

# 季刊 社会保障研究

貸出用

Vol. 38

Summer 2002

No. 1

## 研究の窓

医療経済学における情報利用の拡大 ..... 鶴田忠彦 2

## 特集：医療経済学における情報利用の拡大について

## 医療保険と患者の受診行動

—国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析—

..... 増原宏明・今野広紀・比佐章一・鶴田忠彦 4

重複受診の現状と要因 ..... 近藤康之 14

患者の診療機関選択と診療費 ..... 山本克也 25

## 国民健康保険支払い業務データを利用した

医師誘発需要仮説の検討 ..... 山田武 39

高齢化の医療費への影響及び入院期間の分析 ..... 大日康史 52

## 投稿（研究ノート）

公的介護保険による実際の介護需要の分析—世帯構造別の推定— ..... 大日康史 67

非営利訪問介護業者は有利か？ ..... 鈴木亘 74

## 判例研究

社会保障法判例 ..... 黒田有志弥 89

—生活保護法が不法残留者を適用対象としていないこ

とが憲法25条等に反しないとされた事例—

季刊  
**社会保障研究**

Vol. 38 Summer 2002 No. 1

国立社会保障・人口問題研究所

## 研究の窓

### 医療経済学における情報利用の拡大

1. このところ医療の世界では、EBM (Evidence Based Medicine) がよく話題になる。直訳すれば科学的根拠に基づいた標準的治療あるいは、統計的に裏打ちされた医療だろうか。同様の趣旨で、クリティカル・パス (Critical Path) もまた話題に上る。これは患者の治療にあたって、医療従事者のための推移的な治療計画表とでも訳すのだろうか。これらはともに医療をできるだけ従来の直感や勘に頼るのではなく、実証的な論理に基づいたものにする試みだろう。この領域の専門家によれば、少なくとも日本ではまだ端緒についたばかりとのことだが、医療のアートからサイエンスへの移行といえ、やや過言だろうか。

医学の世界のこのような動向に比較して、我々医療経済学を志すものが医療政策を論議するときに、“Evidence Based Policy” を提唱しているだろうか。あるいは提唱とまでは行かなくとも、それに十分配慮しているだろうか。残念ながら小生に限れば、答えは否定的にならざるを得ない。少子高齢化の進行とともに、高齢者医療費の負担が重くなり、現行の賦課方式的な公的社会保障制度の存続が危ぶまれる現在ほど、改革論議が重要な時期はなかったろう。にもかかわらず現在の日本の医療経済学は、政策論議に対してどれだけ科学的根拠を提供してきただろうか。

2. 一例をあげれば、公的保険の自己負担を上げたときに、それが患者の受診行動にどのように影響するかを明確に知ることは、政策を評価するのに決定的に重要である。厚生労働省には、『長瀬効果』と呼ばれる戦前からの経験則が伝えられている。それは自己負担率とそれによる医療費の削減率の間に一定の関係、つまり2次関数の関係があるとするものである。ここにはとくに理論らしきものはない素朴な関係式である。しかし日本の医療経済学者がこれまでに研究した、医療サービスの価格弾力性の計測結果は、研究者によってあまりバラツキが大きく、十分に信頼できるとは言い難く、厚生労働省はこの戦前の経験則を現在でも重視している。

3. 日本の医療経済学が、政策的な課題に十分に答えていないのは、まず我々自身の怠慢によるが、加えて素材とすべきデータが決定的に不足していることもある。例えば医療機関の経営を示すデータは、かつてほどではないが、現在でも私的な機関については不十分でしかない。他の産業ではマクロデータとして『工業統計表』をはじめ多くのデータがあり、個別企業の詳細な経営状態を示す『法人企業統計』に至るまでよく整備されている。しかし残念ながら医療機関についてのデータは少ない。医療行為を示すデータはさらに限定される。さらに医療行為の実態を知るにはカルテの分析が最適だろう。しかしそれ自体公開するか否かが、論議されている状態である。現在電子カルテの普及を推進する声が強いが、実際に研究に使用されるにはまだ時間がかか

りそうである。データが存在しないという理由で、医療経済学を断念した若い学徒も身近にいるほどである。

4. カルテには及ばないものの、現在期待されているのは、レセプトを解析しようとするものである。公的社会保険を採用している日本では、医療機関の保険者に対する診療報酬を示すレセプトは貴重なデータを提供する。これに対しては、とくにレセプトに記載される疾病名は保険請求のためであり、実際の病名とは必ずしも一致しないという批判がある。確かにそのような欠点はあるが、出来高払い制を採用している日本では、医療の実態に迫る格好の情報を提供する。その具体例はこの特集号に収録されている諸論文で観察される。保険者機能の強化が掛け声倒れに終わらないためにも、保険者はレセプトを解析して、被保険者のために医療情報の拡充に力を傾注すべきだろう。とくに組合健保が個人情報の保護に十分注意して研究者との共同作業を行えば、被保険者に対する大きな貢献になるだろうし、そのような医療経済学的な研究の集積は、日本の医療の効率と質の改善に資するところ大であろう。

鵜田忠彦

(ときた・ただひこ 一橋大学教授)



## 医療保険と患者の受診行動

——国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析——

増原宏明  
今野広紀  
比佐章一  
鴫田忠彦<sup>1)</sup>

### 1 はじめに

日本でも患者の受診行動に関する分析が、レセプトデータなどを使用して、近年ようやく端緒についたところである。カルテなどの医療情報を入力できない現在、レセプトデータはそこでの病名が保険請求のために、真の病名と一致しないことが多いなど制約はあるものの、医療行為を分析する上で貴重である。本稿では、1997年度1年間の4道県の国民健康保険（被保険者約400万人、レセプト5,000万枚）と、その前後の年度以降約5年間の3組合における健康保険（同25万人、1,200万枚）のレセプトデータを素材として、患者の受診行動を検討するものである。

従来からこの種の研究は、基本的には医療の効率性の改善と品質の向上のために、資源が適正に使用されているか否かを検証する目的で行われてきた。患者の受診行動を把握することは、医療費の発生要因を明らかにすることでもあり、医療保険制度からみれば、加入者の医療需要とその背後にある「疾病リスク構造」に迫ろうとするものといえる。

本稿ではまず、国民健康保険と組合健康保険（以下、国保・健保と略称）の2種類の、異なる医療保険に加入する個人の医療費データを用いて、加入者の疾病リスク構造の差異を検証することを第一のテーマとする。これによって各医療保険における加入者特性や、医療費の発生要因の差異を

明らかにすることができよう。

次に、マイクロデータから患者の受診行動をみると、ある期間における加入者個人の受診行動は、あくまでその「エピソードの集合体」であることに留意しなければならない。すなわち、ある期間における加入者の受診行動は、単一の疾病を治療するためとは限らず、それぞれ診療開始から終了までのエピソードをもつ、複数の疾病の治療を目的としていることが一般的である。そこで本稿では加入者の受診行動を分析するにあたり、一定期間における個人の「集計的な医療需要」と「エピソードごとの医療需要」の2つに注目し、その差異や受診行動の分析における両者の相対的な特徴を検討する。

第二のテーマとなる、個人の集計的な医療需要に注目する分析として、終末期における個人医療費の分析を行う。急速に高齢化社会を迎えるわが国の直面する重要な問題の1つが、「終末期医療」であることに異論はないだろう。死期を目前に控えた患者が、延命を望んで高度な医療サービスを選択するか、それとも余生のQOLを重視し、緩和ケアとしての医療サービスを選択するかは、倫理的にも経済的にもきわめて重要な問題である。しかしそれ以前に、日本の終末期患者の多くはそのような選択を許されず、医師の裁量によって、いわゆる“マカロニ状態”を余儀なくされているのが実情である。

そこで、死亡者の受診行動を遡って追跡し、実際に終末期にかかった医療費を分析する。本稿で

得られた結果が、今後の終末医療のあり方を考える上で、すなわち、上記の実態から患者の選択権を尊重してそのQOLを向上させる方向への、一石を投ずることになれば幸いである。

最後に第三のテーマとなる、個人の「集計的な医療需要」と「エピソードごとの医療需要」に注目する分析として、老人保健制度（以下、老健）への移行を目前に控える、慢性疾患患者の受診行動を明らかにする。恒常的に2割ないし3割の医療費の自己負担を課せられてきた慢性疾患患者にとって、老健への移行は実質的な自己負担の引き下げに他ならない。ただし、その分析にあたってエピソードのみでみる受診行動は、必ずしも加入者の総体的な健康需要（受診行動）を表しているとはいえない。そこで老健への移行を目前に控える慢性疾患患者の受診行動を、個人の「集計的な医療需要」と「エピソードごとの医療需要」の2つの側面から分析し、その相違を明らかにする。

なお、使用データの概要は表1の通りである。国保と健保の各データについて、個人ID番号・世帯ID番号・生年月日・年齢・性別・保険種別・疾病分類コード<sup>2)</sup>（国保は5月のみ）・診療区分・受診年月・医療機関コード・決定点数・薬剤一部負担金額・老人保健一部負担金額・診療実日数・附加給付費（F1・F2のみ）が、健保についてはさらに、加入者情報として、続柄・資格取得日・資格喪失日・資格喪失事由コード・標準報酬月額（本人のみ）が含まれている<sup>3)</sup>。以下の各節において、これらのデータの中から分析目的に応じて、データの抽出・加工を行っている。なお各データについて、個人情報の守秘はいうまでもないことだが、健保についてはとくに提供された組合についての情報の守秘のために、十分留意したことを付記したい。

## II 医療保険加入者における疾病リスク構造分析

### 1 疾病リスク構造分析——国民健康保険・組合健康保険加入者の受診比較

医療費の適切な使用を図ることが、我々の喫緊の重要な現代的課題となっている。日本では1961年に国民皆保険制度が確立されて以来、度重なる改定によって辛うじて維持されてきた医療保険財政が、高齢者医療費の給付増加に伴い、破綻の危機に直面しているためである。自営業者や無職者、さらに高齢者が加入者の多くを占める国保の財政悪化は深刻であるが、それは組合健保にとっても同様である。ただし、国保は国民皆保険としての役割を担うべく、保険料の支払能力のない加入者や、健康状態を把握する機会に乏しい加入者を抱えている点で、構造的に公的な財政負担が大きくならざるを得ない、制度特性を含んでいることは否定できない。

本節では、国保と健保における加入者の受診行動を明らかにし、その疾病リスク構造の比較分析を行う。そして加入者の年齢構成割合や地域性を考慮し、2つの公的医療保険の加入者における受診行動の差異を評価する。ここでまず問題となるのは、両者の間でしばしば指摘される以下の事項の確認である。すなわち一般に、1.子供や高齢者を除けば、同一年齢では疾病リスクは国保加入者の方が組合加入者より高いこと、2.国保よりも健保の方が加入者の平均所得は高いことから、後者の受診は前者を凌ぐこと、3.健保加入者に対する附加給付制度の存在を考慮すれば、実質的な自己負担は低くなり、受診はやはり前者を凌ぐことである。これらの問題をデータから明らかにすることが、ここでの課題である。

表1 データ概要

保険	区分	期間	加入者数
国保	北海道・千葉・長野・福岡	1997年度	約153万人、約133万人、約55.7万人、約150万人 (区分順・欠損地域除く対象分)
組合健保F1	単一健保・全国	1996～2000年度	数万人以上(1年度あたり)
組合健保F2	単一健保・全国	1997～2000年度	数万人以上(1年度あたり)
組合健保F3	総合健保・関東	1998～2000年度	数万人以上(1年度あたり)

## 2 使用データ

まず1997年度における国保(北海道・千葉・長野・福岡)医療費データと、それに準じる形で1997年度における健保(F1・F2・F3)医療費データを抽出して<sup>4)</sup>、比較分析を試みる。なお、国保データについては、前年度地域医療費の最も高い2道県(北海道・福岡)と最も低い2県(千葉・長野)を採用していること、健保データについては、F1・F2が単一企業組合の健保で、医療費の自己負担について附加給付制度があるのに対して、F3は複数企業組合が加入する総合健保で同制度がないことに、それぞれ留意しなければならない。

## 3 国保・健保加入者の受診行動にみる加入者の疾病リスク

本節では、国保と健保加入者における診療区分別・年齢階層別<sup>5)</sup>での分析結果を、加入者と患者それぞれの1人あたり医療費とレセプト枚数、および同じくそれぞれの診療日数の記述統計を取ることによって、加入者の疾病リスクを評価する(図1)<sup>6,7,8)</sup>。

入院医療費については、成人では国保加入者が高く、小児と高齢者では逆に健保加入者の値が高くなっている。さらに一般的に、より疾病リスクの高い高齢者のレセプト枚数は、国保加入者の方が多くことが明らかである。成人では国保加入者の方が圧倒的に高い医療費と長い診療日数となっ

ており、入院の疾病リスクは、国保加入者の方が高いこと、さらに敢えて言うならば、長期の入院を伴う疾病の治療を余儀なくされた加入者は健保に留まらず、自営業者や無職者を中心とする国保加入者とならざるを得ないことも推測される。

外来医療費については、総じて健保加入者の方に高い傾向がみられる。健保加入者は相対的に所得水準が高いこと、特にF1・F2健保加入者に対しては、附加給付制度によって実質的に医療費の自己負担割合が軽減されているためであると推測される<sup>9)</sup>。ただし高齢者については、入院同様、医療費では健保加入者の方が高いものの、レセプト枚数と診療日数では、国保加入者の方が多く、かつ、長いことも明らかである。さらに高齢者については、入院・外来問わず、国保加入者は相対的に単価が低く、日数は長い傾向の強いこと、言い換えれば、長期にわたる受診行動が認められる。

## 4 健康者割合からみる医療保険加入者の特性

前節の国保・健保加入者の受診行動をさらに考察すれば、「受診の必要の有無が加入者の総体的な疾病リスクを示している」と解釈できる。もっとも軽度な疾病であれば、医療機関での受診をせずに加入者は健康を維持できるため、当該年度に1度も受診しない「帯患健康者<sup>10)</sup>」は存在する。これらの未受診者を「健康者」と定義すると、加入者に占める健康者割合をみることは、医療保険加入者における総体的な疾病リスクの指標を求め

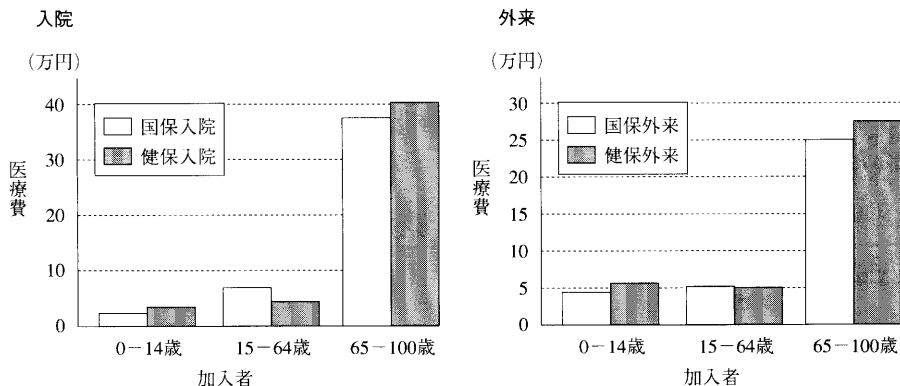


図1 国保・健保加入者の1人あたり医療費比較(入院・外来)

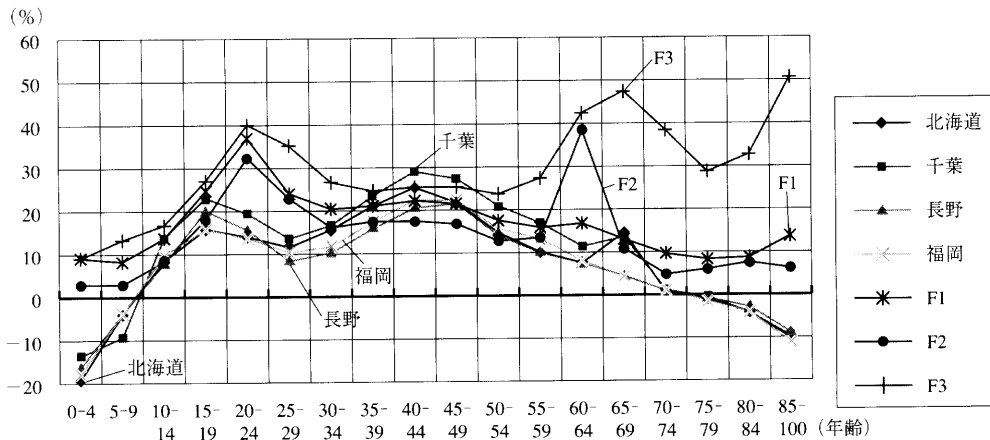


図2 国保・健保加入者に占める健康者割合

ることに他ならない。

図2は国保4道県と健保F1・F2・F3の加入者に占める健康者割合である。国保に占める健康者割合は、地域医療費で最も高いとされる北海道・福岡と、低いとされる千葉・長野の間に差異はなく、しかもいずれの健保加入者に対しても全年齢で低い割合を示している<sup>11)</sup>。これは健保加入者に対する国保加入者の疾病リスクの高さを示していると言えるだろう。ただしF3の健康者割合が比較的高いのは、附加給付制度がないために、他の健保加入者に比べて自己負担割合の点で受診抑制効果が働いている可能性が存在すること、そして入手したデータの制約からF3は1998年度データを使用しており、前年9月の制度改定による受診抑制効果が働いた可能性があること、前年度のようなインフルエンザの流行がなかったこと、そして最後に、F3固有のあり得べき加入者特性によることなどが考えられる。

国保と健保加入者における疾病リスクの差異を明らかにしてきたが、その結果、総体的な疾病リスクは国保加入者の方が高いことが確認できた。ただし、診療区分別にみると、加入者の所得や制度上の自己負担割合の差が、加入者の受診行動に影響を与えている可能性は否定できない。したがって今後は年齢階層、性別、自己負担割合などの要因をコントロールした上で、より精緻な分析を行う必要がある。

### III 終末期における個人医療費の分析

#### 1 終末期医療に関する先行研究

人々がその終末期を迎えるとき、一般に医療費はきわめて高額になるために、そのような患者の医療費は全体で大きな割合を占めているといえる。米国では、終末期医療費がメディケア全体の約28%を占めることや、死期が近づくにつれて、指数的に増加することが報告されている<sup>12)</sup>。わが国でも、終末期医療費が老人医療費の約20%を占めること、そして終末期1年の医療費は生存者1年の約4.1倍に達することがすでに報告されている<sup>13)</sup>。

本節において特に注目するのはFelder et al. (2000)で報告された以下の事実である。すなわち、1.死期が近づくにつれ終末期医療費は増加すること、2.加齢に伴い終末期医療費は減少すること、3.低所得者は高所得者に比べて終末期医療費は少ないこと、である。

従来この種の研究では、終末期医療の対象を高齢者に限定しているが、果たして「終末期」とはどのような時期を指すのであろうか。本来、終末期とは「患者の病態が悪化し、治癒の可能性の少ない状況下で、患者が死を迎えるまでの時期」を指すものと考えられる。かくてその対象となる患者は高齢者に限られるべきではなく、また終末

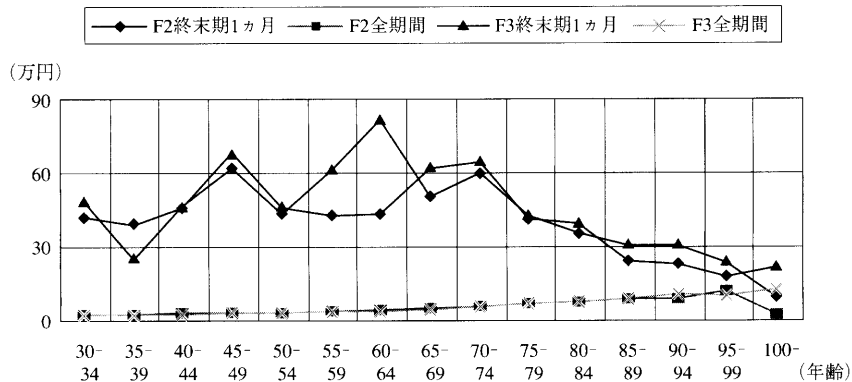


図3 期間別年齢別・死亡者医療費

期を迎えた患者の年齢や所得によって、治療方法や医療費は大きく異なることが推測される。そこで以下では健保加入者データを用いて、高齢者に限らず終末期を迎えた患者の医療費に、年齢や所得の差異が与える影響を分析する。

## 2 データの定義と作成方法

死亡者の特定にあたっては、まず F2, F3 の健保医療費データから、時期や年齢を問わず、死亡による資格喪失者のデータを抽出し、当該患者の最終受診年月を死亡年月として、その記述統計を取る。ついでそれを踏まえて、終末期を迎えたと考えられる「悪性新生物」の疾病名が記載された患者の医療費データを、終末期2年間にわたって抽出する。これは、終末期を「一定期間、医療機関での受診を重ね続け、最終的に死亡するまでの時期」と定義し、その対象をわが国の死因別の死亡率で最も高く、かつ急性期の疾病や不慮のアクシデントによって死亡したケースを除外して、代表的な終末期医療の疾病に焦点を当てるためである。

## 3 記述統計と推定結果

F2, F3 における死亡者のデータを抽出した結果、それぞれ 601 名、1,293 名のデータが得られた。年齢分布はいずれも 50 歳代と 80 歳代にピークを持つ双峰分布となるが、図 3 ではより年齢の若い患者ほど医療費が高いこと、死亡するまで

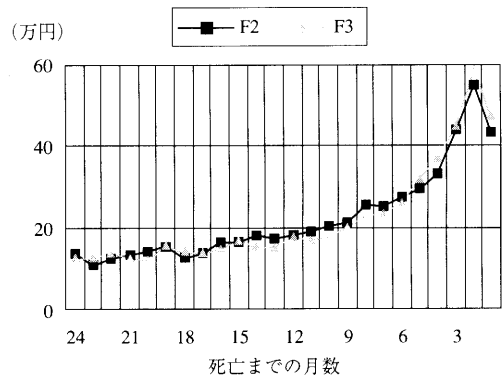


図4 終末期における個人医療費の推移

の医療費は終末期1ヵ月が圧倒的に高いことがわかる。また死亡者の個人医療費を遡って集計すると(2年間)、その合計は F2, F3 とともに約 500 万円であり、我々のデータでも終末期医療費が巨額に達していることが知られる。また死期が近づくにつれて医療費が増加する傾向も指摘できる(図 4)。

このような傾向は、終末期を迎えたと考えられる「悪性新生物による死亡患者<sup>14)</sup>」についても同様である。死亡者の医療費は加齢に伴いむしろ減少しており、高齢になるほど医療費水準は高くなる、とする一般的な解釈は必ずしも当てはまらない。

それでは終末期を迎えた患者の医療費は、患者の世帯主所得や年齢でどのように変化するだろう



か。終末期を迎えた患者の所得や年齢が医療費に与える影響を計測するために、終末期医療費を被説明変数として、以下の式を推定する。

$$\ln E_i = \alpha + \beta_1 \ln p_i + \beta_2 d_i + \beta_3 \ln w_i + \beta_4 a_i + \sum_j \gamma_j Z_{j,i} + \varepsilon_i$$

$E_i$  は終末期医療費、 $p_i, d_i, w_i, a_i$  は自己負担<sup>15)</sup>、日数、世帯主所得、年齢である。 $Z_{j,i}$  は患者の様々な状態をコントロールするダミー変数であり、終末期ダミー<sup>16)</sup>、年ダミーなどが含まれる。

推定結果は表2に記載されている<sup>17)</sup>。自己負担(対数値)、日数、世帯主所得(対数値)の推定値はそれぞれ正で有意である<sup>18)</sup>。年齢の係数は負であり、年齢が1歳増すにつれて医療費は1.5%減少する。また終末期の係数は死期に近くなるにつれてその値は大きくなる。さらに高額療養費や附加給付などの制度の存在は医療費を増加させる。終末期医療需要の価格弾力性<sup>19)</sup>は0.52、世帯主所得の弾力性は0.13という推定結果が得られた。

本節では、悪性新生物によって終末期を迎えた患者の医療費について分析を行った。その結果、同じ終末期を迎えた患者でも、より年齢の若い患者は、医学的に治療方法の選択肢が多いこと、医師や患者とその家族による治療への期待の高さから、終末期にかかる医療費が大きくなると想定される。他方、高齢で終末期を迎えた患者は、医学的に治療方法が限られてしまうこと、さらには、終末期に対する考え方などにより、その医療費は相対的に小さくなり、Felder et al. (2000) の結論の一部と一致する結果が得られた。

終末期医療費への所得効果については、一般に若年者に比べて高齢者は多額の資産を保有し、か

つ年金を受給している実態があり、世帯主所得からだけでは分析に限界がある。したがってその点に留意する必要がある。なお、ここで得られた価格および所得弾力性は医療一般についてではなく、終末期医療に限定されるものであることに注意すべきである。

#### IV エピソードデータと疾病横断的エピソードデータの比較

##### 1 老人健康保健移行を例としたマイクロデータ分析

老人健康保健法は、1983年「国民の自助と連帯の精神による疾病の予防や健康づくりを目的とし、国民全体で公平に高齢者の医療費用を負担するため」の制度として成立した。この制度は主に70歳以上の個人に適用されるが、当初は高齢化率が低く、財政に余裕のあったこともあり、“老人医療費無料化政策”に象徴されるように、その自己負担割合は低いものであった。その後数度にわたる制度改定によって自己負担割合は増加し、現在は月額上限付き定率10%負担となっている。しかし健保(家族)の30%負担に比べると、その負担割合はかなり低く、老健移行後、患者の受診行動に大きな変化があると考えられる。そこで以下では、健保医療費データを用いて、サンプル期間に老健に移行する個人に焦点を当て、より精緻な受診行動の分析を行う。

##### 2 データの定義および作成方法

老健移行を考える際に、個人の情報のみならず時間軸を含んだデータを構築する必要がある。

表2 推定結果

医療費(対数値)	係数	t 値	医療費(対数値)	係数	t 値
自己負担(対数)	0.343706***	13.4629	終末1期前ダミー	0.244868***	3.59026
日数	0.074548***	23.1097	終末2期前ダミー	0.015249	0.230718
世帯主所得(対数)	0.131032***	3.08555	終末3期前ダミー	2.46 E-03	0.034636
年齢	-0.014685***	-8.80732	終末4期前ダミー	0.013734	0.17262
高額療養費ダミー	0.170231**	2.33554	終末5期前ダミー	-0.092806	-1.08245
附加給付金ダミー	0.381431***	6.93784	終末6期前ダミー	-0.051358	-0.571278
自由度修正済み R <sup>2</sup>	0.748184		終末7期前ダミー	-0.050429	-0.539997

注) t 値は White の一貫性のある標準誤差を用いて計算し、\*\*\* は 1%水準、\*\* は 5%水準で有意であることを示す。

Keeler et al. (1988) に代表されるようにエピソードデータは、期間内の価格効果を測定する際に非常に優れたデータであり、また診療行為が長期にわたる疾患に対しての受診行動を適切に捉えるものである。そこで老健移行に伴う受診行動の変化を分析するために、このエピソードデータを導入し、以下の方法で作成した。

1. F1・F2で継続的に外来受診をし、かつ年齢が69歳と70歳のレセプトを抽出する<sup>20)</sup>。
2. 老健移行前6ヵ月から移行後6ヵ月まで2ヵ月以上あけず受診し、かつICD中分類が一致するレセプトを抽出する(老健移行前を負の期間、移行後を正の期間とする)。
3. 重複受診レセプトは月ごとに合算し、期間-6から期間6までを1つのエピソードと定義する<sup>21)</sup>。

ところで上記のエピソードデータの定義では「同一疾病であること」が仮定されている。しかしこれは健康需要の一部の要素だけに焦点を当てることになり、個人の健康需要が様々な健康状態の集合体と考えるならば、老健移行という価格変化を適切に捉えているとは言い難い。つまり医療サービスの価格低下に伴う、軽度の疾病の需要増加を見落とすのである。そこでより広義の概念として「疾病横断的エピソードデータ」を導入する。これは期間内の疾病の差異にかかわらず1つの医

療需要と考えるもので、上記の定義のうちICD中分類が一致するという条件を外し、期間(月)ごとに個人の医療需要を集計したものとなる。

### 3 記述統計および推定結果

図5はそれぞれエピソードデータと疾病横断的エピソードデータの、期間ごとの医療需要と自己負担の平均値をプロットしたものである(総サンプルはそれぞれ4,411, 396エピソード, 3,543, 304人である)。医療需要は、期間1以降に疾病横断的エピソードデータにおいて、1ヵ月あたりの医療費と日数はそれぞれ約5,000円、約半日と明らかな上昇が認められる<sup>22)</sup>。一方、エピソードでは、期間1の老健移行直後に医療費と日数が若干増加するが、時間を経るにつれ、元の水準に戻る傾向にある。また自己負担については、両者とも期間1において約6割下落する。

次に我々のデータセットから需要関数を計測すべく、医療費を被説明変数として、次式を固定効果モデルにより推定する。

$$\ln M_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln p_{it} + \sum_j \gamma_j Z_{j,it} + \varepsilon_{it}$$

ここで  $M_{it}$  は外来医療費、 $p_{it}$  は実質自己負担<sup>23)</sup>、そして  $Z_{j,it}$  は様々な状態をコントロールするダミー変数であり、公費ダミー(公費が発生しているか、もしくは自己負担0のとき1にセット)、老健ダミー(移行後を1にセット)、制度改

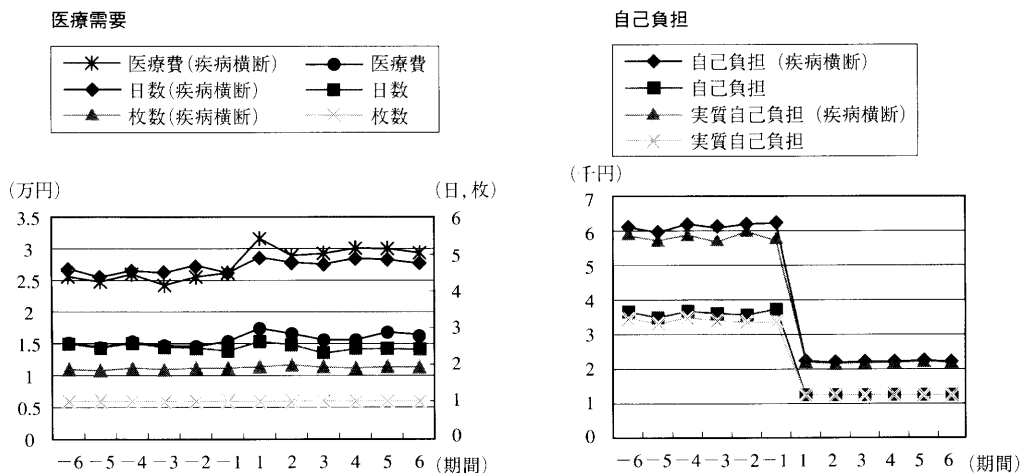


図5 医療需要と自己負担の変遷

表3 需要関数の推定結果

医療費(対数値)	エピソード		疾病横断的エピソード	
	係数	t 値	係数	t 値
実質自己負担(対数値)	0.156247***	13.9378	0.185868***	12.4361
公費ダミー	0.590761***	13.5077	0.52234***	15.1384
老健ダミー	0.275616***	13.9204	0.27558***	12.2918
自由度修正済み R <sup>2</sup>	0.7120		0.6448	

注) t 値は White の一貫性のある標準誤差を用いて計算し, \*\*\* は 1%水準で有意であることを示す。

定ダミー, 月ダミーなどが含まれる。

推定結果は表3に記載されている<sup>24)</sup>。自己負担, 老健ダミーの推定値はそれぞれ正で有意である。そしてエピソードよりも疾病横断的エピソードの方が, 自己負担の係数が大きい。

需要関数が線形で仮に自己負担が0にまで低下した場合には, 医療需要の価格弾力性は  $\beta_1/(1-\beta_1)$  と与えられる<sup>25)</sup>。したがって価格弾力性は, エピソードの場合は0.185となり, 疾病横断的エピソードは0.228となる。これはパネルデータを用いた推定であり, なおかつ, 慢性疾患患者に特定化したためであり, 弾力性として極端に低い値ではない。また疾病横断的エピソードの方が高い理由としては, エピソードは慢性疾患患者の受診行動であるので, 価格変化への反応が鈍いためであろう。ただし, ここでの弾力性はあくまでも診療を受けた個人であることと, もし存在するならば医師誘発需要をも含んでいることに注意をされたい。

## V 結 語

本稿では, 国保・健保レセプトデータから, 3つのテーマについて分析を行った。第1の国保と健保におけるリスク構造分析では, 総体的な疾病リスクは国保加入者の方が高いものの, 診療区分別にみると加入者所得や制度上の自己負担割合の影響を否定できず, 今後課題を残した。第2の終末医療費の分析では, 死期が近づくにつれ医療費は増加するものの, 高齢者ではむしろ逆の減少がみられた。また終末期医療には自己負担, 年齢, 世帯主所得などに加えて, 高額療養費および附加

給付など制度的要因も影響していることが判明した。第3の老健移行に伴う患者の外来受診行動の変化に関する分析では, 移行後に患者の自己負担額は6割減少し, 医療費で約5,000円, 日数で約半日増加することがわかった。さらに, 医療需要の価格弾力性を推定したところ, 慢性疾患で受診する場合でも同様の傾向がみられ, 老健移行が医師側と患者側の双方の需給を誘発している可能性を示唆する結果となった。

## 謝 辞

本稿において, 国民健康保険医療費データについては国民健康保険中央会, 組合健康保険医療費データについては各健康保険組合のご協力により, それぞれデータ入手の機会を得ることが可能となった。ここに深く感謝の意を表したい。また, 執筆にあたり, 日台英雄名誉院長([医社団] 善仁会・横浜第一病院), 高木安雄教授(九州大学), 小椋正立教授(法政大学), 大日康史助教授(大阪大学), 鈴木亘氏([社] 日本経済センター), 近藤康之助教授(早稲田大学)より有益かつ示唆に富むコメントを頂戴した。ここにあらためて感謝の意を表したい。なお, 本稿における誤謬の一切の責は筆者である我々に帰するものである。

## 注

- 1) Correspondence to: e-mail; ged1110@srv.cc.hit-u.ac.jp (Masuhara), tokita@econ.hit-u.ac.jp (Tokita)。
- 2) 第10回修正国際疾病分類(International Classification of Diseases): ICD-10中分類。
- 3) 本稿におけるデータ加工に際しては, Active Perl 5.6.1, SPSS 10.0, Access 2000を主に使

- 用した。
- 4) データ制約上、F3については、1998年度データを採用しているため、参考値とする。
  - 5) 年齢階層の設定については、最大で18階層に設定することも可能だったが、ここでは、直観的に比較対照可能なように小児(0~14歳)、成人(15~64歳)、高齢者(65~100歳)という3区分での設定とした。
  - 6) 国保と健保における医療費と診療日数の比較に際しては、事前に平均の差の検定を行っている。すなわち、「2つの医療保険加入者から発生する医療費と診療日数の平均値は等しい」という仮説を立て、その検定を行った結果、高齢者の調剤を除いて、いずれの年齢階層でも5%水準で仮説は棄却された。これにより、「2つの医療保険から発生する医療費と診療日数の平均値は有意に同じではない」と解釈でき、本節では比較可能であると判断した。
  - 7) 医療費は、近似的に対数正規分布に従うと推測されるが、ここでは正規分布に基づく平均値の議論に止めた。
  - 8) 国保と健保加入者における受診比較分析は、歯科・調剤を含めた全ての診療区分について記述統計をとったが、紙面の制約上、ここでは入院・外来の一部の記述と、図表については加入者1人あたり医療費のみに止めた。
  - 9) 健保間での外来医療費の比較では、附加給付制度のないF3で成人・高齢者の医療費が最も低い。
  - 10) 風邪のように軽度な疾病でも、糖尿病のような慢性疾患に罹患していても、十分に社会生活を営めるという意味で、それも一種の健康者であると解釈する用語。
  - 11) 国保加入者に占める健康者割合で一部負の値が出ている点については、加入者数データが1997年9月末現在のものであるため、年度内に誕生・脱退・死亡した加入者数の一部を把握できないこと、加入者生年月日がデータ上、特定できないために統一的に1997年12月31日としたことにより、実際の加入者数とズレが生じたためである。
  - 12) Lubitz and Prihoda (1984)。
  - 13) 長寿社会開発センター (1994)。
  - 14) 悪性新生物による死亡患者としては、F2とF3でそれぞれ133名、326名のデータが得られた。当該患者の疾病度数を計測すると、悪性新生物のほか、胃の悪性新生物、気管・気管支および肺の悪性新生物、肝および肝内胆管の悪性新生物、直腸S状結腸移行部および直腸の悪性新生物、結腸の悪性新生物、子宮の悪性新生物、乳房の悪性新生物などが含まれる。
  - 15) 医療費、自己負担、世帯主所得いずれも1995年基準の平均診療報酬引き上げ率、CPIで実質化している。
  - 16) 患者死亡月を基準月として、終末1期ダミーは患者死亡時点から1四半期前(1~3ヵ月)の時を1とセットし、以下順に、終末2期は2四半期前(4~6ヵ月)、そして終末7期は7四半期前(19~21ヵ月)の時を1とセットする。
  - 17) 紙面の都合上、ダミー変数は一部割愛する。
  - 18) 所得については、世帯主所得を本人・家族にかかわらず患者に割り当てて推定しているため、所得と年齢における自己相関の問題は回避されている。
  - 19) 次節IV.3および注25)を参照せよ。
  - 20) F3は自己負担が存在せず、また70歳未満の老健加入者は分析の対象としてふさわしくないもので排除した。
  - 21) 診療の開始から終了までを含んだものをエピソードと定義するほうが、より正確な情報が得られるであろう。しかしここでの目的は診療途中の価格変化の影響を分析することにあるので、期間を打ち切っても問題はないと思われる。
  - 22) IIと同様、老健移行前と移行後という2期間における平均の差の検定を行った。その結果、1%水準で有意なものはエピソードの医療費、自己負担そして実質自己負担で、疾病横断的エピソードではすべてが有意であった。
  - 23) 医療費、自己負担ともに1995年基準の平均診療報酬引き上げ率、CPIで実質化している。また、健保には附加給付が存在するので、これを自己負担から差し引いた実質自己負担を、価格の代理変数として使用している。
  - 24) 紙面の都合上、ダミー変数は一部割愛する。
  - 25) より詳細な議論は井伊・大日(2002)を参照せよ。

#### 参考文献

- 柴田博・石崎達郎・杉澤秀博・松田晋哉(1998)「加齢に伴う受診率、受診内容の変化に関する研究報告書」、『平成9年度老人保健健康増進等事業による研究報告書』、医療経済研究機構。
- 高木安雄・小椋正立・松田晋哉(1998)「医療費の適正化に関する調査研究」、『平成9年度老人保健健康増進等事業による研究報告書』、医療経済研究機構。
- 長寿社会センター(1994)『老人医療と終末医療に関する日米比較研究報告書』。
- 鶴田忠彦・山田武・山本克也・泉田信行・今野広紀(2000)「縦覧点検データによる医療受給の決定要因の分析」、『経済研究』Vol. 51, No. 4, 289-300。
- 井伊雅子・大日康史(2002)『医療サービス需要の経済分析』、日本経済新聞社。
- Felder, S., M. Meier, and H. Schmitt (2000)

- “Health Care Expenditure in the Last Months of Life”, *Journal of Health Economics*, Vol. 19, 679-685.
- Keeler, Emmett B. and John E. Rolph (1988) “The Demand for Episodes of Treatment in the Health Insurance Experiment”, *Journal of Health Economics*, Vol. 74, No. 4, 337-367.
- Lubitz, J. B. and R. Prihoda (1984) “The Use and Costs of Medicare Services in the Last 2 Years of Life”, *Health Care Financing Review*, Vol. 5, 117-131.
- Zweifel, P., S. Felder, and M. Meier (1999) “Age-  
ing of Population and Health Care Expenditure: A Red Herring?”, *Health Economics*, Vol. 8, No. 6, 485-496.
- (ますはら・ひろあき 一橋大学大学院  
博士後期課程)
- (こんの・ひろき 一橋大学大学院  
博士後期課程)
- (ひさ・しょういち 一橋大学特別研究生)
- (ときた・ただひこ 一橋大学教授)



# 重複受診の現状と要因

近藤 康之

## I はじめに

本稿の目的は、重複受診の現状を把握し、その要因についての分析を試みることである。重複受診は、国民医療費増加の一因と見なされており、その現状把握と要因解明が求められている<sup>1)</sup>。また、重複受診によって（あるいは逆に、重複受診が行われなくなることによって）どの程度の医療費が余分にかかるのか（逆に、どの程度の節約ができるのか）を把握することも重要な課題である。本稿は、北海道、千葉県、および福岡県3道県の平成9年度分の国民健康保険縦覧点検データを用いて、重複受診の現状把握と要因分析を試みる。使用するデータの性質から、「なぜ重複受診を行うのか」という問いに回答を与えることはできないので、本稿で行う要因分析は、「どのような被保険者が重複受診を行うのか」、「どのような地域で重複受診が行われているのか」に限定される。

以下、IIでは重複受診の現状を記述統計的に把握する。IIIでは計量経済学的方法により重複受診の要因分析を行い、IVで結語を与える。

## II 重複受診の現状

本稿で使用するデータは、北海道、千葉県、福岡県3道県の平成9年度国民健康保険業務データ（以下、レセプト・データ）である。同データからは、診療区分（入院、外来、歯科、調剤の別）、診療年月（平成9年4月から平成10年3月まで）、医療機関と被保険者証のID（他と異なることを

識別し得る情報）、患者の生年および性別、診療実日数、決定点数、疾病分類コード（ICD10中分類、主疾病のみ、12ヵ月のうち平成9年5月のみ）などが利用可能である。

### 1 重複受診・多受診の定義

重複受診が問題視されるのは主として外来であるから、以下では特に断らない限り、外来レセプトに関して分析を行う。患者個人のIDは得られないため、被保険者証ID、生年および性別を組にして個人IDとする<sup>2)</sup>。利用可能なデータに即して、本稿では重複受診を以下のように定義する。ある個人に対して、ある月に外来レセプトが複数枚発行される状態を（外来での）多受診とする。ある個人に対して、疾病分類コードの得られる平成9年5月に同疾病の外来レセプトが複数枚発行される状態を（外来での）重複受診とする。多受診、重複受診を行っている患者を、それぞれ多受診者、重複受診者と呼ぶ。

レセプトの枚数を件数と呼ぶ。個人IDと疾病分類コードを組にして観察単位とし、ある観察単位に対する平成9年5月の外来レセプトの総枚数を、当該観察単位についての（当該疾病の当該患者についての）重複受診件数と呼ぶ。重複受診件数が2以上の患者が重複受診者である。重複受診を行っている患者の人数を重複受診者数と呼ぶ。

### 2 重複受診の概要

平成9年5月の外来レセプトを道県ごとに全体を集計した結果を表1に示す。3道県とも、人数に関しては、2%から3%程度の患者が重複受診

表1 平成9年5月外来レセプトの集計結果

		北海道	千葉県	福岡県
人数 [千人]	全体(含 欠損)	684	503	654
	全体(除 欠損)	679 99.19%	497 98.67%	651 99.52%
	重複	15 2.22%	12 2.49%	18 2.75%
件数 [千件]	全体(含 欠損)	992	696	967
	全体(除 欠損)	982 98.95%	682 98.03%	959 99.15%
	重複	31 3.14%	25 3.72%	37 3.85%
診療実日数 [千日]	全体(含 欠損)	2,370	1,579	2,959
	全体(除 欠損)	2,342 98.85%	1,551 98.24%	2,936 99.23%
	重複	72 3.09%	58 3.77%	104 3.55%
決定点数 [千点]	全体(含 欠損)	1,791,720	1,045,534	1,611,252
	全体(除 欠損)	1,769,266 98.75%	1,023,459 97.89%	1,596,667 99.09%
	重複	64,615 3.65%	47,124 4.60%	72,241 4.52%

