

季刊 社会保障研究

Vol. 40

Winter 2004

No. 3

研究の窓

マイクロデータによる医療の効率性評価……………植村尚史 212

特集<医療と介護に関するマイクロデータ分析>

入院医療サービス利用に関する分析……………泉田信行 214

居宅介護サービスの公平性……………山田篤裕 224

死亡前一年間の医療および介護費用の検討……………阿波谷敏英 236

個票データを用いた歯科受診動向の考察……………田中健一・佐藤雅代 244

社会医療を用いた在院日数抑制の波及効果の研究……………山本克也 255

投稿(論文)

老人保健制度と外来受診—組合健康保険レセプトデータによる count data
分析—……………増原宏明 266

投稿(研究ノート)

1990年代における所得格差の動向……………小塩隆士 277

動 向

平成14年度社会保障費—解説と分析— ……国立社会保障・人口問題研究所 企画部 286

判例研究

社会保障法判例……………清水泰幸 293
—生活保護受給者が受領した学資保険満期返戻金を収入認定して保護を減額した
処分が違法とされた事例(学資保険訴訟上告審判決)—

書 評

武智秀之編著『福祉国家のガバナンス』……………佐藤主光 301

季刊
社会保障研究

Vol. 40 Winter 2004 No. 3

国立社会保障・人口問題研究所

研究の窓

マイクロデータによる医療の効率性評価

日本の医療は効率的なのだろうか？ GDP比でみた我が国の医療費は、先進国の中で最低といってもよいくらいであり、アメリカの半分程度しかないといわれている。その一方で、平均寿命、乳幼児の死亡率などの健康指標は世界一といってもよい。マクロのデータを見る限り、我が国では効率的な医療が行われているように見える。しかし、多くの国民は、医療が効率的で無駄がないとは思っていない。医療費の負担は重く、効率的な医療を実現して医療費を抑制することは、常に重要な政策目標であったし、これからもそうあり続けるだろう。

では、我が国の医療のどこが非効率で、どのように改革すれば効率的な医療が実現するのだろうか？ その答えは、先進国中最低といわれる医療費の全体像を眺めていても出てこない。自己負担を増やすことで受診を抑制するというマクロの手法だけでは、単に医療費の総量を抑えて、貧しい医療を実現するだけの結果に終わりがねない。個々の医療行為をみて何が効率的な医療かを判断する手法が開発される必要がある。いくつかの先進諸国では、医療行為をデータ化し、医療の入り口から出口までの「パス」をつなぐことで費用と効果を明らかにし、これをもとに保険から給付される費用を算定していこうという試みが進められている。我が国でも、保険者が医療内容を知ることができる唯一の情報源であるレセプトを電子化し、大量のデータを集計・分析することで効率的な医療とそうでない医療を峻別する手法を開発する必要があるという意見が研究者の間で主張されている。

しかし、そうした意見のなかには、レセプトが電子情報化されればたちどころに医療内容が統計的に分析できるというような「空論」も見受けられる。費用の支払い請求書であるレセプトから得られる情報は、医療内容のすべてではない。1月単位で保険者ごとに作成されるため、1人の患者の入り口から出口までをつなぎ合わせることでさえ困難を伴う。レセプトの情報を医療内容の評価につなげるには、どのような集計が可能で、どのような分析が必要か、また、レセプト以外の個票データもどのように活用することが可能か、などについて、学問的、技術的な検討と実証の積み重ねが必要である。

医療内容は、これまで医師のプロフェッショナル・フリーダムの下におかれてきた。医師は、目の前の患者に対し可能な限り最大限の医療を行おうとする。そのこと自体は当然であり、責められることではない。しかし、医療費の負担に限度があり、それが遙か彼方にあるわけではない以上、効率的な医療の実現という課題は避けて通ることができない。それは、最大限を目指す医師のプロフェッショナル・フリーダムとは両立しがたいものであろう。医療の効率性を測るには、医療そのものの専門性とは異なる視点が必要になる。しかし、それは医療の専門性に客観的に対抗できるだけの専門性に裏付けられなければならない。個々の患者の症状は千差万別で、どのような医療行為が適切かは医師の高度な専門的判断に委ねられるべきもので、個別性が消滅したデータをもとに、効率性の観点から医療の妥当性を云々することはふさわしくないという意見

も根強い。こうした意見に対しては、疾病分類ごとに重症度を加味しながら、医療費がどのように分布しているか、妥当な標準医療費が設定できるのかどうか、といった視点からの実証的な研究によって応えていく必要がある。残念ながら、我が国で、そうした議論ができるだけの知見が積み重ねられているとは言い難い。医療行為に関する効率性の評価についての議論が進まないのは、データ利用の問題というよりも、そのデータを用いた研究の不足によることの方が大きいのではないだろうか。地道な研究の積み重ねを期待したい。

植村尚史

(うえむら・ひさし 早稲田大学教授)

入院医療サービス利用に関する分析

泉 田 信 行

I はじめに

医療費の増嵩にともない医療経済学が発展するという傾向があると言われている。日本もその例外ではなく、最近数多くの医療経済学の論文が発表されている。特に医療需要関数の実証的分析が盛んに行われている。それは個人の選択という観点から医療需要の実態を明らかにしたいという経済学一般の欲求だけではなく、現実の政策からの必要性もあると考えられる。

医療需要は入院と外来に大別できるが、経済系の研究者は様々な計量経済学的手法が用いた外来受診日数の分析に興味を集中してきた¹⁾。これは入院医療サービス利用が患者の主体的な選択の結果であるとするに躊躇があるためと考えられる。しかしながら、昨今議論されているように、患者主権的な医療サービスシステムのあり方を考えるためには、入院医療サービスの利用についてこそ検討すべきであると言えよう。

入院医療サービスの利用についてはこれまで余り分析が行われていない。府川(1998)は高齢者の長期入院や死亡前の医療費の実態についてレセプトデータをパネル化することによって丁寧に検討している。府川(2003)は入院医療に投入される医療費についてフェーズ(診療の初期・中期・終期)に分類して分析を行っている。初期よりも中期の方が医療費が安いこと、死亡する場合の方が生存する場合よりも医療費が高いことなどを明らかにしている。泉田・中西・漆(1998)は異なる文脈ではあるものの、高齢者の入院医療費と外

来医療費の代替の可能性について考慮に入れた分析を行っている。

本稿においてはこのように余り顧みられることのなかった入院医療サービス利用について影響を与える要因について、レセプトデータから入院エピソードを作成して検討する。診療の開始から終了までのレセプトデータからの情報を集約するが、入院医療と外来医療が連続して行われている場合には一連の診療として取り扱っている。これにより制度変更があった際に入院医療利用と外来医療利用の関係がどのように変化するかが扱えることとなる。

本稿では、制度の変更が入院期間に対して影響を与えていたのか否か、について注目して分析を行う。平成15年4月以降、特定機能病院においてはDPCが導入され、急性期の入院医療費についても一定程度包括化が進んでいる²⁾。しかしながら、多くの病院では未だに出来高払いであることや、例えば包括化が進んだとしても入院と外来の間に継続性がある場合には政策的介入が入院医療の利用パターンを変化させる可能性が残る。

分析の対象となる制度の変更は(a)平成9年9月の患者自己負担引き上げ、のみならず(b)平成9年、平成10年、平成12年の各4月に実施された入院に関する診療報酬改定である。(a)平成9年9月の患者自己負担引き上げはよく知られているように健康保険被保険者の患者自己負担を1割から2割に引き上げたものである。(b)の診療報酬改定はそれぞれ様々な診療報酬の改定を行っているが、ここでは特に入院期間に影響を与え得る改定について着目する。平成9年の改定

においては、入院時医学管理料の体系化として、平均在院日数 30 日を境に、急性期と慢性期の医療を主に担う体系に一般病棟を区分した。一律の通減制となっている従前の制度から、2種類の体系に転換した。平成 10 年の改定では長期入院の是正策として、(1) 急性期と慢性期を区分する平均在院日数を 30 日から 28 日へ短縮化、(2) 平均在院日数に着目した看護料届出要件の見直し、(3) 継続的入院の適正評価、平成 12 年度の改定では入院環境料、看護料、入院時医学管理等を統合、簡素化し、基本的な入院医療の体制を総合的に評価する入院基本料を新設した。

入院は長期にわたるために、各患者 1 月分のレセプトデータでは上記のような制度改定の効果を分析することは難しい。それゆえ、これまでも試みられてきたデータのエピソード化を行った上で制度改革の効果の分析を行った。その結果、次の結果を得た。(1) 平成 9 年診療報酬改定は入院日数や総受診日数を低下させていることが示された。(2) 平成 10 年診療報酬改定は入院日数を減少させたが、総受診日数には有意な影響を与えなかった。(3) 平成 12 年診療報酬改定は入院日数および総日数に対して有意な影響を与えていないことが示された。他方、(4) 平成 9 年 9 月の患者自己負担引き上げは入院日数や総日数を有意に増大させる効果があることが示された。このため、患者自己負担の引き上げは診療報酬改定と逆の効果を持ち得る可能性がある。

本稿は以下において次のように構成される。次の II では分析の方法や使用するデータについて説明が与えられる。III においてはエピソード化されたデータに関して概要が示される。IV においては回帰分析の結果が示される。最後の V では結語が与えられる。

II 医療利用に関する推定

1 分析方法について

これまでの検討では、診療報酬改定や自己負担率の改定によってエピソード当たりの受診日数が低下するかは検討されていない。また、政策の効

果以外にも医療費を変動させる要因はいくつも存在するため、他の要因を除去して政策の効果だけを取り出す必要がある。そこで、本節では受診日数を被説明変数とし、回帰分析において政策をダミー変数として導入することにより政策改定の効果を把握することとする。

受診日数を被説明変数とした医療需要関数の分析はこれまでも行われてきたが、本稿における分析はやや拡張的である。入院医療は外来医療と異なり一旦開始した場合には患者の自由意思による選択によって治療期間を終了させることは難しい。医師の治療方針の決定や傷病の重症度にも入院日数は依存するであろう。それゆえ、入院医療は外来医療よりも患者の裁量が働く範囲が狭いと考えられる。このため、これまでも行われてきたように、医療機関受診が患者の需要であるのか、医師の意思決定であるのかという議論が再燃する。一番自然な考え方は、入院治療の見通し(選択される技術、入院日数、医療費等)について医師が患者に説明した上で患者が入院するか否かについて意思決定を行うというものである。

もっとも救急の状態においては患者が自ら意思決定を行うことは考えられず、上の議論は妥当しない。それゆえ、より厳密には救急車によって搬送されたケース等の救急のケースか自分で選択して入院するケースを区別しなければならない。本稿で用いているデータでは残念ながらこの点の識別ができないため、一括して分析せざるを得ない。救急のケースを分離して分析することは将来の課題であろう。このような点をふまえた上で、分析は次の式を最小自乗法によって推定することによって行われる。

$$y_i = \sum_{k=1}^K \gamma_k z_k + \beta x_i + \epsilon_i \quad i=1, \dots, n \quad (1)$$

ここで y_i は被説明変数である受診日数である。 z_k は K 個ある政策的介入の導入を表すダミー変数である。つまり、本稿の分析対象とする 3 回の入院関連の診療報酬改定と 1 回の自己負担引き上げが行われているか否か、に関する変数である。それぞれは政策が導入される前に 0 をとり、導入された後に 1 をとるダミー変数として定義される。

この政策的介入の効果は係数 γ_k によって測定する。その他の受診日数に影響を与える変数を x_i とし、そのパラメータを β とする。誤差項 ϵ_i は正規分布に従うものとする。

2 使用するデータ

この研究で用いる健康保険のレセプトデータは厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「生活習慣と健康、医療消費に関するマイクロ計量分析」(主任研究者：小椋正立法政大学経済学部教授)の研究班で使用に供されている健康保険組合のレセプトデータおよび加入マスターデータである³⁾。両者は匿名化かつ連結可能な状態で提供されている。3つの健康保険組合分を利用している⁴⁾。

利用可能なデータは平成8年度から平成14年度の7年間分であるが、分析対象とする期間は平成8年度から平成12年度までの5年間とする。この期間中の被保険者数およびエピソード数は表1に与えられている。エピソードの作成方法の詳細については山田(2002)や泉田(2004b)において解説されているので詳細についてはそちらを参照されたい。

表1におけるエピソード数には外来のみ受診している場合のものも含まれている。本稿の分析対象は入院医療であるので、入院を含むエピソード(以下、入院エピソードと呼ぶ)について焦点を絞りたい。エピソードはその作成方法から観察開始時点において非常に多数が開始することが観察される。つまり、データが平成8年4月から観察可能であるため、エピソードに集計すると平成8年4月開始のものが最も多くなる。もっとも、これらのエピソードは中途から観察が開始されたものも含まれていると考えられる。そこで、本稿においては平成8年4月開始分のエピソードについては分析の対象とはしないこととする⁵⁾。

また、上にも述べたように2001年4月以降2年間でエピソードが開始された分については分析の対象としなかった。これは分析対象とするエピソードの最大の長さを2年未満としたために、2001年4月以降開始分については新しい時期に

表1 分析対象健保組合の加入者数およびエピソード数

	平成 8年度	平成 9年度	平成 10年度	平成 11年度	平成 12年度
加入者数	50531	52930	52379	51070	49397
エピソード数	43245	45303	45822	46057	43621

表2 年齢階級別エピソード数

年齢階級	男性	女性	合計
15-19	26	12	38
20-24	256	329	585
25-29	510	657	1167
30-34	541	378	919
35-39	468	151	619
40-44	352	100	452
45-49	364	177	541
50-54	442	147	589
55-59	513	141	654
60-64	362	58	420
65-69	114	21	135
合計	3948	2171	6119

開始されるエピソードほど途中で観察が打ち切られるエピソードの数が増大して分析結果に影響を与える可能性があるためである。

分析対象とするエピソードの最大の長さを2年未満としたのは、2年未満の期間のエピソードの全エピソードに対する割合は、入院・外来単独込みの場合において97.5%であり、入院エピソードのみの場合において79%となりエピソードの十分な割合を含んでいると判断されるためである。そこで、以下においては2年未満の期間の入院エピソードのみを分析対象とすることとする。また、分析対象を絞るために70歳以上の個人にかかるデータについては削除した。この入院エピソードの数を性・年齢階級別に示したものが表2である。

3 使用する変数

分析に使用する変数の作成は次のとおり行った。被説明変数となる入院日数、および総日数は、1エピソードごとの入院日数の和、および入院日数と外来日数の和である。入院を伴うエピソードの場合、多くのケースにおいて外来受診も行われている。このため、外来医療を除いて入院エピソード

ドを完結させることはできない。また、入院に関する政策が実施された場合、医療機関の最適化行動として入院医療を外来で代替する可能性がある。この点を考慮するためにも入院日数だけでなく、総日数を検討する必要がある。

説明変数のうち最も重要であるのは制度改革のダミー変数であろう。今回分析の対象とするのは、平成9年、平成10年、平成12年の診療報酬改定、平成9年9月の健保被保険者本人の自己負担率引き上げである。これらの政策はそれぞれ平成9年4月、平成10年4月、平成12年4月、および平成9年9月に実施された。そこで、それぞれについて政策実施前に0をとる、実施後に1をとるダミー変数を導入することにより政策の効果を測定することとする。

この他の説明変数として、性別ダミー変数(女性の時に1、男性の時に0をとる)、年齢階級ダミー(20歳を基準として、10歳ダミー、30歳ダミー、40歳ダミー、50歳ダミー、60歳ダミー)、所得(標準報酬月額を使用)によって個人属性をコントロールすることとした。ここで所得変数は入院の機会費用として考えている。先にも述べたように、入院エピソードが開始された場合、ある程度決まった日数を入院しなければならないが、それを決定する際の患者の裁量は狭い。それゆえ、所得が高い者がより長い期間入院すると考えるよりも、所得の高い者は機会費用が高く早く退院しようとする方が自然であろう。

入院医療においては傷病の違いによって入院日数が大きく異なる可能性がある。そこで、傷病大分類に従ったダミー変数を導入することとした。これらは傷病大分類Ⅰダミーから傷病大分類ⅩⅩダミーまでの18種類である。例えば、傷病大分類ダミーは患者が感染症および寄生虫症の病名で入院している場合に1をとる、そうでない場合には0をとるダミー変数である。全ての傷病についてダミー変数を導入することはできないので、最も罹患数の多い傷病大分類(呼吸器系の疾患)を基準とすることとした。複数の傷病に罹患している場合についてはひとつのエピソードについて複数のダミー変数が1となる場合もある。このよう

