and Health Utilities Index. Stroke 2004; 35: 607-612
18）Gold, M.R., et al. 1996. Cost-effectiveness in health and medicine.（池上直己・池田俊也・土田有紀監訳『医療の経済評価』医学書院，1999．45-48）
19）武藤孝司．第5章　費用効果分析．保健医療プログラムの経済的評価法．篠原出版新社．2003：83-92
20）Brady, B. K., McGahan, L., Skidmore, B. Systematic review of economic evidence on stroke rehabilitation services. Int J Technol Assess Health Care. 2005; 21:15-21
21）Kalra, L., et al. A randomised controlled comparison of alternative strategies in stroke care.

Health Technol Assess. 2005; 9:1-94.
22) Hannerz, H. Nielsen, M. L. Life expectancies among survivors of acute cerebrovascular disease. Stroke 2001; 32: 1739-1744
23) Peltonen, M. Stegmeyr, B. Asplund, K. Time trends in long-term survival after stroke: the Northern Sweden Multinational Monitoring of Trends and Determinants in Cardiovascular Disease (MONICA) study, 1985-1994. Stroke 1998; 29: 1358-1365

著者連絡先
新潟医療福祉大学医療技術学部
能登　真一
〒950-3102　新潟市島見町1398
TEL&FAX：025-257-4733
e-mail：noto@nuhw.ac.jp

Cost-effectiveness Analysis of Stroke Rehabilitation in Sub-acute Rehabilitation Care Units

Shinichi Noto, OTR, PhD*1, Takamoto Uemura, MD, PhD*2

Abstract

The objective of this study was to assess the evidence on the cost-effectiveness of three rehabilitation services after stroke: sub-acute rehabilitation care units, general units, medical care units. We collected data on 128 patients with stroke. We examined utility of health status measured by Health Utilities Index, hospital charge, and cost-effectiveness ratio. Mean gained utility were 0.21 in sub-acute rehabilitation care units, 0.29 in general units and 0.22 in care units. We found no significant difference between groups in gained utility. Mean hospital charge were $12,245 for sub-acute rehabilitation care units, $20,209 for general units, $19,127 for medical care units. The cost-effectiveness ratio per 0.1 health utilities score gained in sub-acute rehabilitation care units was $20 750, there is that rehabilitation programs in sub-acute rehabilitation care units is the most cost-effective of the three strategies (and a 37.5% and a 33.2% probability that the general units and medical care units, respectively).

[**key words**] stroke, rehabilitation, sub-acute rehabilitation care unit, health-related quality of life, health utility, Health Utilities Index, cost-effectiveness analysis

＊1 Niigata University of Health and Welfare, School of Health Sciences
＊2 Kyorin University, School of Medicine

『医療経済研究』投稿規定

1．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、いずれも他に未発表のものに限ります。

なお、投稿後の採否の決定の通知を受けるまでは他誌への投稿を認めません。

目　　的：①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。
②医療経済・医療政策の分野において調査、研究の発表の場を提供する。
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。

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。

2．投稿者の学問、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。

3．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」、「研究資料」の原稿種別の希望を提示することはできるが、その決定は編集委員会が行うことと致します。

4．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。

5．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

6．投稿論文の掲載の採否および原稿の種別については、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」としての基準に満たない場合は「研究ノート」または「研究資料」としての掲載が可能であるという結果になる場合もあります。

7．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。

8．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。

9．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　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
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

以　上

『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
(3) 表紙には、題名、著者の氏名および所属・肩書、提出年月日を明記してください。連絡先著者1名と所属・肩書、住所、電話番号、ファックス番号、メールアドレスを別途記載してください。

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。(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。
Ⅰ.　(1)　①　(a)　(ア)　…

以　上

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の発表の場として、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。

フリガナ			男・女	生年月日	西暦　　年　　月　　日
氏　　名					
会員の別	普通会員 学生会員		最終学歴 専攻科目		
所属先	名称		職　　名		
	住所	〒			
電　　話			FAX		
自宅住所	〒				
電　　話			FAX		
郵便物希望送付先（該当に○）		所属先　・　自宅			
E-mail					

＜推薦する会員＞入会には、医療経済学会の普通会員１名以上の推薦を必要と致します。

氏　　名	

＊ 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。
＊ 理事会の承認を得て、正式に会員と認められます。

【今後の活動】
研究大会の開催（毎年７月開催）
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
TEL03-3506-8529　FAX 03-3506-8528
http://www.ihep.jp
E-mail：gakkai@ihep.jp

医療経済研究機構
2006年度（第10回）研究助成募集要項

1．主旨

医療経済・医療政策分野において、主として若手研究者を中心に研究助成を行い、研究者層の裾野を広げ、医療経済研究の発展を目指し、もってわが国における医療政策の発展に寄与することを目的とします。