注) 角括弧内は単位。「全体(除 欠損)」は疾病分類コードが欠損でないもの。「全体(除 欠損)」の割合は「全体(含 欠損)」に占める割合。「重複」の割合は「全体(除 欠損)」に占める割合。

を行っている。重複受診に関わる件数(発行されたレセプトの枚数)は、重複受診者数の2倍を僅かに上回る(2.1倍に満たない)程度であり、ほとんどの重複受診者は、複数といっても2件の医療機関で受診していることが分かる。医療費の観点からは決定点数が重要であるが、1人当たり決定点数がもっとも大きいのは北海道の2.61千点であり、次いで福岡県の2.45千点、千葉県の2.06千点の順である。その一方で、全体の決定点数計に占める重複受診に関わる決定点数計<sup>3)</sup>の割合は、北海道がもっとも小さく3.65%であり、千葉県がもっとも大きく4.60%である。

### 3 年齢別・性別の重複確率

表2は、年齢5歳階級別の受診者数、および重複受診者数の受診者数に占める割合(これを重複確率と呼ぶ)を男女別に集計したものである。3道県に共通して、受診者数は70歳前後でピークを示すこと、重複確率は、幼年期(0-4歳)で極端に高く、10歳前後まで急激に下がり、青年期(20-30歳)と老年期(70歳前後)でも緩やかなピークを示すこと、などが見てとれる。幼年期の重複確率が極端に高いのには、救急診療の影響があると思われる。また、全年齢について集計した結果からは、3道県ともに、男性よりも女性の方が重複受診者数が多く、逆に女性よりも男性の方が

重複確率が高いことが分かる。男性よりも女性の方が重複確率が高い年齢は、北海道の00-09, 25-29, 千葉県の05-09, 35-39, 50-54, 70-74, 95-99, 福岡県の20-24, 35-49の各階級である。

一般に、女性よりも男性の方が、就業時間との兼ね合いで通院の機会費用が高いと考えられよう。男性・女性の間の罹患率の差がほとんど無視できるならば、全体の受診者数、重複受診者数が女性の方が多という結果は自然なものと思われる。逆に、男性の方が重複確率が高いことは、どのような原因によるのであろうか。重複受診を行うことは通院日数の増加など、より多くの時間費用を要するから、この結果は一見すると非合理的な行動の結果とも見受けられる。しかし、性、年齢、疾病が異なることによって罹患率等の差は無視し難いものと思われるので、より詳細な議論は、次節で行うこととする。

### 4 重複受診と医療費

これまでは人数ベースで重複受診の状況を要約したが、ここでは医療費(決定点数)に関して述べる。表3は、重複受診に関わる決定点数計と、それが非重複受診を含めた全体の決定点数計に占める割合を、3道県ごとに年齢階級別にまとめたものである。全体として、重複受診に関わる決定点数の割合は、3.4-5.1%の範囲である。また、

表2 年齢別・性別の重複受診者数と重複確率

(単位：重複受診者数は人，重複確率は%)

年齢階級	北海道				千葉県				福岡県			
	重複受診者数		重複確率		重複受診者数		重複確率		重複受診者数		重複確率	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
00-04	464	436	4.72	4.89	392	347	4.69	4.59	545	454	4.92	4.45
05-09	228	220	2.63	2.68	208	193	2.79	2.82	292	213	3.16	2.55
10-14	146	95	2.00	1.46	112	98	1.88	1.76	223	138	2.83	1.97
15-19	136	139	2.16	2.04	135	107	2.84	2.14	222	150	3.18	2.11
20-24	92	136	2.59	2.41	123	151	2.80	2.35	140	196	2.85	2.94
25-29	80	166	2.43	2.50	148	226	2.97	2.59	140	219	3.27	2.88
30-34	101	145	2.83	2.12	128	176	2.73	2.45	131	210	3.03	2.82
35-39	86	133	2.05	1.96	116	157	2.64	2.64	128	187	2.61	2.64
40-44	131	171	2.28	2.13	129	148	2.41	2.34	153	202	2.40	2.58
45-49	194	269	1.97	1.88	246	252	2.59	2.21	286	363	2.63	2.72
50-54	211	314	2.09	1.93	254	376	2.34	2.57	254	342	2.45	2.37
55-59	305	509	2.32	1.96	332	468	2.50	2.21	322	548	2.59	2.47
60-64	620	964	2.08	1.94	607	794	2.32	2.23	719	1,032	2.74	2.38
65-69	1,037	1,211	2.27	2.13	853	971	2.62	2.53	1,384	1,648	3.04	2.69
70-74	1,226	1,480	2.38	2.26	799	991	2.59	2.61	1,442	1,691	3.08	2.78
75-79	873	1,136	2.40	2.29	544	667	2.71	2.31	909	1,176	3.08	2.70
80-84	527	546	2.32	1.88	316	419	2.41	2.14	568	637	2.94	2.32
85-89	160	255	1.65	1.65	112	175	1.88	1.65	239	282	2.71	1.80
90-94	54	50	1.95	0.93	28	45	1.75	1.25	51	66	2.11	1.16
95-99	4	8	0.84	0.62	3	10	1.05	1.18	9	10	2.08	0.72
全年齢	6,675	8,383	2.34	2.13	5,585	6,771	2.60	2.40	8,157	9,764	2.99	2.58

表2にまとめた人数ベースの重複確率と同様の地域差，性差，年齢階級差が見てとれる。

注目に値するのは，幼年期（0-4歳階級）に関して，人数ベースの重複確率が4.5-4.9%であるのに対して，決定点数ベースの重複割合は7.1-7.7%であり，後者の前者に対する比率は約1.5に過ぎないという点である。全年齢階級を集計した同じ比率が約1.7であることから，幼年期の重複確率はかなり高いものの，医療費増加に対する寄与度はそれほど高くないと言える。この比率が高いのは，10-69歳の階級である。

### 5 疾病別の重複受診の現状

どのような疾病で重複受診が行われているかを把握するため，これまで見てきた人数ベースの重複確率および点数ベースの重複割合を疾病別に求める。表4に列挙した疾病については，それらの確率・割合の両者が全体の確率・割合（表1）を

上回る<sup>4)</sup>。同表から，各種の悪性新生物の中でも（i）乳房・子宮の悪性新生物の重複確率・割合が3道県に共通して特に高いこと，（ii）福岡県における尿路結石症の重複割合が際立って高いこと，（iii）糖尿病，脳梗塞および腎不全は決定点数の合計も極めて大きいこと，などが見て取れる。

悪性新生物（癌）での重複受診は，患者の意思でセカンド・オピニオンを求めること，高度医療が必要であるとの診断に基づく高次機能病院への紹介，多臓器へ影響を及ぼす合併症，および癌治療の副作用の治療などに起因すると言えよう。糖尿病は，合併症の種類が多く，その治療が複数診療科で行われる傾向のある疾病である。そのため，本来は重複受診と見なすべきでないものも含めて高い重複確率を示していると思われる。

このように，本稿で用いるデータでは，レセプトに記された複数の疾病のうち主疾病1つしか利用できないため，本来問題視されない（合併症の

表3 年齢別・性別の重複受診に関わる決定点数計と全体に占める割合

(単位:「点数計」は、重複受診に関わる決定点数計(千点)。「割合」は、「点数計」の全体の決定点数計に占める割合(%))

年齢階級	北海道				千葉県				福岡県			
	点数計		割合		点数計		割合		点数計		割合	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
00-04	12,608	10,856	7.07	7.46	9,121	7,907	7.59	7.46	15,890	13,636	7.69	7.28
05-09	8,455	7,688	4.95	5.49	6,548	5,669	5.02	4.85	9,095	7,676	6.82	5.00
10-14	6,709	5,515	5.15	3.11	4,848	4,343	4.09	3.32	7,582	6,020	6.25	4.32
15-19	6,602	6,746	5.30	4.79	4,383	4,230	7.01	5.09	7,166	6,377	7.47	5.15
20-24	4,469	6,750	6.64	5.08	4,935	6,503	5.72	4.85	5,633	7,302	5.98	6.00
25-29	4,930	8,816	6.02	4.26	6,353	9,735	6.18	5.07	5,578	8,957	6.55	5.77
30-34	6,739	9,820	7.98	3.53	7,084	8,882	4.98	5.47	6,107	9,459	6.40	7.08
35-39	8,432	11,086	4.67	5.46	7,636	7,778	4.77	6.72	7,470	9,747	6.20	5.54
40-44	14,204	14,089	4.42	5.00	10,239	9,824	7.08	5.26	10,682	11,541	6.59	5.72
45-49	23,416	27,216	5.14	3.74	19,946	18,700	6.50	5.74	18,617	21,027	5.99	5.72
50-54	25,198	32,321	4.61	3.69	23,591	25,200	5.98	6.73	19,276	24,231	5.30	4.19
55-59	35,199	52,139	5.08	4.03	30,229	36,994	6.65	6.05	25,058	39,369	5.37	5.21
60-64	75,387	106,028	4.82	4.06	54,704	64,373	5.27	4.41	56,275	83,160	5.58	4.48
65-69	125,081	131,119	4.19	3.69	74,376	76,069	5.28	4.59	118,949	143,379	5.46	4.58
70-74	177,383	205,262	3.66	3.17	87,322	96,111	4.06	4.20	155,759	186,228	4.89	4.04
75-79	135,374	167,991	3.58	2.92	61,336	78,069	4.10	3.24	109,420	147,522	4.57	3.63
80-84	83,782	98,538	3.10	2.31	40,205	51,055	3.49	3.19	74,784	96,406	4.01	3.03
85-89	34,781	48,385	1.98	2.15	17,057	26,547	2.40	2.56	33,521	54,012	3.98	2.60
90-94	9,361	15,707	2.55	1.28	4,269	8,542	2.53	1.93	9,096	18,467	2.56	1.13
95-99	1,479	3,606	2.13	0.93	708	2,037	3.10	1.15	1,522	4,671	2.29	0.80
全年齢	799,589	969,677	4.01	3.35	474,891	548,568	4.88	4.37	697,480	899,186	5.08	4.09

表4 道県別疾病毎の重複確率(人数ベース)と重複割合(点数ベース)

疾病分類コード・名称	北海道			千葉県			福岡県		
	重複割合		点数計	重複割合		点数計	重複割合		点数計
	人数	点数		人数	点数		人数	点数	
0104 皮膚及び粘膜の病変を伴うウイルス性疾患	2.65	7.14	4,237	3.46	7.96	4,014	3.05	8.01	6,013
0201 胃の悪性新生物	3.41	5.85	13,582	2.98	6.39	8,143	5.13	9.64	16,395
0205 気管、気管支及び肺の悪性新生物	5.63	11.33	4,771	6.46	18.06	2,838	8.45	17.30	6,130
0206 乳房の悪性新生物	5.04	11.67	8,856	6.77	14.42	6,507	5.55	10.73	8,673
0207 子宮の悪性新生物	3.67	8.38	1,637	4.45	12.14	1,215	5.04	13.38	1,835
0208 悪性リンパ腫	6.41	14.16	1,034	4.21	12.47	665	4.57	8.81	1,242
0210 その他の悪性新生物	4.09	7.37	23,927	3.44	6.59	11,907	5.65	11.66	21,427
0402 糖尿病	4.77	8.84	111,486	8.07	15.38	54,160	6.68	11.97	94,895
0803 中耳炎	2.52	5.33	6,277	2.92	6.35	3,966	2.96	6.67	8,348
0906 脳梗塞	2.52	5.13	85,559	2.78	5.32	27,034	3.22	6.58	80,198
1010 喘息	2.99	5.31	37,078	3.26	6.10	18,263	3.78	7.00	33,265
1301 炎症性多発性関節障害	2.36	5.31	20,311	2.99	6.27	14,260	3.90	7.87	25,782
1402 腎不全	6.19	8.06	112,734	7.29	8.83	81,629	3.77	5.84	52,387
1403 尿路結石症	3.93	9.96	3,245	4.46	9.61	2,229	5.75	19.94	3,275
1901 骨折	2.68	5.61	13,225	3.14	6.91	7,718	3.16	6.32	12,432
1903 熱傷及び腐食	5.34	9.24	964	5.24	10.16	704	5.66	10.94	1,110
1905 その他の損傷及びその他の外因の影響	3.22	7.18	20,019	3.50	7.62	18,491	3.97	8.20	24,876

治療など、抑制する必要の無い) 重複受診と問題視される(抑制する必要のある) 重複受診を区別できない。次節では、この点をより詳しく検討した上で、要因分析を行う。

### III 重複受診の要因分析

#### 1 重複受診の類型とデータの制約

重複受診と一口に言っても、それには様々なものが考えられる。重複受診を引き起こす要因ごとに分類すると、例えば、(i) 合併症の治療、(ii) 救急診療・夜間診療の受診後のかかりつけ医での受診、(iii) かかりつけ医で高度医療が必要と判断された後の、大病院等での受診、(iv) 診断に対する不信感等に起因する重複受診、セカンド・オピニオンを求める受診、(v) 複数医療機関で受診すること自体を目的とした受診、などが考えられる。データの制約により、我々の用いている重複受診の定義には、上記(i)-(v)のすべてが含まれる。しかし、(i)-(iii)は本来、問題視されるべきでない(医療費の低減等、診療行為以外の変更のみを目的とした抑制の対象とすべきでない) 重複受診であると言えよう。とくに、(ii)以降の医療機関での受診が紹介によってなされ、患者のこれまでの検査結果や治療経過などの情報が伝達されれば、医療費という観点からの無駄は生じ得ないであろう。他方(iv)-(v)は問題視されるべき(抑制の対象とすべき) 重複受診であると言える<sup>9)</sup>。(iv)は医療機関または医師に、(v)は患者に主たる責任のある重複受診である。

本来問題視されるべきでない重複受診(i)-(iii)と問題視されるべき重複受診(iv)-(v)を分析において識別するためには、次のようなデータの整備が望まれる。まず、最も望まれる情報は、紹介がなされたか否かである。上述のように、(i)-(iii)のいずれのタイプであるかにかかわらず、紹介がなされていれば、これらの重複受診を抑制の対象とする理由は見当たらないからである。次に、(i)-(iii)のそれぞれのタイプは、紹介がなされていない場合でも、患者に主たる責

任のある重複受診ではない点に注意していただきたい。紹介が提供する(医療費の無駄を省く)情報の共有がなされないとしても、これらのタイプの患者の行動は、抑制すべき対象ではないと言えよう。(i)については、主疾病以外の(合併症の) 疾病分類情報の整備が望まれる。(ii)-(iii)については、(紹介がなされないことを前提とすると)完全に(iv)-(v)と識別することは不可能であろうが、医療機関についての情報が利用可能であれば、ある程度は制御が可能と思われる。

上に列記した5タイプへの分類の基準は、まさに診療の内容、医療機関・医師と患者の行動という観点からの重複受診の要因そのものである。残念ながら、これらの情報を利用することはできないので、この種の要因についての実証分析は不可能である。したがって、本節で行う要因分析は、受診と診療に関わる各主体の行動原理などをモデル化した構造分析ではなく、(利用可能なデータとして) 顕在した受診行動結果の間の統計的關係に関する推論とならざるを得ない。すなわち、「なぜ重複受診を行うか」に回答を与えるのではなく、「重複受診者に共通に見られる受診行動はどのようなものか」を要約することが、以下での課題である。

#### 2 データとモデル

平成9年5月における外来での重複受診の要因を考察するために、同月の主疾病での外来受診件数を被説明変数とした回帰分析を行う。同月中に複数の疾病で外来受診を行っている患者については、受診件数(レセプト枚数)の最も多い疾病を主疾病と見なす。この基準によって主疾病が識別できない場合(受診件数の最も多い疾病が複数ある場合)には、それら疾病での外来受診における決定点数の合計が最も大きいものを、それでも識別できない場合には診療実日数の合計が最も大きいものを主疾病と見なす。

既述のように、分析対象期間を平成9年5月に限定したのは、重複受診の分析にとって不可欠な疾病分類情報が同月分のレセプトについてしか得られないためである。とはいえ、当該月の受診行



動が、年間を通じた受診習慣・計画や予算制約の影響を受ける可能性は否定できない。そのため、平成9年度全体での診療実日数と決定点数（いずれも年平均1ヵ月当たりで、入院・外来・調剤の別）も説明変数として利用する。換言すれば、本稿の立場は、分析対象期間中（平成9年5月中）の外来受診件数が、年間全体の受診行動計画等を勘案して決定される、とするものである。この立場からは、1件の受診をするか、複数の受診をするか、といった選択行動だけでなく、そもそも受診をするか否かも患者の選択肢と見なされる。そこで、5月以外の受診行動の情報を説明変数として利用することに加えて、5月には外来で受診していない患者であっても、他の月を含めて1年間で少なくとも1回、入院、外来、あるいは調剤のレセプトの発行された患者すべてからなるデータセットを用いて回帰分析を行う。

使用する説明変数は、女性ダミー（男性0、女性1）、平成9年末現在の満年齢に基づく10歳階級別年齢ダミー、保険者である自治体における単位面積（1km<sup>2</sup>）当たりの病院数・一般診療所数計、平成9年5月の主疾病での外来受診の診療実日数計および決定点数計、同月の主疾病以外を含めたすべての受診（入院、外来、調剤の別）の診療実日数計および決定点数計、平成9年度全体での年平均1ヵ月当たりの診療実日数および決定点数（入院、外来、調剤の別）、II.5で述べた重複率の高い疾病のダミーである。決定点数はすべて千点を単位として測定したものをを用いる。年齢ダミーは、5歳未満と5歳以上10歳未満は別階級として区別し、80歳以上は集計して1階級とした。疾病ダミーは、表4に挙げた17疾病のうち、悪性新生物（0201-0210）以外はそのままダミーを作成した。悪性新生物については、女性に固有の乳房・子宮の悪性新生物（0206-0207）で1つ、その他の悪性新生物で1つ、計2つのダミーを作成した。必要なデータのうち、単位面積当たりの病院数・一般診療所数以外は、本稿の分析の主資料である国民健康保険業務データから得られる。病院数・一般診療所数は、1995年国勢調査および1996年事業所・企業統計調査から得た<sup>6)</sup>。

回帰モデルの特定化と推定方法はcount data回帰モデルとして最も普及しているPoisson回帰とする。回帰関数はlinear index modelとして特定化するが、年齢ダミー、女性ダミー、単位面積当たり病院・診療所数の交差項も説明変数として利用する。また、linear index自体をPoisson分布のパラメタとし、各観察の独立同一性の仮定の下で最尤法を適用する場合の尤度を用いて擬似最尤法によりパラメタ推定値を求める<sup>7)</sup>。

### 3 推定結果

表5は道県別の主要な推定結果である。3道県について擬似決定係数は0.1程度で、回帰関数の推定値と被説明変数との相関係数は0.41-0.47程度であり、この種の大規模な横断面データによる分析としては比較的良好なあてはまりを示している。以下では、各説明変数の影響について考察する。

診療実日数と決定点数に関しては、同月同疾病（5月主疾病）に関するこれらの変数が、有意に正の影響を持つことは、当然の結果であると言える。注目に値するのは、3道県に共通して、入院に関して同月・年平均診療実日数の影響は有意に負、同月・年平均決定点数の影響は有意に正という結果である。すなわち、日数と点数とで影響の方向は逆であるが、同月であるか年平均であるかに関わらず、符号は安定的である。この結果から、重複受診件数の多い傾向がある典型例は、短期間で高額（高度）の治療を受ける入院を経験する重症患者であると言えよう。

外来に関しては、同月の診療実日数・決定点数の符号は非負（有意に正、または有意でない）、年平均の診療実日数・決定点数の符号は非正である。日数と点数の符号は共通である一方で、同月であるか年平均であるかによって影響の方向が逆になっている。重複受診をすること自体が、同月の日数と点数の増加と密接に関連しているから、これらの符号が非負であることは、いわば当然の結果であろう。しかし、年平均の日数・点数の符号が非正であることは極めて興味深い。突然の発症で救急診療を受けた後で同月内にかかりつけ医

表5 回帰の推定結果(平成9年5月の主疾病での外来受診件数)

	北海道			千葉県			福岡県		
	推定値	標準誤差	P値	推定値	標準誤差	P値	推定値	標準誤差	P値
dSex 女性ダミー	0.0009	0.0103	0.930	-0.0190	0.0119	0.111	-0.0098	0.0096	0.306
Age 05 年齢階級ダミー	-0.1730	0.0121	0.0	-0.0722	0.0148	0.0	-0.0690	0.0119	0.0
Age 10	-0.4360	0.0114	0.0	-0.3404	0.0140	0.0	-0.3338	0.0112	0.0
Age 20	-0.7132	0.0145	0.0	-0.5232	0.0149	0.0	-0.5641	0.0130	0.0
Age 30	-0.5032	0.0133	0.0	-0.3325	0.0148	0.0	-0.3618	0.0126	0.0
Age 40	-0.2605	0.0108	0.0	-0.1106	0.0129	0.0	-0.1968	0.0105	0.0
Age 50	0.0151	0.0099	0.128	0.1054	0.0119	0.0	0.0213	0.0097	0.027
Age 60	0.2424	0.0088	0.0	0.3184	0.0111	0.0	0.2238	0.0086	0.0
Age 70	0.3646	0.0090	0.0	0.3858	0.0112	0.0	0.2938	0.0086	0.0
Age 80	0.3935	0.0096	0.0	0.4004	0.0122	0.0	0.2588	0.0092	0.0
Age 05×dSex	0.0199	0.0149	0.183	0.0078	0.0168	0.644	-0.0101	0.0142	0.474
Age 10×dSex	-0.0018	0.0140	0.898	0.0424	0.0159	0.008	0.0084	0.0132	0.522
Age 20×dSex	0.2655	0.0163	0.0	0.2041	0.0160	0.0	0.2118	0.0146	0.0
Age 30×dSex	0.2154	0.0153	0.0	0.1581	0.0161	0.0	0.1642	0.0141	0.0
Age 40×dSex	0.1115	0.0129	0.0	0.0695	0.0144	0.0	0.0866	0.0122	0.0
Age 50×dSex	0.1234	0.0119	0.0	0.0892	0.0132	0.0	0.0882	0.0111	0.0
Age 60×dSex	0.0991	0.0106	0.0	0.1073	0.0124	0.0	0.0843	0.0099	0.0
Age 70×dSex	0.0652	0.0106	0.0	0.0782	0.0125	0.0	0.0476	0.0099	0.0
Age 80×dSex	0.0163	0.0113	0.149	0.0635	0.0134	0.0	0.0243	0.0105	0.020
nDoct 面積当たり医療機関数	-0.0316	0.0047	0.0	-0.0036	0.0043	0.408	0.0013	0.0018	0.461
nDoct×dSex	-0.0103	0.0015	0.0	-0.0056	0.0015	0.0	-0.0005	0.0006	0.414
Age 05×nDoct	0.0605	0.0066	0.0	0.0263	0.0061	0.0	-0.0018	0.0027	0.500
Age 10×nDoct	0.0721	0.0063	0.0	0.0248	0.0058	0.0	0.0003	0.0025	0.908
Age 20×nDoct	0.0443	0.0069	0.0	0.0052	0.0057	0.362	-0.0043	0.0025	0.087
Age 30×nDoct	0.0474	0.0066	0.0	0.0141	0.0057	0.014	0.0008	0.0024	0.742
Age 40×nDoct	0.0458	0.0057	0.0	0.0119	0.0052	0.022	0.0025	0.0022	0.255
Age 50×nDoct	0.0205	0.0053	0.0	0.0053	0.0048	0.264	-0.0007	0.0020	0.737
Age 60×nDoct	0.0180	0.0048	0.0	-0.0077	0.0045	0.087	-0.0019	0.0019	0.298
Age 70×nDoct	-0.0012	0.0048	0.799	-0.0062	0.0045	0.170	-0.0036	0.0019	0.056
Age 80×nDoct	0.0033	0.0051	0.520	-0.0002	0.0048	0.965	0.0000	0.0020	0.983
日数 外来5月主疾病	0.0371	0.0010	0.0	0.0379	0.0018	0.0	0.0351	0.0008	0.0
点数	0.0151	0.0033	0.0	0.0345	0.0049	0.0	0.0130	0.0030	0.0
日数 入院5月	-0.0122	0.0004	0.0	-0.0093	0.0008	0.0	-0.0106	0.0005	0.0
日数 外来5月	0.0253	0.0013	0.0	0.0393	0.0021	0.0	0.0150	0.0009	0.0
日数 調剤5月	0.0845	0.0048	0.0	0.1021	0.0057	0.0	0.0672	0.0016	0.0
点数 入院5月	0.0012	0.0001	0.0	0.0018	0.0002	0.0	0.0015	0.0002	0.0
点数 外来5月	0.0140	0.0022	0.0	0.0035	0.0052	0.505	0.0171	0.0023	0.0
点数 調剤5月	0.0048	0.0039	0.217	-0.0020	0.0101	0.846	0.0104	0.0031	0.001
日数 入院 年平均	-0.0276	0.0007	0.0	-0.0354	0.0015	0.0	-0.0289	0.0007	0.0
日数 外来 年平均	-0.0131	0.0019	0.0	-0.0150	0.0014	0.0	-0.0127	0.0007	0.0
日数 調剤 年平均	-0.0279	0.0054	0.0	-0.0389	0.0063	0.0	-0.0277	0.0021	0.0
点数 入院 年平均	0.0048	0.0003	0.0	0.0063	0.0008	0.0	0.0075	0.0003	0.0
点数 外来 年平均	-0.0051	0.0040	0.201	-0.0126	0.0023	0.0	0.0014	0.0016	0.381
点数 調剤 年平均	0.0259	0.0045	0.0	0.0446	0.0105	0.0	0.0486	0.0038	0.0
dDis 0104 疾病ダミー	0.6302	0.0157	0.0	0.8347	0.0137	0.0	0.6684	0.0125	0.0
dDis 0200	0.4534	0.0072	0.0	0.4882	0.0090	0.0	0.4941	0.0065	0.0
dDis 0206	0.5383	0.0122	0.0	0.5627	0.0166	0.0	0.5846	0.0093	0.0
dDis 0402	0.4816	0.0048	0.0	0.5897	0.0055	0.0	0.5593	0.0033	0.0
dDis 0803	0.5782	0.0126	0.0	0.5814	0.0178	0.0	0.5131	0.0111	0.0

表5 つづき

	北海道			千葉県			福岡県		
	推定値	標準誤差	P 値	推定値	標準誤差	P 値	推定値	標準誤差	P 値
dDis 0906	0.3634	0.0046	0.0	0.4146	0.0070	0.0	0.4022	0.0045	0.0
dDis 1010	0.6596	0.0051	0.0	0.7831	0.0068	0.0	0.6945	0.0048	0.0
dDis 1301	0.4528	0.0067	0.0	0.5465	0.0077	0.0	0.4845	0.0058	0.0
dDis 1402	-0.8434	0.0913	0.0	-1.1219	0.0511	0.0	-0.6906	0.0534	0.0
dDis 1403	0.5827	0.0246	0.0	0.7221	0.0231	0.0	0.6976	0.0197	0.0
dDis 1901	0.4138	0.0104	0.0	0.4454	0.0149	0.0	0.5608	0.0094	0.0
dDis 1903	0.4307	0.0517	0.0	0.4385	0.0612	0.0	0.6155	0.0317	0.0
dDis 1905	0.7448	0.0070	0.0	0.7068	0.0081	0.0	0.7687	0.0055	0.0
対数尤度	-1029165.0			-803753.4			-1013363.2		
擬似決定係数	0.0970			0.1041			0.1005		
相関係数	0.4117			0.4052			0.4685		
被説明変数の分布	人数	割合 [%]		人数	割合 [%]		人数	割合 [%]	
	合計	1,298,284	100.00	1,071,030	100.00	1,298,686	100.00		
	0	619,731	47.73	574,237	53.62	647,382	49.85		
	1	663,495	51.11	484,437	45.23	633,383	48.77		
	2	14,615	1.13	11,949	1.12	17,276	1.33		
3以上	443	0.03	407	0.04	645	0.05			

などの診療を受け、その後の受診を要しないような疾患と受診が、この結果に沿ったものと思われる。

調剤に関しては、診療実日数について、同月は正、年平均は負であり、決定点数について、同月は非負、年平均は正である。外来と同様に、同月の調剤での日数・点数の符号が非負であることは、外来で受診して処方箋を受け取り、薬局で薬を受け取るという典型的な受診パターンに沿った当然の結果と言える。一方、年平均での影響が日数と点数とで逆方向になる点は興味深い。慢性疾患の治療のために年間を通して多額の薬剤処方を受けるが、薬局に足を運ぶ回数は少ない患者（一度に多くの薬剤処方を受ける患者）が重複受診をし易い傾向にあることを示していると言える。

次に、年齢と性別の影響を考察する。まず、年齢階級ダミーの推定値から、5歳未満から年齢が上がるにしたがって重複受診件数は減少傾向にあり、20代で底を打った後に増加に転じ、70歳以上で最大に達することが分かる。この傾向は、3道県に共通である。また、年齢階級ごとの性別の影響を見ると、北海道と福岡県では20歳以上、千葉県では10歳以上の年齢階級で、男性よりも

女性の方が重複受診件数の多いことが分かる。また、性差の大きさは20代において最大で、年齢が上がるにしたがって性差は縮小傾向を示す。この結果は、(i) 幼年期の受診行動は親などの判断に基づくと考えられ、男児か女児かの性別による受診行動の差異は無い、(ii) 20代以上では女性よりも男性の方が常勤で労働している割合が高いために、平均的に男性の方が受診の機会費用が大きい、(iii) 20-30代では出産に関わる女性に固有の受診が行われる、(iv) 年齢が上がるにしたがって、機会費用を考慮しても、受診せずに済ませられない疾病の罹患率が上昇する、(v) さらに年齢が上がると、男性が離職する確率が上昇するため、機会費用の性差は縮小する、などと整合的である<sup>8)</sup>。

年齢と性別の影響を、単位面積当たり病院・診療所数と関連付けながら見る。単位面積当たり病院・診療所数は受診にかかる移動費用の代理変数と見なすことができるので、患者の経済合理性の観点からは、不便な地域ほど重複受診が行われにくいと考えられる。しかし、北海道について見ると、この係数は有意に負であり、この結果は単位面積当たり病院・診療所数が少ないほど重複受診

件数が多いことを意味する。ただし、年齢階級ダミー・女性ダミーとの交差項も説明変数として用いているため、この結果は5歳未満の男児に限定したものである。各年齢階級別の係数は、年齢階級ダミーの係数を加えて求める。5歳以上の年齢階級では、単位面積当たり病院・診療所数の係数は有意に正となる。同様に40代までは有意に正で、50代以上は有意に負となる。したがって、単位面積当たり病院・診療所数が少ないほど重複受診件数が多くなる傾向は、幼年期と老年期に限定される。この傾向は女性の場合にも同様に見られる。以上の北海道についての推定結果は、(i) 就学・就業年齢階級では移動費用の影響が強く、病院・診療所数が多い便利な地域ほど重複受診件数が多い、(ii) 移動費用の影響の小さい幼年期と老年期には、病院・診療所数が少ない地域では、例えば「良い病院」と聞き知っている病院や高次機能病院が遠隔地にあることが多く、初めからその病院で受診することが困難なために重複受診件数が多くなる可能性がある、と解釈できよう。(i)は患者の合理的な行動の結果であると言える。一方、(ii)は推測の域を出ないが、この解釈が正しいとすれば、インフォームド・コンセントの促進によって重複受診そのものを減少させること、紹介と検査結果情報の共有の徹底によって(重複受診を減少させられなくとも)医療費を低減させることが可能となる余地が実際にあることを示唆すると言える。

千葉県についても(一部の係数が有意でないことを除けば)単位面積当たり病院・診療所数の影響に関して、北海道とほぼ同様の傾向が見取れる。他方、福岡県については、ほとんどすべての係数が有意でなく、単位面積当たり病院・診療所数は重複受診件数にほとんど影響を与えない。

最後に、疾病ダミーの影響について見る。ダミーを作成した疾病は、疾病別の単純な集計では重複確率の高い疾病である。ほとんどの疾病ダミーの係数は有意に正であり、他の変数の影響を制御しても、これら疾病の重複受診件数が多いことを意味する。しかし、腎不全に関しては係数が有意に負であった。腎不全のうち重症の慢性腎不全治

療には、週2-3回の高額な医療費を要する血液透析が行われ、外来の日数と点数が全疾病平均の約20倍程度である。全疾病について得られる外来日数・点数の係数を用いた予測が極端に過大になるため、ダミーの係数が負になっていると思われる。

#### IV 結 語

本稿は、北海道、千葉県、福岡県の3道県の平成9年度国民健康保険業務データを用いて、重複受診の現状把握と要因分析を試みた。業務データというデータの性質から、「なぜ重複受診を行うのか」という本来の意味での要因分析に立ち入ることはできなかった。しかし、Poisson回帰による分析を行うことで、地域差、性差、年齢ごとの差、疾病ごとの差について、記述統計的なクロス集計分析では得られない結果を得ることができた。とくに、年齢階級別の性差および移動の機会費用に関わる結果は注目値する。

Ⅲで行った分析は、「どのような患者が重複受診を行い易いのか」という問いに対する回答を与えるものである。重複受診抑制のための諸施策(インフォームド・コンセントや保健婦・保健士による指導の促進など)を実行する際には、「なぜ重複受診を行うのか」が分からないとしても、「どのような患者が重複受診を行い易いのか」が把握できれば、対象を限定して集中的に実行することで、少なくとも経済的観点からは効率を上げることが可能となる。また、より詳細な要因分析を行うためには、患者等に対するアンケート調査が必須と思われるが、その実験計画段階においては、Ⅲで与えられた回答から一定の情報を得ることができよう。

今後の課題の1つは、特定の年齢や疾病の患者のみを抽出した分析、計量経済学的方法の改善、より詳細なデータの整備と利用などにより、この結果の頑健性を精査することである。今後一層のデータの整備が望まれるところである。

## 謝 辞

本稿は、平成 12-13 年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業『地域の医療供給と患者の受診行動に関する実証的研究』（研究代表者一橋大学鶴田忠彦教授）の成果の一部である。データを提供して下さった北海道、千葉県、福岡県の国民健康保険連合会、および国民健康保険中央会のご厚意に感謝します。本論文の旧稿を、第 1 回医療経済学研究会議（京都大学、2001 年 12 月 21 日）において報告し、参加者諸氏から有益なコメントを頂くことができた。とりわけ、討論者の遠藤久夫氏（学習院大学）から頂いた多くの詳細なコメントは、改訂に際して極めて有益であった。ここに記して感謝いたします。なお、言うまでも無く、本稿に残され得るすべての誤りについての責任は、筆者のみが負うものである。

## 注

- 1) 1996 年に総務庁は、老人医療費の過剰支出を適正化するよう勧告し、在宅介護・看護へ誘導するための訪問看護事業の推進とともに、重複受診者への指導強化を対策として提案した。
- 2) 双子児等は複数人が 1 人の患者として識別されてしまい、以下で述べる重複受診・多受診が多めに計上されてしまうという不備がある点に注意していただきたい。
- 3) 重複受診者の決定点数計とは異なる。重複受診者のレセプトであっても、当該レセプトの疾病に関しては重複受診を行っていない場合には、ここでの「重複受診に関わる決定点数計」には加算していない。
- 4) なお、表 4 に列挙していない疾病で、個々の道県において重複確率・割合の高い疾病のほとんどは、決定点数の合計があまり大きくない。疾病毎の決定点数計が全体の 1% を上回る、少なくとも 1 道県で重複確率・割合が全体のそれを上回る、という条件を満たす疾病のうち、表 4 に列挙していないものは、「0211 良性新生物及びその他の新生物」および「1003 その他の急性上気道感染症」である。これらが表 4 に挙げられなかったのは、福岡県における人数ベースの重複確率がそれぞれ 2.70%、2.63% で、全体の重複確率を僅かに下回っているからであるが、この重複確率は北海道と千葉県の全体の重複確率（それぞれ、2.22%、2.49%、表 1 参照）よりも高い。
- 5) (iv) のうち、セカンド・オピニオンを求めること自体は、問題視されるべきものではないと

言える。しかし、制度・環境が未整備の現状においては、セカンド・オピニオンを求めることが医療費増加を引き起こすので、ここでは問題視されるものに分類している。

- 6) 人口（夜間人口）と関連する事業所数は、保険者である各自治体と共有領域を持つすべての 3 次メッシュ（1 km メッシュ）の数値を合計することによって求めた。自治体の面積は、昼間人口と夜間人口の少なくとも一方が正值の 3 次メッシュについて、その面積を合計することにより求めた。各患者の居住地等の詳細な情報は得られないので、これら説明変数の値は、同じ自治体（保険者）の患者については同一である。
- 7) 本稿で用いた Poisson 回帰によるパラメタ推定量は、最尤推定量としてではなく擬似最尤推定量として、「広い」クラスのデータ発生過程に対して一致性を持ち、かつ有効である（Wooldrige, 1997）。本稿で用いる推定量も、最尤推定量ではなく擬似最尤推定量として解釈する。そのため、いわゆる overdispersion の検定等、Poisson 分布の仮定の妥当性の検討は行わない（むしろ、仮定していないのだから検討することはできないと言える）。換言すれば、被説明変数が非負整数であるという情報を利用していることを除けば、攪乱項の正規性を仮定しない（非線形）最小 2 乗法に基づく推論が（有効ではないが）一致性を持つようなデータ発生過程のクラスをモデルとする。
- 8) 女性の方が男性よりも重複受診件数が多いという推定結果は、一見すると II.3 で指摘した、男性の方が女性よりも重複確率が高い、という結果と矛盾すると思われるかもしれない。しかし、II.3 で比較した重複確率と、ここでの被説明変数である重複受診件数は、直接比較可能でない点に注意していただきたい。すなわち、女性の方が重複確率は低い重複受診者の受診件数が多い、または女性の方が受診しない（受診件数が 0 の）割合が高い、のいずれかの可能性を示唆する。単純に性別・受診件数別に集計したところ、使用しているデータに関しては後者が実際の状況であった。年間を通して 1 度も受診しない被保険者の情報（性別・年齢別の加入者数）が入手可能であれば、より改善された分析が可能になると思われる。なお、ここでは擬似最尤法に基づく推論を行っており、被説明変数の分布について Poisson 分布を仮定している訳ではない。しかし、他に適切な方法が見当たらないので、Poisson 分布の場合にのみ妥当な方法によって重複確率の推定値を男女間で比較したところ、同様に女性の方が重複確率が高いという結果が得られた。すなわち、ここでの推定が妥当であるならば、その他の説明変数の影響を制御した場合の重複確率は、女性の方が高いという

結果である。

#### 参考文献

Greene, W. H. (2000) *Econometric Analysis*, 4th ed., Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.  
Wooldridge, J. M. (1997) "Quasi-Likelihood Methods for Count Data," in M. H. Pesaran and P. Schmidt (eds.), *Handbook of Applied*

*Econometrics, Volume II: Microeconometrics*, Blackwell, Oxford, pp. 352-406.