表3 記述統計表

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
総日数	32.18	38.92	1	594
入院日数	16.66	30.45	1	591
平成9年改訂ダミー	0.80	0.40	0	1
平成10年改訂ダミー	0.59	0.49	0	1
平成12年改訂ダミー	0.19	0.39	0	1
自己負担率改訂ダミー	0.71	0.45	0	1
性別	0.35	0.48	0	1
所得	374.01	191.54	92	980
10歳ダミー	0.01	0.08	0	1
30歳ダミー	0.25	0.43	0	1
40歳ダミー	0.16	0.37	0	1
50歳ダミー	0.20	0.40	0	1
60歳ダミー	0.09	0.29	0	1
傷病大分類Ⅰダミー	0.14	0.35	0	1
Ⅱダミー	0.15	0.35	0	1
Ⅲダミー	0.05	0.17	0	1
Ⅳダミー	0.06	0.24	0	1
Ⅴダミー	0.02	0.15	0	1
Ⅵダミー	0.03	0.16	0	1
Ⅶダミー	0.17	0.37	0	1
Ⅷダミー	0.04	0.19	0	1
Ⅸダミー	0.11	0.31	0	1
Ⅹダミー	0.34	0.47	0	1
Ⅺダミー	0.24	0.43	0	1
Ⅻダミー	0.14	0.35	0	1
Ⅼダミー	0.15	0.36	0	1
Ⅽダミー	0.17	0.38	0	1
Ⅾダミー	0.08	0.27	0	1
Ⅿダミー	0.01	0.07	0	1
ⅰダミー	0.00	0.06	0	1
ⅱダミー	0.10	0.31	0	1
ⅲダミー	0.15	0.35	0	1
標本数	6119			

に作成された変数の記述統計は次の表3で与えられる。

III データの概要

回帰分析に進む前に入院エピソードデータの概要を把握しておこう。年齢階級別に1エピソードあたりの平均入院日数および平均外来日数について図示したのが図1である。この図から入院にあたって、40-44歳階級未満についてはエピソードにおける入院日数と外来日数は明確な差が生じていないが45歳以上になると入院日数の方が長く

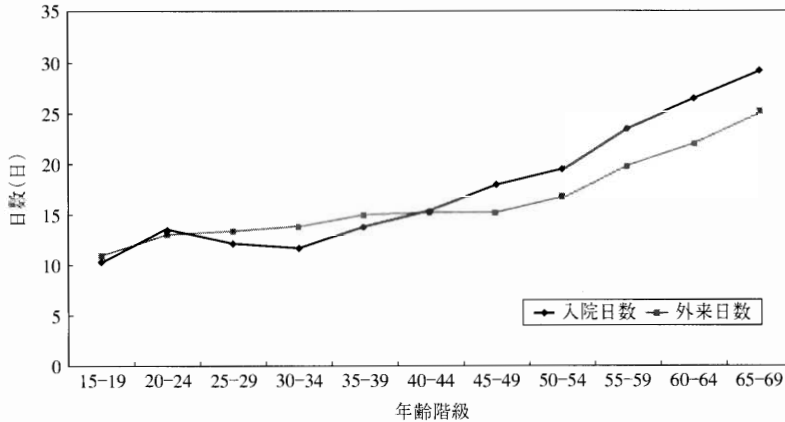


図1 年齢階級別1エピソードあたり日数

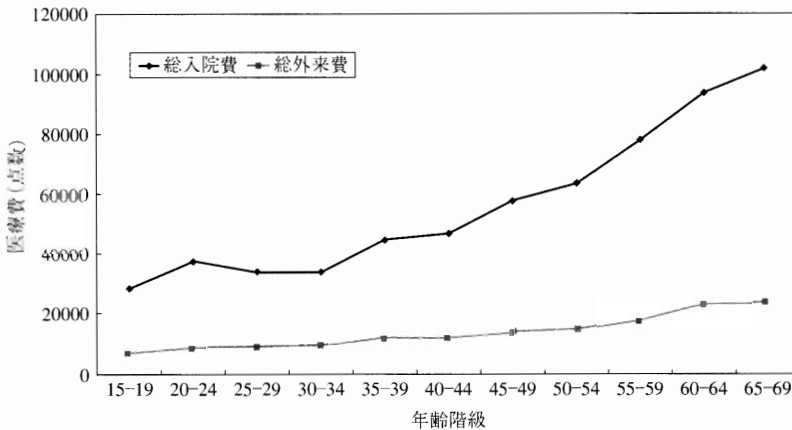


図2 年齢階級別総入院費・総外来費

なることがわかる。

1エピソードあたりの医療費について図示したのが図2であるが、これによると年齢が増加するほど1エピソードあたりの医療費は増加するが外来医療費はそれほどでもなく、入院医療費の伸びが相対的に非常に大きくなっていることがわかる。

入院エピソードについて、その開始時期別に入院・外来日数、総医療費とそれに占める入院医療費の割合を見たのがそれぞれ図3と図4である。入院日数と外来日数を比較すると入院日数の変動の方が大きくなっている。平成9年9月以降において、入院日数が非常に長くなっているが、平成10年8月以降は安定的に推移している。エポソ

ード単位の総医療費および総医療費に占める入院医療費の割合を図示したのが図4であるが、総医療費は振動しており、増加傾向も減少傾向も図からは読み取れない。また、入院医療費比率は70%から90%までの間で変動しており、入院から外来(もしくはその逆)へ移行している傾向があるとは言えないであろう。

このように図からは入院エピソードの医療費や受診日数について一定の傾向は見られない。これは入院期間の短縮化を目的とする診療報酬政策や医療費の適正化を目的とする政策が有効ではなかったことを含意するのであろうか。この点がⅣの回帰分析結果によって明らかにされるべき点とな

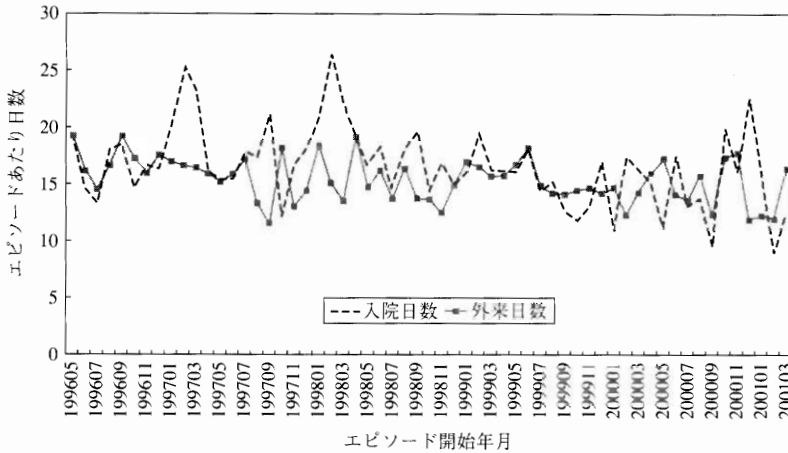


図3 開始時点別エピソードあたり日数

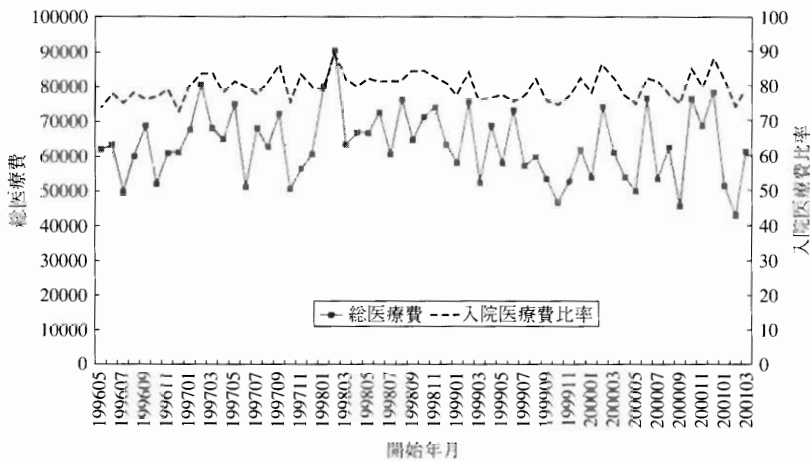


図4 開始時点別エピソードあたり総医療費および入院医療費比率

る。

IV 分析結果

分析結果は表4にまとめられている*。まず入院日数についての推定結果(表左側)について検討しよう。われわれの興味の焦点である制度改定ダミーについては、平成10年改定ダミー変数が負で有意、診療報酬改定と患者自己負担率改定が入院日数に対して逆の効果を与えていることがわ

かる。ただし、平成9、12年度改定ダミーについては有意な結果が得られなかった。

その他の変数については、性別は負で有意であり、女性の方が入院日数が有意に(5日程度)短いことがわかる。年齢階級のダミー変数は40歳代から60歳代のダミー変数が有意であり、かつ年齢があがるほど入院日数が増加していくことを示している。例えば、基準となる20歳代と60歳代では12日程度の入院日数の差があることがわかる。

所得については負で有意であり、サンプルの平

表4 推定結果表

説明変数	入院日数			総日数		
	推定値	t-値	P-値	推定値	t-値	P-値
平成9年改訂ダミー	-2.141	-1.590	0.111	-3.367	-1.960	0.050
平成10年改訂ダミー	-3.057	-1.920	0.055	-1.230	-0.660	0.506
平成12年改訂ダミー	-0.492	-0.520	0.602	2.109	1.720	0.086
自己負担率改訂ダミー	3.895	2.210	0.027	3.928	1.830	0.068
性別	-5.645	-6.290	0.000	-6.396	-5.520	0.000
10歳ダミー	-2.854	-1.320	0.187	-2.919	-0.900	0.368
30歳ダミー	0.817	1.140	0.254	2.078	2.140	0.033
40歳ダミー	4.934	4.040	0.000	6.927	4.500	0.000
50歳ダミー	10.654	7.790	0.000	15.025	8.700	0.000
60歳ダミー	12.791	5.840	0.000	19.795	7.690	0.000
所得	-0.016	-5.630	0.000	-0.021	-6.060	0.000
傷病大分類Ⅰダミー	-1.568	-1.700	0.089	2.398	1.910	0.056
Ⅱダミー	8.410	5.250	0.000	12.737	6.820	0.000
Ⅲダミー	2.044	1.050	0.295	3.774	1.780	0.076
Ⅳダミー	1.246	0.880	0.377	7.196	3.870	0.000
Ⅴダミー	9.192	2.700	0.007	20.708	4.230	0.000
Ⅵダミー	14.055	2.750	0.006	22.850	4.030	0.000
Ⅶダミー	-0.444	-0.460	0.647	4.485	3.530	0.000
Ⅷダミー	-2.591	-1.950	0.051	4.799	2.420	0.016
Ⅸダミー	2.545	1.550	0.120	8.040	4.180	0.000
Ⅹダミー	1.966	2.030	0.042	4.228	3.620	0.000
Ⅺダミー	-0.973	-0.920	0.359	3.518	2.610	0.009
Ⅻダミー	2.456	2.140	0.032	11.415	7.690	0.000
Ⅼダミー	-2.125	-2.470	0.014	1.486	1.350	0.178
Ⅽダミー	0.545	0.590	0.556	1.613	1.360	0.174
Ⅾダミー	-1.501	-0.550	0.583	2.092	0.690	0.493
Ⅿダミー	1.265	0.340	0.736	-0.745	-0.180	0.858
ⅰダミー	-0.800	-0.610	0.540	1.326	0.850	0.397
ⅱダミー	3.736	3.480	0.001	10.636	7.650	0.000
定数項	18.561	12.980	0.000	25.212	14.470	0.000
obs	6119			6119		
Adj R-squared	0.0625			0.1299		
F (29,6089)	7.92			21.66		

均値を用いて計算すると所得弾力性は -0.36 程度となることがわかる。所得と入院日数の負の関係は入院医療が劣等財であるということを示すというよりは、上にも述べたとおり、入院の機会費用は所得が高くなるほど大きくなることを表していると言える。

傷病大分類ダミー変数については傷病大分類Ⅱ、傷病大分類Ⅴ、および傷病大分類Ⅵ変数の値が有意かつ推定値の絶対値が大きい。これらの傷病は新生物、精神および行動の障害、神経系の疾患である。それぞれは呼吸器系の疾患よりも8日、9

日、14日間入院日数が長くなっていることを示している。

総日数についての分析結果を示している表の右側の内容を検討しよう。推定結果は入院日数とほぼ同じである。制度改定ダミーについては平成10年度改定ダミー変数が有意ではない。また、平成12年度改定ダミー変数が正の値をとっている。入院日数の結果と併せて考えると、これらの制度改定が入院日数を減少させ、外来受診日数を増大させるような代替的な効果を持っていたかもしれない。自己負担率改定ダミー変数はやはり正

値で有意であり、受診日数を増大させる効果があることがわかる。

性別ダミー変数も入院の場合と同様の効果を持つ。年齢階級ダミー変数も同様であるが、推定値が若干大きくなり20歳代と60歳代では19日程度の総日数の差があることがわかる。入院日数の差は12日であったので、その差の7日分が外来受診日数の差であると考えても良いであろう。

所得変数の推定値から所得弾力性は-0.247と計算される。入院の場合よりも絶対値が小さいことは外来医療の入院医療と比較した機会費用の小ささを反映していると考えられる。傷病ダミー変数についてはほとんどの場合、入院日数の場合と比較してより大きな推定値が得られている。

V 考 察

推定結果の主要部分は次の表5にまとめられる。被説明変数ごとに政策効果のダミー変数が正で有意である場合には「+」の記号が、負で有意である場合には「-」の記号が示されている。これにより分析対象とした制度改革について、(1)平成9年診療報酬改定は総受診日数を低下させていることが示された。(2)平成10年診療報酬改定は入院日数を減少させた。(3)平成12年診療報酬改定は総日数に対して正の有意な影響を与えていることが示された。他方、(4)平成9年9月の患者自己負担引き上げは入院日数や総日数を有意に増大させる効果があることが示された。このため、一般に患者自己負担の引き上げは診療報酬改定と逆の効果を持ち得る可能性がある。

この結果はそれほど驚くには当たらないかもしれない。その理由として高額療養費制度の存在があげられる。高額療養費制度を用いると、一旦は

自己負担部分を支払うにしても最終的には保険者から償還されるため、実効的な自己負担率が低下する。日々入院を継続するか否かの意思決定をしている場合には、限界的な自己負担率が意味を持ち得るが、その月の医療費が一旦高額療養費の支給対象となれば、同月におけるそれ以後の限界的な自己負担率はゼロとなる。このため、他の機会費用(就業を中断する費用など)が低ければ受診日数を抑制するインセンティブは個人から失われる。自己負担率引き上げは限界自己負担率がゼロとなる医療費水準を低めることを通じて患者の継続的な受診インセンティブを増大させる効果を持ち得る⁶⁾。

他方、入院医療に関する診療報酬改定は患者よりも医療機関の行動に直接的に作用する。医療機関ごとの平均在院日数によって入院医療の単価を異なるように診療報酬改定が行われてきたが、これは個別医療機関の入院 policy がより直接的に当該医療機関の収入に影響を与えることになる。もちろん入院医療の単価引き上げは患者の自己負担額を変化させる効果を持ち得るが、保険給付によってその効果が軽減されることが考えられるため、大きな効果を持つとは考えられない。

もっとも、健康保険組合の被保険者を分析の対象としているので、自己負担額については一部負担還元金が加入している組合から本人に支払われる場合がある。今回用いたデータでは実際にどの程度の金額が一部負担還元金として支払われているかについて考慮していないため、自己負担引き上げの効果が適切に測定されていない可能性もある。この点については結論を解釈する際に留保されるべきであり、今後解決されるべき課題である。

本稿に意義を見いだすとすれば、このような入院医療利用に影響を与える政策のうち、入院診療報酬改定と自己負担率改定が対照的な効果を持ち得ることを示した点にあるかもしれない。これまでの先行研究は外来医療サービスについて患者自己負担率の引き上げが受診日数を低下させることを示してきた。その意味では外来医療サービス利用をコントロールするためには自己負担率の引き上げがある程度効果を持ち得る。他方、本稿で得

表5 推定結果のまとめ

	入院日数	総日数
平成9年診療報酬改定		-
平成9年健保法改正	+	+
平成10年診療報酬改定	-	
平成12年診療報酬改定		+

た結果のように、入院医療については患者自己負担率の引き上げよりも入院診療報酬改定の方が受診日数を抑制するためには有効であるかもしれない。

もちろん重要であるのは国民の厚生を改善するような施策を行うことであり、単なる医療サービス利用の抑制ではない。それゆえ採用された政策がどのような効果を持っていたのかを明らかにすることが必要である。この点からすると、上記でも触れた高額療養費制度の効果は本稿では明示的に分析に取り入れていない。また、先行研究でも具体的にどのような効果を持っているかは分析されていない。高額療養費制度が受診継続インセンティブをどの程度与えているのかを検討することは必要であろう⁷⁾。

分析の制約のひとつとして、入院医療を外来医療で代替する可能性について明示的に分析していない点あげられる。これまで泉田(2004b)によって、自己負担引き上げは外来受診を抑制する一方、入院医療需要を増大させるわけではないことが示されている。しかしながら、入院医療を外来医療で代替する可能性については排除されていない。このため、入院医療と外来医療の代替関係を考慮に入れた上で入院医療利用について分析する必要がある。