助成対象は以下の四分野で募集を行います。

①医療保険及び介護保険に関する研究

②診療報酬及び介護報酬に関する研究（①を除く）

③医療・介護の提供体制に関する研究

④医療・介護産業に関する研究

2．対象者

①上記の分野に関する科学的実証的研究を志向する個人又はグループとします。

②主たる研究者は40歳以下を対象とします。

3．助成額

1件当たり50万円～100万円とし、3本程度の採択を予定しております。

4．申請手続き

①申請方法

所定の研究計画書（当機構ホームページhttp://www.ihep.jpに掲載）に必要事項を記入し事務局に

E-mail：grant@ihep.jp（郵送不可）にて申請して下さい。

②期限

2006年6月末日（必着）とします。

③他の研究機関への助成申請の有無

他の研究機関から助成金交付が確定している研究企画は、当財団の助成対象といたしません。

5．審査・選考、採否の通知

①選定委員会の審査に基づき、採否を決定します。

選定委員長：西村　周三（京都大学大学院経済学研究科教授）

選定副委員長：池上　直己（慶應義塾大学医学部医療政策･管理学教授）

選定委員：小林　廉毅（東京大学大学院医学系研究科教授）

田中　滋（慶應義塾大学大学院経営管理研究科教授）

南部　鶴彦（学習院大学経済学部教授）

長谷川敏彦（国立保健医療科学院政策科学部長）

宮川　公男（財団法人統計研究会理事長）

（敬称略、50音順）

②研究計画の評価

専門的・学術的観点から以下の評価事項に基づき審査を行います。政策的インプリケーションの大きい研究を重視します。

・研究の重要性　・研究の発展性　　・研究の独創性、新規性

・研究の実現性　・倫理面への配慮

③採否結果は、2006年9月末日までに申請者宛に通知します。

④研究助成が決定した者のうち、当機構の個人会員の資格要件に該当する方は当該個人会員にご加入いただきます。

6．研究結果の報告および公表

①提出期限

1）2007年6月末日までに研究実施報告書（概要版）及び助成金使用明細を事務局に提出して下さい。

2）2007年9月末日までに最終研究報告書ならびに研究要旨を事務局に提出して下さい。

3）1）と2）に関わる様式は別途ご案内します。

②成果物

当該年度の研究報告書は、当機構の助成研究報告書としてとりまとめます。また、研究要旨は当機構レター「Monthly IHEP」に掲載します。

③公表および助成先の明示

研究成果は当機構の機関誌「医療経済研究」への投稿をお願いいたします。投稿手続きは投稿規程に従って別途行ってください。

他誌に投稿される場合は、論文末尾に必ず「医療経済研究機構の助成による」旨を記載して下さい。

7．資料請求先・照会先・提出先

原則としてE-Mailにて照会下さい。E-Mailで資料請求の場合には、研究計画書を添付ファイルにて送付可能です。（WINDOWS　MS-WORD形式）

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「研究助成事務局」

〒105-0003　東京都港区西新橋1-5-11
第11東洋海事ビル2F
TEL 03-3506-8529　FAX 03-3506-8528
E-Mail：grant@ihep.jp

＊ ホームページ（http://www.ihep.jp）にて、募集要項と応募書類のダウンロードが可能です。

＊ 研究計画書にご記入された申請者の個人情報は、当研究助成に関する業務のみに使用致します。

編集委員長	小椋正立	（法政大学大学院エイジング総合研究所教授）
編集顧問	池上直己	（慶應義塾大学医学部医療政策・管理学教室教授）
	西村周三	（京都大学大学院経済学研究科教授）
編集委員	井伊雅子	（一橋大学国際・公共政策大学院教授）
	泉田信行	（国立社会保障・人口問題研究所室長）
	大林厚臣	（慶応義塾大学大学院経営管理研究科教授）
	駒村康平	（東洋大学経済学部教授）
	橋本英樹	（東京大学大学院医学系研究科医療経営政策学寄付講座客員教授）
	濱島ちさと	（国立がんセンターがん予防・健診研究センター情報研究部診断支援情報研究室長）
	福田敬	（東京大学大学院薬学系研究科医薬政策学講座客員助教授／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　研究部長）

医療経済研究　*Vol.18　N0.1　2006*

平成18年6月10日発行　　定価　3,150円（本体3,000円）

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
第11東洋海事ビル2F
財団法人　医療経済研究・社会保険福祉協会内
TEL 03(3506)8529
FAX 03(3506)8528

制作・発売　株式会社　**法研**
〒104－8104　東京都中央区銀座1－10－1
☎ 03(3562)3611

印刷・製本　研友社印刷株式会社

Vol.18 No.1 2006

Japanese Journal of Health Economics and Policy

Contents

Establishment Greetings ····· *Syuzou Nishimura* 2

Editorial ····· *Naoki Ikegami* 3

Special Contributions

Disparity in Health Care ····· *Naoki Ikegami* 5
-Structural Characteristics and Policy Intervention-

An Econometric Analysis of Psychological Stress, ····· *Seiritsu Ogura* 23
Self-reported Health and Health Care Costs of Japanese Workers

Original Article

An Analysis of the Length of Stay at the Hospital ····· *Kazumitsu Nawata* 41
for Cataract Patients in Japan *Masako Ii*
Aya Ishiguro
Koichi Kawabuchi

Cost-effectiveness Analysis of Stroke Rehabilitation ····· *Shinichi Noto* 57
in Sub-acute Rehabilitation Care Units *Takamoto Uemura*

Guidelines for Authors · Style of Manuscript ····· 68

Japan Health Economics Association
Institute for Health Economics and Policy