山本克也・近藤康之(2000)「国保被保険者の重複受診行動の分析」日本経済学会 2000 年度秋季大会(2000 年 9 月 16-17 日, 於大阪府立大学) 報告論文。

(こんどう・やすし 早稲田大学助教授)

# 患者の診療機関選択と診療費

山本 克也

## I はじめに

近年、増大しつつある医療費のうち、医療保険システムがもたらしている非効率を除いていくことが必要である。とくに、診療機関、患者、保険者のモラル・ハザードに起因する医療費の無駄の削減は、単に医療財政の安定化に資するだけでなく、制度自体の信頼性を向上させるからである。日本の公的医療保険制度の特徴は、患者に診療機関の選択の自由を与えていることである。しかし、この“フリーアクセス”には受診自体に歯止めがかかりにくいこと、病状と受診する診療機関の能力にミスマッチが生ずることが昔から指摘されつづけている。いわば、非効率的な医療費の使用の典型例である。しかし、フリーアクセスを認めるにしても、適切な受診指導や病院の機能分化の明確化といった患者の受診行動指針が存在していないのであれば、患者の“迷走”は医療供給体制側の責任となる。本稿では、これまで我々の研究班が国民健康保険のレセプトデータの解析を通じて得られた知見に基づき、患者の診療機関の選択と医療費の問題を考えていく。構成は以下の通り。まず、患者の診療機関選択論の態様を、先行研究に言及しながら考察する。特に、診療機関選択のツリーについて考えていく。次に、選択ツリーにしたがって、実際のデータを多次元集計することで、患者の流れを捕捉する。そして、患者の移動と診療機関の偏在という地理的な条件を考慮に入れた外来費用関数と入院関数を推定する。最後に、若干の考察を加える。

## II 問題の所在

人は何らかの疾患を患うと病院に行く。日本のように皆保険制度がほぼ完全に浸透している場合には至極当然の行為である。患者が診療機関を選択する場合、1) 機会費用も含めた経済性と2) 医療に対する期待の二つの要因に対して考慮を払うであろう。もちろん、経済性と呼べるものには通院時間、通院費用、診療の待ち時間等があり、また、医療に対する期待は健康の水準を回復することを目的として、診療機関の規模、設備、評判、医師に対する個人的な信頼等に起因する。すなわち患者は、自らが判断可能な情報と、専門家に依存しなければならない種類の情報、医療を供給する側の情報に基づき診療機関選択という意思決定を行っていることになる。

しかし、日本の皆保険制度の特徴は、基本的に患者が制限なく診療機関の受診ができる、いわゆるフリーアクセスを認めていることである。このことは、例えば英国のNHSのように「かかりつけ医」であるGPの紹介なしに病院の受診ができないような医療システムとは大きな違いを患者の受診行動にもたらすであろう。有名な例を出せば、1973年に導入された老人医療費の無料化は高齢者の潜在的な医療需要を表出させた。その後患者自己負担を導入しても、その効果は一時的であり、受療率で見た場合でも1973年水準を下回ることはない。目覚めた需要が下方硬直的であることは、すでにいくつかの検証がなされている<sup>1)</sup>。したがって、供給サイドも含めてコントロールすることなしに、医療費の適正化は達成し得ないものと言えよう<sup>2)</sup>。

日本の場合、医療の供給サイドをコントロールするのは、診療報酬体系と1948年に制定された医療法である。この法律は、医療供給体制の基本となる法律であり、医療の理念および病院や診療所の設備等の基準を定めたものである。もちろん、人口の高齢化、疾病構造の変化、医療技術の進歩につれて医療費増大の問題が発生するようになった。例えば、CTスキャンに代表される高額医療機器の導入競争、患者の大病院への集中、社会的入院の増加などがそれである。このような社会状況の変化に対応して、1985年には必要病床数の決定(病床規制)、地域医療計画のさらなる向上を柱とする法律改正が行われ、そして1997年には良質な医療を効率的に提供する医療供給体制の確保を目的とする法律改正があった。とくに1997年の第三次改正は病院の機能の違いを制度上明らかにし、症状に応じた最適な医療を受療できるような医療体制の流れをつくる、すなわち、図1のような新しい医療供給体制の枠組みを構築し、患者の流れをコントロールすることに主眼が置かれている。世界でも珍しい、フリーアクセスの受診を許す制度のもとで、図1のような患者の流れを構築できるのであろうか。そのためには、医療費を考慮しながら患者の診療機関選択の問題を考察する必要がある。

### III 診療機関選択論とは

患者の診療機関選択論<sup>3)</sup>とは、通常の財・サービスとは異なると考えられる医療サービスの需要に際して、患者がその提供の場をどこに求めているかを考察するものである。フリーアクセスを認めているわが国の場合、結果として軽い疾病であっても患者が直接に大病院に行つて診療を受けることが可能である。このような状況にあつては、患者がどのような受診行動を行っているかを検討することなしに適切な受診行動の統御を行うことはできない。

患者の医療機関選択についての先行研究はあまり多くないが、中泉(1995)はフリーアクセスの制限を通じて医療費の抑制を検討している。また、青木(1999,2000)は高医療費県ほど大病院で受診する患者の割合が大きいに着目し、規模別の診療機関選択と医療費の地域差の関係を検討している<sup>4)</sup>。青木は傷病名・重傷度などの等しい患者が、地域によって異なる規模の病院を選択することから生じる地域差を「患者行動による地域差」として、この部分が医療費の地域差のうちで無視できない程度になっていることを示している。

これらの研究は、患者の診療機関選択のツリー

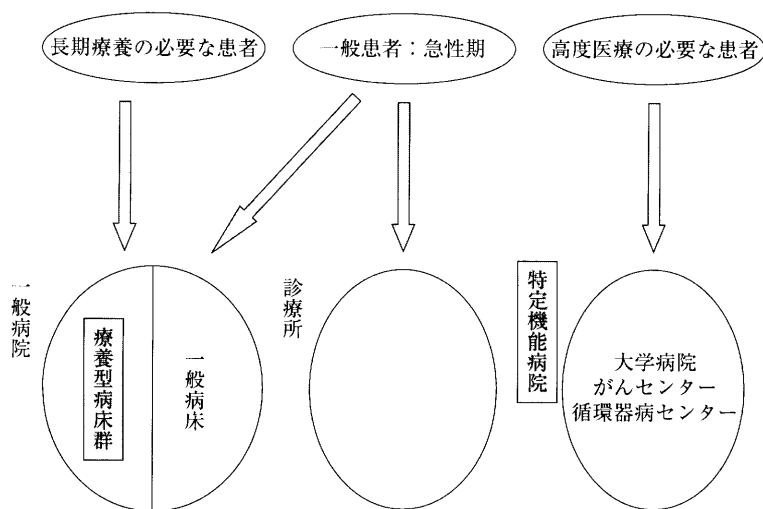


図1 患者の誘導



を考える上でも非常に有益である。一般に患者の受診行動の態様は、図2のように表わせる。

まず、図2中に示したフェーズ0である。フェーズ0とは受診行動の引き金の場合であり、ここで患者が受診を決意する。フェーズ1ではクリニックで受診するのか病院で受診するのかという決定と、病院であればどの規模の病院に受診するのかという決定を行う。フェーズ1で決定した診療機関で疾病が治癒してしまえば、診療機関選択のツリーは終了するが、フェーズ1で完治しない場合、フェーズ2に移行することになる。フェーズ2では、外来通院による治療でよい場合でも入院治療に移行する場合でも、同一診療機関に継続して通院するか他の診療機関に通院するかかの決定を行い、病院であれば規模を決定することになる。

では、患者はそれぞれのフェーズでどのようにして診療機関を決定するであろうか。フェーズ0

では受診の契機として、

- 1) 自覚症状
  - 2) 人間ドック等の検診を受けた結果
- の二つが考えられる。この1)の自覚症状のうちで本人の選択の余地が少なくなる救急の場合、および2)の検診の結果、大きな病院に行くことを薦められた場合の二つを除いて1)の場合も2)の場合も、患者本人(または家族)がどこで外来による受診を行うかというフェーズ1における選択に移行することになる。

次にフェーズ1における選択はどのようになされるであろうか。基本的にフェーズ1における診療機関の選択は患者個人が大きな裁量をもって機関の選択にあたることのできるものと考えられる。しかし、考えなければならない要素は、通常の財・サービスの購入と異なるものと思われる。特に、費用については十分な考慮が必要である。受

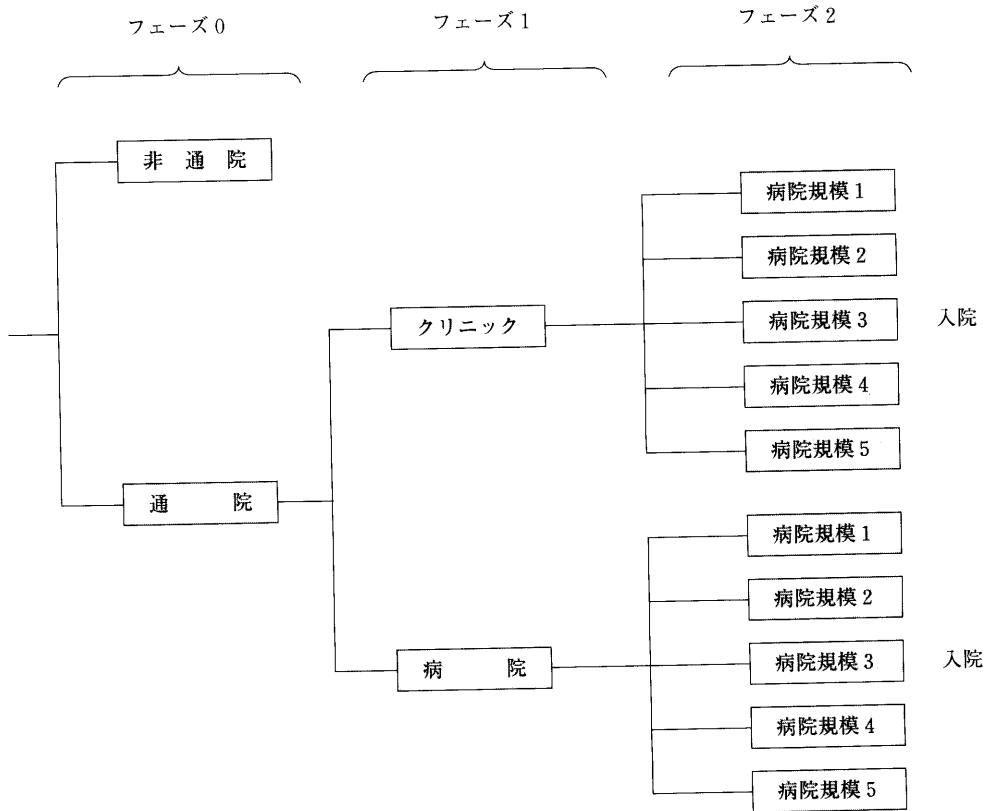


図2 診療機関選択ツリー 入院のケース

診に関わる費用は、診療費と診療機関までの時間、距離に依存する通院費用、そしてその他の機会費用である。まず診療費であるが、医師に比べれば医学的知識や保険知識の乏しい患者は自覚症状から診療費を見積もることは不可能である<sup>5)</sup>。また、日本の場合、低廉な自己負担および様々な制度によって個人が負担する医療費は相当程度に低くなる<sup>6)</sup>。また、医療費は公定価格であるため、フェーズ1の段階では診療費自体が診療機関の選択の決定要因にはなりにくいという性質がある。したがって、患者本人がコントロール可能で、かつ、有意義な費用は通院費用と機会費用である。診療機関の規模が一定とすれば、患者が費用に対して合理的に行動するのであれば、近隣の診療機関のなかで“評判”がもっとも良いものを選択することが合理的な選択方法である<sup>7)</sup>。すなわち、市町村内、少なくとも同一の二次医療圏内の診療機関において受診を受けるように決定しようとするであろう。物理的な距離の近さは、具体的な通院費用に加えて機会費用を低下させることができ、かつ、診療機関に関する情報の収集も容易となるからである<sup>8)</sup>。

最後にフェーズ2での選択はどうなるであろうか(図2では、フェーズ1で治癒した場合を除いてある)。フェーズ2における選択は、フェーズ1で選択した診療機関で一定期間(本稿では1ヵ月)にわたって診療を受けたあとに生ずる。フェーズ2においては、

- 1) 通院をやめる
- 2) 同一の診療機関に通院し続ける
- 3) 異なる診療機関に通院する

の三つの選択肢に患者は直面する。1)のケースは疾病が完治したり、完治したと患者が考えたり、治療行為を断念した場合に生ずる。2)のケースは診療機関との信頼関係が良好に保たれており、治療が継続されていく<sup>9)</sup>。3)のケースは、

- A) 疾病が重篤になった場合
- B) 患者のドクターショッピングに対する誘引が強まった場合

である。A)のケースはより設備の整った規模の大きな病院へ入院するという選択を患者に取らせ

るであろう。一方、B)の場合は規模に関しては不明となるが、何らかの情報のもとに病院を渡り歩くかもしれない。

#### IV 基本統計

患者の診療機関選択過程と診療費の関係を分析するにあたって、以下のように分析データセットを構築した<sup>10)</sup>。1997年4月、5月、6月について、1)一度でも入院した患者と2)外来による通院は行ったが入院にはいたらなかった患者を抽出し、4月および5月について個人識別ID<sup>11)</sup>で接続した。このようなデータの作成をした理由は、我々のデータには転帰が記されていないことによる。周知のとおり、医療費が最もかかるのはターミナルの時期である。その意味で、このようなデータの作成を行うことで、少なくとも6月には死亡していない者、つまり、4月および5月においてターミナルケアを受けていない患者のみを抽出することが可能となる。平成9年4月、5月という期間を選択した理由は、5月にのみICDによる疾病分類<sup>12)</sup>が付され、患者の情報が最大となることである。

表1、表2に、外来—外来、外来—入院<sup>13)</sup>の場合で同一病院を選択した診療機関規模別患者の移動マトリクスを表示した。ただし、母数は規模<sup>14)</sup>等のデータを持ちうる病院に外来通院または入院した場合のレセプトデータ全体である<sup>15)</sup>。

我々の4道県レセプトデータを集計した結果、外来—外来の場合、フェーズ1で選択された病院にそのまま通院するのは、北海道(37.0%)、千葉(46.8%)、長野(52.8%)、福岡(40.3%)<sup>16)</sup>である。規模が大きくなるほど同一の病院を選択し続ける傾向にあることが明らかである。このことは、フェーズ2における選択は、フェーズ1における選択に密接に関係することを示している。うち、患者の居住地と同一医療圏内で同一の病院に通院した場合は、北海道(34.7%)、千葉(38.8%)、長野(48.5%)、福岡(8.0%)であり、異なる医療圏の同一病院に通院した場合は、北海道(2.3%)、千葉(8.0%)、長野(4.3%)、福岡

表1 外来と外来が同一病院の場合

同一診療機関外来で通院				
	北海道	千葉	長野	福岡
20~49	1.5%	2.0%	1.4%	1.3%
50~99	5.1%	5.0%	5.0%	3.4%
100~299	9.8%	14.6%	14.1%	11.5%
300~499	10.4%	13.2%	19.9%	10.2%
500~	10.2%	12.1%	12.4%	13.8%
計	37.0%	46.8%	52.8%	40.3%

同一医療圏内で同一診療機関				
	北海道	千葉	長野	福岡
20~49	1.4%	1.7%	1.3%	0.5%
50~99	4.9%	4.6%	4.8%	0.8%
100~299	9.3%	13.0%	13.1%	2.5%
300~499	9.9%	11.2%	18.3%	1.2%
500~	9.2%	8.4%	11.0%	3.1%
計	34.7%	38.8%	48.5%	8.0%

異なる医療圏で同一診療機関				
	北海道	千葉	長野	福岡
20~49	0.1%	0.3%	0.1%	0.8%
50~99	0.2%	0.4%	0.2%	2.6%
100~299	0.5%	1.6%	0.9%	9.0%
300~499	0.5%	2.0%	1.6%	9.0%
500~	1.0%	3.7%	1.4%	10.7%
計	2.3%	8.0%	4.3%	32.3%

出典) 4道県レセプトデータより筆者推計。

(32.3%)である。一方、フェーズ1で外来通院していた病院にそのまま入院する場合は、北海道(40.1%)、千葉(43.3%)、長野(48.0%)、福岡(34.1%)である。また、患者の居住地と同一医療圏内で同一の病院に入院した場合は、北海道(36.6%)、千葉(34.5%)、長野(42.7%)、福岡(7.1%)であり、異なる医療圏の同一病院に入院した場合は、北海道(3.5%)、千葉(8.8%)、長野(5.3%)、福岡(27.0%)となっている。以上の中で、外来→外来、外来→入院ともに興味深いのは福岡のケースである。福岡以外の3道県に関しては同一医療圏内の同一病院を選択するのであるが、福岡だけは異なる医療圏の同一病院を選択するという傾向がある。

次にフェーズ2における選択の結果、フェーズ1とは異なる診療機関を選択した場合について見ていく。外来→外来の場合、フェーズ1で決定し

表2 外来と入院が同一病院の場合

同一診療機関で入院				
	北海道	千葉	長野	福岡
20~49	1.5%	1.5%	1.1%	0.9%
50~99	6.0%	4.0%	4.3%	2.8%
100~299	11.4%	13.7%	13.2%	10.3%
300~499	10.9%	12.3%	17.6%	8.2%
500~	10.2%	11.8%	11.8%	11.9%
計	40.1%	43.3%	48.0%	34.1%

同一医療圏内で同一診療機関				
	北海道	千葉	長野	福岡
20~49	1.4%	1.1%	1.0%	0.3%
50~99	5.6%	3.6%	4.1%	0.5%
100~299	10.6%	11.8%	12.1%	2.2%
300~499	10.2%	10.1%	15.7%	1.1%
500~	8.7%	8.0%	9.8%	2.9%
計	36.6%	34.5%	42.7%	7.1%

異なる医療圏で同一診療機関				
	北海道	千葉	長野	福岡
20~49	0.2%	0.4%	0.1%	0.5%
50~99	0.4%	0.4%	0.2%	2.2%
100~299	0.8%	2.0%	1.1%	8.1%
300~499	0.7%	2.3%	1.9%	7.1%
500~	1.5%	3.8%	2.0%	9.0%
計	3.5%	8.8%	5.3%	27.0%

出典) 4道県レセプトデータより筆者推計。

た病院と同一規模の病院を選択することが多いようである。しかし、詳細に見れば、フェーズ1で選択した病院の規模が大きい場合には、小規模の病院を選択することもある。この傾向は医療圏を考慮した場合に大きい。患者居住地と同一の医療圏内の異なる病院を選択した場合、フェーズ1での選択が規模の大きい病院であった場合には小規模の病院を選択する。一方、異なる医療圏に移る場合には大規模病院を選択するようである。この傾向は、外来→入院の場合も同様である。

では、このような移動でどのようなことが起きているのか。4道県について、外来→外来、外来→入院のケースで、4月と5月で診療機関が同じケースと異なるケースについて日数や点数の点で異同が生じるか否かを見てみよう。

まず、外来→外来の点数についてである。診療機関が同一であった場合の点数の平均は北海道

表3 外来病院規模と外来病院規模の関係

異なる診療機関で外来通院							
北海道	小規模へ	同一規模	大規模へ	千葉	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	1.3%	0.6%	20~49	0.0%	1.1%	0.3%
50~99	0.1%	4.8%	1.3%	50~99	0.0%	2.8%	0.5%
100~299	0.8%	9.4%	1.2%	100~299	0.2%	8.5%	0.8%
300~499	1.0%	9.2%	0.3%	300~499	0.6%	7.5%	0.2%
500~	1.6%	9.1%	0.0%	500~	1.0%	6.8%	0.0%
計	3.5%	33.8%	3.5%	計	1.8%	26.8%	1.9%
長野	小規模へ	同一規模	大規模へ	福岡	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	0.8%	0.2%	20~49	0.0%	0.7%	0.3%
50~99	0.0%	3.1%	0.7%	50~99	0.0%	1.8%	0.5%
100~299	0.2%	8.5%	0.7%	100~299	0.3%	6.0%	0.7%
300~499	0.8%	11.9%	0.3%	300~499	0.4%	5.2%	0.2%
500~	0.9%	7.3%	0.0%	500~	0.9%	7.1%	0.0%
計	1.9%	31.5%	1.9%	計	1.6%	20.8%	1.6%
同一医療圏内で異なる診療機関							
北海道	小規模へ	同一規模	大規模へ	千葉	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	0.0%	0.5%	20~49	0.0%	0.0%	0.3%
50~99	0.1%	0.3%	1.1%	50~99	0.0%	0.1%	0.4%
100~299	0.7%	0.9%	1.0%	100~299	0.2%	0.3%	0.6%
300~499	0.9%	0.2%	0.2%	300~499	0.5%	0.2%	0.1%
500~	1.5%	0.2%	0.0%	500~	0.8%	0.1%	0.0%
計	3.2%	1.6%	2.9%	計	1.5%	0.6%	1.3%
長野	小規模へ	同一規模	大規模へ	福岡	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	0.0%	0.2%	20~49	0.0%	0.0%	0.1%
50~99	0.0%	0.1%	0.6%	50~99	0.0%	0.0%	0.1%
100~299	0.2%	0.2%	0.6%	100~299	0.1%	0.1%	0.1%
300~499	0.7%	0.2%	0.2%	300~499	0.1%	0.0%	0.0%
500~	0.8%	0.0%	0.0%	500~	0.3%	0.1%	0.0%
計	1.7%	0.7%	1.6%	計	0.4%	0.2%	0.4%
異なる医療圏で異なる診療機関							
北海道	小規模へ	同一規模	大規模へ	千葉	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	0.0%	0.1%	20~49	0.0%	0.0%	0.1%
50~99	0.0%	0.0%	0.2%	50~99	0.0%	0.0%	0.1%
100~299	0.1%	0.1%	0.2%	100~299	0.0%	0.1%	0.2%
300~499	0.1%	0.0%	0.1%	300~499	0.1%	0.1%	0.2%
500~	0.1%	0.0%	0.0%	500~	0.2%	0.1%	0.0%
計	0.3%	0.2%	0.5%	計	0.3%	0.3%	0.6%
長野	小規模へ	同一規模	大規模へ	福岡	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	0.0%	0.0%	20~49	0.0%	0.0%	0.2%
50~99	0.0%	0.0%	0.1%	50~99	0.0%	0.1%	0.3%
100~299	0.0%	0.0%	0.2%	100~299	0.2%	0.3%	0.5%
300~499	0.1%	0.0%	0.1%	300~499	0.3%	0.1%	0.2%
500~	0.1%	0.0%	0.0%	500~	0.7%	0.3%	0.0%
計	0.2%	0.1%	0.4%	計	1.2%	0.8%	1.2%

出典) 4道県レセプトデータより筆者推計。

表4 外来病院規模と入院病院規模の関係

異なる診療機関で入院							
北海道	小規模へ	同一規模	大規模へ	千葉	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	1.6%	2.3%	20~49	0.0%	1.5%	1.1%
50~99	0.2%	6.9%	4.2%	50~99	0.1%	4.2%	2.2%
100~299	2.0%	15.3%	3.5%	100~299	0.8%	15.7%	3.8%
300~499	3.6%	11.7%	1.0%	300~499	2.4%	13.4%	1.0%
500~	4.8%	10.9%	0.0%	500~	3.4%	12.3%	0.0%
計	10.6%	46.4%	11.0%	計	6.7%	47.0%	8.2%
長野	小規模へ	同一規模	大規模へ	福岡	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	1.2%	1.0%	20~49	0.0%	1.0%	1.0%
50~99	0.1%	4.7%	2.2%	50~99	0.1%	3.1%	2.1%
100~299	0.8%	14.2%	2.6%	100~299	1.0%	12.6%	3.2%
300~499	2.4%	18.7%	1.4%	300~499	1.8%	8.9%	1.0%
500~	2.8%	12.1%	0.0%	500~	4.5%	13.0%	0.0%
計	6.1%	50.8%	7.2%	計	7.3%	38.5%	7.3%
同一医療圏内で異なる診療機関							
北海道	小規模へ	同一規模	大規模へ	千葉	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	0.1%	1.8%	20~49	0.0%	0.0%	0.8%
50~99	0.1%	0.7%	3.2%	50~99	0.1%	0.2%	1.6%
100~299	1.8%	3.2%	2.7%	100~299	0.6%	1.4%	2.5%
300~499	2.9%	0.6%	0.6%	300~499	1.9%	0.6%	0.5%
500~	4.1%	0.5%	0.0%	500~	2.6%	0.2%	0.0%
計	8.9%	5.1%	8.3%	計	5.1%	2.4%	5.3%
長野	小規模へ	同一規模	大規模へ	福岡	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	0.0%	0.8%	20~49	0.0%	0.1%	0.4%
50~99	0.1%	0.3%	1.6%	50~99	0.0%	0.1%	0.6%
100~299	0.7%	0.8%	1.5%	100~299	0.3%	0.6%	0.7%
300~499	1.8%	0.8%	0.6%	300~499	0.3%	0.1%	0.1%
500~	2.4%	0.1%	0.0%	500~	1.1%	0.3%	0.0%
計	5.1%	2.0%	4.6%	計	1.6%	1.1%	1.8%
異なる医療圏で異なる診療機関							
北海道	小規模へ	同一規模	大規模へ	千葉	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	0.0%	0.5%	20~49	0.0%	0.0%	0.3%
50~99	0.0%	0.1%	0.9%	50~99	0.0%	0.0%	0.7%
100~299	0.3%	0.7%	0.8%	100~299	0.2%	0.5%	1.3%
300~499	0.7%	0.2%	0.5%	300~499	0.5%	0.4%	0.6%
500~	0.7%	0.2%	0.0%	500~	0.8%	0.3%	0.0%
計	1.7%	1.3%	2.7%	計	1.6%	1.3%	2.8%
長野	小規模へ	同一規模	大規模へ	福岡	小規模へ	同一規模	大規模へ
20~49	0.0%	0.0%	0.2%	20~49	0.0%	0.0%	0.7%
50~99	0.0%	0.0%	0.6%	50~99	0.0%	0.3%	1.6%
100~299	0.1%	0.1%	1.1%	100~299	0.7%	1.6%	2.4%
300~499	0.5%	0.3%	0.8%	300~499	1.5%	0.6%	0.8%
500~	0.4%	0.2%	0.0%	500~	3.4%	0.8%	0.0%
計	1.0%	0.7%	2.6%	計	5.6%	3.4%	5.5%

出典) 4道県レセプトデータより筆者推計。

表5 外来—外来マトリクス

北海道						千葉					
記述統計量 全体						記述統計量 全体					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	1507336	0	99	67.00	16.82	年齢	941652	0	99	64.59	18.49
日数	1507336	1	31	2.56	3.03	日数	941652	1	31	2.49	2.95
点数	1507336	5	196457	1876.12	3302.95	点数	941652	3	124132	1586.12	3062.74
記述統計量 前月と同じ						記述統計量 前月と同じ					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	821926	0	99	66.96	16.43	年齢	520572	0	99	64.73	17.66
日数	821926	1	31	2.53	2.93	日数	520572	1	31	2.44	2.80
点数	821926	5	196457	1973.91	3570.67	点数	520572	14	124132	1683.85	3409.14
記述統計量 前月と異なる						記述統計量 前月と異なる					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	685410	0	99	67.04	17.27	年齢	421080	0	99	64.42	19.45
日数	685410	1	31	2.59	3.15	日数	421080	1	31	2.57	3.11
点数	685410	7	196457	1758.85	2945.75	点数	421080	3	89951	1465.31	2565.63
長野						福岡					
記述統計量 全体						記述統計量 全体					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	553412	0	99	67.97	15.75	年齢	1398794	0	99	66.46	17.76
日数	553412	1	31	2.25	2.32	日数	1398794	1	31	3.38	4.13
点数	553412	5	101293	1579.85	3023.64	点数	1398794	10	152130	1749.25	2751.26
記述統計量 前月と同じ						記述統計量 前月と同じ					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	322290	0	99	68.24	15.28	年齢	686551	0	99	66.35	17.32
日数	322290	1	31	2.22	2.22	日数	686551	1	31	3.36	4.04
点数	322290	5	101293	1702.97	3469.70	点数	686551	2	152130	1840.30	2954.17
記述統計量 前月と異なる						記述統計量 前月と異なる					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	231122	0	99	67.58	16.38	年齢	712243	0	99	66.58	18.17
日数	231122	1	31	2.28	2.45	日数	712243	1	31	3.40	4.20
点数	231122	5	101293	1408.17	2247.87	点数	712243	10	90361	1661.49	2537.29

出典) 4道県レセプトデータより筆者推計。

(1973.91), 千葉(1683.85), 長野(1702.97), 福岡(1840.30)である。一方, 診療機関が異なる場合は, 北海道(1758.85), 千葉(1465.31), 長野(1408.17), 福岡(1661.49)となり, 4道県すべてについて, 診療機関が異なった方の点数が低いことになる。しかし, この傾向は福岡を除いて外来—入院の場合ではまったく逆になる。診療機関が同じ場合の点数は, 北海道(43998.52), 千葉(40018.94), 長野(39196.58), 福岡(42058.25)

であり, 異なる場合の点数は北海道(45965.14), 千葉(40625.30), 長野(39871.23), 福岡(41179.75)である。すなわち, 外来—入院の場合は, 診療機関が変わった場合の診療費の方が高くなることになる。

表6 外来一入院マトリクス

北海道						千葉					
記述統計量 全体						記述統計量 全体					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	45639	0	99	69.41	16.57	年齢	19154	0	99	66.95	17.88
日数	45639	1	31	16.21	10.47	日数	19154	1	31	14.35	10.00
点数	45639	7	1448180	45177.35	51078.61	点数	19154	7	1054116	40362.80	45947.74
記述統計量 前月と同じ						記述統計量 前月と同じ					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	18282	0	99	68.58	17.33	年齢	8292	0	99	66.49	17.43
日数	18282	1	31	14.88	9.90	日数	8292	1	31	14.00	9.71
点数	18282	7	1448180	43998.52	48613.36	点数	8292	29	1054116	40018.94	42814.44
記述統計量 前月と異なる						記述統計量 前月と異なる					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	27357	0	99	69.97	16.03	年齢	10862	0	99	67.30	18.21
日数	27357	1	31	17.11	10.75	日数	10862	1	31	14.63	10.21
点数	27357	9	1289782	45965.14	52647.95	点数	10862	7	1054116	40625.30	48203.09
長野						福岡					
記述統計量 全体						記述統計量 全体					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	12996	0	99	69.75	15.98	年齢	36620	0	99	69.14	16.65
日数	12996	1	31	14.01	10.11	日数	36620	1	31	16.73	10.57
点数	12996	20	734315	39547.14	42106.02	点数	36620	5	1035432	41478.95	41322.14
記述統計量 前月と同じ						記述統計量 前月と同じ					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	6243	0	99	69.68	15.58	年齢	12472	0	99	68.45	16.05
日数	6243	1	31	13.41	9.79	日数	12472	1	31	15.67	10.03
点数	6243	38	684849	39196.58	41607.72	点数	12472	32	565995	42058.25	40038.14
記述統計量 前月と異なる						記述統計量 前月と異なる					
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	6753	0	99	69.81	16.34	年齢	24148	0	99	69.50	16.95
日数	6753	1	31	14.57	10.37	日数	24148	1	31	17.28	10.80
点数	6753	20	734315	39871.23	42562.00	点数	24148	5	1035432	41179.75	41967.62

出典) 4道県レセプトデータより筆者推計。

V 診療機関選択を考慮した外来・入院費用関数の推定

診療機関選択を考慮した外来・入院費用関数の推定をすることで、診療機関選択と診療費用の関係を整理する。推定に用いた behavior な費用関数は、

$$FPO = \alpha + \beta_1 SEX + \beta_2 DAYS + \beta_3 AGE + \beta_4 ROUKEN + \epsilon$$

である。

ここで FPO は 1997 年 5 月の患者各々の決定点数、AGE は年齢、ROUKEN は 70 歳以上ダミー、SEX は性別 (女性 0, 男性 1)、DAYS は診療実日数である。患者の診療機関選択を示す変数としては、1) 同一診療機関を選択したケース、2) 規模の選択を考慮したダミー変数を用意した。

まず 1) であるが、これは病院規模ごとに同一病院で外来一外来、外来一入院のケースを 1、その他を 0 とする。また、規模ダミー 1~規模ダミ

表7 外来費用関数1

説明変数	北海道			千葉		
	推定値	t 値	p 値	推定値	t 値	p 値
定数項	663.74	41.33	0.00	613.34	34.60	0.00
性別	-327.38	-57.19	0.00	-295.47	-42.67	0.00
診療実日数	448.64	454.41	0.00	388.54	321.32	0.00
年齢	8.15	35.87	0.00	6.95	27.84	0.00
老健ダミー	-51.08	-6.76	0.00	-72.27	-7.98	0.00
同一病院/規模ダミー1	420.01	38.57	0.00	459.11	30.36	0.00
同一病院/規模ダミー2	380.94	55.75	0.00	345.56	41.32	0.00
観察値数	1167804			664611		
F-value	36722.91	有意確率	0.00	18395.13	有意確率	0.00
Adjusted R <sup>2</sup>	0.16			0.14		

説明変数	長野			福岡		
	推定値	t 値	p 値	推定値	t 値	p 値
定数項	66.24	2.44	0.01	627.06	45.46	0.00
性別	-254.92	-27.32	0.00	-234.42	-44.87	0.00
診療実日数	621.71	301.08	0.00	267.65	407.60	0.00
年齢	7.09	18.38	0.00	7.79	40.22	0.00
老健ダミー	-91.82	-7.57	0.00	92.70	13.79	0.00
同一病院/規模ダミー1	273.96	13.00	0.00	304.58	21.10	0.00
同一病院/規模ダミー2	567.73	54.19	0.00	532.55	73.89	0.00
観察値数	401258			988962		
F-value	15780.67	有意確率	0.00	30907.06	有意確率	0.00
Adjusted R <sup>2</sup>	0.19			0.16		

出典) 4道県レセプトデータより筆者推計。

表8 入院費用関数1

説明変数	北海道			千葉		
	推定値	t 値	p 値	推定値	t 値	p 値
定数項	16636.42	13.37	0.00	9575.36	5.97	0.00
性別	-5596.17	-13.07	0.00	-2590.18	-4.44	0.00
診療実日数	2125.20	101.79	0.00	2167.05	73.65	0.00
年齢	67.00	3.63	0.00	103.19	4.45	0.00
老健ダミー	-2232.00	-3.55	0.00	-4141.77	-5.00	0.00
同一病院/規模ダミー1	-9914.32	-12.05	0.00	-10131.02	-7.81	0.00
同一病院/規模ダミー2	161.61	0.31	0.76	-2054.68	-3.06	0.00
観察値数	45632			19147		
F-value	1893.95	有意確率	0.00	957.58	有意確率	0.00
Adjusted R <sup>2</sup>	0.20			0.23		

説明変数	長野			福岡		
	推定値	t 値	p 値	推定値	t 値	p 値
定数項	10665.26	5.76	0.00	14447.94	13.20	0.00
性別	-3523.75	-5.61	0.00	-2917.15	-7.54	0.00
診療実日数	2168.30	69.20	0.00	1724.68	92.90	0.00
年齢	71.15	2.62	0.01	63.00	3.87	0.00
老健ダミー	-1191.35	-1.33	0.18	-1863.25	-3.40	0.00
同一病院/規模ダミー1	-11363.86	-8.08	0.00	-8272.65	-7.98	0.00
同一病院/規模ダミー2	544.71	0.79	0.43	-2043.21	-4.09	0.00
観察値数	12989			36613		
F-value	836.04	有意確率	0.00	1529.89	有意確率	0.00
Adjusted R <sup>2</sup>	0.28			0.20		

出典) 4道県レセプトデータより筆者推計。



表9 外来費用関数2

説明変数	北海道			千葉		
	推定値	t 値	p 値	推定値	t 値	p 値
定数項	709.58	26.77	0.00	685.37	18.97	0.00
性別	-385.50	-45.80	0.00	-324.01	-27.47	0.00
診療実日数	640.15	368.00	0.00	682.14	256.41	0.00
年齢	8.58	23.16	0.00	7.40	14.42	0.00
老健ダミー	-81.00	-7.15	0.00	-76.68	-4.77	0.00
規模ダミー1	-103.67	-7.45	0.00	-411.22	-19.91	0.00
規模ダミー2	7.74	0.30	0.76	-381.58	-7.98	0.00
規模ダミー3	-122.50	-3.11	0.00	-167.24	-2.65	0.01
規模ダミー4	-325.55	-12.90	0.00	-564.52	-11.67	0.00
規模ダミー5	-14.23	-1.33	0.18	-312.68	-21.13	0.00
規模ダミー6	-132.92	-4.74	0.00	-165.65	-4.07	0.00
規模ダミー7	-247.58	-6.93	0.00	-660.00	-10.44	0.00
規模ダミー8	-47.97	-1.69	0.09	-500.46	-12.16	0.00
観察値数	614765			286774		
F-value	11820.20	有意確率	0.00	5639.05	有意確率	0.00
Adjusted R <sup>2</sup>	0.19			0.19		

説明変数	長野			福岡		
	推定値	t 値	p 値	推定値	t 値	p 値
定数項	-241.44	-4.81	0.00	803.15	25.16	0.00
性別	-326.38	-21.05	0.00	-313.52	-30.66	0.00
診療実日数	1176.94	287.64	0.00	412.58	246.24	0.00
年齢	8.54	12.14	0.00	11.00	24.10	0.00
老健ダミー	-222.99	-10.81	0.00	33.33	2.46	0.01
規模ダミー1	-691.05	-23.97	0.00	-476.88	-25.84	0.00
規模ダミー2	-377.51	-6.21	0.00	-198.88	-4.99	0.00
規模ダミー3	-116.62	-1.23	0.22	-6.53	-0.14	0.89
規模ダミー4	-832.44	-13.52	0.00	-703.38	-17.45	0.00
規模ダミー5	-116.12	-5.88	0.00	-100.86	-8.42	0.00
規模ダミー6	-58.62	-0.96	0.34	-11.60	-0.36	0.72
規模ダミー7	-858.73	-9.11	0.00	-719.41	-15.02	0.00
規模ダミー8	-336.79	-5.53	0.00	-153.18	-4.71	0.00
観察値数	195526			336180		
F-value	6980.84	有意確率	0.00	5392.74	有意確率	0.00
Adjusted R <sup>2</sup>	0.30			0.16		

出典) 4道県レセプトデータより筆者推計。

ー2は次のようなダミー変数である。すなわち、規模ダミー1は同一小病院、規模ダミー2は同一中病院であった場合を指す。すなわち、4月と5月に選択された病院規模<sup>17)</sup>の組み合わせの数を示すダミー変数を作成する。推計にはOLSを用いた。

では、外来費用関数1から見ていくことにする。4道県ともに、規模ダミー変数の推定値の符号は有意にプラスであり、同一病院を選択する場合は

診療費を引き上げることになる。これは、上述の基本統計と整合的である。また、入院費用関数の方は4道県ともに、ダミー変数の推定値の符号はおおむね有意にマイナスであり、これも上述の基本統計と整合的である。

次に外来費用関数2である。この場合ではいくつかの場合を除いて、ダミー変数の推定値の符号は有意にマイナスである。このことは、規模を考慮した場合、外来ー外来パターン<sup>18)</sup>の病院の変更は、

表 10 入院費用関数 2

説明変数	北海道			千葉		
	推定値	t 値	p 値	推定値	t 値	p 値
定数項	23852.84	15.46	0.00	12441.83	5.78	0.00
性別	-4903.56	-9.86	0.00	-1649.87	-2.27	0.02
診療実日数	2225.64	91.10	0.00	2197.40	59.88	0.00
年齢	85.63	3.93	0.00	134.17	4.48	0.00
老健ダミー	-2554.70	-3.52	0.00	-3834.00	-3.73	0.00
規模ダミー-1	-20515.82	-22.08	0.00	-17266.57	-12.03	0.00
規模ダミー-2	-14530.84	-12.71	0.00	-8514.36	-4.03	0.00
規模ダミー-3	3092.43	1.75	0.08	3125.10	1.11	0.27
規模ダミー-4	-21422.64	-16.75	0.00	-18541.72	-7.71	0.00
規模ダミー-5	-12211.83	-16.88	0.00	-9962.85	-10.43	0.00
規模ダミー-6	2039.23	1.50	0.13	4699.23	2.58	0.01
規模ダミー-7	-21862.77	-11.35	0.00	-16193.13	-5.19	0.00
規模ダミー-8	-18031.00	-14.41	0.00	-11443.66	-5.78	0.00
観察値数	31032			11833		
F-value	815.92	有意確率	0.00	340.76	有意確率	0.00
Adjusted R <sup>2</sup>	0.24			0.26		

説明変数	長野			福岡		
	推定値	t 値	p 値	推定値	t 値	p 値
定数項	11460.11	4.66	0.00	17670.26	11.31	0.00
性別	-2494.96	-3.17	0.00	-1566.87	-3.02	0.00
診療実日数	2226.89	56.60	0.00	1941.19	76.90	0.00
年齢	114.03	3.26	0.00	94.98	4.19	0.00
老健ダミー	-1683.57	-1.51	0.13	-2359.33	-3.26	0.00
規模ダミー-1	-17344.97	-11.06	0.00	-19125.02	-18.18	0.00
規模ダミー-2	-1672.18	-0.72	0.47	-16605.75	-11.42	0.00
規模ダミー-3	8803.34	2.57	0.01	8090.17	4.32	0.00
規模ダミー-4	-14946.92	-5.87	0.00	-22735.69	-13.39	0.00
規模ダミー-5	-6181.13	-5.91	0.00	-14103.27	-21.68	0.00
規模ダミー-6	6695.90	3.15	0.00	8647.56	7.09	0.00
規模ダミー-7	-17525.23	-4.96	0.00	-24215.70	-12.26	0.00
規模ダミー-8	-9282.59	-3.87	0.00	-20194.05	-17.74	0.00
観察値数	8322			19420		
F-value	296.56	有意確率	0.00	589.80	有意確率	0.00
Adjusted R <sup>2</sup>	0.30			0.27		

出典) 4 道県レセプトデータより筆者推計。

ほぼすべての場合において診療費用を引き下げることになる。一方、入院費用関数 2 の場合は興味深い結論となる。すなわち、どの規模の病院の外来を受診しようとして小規模病院または中規模病院への入院の場合はダミー変数の推定値の符号はほぼ有意にマイナスであり、大規模病院への入院はプラスとなる。すなわち、基本統計では外来—入院の場合は、診療機関が変わった場合の方の診療費が高くなることが示されたが、この原因は、

やはり大病院への入院であることが明らかになったと言える。

## VI 結語にかえて

以上の議論で明らかになったことは、

1. 外来—外来の場合、同一病院を選択する場合、診療費は増加する
2. 逆に外来—外来の病院の変更は、ほぼすべ

ての場合において診療費用を引き下げる

3. どの規模の病院の外来を受診しようとして小規模病院または中規模病院への入院の場合は診療費用を引き下げ、大規模病院への入院は診療費用を引き上げる

の三つである。1については、医師誘発需要が影響している可能性がある。なぜならば、一方で2のように医療費を考慮に入れた病院の選択を患者が行っているからである。診療費が上がっても、同一の病院に行きつづけるという選択を行うのは、費用最小化よりも治療を重視することに他ならず、その決定は医師による情報の提供に基づくからである。

3については、診療費を考慮に入れた場合、大病院への患者の流れをどうするかという問題が重要であることを示している。もちろん、このこと自体は新しい事実ではないが、むしろ、小規模病院へ転院していくことが費用を抑制するという事実は注目に値する。もちろん、今回の費用関数の構成では費用の減少の原因が1) 患者の病状なのか2) 診療報酬体系によるものなのか判然としていないことは問題である。しかし、診療費用と患者の診療機関選択の問題を同時に考察することは、医療供給体制のあり方や診療情報の収集・提供を考える上で必要不可欠であることは示せたものと思われる。

## 謝 辞

本稿は、平成 12-13 年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業 [地域の医療供給と患者の受診行動に関する実証的研究 (12010101)] の成果の一部である。鶴田忠彦一橋大学教授をはじめ研究班のメンバー諸氏には貴重なコメントを頂いた。もちろん、本稿に残された誤りは筆者ひとりの責任である。また、レセプトデータは、国民健康保険中央会を通じ、北海道、千葉県、長野県、福岡県の国民健康保険連合会より提供を受けている。記して感謝する。

## 注

- 1) 例えば泉田 (2000) 参照。

- 2) 窓口自己負担増について効果がないということは、1) 施行された負担水準では低い、2) 健康水準の回復を優先している (他の消費を削って医療費に振り向けている) という二つのケースが考えられる。いずれにしても、患者には判断し得ない情報に基づいた受診行動が起きており、医療供給側がこれをカバーする必要がある。
- 3) 患者がどのような受診行動を行っているのかという問題は、本来は“医療需要とは”という問題を考察することから始める必要がある。すなわち、a) 患者の受診行動は医師等の誘導が大きな影響を与えているとする医師誘発需要仮説 (人口当たりの医師数が増加すると、医師は所得の減少を防ぐために情報の非対称性を利用して医療サービスの需要を誘発するとするのが、医師誘発需要仮説である。Evans (1978), Fuchs (1978) が医療経済学の議論の俎上に乗せた。) と b) 医療サービスの需要に際して患者が主体的に診療機関を選択しているとする伝統的な消費者選択論という両極端の議論から始める必要があるが、多くの先行研究では a) の医師誘発需要仮説が議論されている。
- 4) また、青木 (2001) では診療機関選択論の理論的な分析も詳しく検討されている。
- 5) 患者から見れば診療費の見積もりの際には、情報の非対称性が導く医師誘発需要という不確実性に直面するという言い方も可能である。
- 6) もちろん、現行の自己負担水準ではという限定がつく。これまでの自己負担の増額改定は、一時的に医療需要を抑制するが忘却効果により需要が改正前の水準に戻るということを繰り返してきた。
- 7) 評判の最たるものは“かかりつけ医”である。患者がかかりつけ医と他の医師・診療機関を正確に比較できるか否かという問題を除いて、かかりつけ医を持つことは診療機関のサーチコストを低下させる有用な方法である。
- 8) たとえば泉田 (2000) によれば、2次医療圏毎の入院患者のうち、同一医療圏内での入院の比率を医療圏の実効性指標として用いている。これは、国保のような地域保険の場合、保険者のモニタリング能力をより発揮させるためには、同一地域で入院等の受診行動を患者に誘導することが必要であると考えることによる。泉田の研究では、医療機関の情報が十分に使用できなかったために、医療圏をまたぐ越境受診の要因を患者の機会費用の低さに求めている。
- 9) もちろん、治療が長引けば、患者の選択行動のオプションは増えることになる。
- 10) 今回使用するデータは、国民健康保険の縦覧点検用データ、すなわち電子化されたレセプトデータである。利用するレセプトデータからは被保険者証 (いわゆる保険証) を他と識別する記

号および番号、被保険者の特性としての生年月と性別、診療の特性としての疾病分類コード(ICD-10 中分類)、入外別(入院、入院外、歯科、調剤の別)、診療年月、診療実日数、決定点数、医療機関コードなどが得られる。また、プライバシーに配慮して、100歳以上の被保険者のレセプトは使用していない。医療機関コードと医療機関名を照合する台帳は、別途、国保中央会より提供を受けており、これを参照した。さらに、この医療機関名を用いて全国病院情報インデックス(<http://www.seagal.co.jp/>)より、当該医療機関の病床数等のデータを拾い出し、分析データベースを作成している。したがって、1レコードにはレセプトからの情報と、病院の情報がマッチングされた形で入力されている。改善の余地も大きい、以上のようなデータベースの利点は患者受診行動と医療機関の供給行動の両方を同時に分析できることである。