本稿で分析してきたように、医療費データ、現状ではレセプトデータ、を用いた分析は集計の方法を変化させることによって様々な有益な情報をさらに作成することを可能にする。医療需要関数の分析に興味が集まっているが、さらに検討すべき課題の存在がレセプト個票データの分析から浮かび上がってくる。医療費の分析において、医療費個票データの分析の有益性は万人によって認められたが、その方法にはいまだ改善の余地が十分残されていると考えられる。

謝 辞

本稿の作成および改訂にあたっては時系列順に、植村尚史(早稲田大学教授)、福重元嗣(大阪大学助教授)、山本克也(当研究所室長)、佐藤雅代(当研究所研究員)、島崎謙治(当研究所副所長)、小椋正立

(法政大学教授)、鈴木亘(東京学芸大学助教授)の各氏にコメントを頂いている。記して謝したい。当然のことではあるが、本稿の内容は筆者の個人的な見解以上のものではなく、内容に残された誤りは筆者のみの責任である。

注

- 1) 医療需要関数の実証的分析については泉田(2004b)がサーベイを与えている。また、同論文は医療費自己負担率の増加が外来受診を抑制することによりその後入院需要が増加するか、という外来入院を通じた医療需要の形態の変化について分析を行っている。
 - 2) DPCについては桑原・松田・今中他(2003a, b)を参照。
 - 3) データの基本的な性質は報告書において詳細に分析されているのでそちらを参照されたい。また、本稿で行っている分析は厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究」(主任研究者：植村尚史(早稲田大学人間科学部教授))の研究班の報告書に掲載されている泉田(2004a)による政府管掌健康保険データによる分析を小椋研究班において利用に供されている健康保険組合データを利用して拡張したものである。
 - 4) 平成9年9月の患者自己負担の改定が被保険者のみについて行われているため、被保険者のデータのみ用いた。
 - 5) 表1のエピソードについては既に平成8年4月開始分は集計に含まれていない。
 - 6) ただし、継続的な受診インセンティブを増大させたとしても医療費自体を増大させるか否かについては別途検討される必要がある。
 - 7) そもそもその目的である破滅的な医療費自己負担をどの程度防いでいるかについても当然検討する必要がある。
- * 推定にあたっては不均一分散に頑健な推定量を用いている。

参考文献

- 泉田信行(2004a)「第3章 入院患者の受診パターンの変化に関する分析」、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究」報告書所収。
- (2004b)「患者の受診パターンの変化に関する分析」『医療と社会』Vol. 14, No. 3, pp. 1-20。
- ・中西悟志・漆 博雄(1998)「医師誘発需要仮説の実証分析—支出関数アプローチによる老人医療費の分析—」『季刊社会保障研究』Vol. 33, No. 4, pp. 374-81。

- 今井壽正・楊 学坤・大島純子・小島 茂 (2002) 「一大学病院の平均在院日数の推移に関する研究—その1:内科系・外科系別と疾患群別について」『病院管理』Vol. 39, No. 4, pp. 35-46。
- 楊 学坤・今井壽正 (2003) 「一大学病院の平均在院日数の推移に関する研究—その2:内科系・性別と年齢階層別について」『病院管理』Vol. 40, No. 4, pp. 71-81。
- 桑原一彰・松田晋哉・今中雄一他 (2003 a) 「日本版『試行診断群分類』—医療現場の視点から(1)」『病院』第62巻第4号, pp. 394-98。
- 版『試行診断群分類』—医療現場の視点から(2)」『病院』第62巻第5号, pp. 316-19。
- 府川哲夫 (1998) 「高齢化と老人医療費」『病院管理』Vol. 35, No. 2, pp. 35-47。
- (2003) 「傷病グループ・フェイズ別入院医療費」『病院管理』Vol. 40, No. 3, pp. 19-30。
- 山田 武 (2002) 「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」『季刊社会保障研究』Vol. 38, No. 1, pp. 39-51。
- (いずみだ・のぶゆき 国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第1室長)
- (2003 b) 「日本

居宅介護サービスの公平性

——『国民生活基礎調査(平成13年)』介護票に基づく分析——¹⁾

山田 篤 裕

I はじめに

平成12年4月の公的介護保険制度導入以降、介護サービスの受給者および支給額はともに急速に増加している。なかでも、施設介護サービスよりも居宅介護(支援)サービスの伸びが著しい。

厚生労働省『介護保険事業状況報告』によれば、平成13年度および14年度の前年度比伸び率は、施設介護サービス受給者数では、18%および7%の伸びであったのに対し、居宅介護(支援)サービスの受給者数は34%と21%であり、伸び率には10%ポイント以上もの差がある(表1)。また、支給額に関しても、施設介護サービスの伸びが17%と6%であったのに対して、居宅介護(支援)サービスの支給額の伸びは46%と24%と、伸び率の差は大きい。金額的にも、居宅介護(支援)サービスの比重は増している。平成12年度には、居宅介護サービスの支給額と施設介護サービス支給額との比は1対1.9であったが、平成14年度には1対1.3となっている。さらに、サービス受給者数は、居宅介護(支援)サービスの方が、圧倒的に多く、平成14年度で施設介護サービス受給者の2.6倍になっている。

このように、公的介護保険制度導入後、急速に普及し、かつ相対的に比重を増した居宅介護(支援)サービスの費用は、各所得階層で、どのように自己負担されているのであろうか。はたして介護保険導入以前の、「措置」制度時代の施設サービスと同様、居宅介護サービスの自己負担も低所

得階層に有利な分布状況にあるのだろうか。あるいは、高所得階層ほど、より多くの居宅介護サービスを購入し、自己負担も多くなっているような状況にあるのだろうか。

こうした問いにたいする答えは一見自明であるかのようにみえるが、所得階層によって系統的に異なるかも知れない居宅介護(支援)サービスへのニード(必要度)を考慮すると、それほど自明な問いとはいえない。

本稿では、65歳以上の要支援・要介護者について、「居宅介護(支援)サービスのニード」を考慮した上で、自己負担の在り方が高所得者と低所得者のどちらにより有利になっているか、その公平性を検討することを課題とする。

なお、後で詳しく述べるように、「居宅介護(支援)サービスのニード」とは、本稿では「家族の状況・要介護度・生活の自立度・認知障害の状況等に応じた居宅介護サービス費用(自己負担総額)の平均値」で測定・把握されるものと仮定している。

II 先行研究

1 医療サービスの公平性に関する日本における先行研究

公的年金のような現金給付と相違し、現物給付(サービス)の公平性を所得階層との関連で検討するには、現物給付の多寡をどのように把握するのか、そしてそのニードをどのように勘案するかにより、いくつかの異なる分析アプローチが存在

表1 介護保険における要介護認定者、受給者およびサービス支給額
(平成12, 13, 14年度)

		平成12年度	平成13年度	平成14年度	平成12-13年度	平成13-14年度
		(2000年4月～ 2001年2月)	(2001年3月～ 2002年2月)	(2002年3月～ 2003年2月)	伸び率	伸び率
要介護(要支援) 認定者数	要支援	321,503	389,869	498,992	21%	28%
	要介護1	701,489	874,720	1,056,269	25%	21%
	要介護2	483,797	562,942	635,834	16%	13%
	要介護3	354,831	388,646	425,712	10%	10%
	要介護4	363,279	389,075	419,292	7%	8%
	要介護5	336,695	377,431	409,087	12%	8%
	区分計	2,561,594	2,982,683	3,445,186	16%	16%
居宅介護(支援) サービス受給者数	要支援	2,320,263	2,750,976	3,425,705	19%	25%
	要介護1	4,292,893	6,225,495	7,940,909	45%	28%
	要介護2	2,662,375	3,757,052	4,531,715	41%	21%
	要介護3	1,709,891	2,252,176	2,606,618	32%	16%
	要介護4	1,396,555	1,729,158	1,925,515	24%	11%
	要介護5	1,215,423	1,526,228	1,648,419	26%	8%
	区分計	13,597,400	18,241,085	22,078,881	34%	21%
居宅介護(支援) サービス支給額 (単位:千円)	要支援	82,802,897	98,036,178	120,305,344	18%	23%
	要介護1	265,361,421	398,473,919	517,516,732	50%	30%
	要介護2	211,994,393	328,047,950	414,136,111	55%	26%
	要介護3	187,889,715	275,179,789	336,868,647	46%	22%
	要介護4	173,441,590	244,447,199	291,824,663	41%	19%
	要介護5	171,123,860	248,461,103	288,179,501	45%	16%
	区分計	1,092,613,876	1,592,646,138	1,968,830,998	46%	24%
施設介護サービス 受給者数	介護老人福祉施設	3,135,112	3,696,438	3,898,291	18%	5%
	介護老人保健施設	2,412,838	2,863,228	2,997,617	19%	5%
	介護療養型医療施設	1,096,482	1,303,050	1,500,541	19%	15%
	区分計	6,644,432	7,862,716	8,396,449	18%	7%
施設介護サービス 支給額 (単位:千円)	要支援	14,426,853	7,208,213	4,188,774	-50%	-42%
	要介護1	237,388,085	229,208,547	227,277,590	-3%	-1%
	要介護2	321,180,668	376,126,880	395,188,978	17%	5%
	要介護3	411,527,820	460,201,299	481,477,502	12%	5%
	要介護4	622,313,807	714,524,537	753,310,901	15%	5%
	要介護5	519,129,559	707,388,566	795,218,070	36%	12%
	区分計	2,128,385,521	2,495,800,960	2,657,246,826	17%	6%

出所) 厚生労働省「介護保険事業状況報告」各年度版より作成。

する。

実際、これまで日本において、医療サービスの公平性あるいは医療アクセスの公平性について、さまざまなアプローチにより研究が行われてきた。介護サービスについても基本的に類似の分析枠組が適用可能であると考えられるので、日本における先行研究のアプローチをまず確認してみよう。

遠藤・駒村(1999)は、2時点の『所得再分配調査(厚生労働省)』の個票を用いて、公的医療

保険の所得再分配効果を、医療保険にたいする拠出(社会保険料)と医療給付額²⁾、および当初所得に基づき、ジニ係数の改善度³⁾から、年齢階層別に検討している。彼らの論文では、医療保険の拠出と給付による所得再分配効果は、公的医療保険による医療アクセスの改善と同義に捉えられ、医療サービスの公平性が議論されている。分析の結果、高齢者ほど公的医療保険による医療アクセスの改善効果が大きく、こうした特徴は1981年

よりも1993年の方が明確になっていること、所得格差を改善する効果は拠出段階でなく給付段階で生じていること等を報告している。彼らの論文では、医療給付額と所得との関係についても分析されており、公的医療保険給付額と世帯所得は15-59歳層では負の相関があるが、60歳以上では関係が有意でない⁴⁾としている。

また、こうした医療保険にたいする拠出とその給付額に着目したアプローチとは別に、遠藤・篠崎(2003)は、公的医療保険の(患者)自己負担に着目したアプローチを採用している。具体的には、1979年から1999年までの『全国消費実態調査(総務省)』の(課税前)所得を基準に、①医療項目別の支出比率(各医療費関連項目の自己負担を課税前所得で除した値)と、②医療項目別医療費のカクワニ指数⁵⁾から、医療サービスにおける公平性を判断している。彼らの論文では同じカクワニ指数であれば支出比率が大きい場合、同じ支出比率であればカクワニ指数が小さい場合、低所得者の医療アクセスが不利な状況にあるとされる。こうした判断基準に基づき、彼らは外来・入院医療とも1984年以降に低所得者のアクセスが不利になっていること、高齢者の増加がこうした医療支出における逆進性を高める方向で働いていること⁶⁾を指摘しつつ、医療サービスの公平性を論じている。

本多・大日(2003)は、3時点の『国民生活基礎調査(厚生労働省)』を用いて、外来受診の有無とその必要度(ニード)と所得階層を分析している。彼らの分析枠組の特徴は、実際の医療サービス利用とそのニードとの差に基づいて、医療サービスの公平性を論じている点である。外来受診のニードは、所得変数を用いず、年齢、性別、健康の自己評価、自覚症状数で推計されている。こうした個人の健康状態を反映すると考えられる変数のみで推計されたニードと、各所得階層における実際の受診との相違により、公平性を論じるのである。本多・大日(2003)が援用した枠組で行われた国際比較研究⁷⁾として、Kakuwani, *et al.*(1997)やWagstaff & van Doorslaer(2000)などがある。本多・大日(2003)では、1992年と

1995年において高所得階層に有利な外来受診の不公平性(すなわち高所得階層におけるニード以上の受診)が存在したが、1998年には、そうした不公平性が解消された⁸⁾ことが指摘されている。その理由として、①1997年に行われた被用者保険加入者本人への給付率を9割から8割に引き下げたこと、②老人保健制度にカバーされる70歳以上人口比率の増加、によるものではないか、と考察されている。

以上のように、これまで日本で行われてきた医療サービスの公平性あるいはアクセスの公平性をめぐる研究には、①医療サービスの給付額自体に注目するもの、②医療サービスの自己負担額に注目するもの、③医療サービス利用の必要度と実際の利用との差に注目するもの、等3つのアプローチが存在している。本稿では、後で述べるように②と③を組み合わせた分析アプローチで、居宅介護サービスの公平性について検討する。

2 介護サービス需要と所得階層に関する日本での先行研究

介護保険サービスにかんしては、制度発足後それほど年数が経っておらず、データ蓄積はそれほど多くない。そのためか、上述の先行研究のような分析枠組で公的介護保険によるサービスの公平性についての明示的に扱った研究は、筆者は寡聞にして知らない。とはいえ、介護サービス需要あるいは費用と所得階層に関する研究は、すでにいくつも行われている。

近藤(2000)は、65歳以上高齢者を対象として、所得と要介護(支援)出現率の関係について分析している。データは、1998年度の人口4万人都市の全高齢者を対象としており、所得変数として「給与控除後の総所得(=住民税の課税対象額)」を用いて、年齢や性別をコントロールした上でロジット分析を行っている。その結果、年齢が5歳上がると、要介護リスクは1.8倍、そして所得が100万円下がると1.7倍になり、100万円の所得減少が5歳加齢とほぼ等しい効果を持つ、と報告している。すなわち、低所得は要介護者出現の危険因子であり、「低所得者に新たな経済的負担を

強い介護保険制度は…低所得者層からの要介護者発生を助長する可能性」があると主張している(近藤(2000), p. 6)。

牧・駒村(2000)は、厚生労働省「国民生活基礎調査」1995年の個票を用いて、(在宅)介護費用および介護時間の分析を行っている。分析に使用したサンプルは、65歳以上の高齢者がいる世帯かつ要介護者がいる世帯である。当該年の世帯票では、5月中にかかった介護関連費用が、6種類(排せつ・介助関係、寝具・衣類関係、介護機器・日常生活用具、福祉等サービス、医療関係、その他)に分けて把握されている。彼らの分析結果では、①介護費用に世帯所得はごくわずかながらプラスの影響を与えていること、②主たる介護者が女性の場合には介護費用は低下すること、③要介護程度と総介護費用との間には明確な関係は存在しないこと、等が確認されている。

公的介護保険導入後の研究としては、大日(2002 a)、清水谷・野口(2004)などが挙げられる。大日(2002 a)は、岐阜県の2市・3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)にたいして、介護保険導入後8ヵ月目の2000年11月に行った調査を用い、公的介護保険(居宅介護サービス)を利用した際の自己負担額(対数)にたいする世帯所得の弾力性を求めている。その結果、①自己負担額にたいする世帯所得の弾力性は高く(推計モデルによって1を超える)、したがって②居宅介護サービスは「奢侈財」である可能性があり、③低所得者への一層の配慮を主張している⁹⁾。

清水谷・野口(2004)は、内閣府「高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査(要介護者世帯調査)」2001年および2002年に実施された縦断調査(約1000世帯)を用いて、居宅介護サービスおよび施設介護サービスの利用回数(日数)に関する価格弾力性および所得弾力性を推計¹⁰⁾している。その結果、居宅介護サービスの所得弾力性に関しては、統計的に有意な場合でも係数は大きくなく、大日(2002 a)とは異なり、「奢侈財」という結論は得られない、としている¹¹⁾。

以上のように、所得弾性値などこれまでの研究

蓄積から居宅介護サービスの公平性に関してある程度論じることが可能であるが、現段階では居宅介護サービスが奢侈財かどうかについてさえ未だ結論が出ていない状況にある。そこで、本稿では次節で説明するように、医療サービスの公平性の分析に用いられたアプローチを用いて、居宅介護サービスの公平性に関して別の角度から検討する。

III 分析方法

1 分析枠組およびデータ

本稿では、本多・大日(2003)の医療サービス利用の分析と同様、Wagstaff & van Doorslaer(2000)の枠組に沿うことにする。この枠組に従えば、居宅介護サービスの公平性を分析するためには、①介護サービスにたいするニードと、②実際の介護サービス利用との間の所得階層毎の差異を把握しなければならない。

要介護発生率は低所得階層ほど高いという近藤(2000)による先行研究結果を考慮すると、低所得階層ほど介護(支援)サービスのニードは高く、したがって必要とされる自己負担額も高いと考えられる。つまり、横軸に所得順に並べた人口の相対累積度(%)をとり、縦軸に介護ニードの相対累積度(%)をとれば、低所得者ほどニードが高いため、集中度曲線は45度線(破線)の上方に膨らむと考えられる。さらに、これに実際のサービス利用に基づく自己負担総額の集中度曲線を重ね合わせ、その位置関係により、公平性を判断する。

ここでの公平性の判断基準は、同じニードを持つ人々が所得にかかわらずサービスを受け取っているかどうかである。すなわち水平的公平性の意味において判断する。例えば、 L_1 がニードで、 L_2 が実際のサービス利用だとすれば、高所得階層に有利な形での不公平が生じていることになる。反対に、 L_1 が実際のサービス利用で、 L_2 がニードだとすれば、低所得階層に有利な形での不公平が生じていると判断する。なお、本稿では居宅介護サービスのニードや実際のサービス利用の量は、どちらも自己負担総額で把握されるものと仮定している。

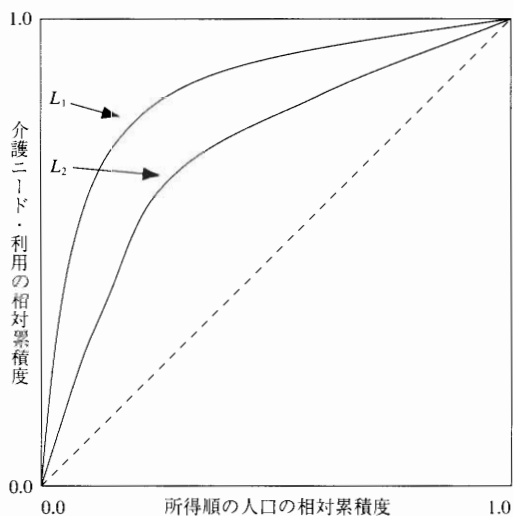


図1 介護ニーズとサービスの集中度曲線

データとしては、『国民生活基礎調査(厚生労働省)』の平成13年(6月調査)の介護票を用いて国立社会保障・人口問題研究所で行われた再集計結果を活用した。調査時点において、公的介護保険導入後1年3ヵ月が経過していることになる。介護票は介護保険法の要介護者及び要支援者を対象としている。

もとの介護票では、介護保険による(5月中一ヵ月間の)居宅介護サービスについて「支払った総額(=自己負担総額)」のほか、「利用者負担(保険対象分)」、「利用者負担(全額負担分¹²⁾)」、「その他の利用料¹³⁾」も識別可能である。しかし、目的外申請で使用を許可されたのは「支払った総額(自己負担総額)」のみであったので、本稿ではこの項目のみを使用する。

居宅介護サービスの自己負担総額は、「領収証(書)」あるいは「サービス利用票別表」を基として質問票に記入することとされており、かなりの程度正確に費用を捉えていることが期待される。「支払った総額(自己負担総額)」の分布は図2の通りである。

この居宅介護サービスについて「支払った総額(自己負担総額)」を、世帯内での介護状況、要介護度、自立状況、認知障害の程度に応じて平均値を算出し、すべてのサンプルに割り当てる¹⁴⁾こ

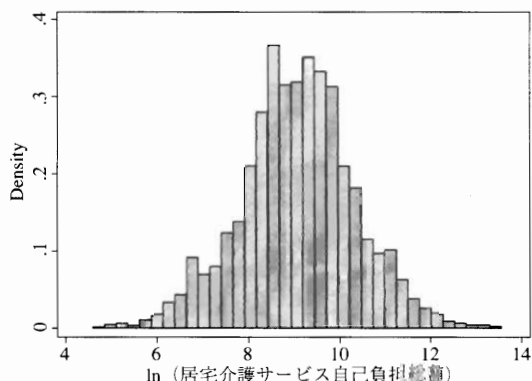


図2 居宅介護サービスの自己負担総額(対数)の分布

とで、これを「居宅介護サービスにたいするニーズ(に基づく自己負担総額)」とした。これまでの、医療の公平性をめぐる同様の研究では、ニーズの計算には自己評価による健康度や年齢などの変数しか考慮されていない。したがって、それらと比較すると、この居宅介護サービスのニーズの計算に用いた変数は多岐にわたっており、適切にニーズを捉えていることが期待される。

この平均値の算出過程において、所得変数は一切使用しない。すなわち、この段階では所得とはかかわりなく、純粋に世帯内での介護状況、要介護度、自立状況、認知障害の程度に応じた「居宅介護サービスのニーズ(に基づく自己負担総額)」を算出していることになる。

その上で、この①「居宅介護サービスのニーズ(に基づく自己負担総額)」と、②「実際の居宅介護サービス利用(に基づく自己負担総額)」に関し、各々、(a)所得階層毎に平均値を求める、あるいは(b)各人の所得階層順に並べて集中度曲線を描くことで、所得の相違によるニーズと実際の利用における自己負担総額の相違が把握され、その相違によって「居宅介護サービスの公平性」が検討される、という分析手順となる。

また、本稿で用いた所得変数については、以下の手順で作成している。『国民生活基礎調査』では、所得票により可処分所得が世帯・個人レベル両方について把握可能であるが、調査対象者の負担に配慮し、介護票の調査対象者は、所得票の調

査対象者と重ならない。ただし、介護票では、世帯の年間所得（課税前・社会保険料拠出前）のみについては、カテゴリー変数として尋ねている。そこで、各カテゴリーの上限・下限の平均値に置き換えて、さらに世帯員数にルートをかけた等価尺度で割ること（OECD方式）で、世帯規模を調整した年間所得を算出した。本稿で「所得階層」と言う場合には、すべて、この所得変数に基づいている。

2 サンプルおよび推計方法

サンプルは、居宅介護サービスの自己負担総額の値が不詳になっていない（ただしゼロと記入されているものは含む）、年齢が65歳以上の要介護・要支援者に限定する。なお、介護票でカバーされているのは、在宅で介護を受けている要介護・要支援者だけであり、施設介護を受けている者は調査対象外である。

また、要介護者・要支援者と認定されたにも関わらず、居宅介護サービスをまったく利用していない（つまり全面的に家族介護などに頼っている）者は約3割存在しており、そうしたサンプルの居宅介護サービスの自己負担総額の値は当然ゼロとなっている。

したがって、居宅介護サービス自己負担総額関数の推計方法は、第一段階目で居宅介護サービスを利用するかどうか（居宅介護サービスの自己負担総額がゼロになるかどうか）の選択確率関数を推計し、第二段階目で自己負担総額関数を推計することにする。具体的には、ヘックマンモデルにより、この推計を行う。この推計で求められたパラメータを用いて、世帯内の介護状況、要介護度、自立状況、認知障害の程度に応じた「居宅介護サービス自己負担総額の平均値（ニード）」を各人について求める。

さらに、もう一つ注意しなければならない点は、調査時点では介護保険制度が導入されてから1年3ヵ月しか経っていないこともあり、田近・菊池（2003）が都道府県レベルデータを用いて確認しているように、施設介護サービスについて供給制約がきつい地域があり、こうした地域では、施設

サービスに対する超過需要が、より高い居宅介護サービスの需要に向かっている可能性があることである。つまり、居宅介護サービスの平均値を求める際に、このような地域特性をどのように処理したらよいかという問題がある。

これについては、田近・菊池（2003）に倣い、厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査（2001年）』および総務省『2001年10月1日現在推計人口』より、「65歳以上人口一人当たりの施設（介護老人福祉施設＋介護老人保健施設＋介護療養型医療施設）定員率」を求め、県単位での施設介護サービスの超過需要の地域特性に関する影響をなるべく除去し、「居宅介護サービス自己負担総額の平均値（＝ニード）」を算出することにした。

なお、各変数の基礎集計は、本稿の最後に附表として掲載してある。

IV 分析結果と議論

公的介護保険による、要介護度、自立状況、認知障害の程度に応じた「平均的な居宅介護サービス自己負担総額（＝ニード）」を各人について求めるための推計結果が表2である。

尤度比検定は、ヘックマンモデルにより二段階で推計することの妥当性を示している。居宅介護サービス利用確率について有意であるのは、女性であること、および要介護度についての変数である。要介護度の高さに注目すると、最も居宅介護サービスの利用確率を高めるのは、要介護度3であり、約8%、居宅介護サービス利用確率を上昇させている。一方で、最も重度の要介護度5においては、約7%であり、最も低くなっている。これは、最重度の要介護者は、むしろ居宅介護サービス利用よりも、施設サービス利用に向かうことを示す結果であると考えられる。

施設定員率の係数は、負で有意である。すなわち、施設定員率（65歳以上人口に対する施設定員の割合）が高いと、居宅介護サービス利用はむしろ抑制されることを示唆している。逆に低ければ、居宅介護サービス利用は促進されることを意味す

表2 平均的な居宅介護サービスの自己負担総額(=ニード)算出のための推計結果

	居宅介護サービス利用確率			ln(居宅介護サービス自己負担総額)	
	dF/dx	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]
施設定員率(県毎)	-2.302	-6.795	[3.149]**	1.654	[3.348]
世帯員数	0.005	0.008	[0.012]	0.023	[0.013]*
年齢	0.003	0.010	[0.003]***	-0.006	[0.003]*
性別(女性=1)	0.032	0.086	[0.047]*	-0.136	[0.055]**
要介護1(要支援が基準)	0.077	0.233	[0.067]***	0.300	[0.076]***
要介護2	0.068	0.220	[0.080]***	0.560	[0.089]***
要介護3	0.082	0.263	[0.094]***	0.708	[0.103]***
要介護4	0.070	0.243	[0.107]**	0.728	[0.115]***
要介護5	0.070	0.207	[0.112]*	0.828	[0.121]***
歩行自立	-0.024	-0.077	[0.056]	0.007	[0.060]
移乗自立	0.012	0.018	[0.060]	-0.014	[0.063]
食事摂取自立	-0.010	-0.036	[0.066]	-0.026	[0.066]
嚥下自立	0.027	0.068	[0.062]	-0.023	[0.063]
排便の後始末自立	-0.022	-0.066	[0.071]	-0.115	[0.073]
便意有り	-0.027	-0.057	[0.059]	-0.084	[0.061]
一般家庭用浴槽の出入り自立	-0.025	-0.062	[0.063]	-0.219	[0.068]***
ズボンの着脱自立	-0.005	-0.005	[0.069]	-0.059	[0.074]
洗顔自立	0.029	0.073	[0.073]	-0.009	[0.073]
意思疎通完全	-0.015	-0.031	[0.064]	-0.132	[0.066]**
生年月日回答可	-0.010	-0.043	[0.081]	0.001	[0.081]
徘徊無し	-0.009	-0.020	[0.067]	-0.256	[0.069]***
認知障害の疑いがあるが医師による診断は受けていない	-0.001	-0.010	[0.074]	-0.089	[0.075]
医師による診断を受けたが認知障害とは診断されなかった	-0.007	-0.005	[0.106]	-0.081	[0.109]
認知障害1(ほぼ生活自立)	-0.011	-0.057	[0.127]	0.074	[0.135]
認知障害2(見守りにより自立可)	-0.034	-0.088	[0.121]	0.443	[0.124]***
認知障害3(介護必要)	-0.039	-0.135	[0.115]	0.270	[0.117]**
認知障害4(常時介護必要)	0.015	0.031	[0.116]	0.350	[0.113]***
認知障害5(著しい精神症状・問題行動・重篤な身体疾患)	-0.069	-0.201	[0.212]	0.233	[0.224]
主な介護者は要介護者の配偶者				-0.275	[0.062]***
主な介護者は事業者				0.112	[0.079]
要介護者のための専用室有り				0.090	[0.045]**
定数項		-0.182	[0.290]	9.911	[0.346]***
Log likelihood		-6357.974			
LR test of indep.eqns.(x ²)		9.980***			
N		3851		2720	

注) 有意水準: $p^* < 10\%$, $p^{**} < 5\%$, $p^{***} < 1\%$ 。

出典) 注1) 参照。

る。この結果は、田近・菊池(2003)の主張とも整合的である。

居宅介護サービス自己負担総額関数については、利用限度額と密接にかかわっている要介護度ばかりでなく、生活の自立度や認知障害の状況の影響が大きい。たとえば、一般家庭用浴槽の出入りが自立していること、あるいは徘徊が無いことで、居宅介護サービス自己負担総額は2割以上も低く

なる。また、認知障害の状況では、見守りにより自立が可能である(認知障害2)場合には、居宅介護サービス自己負担総額は4割程度高くなり、それ以上に認知障害の程度が悪化した場合には、むしろ相対的に費用はかからなくなる。これも、ある程度以上に、認知障害の程度が悪化すると施設介護サービス利用に切り替わるためだと推測される。

また、主な介護者が配偶者であることは、有意に居宅介護サービス自己負担総額にはマイナスに働き、居宅介護サービス利用と配偶者の介護サービスが代替的であることを示している。また、要介護者のための専用室があることは、係数の値としてはそれほど大きくはないが、有意に居宅介護サービス自己負担総額を増大させている。

興味深いのは、公的介護保険制度導入後のデータを用いた本稿の結果では、要介護度と介護サービス費用との間に強い相関が見出されるのだが、先に述べたように公的介護保険導入以前の牧・駒村(2000)ではそうした相関は見出されなかったことである。これは、公的介護保険制度下では、要介護度順に利用限度額が定められているので、そうした公的介護保険の制度設計がもたらした相違と考えられる。

この推計結果を用いて居宅介護サービスの自己負担総額の平均値(=ニード)を世帯内の介護状況、要介護度、自立状況、認知障害の程度に応じて各人について計算し、年齢階級別・性別にみたのが、表3である。なお、推計には自己負担総額の対数値を用いたが、この表では通常のコストに変換しなおしている。

実際の居宅介護サービス利用(自己負担総額)

は明らかに、所得五分位でみて高い所得階級にあるほど高くなっている。最も高いのが、75歳以上男性の第V所得五分位であり、2万1,607円(5月一月のみ)利用している。最も低いのは、65-74歳層女性の第I所得五分位であり、7,448円の利用となっており、2倍以上の差がある。

一方で、こうした実際の利用と比較すると、全所得階層で居宅介護サービスのニードには、それほど大きな差異はみられない。ただし、最もニードが高いのは、65-74歳層男性では第III(1万6,569円)、75歳以上男性では第V(1万6,592円)、65-74歳層女性では第V(1万4,091円)、75歳以上女性では第III所得五分位(1万5,628円)である。反対に最もニードが低いのは、65-74歳層男性では第I(1万4,845円)、75歳以上男性でも第I(1万4,443円)、65-74歳層女性では第II(1万1,259円)、75歳以上女性では第I所得五分位(1万2,276円)である。

さて、(ア)実際の居宅介護サービス利用(自己負担総額)および(イ)居宅介護サービスのニード(世帯内の介護状況・要介護度・生活の自立度・認知障害の状況等)に応じた居宅介護サービス自己負担総額の平均値を、所得順にならべ、集中度曲線(相対累積度)を描いたのが図3である。

表3 居宅介護サービス利用とニードおよびその差
(年齢階級・男女別)

男性		(5月中一ヵ月間・円)				
所得五分位	65歳以上 75歳未満			75歳以上		
	実際の利用	平均ニード	(差)	実際の利用	平均ニード	(差)
I	8568	14845	-6278	11821	14443	-2622
II	13216	16451	-3286	15523	15515	8
III	14083	16569	-2485	11951	15429	-3477
IV	14319	14661	-342	14032	15650	-1619
V	18274	14884	3390	21607	16592	5015
女性		(5月中一ヵ月間・円)				
所得五分位	65歳以上 75歳未満			75歳以上		
	実際の利用	平均ニード	(差)	実際の利用	平均ニード	(差)
I	7448	12209	-4761	11069	12276	-1206
II	6621	11259	-4639	11651	13720	-2069
III	9311	12904	-3593	14152	15628	-1476
IV	11644	11558	86	14532	14593	-61
V	12100	14091	-1991	17656	15601	2055