- 11) IDは、データベースとしては個人を識別できるが、人物の特定化は不可能なように変換されている。
- 12) ただし、ICDに関して長野県は除く。
- 13) 外来一外来とは、4月、5月ともに外来受診であった者を示し、外来一入院とは4月に外来で5月に入院したものを示す。以下、この表記方法を使用する。
- 14) 病院の規模は病床数20~49床を1、50~99床を2、100~299床を3、300~499床を4、500床以上を5として分類してある。
- 15) わが国の場合病院は規模の点から見れば、小病院;約24%、中病院;約66%となっており、中小病院が約90%を占めている。また、これを設立主体別にみれば、医療法人や個人立等の民間病院は71%を占めている。特徴をまとめれば、
  1. 民間設立の中小病院が大半を占める
  2. 大病院は国や公的機関によって設立される
 ということになる。特に4道県について見れば、千葉と福岡は1の特徴が強く、北海道、長野は2の特徴が強いということができよう。そして、これらの病院が満遍なく患者を診療可能であるかというそうではない。実際には、患者が集中する病院とそうではない病院が存在している。山本(2000)の参考表1にレセプト枚数の多い診療機関上位100で、どの程度の診療費のシェアが占められているかを示した。この表から明らかなことは、入院については福岡を除いて過半数の患者が上位100病院に集中していることである。
- 16) 全体は上述の手順で作成した4道県のデータ

ベースの全数である。外来一外来および外来一入院を加えても100%にならないのは、1)診療所情報が欠落していること、2)病院情報もすべて把握できていないことによる。

- 17) ここからの病院の規模は、青木(2001)に従い、1:20~99床を小病院、2:100~499床を中病院、3:500床以上を大病院とした。

## 参考文献

- 青木 研(1999)「患者の医療施設選択行動と医療費の地域格差」『医療機関の特性から見た医療費の地域差に関する研究報告書』、(財)医療経済研究機構。
- (2000)「患者の医療施設選択行動と医療費の地域格差」『医療費の地域差と受診行動・薬剤使用の地域差に関する研究報告書』、(財)医療経済研究機構。
- (2001)「患者の行動による地域差」『医療費の地域差』、地域差研究会(編)、東洋経済新報社。
- 泉田信行(2000)「越境受診の研究、厚生省厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業報告書」『縦覧点検データによる医療需給の決定要因の分析』。
- 尾形裕也(2000)『21世紀の医療改革と病院経営』、日本医療企画。
- 中泉真樹(1995)「医療における外部性とプライマリケアの活用」、梶田忠彦編『日本の医療経済』、東洋経済新報社。
- 山田 武(2000)「エピソードデータを用いた医療需要関数の推定」、厚生省厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業報告書『縦覧点検データによる医療需給の決定要因の分析』。
- 山本克也(2000)「国民健康保険被保険者の医療機関選択の態様」、厚生省厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業報告書『縦覧点検データによる医療需給の決定要因の分析』。
- (2001)「患者の診療機関選択;患者の受診行動と地域医療供給」、厚生省厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「地域の医療供給と患者受診行動に関する分析」報告書所収。
- 山本克也・石井 聡(2001)「九州ヒアリング報告」、厚生省厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「地域の医療供給と患者受診行動に関する分析」報告書所収。
- 厚生省統計情報部「受療行動調査」、平成8年版。国民健康保険中央会「国民健康保険の実態」、平成10年版。
- (やまもと・かつや 国立社会保障・人口問題研究所研究員)

# 国民健康保険支払い業務データを利用した 医師誘発需要仮説の検討

山 田 武

## I はじめに

この論文の目的は1997年度の国民健康保険の支払い業務データからエピソードデータを作成し、医師誘発需要仮説を実証的に分析することにある。医師誘発需要仮説は情報の非対称性という、医療サービスの特徴に深く根ざした仮説であり、また、医師誘発需要が患者の厚生だけでなく、保険制度や政府の財政にも影響をあたえるために広い関心を集めてきた。しかし、医師誘発需要仮説の実証分析の方法についてはいくつかの問題が指摘されている。この論文では、国民健康保険の支払い業務データからエピソードデータを作成し、エピソードデータを利用することによってこれまでの分析が残してきた課題のいくつかについて改善を試みる。

推定結果は次の通りである。人口あたりの医療機関数を所与として、患者が受診するかどうかを決定する第一段階と、医師が治療費または受診日数を決定する第二段階に分離して、医師誘発需要仮説を分析した。データは4道県の国民健康保険の支払い業務データからエピソードデータを作成したものである。第一段階・第二段階ともに医療機関人口比率が増加すると、受診率や治療費・受診日数が増加する。しかし、第一段階での結果はいわゆるアクセスコストの低下を反映したものであり、医師が誘発したものではない。その一方で、第2段階では医師誘発需要の存在が確認された。

以下の構成は次の通りである。IIで本論文の特徴であるエピソードデータについて、支払い業務

データからエピソードデータを作成する方法とエピソードデータの概要について説明する。IIIでは医師誘発需要と分析方法を、IVでは使用するデータセットについて説明し、Vで実証分析の結果を報告し、VIでまとめを示す。

## II エピソードデータ

使用するデータは平成9年度12ヵ月分の北海道・千葉県・長野県・福岡県の国民健康保険の支払い業務データの個票をもとにしたエピソードデータである。支払い業務データは各個人ごとの医療支出を縦覧することが可能なデータで、国民健康保険加入者（一般被保険者・老人保健制度適用者）・退職医療制度加入者を対象とする。また入院・外来・歯科・調剤レセプトの主に支払い関連の変数が含まれている。

エピソードとは治療の開始から終了までを含み、一般には複数のレセプトから構成される。厳密なエピソードを作成するためには、カルテなどから情報を収集し、支払いデータと接合することが必要である。レセプトそのものを利用するならば、レセプトには初診日が記載されているから、初診日を使ってエピソードを作ることが可能である。ただし、初診日の欄には複数の初診日が歴史順に並べられている場合が多く、レセプトの初診日欄に印字されている日付では不十分な場合もある。本論文はレセプトの一部、特に支払い関連の変数を使ってエピソードを作成する。ここでのエピソードの作成方法は次の通りである。

ルール1 ある被保険者が同じ医療機関で2ヵ

月以下の間隔で受診した場合にはおなじエピソードに含まれるものとする。

ルール2 3ヵ月以上の間隔が空いた場合には異なるエピソードに含まれるものとする。

図1はエピソードの作成方法を図示したもので、被保険者aの医療機関bでの受診パターンである。1997年度に医療機関bは被保険者aの治療にかかわる支払い請求書(レセプト)を国民健康保険に対して合計6回請求していて、黒枠で囲まれた月が請求されたことを示している。これらのレセプトは5月から8月までのエピソード1と1月から3月までのエピソード2にまとめられる。7月は受診していないものの、6月と8月の間には1ヵ月しか空いていないため8月のレセプトはエピソード1に含まれる(ルール1に対応する)。これに対して、8月から1月までには4ヵ月が空いているから1月以降のレセプトはエピソード2としてカウントされる(ルール2に対応する)。

なお、2ヵ月以下の間隔であれば同じエピソードとするのは、慢性疾患以外で来院間隔が数ヵ月空いた場合には、あらためて初診料を請求するという請求事務の指針を参考とした<sup>2)</sup>。なお、ルール1とルール2に従うと、作成されたエピソードは外来のみのエピソード、入院と外来の両方を含むエピソード、入院だけのエピソード、さらに歯科だけのエピソードの4種類になる。

表1は4道県の外来レセプトのみで構成されるエピソードの開始時期と終了時期で、97年の9月または10月に入院していない20歳以上69歳<sup>3)</sup>以下の一般被保険者を対象とした。縦軸はエ

ピソードの開始月、横軸はエピソードの終了月を示している。たとえば、97年5月に開始し、97年10月に終了したエピソードは812件である。

表1は支払い業務データの個票から作成されたエピソードのいくつかの特徴を示している。まず、97年4月に開始したエピソードが異常に多い。97年4月に開始したエピソードの合計は103,619件で、年間エピソードの合計414,435のおよそ4分の1を占めるほどである。これは、前年度から継続しているエピソードが含まれるからである。また、98年3月に開始したエピソードはすべて3月中に終了したことになるが、これはデータが98年3月までしかないことによる。つまり、97年度のはじめ、特に97年4月に開始したエピソードや終わりに近い時期、特に98年3月に終了したエピソードは切断されたエピソードを含む。

一方エピソード作成のルールから97年7月以降に開始したエピソードはエピソードの左側を切断されることはない。少なくとも3ヵ月空いているからである。開始されたエピソードは期間とともに急激に減少する。たとえば、97年7月から98年1月に開始されたエピソードは最初の1ヵ月で60数パーセントのエピソードが終了し、その後も急速にエピソードは減少し、開始から3ヵ月までに5分の4のエピソードが終了する。このようにエピソードのうちの大半は短期間で終了する。しかし治療が長期間にわたって継続する場合もある。実際に98年3月に終了していても、作成されたエピソードデータ上では98年3月に終了したエピソードが見かけ上多くなっている。つまり、1年間分の支払い業務データから短期の

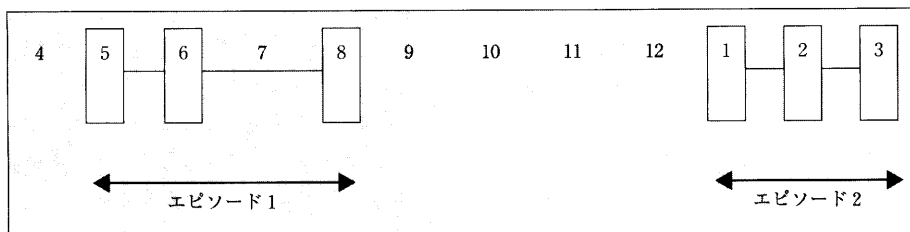


図1 エピソードの作成方法

表1 外来エピソードの開始と終了

終了 開始	97.04	97.05	97.06	97.07	97.08	97.09	97.10	97.11	97.12	98.01	98.02	98.03	合計
97.04	30,054	7,128	4,803	3,859	2,423	2,009	1,975	1,429	1,746	2,192	3,716	42,285	103,619
97.05	.	20,962	4,263	2,240	1,682	989	812	559	575	564	1,157	3,893	37,696
97.06	.	.	19,362	3,851	1,730	1,483	770	481	487	370	531	1,869	30,934
97.07	.	.	.	17,348	3,340	1,543	1,257	598	466	398	448	1,677	27,075
97.08	.	.	.	.	16,176	3,474	1,431	932	594	432	542	1,669	25,250
97.09	.	.	.	.	.	16,718	3,455	1,326	1,322	686	808	2,113	26,428
97.10	.	.	.	.	.	.	17,509	3,227	1,688	1,407	1,110	2,548	27,489
97.11	.	.	.	.	.	.	.	14,408	3,099	1,319	1,706	2,698	23,230
97.12	.	.	.	.	.	.	.	.	16,697	2,838	2,293	4,238	26,066
98.01	.	.	.	.	.	.	.	.	.	16,953	4,036	4,673	25,662
98.02	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	22,517	8,197	30,714
98.03	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	30,272	30,272
合計	30,054	28,090	28,428	27,298	25,351	26,216	27,209	22,960	26,674	27,159	38,864	106,132	414,435

注) エピソードの作成方法ならびにデータの選択については本文参照。

エピソードは比較的正確に把握することができるが、長期間治療が必要な治療の場合には右側が切断されてしまう。

なお、調剤レセプトについてもエピソードへの接合を試みている。調剤レセプトをエピソードに組み込むためには、まず、医科・歯科レセプトと接続しなければならない。残念ながら調剤レセプトのデータは処方箋を発行した医療機関のコードは記載されていない。同じ月に調剤レセプトと医科・歯科レセプトが1枚ずつ請求された場合には両者が接続されるのが自然である。しかし、同じ月に1枚以上の調剤レセプトと2枚以上の医科・歯科レセプトが請求された場合には簡単に接続することはできない。そこで、次の4条件に見合う接続の候補をさがし、調剤レセプトと医科・歯科レセプトを接続した。

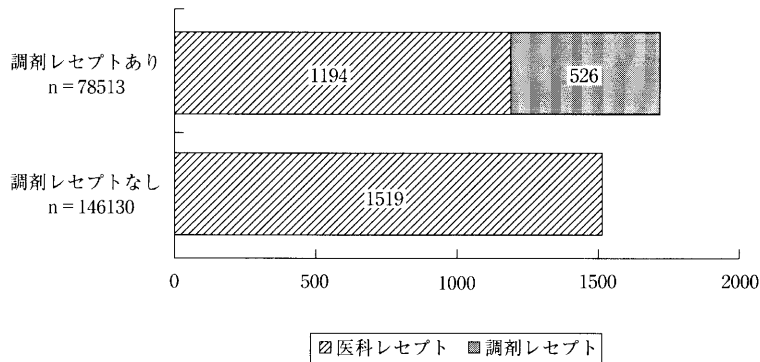
- 候補1 同じ月に1枚の医科・歯科レセプトと1枚以上の調剤レセプト。
  - 候補2 1997年9月以降は薬剤一部負担のない医科・歯科レセプトと調剤レセプト。
  - 候補3 調剤レセプトの受診日数と同じかそれを上回る受診日数の医科・歯科レセプト。
  - 候補4 年間の請求パターンが一致する医科・歯科レセプトと調剤レセプト。
- ただし、複数の候補がある場合には、一致した

数が多い候補を採用した。このような作業の結果、調剤レセプトの接続状況は4道県とも87%を越えている<sup>4)</sup>。

図2は20歳以上36歳以下の被保険者について、1997年9月または10月に治療を開始し、かつ、3ヵ月以内に終了した外来のみのエピソードの平均点数で、薬剤一部負担がある場合を示している。ただし、接続できない調剤レセプトを含む被保険者を除外し、すべての調剤レセプトを接続できた被保険者だけを対象とした。

図2は調剤レセプトを接続しないで治療費を分析することの危険性を示している。調剤レセプトをのぞいた場合には、1エピソードあたりの治療費は調剤レセプトありが調剤レセプトなしに比べて低い。これは、薬剤費が調剤レセプトなしには含まれるが、調剤レセプトありには含まれないからである。しかし、調剤レセプトを加えると、治療費の大小関係は逆転し、調剤レセプトありが調剤レセプトなしよりも高くなる。調剤レセプトを接続しないで治療費を比較することの危険性はここにある。

本論文で採用したエピソードの作成方法にはいくつかの問題がある。まず、対象期間が12ヵ月に制限されているために、エピソードの左または右が切断される。表1より明らかなように、対象期間のはじめにあたる4月に開始したエピソード



注) 推定方法は本文参照。

図2 エピソード単位の治療費 (単位点数)

が異常に多いのは、それ以前に開始したエピソードが含まれているからである。また、98年3月に開始したエピソードがすべて3月中に終了するわけではない。また、慢性疾患のエピソードの途中で急性疾患が発生した場合には、急性疾患のエピソードを分離することができない。治療の途中で転院した場合や、保険制度を移動した患者にとってもエピソードは切断されてしまう。複数のエピソードについて同じ病院の複数の診療科で受診しても、1エピソードとしてカウントされてしまうなどである。

しかし、このような問題はあってもこれまでの多くの分析が利用してきたデータに比べるといくつかの利点がある。日本ではレセプトをベースとした数多くの統計が存在し、集計量を利用した実証分析も多い<sup>5)</sup>。また、最近では大量の横断面のレセプトデータを利用した研究も実施されている<sup>6)</sup>。しかし、集計量では個別の情報が失われ、平均的な指標しか利用できない。医療サービスを必要するのは被保険者の一部であるから、平均値を利用した実証分析の結果はバイアスがかかる。ある月のレセプトを対象とした横断面分析ではエピソードの一部しか利用することができない。また対象となるレセプトが短期のエピソードの一部か、長期のエピソードの一部か判断することがむずかしい<sup>7)</sup>。

エピソードデータは、治療の開始と終了の両方を特定することによって、治療期間や治療費を推

定し、分析目的にふさわしいデータセットを作成することが可能である。今回の分析では12ヵ月分のレセプトからエピソードを作成するため、対象期間のはじめや終わり付近ではエピソードが切断されやすい。しかし、対象期間の中央付近では、治療の開始を正確に把握し、短期間のエピソードでは治療費も比較的正確に把握することができる。

医科・歯科レセプトと調剤レセプトを接続して、エピソードごとの治療費を作成することもこれまでのデータセットに比較して重要である。治療費には医療機関に支払われる医療費だけでなく、院外処方の場合には調剤薬局に支払われる費用も含まれる。院内処方と院外処方の医科・歯科レセプトを比較すると、院内処方のレセプトには調剤分が含まれているが、院外処方のレセプトには処方箋料は含まれるものの、調剤分本体は含まれない。その結果調剤レセプトと医科・歯科レセプトを接続しなければ本来の治療費の比較はできない。

### III 医師誘発需要仮説

医療サービスには情報の非対称性がともなう。患者には診断や治療方法に関する情報が欠けているからである。受診を開始するかどうかそのものは患者が決定するものの、診断や治療方法の選択を医師に依頼することになる。医師誘発需要仮説は医師が医療サービスの情報の非対称性を利用して所得を増やすために需要を誘発するという仮説



である。医師誘発需要の含意は非常に明快である。患者は情報に非対称性がない場合に比べて医師誘発需要によって過剰に医療サービスを消費することを強いられ、患者の厚生が引き下げられる。保険を通じて治療費が償還される場合には保険金(給付)の増加が保険料の引き上げに結びつく。さらに、政府が医療費を支出する場合には財政への負担が大きくなる。このような医師誘発需要の含意は多くの関心を集めてきた。

医師誘発需要の実証分析では医師が所得を増やす直接の要因として、競争条件の激化を明示的に取り入れることが多い。医師の増加によって供給曲線が右へとシフトしたとする。医療サービスへの需要の価格弾力性は非弾力的であるから、医師の増加は価格を引き下げ、医療支出を低下させる。その結果、医師1人あたりの平均所得は減少する。医師は所得の増加を防ぐために、情報の非対称性を利用して、需要を誘発し所得を増やす動機を間接的に与える。つまり、医師の増加が需要を誘発するというわけである<sup>8)</sup>。

このような医師誘発需要仮説の実証分析にはいくつかの問題が指摘されている。代表的なものには医師数の内生性や市場の定義、患者の受診行動のモデル化などがある。

市場を分析単位とする場合には医師数は外生変数ではなく内生変数として取り扱うべきである。医師が参入を決定する際には、その地域の人口などが重要な役割をはたす。医師数と人口は独立ではないため、医療機関人口比率を外生変数として取り扱うことはできない。この問題に対処するためには操作変数法などの手法が利用されるが、操作変数の選択を誤ると分析結果に重大な影響を及ぼすことになる<sup>9)</sup>。

医療サービスを必要するために患者が負担する機会費用には窓口で支払う一部負担だけでなく、医療機関までの時間や交通費、待ち時間、仕事を休むことによって発生する逸失所得などが含まれる。医師が増加することによって、医療機関までの時間や、待ち時間などのいわゆるアクセスコストが低下し、機会費用が引き下げられるとすれば、患者は需要量を増やすだろう。結果的には医師の

増加が需要量を増やしているが、これは医師が情報の非対称性を利用して誘発したものではない。したがって、患者の受診開始の意思決定とその後続く医療内容は分離して分析すべきである<sup>10)</sup>。

実証分析では、行政区分を市場に見立てて分析することが多いが、行政区分と医療サービス市場の地理的な範囲(医療圏)は必ずしも一致しない。行政区分の境界線を越境して受診することもしばしばみられるが、これは、医療圏の内部で移動しているのが、結果的に行政区分の境を越境しているだけである。

厚生省『1996年国民健康保険医療給付実態調査』によれば同じ市町村で外来受診する比率は68%である<sup>11)</sup>。一口に市町村といってもその人口規模のばらつきは非常に大きい。極端な場合では2次医療圏の人口が1市町村の人口よりも少ない場合すらある。1997年の北海道南檜山2次医療圏の人口は約38,000人であるが、これは地方自治法で求められている市の設置要件にすらとどかない。一方、1993年の厚生省『患者調査』によれば、病院の外来患者の85%が居住地の含まれる2次医療圏の病院を選択している。境界付近に居住している場合や、特殊な治療のためなどで大きく移動する場合もあることを考慮しても、外来医療圏は2次医療圏よりも小さく、大きな市町村では外来医療圏がその中に収まるが、小さな市町村では医療圏が収まりきらないと考えられる。

この論文では上にあげた問題点を考慮して、つぎのように外来診療について医師誘発需要仮説を分析する。まず、医療機関数が内生変数であるという指摘に対しては、分析の単位を医療サービス市場ではなく、そこに含まれる個人の受診行動やサービスの単位としてエピソードごとの治療費を分析対象とする。市場を単位として分析する場合には、医療機関数に関する内生性を無視することはできない。しかし、各個人や医療機関は与えられた条件の下で行動し、市場への影響は無視しうる。そこでこの論文では、各個人や医療機関は医療機関人口比率を所与として行動すると仮定し、個人の受診確率やエピソードごとの治療費を分析する。

医療機関の増加によるアクセスコストの低下については、患者の受診行動を次の2段階に分離し、それぞれについて医療機関人口比率が影響を及ぼすかどうかを分析する<sup>12)</sup>。患者は診断や治療方法に関する情報や知識に欠けているものの、第1段階では受診するかどうかを意思決定しなければならない。医療機関人口比率の増加が患者の機会費用を引き下げるならば、需要量は増加するが、これは医師が情報の非対称性を利用して誘発したのではなく、患者の主体的な選択による。具体的には開始されたエピソードの比率に医療機関人口比率が影響を与えているかを分析する。推定されたパラメタが正で有意であれば、医療機関人口比率が増加することによって、受診が増加することになる。

一端受診すると第2段階では医師の指示に従って治療を受けるから、医療費や受診日数そのものは医師が決定する。具体的にはエピソードあたりの費用に医療機関人口比率が影響を与えているかを分析する。推定されたパラメタが正で有意であれば、医師誘発需要仮説があてはまることになる。

越境問題については次のように対処する。外来受診は一般に自宅付近の医療機関で受診するから、医療圏は広くないはずである。しかし、すでにみたように人口規模の小さな地域では、医療圏が行政区分に収まりきらないために越境が発生する。理想的には事前に外来医療圏を特定してから、分析するのが望ましい。しかし残念ながら支払い業務データから医療機関の位置を正確に特定することができないために、厳密な越境や医療圏を推定することができない。そこで、本研究では居住地のある市町村の医療機関人口比率(医療機関人口比率a)だけでなく、同じ2次医療圏の居住地をのぞく市町村の医療機関人口比率(医療機関人口比率b)または同じ2次医療圏の医療機関人口比率(医療機関人口比率c)も説明変数とする。

#### IV データセットと推定方法

すでにみたように1997年度の12ヵ月分のデータから作成されたエピソードデータは、対象期間

の開始や終了付近ではエピソードは切断されやすい。さらに、このデータは支出を対象としたデータであるために、被保険者の資格要件(資格取得日や資格喪失日を含む)を確認することができない。そのため、各時点での加入者数を正確には把握できない。しかし、1997年9月30日現在の年齢階級別の加入者数と突きあわせることは可能である<sup>13)</sup>。ただし1997年度中に1度でも受診した加入者を集計すると、1997年9月30日現在の被保険者数よりも多くなる場合がある。被保険者が年度間を通じて一定ではなく、出入りがあるからである。

そこで、20歳から69歳までの国民健康保険の一般被保険者で、被保険者数と受診者数両方が特定できる1997年の9月または10月に開始したエピソードを実証分析の対象とした。9月または10月に受診した被保険者のほとんどは9月30日現在の被保険者に含まれると仮定した。

9月または10月にエピソードを開始した被保険者に限定すると、患者が受診を開始するかどうかを決定する第1段階では53,917エピソード(=26,428+27,489)を対象となる(表1参照)。患者には診断や治療に関する情報が欠けているから、治療を開始してはじめて治療期間を知ることになる。したがって、治療期間にかかわらず、9月または10月に開始したエピソードを対象とした。ただし、9月または10月中に入院した個人は除外した。

医療支出を決定する第2段階では1997年の9月または10月に治療を開始してから3ヵ月以内に終了した43,923エピソードの中から、調剤レセプトがすべて医科・歯科レセプトに接合された個人で、9月または10月中に入院しなかった個人に限定した。第2段階では、分析対象を短期で終了するエピソードに限定したのは、データの制約から治療が長期にわたる場合にはエピソード全体を把握できないからである。また、調剤レセプトが接合されていない場合には、院内処方エピソードとの比較が十分にできないため、対象から除外している。その結果、第2段階の対象に残ったのは227,188エピソードであった。

推定方法は次の通りである。第1段階は市町村別・年齢階級別の9月または10月にエピソードを開始した被保険者の比率を被説明変数とした grouped logit モデルを適用する。今回作成したエピソードデータでは被保険者個人に関する変数は保険者・年齢だけで、エピソードを開始したかどうかは異なるものの同じサンプルが繰り返し観察されることになる。個人を対象とした場合には観察されるのはエピソードを開始したかどうかだけであるが、同じ属性(市町村・年齢)の個人を集計した場合にはエピソードを開始した個人の比率は、エピソード開始確率の推定値と見なすことができる。そこで、被保険者・年齢階級によってグルーピングし、grouped logit モデルを採用した。推定方法は加重最小二乗法である。第2段階

ではエピソードの治療費とエピソードの受診日数を被説明変数とした回帰分析を実施した。

それぞれの変数の説明は表2と表3<sup>4)</sup>にまとめられている。なお、表3に含まれる院内処方ダミーと薬剤一部負担ダミーについては若干の注意が必要である。院外処方ダミーは院外処方が1で、それ以外が0である。それ以外の中には、院内処方とそもそも薬剤を処方しなかった場合が含まれる。また、薬剤一部負担ダミーは2種類以上の薬剤を調剤したときが1で、それ以外は0である。それ以外には1種類の薬剤を調剤した場合と、全く薬剤を調剤しなかった場合の両方が含まれている。つまり、院外処方ダミーが0には全く処方されなかった場合が含まれるとともに、薬剤一部負担ダミーが0には薬剤が支給された場合が含まれ

表2 第1段階の変数一覧

被説明変数	
年齢階級別エピソード開始確率	1997年9月30日現在の被保険者数に占める、1997年9月または10月にエピソードを開始した被保険者の比率
説明変数	
医療機関人口比率 a*	居住市町村の人口1000人あたり医療機関(一般診療所+一般病院)
医療機関人口比率 b*	居住市町村をのぞく2次医療圏内の人口1000人あたり医療機関(一般診療所+一般病院)
年齢階級ダミー	10歳階級別で、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳代
千葉県ダミー	千葉県=1, その他=0
長野県ダミー	長野県=1, その他=0
福岡県ダミー	福岡県=1, その他=0

注) \*人口は『平成9年度住民基本台帳』、医療機関数は厚生統計協会『地域医療基礎統計1999年版』による。

表3 第2段階の変数一覧

被説明変数	
エピソードあたり治療費	本文参照。単位点数。なお実際の推定では対数変換した治療費を使用する。
エピソードあたり受診日数	外来受診日数。なお実際の推定では対数変換した受診日数を使用する。
説明変数	
医療機関人口比率 b*	居住市町村をのぞく2次医療圏内の人口1000人あたり医療機関(一般診療所+一般病院)
医療機関人口比率 c*	居住地を含む2次医療圏内の人口1000人あたり医療機関(一般診療所+一般病院)
年齢階級ダミー	10歳階級別で、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳代
性別ダミー	男性=0, 女性=1
病院ダミー	一般診療所=0, 病院=1
総合病院ダミー	総合病院以外=0, 総合病院=1(本文参照)
院外処方箋ダミー	院外処方=1, それ以外=0(本文参照)
薬剤一部負担ダミー	薬剤一部負担あり=1, 薬剤一部負担なし=0(本文参照)
千葉県ダミー	千葉県=1, その他=0
長野県ダミー	長野県=1, その他=0
福岡県ダミー	福岡県=1, その他=0

注) \*人口は『平成9年度住民基本台帳』、医療機関数は厚生統計協会『地域医療基礎統計1999年版』による。

る。基本統計量は表4と表5に示されている。また、総合病院ダミーは同じ月に複数のレセプトが請求された医療機関から推定した。

## V 推定結果

第1段階では患者が受診するかどうかの決定に

際して、医療機関人口比率が影響を与えるかどうかを推定する。第1段階の推定結果は表6に示されている。表6のはじめの2列は、全サンプルを対象とした場合の推定結果である。医療機関人口比率a, bともに正で有意である。つまり、医療機関人口比率が患者の居住する市町村で増加しても、また、同じ2次医療圏の異なる市町村で増加

表4 基本統計量(第1段階)

	全サンプル				人口2万人以上				人口2万人未満			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
エピソード開始確率	0.1619	0.0446	0	0.636	0.1711	0.0313	0.0857	0.3843	0.1588	0.0479	0	0.6364
医療機関人口比率 a	0.6811	0.3584	0	2.656	0.6709	0.2181	0.2162	1.2730	0.6845	0.3949	0	2.6560
医療機関人口比率 b	0.6909	0.1392	0.278	1.017	0.6766	0.1493	0.2785	1.0064	0.6958	0.1353	0.3047	1.0166
20歳代ダミー	0.2000	0.4001	0	1	0.2000	0.4003	0	1	0.2000	0.4001	0	1
30歳代ダミー	0.2000	0.4001	0	1	0.2000	0.4003	0	1	0.2000	0.4001	0	1
40歳代ダミー	0.2000	0.4001	0	1	0.2000	0.4003	0	1	0.2000	0.4001	0	1
50歳代ダミー	0.2000	0.4001	0	1	0.2000	0.4003	0	1	0.2000	0.4001	0	1
60歳代ダミー	0.2000	0.4001	0	1	0.2000	0.4003	0	1	0.2000	0.4001	0	1
北海道ダミー	0.4534	0.4979	0	1	0.3248	0.4687	0	1	0.4971	0.5001	0	1
千葉県ダミー	0.1150	0.3191	0	1	0.2051	0.4041	0	1	0.0843	0.2779	0	1
長野県ダミー	0.2364	0.4250	0	1	0.1624	0.3691	0	1	0.2616	0.4396	0	1
福岡県ダミー	0.1952	0.3965	0	1	0.3077	0.4619	0	1	0.1570	0.3639	0	1
サンプル数		2305				585				1720		

表5 基本統計量(第2段階)

	人口2万人以上				人口2万人未満			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
エピソードあたり治療費	1475.8150	1764.1210	230	136786	1560.1310	2356.8100	230	160720
エピソードあたり受診日数	2.3530	2.9159	1	73	2.2707	2.7030	1	63
医療機関人口比率 a	0.6981	0.2101	0.2162	1.2730	0.5833	0.2617	0	2.6560
医療機関人口比率 b	0.6838	0.1450	0.3046	0.9990	0.6973	0.1520	0.3046	0.9990
性別ダミー	0.6244	0.4843	0	1	0.5816	0.4933	0	1
20歳代ダミー	0.2070	0.4051	0	1	0.1466	0.3537	0	1
30歳代ダミー	0.1617	0.3682	0	1	0.1546	0.3615	0	1
40歳代ダミー	0.2038	0.4028	0	1	0.2166	0.4120	0	1
50歳代ダミー	0.2189	0.4135	0	1	0.2145	0.4105	0	1
60歳代ダミー	0.2086	0.4063	0	1	0.2678	0.4428	0	1
医療機関ダミー	0.2867	0.4522	0	1	0.3763	0.4844	0	1
総合病院ダミー	0.1228	0.3282	0	1	0.1532	0.3602	0	1
院外処方ダミー	0.2571	0.4370	0	1	0.2044	0.4033	0	1
薬剤一部負担ダミー	0.6827	0.4654	0	1	0.6823	0.4656	0	1
北海道ダミー	0.2400	0.4271	0	1	0.4381	0.4962	0	1
千葉県ダミー	0.3739	0.4838	0	1	0.1558	0.3627	0	1
長野県ダミー	0.1360	0.3428	0	1	0.1666	0.3726	0	1
福岡県ダミー	0.2501	0.4331	0	1	0.2394	0.4267	0	1
サンプル数		161519				65669		

表6 推定結果 (第1段階: 受診確率)

	全サンプル		人口2万人以上		人口2万人未満	
	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値
医療機関人口比率 a	0.1263	7.50***	0.1848	5.68***	0.0271	1.23
医療機関人口比率 b	0.1089	3.34***	0.0268	0.50	0.3873	7.30
30 歳代ダミー	-0.0571	-4.57***	-0.0629	-3.26***	-0.0300	-1.43
40 歳代ダミー	-0.2658	-23.03***	-0.2712	-15.13***	-0.2410	-12.56***
50 歳代ダミー	-0.1586	-14.02***	-0.1619	-9.27***	-0.1424	-7.47***
60 歳代ダミー	-0.1852	-16.73***	-0.1941	-11.17***	-0.1511	-8.35***
千葉県ダミー	0.1130	12.26***	0.0935	6.29***	0.1266	7.47***
長野県ダミー	0.0872	7.64***	0.0821	4.22***	0.0671	4.25***
福岡県ダミー	0.2534	20.47***	0.2301	11.07***	0.2214	11.13***
切片項	-1.7062	-68.89***	-1.6669	-41.34***	-1.8781	-48.44***
決定係数	0.4231		0.5144		0.3119	
サンプル数	2298		585		1713	

注) \*\*\*は1%で統計的に有意であることを示す。

表7 限界効果 (第1段階)

	全サンプル	人口2万人以上	人口2万人未満
医療機関人口比率 a	0.0177	0.0265	0.0037
医療機関人口比率 b	0.0153	0.0038	0.0527

してもエピソード開始確率は増加する。いわゆるアクセスコストの低下は患者の受診頻度を高めることが確かめられた。表7は表6の推定結果にしたがって、限界効果を計算したものである。平均値で評価すると医療機関人口比率 a の1%の増加は受診確率を0.018%増加させる。また医療機関人口比率 b の1%の増加は受診確率を0.015%増加させる。

20歳代をベースとした年齢ダミーのパラメータはどれもマイナスで統計的に有意である。年齢ダミーは40歳代で大きく減少するが、それをのぞけば年齢とともに受診確率は遞減する。高齢者ほどエピソードが多くなると予想されがちであるが、実際には年齢とともに受診確率は減少する。この背景には、年齢とともに慢性疾患が増加し急性疾患の一部は慢性疾患に飲み込まれてしまい、エピソードとしてあらわれない可能性がある。ただし、40歳代で大きく減少している理由は不明である<sup>15)</sup>。北海道をベースとした道県ダミーはいずれも正で統計的に有意である。推定値の大きさは長野県・千葉県・福岡県の順で、限界効果で評価す

ると福岡県は北海道に比べて0.037%受診確率が高い。

患者は居住する市町村の医療機関だけでなく、越境して近隣の医療機関でも受診する。そのため、患者の受診確率は居住する市町村だけでなく、近隣の市町村の影響も受ける。ただし、越境が発生するのは市町村の規模が小さい場合で、市町村の規模が大きい場合には行政区画の中に医療圏が収まると考えられる。もしも市町村の中に医療圏が収まるのであれば、越境がなくなるため同じ2次医療圏の残りの市町村の医療機関人口比率の影響を受けなくなるはずである。

そこで、近隣の市町村の影響を受けなくなる人口を探すために、人口を5000人以上、1万人以上、2万人以上、3万人以上、4万人以上などに制限して、それぞれ全サンプルと同じように推定した。その結果、5000人以上と1万人以上では医療機関人口比率 a、医療機関人口比率 bとも正で統計的に有意であったが、2万人以上では医療機関人口比率 a だけが統計的に有意で、医療機関人口比率 b は統計的に有意ではなかった。この結果から、人口2万人以上の市町村ではその中に医療圏を含むことがわかる。

表6の後半は人口2万人以上と人口2万人未満にデータセットを分離して、推定した結果である。すでにみたように人口2万人以上では居住地域の

医療機関人口比率 a だけが有意で、近隣の医療機関人口比率 b は統計的に有意ではない。反対に、あらたに推定した人口 2 万人未満では居住地の医療機関人口比率は有意ではなく、近隣の医療機関人口比率のみが統計的に有意である。限界効果は 2 万人以上の医療機関人口比率 a が 0.027、これに対して 2 万人未満の場合には医療機関人口比率 b が 0.053 である。

第 2 段階では、医師が治療費や受診日数を決定する際に、医療機関人口比率が影響を与えるかどうかを検討する。第 1 段階と同様に、事前に医療圏が特定化されている場合には、医療圏内で医療機関人口比率を計算し、説明変数に加えるべきであるが、残念ながら医療機関の正確な位置を特定することができない。そこで、第 1 段階でえられた人口規模の区分を利用して 2 万人以上と 2 万人以下に分けて推定する。2 万人以上の市町村では外来医療圏が市町村の中に収まるため、医療機関人口比率には患者の居住する地域の医療機関人口比率 (医療機関人口比率 a) を適用する。一方、2 万人未満の市町村では外来医療圏が収まりきらないため、患者の居住する 2 次医療圏の医療機関人口比率 (医療機関人口比率 c) を適用した。なお、

以下で示される推定結果はすべて不均一分散を考慮し、White (1980)<sup>16)</sup> にしたがって t 値を計算している。また、統計的に有意な推定量では 95%信頼区間に 0 が含まれるものは一つもない。

表 8 は人口規模を 2 万人以上と 2 万人未満に分離して、短期に治療を終了したエピソードあたりの治療費に医療機関人口比率が影響を与えるかどうかを検討したものである。2 万人の市町村でも 2 万人未満の市町村でも医療機関人口比率は正で統計的に有意である。つまり、医療機関人口比率が増加すると、1 エピソードあたりの治療費は増加し、医師誘発需要仮説が支持される結果がえられた。なお、平均値で評価した弾力性は 2 万人以上では 0.02 で、医療機関人口比率が 1% 上昇すると、1 エピソードあたりの治療費は 0.02% 上昇する。一方、2 万人未満の場合の平均値で評価した弾力性は 0.12 で医療機関人口比率が 1% 上昇すると 1 エピソードあたりの治療費は 0.12% 上昇することになる。

性別ダミーは女性は男性よりも有意に治療費が少なく、年齢ダミーより年齢が進むとともに治療費が増加することを示している。ただし、年齢ダミーの増加は線形ではない。病院ダミーの推定結

表 8 推定結果 (第 2 段階: 点数)

	人口 2 万人以上		人口 2 万人未満	
	推定値	t 値	推定値	t 値
医療機関人口比率 a	0.0292	2.74***		
医療機関人口比率 c			0.1729	5.90***
性別ダミー	-0.0381	-9.91***	-0.0393	-6.52***
30 歳代ダミー	0.0569	10.09***	0.0634	6.39***
40 歳代ダミー	0.1517	27.60***	0.1672	17.91***
50 歳代ダミー	0.2312	41.82***	0.2469	25.81***
60 歳代ダミー	0.2879	50.27***	0.3235	34.89***
医療機関ダミー	0.3068	57.54***	0.3111	40.29***
総合病院ダミー	0.1089	13.76***	0.0604	5.47***
院外処方ダミー	0.2356	56.25***	0.2517	35.26***
薬剤一部負担ダミー	0.1784	42.11***	0.1580	23.30***
千葉県ダミー	-0.1182	-23.99***	-0.1023	-11.32***
長野県ダミー	-0.1701	-27.11***	-0.1667	-19.69***
福岡県ダミー	-0.0388	-6.43***	-0.0463	-4.39***
切片項	6.5950	690.92***	6.4736	300.30***
修正済み決定係数	0.094		0.0905	
サンプル数	161519		65669	

注) \*\*\* は 1% で統計的に有意であることを示す。なお、t 値は White (1980) による。

果から、病院での治療が診療所での治療よりも高く、総合病院での治療はいっそう治療費がかかる。院外処方箋ダミーの推定値はプラスで、治療費は院外処方の場合が院内処方以外を上回り、薬剤一部負担ダミーから投薬が含まれるエピソードは治療費が高い。北海道をベースとした都道府県ダミーはどれもマイナスで、エピソードあたりの治療費は北海道が高いことが認められた。反対に長野県では特に治療費が安い。

一方、表9は人口規模を2万人以上と2万人未満に分離して、短期に治療を終了したエピソードあたりの受診日数に医療機関人口比率が影響を与えるかどうかを検討したものである。2万人の市町村でも2万人未満の市町村でも医療機関人口比率は正で統計的に有意である。つまり、医療機関人口比率が増加すると、1エピソードあたりの受診日数は増加し、医師誘発需要仮説が支持される結果がえられた。なお、平均値で評価した弾力性は2万人以上では0.07で、医療機関人口比率が1%上昇すると、1エピソードあたりの治療費は0.07%上昇する。一方、2万人未満の場合の弾力性は0.13で医療機関人口比率が1%上昇すると1エピソードあたりの治療費は0.13%上昇するこ

表9 推定結果(第2段階:受診日数)

	人口2万人以上		人口2万人未満	
	推定値	t値	推定値	t値
医療機関人口比率1	0.1015	10.22***		
医療機関人口比率3			0.1982	8.26***
性別ダミー	0.0275	7.88***	0.0190	3.64***
30歳代ダミー	0.0489	9.64***	0.0526	6.06***
40歳代ダミー	0.1167	23.69***	0.0914	11.26***
50歳代ダミー	0.1875	37.36***	0.1458	17.58***
60歳代ダミー	0.2440	46.71***	0.1992	24.54***
医療機関ダミー	0.0212	4.73***	0.0247	3.84***
総合病院ダミー	0.0455	7.75***	0.0423	5.29***
院外処方ダミー	0.0022	0.54	0.0014	0.21
薬剤一部負担ダミー	0.1945	54.35***	0.2139	39.58***
千葉県ダミー	0.0199	4.59***	0.0813	10.53***
長野県ダミー	-0.0239	-4.30***	-0.0183	-2.60***
福岡県ダミー	0.0624	11.30***	0.0744	8.17***
切片項	0.1652	19.28***	0.0743	4.19***
修正済み決定係数	0.0368		0.0373	
サンプル数	161519		65669	

とになる。

推定結果によれば性別ダミーから女性の受診日数は男性よりも長く、年齢ダミーから年齢とともに受診日数が増加する。病院は一般診療所よりも受診日数が長く、総合病院はそれ以外に比べて受診日数がより長くなる傾向がある。院外処方ダミーから院外処方かそれ以外かは受診日数には影響を与えないが、薬剤が処方される方が受診日数が長い。北海道をベースとした道県ダミーは統計的に有意で同県格差があることが示された。北海道に比べて千葉県・福岡県では受診日数が長い一方で、長野県では受診日数が短くなっている。

## VI 考 察

第1段階・第2段階のそれぞれの推定結果は、医療機関人口比率が受診開始の意思決定にも、1エピソードあたりの治療費にも影響を与えていることを示している。ただし、第1段階で医療機関人口比率が増加することによって受診が増加したのは、いわゆるアクセスコストの低下によるものである。この一方で、第2段階で医療機関人口比率が増加したことによってエピソードあたりの治療費が増加したのは医師誘発需要仮説を裏付ける結果となっている。

2万人以上の市町村では平均値で評価すると、医療機関人口比率の1%の増加は受診日数は0.07%増加させるものの、治療費を0.02%引き上げるにすぎない。また、2万人未満の市町村でも医療機関人口比率の1%の増加は受診日数は0.13%増加させるものの、治療費を0.12%引き上げるにすぎない。これらの結果は、医師の増加により受診日数・治療費を誘発するものの、受診日数の増加ほどは治療費は増加しないことを意味している。つまり1日あたりの治療費はむしろ減少する。

本論文は鈴木(1997)や岸田(2001)と同じように、受診行動を2段階に分離して推定している。第1段階でアクセスコストの低下による受診の増加を確認している点は共通である。一方、本論文では第2段階で医師誘発需要仮説の妥当性を確認

しているが、鈴木(1997)、岸田(2001)は医師誘発需要仮説を否定する結果を得ている。岸田(2001)が国民健康保険の市町村ベースの集計量のパネルデータを利用しているのに対して、鈴木(1997)は老人保健制度の加入者を対象としたレセプトの個票を利用している。使用するデータセットは異なるものの、少なくとも医療機関人口比率の低下によってアクセスコストが低下し受診が増加する根拠があらためて確認された。しかし、第二段階の推定については一致した結論は得られなかった。