出典) 注1) 参照。

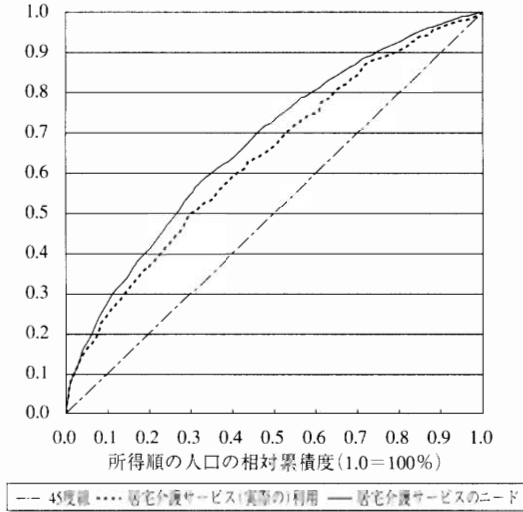


図3 居宅介護サービス利用および居宅介護サービスのニードの集中度曲線

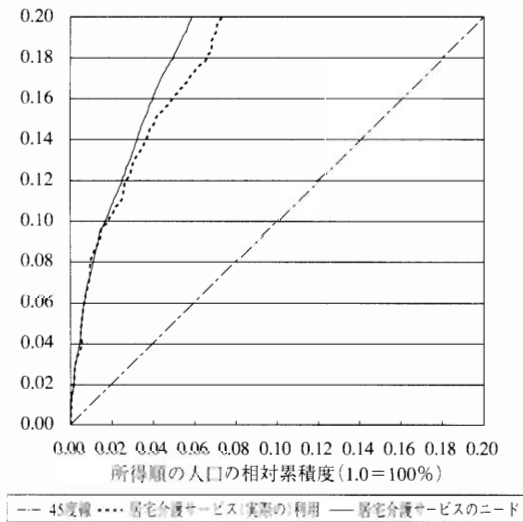


図4 居宅介護サービス利用および居宅介護サービスのニードの集中度曲線

図から明らかなように、居宅介護サービス利用の集中度曲線は、居宅介護サービスのニードの集中度曲線より、45度線に近く、高所得階層に有利な形で、居宅介護サービス利用が行われていることが示されている。すなわち、高所得階層ほど、ニード以上の居宅介護サービスを受けていることになる。ただし、この図では、低所得層の状況が、

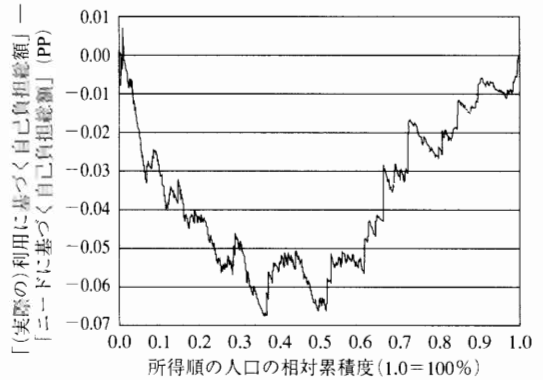


図5 居宅介護サービス利用および居宅介護サービスのニードの集中度曲線の差

はっきり識別できないので、第1所得五分位について、図3を部分拡大したのが図4である。

図4から示されるのは、所得が低い方から2%のところまでは、居宅介護サービス利用の集中度曲線と、ニードの集中度曲線が、ほぼ重なり合っているということである。言い換えれば、所得が低い方から2%の水準にある人々は、ニードとほぼ釣り合った居宅介護サービスを実際に利用しているということである。

したがって、全体では低所得層に不利な意味での不公平が、居宅介護サービスにおいて発生しているが、生活保護制度による被保護世帯であるような所得水準が最も低い階層においては、少なくとも公平性が保たれていると考えられる。

さらに、図5のように居宅介護サービス利用および居宅介護サービスのニードの集中度曲線の差をとってみると、大きく上下している部分が何ヵ所もあり、単純にサービス利用のほうがニードを上回っている者が、高所得階層に集中しているとはいえない。こうした、上下している部分に該当するサンプル属性に関する、さらに詳細な分析については稿を改めたい。

V 結びに代えて

本稿では、厚生労働省『国民生活基礎調査(平成13年)』の介護票(個票)の再集計結果を活用し、公的介護保険導入後1年3ヵ月目における、

附表 基礎集計表

	Mean	[Std. dev.]
居宅介護サービス自己負担総額 (5月一ヵ月間)	13509.830	[33120]
施設定員率 (県毎)	0.033	[0.007]
世帯員数	3.343	[1.814]
年齢	81.770	[7.580]
性別 (女性=1)	0.680	[0.467]
要介護1 (要支援が基準)	0.286	[0.452]
要介護2	0.204	[0.403]
要介護3	0.135	[0.342]
要介護4	0.108	[0.310]
要介護5	0.109	[0.312]
歩行自立	0.290	[0.454]
移乗自立	0.369	[0.483]
食事摂取自立	0.628	[0.483]
嚙下自立	0.732	[0.443]
排便の後始末自立	0.532	[0.499]
便意有り	0.700	[0.458]
一般家庭用浴槽の出入り自立	0.316	[0.465]
ズボンの着脱自立	0.463	[0.499]
洗顔自立	0.619	[0.486]
意思疎通完全	0.556	[0.497]
生年月日回答可	0.689	[0.463]
徘徊無し	0.840	[0.367]
認知障害の疑いがあるが医師による診断は受けていない	0.112	[0.316]
医師による診断を受けたが認知障害とは診断されなかった	0.047	[0.212]
認知障害1 (ほぼ生活自立)	0.030	[0.171]
認知障害2 (見守りにより自立可)	0.052	[0.223]
認知障害3 (介護必要)	0.060	[0.238]
認知障害4 (常時介護必要)	0.060	[0.237]
認知障害5 (著しい精神症状・問題行動・重篤な身体疾患)	0.011	[0.105]
主な介護者は要介護者の配偶者	0.232	[0.434]
主な介護者は事業者	0.088	[0.283]
要介護者のための専用室有り	0.632	[0.482]
N	3851	

出典) 注1) 参照。

居宅介護サービス利用の公平性について分析した。分析対象となったのは、要支援あるいは要介護状態であると現在認定されており、かつ65歳以上の者である。分析枠組としては、世帯内の介護状況・要介護度・生活の自立度・認知障害の状況等に応じた「居宅介護サービスの自己負担総額の平均値 (= ニード)」を各人について算出し、その平均値を所得五分位で比較分析する、あるいは所得順にこの「ニード」と「実際の居宅介護サービス利用 (に基づく自己負担総額)」の集中度曲線 (相対累積度) を二本描き、その上下関係を検討

することで、居宅介護サービス利用の公平性について評価した。公平性の判断基準は、同じニードを持つ人々が所得にかかわらず同じように居宅介護サービスを実際利用しているかどうかである。

その結果、まず、居宅介護サービスの「ニード」は低所得階層に偏っていることが明らかとなった。さらに、最低所得階層 (下位2%) を除き、「ニード」よりも「実際の利用」の集中度曲線の方が上方に位置し、高所得者層はニード以上に居宅介護サービスを利用していることが明らかになった。

もつとも、公平性の判断基準に関し、そもそも高所得階層はより高い介護保険料を支払っている点や、施設介護サービス利用者は本稿の分析の対象外となっている点および全額自己負担となるサービスも自己負担総額に含まれている点等を考慮すると、これを不公平とってよいかについて、当然、別の判断基準もありうる。

さらに、居宅介護サービス利用および居宅介護サービスのニードの集中度曲線の差をとってみると、サービス利用のほうがニードを上回っている者が、高所得階層に集中しているとは単純にいえ、より詳細な分析が必要である。加えて、要介護期間が所得階層でどれほど異なるかについての分析、および既に牧・駒村(2000)で行われているような介護費用と介護時間との代替関係を考慮した分析も、今後の課題である。

注

- 1) 本稿で用いたデータは、平成14-15年度厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)「医療負担のあり方が医療需要と健康・福祉の水準に及ぼす影響に関する研究」における再集計結果を引用・活用している。共同研究者である国立社会保障・人口問題研究所の金子能宏氏ならびに小島克久氏からの再集計結果利用のご快諾に、厚く御礼申し上げる。また、本稿改訂にあたり、国保椿原病院長の阿波谷敏英氏、早稲田大学の植村尚史氏、大阪大学の福重元嗣氏、国立社会保障・人口問題研究所の山本克也氏(五十音順)から有益なコメントを頂戴したことを記し、感謝する次第である。なお、本稿で表明される筆者の見解は、共同研究者および関係するいかなる組織の見解とも無関係であり、また有りうるかもしれない論文中の誤りはすべて筆者に帰するものである。
- 2) 所得再分配調査では、公的医療保険による医療サービスの給付額の変数が入手可能である。この給付額の変数は、医療機関の受診回数を基に、各年齢階層における平均医療費を乗じることで作成されている。
- 3) 遠藤・駒村(1999)では、「ジニ係数の改善度 = (再分配所得の *Gini* 係数 - 当初所得の *Gini* 係数) / 当初所得の *Gini* 係数 × 100」を「医療アクセスの改善度」として定義している。なお、「当初所得」とは、一般に「市場所得」と呼ばれている収入であり、「再分配所得」とは「当初所得 - 税・社会保障料 + 社会保障給付(年金・医療サービス・その他)」である。現物給付である「医療サービス」も含まれている点が、「可処分所得」の定義とは異なる。
- 4) 遠藤・駒村(1999)注4)参照。
- 5) 彼らの論文では、所得順に人口を並べ替えた所得データからローレンツ曲線(相対累積所得度数)を描き45度線で囲まれた領域の面積の2倍を求め(G_a)、同じく所得順に並び替えた医療費支出データから集中度曲線(相対累積支出度数)を描き同様に45度線で囲まれた領域の面積の2倍を求め(G_b)、そこからカクワニ指数($K = G_a - G_b$)を計算している。
- 6) この結果は、先述の本多・大日(2003)による「1998年には、高所得者層に有利な外来受診の不公平性が解消された」との報告と比較すると対照的であり興味深い。
- 7) 日本は、この国際比較研究には含まれていない。ただし、本多・大日(2003)は彼らの研究を引用する形で、国際比較を試みている。とはいえ、定義の相違や有意水準に留意すると、他国と比較した日本の特徴ははっきりとは示されなかった。
- 8) ほかに独自調査も併用し、①外来受診の有無以外に、②過去の入院経験の有無、③過去1年間における入院経験の有無、④現在の入院の有無、⑤世帯の医療費支出(世帯構成で規模を修正)についても、公平性を検討し、②以外に不公平は存在しない、と報告している。
- 9) さらに、大日(2002b)では、同じデータを用いて、低所得者に対する自己負担の軽減措置に着目して、介護サービス需要の価格弾力性が測定されている。その結果、①要介護度2以上では価格の増分以上に需要が減退すること、②価格弾力性が所得と関連している可能性が高いことなどが指摘されている。また、大日(2003)では、2002年2月実施の居宅介護事業所に対する独自調査(調査票は、事業者、ケアマネジャー、利用者の三者に対して設計された)を利用して仮想的行動と実際の需要行動についての回答から、価格弾力性の推計を行っている。計測された価格弾力性は、調査対象者や仮想的質問か実際の需要行動に関する質問かで異なっている。
- 10) 清水谷・野口(2004)も仮想的行動と実際の需要行動の両方についての回答を被説明変数に使用している。
- 11) その理由として清水谷・野口(2004)は、大日(2002a)の推計式が「説明変数が少ないために、過剰推定されている可能性(p.146, II.12-14)」を指摘している。とはいえ、清水谷・野口(2004)は被説明変数として「在宅介護サービスおよび施設介護サービスの利用回数(日数)」を用いている。一方、大日(2002a)は「公的介護保険(居宅介護サービス)を利用した際の自己負担額」という全く異なる被説明変数を用いてい

- る。したがって、単に説明変数の差により、こうした分析結果の差異が生み出されているのかについては、さらなる検討が必要ではないかと思われる。
- 12) 介護保険の給付に上乗せしたサービスの費用、全額自費で利用しているサービスの費用をいう。
- 13) 通所介護・通所リハビリテーション利用時の食事の食材料費、おむつ代等をいう。
- 14) 実際に居宅介護サービスを利用しているかどうかにかかわらず、自己負担総額がゼロであると回答している人を含め、推計値をすべての人にあてはめている。

参考文献

- 遠藤久夫・駒村康平(1999)「公的医療保険と医療アクセスの公平性」『季刊社会保障研究』Vol. 35, No. 2, pp. 141-148。
- 遠藤久夫・篠崎武久(2003)「患者自己負担と医療アクセスの公平性—支出比率とカクワニ指数から見た患者自己負担の実態—」『季刊社会保障研究』Vol. 39, No. 2, pp. 144-154。
- 大日康史(2002 a)「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」『季刊社会保障研究』Vol. 38, No. 1, pp. 67-73。
- (2002 b)「公的介護保険における介護サービス需要の価格弾力性の推定」『季刊社会保障研究』Vol. 38, No. 3, pp. 239-244。
- (2003)「公的介護保険における介護サービス需要の価格弾力性の推定：意思決定者の相違を考慮した推定」, 下野恵子・大日康史・大津廣子著『介護サービスの経済分析』, pp. 83-101, 東洋経済新報社。
- 近藤克則(2000)「要介護高齢者は低所得層になぜ多いか—介護予防策への示唆」, 社会保険研究所編『社会保険旬報』No. 2073, pp. 6-11。
- (2002)「社会経済的格差による健康の不平等」『経済』No. 82, pp. 27-37。
- 清水谷諭・野口晴子(2004)「介護・保育サービスの価格・所得弾力性」『介護・保育サービス市場の経済分析』, pp. 121-61, 東洋経済新報社。
- 田近栄治・菊池 潤(2003)「介護保険財政の展開—居宅給付費増大の要因」『季刊社会保障研究』Vol. 39, No. 2, pp. 174-84。
- 本多智佳・大日康史(2003)「健康の公平性」『健康経済学』, pp. 267-85, 東洋経済新報社。
- 牧 厚志・駒村康平(2000)「高齢者の要介護状態が家計の介護時間・介護費用に与える影響」, 国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』, pp. 263-91, 東京大学出版会。
- Kakuwani, N., A. Wagstaff, and E. van Doorslaer (1997) "Socioeconomic Inequalities in Health: Measurement, Computation and Statistical Inference," *Journal of Econometrics*, Vol. 77, pp. 87-103.
- Wagstaff, A. & E. van Doorslaer (2000) "Measuring and Testing for Inequalities in the Delivery of Health Care," *Journal of Human Resources*, pp. 716-33.
- (やまだ・あつひろ 慶應義塾大学専任講師)

死亡前一年間の医療および介護費用の検討

阿波谷 敏 英

I はじめに

人生の終末期における医療保険、介護保険の果たすべき役割は大きい。一方、高齢者における医療、介護サービスは、社会情勢の変遷とともに変化してきている。とくに2000年4月の介護保険法施行により、従来、介護にかかっていた医療サービスは介護サービスへとシフトしていくようになった。それにより老人医療費の抑制が期待され、現実的には一定の効果は認められたものの、医療費・介護費全体でみると、むしろ膨らんできており問題を孕んでいるといえよう。

欧米においては1980年代半ば頃から終末期医療費について、Lubitz and Pihoda (1984), Scitovsky (1984, 1988, 1994), Temkin-Greener, et. al, (1992), Lubitz and Riley (1993), Lubitz, Beebe and Baker (1995), 等の活発な議論が行われてきた。これらの議論から、終末期医療費については、①死亡月が近づくほど急激に上昇すること、②年齢が高くなるほど終末期医療費自体は低下すること、③終末期医療費の多くの部分がナースングホームの費用から構成されること、などが明らかとなっている。

日本における終末期医療費の先行研究は府川・郡司(1994)、府川・児玉・泉(1994)、鈴木・鈴木(2001)、今野(2003)、等がある。これらでは、欧米の先行研究と似た結論に達している。しかしながら、日本の場合には介護にかかる部分の費用は医療のデータにはほとんど含まれなかったため、終末期に必要な医療・介護資源を過小に推計してきた可能性は否めない。

これらの点をふまえると、日本における終末期の医療費、介護費を併せて検討する必要があると考えられる。今回、小規模自治体において、死亡前一年間の医療費・介護費について検討した。これにより、終末期の医療・介護の現状を把握するとともに、その適切なあり方について考察をおこなった。

II 対象と方法

高知県梼原町において、2001年4月1日から2003年3月31日の2年間に死亡した109人(男性51人、女性58人)を対象とした。対象者は住民基本台帳により把握した。死亡場所、死亡前の所在、死亡原因の調査は、診療録、死亡診断書、診療情報提供書、家族等への聞き取りによりおこなった。医療費は、国民健康保険、老人医療の給付記録を閲覧した。介護費は、介護保険給付記録を閲覧、住所地特例の対象者は入所施設より情報提供を受けた。データの収集については、疫学研究に関する倫理指針に抵触しないことを確認している。

今回、調査対象とした梼原町は、高知県の北西部、愛媛県境の山間に位置する人口4,366人、世帯数1,799、高齢化率37.7%の町である¹⁾。保健・医療・福祉を統合した「地域包括ケア²⁾」を推進しており、訂正死亡率の低値、県下の全国的に医療費が低位で推移するなどの成果が見られている。町内における医療機関は、町立国民健康保険梼原病院(以下、梼原病院)と二つの出張診療所のみであり、医療の自給率が高い。