## Ⅶ ま と め

この論文の目的は1997年度の国民健康保険の支払い業務データからエピソードデータを作成し、医師誘発需要仮説を実証的に分析することにある。推定結果は次の通りである。人口あたりの医師医療機関数を所与として、患者が受診するかどうかを決定する第一段階と、医師が治療費または受診日数を決定する第二段階に分離して、医師誘発需要仮説を分析した。データは4道県の国民健康保険の支払い業務データからエピソードデータを作成したものである。第一段階・第二段階ともに医療機関人口比率が増加すると、受診率や治療費・受診日数が増加する。しかし、第一段階での結果はいわゆるアクセスコストの低下を反映したものであり、医師が誘発したものではない。その一方で、第二段階では医師誘発需要の存在が確認された。

日本にはレセプトベースの統計が充実しており、従来は集計量による研究が積み上げられてきた。一方、最近では支払い関連の個票が研究用に提供されるようになってきた。本論文は支払い業務データからエピソードデータを作成し、医師誘発需要仮説の検討に利用した。エピソードデータの作成は、調剤レセプトの接合をのぞけば比較的簡単である。今後は、治療内容に近いエピソードデータも研究用のデータセットの選択肢の一つとして検討されるべきである。

## 注

- 1) 支払い業務データの使用に際しては、北海道・千葉県・長野県・福岡県の国民健康保険連合会のご協力をいただいた。4道県の支払い業務データは1997年度の4道県の509の市町村のうち465市町村(91%)、362万人の一般被保険者のうち、288万人(80%)をカバーする。なお、被保険者数は1997年9月30日現在である。
- 2) 社会保険研究所『医療事務の手引』, 社会保険研究所, 1998年。
- 3) 年齢は1997年末現在の年齢で評価した。
- 4) 北海道は93%, 千葉県は93%, 長野県は88%, 福岡県は93%である。
- 5) レセプトベースの集計量を利用した研究は多い。医師誘発需要を検討した分析には、西村周三(1987)「医師誘発需要をめぐって」『医療の経済学』, 東洋経済新報社や泉田信行・中西悟志・漆博雄(1999)「医師の参入規制と医療サービス支出」『医療と社会』9(2)がある。
- 6) レセプトの個票データを利用して医師誘発需要を検討した研究としては、泉田信行(2001)「地域差による損失」地域差研究会編『医療費の地域差』, 東洋経済新報社, 中西悟志(2001)「医療施設の競争と医療費の地域間格差」地域差研究会編『医療費の地域差』, 東洋経済新報社がある。
- 7) 初診月のレセプトに着目した研究では、岸田研作(2001)「医師需要誘発仮説とアクセスコスト低下仮説」『季刊社会保障研究』37(3)や、鈴木玲子(1997)「外来医療と医師密度」『老人医療レセプトデータ分析事業1996年研究報告書』がある。
- 8) 医師誘発需要仮説については、T. McGuire(2000), "Physician Agency" in Culyer and Newhouse eds., *Handbook of Health Economics*, Elsevier を参照。医療機関人口比率を明示的に取り入れるモデル化はV. Fuchs(1978), "The Supply of Surgeons and the Demand for Operations," *Journal of Human Resources*, 13(Supplement)の研究にさかのぼることができる。ただし、これは医師誘発需要仮説を説明する一つのバリエーションにすぎない。詳しくはT. McGuire(2000)を参照。
- 9) D. Dranove and P. Wehner(1994), "Physician-Induced Demand for Childbirths," *Journal of Health Economics*, 13(1)。
- 10) J. Escarce(1992), "Explaining the Association between the Surgeon Supply and Utilization," *Inquiry*, 29やG. Wilensky and L. Rosister(1983), "The Relative Importance of Physician-Induced Demand in the demand for Medical Care," *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, 61。



- 11) 外来一般被保険者の場合。
- 12) このような分析方法は J. Escarce (1992) による。
- 13) 年齢階級別の被保険者数の使用にあたっては、4 道県のご協力をいただいた。
- 14) 医療機関の区分にあたっては国民健康保険中央会のご協力をいただいた。
- 15) このような 40 歳代の受診率の低下はいくつかの研究でも観察されている。
- 16) H. White (1980), "A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity," *Econometrica*, 48.  
(やまだ・たけし 千葉商科大学助教授)

## 高齢化の医療費への影響及び入院期間の分析

大 日 康 史

### I はじめに

急速な少子高齢化が進んでいるが、その国民医療費への影響が懸念されている。厚生労働省は2025年の国民医療費が81兆円になる（厚生労働省（2001））としており、これが高齢者医療のあり方に関する議論を喚起している。この高齢化が医療費を増加させるとする考え方は、医療経済学者を含む多くの人々によって当然の常識として支持されているが、医療経済学ではそうした思いこみの妥当性についての議論が行われている。

図1は、年齢階級別1人あたり年間医療費とその死亡率を示している。確かに、医療費は年齢と

ともに増加している。この限りにおいては、高齢化は高齢者人口の増加を意味するのでお先真っ暗である。しかし、同じ図で示した死亡率のグラフと合わせてみると、平均寿命以上は別としても、医療費と死亡率は高い相関がある。この点に注目して分析を意欲的に進めているのがスイスのZweifel教授をはじめとするグループである（Zweifel, Felder and Meiers（1999）, O'Neill, Groom, Avery, Boot, and Thorneill（2000））。彼らの着目点は、医療費は年齢とともに増加するのではなく、むしろ死亡に関連して多くの医療費が用いられるということである。

死亡に関連して多くの医療費が用いられることは、Zweifel等のスイスやドイツでの研究はもち

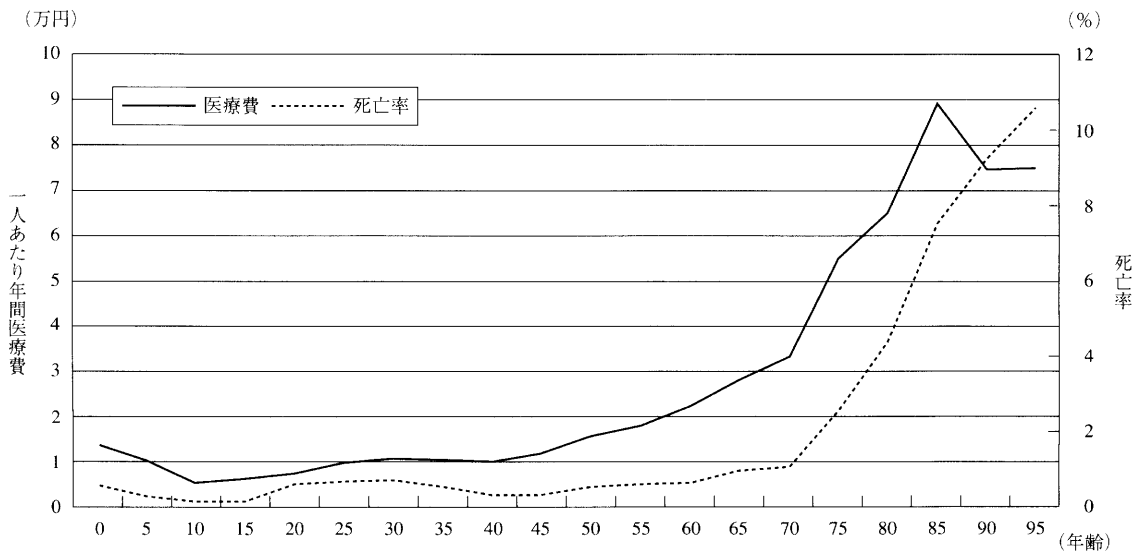


図1 医療費と死亡率

ろんのこと、アメリカ (Lubitz and Prihoda (1984), Lubitz and Riley (1993), Emanuel E. J. and L. L. Emanuel (1994)) や日本 (長寿社会開発センター (1994)) でも示されている。その多くは死亡に至った患者の死亡前1年間と至らなかった患者の1年間での医療費の比較であり、アメリカでは約6倍、日本でも約4倍の差があるとされている。これをもって終末期医療の有効性、効率性に疑問を投げかける議論もあり得る (広井 (1997))。この考えはそのわかりやすさから広い支持を集めていると言ってもよい。しかしながら、医療提供側からの石井 (2001) らの批判を待つまでもなく、その主張はわかりやすさ故の重要な問題をはらんでいる。つまり、たとえ1ヵ月後に死亡する患者の医療費が高いことが事実であるとしても、どの患者が1ヵ月後に死亡すると1ヵ月前に分かるのであろうか。もちろんここで強調するまでもなく、治療成果には多くの不確実性が伴い、確率的現象として扱うべきであることは論を待たない。そうした状況に事後的には、結果的に死亡する患者は、レセプトやカルテから判断することはできても、事前の意味でこの患者が1ヵ月以内に死亡することを非常に高い確率で確定することは非常に難しく、不可能であるといってよい。また、1ヵ月以上延命する確率があるのに、それを1ヵ月前の段階で無視することはまさに生存する権利を奪うことになり、とても倫理的な批判を耐えられない。つまり、事前の意味で1ヵ月後に死亡する患者を識別することはほとんど不可能であり、例外的なケースにおいてのみで成り立つのであれば医療費抑制という本来の目的にかなっていない。死亡期の定義を1ヵ月からさらに延ばすと (例えば1年)、さらにこの矛盾が拡大することは明らかであろう。このような死亡期の議論が政策的には全く無意味なことは明らかである。しかしそれは終末期医療が非効率的に医療資源を消費していることの根拠にならないことはまた同じぐらい明らかである。要は、政策実行可能で、つまり事前の意味で終末期を定義する必要がある、そこで定義された終末期に関しての政策を議論しなければならない。その具体的な例が心肺停止時の蘇

生処置であろう。

実際には快復の見込みの少ない患者に対して心肺停止時の蘇生処置を行うかについて本人または家族の意思を尋ね、その意思に従うことが多い。蘇生を望まない場合はDNR (Do Not Resuscitate) order と呼ばれる。海外の文献にはこうした蘇生に関する意思表示の治療選択、医療費に関する影響に関する研究も多くその中には近年DNRの決定の頻度が高くなり、より早い時期に決定されているとするもの (Jayes, Zimmermen, Wagner, *et. al.* (1993))、また、以前に比べ集中治療室において蘇生治療を行う患者が減少しているという結果も見られる (Prendergast, Clasens, and Luce (1998))。さらに医療費についてDNRの意思表示をした患者の方が入院医療費が安価であるという研究 (Rapoport, Teres, Leme-show (1996)) と変わらないという研究 (Daly, Gorecki, Sadowski, *et. al.* (1996)) が存在するがこれらの研究は症状や年齢などの様々な要因の調整が不十分であるためはつきりと結論づけることはできない。日本の研究でも単施設の研究は見られるが医療費全体へのインパクトを検証したものはほとんどない<sup>1)</sup>。

しかしながら、こうした先駆的な研究でもあくまで医療提供側の問題として終末期医療を扱っており、需要側まで踏み込んでいない。理論的には、特に近年、Byne and Thompson (2000) のように、ようやくその検討が始まったばかりであるというのが正しい評価であろう。強調するまでもなく、この分野は重要であるという認識は広く持たれていたものの、生命にあまりに直接的に関連しているために、タブー視されてきた。しかし、医療費膨張の圧力、また、安楽死や尊厳死といった選択としての死、またさらには脳死臓器移植<sup>2)</sup> と、もはやタブーとして蓋をすれば済む時代は過ぎ去ったように思える。そうした時代背景においても、消費者の意思決定としての終末期医療を考えられる存在としての医療経済学者の役割は重要であるし、その責任は重いと言えよう。

他方でZweifelらは、分析の対象を死亡者に限定した上で、医療費を年齢と死亡前期間に回帰し

た結果、後者のみが有意であり、年齢は重要ではないことを見出している。こうした結果は、高齢化の医療費の関係において深い洞察を与える。もし Zweifel が見出した関係が成り立っていると、高齢者の増加は直接的な医療費高騰の原因ではなくなる。と言うのも、若い世代の死亡前の治療が、体力的にもまた死亡を回避することの便益的にも、高齢者よりも積極的に行われ、そのためにより高額になるが、高齢化はこの層の死亡の減少を意味する。同時に高齢化によって後期高齢者や80歳以上の高齢での死亡が増加するが、彼らへの治療は体力的に限定されるために、より安価にならざるを得ない。これは高齢化によって医療費が大きくは伸びないことを意味する。このことから、通常行われている現在の年齢別1人当たり医療費から外挿した単純な予測（例えば、先の厚生労働省予測）を大きく下回る可能性がある。実際に Breyer (1999) ではその試算を行い、ドイツでは単純な予測の6割程度であるとしている。またそれに対する論争も続いている (Salas and Raftery (2001), Zweifel, Felder, and Meier (2001))。

残念ながら、この種の研究はこれまで日本では行われておらず、どの程度高齢化によって医療費が抑制されるかを明らかににはされていない。そこで本稿では、従来の研究と完全に対応するわけではないが、ほぼ対応する研究を試みる。

## II データ

本稿で使用するデータは、北海道、千葉県、福岡県、長野県4道県の平成9年度国民健康保険業務データ（以下、レセプト・データ）である。同データからは、診療区分（入院、外来、歯科、調剤の別）、診療年月（平成9年4月から平成10年3月まで）、医療機関と被保険者証のID（他と異なることを識別し得る情報）、患者の生年および性別、診療実日数、決定点数、疾病分類コード（ICD 10 中分類、主疾病のみ、12ヵ月のうち平成9年5月のみ）などが利用可能である。データの詳細に関しては鶴田・山田・山本・泉田・今野 (2000) が詳しい。残念ながら疾病分類コードの

主疾病の選択は必ずしも客観的ではないことが知られているので、本稿では信頼せずに分析を行う。

このデータの特徴は、4道県における国保加入者の全てが1年間記録されている点である。したがって、ある被保険者の受療行動を追跡することができる。受診した医療機関を変更しても、国保を脱退しない限り転居しても追跡できる点は非常に優れている。その意味で、医療機関からのレセプト・データよりも優れている。また、全国調査ではあるが、5月1ヵ月の記録しかない社会医療診療行為別調査よりも優れている<sup>3)</sup>。他方で、社会医療診療行為別調査は診療行為、投薬の全てが記録されているのに対し、本データでは医療費しか記録されておらずその治療内容は不明である。

残念ながら、本稿の問題意識にとって非常に重要な情報である転帰（治癒、死亡、転院）別の記載はない。しかしながら、悉皆調査であるので、ある程度推測することは可能である。つまり、被保険者が記録から無くなるのは、そもそも受診しなかったか、死亡したか、脱退したかの3つしかない。以下、それらを精査する。

第一の未受診に関しては、この期間一度以上入院した患者に限定することでその多くを排除することができる。入院患者が退院後、外来も含めて一度も受診しないことは高い確率で排除できる。さらに、基礎疾患を有している可能性の高い高齢者や退院のタイミングを年度の前半（9月まで）に限定することで、さらにその精度を上げることができよう。この場合、入院を経ずして死亡した場合が排除されるが、その場合は医療も消費されていないので、本稿の問題意識からは排除できる<sup>4)</sup>。

また、国保脱退に関しては、何らかの絞り込みをデータから行うことは不可能である。したがって、死亡か脱退かは統計的に推定モデル上で処理する。ポイントは、死亡の場合には医療費と年齢あるいは死亡前期間とより密接な関係が予想されるが、脱退の場合にはむしろ転居に伴う暦上の月との関係がより深いと考えられる。この点を、推定モデル上で表現する。

表1 記述統計量

	北海道		千葉県		長野県		福岡県	
医療費	957.4731		748.3756		933.2041		803.7136	
死亡/脱退 1カ月前ダミー	.0764824		.0776008		.077231		.0769668	
死亡/脱退 2カ月前ダミー	.0701167		.0642407		.0709561		.0707827	
死亡/脱退 3カ月前ダミー	.0636825		.0587497		.0644467		.061638	
死亡/脱退 4カ月前ダミー	.0572558		.0529169		.0584145		.0553426	
死亡/脱退 5カ月前ダミー	.0506972		.0469605		.0521881		.049212	
死亡/脱退 6カ月前ダミー	.0441234		.0414005		.0456545		.0427472	
死亡/脱退 7カ月前ダミー	.0372856		.0349931		.0384982		.0358035	
死亡/脱退 8カ月前ダミー	.0300011		.0287349		.030784		.0288709	
死亡/脱退 9カ月前ダミー	.021582		.0213384		.0220914		.0209715	
死亡/脱退 10カ月前ダミー	.0116451		.0130511		.0131643		.0123592	
外来ダミー	.0833354		.0833355		.083336		.083338	
歯科ダミー	.2202997		.2096023		.2604878		.2037737	

	北海道		千葉県		長野県		福岡県	
	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例
入院期間	2.8085	2.7839	2.3024	2.0883	2.2410	2.4103	2.9751	2.7615
女性ダミー	.5187	.4698	.5085	.4817	.4970	.4582	.5217	.4778
男性年齢	65.05548	66.32472	61.0761	64.62006	65.51268	67.90179	64.86625	65.27032
女性年齢	65.63724	65.88241	61.27482	64.24626	66.66865	67.16981	68.13373	69.79244
right censoring	.2874	0	.2413	0	.2264	0	.3051	0
left censoring	.1273	.2254	.0867	.1202	.0784	.1392	.1393	.2317

注) 医療費は入院1日あたり点数である。入院期間は見かけ上のものであり、censoringを考慮したものではない。right (left) censoringは、その頻度を表している。死亡例は定義上 right censoringは排除される。脱退は、非死亡例における right censoringとして扱われている。

### III 推定モデル

推定モデルは2つのタイプの患者を識別する必要があるので、Finite Mixture モデルを用いる。このモデルは複数のタイプの標本が存在すると考えられるがデータ上その区別ができず、また、タイプの種類数自身も事前には不明な際に有用なモデルである。近年、医療経済学でも多く用いられている (Deb and Holmes (2000), Gerdtham and Trivedi (2001))<sup>5)</sup>。

具体的にはあるタイプに属する確率を 1/4 とし、対数尤度関数は

$$\log L = \sum_i \log(\pi f_1(X_i|\theta_1) + (1-\pi)f_2(X_i|\theta_2)) \quad (1)$$

である (McLachlan and Basford (1988))<sup>6)</sup>。この場合、第 i 主体が第 1 タイプに属する確率は事

後的に、

$$\frac{\pi f_1(X_i|\theta_1)}{\pi f_1(X_i|\theta_1) + (1-\pi)f_2(X_i|\theta_2)} \quad (2)$$

で与えられる。第 2 タイプに属する確率は言うまでもなく、1 から第 1 タイプに属する確率を引いたものである。

説明変数は、5 歳刻み年齢ダミー、女性ダミー、死亡または脱退までの月数、暦月、外来あるいは歯科ダミーである。年齢と死亡または脱退までの月数はそれぞれ年齢要因と死亡前期間要因を表現しており、脱退の場合には脱退までの月数が系統だった説明変数とはなり得ない。暦月は、インフルエンザ等疾病の季節パターンを表現する要因である。

分析の目的に即して、外来、歯科も含めて医療が消費された月に標本を限定する。また、年齢要因が重要な対立仮説であるためにあえて、固有効果を含めない<sup>7)</sup>。

#### IV 推定結果

推定結果は各道県毎に表2にまとめられている<sup>8)</sup>。推定結果はほぼ4道県で共通しており、死亡例においては年齢に関しては70歳代前半をピークとしており、90歳代後半になるとピーク時の約半分まで落ちている。死亡前期間は死亡月と比べて、1ヵ月前で約32%、10ヵ月前で93%低い。その影響は非常に大きい。

他方で脱退例では、有意な変数も散見されるが、全体的には有意な変数は乏しく、年齢あるいは死亡前期間に関する推定値においても単調な変化は見られない。したがって、死亡例と脱退例の区別は有効に行われたと判断できよう。また、事後的な死亡者である確率は非常に高く、脱退であると推定される確率は数%にとどまる。

得られた推定値の意味を直感的に理解するために、Breyer (1999)と同様の手法で将来予測を行ってみよう。具体的には、非死亡例に関しては年齢階級別被保険者あたり医療費の平均値を、死亡例に関しては本推定における推定値を用い、人口構成、死亡率分布は国立社会保障・人口問題研究所1997年人口予測中位推定を用いる。

増加率は北海道15.2%、千葉19.6%、長野29.5%、福岡15.8%の減少となる。地域によって多少の違いはあるが、約15~30%の減少である。これを厚生労働省の予測に当てはめると、

2001年から2025年までの増加額50兆円に対して7.5~15兆円の過大推定であることを意味し、結果的に65~72.5兆円になることを意味する。ドイツではこの程度が4割であったので、日本はややそれを下回るか、約半分程度の規模となる。これは、スイスでの分析では年齢が単純な関数型で表現されており、その結果年齢要因は有意でないとされていたが、本稿では影響は相対的に小さいながらも影響を与えている。その違いが、若干の相違を生じさせたと推測される。いずれにしても、その影響は無視できないと考えられる。

#### V 入院期間の分析

##### 1 目的

日本の入院期間は、国際的に見て長いことはよく知られている。OECD Health Dataの統計によると1998年現在で比較できる23カ国の内、日本はダントツの1位で40.8日である。2位はオランダであるが、33.7日とかなりの差がある。ちなみに3位はオーストラリアであるがこれまた半分以下の15.9日となっている。ちなみに最短はトルコの6.0日で、実に日本の約1/7である。

また、疾病や治療内容との関連での入院期間の分析は枚挙に暇がない。また、一方で、医療費の地域間格差が激しいことも非常によく知られた事実であり、多くの研究がなされている(郡司編著(2001))。しかしながら、両者を合わせた、つま

表2 Finite Mixture Modelの推定結果

	北海道		千葉県		長野県		福岡県	
	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例
5-10 オダミー	-.078**	1.813	-.081*	.593	-.115**		-.086**	-.253
10-15 オダミー	-.108***		.031	.073	-.012	-2.30	-.091**	-.747***
15-20 オダミー	-.067**	-.708	.080**	-.077	.017	-2.20	.105***	-1.05***
20-25 オダミー	-.001	-1.43***	.030	-.461**	.113***	-2.21**	.010	-1.86***
25-30 オダミー	-.059***	-.764*	-.035	-.425**	-.017	-3.49***	-.079***	-1.79***
30-35 オダミー	-.062***	-1.14***	-.038	-.688***	.014	-3.25***	-.063**	-1.55***
35-40 オダミー	.038	-.960**	.145***	-.292	.037	-2.59**	.014	-1.21***
40-45 オダミー	.154***	-1.56***	.299***	-.310	.326***	-1.03	.139***	-.526***
45-50 オダミー	.211***	-.801**	.406***	.265	.363***	-2.86***	.213***	-.483***
50-55 オダミー	.350***	-.600	.419***	.295	.364***	-2.21**	.296***	-.875***
55-60 オダミー	.371***	-.519	.518***	.065	.469***	-2.95***	.291***	-.479***

表2 Finite Mixture Model の推定結果 (続き)

	北海道		千葉県		長野県		福岡県	
	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例	死亡例	脱退例
60-65 歳ダミー	.476***	-.766**	.589***	.015	.511***	-2.08**	.404***	-.361**
65-70 歳ダミー	.455***		.500***	.753***	.570***	-1.62*	.410***	-.091
70-75 歳ダミー	.537***		.525***	1.024***	.577***	-.936	.363***	.215
75-80 歳ダミー	.526***		.514***	1.044***	.657***	-.957	.405***	.293*
80-85 歳ダミー	.489***		.442***	.732***	.582***		.354***	.206
85-90 歳ダミー	.393**	3.786***	.409***	.680***	.497***	-1.50	.305***	.142
90-95 歳ダミー	.296***		.360***	.443**	.397***	-1.46	.285***	.094
95 歳-ダミー	.247***		.307***	.161	.312***	-1.60	.235***	-.069
女性ダミー	-.161***	-.0820	-.178***	-.075	-.133***	.520***	-.152***	.190***
死亡/脱退 1 ヶ月前ダミー	-.319***	-.425***	-.323***	-.479***	-.386***	-.640**	-.286***	-.529***
死亡/脱退 2 ヶ月前ダミー	-.567***	-.344*	-.567***	-1.13***	-.625***	-1.69***	-.501***	-.952***
死亡/脱退 3 ヶ月前ダミー	-.659***	-.503***	-.662***	-1.15***	-.724***	-1.30***	-.573***	-1.12***
死亡/脱退 4 ヶ月前ダミー	-.732***	-.746***	-.722***	-1.26***	-.801***	-.980**	-.625***	-1.29***
死亡/脱退 5 ヶ月前ダミー	-.781***	-.660**	-.773***	-1.30***	-.840***	-.924**	-.675***	-1.29***
死亡/脱退 6 ヶ月前ダミー	-.824***	-.486	-.795***	-1.28***	-.899***	-.517	-.716***	-1.36***
死亡/脱退 7 ヶ月前ダミー	-.854***		-.817***	-1.37***	-.928***	-1.05**	-.747***	-1.41***
死亡/脱退 8 ヶ月前ダミー	-.870***		-.814***	-1.53***	-.948***	-.790	-.765***	-1.45***
死亡/脱退 9 ヶ月前ダミー	-.897***	-1.51***	-.843***	-1.46***	-.983***	-1.36**	-.788***	-1.59***
死亡/脱退 10 ヶ月前ダミー	-.938***	-.483	-.885***	-1.40***	-.989***	-1.24*	-.819***	-1.61***
5 月ダミー	-.014*	.189	-.065***	.122	-.006	-.097	-.018**	-.0715
6 月ダミー	-.015*	-.216	-.002	-.071	-.018	-.470	-.031***	-.119**
7 月ダミー	-.018**	-.156	.015	-.227**	-.016	-.184	-.005	-.207***
8 月ダミー	-.041***	-.262	-.001	-.326***	-.023	-.318	-.027***	-.280***
9 月ダミー	-.042***	.163	-.015	-.0962	-.028*	-.275	-.028***	-.254***
10 月ダミー	-.030***	-.017	-.010	-.199*	-.030*	.642	-.030***	-.096
11 月ダミー	-.089***	-.185	-.044***	-.097	-.048***	-.725	-.044***	-.330***
12 月ダミー	-.088***	-.189	-.028**	-.250**	-.039**	-.325	-.032***	-.419***
1 月ダミー	-.104***	.006	-.007	-.486***	-.037*	-.985**	-.040***	-.378***
2 月ダミー	-.072***	-.334	-.017	-.297**	-.056**	-.631	-.057***	-.638***
外来ダミー	-.031***	1.75***	-.005	.690***	-.038***	2.506***	-.089***	.764***
歯科ダミー	-.171***	1.51***	-.308***	.441***	-.243***	.884***	-.193***	.303***
定数項	7.798***	4.422***	7.680***	7.167***	7.634***	7.041***	7.694***	7.472***
標準偏差	.791***	1.078***	.679***	1.624***	.765***	2.068***	.648***	1.603***
log( $\pi/(1-\pi)$ )	5.520***		2.227***		3.968***		2.078***	
$\pi$	.996		.903		.981		.889	
患者数	32831		22907		10302		37404	
標本数	157695		92637		50822		172573	
対数尤度	-190165.28		-110364.4		-61497.015		-20244.11	
尤度比検定確率値	.0.00		.0.00		.0.00		.0.00	
事後的死亡者確率	.9819118		.9026194		.9814402		.8887252	

り、入院期間の地域間格差に関する分析は十分な蓄積があるとは言いがたい(加藤・松本・長谷川・北村(2001), 中村・山田・長谷川(2001), 松浦(1999))。特に問題なのは、死亡患者の扱いである。治療して退院した患者と死亡退院した患

者では自ずから、入院期間の分布が異なると思われるがその配慮に乏しい。また、多くの疫学的研究では平均在院日数で議論されるが、それは多くの情報を活用していない。入院期間は指数的に減衰することが知られているので、平均値で議論

する意義は乏しい。

そこで本稿では、4道県の1年間という限られた分析対象ではあるが、それでも日本におけるデータでは最良の資料を用いて、入院期間の地域間格差の分析を試みる。その際に、1年間にデータが限定される、あるいは転帰が明記されていない等、種々の問題があるが、その一つひとつを丁寧に統計学的に対応することによって、問題点を克服している。また、平均値ではなく分布全体の形状を議論することによって、平均値では見過ごされる情報も活用する。

## 2 データ

残念ながらこのデータはレセプトであるので、当月の情報は含まれているが、当月までの入院期間に関する情報は含まれていない。したがって、以下の要領で通算の入院期間を推測する。

1. 当月内での入院期間は、連続していると考ええる。(例えば、10月上旬に5日間、下旬に7日間入院している場合も、12日間とする。)
2. 隣り合う月で入院している場合には、連続していると考ええる。(例えば、10月に10日間、11月に5日間入院している場合には15日間と想定する。)
3. 4(3)月に30(31)日未満の入院期間があり、5(2)月に入院記録がない場合には、入院期間が15日未満であれば4(3)月中の入退院、15日以上であれば3月から(4月以降)入院期間が月をまたいで連続していると想定する。

入院期間の分析にとって転帰(治癒、死亡、転院)の情報は非常に重要である。つまり、事後的とはいえ死亡した症例と退院した症例では自ずとその入院期間のパターンは異なっていると考えられ、両者の区別を無視した入院期間の分析は含意に乏しい。例えば、回復不可能な末期のみ入院し、それ故に多くの症例が死亡するが入院期間が非常に短い地域と、初期に入院して入院期間は長期に亙るが死亡例が少ない地域とを比較して、入院期間の長短から効率性を論じることはできない。

したがって、事後的とはいえ、死亡例とそうでない症例とを区別して分析することが重要である。残念ながら、前述したように本稿の問題意識にとって非常に重要な情報である転帰の別の記載はないが、前節までの分析結果を用いて死亡例、脱退例を識別することができるので、その情報を用いて、死亡例と非死亡例(治癒と脱退)に分けて入院期間を分析することができる。

## 3 推定モデル

本稿で扱う入院期間の分析のような期間分析ではSurvival Analysis (Klein and Moeschberger (1997)) が用いられる。本稿でのモデルも基本的にはSurvival Analysisであるが、本稿でのデータが通常と異なる重要な点が2つある。まず第一に重要な点は、2つの退院のタイプ(死亡と治癒)があり、それらが事前的(入院時点)には区別することができないという点である。これはSurvival AnalysisにおいてCompetitive Risk Approachと呼ばれる手法を用いる(Han and Hausman (1990))<sup>9)</sup>。Survival Analysisは一般にある状態から不可逆的に別の状態に移る事象の分析に用いられているが、Competitive Risk Approachはその移り先の状態が複数ある場合の事象を対象としている。その場合、移り先毎にhazard functionが想定されるが、いずれのhazardにも遭遇しなかった場合のみsurviveすることになる。また、ある状態へのhazardが生じれば、他の状態へのhazardは永久に生じないので、他の状態への移行に関してはright censoring(観測打ち切り)が生じていることになる。ここでのデータに即して言えば、死亡と治癒という2つのタイプの退院という状態が定義される。また、死亡あるいは治癒して退院した患者が他方のタイプのタイプを同時に経験することはない。つまり、もしある期に死亡(治癒)していなければ、その期以降に治癒(死亡)していたと想定される。

具体的には、第*i*患者の第*t*期における退院の有無を示すダミー変数を $y_{it}$ 、死亡あるいは治癒を示すダミー変数を $d_{it}$ 、考察する期間を1から*T*として、尤度関数は



$$\begin{aligned} \log L &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} \left[ (1-d_i) \log \int_{\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1}^{\delta_i^1 - X_{it}^1 \beta_1} \int_{\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2 + h_1}^{\infty} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \right. \\ &\quad \left. + d_i \log \int_{\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2}^{\delta_i^2 - X_{it}^2 \beta_2} \int_{\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1 + h_2}^{\infty} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_2 d\varepsilon_1 \right] \\ h_1 &= \frac{\varepsilon_1 - (\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1)}{\lambda_t} \\ h_2 &= \frac{\varepsilon_2 - (\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2)}{\lambda_t} \\ \lambda_t &= \frac{\delta_t^2 - \delta_{t-1}^2}{\delta_t^1 - \delta_{t-1}^1} \text{ for } t=2, \dots, T-1 \\ \lambda_1 &= \lambda_T = 1 \end{aligned} \tag{3}$$

と表される。

本稿で用いるデータが有しているもう1つの重要な点は Left Censoring である<sup>10)</sup>。つまり、ある症例が4月に30日、5月に10日入院していた場合、標本上では40日間の入院期間であるが、4月1日以前にどの程度の期間入院していたかは不明である。したがって、この患者は40日以上入院期間があるという情報のみを提供することになる。つまり、扱いにおいて Right Censoring と同じである。当然ながら(3)式は Right (Left) Censoring を考慮されていない。そこで、(3)式対数尤度関数の自然な拡張として、第*i*患者が第*t*期において censoring されたこと(つまり*t*期以上入院期間があることのみが分かっている場合)を示すダミー変数を  $c_{it}$  として、

$$\begin{aligned} \log L^c &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (1-c_{it}) y_{it} \left[ (1-d_i) \log \int_{\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1}^{\delta_i^1 - X_{it}^1 \beta_1} \int_{\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2 + h_1}^{\infty} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \right. \\ &\quad \left. + d_i \log \int_{\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2}^{\delta_i^2 - X_{it}^2 \beta_2} \int_{\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1 + h_2}^{\infty} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_2 d\varepsilon_1 \right] \\ &\quad + c_{it} \log \int_{\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1}^{\infty} \int_{\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2 + h_1}^{\infty} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 \\ h_1 &= \frac{\varepsilon_1 - (\delta_{i-1}^1 - X_{it}^1 \beta_1)}{\lambda_t} \\ h_2 &= \frac{\varepsilon_2 - (\delta_{i-1}^2 - X_{it}^2 \beta_2)}{\lambda_t} \\ \lambda_t &= \frac{\delta_t^2 - \delta_{t-1}^2}{\delta_t^1 - \delta_{t-1}^1} \text{ for } t=2, \dots, T-1 \end{aligned}$$

$$\lambda_1 = \lambda_T = 1 \tag{4}$$

で示される。

説明変数は、10歳刻み年齢ダミー、性別及び両者の交差項である。これらは標本上においては時間に関して一定な変数である。

#### 4 推定結果

推定結果が、表3にまとめられている。表では、非死亡例(治癒)と死亡例の両方のパラメーターが示されている。死亡例における女性ダミー(つまり、10歳未満における性差)は有意でない場合が多い。福岡では非死亡例においても女性ダミーは有意ではない。また年齢では、全ての死亡例の10代女性は10歳未満と有意な差はない。また千葉、福岡では20代女性、北海道、長野では10代男性も、それぞれの10歳未満を有意な差はない。有意な場合には、全て正であり、10歳未満よりも入院期間は長い。

推定結果の直感的な解釈は難しいので、それを図示したのが図2~7である。これらの図は、推定の構造上、入院患者を母数としてそこでの入院期間の分布を示しており、その合計は常に1である。図2~4は非死亡例について、図5~7は死亡例についてまとめている。また、図2, 5は年齢計、図3, 6は70歳以上、図4, 7は70才未満について図示している。図のパターンはほぼ共通しており、1ヵ月未満が最も高く、割合は漸次低下するが、12ヵ月以上入院患者は非死亡例で15~25%、死亡例では5~10%に跳ね上がる。また、非死亡例でも死亡例でも共通して、千葉、長野では1ヵ月未満の入院患者の割合が多く、逆に12ヵ月以上の入院患者は北海道、福岡で多い。前者は医療費が相対的に安い地域、後者は高い地域として知られているので、こうした入院期間の分布もその一因かもしれないが、本稿では疾病を全くコントロールしていないので、地域間の疾病構造の格差を反映している可能性は高い。

前述したように図2~7は入院期間の分布であり、入院患者数そのものの多寡は反映していない。そこで、母数を入院患者ではなく被保険者数<sup>11)</sup>として図示したのが図8~13である。非死亡例で

表3 入院期間の推定結果

	北海道		千葉県		長野県		福岡県	
	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例	非死亡例	死亡例
女性ダミー	-.073***	.0354	-.071*	-.044	-.091*	-.015	-.047	-.011
女性年齢								
10代	.257***	.033	.245***	.033	.270***	.067	.223***	.1015
20代	.297***	.189***	.210***	.085	.369***	.267**	.241***	.075
30代	.524***	.353***	.431***	.255***	.495***	.507***	.512***	.381***
40代	.979***	.820***	.865***	.856***	.981***	1.065***	1.068***	.885***
50代	1.049***	1.052***	.906***	.997***	.967***	1.072***	1.104***	1.074***
60代	.985***	1.237***	.854***	1.200***	.815***	1.364***	1.027***	1.308***
70代	1.096***	1.468***	.945***	1.034***	.875***	1.383***	1.097***	1.431***
80代	1.437***	1.695***	1.178***	1.148***	1.080***	1.423***	1.465***	1.614***
90以上	1.842***	1.755***	1.475***	1.161***	1.240***	1.407***	1.933***	1.775***
男性年齢								
10代	.210***	.141	.296***	.289***	.150**	-.008	.262***	.225**
20代	.719***	.545***	.545***	.395***	.703***	.598***	.734***	.565***
30代	1.036***	.827***	.827***	.610***	.943***	.830***	1.038***	.865***
40代	1.23***	1.009***	.979***	.821***	1.040***	1.094***	1.234***	.941***
50代	1.175***	1.145***	.917***	.915***	.997***	1.039***	1.197***	1.036***
60代	.980***	1.336***	.808***	1.114***	.730***	1.288***	1.035***	1.257***
70代	.986***	1.460***	.814***	1.032***	.708***	1.315***	.959***	1.320***
80代	1.141***	1.572***	.944***	1.087***	.802***	1.358***	1.130***	1.415***
90以上	1.440***	1.657***	1.109***	1.155***	.937***	1.251***	1.449***	1.561***
定数項	-.560***	-.896***	-.555***	-.937***	-.544***	-.954***	-.548***	-.873***
閾値2	.680***	.605***	.719***	.598***	.690***	.643***	.670***	.579***
閾値3	.938***	.902***	.979***	.918***	.979***	.997***	.922***	.863***
閾値4	1.076***	1.111***	1.120***	1.148***	1.130***	1.236***	1.056***	1.057***
閾値5	1.148***	1.267***	1.188***	1.316***	1.213***	1.424***	1.126***	1.208***
閾値6	1.182***	1.388***	1.220***	1.449***	1.259***	1.572***	1.159***	1.318***
閾値7	1.202***	1.487***	1.240***	1.544***	1.287***	1.695***	1.176***	1.404***
閾値8	1.211***	1.568***	1.251***	1.632***	1.301***	1.806***	1.188***	1.486***
閾値9	1.218***	1.636***	1.258***	1.726***	1.311***	1.881***	1.193***	1.541***
閾値10	1.220***	1.685***	1.260***	1.796***	1.315***	1.919***	1.196***	1.584***
閾値11	1.221***	1.734***	1.261***	1.844***	1.316***	2.007***	1.197***	1.625***
標本数	214121	32700	109802	20676	69249	10111	209640	33242
対数尤度	-3283321		-166602		-103679		-330929	
Wald 統計量	21613		7765		3136		21412	
確率値		.0.000		.0.000		.0.000		.0.000

は、千葉だけが入院期間半年未満の比率が低く、他の3道県ではほぼ同じである。1年以上の入院期間では、やはり福岡、北海道で高い。同じ非死亡例でも高齢者に限定すると、長野において入院期間1ヵ月未満が非常に高い。他方、若人の入院期間半年未満では大きな差はないが、1年以上ではやはり福岡、北海道で高い。両者を併せて、長野の入院期間1ヵ月の比率が福岡、北海道にほぼ

匹敵する。死亡例では、やはり千葉が入院期間半年未満ではやや低く、1年以上では福岡、北海道が高い。しかしながら高齢者に限定すると状況は大きく異なる。入院期間1ヵ月未満の比率は、千葉で最も高く、次いで福岡、長野とつづき、北海道で最小である。しかしながら入院期間1年以上では、これまでと同様である。若人の死亡例では若干入院期間1年以上とでは差があるが、大きな

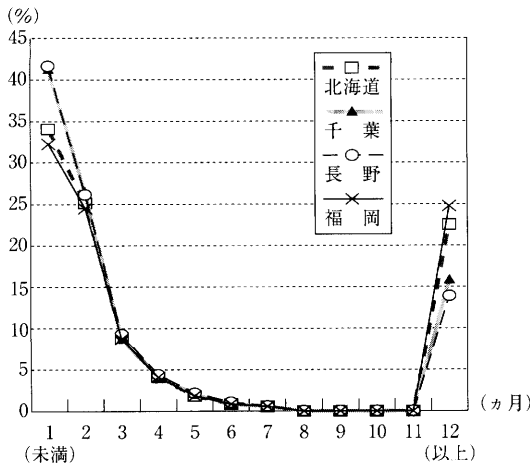


図2 非死亡例

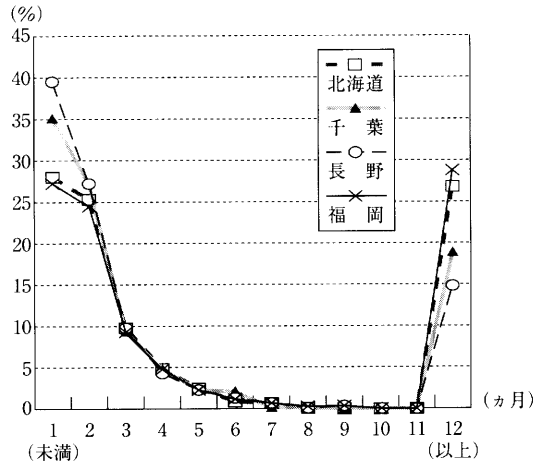


図3 非死亡例(高齢者)

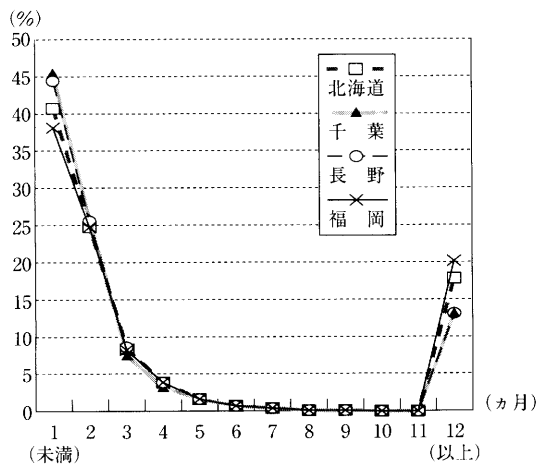


図4 非死亡例(若人)

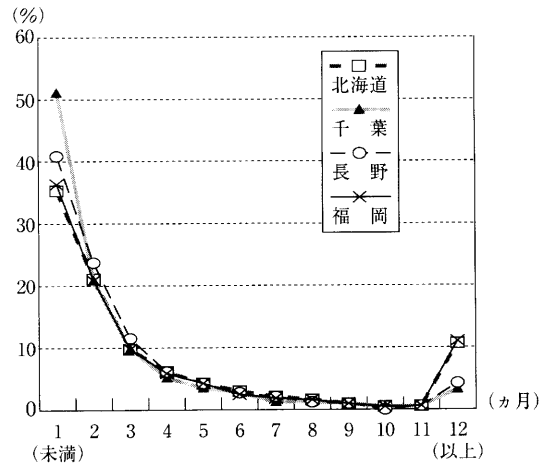


図5 死亡例

相違は見られない。

まとめると、地域差は非死亡例、死亡例問わず入院期間1年以上で生じている。また、その傾向は高齢者で顕著である。特に高齢者非死亡例では、入院期間1年以上は1ヵ月未満に匹敵している。

## VI おわりに

本稿では、4道県の1年間のレセプトという日本における最良の資料を用いた。推定方法は脱退と死亡を推定モデル上で識別する Finite Mix-

ture Model を用いた。4道県において良好な推定結果が得られ、死亡前期間は年齢以上に強い影響を及ぼしていることが明らかになった。他方で、年齢要因も有意であるがその影響の程度は小さい。また、事後的な死亡確率は数%程度であり、妥当な水準であると思われる。2025年の人口予測における死亡者の分布に今回の推定結果を当てはめると、単純な外挿よりも15-30%程低くなる。これは2001年の厚生労働省の予測が7.5-15兆円程度の過大推定であることを意味する。その評価は種々あるとしても、死亡者の分布の変化が重要