Ⅲ 結 果

1 対象者の概要

調査結果の概要をまとめると次のとおりである。調査対象者の死因は対象者 109 名中、疾病 103 名、不慮の事故 5 名、不詳 1 名であった。疾病の内訳は、悪性新生物 25 名、肺炎 20 名、心疾患 19 名、脳血管疾患 17 名、その他 13 名、不詳 9 名であった。死亡時の年齢は、満 5 歳から 104 歳であり、平均 81.3 歳（男性 78.2 歳、女性 84.0 歳）であった。

対象者のうち、死亡 12 ヶ月前、6 ヶ月前、死亡月に要介護認定を受けていた対象者はそれぞれ、55 名 (50.5%)、58 名 (53.2%)、63 名 (57.8%) であった。要介護認定を受けていない者には、第 2 号被保険者かつ特定疾病でない者が 7 名、介護保険の被保険者とならない身体障害者療護施設に入所中の者 1 名および 40 歳未満の者 1 名が含まれている。第 1 号被保険者でありながら、要介護認定を受けずに死亡した者は 37 名であった。

死亡場所は、医療機関が 81 名 (74.3%) と最も多かった。その内訳は、椿原病院 44 名、町外病院 37 名であった。医療機関以外の死亡場所としては、自宅 13 名 (11.9%)、特別養護老人ホーム 8 名 (7.3%)、その他 7 名 (6.5%) であった。町内で死亡した者は 71 名 (65.1%) であった。

表 1 要介護認定

	死亡12ヵ月前	死亡6ヵ月前	死亡月
要支援	4	6	7
要介護1	16	11	10
要介護2	5	6	8
要介護3	6	9	5
要介護4	13	11	9
要介護5	11	15	24
合 計	55	58	63
認定なし (1号被保険者)	45	42	37
認定なし (2号被保険者)	7	7	7
認定なし (対象外)	2	2	2

これらの死亡者が死亡前にどのような場所で過ごしたかについても調査を行った (図 1)。死亡前の一年間を暦月ごとに検討し、暦日数に占める各所在場所の日数の割合をグラフにした。死亡 12 ヶ月前には 61.9% が在宅、施設が 21.6%、入院が 16.5% であった。死亡月には在宅は 27.8% まで減少、施設が 14.5%、入院が 57.7% となっていた。椿原病院の割合が死亡前数ヵ月で急激に増加するのに対して、町外病院は死亡直前に微増するに過ぎない。

死亡前一年間の在宅日数や施設利用について検討したところ、全く在宅生活をしていない者が 35 名、それ以外は全期間在宅の 13 名を含め多くが長期間在宅で生活していた。在宅していない場合、入院か施設入所が選択されていると考えられる。入院日数は、全く入院がない者 18 名、全期間入院が 9 名、それ以外の多くは短期間の入院であり、入院日数 90 日以内が過半数となっている。施設入所日数は、要介護認定を受けている 63 名のうち 30 名は施設利用がなく、全期間入所の 3 名を含め、施設利用した者の多くは長期間入所し

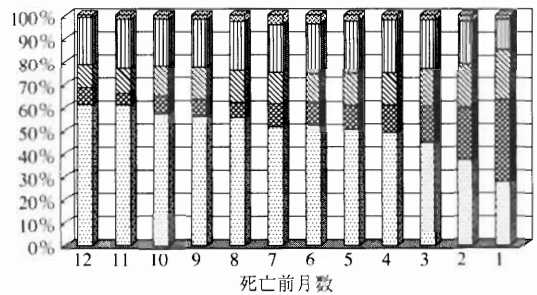


図 1 死亡前一年間の月別所在

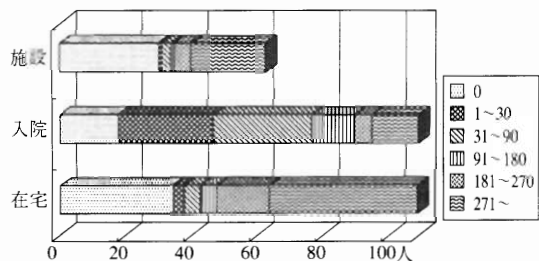


図 2 死亡前一年間における所在日数の分布

ている(図2)。

2 医療・介護費用

対象者109名中、調査可能であった93名について死亡前一年間の医療費の検討をおこなったところ、1年間の1人平均総医療費は約223万6,000円(1日あたり約6,400円)であった。93名のうち、まったく医療費を使わなかった者は1名であり、それ以外の者は、多くの低額の者と少ない高額の者とに分布していた(図3)。

介護費については、対象者のうち介護保険被保険者は107名、そのうち要介護認定を受けている者は63名であった。1年間の要介護者1人平均総介護費は約142万9,000円(1日あたり約4,000円)であった。63名のうち、まったく介護費を使わなかった者は7名あり、それ以外は、低額の者と高額の者の二峰性分布をしていた(図4)。在宅サービスが中心のものが低額、施設サービス

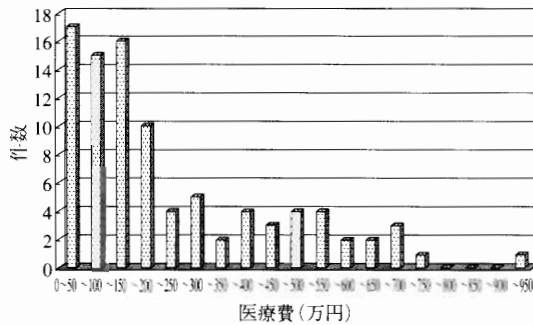


図3 死亡前一年間の医療費分布

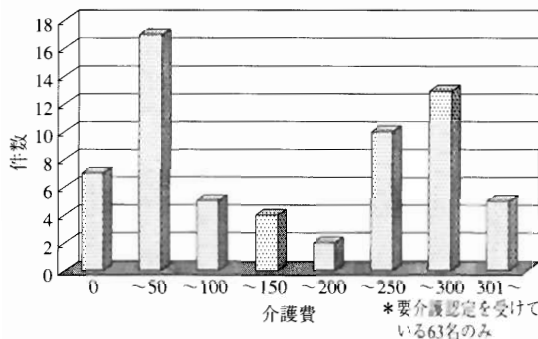


図4 死亡前一年間の介護費の分布

中心のものが高額に分布していると考えられる。

対象者109名中、医療費の調査が可能であった93名について死亡前一年間の医療費と介護費を合計した総費用を計算すると、1年間の1人平均総費用は約308万円(1日平均約8,800円)であった。93名のうち、まったく医療費、介護費を使わなかった者は1名であり、それ以外は高額になるほど件数が少なく分布をしていた(図5)。

医療・介護費用が死亡前一年間においてどのように推移しているかは興味ある点である。図6を見ると、死亡前一年間の1日平均医療費は、死亡12ヵ月前から6ヵ月前まではあまり変化が見られないが、死亡数ヵ月前から急激な増加が見られた。1日平均介護費は、死亡12ヵ月前から緩やかに増加し死亡数ヵ月前をピークに減少に転じている。両者を合算した1日平均総費用の推移では、死亡12ヵ月前から緩やかに増加し死亡数ヵ月前から急激に増加が見られる。

費用の多寡によって対象者がどのような特性を持

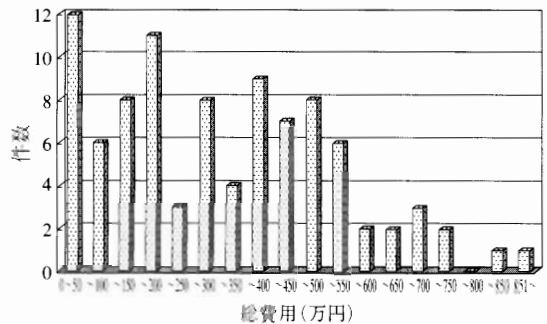


図5 死亡前一年間の総費用分布

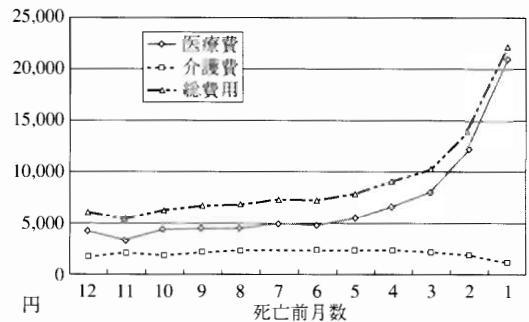


図6 死亡前一年間の1人あたりの1日平均費用

つのか検討するために、低費用群 20 名、中間群 53 名、高費用群 20 名の 3 群に分けて検討をおこなった。これによると、費用が高くなるほど要介護度が重度になる傾向があった(図7)。また、医療費、介護費の内訳を検討したところ、中間群、高費用群、低費用群の順に介護費の割合が高くなっていた(図8)。

費用群別に月別所在場所の推移を観察すると、低費用群では在宅がほとんどを占めるが死亡3ヵ月前から入院が増加する。12ヵ月を通じて施設があるが、これは、1名の身体障害者療護施設入所者であり、費用が介護費に反映されず見かけ上、低額になっているためである(図9)。中間群では、死亡12ヵ月前に在宅が60%を超えているが、死亡が近づくにつれ特に梶原病院入院が急激に増加し、在宅が減少している。施設入所は30%前後で推移し、死亡前に減少している(図10)。高費用群では死亡12ヵ月前でも在宅は20%を占めるにすぎず、死亡6ヵ月前から梶原病院、町外病院

が増加する一方、在宅が減少し死亡月には0%となる(図11)。

月別所在場所の推移は死亡前一年間の費用の推移にも影響を与える。死亡前一年間の1日平均総費用の推移では、低費用群では1日平均総費用は1,000円未満で推移し、死亡3ヵ月前から急激に費用が増加するものの死亡月においても1日あた

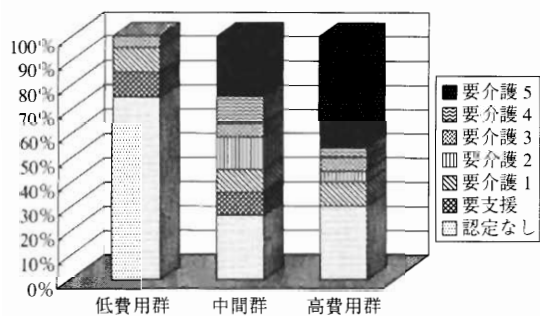


図7 総費用別要介護度構成割合

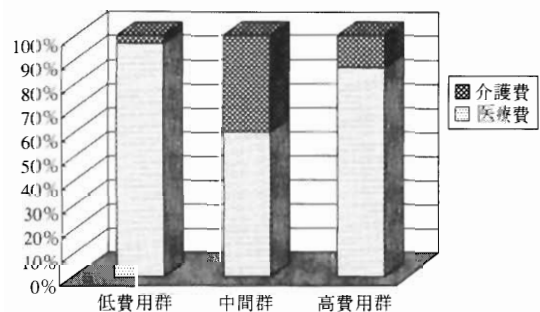


図8 総費用階層別医療・介護費用割合

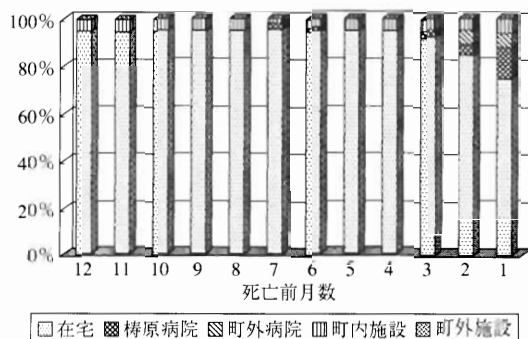


図9 死亡前一年間の月別所在(低費用群)

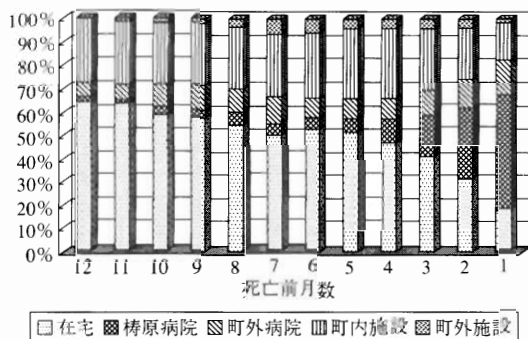


図10 死亡前一年間の月別所在(中間群)

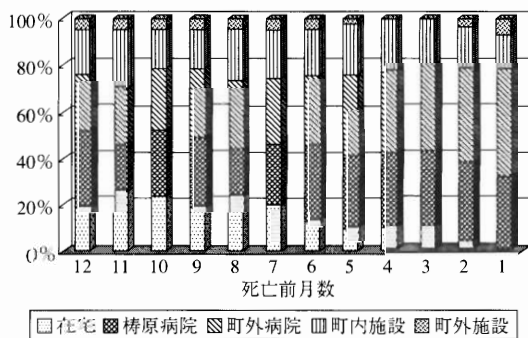


図11 死亡前一年間の月別所在(高費用群)

り7,600円と低額である。中間群では、1日平均総費用は5,000円前後で推移し、死亡4ヵ月前から急激に増加する。高費用群では、1日平均総費用は1万3,000円前後で推移し、死亡6ヵ月前から急激に増加する。

年齢と医療・介護費用には密接な関係があると予想される。図13にみられるように、医療費は75-79歳の群をピークに加齢とともに減少するが、

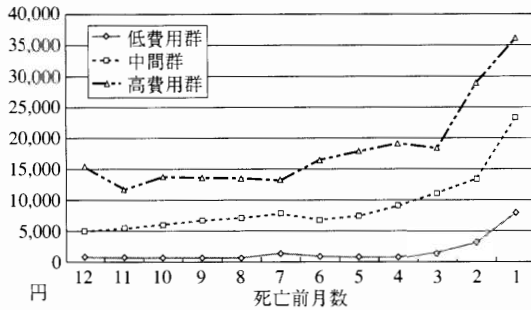


図12 費用群別死亡前一年間の1人あたり1日平均費用の推移

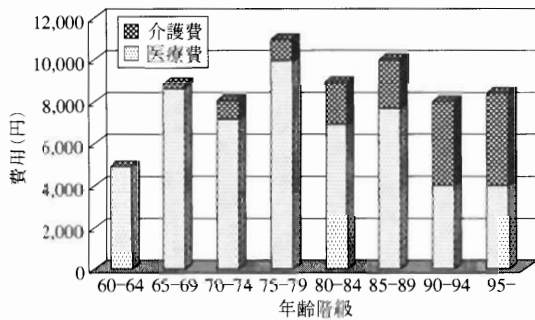


図13 年齢階級別1人あたり費用

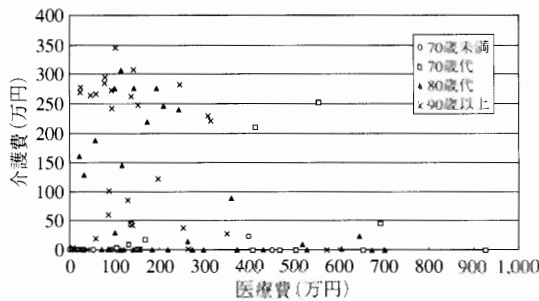


図14 死亡前一年間の医療費と介護費

介護費は加齢とともに増加し、95歳以上では医療費を上回っている。また、図14に見られるように、死亡前一年間の医療費と介護費を散布図にすると、高齢層が低医療費・高介護費に分布する傾向があった。

3 費用に影響を与える要因

医療・介護費用に影響を与える要因について簡単な検討を行った。死亡前一年間の在宅率と1日平均の医療費、介護費の相関を検討した。ここでいう在宅率は次のように定義される。

$$\text{在宅率}(\%) = \frac{\text{在宅生活を営んだ日数}}{\text{暦日数}} \times 100$$

在宅率と1日あたり医療費、1日あたり介護費、および1日あたり総費用のいずれにおいても負の相関関係(それぞれ順に-0.416, -0.596, -0.726)が見られた。在宅率が高まると医療費・介護費が低下するという自然な関係が対象者の間にも成立していることが確認された。

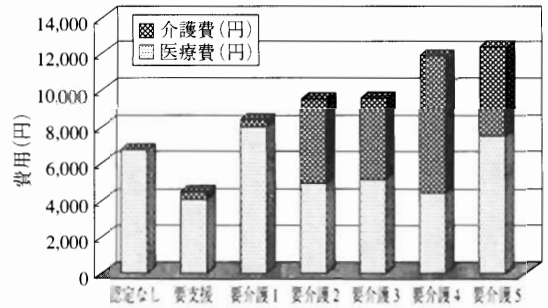


図15 要介護度別1日あたり費用

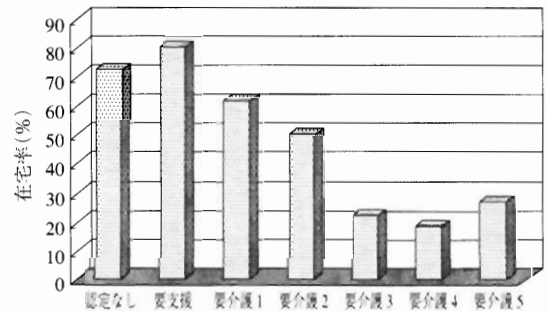


図16 要介護度別在宅率

在宅率とともに医療費・介護費に影響を与えると考えられるのが要介護度である。そこで、要介護度と医療費、介護費の関係を検討した。医療費は、要介護1が1日あたり約8,000円と最も高く、ついで要介護5、認定なし、の順になっている。介護費は、要介護4が1日あたり約4,500円と最も高く、ついで要介護5、要介護2の順になっている。医療費と介護費を合計した総費用は、認定なしの者を除き要介護度が高いほど高額になっていた。要介護度別在宅率では、要支援が在宅率80.4%と最も高く、要介護4が在宅率18.5%と最も低くなっていた。

IV 考 察

梶原町において梶原病院は急性期および回復期を担い、かつ、在宅医療を推進し介護保険サービスとの連携を密にするという位置付けである。すなわち、社会的入院を極力発生させないように努力してきたことにより、低額の医療費へと結びつく役割を果たしてきた。しかし、精神疾患や血液透析などで避けきれず長期入院が必要となったケースがあり、これは町外医療機関に依存しているのが実状である。ターミナルケアにも積極的に取り組み、院内では家族室付きの個室を用意し、在宅での看取りも支援している。また、特別養護老人ホームとの連携を強化し、医療の必要性の高いケースも施設対応し、施設でのターミナルケアを実践してきた。平成13年度の人口動態統計によると、老人ホームでの死亡は2%であるが、梶原町では7.3%と非常に高い。こうした努力により、町内での死亡は65.1%となっている。

死亡前一年間の月別所在場所の推移では、死亡12ヵ月前に入院が16.5%を占め、死期が近づくにつれて増加する。死亡前の入院日数は、比較的短期間の者とほぼ全期間入院している者との二峰性に分布している。これにより医療費も多くの低額の者と、少数の高額の者へと分布している。施設入所日数は、長期間の者が多く、「終の棲家」としての実感が浮き彫りになった。これにより、介護費は、在宅サービスが中心の低額の者と施設

サービスが中心の高額の者との二峰性に分布している。総費用別に3群に分けて検討したところ、中間群で介護費の占める割合が最も高いことがわかった。これは、低費用群には自立度の高く死の直前まで在宅で生活している人が多く、高費用群は医療ニーズが高く長期に入院している人が多く、中間群は施設を利用している人が多いためと考えられ、全体として医療と介護の棲み分けがなされているものと思われた。

今回の研究では、終末期医療費は、①死期が近づくにつれ増加する、②加齢に伴い減少する、ことが認められた。これは、Felderら、増原らの先行研究の結果と一致している。一方、終末期介護費は、①死亡12ヵ月前から緩やかに増加し、死亡6ヵ月前をピークに死期が近づくにつれ緩やかに減少する、②加齢に伴い増加する、ことが認められた。総費用は、①死期が近づくにつれ増加する、②75から79歳の年齢階級までは加齢に伴い増加するが、さらに高齢になると緩やかに減少する、ことが認められた。超高齢になれば、家族や医療者側にも治癒期待が薄れ積極的な医療の介入よりも身体的なケアの比重が重くなるためと推測される。

また、医療費、介護費、総費用は在宅率と負の相関が認められた。総費用においてもっとも強い負の相関が認められた理由は、医療施設では短期では費用が高額になるものの長期になると医療報酬が低下すること、介護保険施設では最も介護報酬の安価な特別養護老人ホームでは別途に医療費がかかる事などにより、総費用ベースでは施設による差が少なくなるためと考えられる。また、在宅率が低下する要因としては、要介護度が重度になることが挙げられた。

高齢者の89.1%が、できれば自宅で最期を迎えたいと希望している³⁾。しかし現実には、人口動態統計によると78.4%が病院で最期を迎える。本人の希望と裏腹に、緩和ケアのための医療的処置が必要であったり、介護が必要であったりするために、施設を選択されることが多いためであろう。家族にしてみれば、在宅生活を継続することによる医療費・介護費の割安感よりも、コストと

して計算できない家族介護者の精神的・社会的な負担の方が勝るといのが現実である。要介護度が重度になるにつれて、在宅率が低下するのもこういった理由からであろう。逆に言えば、要介護度が軽度であれば在宅生活を継続しやすくなるのであるから、介護予防が全体的な費用の圧縮に結びつくとも考えられる。

もちろん、経済論だけが優先されるべきではなく、高齢者の医療・介護に携わる者には、安易に施設を選択するのではなく本人の意思を尊重する努力が求められる。そのためには、人生の最期に関する社会全体の価値観を成熟させていくことのみならず、在宅生活を支援する社会保障サービスを充実させていくこと—これが、ひいては医療保険、介護保険いずれにおいても財政安定化に繋がると考えられる。

謝 辞

今回の研究論文を執筆するにあたって、国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部泉田信行氏に多大なるご支援をいただいた。この場を借りて、深謝申し上げたい。

注

- 2004年9月30日現在。住民基本台帳による。
- 社団法人全国国民健康保険診療施設協議会山口昇顧問の提唱した概念で「地域に包括医療を、社会的要因を配慮しつつ継続して実践し、住民のQOLの向上を目指すもの。包括医療とは、治療のみならず、保健サービス、在宅ケア、リハビリテーション、福祉・介護サービスのすべてを包含するもので、施設ケアと在宅ケアの連携及び住民参加のもとに生活ノーマライゼーションを視野に入れた全人的医療。地域とは、単なるAreaではなく、Communityを指す。」と定義されている。
- 平成7年度人口動態社会経済面調査(厚生省大臣官房統計情報部人口動態統計課)による。

参考文献

- 阿波谷敏英(2000)「私の地域包括ケア論『良質な医療=水』のような存在に」『地域医療』Vol. 38, No. 2。
 ————(2000)「21世紀の自治体病院のあり方をさぐる」『全国自治体協議会雑誌』Vol. 39, No. 8。
 今野広紀(2003)「生涯医療費の推計～国保・健保

のレセプトデータによる分析～」一橋大学経済研究所「世代間利害調整プロジェクト」ディスカッションペーパーシリーズ, 174。

- 鈴木 亘・鈴木玲子(2001)「寿命の長期化は老人医療費増加の要因か?」, J CER Discussion Paper, 70, pp. 1-11。
 中越準一(1997)「住民とともに築く健康文化の里」『地域医療』Vol. 35, No. 3。
 橋口 徹・細小路岳史・大西正利他(2004)「介護保険導入による自治体の老人保険財政および一般会計への影響。上」『社会保険旬報』Vol. 2196。
 ————(2004)「介護保険導入による自治体の老人保険財政および一般会計への影響。下」『社会保険旬報』Vol. 2197。
 府川哲夫・郡司篤晃(1994)「老人死亡者の医療費」『医療経済研究』Vol. 1, pp. 107-118。
 府川哲夫・児玉邦子・泉陽子(1994)「老人医療における死亡付月の診療行為の特徴」, 日本公衆衛生雑誌, Vol. 41, No. 7, pp. 597-606。
 増原宏明・今野広紀・比佐章一・鶴田忠彦(2002)「地域の医療供給体制と患者受診行動に関する実証研究」, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業平成13年度研究報告書。
 山本克也・菊地英明・泉田信行(2004)「地域医療のチャレンジ 梶原の成功と館岩の挑戦」『厚生サロン』Vol. 24, No. 1。
 ————(2004)「へき地医療の確保策に関する基礎的検討 I 梶原の成功と館岩の挑戦」『個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究』厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業平成15年度研究報告書。
 Felder, S., M. Meier, and H. Schmitt (2000) "Health Care Expenditure in the Last Months of life", Journal of Health Economics Vol. 74, No. 4
 Lubitz, J. and R. Phihoda (1984) "Use and Costs of Medicare Services in the Last Year of Life," Health Care Financing Review, Vol. 5, No. 3, pp. 117-31.
 Lubitz, J. and G. E. Riley (1993) "Trends in Medical Payments in the Last Year of Life," New England Journal of Medicine, Vol. 328, pp. 1092-96.
 Lubitz, J., Beebe, J. and C. Baker (1995) "Longevity and Medicare Expenditures," New England Journal of Medicine, Vol. 332, pp. 999-1003.
 Scitovsky, A. A. (1984) "The High Cost of Dying: What do the Data Show?" Milbank Memorial Fund Quarterly, Vol. 62, No. 4 pp. 591-608.
 Scitovsky (1988) "Medical Care in the Last Twelve Months of Life: The relation between

- age, functional status and medical care expenditures," *The Milbank Quarterly*, Vol. 66, No. 4, pp. 640-60.
- Scitovsky (1994) "The High Cost of Dying: revisted" *The Milbank Quarterly*, Vol. 72, No. 4, pp. 561-91.
- Temkin-Greener, H., et.al (1992) "The Use and Cost of Health Services prior to Death: A Comparison of the Medicare-Only and the Medicare-Medicaid Elderly Populations," *The Milbank Quarterly*, Vol. 70, No. 4, pp. 609-701.
(あわたに・としひで 高知県梶原町国民健康
保険梶原病院院長)

個票データを用いた歯科受診動向の考察

田中 健一
佐藤 雅代

I はじめに

齲蝕(虫歯)や歯周病は、経済成長によって引き起こされる国民病の一つと言われている。厚生労働省が6年間隔で実施している「歯科疾患実態調査報告」の第8回調査によると、齲蝕有病者率は、乳歯の総数では45.2%、永久歯の総数では85.9%、乳歯+永久歯の総数では78.3%であった¹⁾。また、歯肉に所見のある者、すなわち歯肉炎や歯周炎(歯槽膿漏)などの歯周病有病者は総数で見ると72.9%となっており、年齢階級別の有病者率を見ると、年齢が高くなるごとに歯肉に所見のある者が増え、45~54歳の年齢階級層で88.4%と最も高い率となっている。齲蝕や歯周病は歯の喪失の原因ともなる歯科疾患であるが、その罹患率は他の疾患と比較しても非常に高い水準にあると言えよう。

このような状況では、歯科疾患に罹患しないためにライフサイクルを通じた適切な予防対策が必要である。中でも「幼児期・学齢期の齲蝕予防」および「成人期の歯周病予防」の推進が歯科保健対策の課題となっている。一般的には定期歯科健康診査や歯磨き教室などの学童期の歯科保健教育などがイメージされるが、石井(1997)によると、1980年代後半に成人期の歯科保健対策の充実強化を図るために提唱されたのが8020運動²⁾であり、地域歯科保健の行政的な周辺整備の努力が続けられている。また、乳児期の乳歯齲蝕の予防や、老年期の口腔衛生指導などについても、様々な取

り組みがなされており、それらを対象とした先行研究の数も多い。また、研究成果を用いた歯科疾患の予防に向けた介入も検討されている³⁾。

しかし、これら予防にも関わらず、罹患した場合には(早期)治療が必要となる。この治療に対する費用として、2002年度には約2.6兆円⁴⁾、すなわち対国民医療費比率の8.3%という少くない額が使われている。どのような人たちが、どのような形で歯科診療医療費を必要としたのであろうか。本稿は、個人の受診行動を完全に把握できるという性質を持つ個票データを用いて、歯科受診について分析を試みようとするものである。

個票データを用いた研究には、国民健康保険の支払業務データを用いた鶴田他(2000, 2002)を始めとして、組合管掌健康保険の支払業務データ、健診データ、適用データ等を用いた小椋他(2003, 2004)、政府管掌健康保険の支払業務データを用いた植村他(2004)などが、着々と成果をあげつつある⁵⁾。個票データの利点の一つは、多岐にわたる分析目的にあわせて様々に再集計することが可能な点である。本稿では、政府管掌健康保険の個票データを用いて歯科受診行動を分析した田中(2004 a)をふまえて、組合管掌健康保険(以下、「A健保」と呼ぶ)の支払業務データ等の個票データを⁶⁾再集計し歯科受診の動向を明らかにする。

II 歯科診療医療費——マクロの推移——

個票データを用いた分析に着手する前に、マクロから歯科診療医療費の動向を概観する。このプ

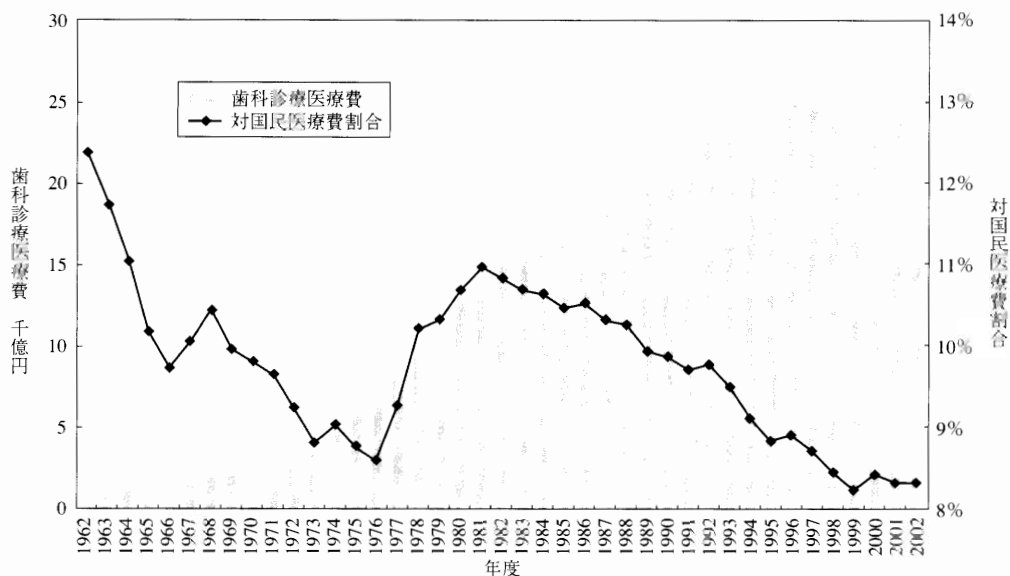


図1 歯科診療医療費の推移

ロセスは、データの加工のみに終始し“木を見て森を見ず”としないために重要である。

歯科診療医療費⁷⁾の推移を示したのが図1である。推計開始以来、1981年度までは、1971年度を除く全ての年度で2桁の成長を遂げていたが、1982年度以降成長率が1桁に落ち込み、1997年度に初めて対前年度比減少となったことが、棒グラフから読み取れる。なお、1980年代に成長率が1桁に落ち込んだといっても、その総額は右肩上がりに増加しており、マイナス成長の年度があっても、1996年度以降2.5兆円強の水準を維持している。

一方で、国民医療費に占める歯科診療医療費の割合を見ると、推計開始時の12.4%から、昨今では8.3%となっている。この減少は一貫した傾向ではなく、1976年度に8.6%まで減少した後、1981年度に11.0%まで水準を上げ、以降は年に0.1%ポイント程度ずつ減少している。なお、1977年度から項目が設けられた薬局調剤医療費は、2000年度に初めて歯科診療費の水準を超え、2002年度には歯科診療医療費より1兆円以上も大きくなっている。

III 個票データの一般性の検討

本稿は、A健保のデータを用いて歯科受診行動を明らかにするものである。当該健保は被保険者本人と家族をあわせて約1万人規模の組合であり⁸⁾、歯科受診動向を統計的に検討するための標本数としては小さくない。しかし、日本の総人口の0.01%にも満たない集団であるため、A健保の被保険者の健康水準や医療機関受診行動をもってわが国の健康水準や歯科受診行動を論じることが適当かをチェックする必要がある。この節では、A健保データを、国民医療費データと政府管掌健康保険データのそれぞれと比較検討する。

1 国民医療費データとの比較

国民医療費の資料では、1977年度から“年齢階級、入院－入院外別一般診療医療費”が、1984年度から“年齢階級別歯科診療医療費”がそれぞれ公表されている。そこで、表1では2000年度の1人あたり医療費を、再集計したA健保データと比較している。

A健保については、2000年度に被保険者資格

表1 1人あたり医療費——国民医療費データとの比較——

2000(平成12)年度	総数	0~14歳	15~44歳	45~64歳	0~39歳 (再掲)	40~64歳 (再掲)	65歳以上
	1人あたり歯科診療医療費(千円)						
A健保	16.3	9.8	13.1	24.2	11.3	22.8	26.9
国民医療費	20.1	11.1	15.1	26.4	13.4	25.0	29.3
	1人あたり入院医療費(千円)						
A健保	11.8	5.6	8.4	18.4	8.2	15.4	81.0
国民医療費	89.4	27.2	30.4	85.6	28.3	77.5	282.6
	1人あたり入院外医療費(千円)						
A健保	54.5	47.2	36.0	83.0	38.5	74.3	142.9
国民医療費	99.4	61.2	41.9	100.9	46.0	92.7	260.9
	人口数(千人)						
A健保	9	2	4	3	5	4	0
国民医療費	126,926	18,506	42,673	43,707	53,365	51,521	22,041