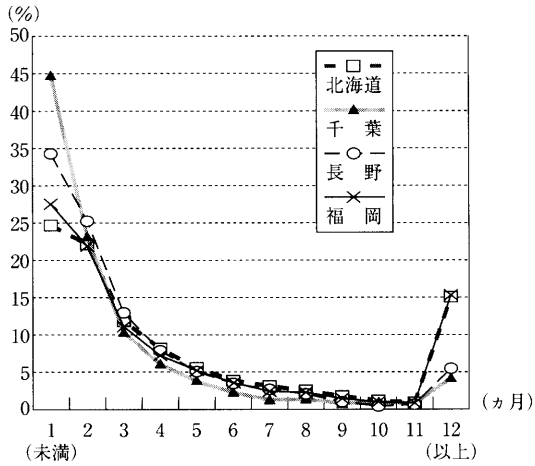


図6 死亡例(高齢者)

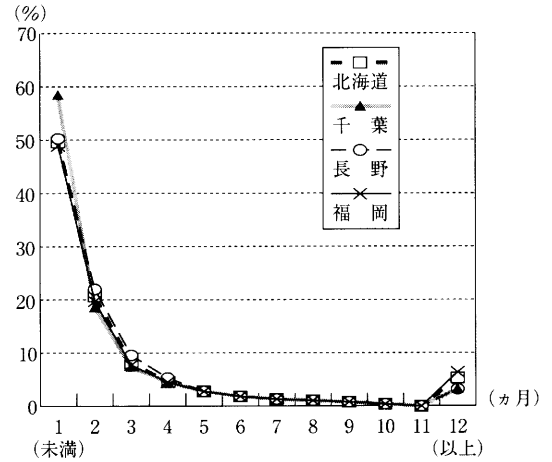


図7 死亡例(若人)

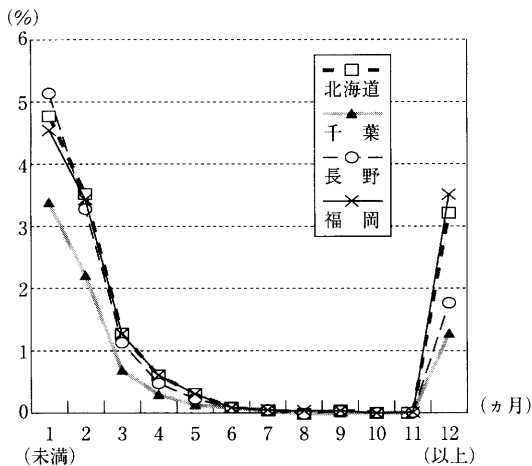


図8 非死亡例(対被保険者数)

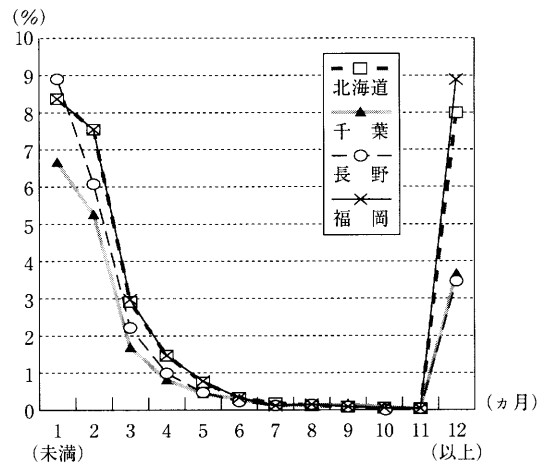


図9 非死亡例(高齢者)(対被保険者数)

な要因であることが確かめられたのは本稿の最大の貢献であろう。

また、本稿では得られた死亡例の情報を用いて、入院期間を、Left Censoringや転帰を考慮して分析した。その結果、高医療費の道県である福岡、北海道では入院期間1年以上で、千葉、長野との顕著な差が生じていることが明らかにされた。また、この傾向は死亡の有無とは無関係である。

残された課題としては、Salas and Raftery (2001) が指摘しているように死亡前期間の内生性の問題が残されている。確かにこれは、

Zweifel, Felder, and Meier (2001) が有効に反論しているが、他方で統計学的な問題は未解決である。具体的には、医療費のラグを含んだモデルの推定が必要であろう。さらには、ここでは医療費が0である月は分析対象から落としたがそれによるバイアスも考慮されるべきである、具体的にはTwo Partモデルあるいは単純なTobitが妥当かもしれない。また、より広く、死亡確率を内生的に決めるサンプルセレクションモデルも最終的な望ましい。

また、入院期間の分析では入院期間1年以上の

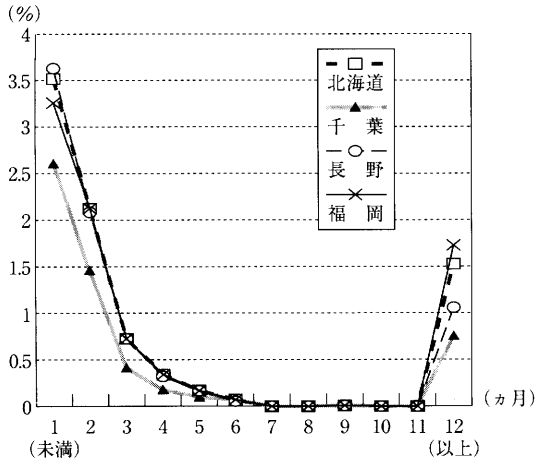


図 10 非死亡例 (若人) (対被保険者数)

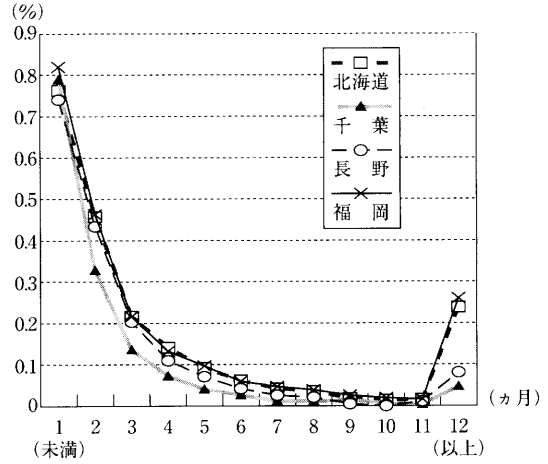


図 11 死亡例 (対被保険者数)

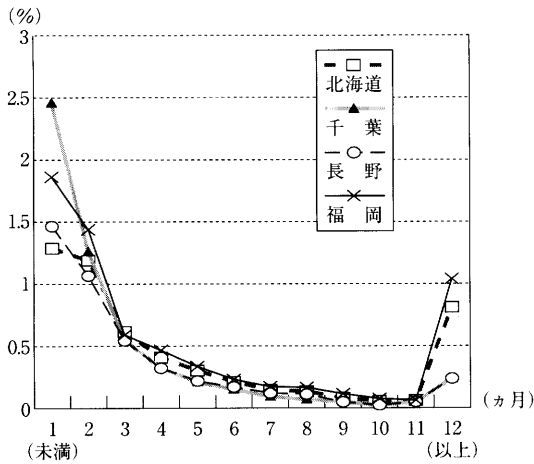


図 12 死亡例 (高齢者) (対被保険者数)

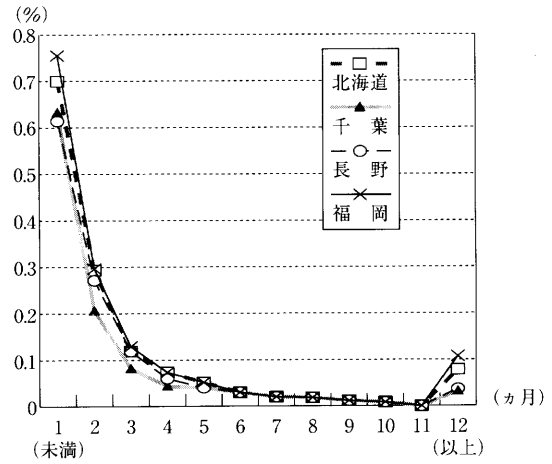


図 13 死亡例 (若人) (対被保険者数)

格差がどこから生じているのかを考える必要がある。例えば疾病構造や、あるいは治療方針に大きな差があるのかもしれない。あるいは、医療機関や医師の密度といった医療提供側の要因が影響している可能性も排除できない。そのためには、主疾病を含む疾病の情報、治療内容の情報が不可欠である。残念ながらここでのデータはそこまで情報を提供していないが、さらなるデータベースの構築とその分析が期待される。

### 謝 辞

本稿は、平成 12-13 年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業『地域の医療供給と患者の受診行動に関する実証的研究』(研究代表者：一橋大学経済学部鶴田忠彦教授)の成果の一部である。データを提供して下さいました北海道、千葉県、福岡県、長野県の国民健康保険連合会、および国民健康保険中央会のご厚意に感謝します。作成に当たって国立社会保障・人口問題研究所佐藤雅代客員研究員の協力を得たことを記して感謝します。最後に、研究を補助して頂いた長瀬知子さんに感

謝する。なお、本稿は筆者の個人的な意見であり研究会を代表するものではない。また、含まれているかもしれない誤りの責任は筆者にある。

#### 注

- 1) 懐古的なデータであっても、終末期の定義を明確にすれば、事前的な終末期の定義を与えることが可能であり、分析することができる。渡辺・大日(2001)では、人工呼吸器の使用をもって終末期と定義し、それに伴う医療費を検討しているが、200~2000億円にとどまるとしている。これは軽医療における自己負担率を1割上げた場合の医療費抑制額(井伊・大日(2002))と匹敵している。
- 2) 滋野・大日(2001)、大日(2001a)では、腎移植の供給と需要、さらには市場分析を行っている。滋野・大日(2001)での仮想的質問法は、終末期医療全般にも有効であると期待される。
- 3) 社会医療診療行為別調査を用いた医療経済学的分析に、渡辺・大日(2001)がある。
- 4) しかしながらこの点は分析を精緻化するにあたって重要なので、死亡場所の統計等を用いて、死亡場所や死亡時の医療行為に関して補正する必要があると思われるが、今後の課題としたい。
- 5) Deb and Holmes(2000)では、精神疾患患者の医療機関の訪問回数と医療サービスの支出金額を標準モデルとともに、Finite Mixture Modelsを使い、後者の方が当てはまりが良いことを示している。Gerdtham and Trivedi(2001)は、スウェーデンのデータを用いて医療需要を推定している。通常のTwo-part modelではなくFinite Mixture Modelを用いて、infrequent usersとfrequent usersを分けて推定している。
- 6) 一般的にはタイプ数は2以上であってもよいし、そのものも尤度を最大化するように決定される推定量である。しかしながら本稿では、事前に2つのタイプが想定され、またそれに限定して分析するために、タイプ数そのものは推定しない。
- 7) 純粋に推定の方法論上においては、医療費0の月を含めてのTobitのような推定モデル、あるいは固有効果を含めた推定モデルも可能である。したがって、ここでの限定は純粋に検証している仮説からの要請である。
- 8) 標本を高齢者、10月以前、高齢者で10月以前と限定した分析も行ったが結果は全く影響を受けないので割愛する。詳細は大日(2002)を参照されたい。
- 9) Competing Riskモデルの経済学あるいは医学への応用は多い。応用分野では、労働状態間移動(Khandker(1988)、Enberg, Gottschalk and Wolf(1990)、Francescon(1999)、Lin-

- deboom and, Theeuwes(1991)、Omori(2001))、引退行動(Chirikos and Nestel(1991)、Harnase, Sollie, and Storm(2000))、住宅売却(Di-Salvo and Ermisch(1997)、Henley(1998)、Yang, Buist, and Megbolugbe(1998)、Withers(1998)、Ambrose and LaCou(2001))、医療経済学(Viscusi, Magat, and Huber(1999))、その他(Ehrenberg and Mavros(1995)、Popkowski and Timmermans(1996))に用いられている。また理論的な研究も数多い(Narendranathan and Stewart(1991)、Sueyoshi(1992))。
- 10) レセプトデータに不可避なLeft Censoringを明示的に扱った論文に渡辺・大日(2001)がある。他方、本稿での分析対象とは異なるが、その観測期間まで生存したというバイアス(Left Truncation)を明示的に扱った論文に大日(2001b)がある。
- 11) 被保険者数の情報は、北海道保健福祉部国民健康保険課企画調整係、千葉県健康福祉部、長野県社会部厚生課国民健康保険室、福岡県保健福祉部国保・援護課財政係よりご提供いただいた。記して感謝します。

#### 参考文献

- Ambrose, B. W. and L. M. LaCou(2001) "Prepayment Risk in Adjustable Rate Mortgages Subject to Initial Year Discounts: Some New Evidence," *Real Estate Economics* 29(2), pp. 305-327.
- Byne, M. M. and P. Thompson(2000) "Death and dignity terminal illness and the market for non-treatment," *Journal of Public Economics*, 76, pp. 263-294.
- Breyer, Friedric(1999) "Life Expectancy, Costs of Dying, and Health Care Expenditures", 2nd World Conference of the iHEA.
- Chirikos T. N. and G. Nestel(1991) "Occupational Differences in the Ability of Men to Delay Retirement," *Journal of Human Resources* 26, pp. 1-26.
- Daly B. J., Gorecki J, Sadowski A., et. al.(1996) "Do-not-resuscitate practices in the chronically ill," *Heart Lung*, pp. 310-317.
- Deb, P. and A. M. Holmes(2000) "Estimation of Use and Costs of Behavioural Health Care: A Comparison of Standard and Finite Mixture Models," *Health Economics* 9, pp. 475-489.
- Di-Salvo and P, J. Ermisch(1997) "Analysis of the Dynamics of Housing Tenure Choice in Britain," *Journal of Urban Economics* 42(1), pp. 1-17.
- Ehrenberg, R. G. and P. G. Mavros. (1995) "Do Doctoral Students' Financial Support Patterns

- Affect Their Times-to-Degree and Completion Probabilities?," *Journal of Human Resources* 30 (3), pp. 581-609.
- Emanuel, E. J. and L. L. Emanuel (1994) "The Economics of Dying: The Illusion of Cost Saving at the End of Life," *New England Journal of Medicine* 330, pp. 540-544.
- Enberg, J. P. Gottschalk and D. Wolf (1990) "A Random-Effects Logit Model of Work-Welfare Transitions," *Journal of Econometrics* 43 (1-2), pp. 63-75.
- Francescon, M. (1999) "Labour Force Transitions among Married Women in the USA," *Labour*; 13 (4), pp. 775-796.
- Gerdtham, U. G. and Pravin K. Trivedi (2001) "Equity in Swedish Health Care Reconsidered: New Results Based on the Finite Mixture Model," *Health Economics* 10, pp. 565-572.
- Han, A and J. A. Hausman (1990) "Flexible Parametric Estimation of Duration and Competing Risk Models," *Journal of Applied Econometrics* 5 (1), pp. 1-28.
- Harnase E, M. Sollie, and S. Storm (2000) "Early Retirement and Economic Incentives," *Scandinavian Journal of Economics* 102 (3), pp. 481-502.
- Henley, A (1998) "Residential Mobility, Housing Equity and the Labour Market," *Economic Journal* 108 (447), pp. 414-427.
- Jayes R. L., Zimmermen J. E., Wagner D. P., et. al. (1993) "Do-not-resuscitate orders in intensive care units: current practices and recent changes," *Journal of American Medical Association*, pp. 2213-2217.
- Khandker, R. K. (1988) "Offer Heterogeneity in a Two State Model of Sequential Search," *Review of Economics and Statistics* 70 (2), pp. 259-265.
- Klein, J. P. and M. L. Moeschberger (1997) *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*, Springer.
- Lindeboom M, J. Theeuwes (1991) "Job Duration in the Netherlands: The Co-existence of High Turnover and Permanent Job Attachment," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 53 (3), pp. 243-264.
- Lubitz, J. D. and R. Prihoda (1984) "The Use and Costs of Medicare Services in the Last 2 Year of Life," *Health Financing Review* 5, pp. 117-131.
- Lubitz, J. D. and G. F. Riley (1993) "Trend in Medicare Payment in the Last Year of Life," *New England Journal of Medicine* 328, pp. 1092-1096.
- McLachlan, G. J. and K. E. Basford (1988) *Mixture Models Inference and Applications to Clustering, Statistics: textbooks and monographs* 84.
- Narendranathan W and M. B. Stewart (1991) "Simple Methods for Testing for the Proportionality of Cause-Specific Hazards in Competing Risk Models," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 53 (3), pp. 331-340.
- Omori, Y. (2001) "Gender Differences in Union Voice Effects on Quits: A Competing Risks Model Approach," memo.
- O'Neill, C., L. Groom, A. J. Avery, D. Boot, and K. Thorneill (2000) "Age and Proximity to Death as Predictors of GP Care Costs: Results from a Study of Nursing Home Patients," *Health Economics*, pp. 733-738.
- Popkowski L. P. T. L. and H. J. P. Timmermans (1996) "An Unconditional Competing Risk Hazard Model of Consumer Store-Choice Dynamics," *Environment and Planning A* 28 (2), pp. 357-368.
- Prendergast T. J., Classens M. T., and Luce J. M. (1998) "A national survey of end-of-life care for critically ill patients," *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, pp. 1163-1167.
- Rapoport J., Teres D., and Lemeshow S. (1996) "Resource-use implications of do not resuscitate orders for intensive care unit patients," *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, pp. 185-190.
- Salas, C. and J. P. Raftery (2001) "Econometric Issues in Testing the Age Neutrality of Health Care Expenditure," *Health Economics* 10, pp. 669-671.
- Sueyoshi, G. T. (1992) "Semiparametric Proportional Hazards Estimation of Competing Risks Models with Time-Varying Covariates," *Journal of Econometrics* 51, pp. 25-58.
- Viscusi W. K., W. A. Magat, and J. Huber (1999) "Smoking Status and Public Responses to Ambiguous Scientific Risk Evidence," *Southern Economic Journal* 66 (2), pp. 250-270.
- Withers, S. D (1998) "Linking Household Transitions and Housing Transitions: A Longitudinal Analysis of Renters," *Environment and Planning A* 30 (4), pp. 615-630.
- Yang T. T., H. Buist, and I. F. Megbolugbe (1998) "An Analysis of the Ex Ante Probabilities of Mortgage Prepayment and Default," *Real Estate Economics* 26 (4), pp. 651-676.

- Zweifel, P. Felder, S., and Meiers M. (1999) "Ageing of Population and Health Care Expenditure: A Red Herring?," *Health Economics*, pp. 485-496.
- (2001) "Reply to: Econometric Issues in Testing the Age Neutrality of Health Care Expenditure," *Health Economics* 10, pp. 673-674.
- 井伊雅子・大日康史 (2002) 『医療サービス需要の経済分析』, 日本経済新聞社。
- 石井暎喜 (2001) 「終末期医療費は医療費危機をもたらすか『終末期におけるケアに係わる制度および政策に関する研究報告書』の正しい読み方」『社会保険旬報』No. 2086, pp. 6-14。
- 大日康史 (2001 a) 「腎移植における(潜在的な)需要関数の推定および腎移植の規制による社会厚生上の損失の計測」『腎移植の医療経済』, 東京医学社, pp. 119-146.
- (2001 b) 「ガン治療の費用対延命効果における非効率性の測定」郡司篤晃編『医療費の地域差』, 東洋経済新報社。
- (2002) 「Competing Risk モデルを用いたの入院期間の分析」, 平成 13 年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業『地域の医療供給と患者の受診行動に関する実証的研究』(研究代表者: 一橋大学経済学部鶴田忠彦教授) 研究報告書。
- 加藤尚子・松本邦愛・長谷川敏彦・北村能寛 (2001) 「がん患者の平均在院日数の県別格差の分析」『日本衛生学雑誌』, 56 巻 1 号, pp. 147。
- 郡司篤晃編著 (2001) 『医療費の地域差』, 東洋経済新報社。
- 厚生労働省 (2001) 「医療制度改革の課題と視点」。
- 滋野由紀子・大日康史 (2001) 「死体腎提供に関する医療経済研究」『腎移植の医療経済』, 東京医学社, pp. 99-117。
- 長寿社会開発センター (1994) 「老人医療と終末医療に関する日米比較研究報告書」。
- 鶴田忠彦・山田武・山本克也・泉田信行・今野広紀 (2000) 「総覧点検データによる医療需給の決定要因の分析——国民健康保険 4 道県について」『経済研究』第 51 巻第 4 号, pp. 289-300。
- 中村隆子・山田順子・長谷川敏彦 (2001) 「末期癌患者在院日数の県別格差の分析」『日本衛生学雑誌』56 巻 1 号, pp. 149。
- 広井良典 (1997) 「平成 8 年度「福祉ターミナルケア」に関する調査研究事業報告書」, (財)長寿社会開発センター。
- 松浦和幸 (1999) 「平均在院日数の都道府県格差の分析」『厚生の指標』46 巻 1 号, pp. 24-35。
- 渡辺励・大日康史 (2001) 「社会医療診療行為別調査を用いた人工呼吸器使用に関する生存期間と医療費に関する分析」『経済企画庁「ミレニアム・プロジェクト(新しい千年紀プロジェクト)」少子高齢化社会の制度改革研究会(主査: 橘木俊詔京都大学教授)社会医療診療行為別調査研究報告書』所収。
- (おおくさ・やすし 大阪大学社会経済研究所 助教授)



## 公的介護保険による実際の介護需要の分析

——世帯構造別の推定——

大 日 康 史

### I はじめに

公的介護保険が導入されて既に1年近く経過するが、その機能を検討するためには需要側あるいは供給側の情報が必要である。本稿では、ある地域において要介護認定を受けた高齢者の実際の介護需要に関する調査に基づいて、その需要行動を分析する。このように公的介護保険における実際の需要行動を分析した研究は極めて少ない。

従来の研究は公的介護保険導入以前に行われていたために、分析の多くが仮想的質問法に依存せざるをえなかった。仮想的質問法では、価格も自由に設定できるために、価格弾力性の分析が行えるが、反面、その信頼性は低いといわざるをえない<sup>1)</sup>。

一方、実際の需要行動を分析するのであればその信頼性は高いが、介護報酬として価格が公定されているために、実際の需要行動から厚生分析を検討するための基本的な情報である価格弾力性を導出することは非常に困難である。介護には医療と異なり密接な代替財(家計内生産能力)が存在するために、価格弾力性がかなり大きいと予想される。このように実際の需要行動と仮想的質問法とは互いに補完的であると考えらるべきであろう。

したがって、本稿での関心は価格以外の需要を決定する要因、例えば、所得や家計内生産能力によって需要がいかに影響を受けるかを検討することになる。特に所得弾力性に関しては、国民生活基礎調査基本調査('86,'89,'92)の個票を分析した大日(1997)では0.03、財団法人日本中小企業

福祉事業財団(通称:日本フルハップ)が1997年2月に加盟企業経営者に対して実施した介護需要に関する調査を分析した大日(1999 a)は0.15を上回る場合もあることを確認している。また、公的介護保険導入前後で分析した大日(2000 a, b)では、0.1~0.2程度であるとされている。

### II データ

本稿で使用するデータは岐阜県の2つの市と3つの郡における要介護認定を受けた高齢者世帯の約半数(1500世帯)に対して2000年11月に行った調査である。調査は介護保険者から直接に要介護世帯に配布・回収された。有効回収は1075世帯で、有効回収率は71.7%である。調査では、世帯に関する情報や公的介護保険の利用状況が調査されている。要介護認定を受けた方だけの調査で、調査数が1000世帯を越える調査はきわめて貴重な調査であるといえよう<sup>2)</sup>。記述統計量が、全標本と公的介護保険を利用している標本のみ、同居世帯のみ、別居世帯のみに限定した場合に分けて示されている。

### III 推定モデル

被説明変数は公的介護保険を利用した際の自己負担額(対数)である<sup>3)</sup>。これは、利用の有無、自己負担額(2000, 5000, 10000, 20000, 30000円未満, 30000円以上の6段階)、要介護度に応じた支給限度額(要支援から順に6150, 16580, 19480, 26750, 30600, 35830円)から、ある幅を

持って知ることができる。さらに、支給限度額を使い切っているか否かの設問があり、その情報も幅を狭くするのに有用である。しかしながら、支給限度額を使い切っているか否かの回答と自己負担額とが矛盾する場合も多い。しかしながら、この様な矛盾した標本での優先順位を変更しても、また推定に用いなくても結果は全く変わらないので、その報告を割愛する。以下の推定では、利用の有無、利用金額、支給上限に達しているか否かの順で優先順位を付けて利用金額の幅を確定する。

説明変数は、要介護度、世帯形態(独居か否か、子供世代との同居世帯か否か、同居世帯の場合に無業者がいるか否か)、市部か否か、要介護者の性別、世帯所得(対数)、要介護者の年齢である。世帯形態ダミーにおける基準とされている世帯形態は老夫婦のみ世帯である。こうした世帯構造は家庭の介護能力を意味しており、同居で無業者がいる場合には最も高く、次いで同居で無業者がない場合、老夫婦のみの場合の順で高く、独居世帯が最も低いと予想される。こうした家計の介護能力は公的介護保険における介護サービスとの密接な代替財であると考えられるので、その程度は需要を決定付ける重要な要因である。

推定方法は、被説明変数がカテゴリー・データであるので、カテゴリー推定法を用いる。この推定法はTobit推定法を一般化したものと理解される。具体的には、被説明変数を $y$ 、説明変数を $X$ として、対数尤度関数 $\log L$ は、

$$\log L = \sum_{i=1}^N \log \int_{\underline{S}(i)}^{\bar{S}(i)} \phi\left(\frac{y - X\beta}{\sigma}\right) dy \quad (1)$$

と表される。ここで、 $\underline{S}(i)$ 、 $\bar{S}(i)$ は第 $i$ 主体が分類されるカテゴリーの上限と下限であり、これはその主体の置かれている状況に応じて変化する。特に、自己負担額が0である場合には $\underline{S}(i) = -\infty$ 、 $\bar{S}(i) = 0$ 、支給上限に達している場合には $\underline{S}(i) = \text{支給上限額}$ 、 $\bar{S}(i) = \infty$ である。ここでの分析のように、支給上限額やカテゴリーの幅もその主体の要介護度に応じて異なる複雑な問題の推定に適している。

また、推定には全標本を用いて要介護度をダミー変数として説明変数に加える場合と、要介護度

毎に標本を分割した推定の二種類の推定方法を用いる。前者は要介護度毎に平均利用額を除いてはその需要行動が同じであるとする定式化であり、逆に後者は推定する要介護度に応じた需要行動がまったく異なることを想定した定式化である。

#### IV 推定結果

推定結果は表2、3が世帯構造によって標本を分割していない場合の推定結果、表4、5が子供

表1 記述統計量

	全標本	利用者のみ	同居世帯	別居世帯
利用金額	11156.34	13003.98	11724.75	9923.816
上限使用	.2780338	.2780338	.2684564	.2990196
要求支援	.1323	.1093	.0921	.2170
要介護度1	.2287335	.2250804	.2133891	.2609971
要介護度2	.2022684	.2057878	.2147838	.1759531
要介護度3	.1550095	.1607717	.1617852	.1407625
要介護度4	.1455577	.1511254	.1729428	.0879765
要介護度5	.1361059	.14791	.1450488	.1173021
独居	.1190698	.1175847	0	.3667622
同居	.6753488	.6758475	1	0
無業者	.4083721	.4216102	.6046832	0
女性	.6300093	.6334746	.5828729	.7277937
市部	.4734884	.4597458	.4655647	.4899713
世帯所得	5.695823	5.714518	5.759968	5.556701
年齢	80.99021	81.28178	80.3384	82.34241

注) 標本数は全標本で922個、利用者のみで791個、同居世帯で631個、別居世帯で291個である。

表2 全標本での推定結果

	推定値	t値	確率値
要介護度1	1.947589	4.051	0.000
要介護度2	2.866624	5.668	0.000
要介護度3	3.202671	5.875	0.000
要介護度4	3.831604	6.900	0.000
要介護度5	4.648457	8.042	0.000
独居	.2682755	0.442	0.659
同居	-.6851213	-1.521	0.128
無業者	.5949172	1.576	0.115
女性	.1099776	0.369	0.712
市部	-.4651112	-1.629	0.103
世帯所得	.5192047	2.699	0.007
年齢	.0394955	2.485	0.013
定数項	-.9945548	-0.560	0.576
$\sigma$	3.890517	33.363	0.000

注) 標本数は831個、対数尤度は-2067.0968である。

表3 要介護度別の推定結果

	推定値	t 値	確率値		推定値	t 値	確率値
<b>要支援</b>				<b>要介護度 3</b>			
独居	-.200307	-0.130	0.896	独居	3.487558	1.503	0.133
同居	-2.887004	-1.863	0.062	同居	-.4705667	-0.394	0.694
無業者	4.727824	3.135	0.002	無業者	.4322123	0.430	0.667
女性	1.296082	1.156	0.248	女性	.0214804	0.030	0.976
市部	-2.742358	-2.827	0.005	市部	-.3440695	-0.451	0.652
世帯所得	.0041523	0.007	0.995	世帯所得	1.184831	2.450	0.014
年齢	.0410605	0.614	0.539	年齢	-.0211867	-0.504	0.614
定数項	1.491436	0.225	0.822	定数項	3.200915	0.687	0.492
$\sigma$	4.758166	12.083	0.000	$\sigma$	3.712801	12.684	0.000
<b>要介護度 1</b>				<b>要介護度 4</b>			
独居	1.058408	0.949	0.343	独居	1.272811	0.495	0.621
同居	.2296059	0.243	0.808	同居	-1.56504	-1.277	0.201
無業者	.1524135	0.189	0.850	無業者	-.2183083	-0.240	0.810
女性	-.2029149	-0.319	0.750	女性	.1711275	0.229	0.819
市部	-.3895092	-0.656	0.512	市部	.0606845	0.083	0.934
世帯所得	.3118614	0.737	0.461	世帯所得	1.048875	2.124	0.034
年齢	.0516093	1.565	0.118	年齢	.0565242	1.472	0.141
定数項	.7638513	0.195	0.845	定数項	-.6536286	-0.159	0.874
$\sigma$	4.014078	16.717	0.000	$\sigma$	3.630264	12.267	0.000
<b>要介護度 2</b>				<b>要介護度 5</b>			
独居	-2.576654	-1.529	0.126	独居	-2.810911	-1.941	0.052
同居	-.2116785	-0.248	0.804	同居	-1.978474	-2.098	0.036
無業者	-.0877857	-0.117	0.907	無業者	1.22687	1.829	0.067
女性	.2038228	0.341	0.733	女性	-.4957935	-0.834	0.404
市部	-.0737953	-0.126	0.900	市部	-.0388274	-0.068	0.946
世帯所得	.6070047	1.575	0.115	世帯所得	-.0436117	-0.119	0.905
年齢	.040541	1.270	0.204	年齢	.0428121	1.544	0.123
定数項	1.10725	0.334	0.738	定数項	7.598436	2.517	0.012
$\sigma$	3.673518	15.492	0.000	$\sigma$	2.464522	11.776	0.000

注) 要支援における標本数は120個、対数尤度は-260.7537、要介護度1における標本数は200個、対数尤度は-489.7383、要介護度2における標本数は175個、対数尤度は-437.8021、要介護度3における標本数は123個、対数尤度は-312.0396、要介護度4における標本数は117個、対数尤度は-298.12008、要介護度5における標本数は96個、対数尤度は-232.6980である。

世代同居世帯のみでの推定結果、表6、7が子供世代別居世帯のみでの推定結果をまとめている。

まず全標本を用いた推定(表2、4、6)では、当然のことながら要介護度は一貫して有意であり、また要介護度が高まるに従いその推定値は高い。つまり、要介護度が上がるとより多くの介護サービスが必要されている。他方、同居世帯において市部ダミーが負で有意である場合を除いて多くの世帯構造や性別、地域はいずれも有意ではなく、世帯所得と年齢は別居世帯を除いて正で有意である。特に所得弾力性は世帯構造計で0.51、同居世帯で0.7とかなり高い。

表4 子ども世代同居標本での推定結果

	推定値	t 値	確率値
要介護度 1	1.880016	2.872	0.004
要介護度 2	2.843859	4.314	0.000
要介護度 3	3.025462	4.351	0.000
要介護度 4	3.391512	4.903	0.000
要介護度 5	4.517498	6.369	0.000
無業者	.4287895	1.112	0.266
女性	-.1239275	-0.358	0.721
市部	-.5719122	-1.696	0.090
世帯所得	.7034402	3.078	0.002
年齢	.0550399	3.045	0.002
定数項	-3.562379	-1.845	0.065
$\sigma$	3.851695	27.886	0.000

注) 標本数は577個、対数尤度は-1467.3578である。

表5 要介護度別子ども世代同居標本での推定結果

要支援			
無業者	4.137997	2.796	0.005
女性	.7417662	0.512	0.608
市部	-4.693935	-3.442	0.001
世帯所得	.418494	0.477	0.634
年齢	.107757	1.208	0.227
定数項	-7.728096	-0.863	0.388
$\sigma$	4.30092	8.027	0.000
要介護度 1			
無業者	-.1784518	-0.204	0.838
女性	.3608533	0.446	0.656
市部	-.2819303	-0.369	0.712
世帯所得	.5645618	0.990	0.322
年齢	.0739376	1.768	0.077
定数項	-2.545474	-0.549	0.583
$\sigma$	4.156849	13.371	0.000
要介護度 2			
無業者	-.3734025	-0.478	0.633
女性	-.1131445	-0.161	0.872
市部	-.2217875	-0.322	0.747
世帯所得	1.058908	2.330	0.020
年齢	.0493777	1.352	0.176
定数項	-1.982857	-0.571	0.568
$\sigma$	3.695052	13.096	0.000
要介護度 3			
無業者	.2773293	0.277	0.782
女性	-.7959431	-0.931	0.352
市部	-.1042352	-0.123	0.902
世帯所得	1.055253	1.954	0.051
年齢	.0111401	0.236	0.813
定数項	1.355349	0.295	0.768
$\sigma$	3.66774	11.088	0.000
要介護度 4			
無業者	-.3813726	-0.379	0.705
女性	.2713423	0.309	0.757
市部	-.0114283	-0.013	0.990
世帯所得	1.248539	2.164	0.030
年齢	.0625577	1.406	0.160
定数項	-3.749472	-0.880	0.379
$\sigma$	3.974344	11.124	0.000
要介護度 5			
無業者	1.365965	2.035	0.042
女性	-.3039689	-0.487	0.626
市部	-.3131747	-0.517	0.605
世帯所得	-.5543192	-1.392	0.164
年齢	.0373492	1.309	0.190
定数項	8.90063	3.012	0.003
$\sigma$	2.395578	10.927	0.000

注) 要支援における標本数は54個, 対数尤度は-117.2197, 要介護度1における標本数は129個, 対数尤度は-324.7117, 要介護度2における標本数は126個, 対数尤度は-317.1152, 要介護度3における標本数は91個, 対数尤度は-234.4486, 要介護度4における標本数は96個, 対数尤度は-250.85108, 要介護度5における標本数は81個, 対数尤度は-193.77815である。

表6 子ども世代別居標本での推定結果

	推定値	t値	確率値
要介護度 1	2.090762	2.929	0.003
要介護度 2	2.857786	3.474	0.001
要介護度 3	3.748112	4.007	0.000
要介護度 4	5.709558	5.295	0.000
要介護度 5	4.752413	4.011	0.000
独居	-.2383606	-0.323	0.747
女性	.5019496	0.868	0.386
市部	-.2541008	-0.480	0.631
世帯所得	.0984427	0.280	0.779
年齢	-.0144143	-0.434	0.664
定数項	5.301565	1.542	0.123
$\sigma$	3.89136	18.298	0.000

注) 標本数は254個, 対数尤度は-594.16883である。

要介護度別の推定ではかなりバラバラではあるが, 最も重要だと思われるのが世帯所得は正で有意であり, その弾力性は1を越えている点である。例えば, 世帯構造計の要介護度3, 4でそれぞれ1.18, 1.04, 同居世帯では要介護度2, 3, 4で1.05, 1.05, 1.24である。さらには別居世帯要介護度5では2.01である。別居世帯での要介護度5は標本数が非常に少ないために高く評価しないとしても, 非常に所得弾力的であるといえよう。またこの様に中間的な要介護度においてのみ所得弾力性が有意であるのは次のように理解される。各世帯は所得に応じた支払い可能上限があるが, 低い介護度ではそれほど介護保険によるサービス需要がそもそも大きくないためにその支払い可能上限に制約されることは少なく, むしろ介護の必要度に応じて需要されているために所得弾力性は有意ではない。それが要介護度3以上になると家族の介護負担も増加し, 介護保険によるサービス需要が増加するために支払い可能上限に制約されることになる。それによって約1の所得弾力性を生じさせている。逆に要介護度5では寝たきりになるために家族の介護負担は逆に減少し, そのため介護保険によるサービス需要が減少し支払い可能上限にバインドすることはなくなり, 所得弾力性は有意ではなくなる。

世帯構造では世帯構造計における要支援においてのみ同居世帯の方が老夫婦のみ世帯よりも有意

表7 要介護度別子ども世代別居標本での推定結果

要支援			
独居	.1843653	0.100	0.921
女性	1.918198	1.090	0.276
市部	-1.045745	-0.788	0.431
世帯所得	-.0402372	-0.044	0.965
年齢	-.0385489	-0.389	0.698
定数項	6.662615	0.733	0.464
$\sigma$	4.908865	9.082	0.000
要介護度1			
独居	.2096585	0.181	0.856
女性	-1.678464	-1.650	0.099
市部	-1.072667	-1.140	0.254
世帯所得	-.1946163	-0.322	0.747
年齢	-.015777	-0.290	0.772
定数項	10.9619	1.782	0.075
$\sigma$	3.607504	9.984	0.000
要介護度2			
独居	-3.769865	-2.124	0.034
女性	.82346	0.752	0.452
市部	.6211255	0.575	0.566
世帯所得	-.6200977	-0.870	0.384
年齢	.0175584	0.276	0.782
定数項	9.599664	1.561	0.118
$\sigma$	3.424415	8.187	0.000
要介護度3			
独居	2.607656	0.834	0.404
女性	1.916759	1.265	0.206
市部	-1.133796	-0.702	0.483
世帯所得	.7277369	0.656	0.512
年齢	-.076532	-0.766	0.443
定数項	9.728098	0.855	0.393
$\sigma$	3.589535	6.177	0.000
要介護度4			
独居	-1.049083	-1.089	0.276
女性	-.0094491	-0.015	0.988
市部	.296727	0.573	0.567
世帯所得	-.3009209	-0.835	0.404
年齢	.0041762	0.144	0.886
定数項	11.29514	3.992	0.000
$\sigma$	.836769	4.864	0.000
要介護度5			
独居	-.4789008	-0.328	0.743
女性	-2.393044	-1.706	0.088
市部	.2833959	0.196	0.844
世帯所得	2.015616	2.351	0.019
年齢	.1052348	1.479	0.139
定数項	-8.470085	-1.294	0.196
$\sigma$	1.982238	4.439	0.000

注) 要支援における標本数は66個、対数尤度は-140.0830、要介護度1における標本数は71個、対数尤度は-162.0134、要介護度2における標本数は49個、対数尤度は-118.0803、要介護度3における標本数は32個、対数尤度は-75.72183、要介護度4における標本数は21個、対数尤度は-32.633548、要介護度5における標本数は15個、対数尤度は-33.41043である。

に介護需要が少ないが、逆に無業者のいる同居世帯ではその程度は低い。無業者のいる同居世帯で、無業者のいない同居世帯よりも介護需要が増加する点は、同居世帯要支援、要介護度5でも見られる。他方で、別居世帯では独居世帯の方が老夫婦世帯よりも介護需要が少ない。これらは、家族介護が居宅介護サービスにとって代替的であることを否定しており、むしろ補完的であることを示唆している。一方で、別居世帯さらには独居世帯での介護需要が低いのは、逆にその独居高齢者あるいは老夫婦高齢者を支える地域的な状況があるとも考えられる。例えば、別居しているが親族が周囲に居住していたり、地域住民との関係が緊密であることがこれら高齢者が独居・別居を続けられる背景となっているとも考えられる。

また性別は別居世帯要介護度1が負で有意であるのを例外として有意ではない。年齢は同居世帯要介護度5と別居世帯要介護度1でのみ正で有意である。市部は世帯構造計、同居世帯での要支援でのみ負で有意である。

## V おわりに

本稿では、公的介護保険の需要行動を実際の要介護者の行動から分析した。分析の結果から所得弾力性が高く、1以上である場合も確認された。もっともここでの所得効果は単に所得に対する需要の変化を捉えただけであり、純粋な所得効果とは異なる。介護者の所得には、家庭内で介護を行う場合に放棄しなければならない機会費用としての労働市場の価格の意味もあり、所得が高いと家庭内介護の価格がより高まり逆に公的介護保険を通じた介護サービスの利用価格を相対的に低下させる。こうした価格効果は、正常財としての公的介護保険を通じた介護サービスにおける純粋な所得効果をより強めることに留意しなければならない。

しかしながら、本稿ではあえて純粋な所得効果ではなく単に所得に対する需要の変化に着目した。その理由はいくつかあるが、最大の理由は政策的な関心は純粋な所得効果にあるのではなく、むしろ

るそうした価格効果も含めている可能性のある所得に対する需要の変化にあるからである。後者は実際に観察可能であるのに対して、前者は理論上導出される関係に過ぎない。政策上、純粋な所得効果と価格効果をあえて分ける意義は乏しいように思われる。次に、そうした価格効果が単に所得に対する需要の変化を強めるのは、世帯所得が(潜在的な)介護者によって獲得されている場合のみである。なぜならば、他に主な所得を得ている者がいれば、(潜在的な)介護者の所得の限界効用は低くなり、それだけ機会費用を低下させる。これは価格効果の低下を意味する。実際に、推定の中で無業者の存在は多くの場合有意でないか、むしろ介護サービスの需要を増加させるという負の価格効果を示唆している。もちろん、現在の無業者の存在は、家庭内で介護を行うか介護サービスを必要するかの意思決定時に無業者がいたことを必ずしも意味しない。しかしながら事後的な結果では、価格効果の重要性は疑問である。さらに、これが本稿にとっては最も重要な点であるが、世帯構成員全員の年齢や学歴、あるいは個人毎の労働所得を調査していない。そのために、推定上においてすら純粋な所得効果と価格効果を分離することはできない。そのためには、別途の調査が必要である。

いずれにしても所得弾力性が高いことから、少なくとも本稿で分析した居宅介護サービスについては奢侈財である可能性があると言えよう。そもそも社会保険は強制加入であるので個人の選択の余地がない。そのために保険によるサービスの利用に際しては完全な公平性が要求される。もしその公平性が実現されていなければ、サービスを利用できないあるいはしない集団に対してもなお、強制的に保険料を徴収することは著しく社会正義に反するし、詐欺的行為であるという指摘もあり得よう。さらに、その利用できない、あるいはしない理由がよりよいサービスを社会保険以外から利用するとか、そもそも健康である場合等、積極的な場合であればまだ容認される余地はあるかもしれないが、本稿のように低所得故に利用しないのであればその意味は重大であり、社会保険に求

められる公平性から著しく乖離している可能性があると言えよう。例えば、同じ社会保険である医療保険では、一般的には所得弾力性は無視されるとされている(Phelps (1997), Newhouse (1993)), 日本においても井伊・大日(1999)では多くの場合で有意でないものの、 $-0.003$ で有意である場合も報告されている。いずれにしても、本稿での推定値とは質的にも大きく異なる。これは、自己負担率1割という過剰消費に対するモラルハザード対策が過剰に効きすぎたことを意味する。

この事実から出てくる政策的含意は、所得あるいは資産に応じた自己負担額の設計が必要であろうということである。恐らくは低所得者層に対する無料化も含めた自己負担率の削減、あるいはパウチャーの配布が考えられる。これらの方策は財政的な配慮が必要であることは言うまでもないが、地方自治体独自の福祉政策の一環として一般財源からの事業として実行可能であろう。また、これが需要者のすそ野の拡大、利用率の向上を通じて、需要を喚起し、それが新たな事業者の参入を促すことにもつながると思われる。これは、いわば公的介護保険を骨髄にして、従来の措置制度への回帰を事実上意味する。この様に、低所得者層には財源を税金とする福祉で、高所得者層には保険料を財源とする保険方式で行うことが望ましい。さらには高所得者層の保険を公的に行う必要があるのかという当然の疑問も起ころう。

今後の研究課題として、同様の分析をより長期、広域にわたり実施することが必要であろう。本稿での結論はあくまで、ある地域のある時期での状況である。調査自身かなり広範なものであるが、そのみから公的介護保険全体を特徴づけることはやや飛躍がある。したがって、同様の調査を、政府や介護保険者の責任で実施し、解析することによって、公的介護保険の機能評価をするべきであろう。少なくとも、その必要性、重要性を認めるに値する貢献を本稿がなしていると思われる。その際には注記でも触れているが、より細かい家族の情報、介護負担、利用サービスの内訳、割合、所得に対する情報等も必要となろう。例えば、中

間的な要介護度においてのみ所得弾力性が高いという本稿の発見も、細かい家族の介護負担抜きには解釈が難しい。注4)でも述べているように前節で与えた解釈はあくまで可能性を指摘したにとどまっております、その真偽を確かめるためには、かなり大規模な調査が必要となる。

さらに、今回の研究では実際の需要行動のみが分析されたために価格弾力性の情報は得られていないが、要介護者(世帯)における仮想的質問法を行うことによって価格弾力性を分析することが必要であろう。

### 謝 辞

本稿は(財)岐阜県産業経済振興センター「介護サービス事業の育成・振興方策に関する研究会」(主査:下野恵子名古屋市立大学教授)の研究成果の一環である。同主査や大津廣子岐阜大学教授をはじめとする研究会のメンバーの活発な議論に感謝する。また、この様な貴重な調査の機会を与えて頂き、さらに多くの労をとっていただいた各介護保険者の方々をはじめとする関係諸団体の方々の協力を心から感謝する。最後に、研究を補助して頂いた長瀬知子さん、露原邦夫君に感謝する。なお、本稿は筆者の個人的な意見であり研究会を代表するものではない。また、含まれているかもしれない誤りの責任は筆者にある。

(平成13年9月投稿受理)

(平成13年11月採用決定)

### 注

- 1) 仮想的質問法を用いた介護サービス市場の分析には、阿部(1996)、大日(1997, 1999 a, 2000 a, b)がある。他方、公的介護保険下での介護事業者の実証的な分析はほとんどなく大日(2001)が唯一の例外である。
- 2) 調査の詳細については岐阜県産業振興センター(2001)に詳しい。なお、同調査によれば、この調査対象は横出しのサービスを全く受けていない。

- 3) 公的介護保険における介護サービスを利用していない場合における被説明変数は0としている。これは、厳密には1円の自己負担額に相当する。言うまでもなく、自己負担額は公的介護保険における介護サービスに対する支払いに限定されている。
- 4) もちろん、この説明は一つの推測に過ぎない。確認のためには、家族の介護負担、利用サービスの内訳、割合、所得に対するより細かい情報等が必要となる。この点については今後の研究課題としたい。

### 参考文献

- Newhouse (1993) *Free For All*, Harvard University Press.
- Phelps, C. E. (1997) *Health Economics*, Addison-Wisley.
- 阿部信子(1996)「介護サービスの需要構造から見たシルバーサービス振興課題」,『医療と社会』vol. 6, no. 1, pp. 60-79.
- 井伊雅子・大日康史(1999)「軽医療における需要の価格弾力性の測定——疾病及び症状を考慮した推定——」,『医療経済研究』vol. 6, pp. 5-16.
- 大日康史(1997)「在宅介護者の選択に関する意思決定——ホームヘルパーに対する需要分析——」,『医療経済研究』vol. 4, pp. 71-88.
- (1999 a)「介護需要関数の推定」, 1998年度中小企業の経営者の実態に関する調査研究会研究報告書。
- (1999 b)「介護場所の選択と介護者の就業選択」,『医療と社会』vol. 9, no. 1, pp. 101-121.
- (2000 a)「Conjoint Analysisを用いた介護需要関数の推定——公的介護保険導入前後の追跡調査の分析——」, 病院管理学会報告論文。
- (2000 b)「介護保険の市場分析」,『季刊社会保障研究』第36巻第3号, pp. 338-352.
- (2001)「公的介護保険による介護事業所の分析」, (財)岐阜県産業経済振興センター「介護サービス事業の育成・振興方策に関する研究会」報告書。
- (財)岐阜県産業経済振興センター(2001)「介護サービス事業の育成・振興方策に関する研究会」報告書。  
(おおくさ・やすし 大阪大学社会経済研究所 助教授)

## 非営利訪問介護業者は有利か？

鈴木 亘

### I はじめに

2000年度から公的介護保険制度が開始され、わが国の介護福祉サービスは、これまでの低所得者等に限定された「措置制度」から、全ての要介護者に利用と選択の権利を認める「契約制度」へと、市場原理を採り入れる形で大きく変貌した。中でも訪問介護分野は、これまで医療・福祉分野では認められてこなかった営利業者の参入が原則自由化される等、最もドラスティックな改革がなされ、多種多様な民間業者が参入することとなった。しかしながら、当初の大きな期待に反して、早くも事業を縮小・撤退する事業者も一部にみられるなど、その将来性を危ぶむ見方もある。

もっとも、やや細かく個別事業者の収益状況やサービス利用状況を見ると、業績不振には、法人種別にやや温度差があるようである。例えば、佐竹・鈴木(2001)、鈴木・佐竹(2000)、永田・佐竹・鈴木(2000)によれば、新規に参入した営利業者のうち、赤字化している業者は6割強(大規模・営利業者66.7%、地域密着型・営利業者65.3%)にも上る一方、地域密着型・非営利業者における赤字業者割合は55.7%にとどまっている。また、サービス利用時間も、営利業者が事前の予想の6~7割程度しか利用されていないのに対して(大規模・営利業者63.9%、地域密着型・営利業者69.6%)、社協、地域密着・非営利業者は事前予想の9割近い利用時間を確保している(社協89.2%、地域密着・非営利業者85.4%)。こうした状況は、各種報道においても、「大手営利業者の業績低迷」や、「社協の一人勝ち」、「中堅非営利業者の業績堅調」等として伝えられてい

る通りであり、最近やや営利業者の業績持ち直しが伝えられるものの、基本的な構造は現在も変わっていない。

このような、訪問介護市場における営利業者と非営利業者のパフォーマンスの差は、どのような理由から生まれているのであろうか。本稿では、こうした現象を説明する有力な仮説としてHansmann(1980)による「契約の失敗(Contract Failure)」仮説を採り上げ、分析・検証を行う。契約の失敗仮説とは、「介護や医療などの情報の非対称性がある市場では、営利業者はそれを利用してサービスの質を下げるなどの機会主義的行動に出るが、非営利業者にはそのような動機が存在しないのでサービスの質は下がらない。それを見越した消費者は、非営利性を品質のシグナルとして、非営利業者を選択することから、非営利業者がこれらの市場で支配的な占有率を持つ」というものである。日本の訪問介護市場において、果たしてこのような現象が起きているかどうかを、独自に行った事業者アンケートを用いて検証する。

医療や福祉分野における営利・非営利性に着目した研究は、わが国においても、理論的な論文を中心に数多くの業績がある(遠藤(1995)、遠藤(1996)、青木(1999)、中泉(1999)、浜田(2000))。しかしながら、わが国の医療・福祉分野では、これまで実際に、営利業者と非営利業者が競合する市場は存在せず、両者のパフォーマンス差を現実のデータで検証することは不可能であった。今回、公的介護保険の開始に伴って、初めて同一市場での両者のパフォーマンス差を検証することが可能になったのであり、その意味で、本稿はこの分野におけるわが国で最初の実証研究である。



さて、これまで、医療・福祉分野に営利業者の参入が認められてこなかった理由の1つは、「営利業者は情報の非対称性を利用して機会主義的な行動をとる」という見方にあった<sup>2)</sup>。こうした医療・福祉分野における「非営利性原則」の妥当性を問う上でも、本稿の結果は参考になると思われる。

以下、本稿の構成は次の通りである。IIでは、非営利業者の特徴である「非分配制約」の存在が、サービスの水準にどのような影響を与えるかについて、簡単な理論モデルを用いて分析を行う。IIIでは、本稿の分析に用いるデータについて解説し、変数の加工方法を説明する。IVは、データを用いて仮説を検証する。Vは結語である。

## II モデル分析

本節では、営利業者と非営利業者のサービスの質を、簡単なモデルを用いて比較する。営利業者は通常の利潤極大化モデルを用いる一方、非営利業者のモデルは、マネージャーの効用最大化問題として定義された Newhouse (1970) によるものを考える。これは、非営利の医療機関・福祉機関の行動として最も一般的に用いられているモデルである。

これまで、Hansmann (1980) による契約の失敗仮説のモデル化を試みた先行研究として、Chillemi and Gui (1991), Easley and O'Hara (1983, 1988), Hirth (1999), 青木 (1999) 等が挙げられる。その多くのモデルでは、Hansmann (1980) が主張した「利潤を分配できない制約 (非分配制約) が、非営利業者の機会主義的動機を緩和してサービスの質を高める」という点をそのまま前提として受け入れ、消費者と業者間の交渉ゲームや最適契約問題を定式化し、非営利性が品質のシグナルとして機能して非営利業者の市場シェアが増す点や、厚生経済学的にみてそれが望ましいかどうかといった点を議論している。しかしながら、遠藤 (1995) が主張したように、消費者が非営利性を品質のシグナルとして捉えることと、非営利業者が実際に良質のサービスを供給するこ

ととは、厳密に言えば別個の問題であるから、「非営利業者が非分配制約のためにサービスの質が高くなる」という前提がそもそも正しいかどうかについて、別途検証を行う必要がある。この点を検証した数少ない先行研究が、青木 (1999) である。青木 (1999) は、非分配制約を「病院経営者が受けとる利潤の上限を決める規制」と解釈した上で、機会主義的動機を防ぐための条件を探っているが、非営利業者の機会主義動機が無くなるのは、「利潤の上限規制を高品質のサービスを供給した際に得られる利潤と等しい水準に設定した時のみ」であり、非分配条件が機会主義行動を回避できるかという点について懐疑的な見方をしている<sup>3)</sup>。

本節では、青木 (1999) は異なるが、より簡単かつ一般的と考えられるモデルを用いて、この Hansmann (1980) による契約の失敗仮説の前提条件が正しいかどうかを検証する。

### 1 情報の非対称性が存在する場合

まず、サービスの質に対する情報が、生産者と消費者間で非対称的であり、消費者がサービス水準を全く知ることができない、もしくは全く判断できないという状況を考えよう。この場合、需要はサービスの質に反応しないから、業者の選択できる変数は、サービスの質 ( $q$ ) と利用者数 ( $x$ ) の2つとなる。営利業者の利潤関数 ( $\pi$ ) は次式で表される。

$$\pi = \bar{p}x - c(x, q) \quad (2-1)$$

ここで、価格 ( $\bar{p}$ ) は日本の現状 (介護報酬単価) に合わせて一定としている。費用関数 ( $c$ ) は、通常のモデル同様に凸関数と仮定する ( $c_x \geq 0$ ,  $c_{xx} \geq 0$ ,  $c_q \geq 0$ ,  $c_{qq} \geq 0$ )。また、 $x$  は通常のように非負 ( $x \geq 0$ ) とするが、サービスの質には特に制約をつけない。単純化のために、 $x$  については内点解を仮定しておく (以下の全ての式でも仮定)、一階の条件は、

$$c_x = \bar{p} \quad (2-2)$$

$$c_q = 0 \quad (2-3)$$

である。(2-2) 式は通常の  $MC=P$  という条件である。また、(2-3) 式より、サービスの質は、コ

ストを最小化する最低水準に決まる。

次に、非営利業者のモデルを考える。今、マネージャーは、利用者数とサービスの質の両者から正の限界効用を得ると考え、効用関数  $u(x, q)$  を  $u_x > 0$ ,  $u_q > 0$  と仮定する。非営利業者の特徴は利潤・余剰を分配できないということであるから、非営利業者は、「 $\bar{p}x - c(x, q) = 0$ 」という非分配制約条件 (Non-Distribution Constraint) の下で効用を最大化する。つまり、ラグランジアンは次の様に設定される。

$$L = u(x, q) + \lambda \{ \bar{p}x - c(x, q) \}$$

一階の条件は、次の通りである。

$$u_x = \lambda(c_x - \bar{p}) \quad (2-4)$$

$$u_q = \lambda c_q \quad (2-5)$$

$$\lambda(\bar{p}x - c) = 0, \bar{p}x - c \geq 0, \lambda \geq 0 \quad (2-6)$$

ここで、 $\lambda = 0$  の時には (2-4) (2-5) 式より、 $u_x = 0$ ,  $u_q = 0$  であるが、これは仮定に反するので、 $\lambda > 0$  のケースのみを考える。このとき、 $\bar{p} = c/x$ , つまり  $P = AC$  の点で利用者数を決定する。この条件は、 $P = MC$  で決まる営利業者の生産点よりも、資源分配上非効率で、過大な点で生産を行うということを意味しており、これが Newhouse (1970) のエッセンスとも言うべき結論である。それでは、サービスの質はどうなるのであろうか。Newhouse (1970) やこのモデルをそれ以降の分析においても、サービスの質が比較されることは無かった。(2-4) (2-5) 式を整理すると、

$$c_q = \frac{u_q}{u_x}(c_x - \bar{p}) > 0 \quad (2-7)$$

ここで、 $u_x > 0$ ,  $u_q > 0$  であり、 $c_x - \bar{p}$  は、 $P = AC$  の点で生産しているのならば厳密に正であるから<sup>4)</sup>、 $c_q > 0$  が成り立つ。一方、営利業者は  $c_q = 0$  であるから、もし費用関数が営利業者と同一であると仮定するならば、費用関数の凸性により、非営利業者のサービスの質は、営利業者を厳密に上回る。

## 2 情報の非対称性が存在しない場合

次に、消費者が生産者のサービスの質を知り、それに応じて需要を変化させる場合を考えよう。消費者にとって、各業者のサービスの質を完全に

把握することは困難であるが、口コミやパンフレット等により、ある程度の情報を獲得し、それに応じて業者を選択していると考えすることは、全く情報が得られないとするよりも遙かに現実的であろう。需要関数 ( $x$ ) は、サービスの質 ( $q$ ) の増加関数となるので、 $x(q)$  と書き表せる ( $x_q > 0$ )。この時、営利業者は直接利用者数を選択するのではなく、サービス水準を通じてしか選択できないので、営利業者の操作する変数はサービス水準のみである。営利業者の利潤関数 ( $\pi$ ) は次式のように書き換えられる。

$$\pi = \bar{p}x(q) - c[x(q), q] = \bar{p}x(q) - C(q) \quad (2-8)$$

費用関数 ( $C$ ) は 1 と同様に、 $C_x \geq 0$ ,  $C_{xx} \geq 0$ ,  $C_q \geq 0$ ,  $C_{qq} \geq 0$  であり、その他の条件も同様である。一階の条件は、次の通りである。

$$C_q = \bar{p}x_q \quad (2-9)$$

一方、マネージャーの効用関数を  $U(q)$  ( $U_q > 0$ ) として、非営利業者のラグランジアンは次の様に設定される。

$$L = u(x(q), q) + \lambda \{ \bar{p}x - c[x(q), q] \} \\ = U(q) + \lambda \{ \bar{p}x - C(q) \}$$

一階の条件は、

$$U_q = \lambda(C_q - \bar{p}x_q) \quad (2-10)$$

$$\lambda(\bar{p}x - C) = 0, \bar{p}x - C \geq 0, \lambda \geq 0 \quad (2-11)$$

ここで、II.1 と同様の考察により、 $\lambda > 0$  であるから、(2-11) 式は  $\bar{p} = C/x$  である。また、(2-10) 式を整理すると、 $U_q > 0$ ,  $\lambda > 0$  であるから、

$$C_q = \frac{U_q}{\lambda} + \bar{p}x_q > \bar{p}x_q \quad (2-12)$$

である。よって、費用曲線の凸性により、非営利業者のサービスの質は、営利業者の質を厳密に上回る。

さて、以上の簡単なモデルによる考察から、非営利業者のサービスの質は、営利業者を常に上回っており、その結論は「消費者の情報の獲得程度に依存しない」ことが分かった<sup>5)</sup>。また、ここで留意すべきことは、「非営利業者の方がサービスの質が高い」という結果は、「マネージャーのサービスの質に対する限界効用が正である ( $u_q > 0$ ,  $U_q > 0$ )」という条件に決定的に依存していると

いうことである。マネージャーが、サービスの質に無関心である場合には ( $u_q=0$ ,  $U_q=0$ ), サービスの質は営利業者と変わらないし、効用関数次第ではサービス水準が営利業者を下回ることすらもあり得る。つまり、一般に信じられているように、「非営利業者は、利益・余剰を分配しないから(非分配制約条件があるから)、自動的にサービスの質が高くなる」のではなく、あくまでマネージャーの選好次第なのである。

ところで、費用関数の形状が、営利業者と非営利業者で同一であるという仮定も、現実には強すぎる仮定である。一般的に、非営利業者の方が非効率な経営を行っているとするれば、マネージャーのサービスの質への選好が正であったとしても、費用関数の形状次第で非営利業者のサービス水準が低くなることもあり得る。したがって、この仮説の現実的妥当性は実証研究に委ねなければならない<sup>6)</sup>。

### III データ

本稿で用いるデータは、日銀と筆者が共同で実施した「訪問介護業者を取り巻く環境と現状把握の為のアンケート調査」である。このアンケートは、2000年8月28日に発送し、9月30日に回収を終えた<sup>7)</sup>。アンケートは、指定訪問介護事業者の事業所に対して行っており、対象数は1,200サンプルである。対象地域は、関東1都6県であり、各市町村の人口ウェイトを用いた層化抽出法を用いている(各県別の内訳は、茨城：80、群馬：61、栃木：62、千葉：174、埼玉：201、東京：372、神奈川：250)。また、有効回答数は、445事業所(有効回答率：37.1%)である。訪問介護業者は、

訪問入浴や施設介護を兼業している場合もあるが、人員や損益などは、指定業者となるための申請書に記載する訪問介護事業者のベースで回答を得ている。

回収されたアンケートの業態別の構成比は、表1の通りである。全国の構成比と比較して、社協や医療法人がやや少なく、営利法人やその他非営利(生協、農協、NPO)が若干多いという特徴があるものの、概ね構成割合は実状に近いと言える。

本稿の以下の分析で用いる「非営利業者」とは、社会福祉法人と医療法人、民法法人、その他非営利(生協、農協、NPO)を合計したものである。一方、営利法人は、「営利法人」と「個人業者」を合計したものである。

さて、アンケートでは、業態や規模のほか、有形固定資産などのバランスシート項目、従業員の構成人数、兼業状況、当該事業所の開設年(事業所を開設し、訪問介護サービスを開始した年)等の詳細な項目を尋ねているが、本稿で用いるのもっとも重要な変数として、「サービスごとの利用総時間」、「総利用時間」がある。サービスごとの利用総時間は、身体介護、家事援助、複合型援助の3サービスに対して、月当たり利用者数×月平均利用回数×1回当たり平均利用時間で計算される。また、「総利用時間」は、これら3つのサービスの利用総時間を、介護報酬額をウェイトとして合計したものであり、一種の売上高指標といえる。さらに、これらの利用時間は、現在の実際の利用状況以外に、公的介護保険開始前に予想・計画していた「予想利用時間」も尋ねている。また、次節で述べるように、サービスの質を表す指標についても詳細な質問を行っている。これらの変数の記述統計量は、表2に示す通りである。

表1 アンケート業者の法人種別構成割合

	社会福祉法人 (社協以外)	社会福祉 協議会(社協)	医療法人	民法法人 (社団・財団)	営利法人	その他非 営利	自治体	個人	合計
業者数	96	46	20	16	204	49	2	4	437
構成割合(%)	22	10.5	4.6	3.7	46.7	11.2	0.5	0.9	100
<参考> 全国割合 (%)	20.1	18.2	10	1.9	40.4	7	2.3	?	100

注) 全国割合は、平成12年7月1日現在の訪問介護業者指定件数の法人種別構成比。

表2 記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
総利用時間	238.21	373.27	0.00	4419.00
身体介護利用時間	192.77	304.40	0.00	3603.60
家事援助利用時間	307.13	613.51	0.00	8400.00
複合型利用時間	273.94	576.04	0.00	6583.00
予想総利用時間	364.31	672.58	0.00	8837.99
身体介護予想利用時間	366.87	752.63	0.00	9450.00
家事援助予想利用時間	367.56	806.67	0.00	10800.00
複合型予想利用時間	369.86	917.96	0.00	13166.00
総合サービス指標1(総得点)	8.69	2.13	1.00	14.00
総合サービス指標2(主成分)	0.00	1.00	-3.96	1.55
ヘルパー総労働時間	400.12	641.87	0.00	5740.00
専門職員総労働時間	82.65	121.72	0.00	1500.00
事務職員総労働時間	24.45	92.12	0.00	1240.00
有形固定資本	751.52	2863.76	0.00	20000.00
営利業者	0.47	0.50	0.00	1.00
非営利業者	0.51	0.50	0.00	1.00
新規事業所	0.56	0.50	0.00	1.00
操業年数	7.11	14.76	0.50	94.50
特別区	0.37	0.48	0.00	1.00
甲乙地	0.16	0.37	0.00	1.00
複数事業所	0.31	0.46	0.00	1.00

注) 総利用時間, 予想利用時間は, 月あたり利用時間(月平均利用者数×1人あたり月平均利用回数×1回あたり平均利用時間)。総労働時間は, 週あたり総労働時間(人数×週平均労働日数×1日の平均労働時間)。有形固定資産の単位は万円。新規業者の定義は, 訪問介護サービスの操業年数が2.5年未満(1998年以降のサービス供給開始)の事業所である。特別区, 甲乙地ダミーは, 地域加算が行われる特別区と甲乙地をそれぞれ1, それ以外を0としたダミー変数。複数事業所ダミーは, 単一事業所ではなく, 支店・支所等複数事業所を持つ業者を1, その他を0としたダミー変数。

#### IV 分析

Hansmann(1980)が提示した「契約の失敗仮説」とは, 次の2つの仮説からなる結合仮説であると考えられる。すなわち,

**仮説1** 非営利業者のサービスの質は, 機会主義的な行動をとる営利業者よりも高い。

**仮説2** 消費者は, 非営利性を高品質のシグナルとして捉えている。つまり, 情報の非対称性故に, 非営利業者には, サービス水準から想定されるよりも多くの利用者を獲得できるという「非営利プ

レミアム」が存在している。

というものである。以下, 仮説1, 仮説2に対する検証を行う。

##### 1 仮説1の検証

###### (1) 単純比較

本節では, まず, 本当に非営利業者のサービスの質が営利業者を上回っているのかどうかについて検証を行う。

訪問介護業者のサービスの質を厳密に評価することは極めて困難な作業であるが, 我々は, 神戸市(第三者機関による介護サービスの評価), 北海道(介護保険サービスに関する北海道基準),

市民互助団体全国協議会チェックリスト、厚生省（高齢者在宅福祉サービス評価事業、福祉サービスの第三者評価に関する中間とりまとめ）等を参考に、①客観的な評価が可能であり、②訪問員を派遣しなくてもアンケート調査で実施可能なものという基準で14のサービス指標を選択した。それらの指標は、表3にまとめられている通りであ

る。まず、大項目として、(i)サービスの質の管理、(ii)サービスの利便性、(iii)情報公開、(iv)ヘルパーの能力という4項目を設定し、その細目の評価指標を次の様に設定した。

(i) サービスの質の管理

1. シルバーマーク、ISO等の認定マーク取得の有無、
2. ヘルパーサービスのマニュアル

表3 サービス指標の営利・非営利業者比較

項目	サービス項目	(a) 非営利	(b) 営利	(c) 単純比較	(d) 関数型1	(e) 関数型2
管理 サービスの質の	1 シルバーマーク、ISO等の認定マーク取得率	0.00 (0.07)	0.30 (0.46)	×**	×**	×**
	2 ヘルパーサービスのマニュアル存在率	0.59 (0.49)	0.73 (0.45)	×**	×*	×*
	3 ヘルパー情報交流会や事例検討会・ケアカンファレンスの実施率	0.85 (0.36)	0.73 (0.45)	○**	○**	○**
	4 定期的なヘルパー研修の実施率	0.62 (0.49)	0.61 (0.49)	—	—	—
利便性 サービスの	5 サービス最低利用時間等の制限の非設定率	0.76 (0.43)	0.69 (0.46)	—	—	—
	6 利用不可能日(休日)の非存在率	0.46 (0.50)	0.67 (0.47)	×**	×**	×**
	7 早朝、夜間、深夜サービスの存在率	0.71 (0.46)	0.89 (0.31)	×**	×*	×*
	8 緊急利用の可否の比率	0.73 (0.44)	0.82 (0.39)	×*	×*	—
情報公開	9 苦情処理窓口・苦情処理係の存在率	0.96 (0.18)	0.98 (0.15)	—	—	—
	10パンフレットやホームページ、利用者向け会報など情報提供媒体の存在	0.64 (0.48)	0.75 (0.43)	×*	—	—
ヘルパーの能力	11 社会福祉士・介護福祉士、PT、OT等の専門資格者が全雇用者に占める割合	0.18 (0.21)	0.12 (0.15)	○**	—	—
	12 ヘルパー2級以上の有資格者が全ヘルパーに占める割合	0.83 (0.23)	0.88 (0.21)	×*	×**	×*
	13 ヘルパー経験者(1年以上)が全ヘルパーに占める割合	0.63 (0.34)	0.51 (0.32)	○**	—	—
	14 ベテラン・ヘルパー(5年以上)が全ヘルパーに占める割合	0.32 (0.28)	0.30 (0.28)	—	—	—
総合サービス指標1(総得点)		8.41 (2.12)	9.07 (1.98)	×**	×*	—
総合サービス指標2(第1主成分得点)		-0.21 (0.97)	0.26 (0.91)	×**	×*	—

- 注) 1. (a), (b) 各欄の数字は、平均値。( )内は標準偏差を指す。
2. (c)「単純比較」の項目は、非営利業者の方が有意に優れている場合には「○」、営利業者の方が有意に優れている場合には「×」が付されている。また、右肩の「\*\*」は1%基準で有意、「\*」は5%基準で有意であることを示す。
3. (d), (e)の関数1, 2は、各個別指標を被説明変数として、サービス決定関数を推定したもの。推定方法は、指標1~10までがロジットモデル、指標11~14がOLS(被説明変数をロジット変換)である。非営利ダミーの係数が有意にプラスの場合には「○」、有意にマイナスの場合には「×」が付されている。また、右肩の「\*\*」は1%基準で有意、「\*」は5%基準で有意であることを示す。
4. 「総合サービス指標1」は、1~14のサービス指標を、各サービスが該当する場合に1点、そうでない場合に0点として、単純に合計したものである。ただし、11~14の指標は割合であるため、平均値以上を1点、平均値以下を0点として点数化した。これに対して、「総合サービス指標2」は、各サービス指標の点数をそのまま合計するのではなく、主成分分析によりウェイトをつけて合計している。

ルの有無, 3. ヘルパー情報交流会や事例検討会・ケアカンファレンス実施の有無, 4. 定期的なヘルパー研修実施の有無

(ii) サービスの利便性

5. サービス最低利用時間等の制限を設けているか, 6. 利用不可能日(休日)の有無, 7. 早朝, 夜間, 深夜サービス提供の有無, 8. 緊急利用の可否

(iii) 情報公開

9. 苦情処理窓口・苦情処理係の有無, 10. パンフレットやホームページ, 利用者向け会報など情報提供媒体の有無

(iv) ヘルパーの能力

11. 社会福祉士・介護福祉士, PT, OT等の専門資格者が全雇用者に占める割合, 12. ヘルパー2級以上の有資格者が全ヘルパーに占める割合, 13. 未熟練ヘルパー(経験年数1年以内)の割合, 14. ベテラン・ヘルパー(5年以上)の割合

各指標は, 質の水準が高いほど, 大きな値をとるように再定義しており, (a) 欄には非営利業者の平均値(括弧内は標準偏差), (b) 欄には営利業者の平均値(標準偏差)が並んでいる。(c) 欄にはこれらの各指標の平均値について, 非営利業者の方が営利業者を統計的に有意に上回っている場合に「○」, 逆に統計的に有意に下回っている場合に「×」が表示してあり, 右肩の星印は, 「\*\*」が1%基準で有意, 「\*」が5%基準で有意を示している。「-」は差が有意ではなく, ほぼ同等であることを示している。

さて, (c)の単純比較の結果をみると, まず「(i) サービスの質の管理」については, 4つの指標中2つが「×」, 1つが「○」ということであり, どちらの質が高いかは判別しがたいが, 仮に多数決で判断するならば営利業者ということになる。一方, 「(ii) サービスの利便性」については4つの指標中3つまでが「×」で残りが「-」, 「(iii) 情報公開」についても1つが「×」, 残りが「-」であり, これらの項目は営利業者の方が優れている可能性が高いと言えよう。そうした中で, 非営利業者が優れている可能性があるの

は, 「(iv) ヘルパーの能力」だけであり, 4つの指標中2つが「○」, 1つが「×」である。表の最下欄には, これらの指標を総合的に評価するために, 「総合サービス指標1」, 「総合サービス指標2」という2つの指標を作成した。「総合サービス指標1」は, 表3の1~14のサービス指標を, 各サービスが該当する場合に1点, そうでない場合に0点として, 単純合計したものである。ただし, 11~14の指標は割合であるため, 平均値以上を1点, 平均値以下を0点として点数化した。これに対して, 「総合サービス指標2」は, 各サービス指標の点数に適切なウエイト付けを行うために, 主成分分析を用いて, 第1主成分をサービス指標と定義した<sup>8)</sup>。表3をみるとどちらの総合指標も有意に「×」であり, やはり営利業者の方が非営利業者よりもサービスの質が高い可能性が示唆される。また, 両総合指標の標準偏差はほぼ同水準であり, サービスの質のパラツキは営利・非営利業者で大差がないと判断できよう<sup>9)</sup>。もっとも, こうした総合点数評価は, いくらウエイトを適切に選んだとしても, 選定する指標のセットに恣意性が入るため, 結果の解釈にあたっては一定の留意が必要なことは言うまでもない<sup>10)</sup>。

(2) 様々な属性をコントロールしたサービスの質の比較

しかしながら, このような単純比較では, 規模や操業年数等の様々な属性がコントロールされていないため, サービス水準の非営利・営利業者差が, 純粋な法人格による差ではなく, それ以外の要因による見せかけのものである可能性が高い。例えば, 営利業者には新規事業所が多いが, 新規事業所ほどサービスの水準が低いという場合には, たとえ営利業者自体のサービス水準が低くはなかったとしても, 新規業者比率を反映して低くなってしまふ。同様に, 業者規模が高いほどサービスの質が高い場合には, 業者規模の高さを反映して営利業者が有利になってしまう。このような様々な要因を含んだ「単純比較」も, 政策的には十分に意味があると思われるが, 「契約の失敗仮説」のより厳密な検証のためには, こうした様々な要因をコントロールした上での営利・非営利比較を

行わなければならない。

そこで、次に回帰分析を用いて、様々な要因を説明変数としてコントロールしたサービスの質の比較を行う。コントロールする説明変数としては、規模の代理変数として①ヘルパー数(対数)と②複数事業所ダミー(事業所が複数ある場合に1, それ以外に0), 新規性の指標として③新規事業所ダミー(1998年以降に当該事業所を開設して訪問介護サービスを開始した事業所は1, それ以外の既存業者は0)と④操業年数(当該事業所を開設して訪問介護サービスを開始した年から現在までの年数), 採算性の代理変数として⑤特別区ダミー(介護報酬単価が異なる特別区に所在する場合に1, それ以外に0)と⑥甲乙地ダミー(介護報酬単価が異なる特別区に所在する場合に1, それ

以外に0)を考えた。新規性の指標は、公的介護保険開始に伴って新規参入した業者は、既存の業者とは質的に異なる可能性があるため、操業年数に加えて新規事業所ダミーを入れることにした。これらの説明変数の他に⑦非営利ダミー(非営利業者の場合に1, それ以外は0)を加え、その係数によって、営利・非営利業者のサービスの差異を判断することにする。

関数型としては、上の7つの説明変数を線形に入れたもの(関数型1)の他に、⑧専門資格者数(対数), ⑨事務職員数<sup>11)</sup>(対数), ⑩有形固定資本(対数)を加えたもの(関数型2)<sup>12)</sup>。

表4は、「総合サービス指標1」(対数), 「総合サービス指標2」(対数<sup>13)</sup>)に対してOLSで推定した結果である。まず関数型1を用いた推定式

表4 サービス水準関数の推定

	推定式(1)	推定式(2)	推定式(3)	推定式(4)
被説明変数	ln(総合サービス指標1)	ln(総合サービス指標2)	ln(総合サービス指標1)	ln(総合サービス指標2)
ln(ヘルパー数)	0.0425509** (5.96)	0.0561654** (6.38)	0.0355993** (4.58)	0.0461787** (4.83)
ln(専門資格者数)	—	—	0.0074229 (1.52)	0.0104039 (1.73)
ln(事務職員数)	—	—	0.0007818 (0.14)	0.0005641 (0.08)
ln(有形固定資本)	—	—	0.0055598 (1.34)	0.0086481 (1.69)
特別区ダミー	0.0228204 (0.71)	0.0303063 (0.76)	0.0213089 (0.66)	0.0283315 (0.71)
甲乙地ダミー	0.0283701 (0.7)	0.0365884 (0.73)	0.0293563 (0.72)	0.0377682 (0.75)
複数事業所ダミー	0.080792* (2.56)	0.1201479** (3.09)	0.0865498** (2.72)	0.1287259** (3.29)
新規事業所ダミー	-0.018648 (-0.56)	0.0262453 (0.64)	-0.0160997 (-0.48)	0.0290444 (0.7)
操業年数	0.0001657 (0.15)	0.0003749 (0.28)	0.0001014 (0.09)	0.0002603 (0.19)
非営利ダミー	-0.0625063* (-2.06)	-0.0802857* (-2.14)	-0.0478803 (-1.54)	-0.0589931 (-1.54)
定数項	1.878477** (33.93)	1.028473** (15.08)	1.868339** (33.17)	1.012077** (14.62)
サンプル数	433	433	433	433
Adj. R <sup>2</sup>	0.1106	0.1293	0.115	0.1378

注) ( )内はt値を表す。推定方法はOLS。\*\*は1%基準, \*は5%基準で有意であることを示す。

(1), (2)をみると、両者とも非営利ダミーの係数は負で有意であり、非営利業者の方が有意にサービス水準が低いと判断される。一方、関数型2で推定した推定式(3), (4)では非営利ダミーの係数は負であるものの有意ではなく、両者のサービス水準の差異は確認できなかった。

次に、14の個別サービス指標に対して両関数型の推定を行った。推定方法は、指標1~10までがロジットモデル、指標11~14までがロジット変換後にOLSで推定している。

表3の「(d)関数型1」, 「(e)関数型2」の欄には、推定結果のうち、非営利ダミーの係数の符号を示している。(c)欄との比較のため、係数の符号がプラスで有意な場合には「○」、符号がマイナスで有意な場合には「×」、有意な差が無い場合には「-」を付している。右肩の星印は、「\*\*」が1%基準で有意、「\*」が5%基準で有意である。推定結果をみると、大きく変化したのは「(iv)ヘルパーの能力」であり、2つの「○」が有意ではなくなり「-」となった。また、「(iii)情報公開」についても2つの指標とも「-」となり、営利・非営利差が不明確となった。

したがって以上の結果をまとめると、「営利業者のサービスの質は非営利業者に比べて遜色が無い、もしくは若干上回る可能性がある」ということになるだろう。少なくとも、Hansmann (1980)の設定や我が国で一般に信じられているように「非営利業者が提供するサービスの水準の方が高い」という事実は見いだすことができなかった。

## 2 仮説2の検証

仮説2(消費者は、非営利性を高品質のシグナルとして捉えている)を厳密に検証するためには、本来、Holtman and Ullmann (1993)が行ったような消費者側の調査を行うべきであるが、本稿のアンケートでは生産者側の情報しか入手できないため、次のような検証方法を考案した。

このアンケートでは、公的介護保険開始前に各業者が予想していた「予想総利用時間」を尋ねている。これは各業者が介護保険前に準備していた

一種の「供給能力」と解釈できるから、「総利用時間/予想総利用時間比率」を「供給能力に対する実際の需要」と考えることが可能である。そして、サービスの質や利用状況を決める様々な要因をコントロールした上で、もし非営利業者の「総利用時間/予想総利用時間比率」が営利業者に比べて高いのであれば、それをもって「非営利プレミアム」と解釈することにする。

具体的には、各業者の「総利用時間/予想総利用時間比率」を、①サービス水準、②複数事業所ダミー、③新規事業所ダミー、④操業年数、⑤特別区ダミー、⑥甲乙地ダミー、⑦非営利ダミー、⑧デイケア・デイサービス併設ダミー(デイケア・デイサービスを提供している事業所は1、それ以外は0)、⑨ショートステイの併設ダミー(ショートステイを提供している事業所は1、それ以外は0)、⑩特養併設ダミー(特養を併設している事業所は1、それ以外は0)、⑪ケアハウス併設ダミー(ケアハウスを併設している事業所は1、それ以外は0)、⑫訪問看護提供ダミー(訪問介護サービスを提供している場合は1、それ以外は0)、⑬医療法人ダミー(医療法人の場合は1、それ以外は0)に回帰し、非営利ダミーの係数がプラスに有意であるかどうかをもって、「非営利プレミアム」の存在を検証する。ただし、この関数型は理論的な背景が曖昧なため、サービス水準の決定関数を模して、(a)⑭ヘルパー数(対数)を加えたもの、(b)⑭ヘルパー数(対数)、⑮専門資格者数(対数)、⑯事務職員数(対数)、⑰有形固定資本(対数)を加えたものの3つの関数型を推定して、恣意性にある程度の対処を行うことにする。

ここで、⑧から⑬の変数をコントロールしたのは、次の様な理由からである。利用者が非営利業者を選択する理由としては、ここで計られているサービスの質指標の他に、併設福祉施設や看護・医療サービスが併設・提供されていることによる「いざという時の安心感」が存在すると思われる。したがって、併設施設等の情報をコントロールしないと「非営利プレミアム」仮説が指示されやすくなってしまうのである<sup>14)</sup>。

また、④操業年数に加えて③新規事業所ダミー



表5 総利用時間/予想総利用時間比率の推定

	推定式 (5)	推定式 (6)	推定式 (7)	推定式 (8)	推定式 (9)	推定式 (10)	推定式 (11)
被説明変数	ln (予想総利用時間)	ln (総利用時間/予想総利用時間)	ln (総利用時間/予想総利用時間)	ln (総利用時間/予想総利用時間)	ln (身体介護利用時間/身体介護予想利用時間)	ln (家事援助利用時間/家事援助予想利用時間)	ln (複合型利用時間/複合型予想利用時間)
ln (総合サービス指標 1)	1.030955** (2.88)	0.3269991** (3.23)	0.2699158** (2.63)	0.2765761** (2.67)	0.4626977** (3.46)	0.2409798 (1.69)	0.3366324* (2.33)
ln (ヘルパー数)	—	—	0.0458262** (2.73)	0.0490055** (2.78)	0.0451921* (1.94)	0.0914977** (3.6)	0.0312209 (1.26)
ln (専門資格者数)	—	—	—	-0.0079408 (-0.83)	-0.012393 (-0.99)	-0.002031 (-0.15)	-0.000713 (-0.05)
ln (事務職員数)	—	—	—	0.007188 (0.65)	0.0096893 (0.68)	0.0083951 (0.54)	0.0042577 (0.28)
ln (有形固定資本)	—	—	—	-0.002801 (-0.34)	-0.0025388 (-0.23)	0.0136111 (1.16)	0.0060569 (0.51)
特別区ダミー	0.2797937 (1.22)	0.1316249* (2.07)	0.0956018 (1.49)	0.0972326 (1.5)	-0.0202365 (-0.24)	0.0300342 (0.33)	0.1672628 (1.84)
甲乙地ダミー	0.3528613 (1.2)	0.0733597 (0.93)	0.0600145 (0.76)	0.0590306 (0.75)	-0.0136514 (-0.13)	-0.0571069 (-0.52)	0.0376166 (0.34)
複数事業所ダミー	0.1508753 (0.66)	-0.0595132 (-0.96)	-0.0529947 (-0.86)	-0.0638309 (-1.02)	-0.0663634 (-0.82)	0.0257346 (0.29)	-0.0232251 (-0.26)
新規事業所ダミー	-0.4381424 (-1.83)	-0.2185332** (-3.3)	-0.1926316** (-2.91)	-0.1878095** (-2.78)	-0.2193919* (-2.53)	-0.0760488 (-0.81)	-0.2464121** (-2.61)
操業年数	-0.0039418 (-0.51)	-0.000418 (-0.2)	-0.0004352 (-0.2)	-0.0003624 (-0.17)	-0.0020956 (-0.76)	-0.0015445 (-0.52)	-0.0011715 (-0.4)
非営利ダミー	-0.1681206 (-0.76)	0.2711258** (4.28)	0.2698263** (4.3)	0.2672064** (4.1)	0.335105** (3.99)	0.281342** (3.12)	0.274084** (3.03)
デイケア・デイサービス併設ダミー	—	0.0371939 (0.41)	0.0425295 (0.47)	0.0314 (0.34)	0.0300371 (0.25)	0.0923012 (0.72)	-0.22256 (-1.74)
ショートステイ併設ダミー	—	0.0531643 (0.39)	0.0640728 (0.47)	0.0633886 (0.46)	0.0250534 (0.14)	0.0773751 (0.41)	0.1636394 (0.85)
特養併設ダミー	—	-0.1018489 (-0.48)	-0.1324862 (-0.63)	-0.1192291 (-0.57)	0.1429932 (0.53)	-0.2651089 (-0.92)	-0.4342715 (-1.52)
ケアハウス併設ダミー	—	-0.2331435 (-0.44)	-0.2000759 (-0.38)	-0.187737 (-0.35)	-0.1930134 (-0.29)	0.784092 (1.08)	0.4409263 (0.61)
訪問看護提供ダミー	—	-0.534877 (-1.72)	-0.5323803 (-1.73)	-0.5335244 (-1.72)	-0.5247686 (-1.33)	-0.3187142 (-0.75)	-0.1854387 (-0.44)
医療法人ダミー	—	-0.1735162 (-1.3)	-0.1879257 (-1.42)	-0.2061827 (-1.51)	-0.068441 (-0.39)	-0.2645692 (-1.42)	-0.315886 (-1.65)
定数項	2.874003** (3.51)	-1.054443** (-4.52)	-1.17512** (-4.99)	-1.166601** (-4.89)	-1.638343** (-5.29)	-1.263114** (-3.82)	-1.17293** (-3.54)
サンプル数	416	393	393	393	383	379	373
Adj. R <sup>2</sup>	0.0324	0.1228	0.1376	0.1331	0.1093	0.0696	0.0692

注) ( ) 内はt値を表す。推定方法はOLS。\*\*は1%基準、\*は5%基準で有意であることを示す。

をコントロールする理由は、「営利業者は介護保険の開始に伴って参入した新規業者が多いので<sup>15)</sup>、需要の見誤りの度合いが大きく、『総利用時間／予想総利用時間比率』が低くなる（逆に非営利業者は高くなる）」という批判を回避するためである<sup>16)</sup>。もっともこれは、同じ新規事業所であっても、営利業者と非営利業者の間で、そもそも需要予測が異なる場合には意味をなさなくなる。そこで、仮説2の検証に先立ち、まず、営利業者と非営利業者で「需要予測」が異なっているかどうかをチェックする。具体的には、各業者の「予想総利用時間」を、①サービス水準、②複数事業所ダミー、③新規事業所ダミー、④操業年数、⑤特別区ダミー、⑥甲乙地ダミー、⑦非営利ダミーに回帰させ、非営利ダミーの係数が有意に0と異なるかどうかを検証した。推定結果は、表5の推定式(5)に示した通りであるが、非営利ダミーの係数は有意ではなく、したがって、事前の需要予測には営利・非営利差が存在しないことがわかった<sup>17)</sup>。

さて、表5の推定式(6)～(8)は、それぞれ3つの関数型の推定結果に対応しているが、全ての関数型で非営利ダミーの係数は正に有意であり、「非営利プレミアム」の存在が示唆される結果となった。サービス水準の指標は、推定式(6)～(8)で用いた総合サービス指標1(対数)の他、総合サービス指標2(対数)、さらに個別のサービス指標をそれぞれ入れたものも試したが、非営利ダミーの係数が正で有意である点は変わらなかった。

ところで、この結果に対して、「非営利業者は、採算のとれない家事援助を増やしていることから(営利業者はこれを何らかの形で制限している)、総利用時間が増え、『総利用時間/予想総利用時間比率』が高くなっているのではないか。つまり、家事援助に対する行動の差が『非営利プレミアム』として反映されたのではないか」という批判も考え得る。実際、本稿と同じアンケートを分析した鈴木・佐竹(2000)、佐竹・鈴木(2001)においても、家事援助利用時間が全体のサービスの利用時間に占める割合は、営利業者が23.0%であるのに対して、非営利業者は28.7%であり<sup>18)</sup>、非営利業者の方が不採算の家事援助サービス供給

を増やしているようである。そこで、この効果を排除するために、身体介護、家事援助、複合型介護ごとの各サービスについて、「総利用時間／予想総利用時間比率」を作り、推定式(8)と同様の推定を行った<sup>19)</sup>。この場合、非営利業者における家事援助利用時間が幾ら多くても、身体介護や複合型の比率には影響しないはずであるから、身体介護や複合型において非営利業者の「総利用時間／予想総利用時間比率」が高い場合には、仮説と整合的な結果であると判断される。推定結果は、身体介護が表5の推定式(9)、家事援助が推定式(10)、複合型が推定式(11)の通りであり、全ての推定式で非営利ダミーが正で有意となっている。もちろん、サービス指標や関数型選択に恣意性が免れないことから、結果の解釈は十分な幅を持ってみるべきことは言うまでもないが、「非営利プレミアム」が存在する可能性は、かなり頑健性が高いと判断できよう<sup>20)</sup>。

一方、家事援助を除き、表5の全ての推定において、サービス指標の係数が正で有意であることも注目に値する。つまり、利用者は、ある程度はサービスの質を認識して需要行動をしているのであり、訪問介護保険市場における「情報の非対称性」は、さほど深刻ではない可能性がある<sup>21)</sup>。

## V 結 語

2000年4月の公的介護保険制度の施行に伴い、訪問介護市場には営利業者を含む多種多様な民間業者が参入した。その後の経過をみると、最近やや持ち直しているとはいえ、営利業者の業況が低迷している一方、社協や地域密着型・非営利業者は比較的堅調に推移している。本稿は、このような訪問介護市場における営利業者と非営利業者のパフォーマンス差を説明する有力な仮説として、Hansmann(1980)による「契約の失敗(Contract Failure)」仮説を採り上げ、筆者等が独自に行った事業者アンケートを用いて検証した。

その結果、様々な留保条件があるものの、①営利業者のサービスの質は、非営利業者と比較して遜色がないか、むしろ高い可能性があり、仮説の

ように「非営利業者の方が高い」という事実は見いだせない、②それにもかかわらず、非営利業者はそのサービス水準から想定されるよりも多くの利用者を獲得しており、「非営利プレミアム」とでも言うべき競争上の優位性が存在している、③したがって、利用者は業者の選択に関して間違っただ行動をしている可能性があることがわかった。

こうした分析結果は、訪問介護市場において、十分に営利業者と非営利業者のイコールフットリングが達成されていないことを物語っていると思われる。そもそも出発点において、既存の非営利業者は、利用者や行政の認知等の情報面で圧倒的な優位性を持っていると思われる。後発の新規営利業者は、広告・宣伝を行ったり、質の高さが認知されるのを待つ必要があるが、こうした費用を後発の業者のみが負うことは、公平な市場競争という観点からみて如何なるものであろうか<sup>22)</sup>。「情報の非対称性」が存在する場合には行政の介入は正当化されるが、営利・非営利業者間の情報の偏在に対しても、行政当局の積極的な介入が支持され得るものと思われる。その方法としては、現在いくつかの市町村・都道府県で導入されている第三者評価機関を全ての自治体や全国規模で進める他<sup>23)</sup>、評価情報を積極的に公表し、利用者への認知を推進すべきである。

また、情報の提供先としては、利用者や行政の他、特にケアマネージャーに対する周知徹底化が必要であると思われる。現在、介護保険市場の需給調整はケアマネージャーを通じて行われているが、現状では、ケアマネージャーですら十分な情報を持っているとは言い難い。それに加え、居宅支援業者と訪問介護業者を兼任している事業所が多いことから、制度的にも、利用者に対して公平な情報提供を行うインセンティブがあるかどうか疑問が残る。実際、このアンケートでは、「同一事業所のケアマネから紹介される利用者の割合」についても質問しているが、この割合は営利業者が37%であるのに対して、非営利業者は53%にも達しており、事業所所属のケアマネージャーの存在が、非営利業者に有利に働いている可能性を否定できない。岡本(2000)が指摘しているよう

に、居宅支援事業自体に十分な採算性を確保させ、兼務規制やファイアーウォールの設置などでケアマネージャーの独立性・公平性を高める必要があるのではないだろうか。

もっとも、本稿の分析は、介護保険開始後半年で実施されたアンケートを分析しているため、最終的な評価を下すには早すぎる点は否めず、今後の利用状況・業者の推移を注意深く見守る必要がある。そうした中で、「非営利プレミアム」の解消がなかなか進まないのであれば、訪問介護保険市場の健全な育成のため行政による積極的な介入を検討すべきである。

### 謝辞

2001年度春季日本経済学会(於：広島修道大学)で発表した旧稿に対して、コメンテーターの遠藤久夫教授(学習院大学)から多数の貴重なご示唆を頂いた。また、岩本康志助教授(京都大学)、チャールズ・ホリオカ・ユウジ教授(大阪大学)、コリン・ロス・マッケンジー教授(大阪大学)、武藤博道研究委員(日本経済研究センター)、鈴木玲子主任研究員(同)、上村淳三主席研究員(同)、上智大学経済学部水曜セミナーの参加者からも有益なコメントを頂いた。ここに改めて感謝の意を申し上げたい。

本稿の分析は、筆者と日本銀行調査統計局が共同で行った事業者アンケートを用いているものの、本稿で述べられるいかなる主張も、日本銀行の見解とは無関係である。

(平成13年12月投稿受理)

(平成13年12月採用決定)

### 注

- 1) もっとも、海外では、介護福祉分野における営利・非営利業者間のサービスの質差をテーマとした研究は数多い(Weisbrod(1988), Cohen and Spector(1996), Gertler(1992 a, 1992 b), Holtmann and Idson(1993), Phillipson(2000))。しかしながら、これらにおいても、営利・非営利業者のどちらの質が優れているかについて、評価が定まっていない。
- 2) 営利業者の参入規制の根拠やその問題については、八代(2000 a), 八代(2000 b)や青木

(1999)等が詳しい。

- 3) 青木 (1999) はさらに分析を進め、①業者が前段階で営利・非営利を選択できることと、②消費者の繰り返し購入を行うことを前提とすると、非分配制約は制約がない場合と高々同程度の効果しかないことを示している。また、Easley and O'Hara (1983) においても、簡単ではあるが、非分配制約が高品質に結びつかないケースがあることを触れている。
- 4) その他、操業停止点を上回る水準で生産が行われていること ( $MC > AC$ ) も仮定する。
- 5) 勿論、情報の獲得程度によって、提供されるサービスの水準自体は変化する。
- 6) また、本来はこのようなモデル分析は、両者間の競争を取り入れたモデリングをする必要がある。この点については今後の課題としたい。
- 7) 本稿のアンケートを行った時点は、介護保険が始まって半年にも満たない時期であり、制度がまだ定着しきっていないという意味で、結果の解釈には一定の留意が必要であることは言うまでもない。
- 8) 但し、11, 13, 14 の指標については因子負荷量がマイナスとなったので、これらを除いて主成分分析を行っている。因子負荷量は次の通り。  
サービス 1 (0.34002) : サービス 2 (0.53457) : サービス 3 (0.53189) : サービス 4 (0.071795) : サービス 5 (0.50763) : サービス 6 (0.48509) : サービス 7 (0.59489) : サービス 8 (0.57318) : サービス 9 (0.37675) : サービス 10 (0.45636) : サービス 12 (0.2791)。
- 9) 14 の個別指標についても、標準偏差は営利・非営利間で概ね似通った値であり、サービスのバラツキが営利業者において特に高いということはない。
- 10) 指標①の中にある「シルバーマーク」の取得基準には、①「ヘルパーに対し、採用時に 137 時間以上の研修を行うこと」、②「サービス従事者は、毎年 6 時間以上の研修を行うこと」、③「均質な内容のサービスを確保するため、サービスのマニュアルを作り、これにしたがってサービスを実施すること」という項目があり、従って指標②や④とは厳密には独立ではない。また、そもそもシルバーマークや ISO を取得するのは、劣勢にある営利業者や新規業者だけであり、以前から営業をしていた非営利業者はそれらを取得するまでもない (取得する能力はあるが、それらを示す必要がないので取得していない) という見方もある。そこで指標①を除いた総合サービス指標も作成し、表 3 以下の全ての分析を再現したが、主要な結果には全く影響が無かった。
- 11) 雇用者数のデータは全て週当たり労働時間をベースにしている。
- 12) これは、サービス水準に対して次のようなコ

ブ・ダグラス型の供給関数を想定しているともみられることもできる。

$$S = cL^{\alpha}K^{\beta}e^{\gamma Z + u} \quad (S \text{ はサービス, } L \text{ は労働, } K \text{ は資本, } Z \text{ はその他の属性})$$

- 13) 主成分得点はそのままでマイナスの値があっても対数がとれないため、最低得点を正の値にするために 4 を全ての値に合計している。また、説明変数の各値が 0 の場合も対数がとれないので、0 を 0.1 に直して対数をとっている。
- 14) 以上の変数を加えるに当たっては本誌レフェリーによるコメントが有益であった。
- 15) ちなみに、新規業者ダミーと営利ダミーの相関係数は 0.1843 (新規事業ダミーと非営利ダミーの相関係数は -0.1931) であり、多重共線性を懸念するほど相関が高いわけではない。
- 16) 既に述べたように、新規事業所ダミーの定義は、「当該事業所を設立して訪問介護サービスを開始した年が 98 年以降である」というものである。したがって、当該新規事業所が支店・支所の場合には、ここでコントロールできるのは、当該商圏に新規に参入したことによる需要の見誤り要因である。しかしながら、本店の設立年が古い場合には、全く新規に参入する業者よりは、ノウハウの蓄積があつて需要の見誤りが少なくなる可能性がある。本アンケートでは、残念ながら本店の設立年を尋ねていないので、この点にバイアスがあることは否定できない。ただし、複数事業所ダミーを入れていることで、ある程度このバイアスを回避できている可能性もある。
- 17) 予想利用時間を回帰する分析を加えるに当たっては本誌レフェリーによるコメントが有益であった。関数型は、(a) 推定式 (5) の他、(b) ヘルパー数 (対数) を加えたもの、(c) ヘルパー数 (対数) の他に専門資格者数 (対数)、事務職員数 (対数)、有形固定資本 (対数) を加えたもの他、(a) (b) (c) に⑧~⑩の併設ダミーを加えた形でも試したが、全ての推定で非営利ダミーの係数は有意とはならなかった。
- 18) また、家事援助のみの申し込みを拒否したり、家事援助を申し込む際に最低サービス時間等の制限を設けている業者の割合は、非営利業者で 24.2% であるのに対して、営利業者では 32.1% にも上っている。
- 19) このほか、推定式 (6) 及び推定式 (7) と同様の関数型でも推定を行い、また、サービス水準の変数も「総合サービス指標 2」に変えた推定も行ったが、以下の結論は全く変わらない。
- 20) 特に、サービス指標の選択については完全ではありえず、この点に留意して分析結果をみるべきである。すなわち、既に述べたようにアンケートで回答できる指標に限定していることから、「サービスを提供するプロセス」等の重要な

- 情報も取捨されている点で、本稿の分析には一定の限界がある。
- 21) もっとも、ここで採り上げたサービス指標の多くは実際に利用者が観察できるものであることから、ある程度は当然の結果であるとも言える。もちろん、本稿の分析では、これらの変数を観察できないサービス指標をも代理する変数として解釈している訳であるが、観察できる指標が多いにもかかわらず「非営利プレミアム」が検証されていることはそれ自体として興味深い。
- 22) このほか、例えば社会福祉協議会等には自治体職員がヘルパーとして派遣されている市町村があり、情報という面以外でもイコールフットイングがなされていない場合がある。また、利用者減免や課税についても営利・非営利間で不公平がある。
- 23) こうした中、既に2000年11月には旧厚生省において「介護保険サービス選択の為の評価の在り方に関する検討会」が発足し、第三者評価機関の導入に向けた具体化作業が進んでいる。

#### 参考文献

- 青木 研 (1999) 「参入規制としての非分配制約規制とその効果について」『医療と社会』Vol. 9 (1), pp. 3-21.
- 漆 博雄編 (1998) 『医療経済学』, 東京大学出版会。
- 遠藤久夫 (1995) 「医療・福祉における営利性と非営利性——民間非営利組織とサービスの質——」『医療と社会』Vol. 5 (1), pp. 27-41.
- (1996) 「営利法人の病院経営のパフォーマンスに関する一考察——米国の先行研究のサーベイを中心に」『医療経済研究』Vol. 3, pp. 57-73.
- 岡本悦司 (2000) 「専業ケアマネージャーをはぐくむ介護報酬を」『介護保険情報』11月号, 社会保険研究所。
- 佐竹秀典・鈴木 亘 (2001) 「日本の介護サービス市場の実態——事業者アンケートに基づく考察——」『エコノミックス』6号～緊急特集 構造改革～, pp. 180-195.
- 鈴木 亘・大日康史 (1999), 「Conjoint Analysisを用いた介護需要関数の推定」, *ISER Discussion Paper*, No. 486, 大阪大学社会経済研究所。
- 鈴木 亘・佐竹秀典 (2000) 「介護サービス産業への市場原理導入を徹底せよ——事業者アンケートに基づく現状評価と課題——」*ISER Discussion Paper*, No. 523, 大阪大学社会経済研究所。
- 中泉真樹 (1999) 「医療機関の競争と規制」『医療と社会』Vol. 9 (1), pp. 23-45.
- 永田俊一・佐竹秀典・鈴木 亘 (2000) 「介護保険制度と介護市場の分析」, 日本銀行調査統計局 Working Paper, 00-17.
- 浜田浩児 (2000) 「非営利団体、自治体による社会福祉サービスの経済厚生上の意義」『生活経済学研究』第15巻, pp. 103-118.
- 八代尚宏 (2000 a) 「福祉の規制改革——高齢者介護と保育サービスの充実のために——」, 八代尚宏編『シリーズ現代経済研究 18: 社会的規制の経済分析』, 日本経済新聞社。
- (2000 b) 「介護サービス産業の将来性」『介護保険情報』9月号, 社会保険研究所。
- 山内直人 (1997) 『ノンプロフィットエコノミー——NPOとフィランソロピーの経済学——』, 日本評論社。
- Chillemi, Ottorino and Benedetto Gui (1991) “Uninformed Consumers and Nonprofit Organization: Modeling ‘Contract Failure’ Theory,” *Economics Letters*, 35 (1), pp. 5-8.
- Cohen, Joel and William Spector (1996) “The effect of Medicaid Reimbursement on Quality of Care in Nursing Homes,” *Journal of Health Economics* 15, pp. 23-48.
- Easley, David and Maureen O’Hara (1983) “The Economic Role of the Nonprofit Firm,” *The Bell Journal of Economics* 14 (2), pp. 531-538.
- (1988) “Contracts and Asymmetric Information in the Theory of the Firm,” *Journal of Economic Behavior and Organization* 9, pp. 229-246.
- Gertler, Paul (1992) “Medicaid and the Cost of Improving Access to Nursing Home Care,” *Review of Economics and Statistics* 74, pp. 338-345.
- (1992) “Subsidies, Quality, and The Regulation of Nursing Homes,” *Journal of Public Economics* 38, pp. 33-52.
- Hansmann, Henry (1980) “The Role of Nonprofit Enterprise,” *Yale Law Journal* 89 (5), 835-901.
- Hirth, Richard (1999) “Consumer Information and Competition between Nonprofit and For-profit nursing homes,” *Journal of Health Economics* 18, pp. 219-240.
- Holtmann, A. G. and Todd Idson (1993) “Wage Determination of Registered Nurse in Proprietary and Nonprofit Nursing Homes,” *Journal of Human Resources* 28, pp. 155-179.
- Holtmann, A. G. and Ullmann, S. G. (1993) “Transaction Costs, Uncertainty, and Not-for-Profit Organizations: The Case of Nursing Homes,” *The Nonprofit Sector in the Mixed Economy*, edited by Ben-Ner, A and Gui B, The University of Michigan Press.
- James, Estell and Susan Rose-Ackerman (1986) *The Nonprofit Enterprise in Market Economics*,

- U. K., Harwood Academic Publishers. (田中敬文訳 (1993) 『非営利団体の経済分析：学校・病院・美術館・フィランソロピー』, 多賀出版)
- Newhouse, Joseph (1970) "Towards a Theory of Non Profit institutions: An Economic Model of a Hospital," *American Economic Review* 63, pp. 87-100.
- Phillipson Tomas (2000) , "Asymmetric Information and the Not-for-Profit Sector: Does Its Output Sell at a Premium," David Cutler ed., *The Changing Hospital Industry Comparing Not-for-Profit and For-Profit Institution*, The University of Chicago Press.
- Schiff, J. and B. Weisbrod (1993) "Competition Between For-profit and nonprofit Organizations in Commercial Market," *The Nonprofit Sector in the Mixed Economy*, edited by Ben-Ner, A and Gui B, The University of Michigan Press.
- Weisbrod, B. (1988) *The Nonprofit Economy*, Cambridge, Harvard University Press.
- (すずき・わたる (社)日本経済研究センター  
研究員)

## 社会 保障 法 判 例

黒田有志弥

生活保護法が不法残留者を適用対象としていないことが  
憲法 25 条等に反しないとされた事例

最高裁判所第三小法廷平成 13 年 9 月 25 日判決 (平成 9 年 (行ツ) 第  
176 号生活保護申請却下処分取消請求事件) 『判例時報』1768 号 47 頁

### I 事実の概要

X (原告, 控訴人, 上告人) は中華人民共和国の国籍を有する外国人であり, 昭和 63 年 8 月 26 日, 出入国管理及び難民認定法 (ここでは平成元年法律第 79 号による改正前のもの, 以下「入管法」という) に係る在留資格をもって, 日本に入国した。その後, X は, 一時帰国し, 平成 2 年 2 月 26 日に再入国したが, 同年 8 月 26 日, 在留期間が満了した。しかし, X は, 在留期間更新申請等をしないまま, 日本に在留しつづけた。

X は, 平成 6 年 4 月 16 日, 交通事故により頭蓋骨骨折, 下腿骨骨折, 骨盤骨折等の傷害を負って入院し, 同年 6 月退院した。平成 6 年 8 月 1 日, X は, 医療費が支払えないとして, 東京都中野区福祉事務所長である Y (被告, 被控訴人, 被上告人) に対し, 生活保護の申請をした。しかし Y は, X がいわゆる不法滞在の外国人であることを理由として, 平成 6 年 8 月 12 日付けで, 同申請を却下した (以下「本件処分」という)。

X は, 平成 6 年 9 月 27 日, 都知事に対し, 本件処分に係る審査請求をしたが, 都知事は, X に不服申立て適格がないことを理由に, 平成 7 年

2 月 20 日付けで, 審査請求を却下する旨の裁決をした。そこで X は, 本件処分は, 憲法 14 条, 25 条, 世界人権宣言, 社会権規約に反する, また, 仮に外国人には生活保護法の適用がないとしても, 本件処分は X に対する生活保護法の準用を認めなかった点で違法であるとして, 本件処分の取消しを求めて提訴した。

1 審 (東京地判平成 8 年 5 月 29 日判例時報 1577 号 76 頁) は, その立法趣旨から生活保護法の適用対象としては, 日本国籍を有する者に限られると解するほかはなく, また, このように解したからといって, 憲法 25 条の趣旨に応えた立法措置の選択決定は, 立法府の広い裁量に委ねられ, 著しく合理性を欠く場合以外は, 違憲の問題は生じないから, 生活保護法の適用を在留外国人に認めないことは立法裁量の逸脱・濫用ではなく, 生活保護法が憲法 25 条に違反するということができない, また憲法 14 条は, 合理性を有する限りでは, 法的取扱いに区別を設けることも許容しているが, 生活保護法上の給付に関し, 在留外国人を支給対象から除くことについては, 立法府の裁量の範囲内に属する事柄であるから, 当該区別について合理性を否定することはできない, さらに, 世界人権宣言は, 国連加盟国に対して法的拘束力

を有するものではなく、社会権規約も個人に対し直接具体的な権利を付与したものではないとして、Xの請求を棄却した。

原審（東京高判平成9年4月24日判例時報1611号56頁）も、控訴審において付加されたXの主張に応えたほかは、1審の判断を是認し、控訴を棄却した。そこでXが上告したのが本件である。

## II 判旨（上告棄却）

1 「生活保護法が不法残留者を保護の対象とするものではないことは、その規定及び趣旨に照らし明らかというべきである。」

2 (1) 「憲法25条については、同条1項は国が個々の国民に対して具体的、現実的に義務を有することを規定したのではなく、同条2項によって国の責務であるとされている社会的立法及び社会的施設の創造拡充により個々の国民の具体的、現実的な生活権が設定充実されていくものであって、同条の趣旨にこたえて具体的にどのような立法措置を講ずるかの選択決定は立法府の広い裁量にゆだねられていると解すべきところ、不法残留者を保護の対象に含めるかどうかは立法府の裁量の範囲に属することは明らかというべきである。」

(2) 「不法残留者が緊急に治療を要する場合についても、この理が当てはまるのであって、立法府は、医師法19条1項の規定があること等を考慮して生活保護法上の保護の対象とするかどうかの判断をすることができるものというべきである。したがって、同法が不法残留者を保護の対象としていないことは、憲法25条に違反しないと解するのが相当である。」

3 「また、生活保護法が不法残留者を保護の対象としないことは何ら合理的理由のない不当な差別的取扱いには当たらないから、憲法14条1項に違反しないというべきである。」

以上は、当裁判所大法廷判決（最高裁昭和51年（行ツ）第30号同57年7月7日判決・民集36巻7号1235頁、最高裁昭和50年（行ツ）第120

号同53年10月4日大法廷判決・民集32巻7号1223頁、最高裁昭和37年（あ）第927号同39年11月18日大法廷判決・刑集18巻9号579頁、最高裁昭和37年（オ）第1472号同39年5月27日大法廷判決・民集18巻4号676頁）の趣旨に徴して明らかである。

以上によれば、所論の点に関する原審の判断は是認するに足り、論旨は採用することができない。」

4 「〔その余の上告理由について〕所論の経済的、社会的及び文化的権利に関する国際規約（昭和54年条約第6号）並びに市民的及び政治的権利に関する国際規約（同年条約第7号）の各規定並びに国際連合第3回総会の世界人権宣言が、生活保護法に基づく保護の対象に不法残留者が含まれると解すべき根拠とならないとした原審の判断は、是認することができる。また、前示したところによれば、不法残留者を保護の対象としていない生活保護法の規定が所論の上記各国際規約の各規定に違反すると解することはできない。」

## III 評 釈

結論に賛成する。

1 本件は、不法残留者<sup>1)</sup>が生活保護の適用対象となりうるかという問題<sup>2)</sup>を最高裁が判断した初めての事例であり、結論として生活保護法は不法残留者を適用対象としておらず、また、そのことは憲法25条等に反しないと判断した点で意義を有する。

在留外国人に対する生活保護法の適用の有無が争われた従来の下級審裁判例（東京地判昭和53年3月31日行裁集29巻3号473頁、神戸地判平成7年6月19日判例地方自治139号58頁）は、行政解釈及び実務<sup>3)</sup>を支持し、在留外国人への生活保護の適用を否定してきたが、本判決で最高裁は、不法残留者の事例についてはあるが、こうした行政解釈や下級審裁判例の考え方を承認したということができる。

また本件は、最高裁が在留外国人一般ではなく不法残留者に限定して判断を行った点が注目され



る。これは、例えば本件1審が外国人一般について論旨を展開したこととは対照的である。

2 判旨1は、生活保護法は不法残留者を保護の対象としないとするが、その根拠として同法の規定と趣旨を挙げる。判旨1自体は、生活保護法の規定や趣旨の具体的な内容は明らかにしていない。これはおそらく、原審(1審の判示を是認)と同様に、旧法と比較した場合の生活保護法1条、2条の文理、旧法が廃止されて現行の生活保護法が制定された際の立法者意思<sup>4)</sup>を根拠としたものと考えられる。

外国人への生活保護法の適用を否定する従来の裁判例も、生活保護法は不法残留者に限らず在留外国人を適用対象としていないとする(前掲東京地判昭和53年3月31日、神戸地判平成7年6月19日)が、その根拠として、生活保護法1条、2条の規定、立法経緯、生活保護法上の権利の性質<sup>5)</sup>といったものを挙げる。学説も、少なくとも文理上は生活保護の適用を否定するものが多数である<sup>6)</sup>。本判決は、こうした裁判例・学説の傾向に沿うものであり妥当であると考えられる。

3 (1) 判旨2は、生活保護法が不法残留者を保護の対象としていないことが憲法25条に反するかどうかを検討する。判旨の示す憲法25条の解釈は、そこで引用されている堀木訴訟大法廷判決<sup>7)</sup>と同じである。すなわち、憲法25条の保障する生存権は、抽象的かつ相対的な概念であることから、1項と2項を区分することなく25条全般にわたって立法府の広い裁量を認め、緩やかな審査基準を採用するという従来の判例の立場を踏襲している<sup>8)</sup>。

次に、判旨は、「不法残留者を保護の対象に含めるかどうかは立法府の裁量の範囲内に属することは明らかというべきである」とする。外国人に対する社会保障給付の支給制限に関するリーディングケースである塩見訴訟最高裁判決<sup>9)</sup>は、在留外国人の社会保障施策上の処遇につき、国は、特別の条約の存しない限り、当該外国人の属する国との外交関係、変動する国際情勢、国内の政治・経済・社会的諸事情に照らしながら、その政治的判断により、その限られた財源の下で福祉的給付

を行うに当たり、その取扱いを決めることができるとしていた。本判決は、明示的にはこの塩見訴訟判決を引用していないが、おそらくこの解釈を下敷きに、不法残留者を生活保護法の適用対象に含めるかどうかは立法裁量の範囲内に属するとの立場を採用したといえよう。

一般論としては、生活保護給付等、無抛出制の社会保障給付を外国人に支給するかは外国人受入れ政策と密接に結びつく問題であり、憲法上外国人への支給が義務付けられているとするのは困難である<sup>10)</sup>。それゆえ、不法残留者に対する生活保護の適用が憲法上当然に要請されているとはいえない。したがって、不法残留者を生活保護法の適用対象に含めるかどうかは立法府の裁量の範囲に属するとの判示は妥当であろう。

(2) 判旨2(2)は、不法残留者が緊急に治療を要する場合についても、「この理が当てはまる」とする。これは、緊急に治療を要する不法残留者に対して具体的にどのような立法措置を講ずるかの選択決定についても立法府の裁量に委ねられているということであると解される。そして判旨は、立法府が医師法19条1項の存在等を考慮して、不法残留者を生活保護法上の保護の対象としないとしたことは、憲法25条に反しないと結論付ける。

学説上は、緊急治療を要する場合は、不法在留者であるとしても、生活保護の医療扶助の受給を認めるべきとの主張が見られる<sup>11)</sup>。確かに、医師法19条1項があるとはいえ、現実には病院のたらい回し等、人道上前問題となりうる事態も生じている<sup>12)</sup>。また同条自体は医師の行為規範にすぎず、その実効性を担保する措置も存在しない。それゆえ、緊急医療を要する者がこの条文を根拠に特定の医師に対して診療請求権を有することになるわけではない。しかし、少なくとも日本で生死に関わる医療が不法残留者に全く提供されていないというわけではないということはいえよう<sup>13)</sup>。

加えて、判旨は言及していないが、例えば不法残留者に対する医療扶助の適用は外国人の不法滞在を助長しかねず、入国管理政策全体に与える影響が小さくないということも考慮に入れる必要が

あろう。

さらに、日本国民の場合には原則的として保険料及び一部負担金を支払うことによってしか医療を受けられないのに、外国人についてだけ、この原則を覆し、無料で医療を受けられるようにすることは、制度全体の整合性を欠くと思われる<sup>14)</sup>。

これらの点を考え合わせれば、不法在留者を生活保護法の適用外とした立法府の判断は、必ずしもその裁量の範囲を逸脱したものとはいえないだろう。したがって、結論として判旨2は妥当であると考える<sup>15)</sup>。

4 外国人に対する憲法14条1項の適用に関する最高裁の考え方は、判旨の引用する判例等を考慮すれば次のように理解されよう。憲法14条1項の趣旨は、特段の事情のない限り外国人に対しても類推され(前掲最大判昭和39年11月18日)、社会保障制度において支給要件等につき何ら合理的理由のない不当な差別的取扱いをしたり、あるいは個人の尊厳を損なうような内容の定めを設けているときは、憲法14条1項違反の問題を生じうる(前掲堀木訴訟最高裁判決)。しかし、各人に存する経済的、社会的その他の事実関係上の差異を理由としてその法的取扱いに区別を設けることは、その区別が合理性を有する限り、憲法14条1項に違反するものではない(前掲最大判昭和39年5月27日)。

この一般論に沿って、判旨3は、不法残留者に対する日本人との別異の取扱いの合理性の有無を判断し、それを肯定したものと解される。この点に関して、最高裁は、日本人との比較対象者を不法残留者に限定していることからすれば、残留の不法性を生活保護法の適用に関する日本人との区別の合理性を肯定する要素として重視しているものと考えられる。

不法在留者は本来的には日本に在留する根拠を有さないものであるから、生活保護法を適用しないという区別も合理的であるという判旨3の結論も妥当なものと考えられる<sup>16)</sup>。

5 社会権規約については、最高裁は、その9条に関して、個人に対し即時に具体的権利を付与すべきことを定めたものではないと解している

(前掲塩見訴訟最判)。上告理由は同規約2条2項違反も主張しているが、判旨4は同条についても同様の解釈であることを前提に、一括して同規約違反を主張する上告を退けていると思われる。

学説でもこのような考え方が通説である<sup>17)</sup>。これに対し、基本的社会権及び社会保障の権利についての平等原則を規定する2条2項は例外的に、即時執行力を有するとの説もある<sup>18)</sup>。しかし、仮に2条2項に即時的効力が認められるとしても、同条項が除去すべきとするのは恣意的な差別であり、客観的かつ合理的な考慮による異なった取扱いまでも除去すべきとするものではない<sup>19)</sup>。また、本件のような場合にまで社会権規約2条2項は差別を即時に禁止しているとはいえず、単に差別除去の漸進的義務を課しているにすぎないと考えられる<sup>20)</sup>。それゆえ、日本に在留する根拠を有さない不法残留者に対し生活保護法を適用しないことが合理的な区別であるとすれば、社会権規約2条2項に反しないと考えられ、また同条項は不法残留者を生活保護法の適用対象とすることを即時に求めるものではないといえよう。

最高裁は、自由権規約については、仮にそれが国内法的効力を有するとしても、同規約26条の規範内容は、憲法14条1項と同旨であるとする(前掲塩見訴訟最判)。このことを前提とすると、不法残留者を適用対象としない生活保護法が合憲とされた以上、自由権規約26条違反の問題は生じないであろう<sup>21)</sup>。

世界人権宣言は、人権の促進と漸進的確保の努力のために諸国が「達成すべき共通の基準」を定めたものであり、法的拘束力を持つ文書ではない<sup>22)</sup>。最高裁も、同宣言が国際連合の考え方を表明したものであって、加盟国に対して法的拘束力を有するものではないと判示している(前掲塩見訴訟最判)。

以上の諸点からすれば、判旨4の結論は妥当であろう

6 本判決は、その文言から、不法残留者に対象を限定して判断したものと考えられる。そのため、他の類型の在留外国人に関して、最高裁がどのような判断を下すのかは本判決からは直接には

分からない<sup>23)</sup>。しかしながら、本件が、適法に入国したものの不法に残留した外国人に関する判断であることからすれば、入国の適法不適法を問わず、少なくとも不法に在留している者については本判決の射程が及ぶものと考えられる。

次に、本判決は生活保護法についてのみ判断しており、厳密に言えば、他の社会保障制度には当然にはその射程は及ばないと考えられる。なぜなら、判旨の枠組みからは、不法残留者を社会保障のある制度の保護の対象にするかどうかが立法府の裁量の範囲内に属する事柄か、それが肯定されるとして、不法残留者を当該制度の保護の対象外としたことに立法府の裁量権の逸脱がないかを個別の制度ごとに検討する必要があるからである。ただ、本判決からは、他の社会保障制度に関しても、不法残留者を当該制度の保護の対象とするか否かは立法府の裁量の範囲内の事柄であり、仮に不法残留者を当該制度の保護の対象外としても、そこに立法府の裁量権の逸脱はないと判断されるものと推測される。

#### 注

- 1) 最高裁は、本判決で、不法残留者を「本邦に在留する外国人で、在留期間の更新又は変更を受けずに在留期間を経過して本邦に在留する者」と定義している。
- 2) この問題は、在留外国人にも適用を認めていた昭和21年制定の旧生活保護法とは異なり、現行の生活保護法が文言上その適用対象を日本国民に限定していることに起因して生じている。この点に関し、行政当局は、現行法は憲法25条の理念を実現するため、「社会保障の面を強化し、保護の受給権を認める建前を採ったので、法文の規定上は一步前進してその適用を国民に認めることとした」と説明していた(小山(1975)85頁)。実務上も、1950年の通達(「生活保護法における外国人の取扱に関する件」昭和29年5月8日社発382号)によって在留外国人に対しては生活保護法を「準用する」という取扱いがなされている。この「準用」の意義については、又坂(1990)300頁参照。
- 3) 注記2)参照。
- 4) 1審は、生活保護法の「立法担当者は、旧法が有していた恩恵的な給付としての色彩を払拭し、国民に生活保護受給権があることを明確にするとともに、他方で、その適用対象を『すべての国民』『すべて国民』と規定することで、生

活保護受給権の範囲を日本国籍を有する者に限定する意図を有していた」とする。

- 5) 前掲東京地判昭和53年3月31日は、現行の生活保護法による権利は、「自立の困難な国民の生存のために、国が積極的な保護を与えるという社会政策に由来するものである」と述べる。
- 6) 桑原(2002)77頁、角田・佐藤校訂(1994)101頁、園部他編(1980)570頁、西原(1998)96頁、山田(1996)210頁等。ただし、人命や健康にかかわる場合には外国人にも生活保護受給権を承認することが憲法秩序に合致するという見解(山田(2000)171頁)や、不法滞在者についても、最低限本国への送還までの間は、保護を実施すべきという見解もある(佐藤(1991)175頁)。
- 7) 判旨中の最高裁昭和57年7月7日判決。
- 8) このいわゆる1項・2項一体説は、憲法学上は通説である(例えば、伊藤(1995)379頁)。他方で、社会保障法学上は、二分説が有力であるようである(例えば岩村(2001)35頁等)。若干ニュアンスが異なるものとして、国政の指針として、及び、裁判規範として1項と2項は異なる規範内容を持つとするものもある(堀(1994)148頁)。
- 9) 最判平成元年3月2日判時1363号68頁。
- 10) 岩村(2001)34頁。
- 11) 例えば、大浜(1998)118頁は、「生命維持」が問題になっていることを根拠に、生活保護法の解釈上医療受給権を認める余地があるとする。また、法律をもって外国人の生存権に関する何らかの措置を講ずることが望ましいとする見解もある(桑原(1999)80頁、林(2001)139頁)。
- 12) 国京(2000)259頁。
- 13) 堀(1996)349頁。
- 14) 堀(1996)350頁。
- 15) また、判旨が医師法に言及していることから明らかなように、最高裁は不法残留者の緊急医療の必要性を否定するものではない。したがって、不法残留者が緊急治療を要する場合でも、法律上全く医療を受ける機会が確保されていないということであれば、生活保護法の不法残留者に対する不適用が立法裁量の逸脱になりうる余地もあると思われる。
- 16) 堀(1996)347頁は、一定の外国人にしか生活保護法上の保護を認めないという区別を正当化する要素として、特に、不法滞在者については、本来日本に滞在することが認められていないことを挙げる。
- 17) 例えば、杉原他(1995)232頁。
- 18) 高藤(1996)119頁、大浜(1998)119頁、林(2001)143頁。
- 19) 初川(1998)162頁。
- 20) 同上。
- 21) また、自由権規約26条は、現に存在する差別

自体を国家が積極的に排除する義務を課したものとはいえないとされている(杉原他(1995)232頁)。

22) 杉原他(1995)228頁。

23) この点につき外国人一般について論旨を展開した第1審とは異なる。

#### 参考文献

芦部信喜(1994)『憲法学II 人権総論』,有斐閣。

伊藤正巳(1995)『憲法(第3版)』,弘文堂。

岩村正彦(2001)『社会保障法I』,弘文堂。

大浜啓吉(1998)「行政判例研究」『自治研究』74巻2号。

河野正輝(1983)「外国人と社会保障——難民条約関係整備法の意義と問題点」『ジュリスト』No.781。

国京則幸(2000)「『無保険者』と医療へのアクセス保障——『定住』外国人への医療保険適用——」『法政研究』5巻1号。

桑原洋子(2002)『社会福祉法制要説 第4版』,有斐閣。

小山進次郎(1975)『改訂増補 生活保護法の解釈と運用』,全国社会福祉協議会。

佐藤敬二(1991)「外国人と生活保護法の適用」『別冊ジュリスト No.113 社会保障法判例百選(第2版)』。

杉原高嶺他(1995)『現代国際法講義(第2版)』,有斐閣。

角田 豊・佐藤 進校訂(1994)『社会保障法(新版)』,青林書院。

藪部逸夫他編(1980)『社会保障行政法』,有斐閣。

高藤 昭(1996)「不正規入国者の社会権をめぐる日米二判決の検討」『ジュリスト』No.1096。

———(2001)『外国人と社会保障法』,明石書店。

中村睦男(2000)「障害福祉年金と児童扶養手当の併給禁止と違憲性——堀木訴訟」『別冊ジュリスト No.153 社会保障法判例百選(第3版)』。

西原道雄編(1998)『社会保障法(第4版)』,有斐閣。

野中俊彦他(2001)『憲法I(第3版)』,有斐閣。

初川 満(1998)「在留外国人への生活保護法不適用は憲法及び社会権規約への違反か」『ジュリスト』No.1146。

林 弘子(2001)「最低生活保障と平等原則——外国人への適用を中心に」,日本社会保障法学会編『講座社会保障法第5巻 住居保障法・公的扶助法』,法律文化社。

堀 勝洋(1994)『社会保障法総論』,東京大学出版会。

———(1996)「社会保障法判例 不法残留の外国人による生活保護の申請を却下した処分が違法でない」とされた事例(末訴訟第一審判決)」『季刊・社会保障研究』Vol.32 No.3。

又坂常人(1990)「外国人と社会保障」『ジュリスト増刊 行政法の争点(新版)』。

山田省三(1996)『プリメール社会保障法』,八千代出版。

———(2000)「非定住外国人への生活保護適用」『別冊ジュリスト No.153 社会保障法判例百選(第3版)』。

(くろだ・あしや 東京大学大学院博士課程)

---

 海外社会保障研究 No. 138 目 次
 

---

**特集：現代の規範理論と社会保障**

- 特集の趣旨……………後藤 玲子  
 社会保障への公共哲学的アプローチ  
   —その歴史的・現代的サーヴェイ—……………山脇 直司  
 ジョン・ロールズ—正義の理論—……………塩野谷 祐一  
 センの潜在能力理論と社会保障……………鈴木 興太郎  
 ロナルド・ドゥオーキンの倫理的責任論……………長谷川 晃  
 ジョン・ローマー：機会の平等アプローチと社会保障……………後藤 玲子  
 ロバート・グッディン—功利主義的社会設計—……………長谷部 恭男  
 リスク社会と再帰的近代—ウルリッヒ・ベックの問題提起—……………今田 高俊

**研究ノート**

- 中国の公的年金保険制度の財政方式に対する検証  
   —都市部の賦課方式から部分的積立方式への移行を中心に—……………鍾 仁耀

**動 向**

- 社会保障費用の国際比較  
   —Outline of International Data on *Cost of Social Security* by ILO  
   ……………勝又 幸子
-

**編集後記**

今回の特集はデータの質の低さが問題となっている日本の医療経済学研究の状況を改善するために企画された研究班の成果をとりまとめたものです。合計4年間の研究によって得られた知見は今回の特集に収められるものではありません。

この成果を踏まえた研究が国立社会保障・人口問題研究所や他の研究機関で実施されるよう期待する次第です。 (N. I.)

**編集委員長**

阿藤 誠 (国立社会保障・人口問題研究所長)

**編集委員**

岩村正彦 (東京大学教授)

岩本康志 (一橋大学教授)

遠藤久夫 (学習院大学教授)

唐沢 剛 (厚生労働省政策評価官)

菊池 馨実 (早稲田大学教授)

新川 敏光 (北海道大学教授)

田近栄治 (一橋大学教授)

永瀬 伸子 (お茶の水女子大学助教授)

平岡 公一 (お茶の水女子大学教授)

山崎 泰彦 (上智大学教授)

植村尚史 (国立社会保障・人口問題研究所副所長)

須田康幸 (同研究所・総合企画部長)

府川哲夫 (同研究所・社会保障基礎理論研究部長)

松本勝明 (同研究所・社会保障応用分析研究部長)

**編集幹事**

後藤玲子 (同研究所・総合企画部第2室長)

東 幸邦 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第1室長)

大石亜希子 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第2室長)

加藤久和 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第4室長)

小島克久 (同研究所・社会保障応用分析研究部第3室長)

宮里尚三 (同研究所・総合企画部研究員)

泉田信行 (同研究所・社会保障応用分析研究部研究員)

周 燕飛 (同研究所・客員研究員)

季刊

社会保障研究 Vol. 38, No. 1, Summer 2002 (通巻156号)

平成14年6月25日 発行

編集

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号

日比谷国際ビル6階

電話 (03) 3595-2984

<http://www.ipss.go.jp>

制作 (株)UTP制作センター