出所) A健保については、筆者作成。

国民医療費については、平成14年度国民医療費(厚生労働省大臣官房統計情報部)より抜粋。

を有した人数で1人あたり医療費を年齢階級別に算出した。なお、65歳以上階級の人口数が日本の人口構成割合からすると小さいが、これは本人・家族を問わず63歳以上の被保険者数が非常に少ないためである。その理由は、適用データから読み取れた62歳で定年退職というA健保の雇用スケジュールと、老健制度にある。すなわち、退職による被保険者の資格喪失、およびA健保の被保険者であっても老健対象となる70歳以上については支払業務データが存在しないことにより、65歳以上階級の人数が少ないのである。

歯科・入院・入院外を問わず、またA健保・国民医療費を問わず、年齢があがるほど1人あたり医療費は高い。特に、0~39歳階級と40~64歳階級を比較すると、後者は前者の約2倍の水準を示している。さて、1人あたり歯科診療医療費を見ると、入院医療費や入院外医療費で見られるような大きな乖離は無いものの、A健保の水準が各年齢階級で相対的に低いことがわかる。A健保が大企業の被用者を対象とした組合健保であることを考えると、被保険者の健康水準の高さ⁹⁾が、1人あたり入院医療費および1人あたり入院外医療費に現れていると解釈できるのではないだろうか。その観点から、歯科診療医療費の水準にバラツキがほとんどないことは、健康水準の高さが歯科についてはあまり関係が無いことを示唆し

ているとも言えよう。

2 政府管掌健康保険組合の医療費データとの比較

次に、A健保のデータと政管のデータを比較する。植村他(2003)の政府管掌健康保険データ分析結果における、歯科診療医療費の受診者1人あたり平均値が、比較の対象である。植村他(2003)が用いた個票データは支払業務データのみである。そのため、医療機関を受診した被保険者の当年当月の情報は得られるが、未受診の被保険者に関する情報は全く無い¹⁰⁾。

さて、表2に示したのは、埼玉、千葉、神奈川、大阪、福岡について、2000年度の歯科診療医療費の合計額を、医科・歯科・調剤で1枚でも個票(支払業務)データが出てきた受診者の数で除して算出された1人あたり平均値である。A健保についても、同様の手順で算出した。

政管の1府4県の1人あたり歯科診療医療費の地域差は興味深い、それらに関する分析は植村他(2003)に譲る。ここでの得られる知見は、先に示した表1では常に国民医療費より低い水準を示していたA健保の数値が、政管の地域差の範囲にほぼ収まる数値であったことである。もっとも、当該年度に入院した受診者について歯科診療医療費を見ると、政管に比べてA健保の値が飛び抜けて大きいことを付け加える。なお、参考ま

表2 1人あたり歯科診療医療費
—政管データとの比較—

2000(平成12)年度	総数 0~14歳 15~39歳 40~69歳			
	受診者1人あたり平均歯科診療医療費(千円)			
A 健保	19.3	10.4	15.0	27.1
政管—埼玉	18.8	8.7	16.4	25.7
政管—千葉	19.9	9.1	17.6	26.7
政管—神奈川	21.5	9.2	18.9	29.2
政管—大阪	20.4	9.1	16.7	29.4
政管—福岡	20.4	10.4	16.9	28.9
	男性1人あたり平均歯科診療医療費(千円)			
A 健保	19.7	10.8	16.1	26.8
政管—埼玉	19.0	8.6	17.1	26.3
政管—千葉	20.2	9.0	18.3	27.3
政管—神奈川	21.7	9.1	19.6	29.8
政管—大阪	20.6	9.0	17.1	30.0
政管—福岡	20.2	10.2	16.9	28.9
	女性1人あたり平均歯科診療医療費(千円)			
A 健保	18.9	10.1	13.8	27.4
政管—埼玉	18.6	8.7	15.8	25.2
政管—千葉	19.7	9.1	17.1	26.1
政管—神奈川	21.3	9.3	18.3	28.8
政管—大阪	20.2	9.2	16.4	28.9
政管—福岡	20.6	10.5	16.9	28.8
	受診者数(千人)			
A 健保	7.7	1.5	2.8	3.3
政管—埼玉	832.9	155.8	331.5	345.6
政管—千葉	593.4	107.2	234.1	252.2
政管—神奈川	1,059.8	188.3	429.5	442.1
政管—大阪	2,881.7	529.9	1,208.6	1,143.2
政管—福岡	1,703.6	328.6	698.1	676.9
	入院あり受診者1人あたり平均歯科診療医療費(千円)			
A 健保	30.7	16.0	18.8	44.5
政管—埼玉	17.5	6.4	13.8	24.1
政管—千葉	18.1	7.3	14.8	24.1
政管—神奈川	20.1	7.0	16.1	27.2
政管—大阪	20.2	7.5	15.4	29.4
政管—福岡	21.1	9.1	16.4	29.0

出所) A 健保については、筆者作成。

政管については、植村他(2003)より抜粋。

注) 受診者: 医科・歯科・調剤のいずれかについて、当該年度に1枚以上レセプトのある人。

で、歯科受診者1人あたり平均歯科診療医療費をA 健保について算出したところ、全体で42.8千円、男性が44.5千円、女性が41.0千円であった。また、表2では40~69歳階級で男性より女性が高いが、歯科受診者1人あたりで見ると各世代とも男性の平均歯科診療医療費が高かった。こ

のことから、歯科受診者1人あたりで検討するか、歯科未受診者を含む被保険者1人あたりで検討するかで、結論に差違が出ることがわかる。

表2では他に、2000年度に入院経験のある受診者の平均歯科診療医療費を示している。入院経験のある場合は15~39歳階級を除いて状況が一転しており、A 健保の1人あたりの水準は政管の約2倍となっている。これは、2000年度に入院経験のある被保険者が189人と非常に少なかったため、バラツキが多くなったためではないかと考えられる。

IV 結果と考察

本稿がベースとする田中(2004 a)は、2000年度の政管—埼玉の個票データの再集計から、年齢階級別・月別・男女別に歯科に関する患者受診行動を分析している。その結果、①月別の受診動向は、年間を通じてほぼ一定である、②年間受診日数が5日以内である場合がほとんどである、③年齢階級別に見てもほとんど年間受診日数は変動しない、④年齢階級別の歯科診療点数をみても、医科点数ほど高年齢階級で医療費が増大するわけではない、などが明らかにされた。そして、特に④の考察から、1人あたり歯科診療医療費が増加し始める15歳以前の段階での健康教育によって、歯科診療医療費の増大を抑制する可能性が示唆されている。さらに、咀嚼できる能力は全ての健康の前提でもあるため、歯科診療医療費増大の抑制は医科医療費の増大をも抑制する可能性があり、この意味において、小中学校における保健教育と医療保険制度の連携が極めて重要であると結論している。

この節では、田中(2000 a)に対応する形でA 健保データを再集計し、1 月別の歯科受診動向、2 年間の歯科受診実日数の動向、3 年齢階級別の歯科診療医療費および歯科受診実日数、についてそれぞれ検討する。さらに、適用データを持つ故に算出することのできる未受診率について4で検討し、5では簡単なモデルで歯科受診率と歯科診療医療費を推定する。

1 月別、年齢階級別、男女別歯科受診者数

田中(2004a)は、月別では年間を通じてほぼ一定の受診動向であるとするが、6月に受診が多い理由は、6月に「口腔衛生週間」として歯に関心を持つような行事が実施されている影響と考察している。A 健保でも、同様の受診傾向が見出せるであろうか。

図2-1に、A 健保の2000年度の月別歯科受診者数の推移を示した。これは、2000年度に1度でも歯科診療を受けた被保険者3,963人について、各月の受診の有無を積算したものである¹¹⁾。図からはわかりづらいが、歯科受診者数は4月から緩やかに増加傾向を示し、2000年度に1度でも歯科受診をした被保険者の1/4が受診した6月が年間で最多であった。そして、7月に一旦受診者数が減少した後、8月には6月とほぼ同レベルの受診者数となり、以降なだらかな減少を見せ、1月で底をつく、増加傾向に転じている。なお、図2-1には、2000年度の年間歯科診療医療費の上位20%と下位20%の受診者の動向も示している。どちらも、総数は792人だが、上位20%が2~3倍の頻度で頻繁に受診していることがわかる。さて、ここで興味深いのは、下位20%と上位20%で、受診傾向に若干の差があることである。下位20%について月ごとの受診動向を見ると、4月が年間を通じてもっとも受診者が多く、以降6月までは減少傾向、8月まで増加するものの、そこから1月までは減少傾向にある。一方で、上位20%については、8月まで一貫して増加傾向にあり、以降はなだらかな減少傾向を示している。

次に、図2-2には10~14歳のいわゆる学齢期後半の子どもたちの月別・男女別歯科受診者数を示した。受診者数の内訳を見ると、男性が166人、女性が207人と、女性が2割ほど多いにも関わらず、6月と7月の受診者数は僅かながら男性が多くなっている。また、4月から8月は、他の月に比べて顕著に多い。これは学校検診等によって、虫歯や歯肉炎などの歯科疾患を指摘されたことが大きく関係していると解釈できる。この傾向は、政管でもA 健保でも、ほぼ同様であった。

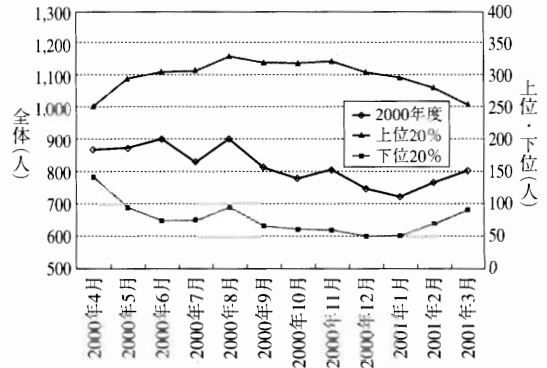


図2-1 月別受診者数の推移——全年齢階級——

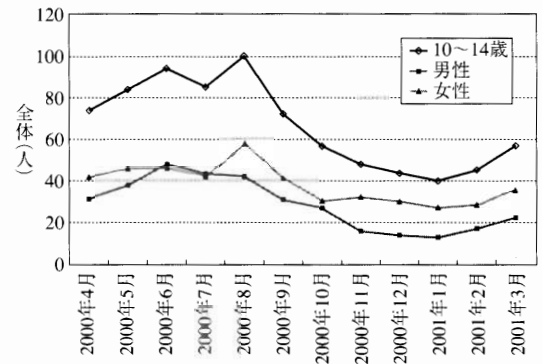


図2-2 月別受診者数の推移——10~14歳階級——

2 本人・家族別、歯科受診実日数受診者数

図3は、A 健保の被保険者本人・家族別の歯科受診実日数を示している。歯科受診者は本人が1,605人、家族が2,358人と、家族が5割ほど多いため、受診者数で表記しても図にあまり動きがない。そこで、棒グラフは、それぞれの受診者総数に対する割合を示すこととする。ここからわかるのは、本人は家族に比べて歯科受診実日数が相対的に多いことである。

被保険者全員の累積割合を示す折れ線グラフを見ると、年間受診実日数が5日以下の被保険者が全体の53.7%と約半数であり、同12日以下となると83.3%を占める。なお、本人については48.0%と80.7%、家族については57.5%と85.0%であった。歯科治療には日数がかかるという認識があるが、前年度からや次年度への繰り越しは本データでは考察されていないので注意が必

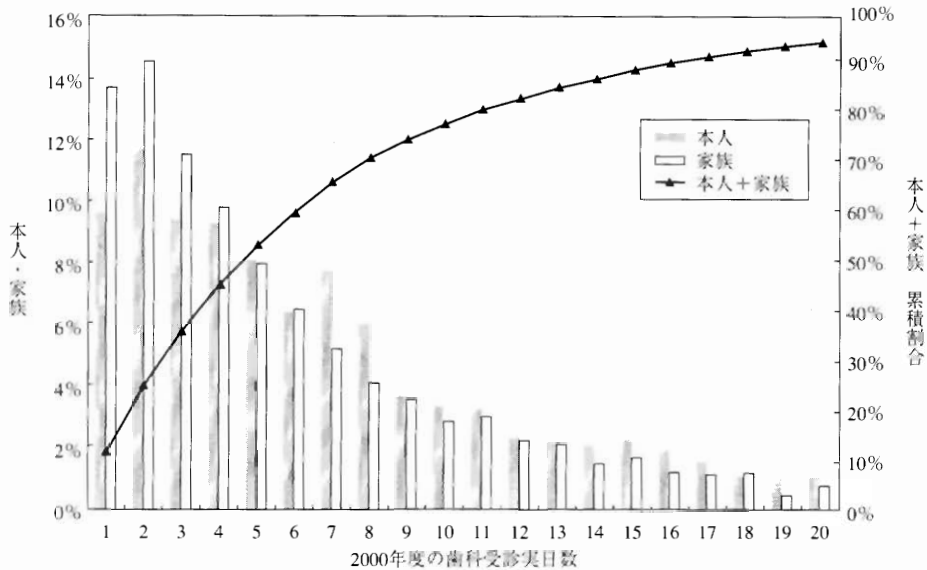


図3 本人・家族別，歯科受診実日数別受診者割合の推移

要であるものの，本人，家族とも約半数は5日以内の受診で終了する傾向にあることが読み取れる。

さらに，本人と家族の受診実日数を比較すると，家族のそれは本人に比較して少ない。この点に関しては，2000年度時点では自己負担割合が異なっていたために，家族に受診抑制がはたらいている可能性を指摘できるだろう。あるいは，単に長期の治療回数を必要とするような疾患が少なかった（進行の進んでいない歯科疾患が多かった）可能性も否めない。いずれにしても，本データによる検証は難しく，今後の検討が必要な事項である。

3 年齢階級別の歯科診療医療費および歯科受診実日数

表3はA健保の年齢階級別1人あたり歯科診療医療費と歯科受診実日数を示している。

田中(2004a)は，2000年度の政管-埼玉のデータから，年平均受診実日数および年平均歯科診療点数は男女でほぼ同じ傾向を示すことを明らかにした。また，高齢者世代に相当する60歳以上階級と，成人世代である階級20～59歳階級を比較した場合，受診実日数および歯科診療点数の大きな差はみられず，この点が加齢に伴い医療費が

高騰する医科とは大きな相違であるとしていた。

A健保のデータでも，受診者1人あたりの数値は，田中(2004a)の政管データとほぼ同様の結果となった。参考までに，歯科未受診者を含む被保険者1人あたりの数値も示すが，1人あたりの平均値は当然ながら低くなるもののほぼ同様の傾向である。

4 未受診率

次に，A健保の個票データから，未受診率を算出する。適用データにより被保険者の資格の有無がわかるため，厳密な意味での未受診者がわかる。表4には，2000年度を通じて被保険者資格を保持していながら1度も医療機関を受診しなかった割合と，1996～2000年度を通じて被保険者資格を保持しながら未受診の割合を，それぞれ種類(入院，入院外，歯科，入院+入院外，歯科)別に示し，図4には年齢5歳階級別の未受診率を示している。

2000年度の未受診率については，5～9歳階級で40.2%，10～14歳で55.2%，15～19歳で74.4%と上昇する。15～19歳をピークに以降の階層では一貫して減少している。この図からも

表3 年齢階級別歯科診療医療費および歯科受診実日数

年齢階級	人数	歯科診療医療費(千円)				歯科受診実日数			
		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Mean	Std. Dev.	Min	Max
		歯科受診者1人あたり							
	3,963	42.5	50.1	0.5	1,052.5	7.3	7.0	1	74
0-4	89	24.1	21.6	2.3	101.8	5.6	5.0	1	22
5-9	307	25.8	32.1	1.9	381.3	6.1	5.7	1	41
10-14	373	18.6	16.5	1.6	101.4	4.6	4.6	1	37
15-19	249	24.5	30.5	1.3	304.7	4.6	4.7	1	33
20-24	272	34.8	28.8	1.9	164.7	5.9	5.0	1	35
25-29	266	40.2	53.3	0.5	683.7	6.3	6.4	1	74
30-34	258	41.0	37.8	1.9	230.7	6.6	6.2	1	49
35-39	238	43.5	38.7	2.5	219.3	7.2	6.4	1	44
40-44	324	49.5	50.0	1.9	355.5	8.5	8.6	1	56
45-49	426	58.1	77.5	2.1	1,052.5	9.0	8.5	1	54
50-54	509	52.2	49.7	1.4	555.9	8.7	7.1	1	36
55-59	397	57.5	62.1	2.7	540.0	9.2	8.4	1	50
60-64	219	54.8	50.5	2.5	253.1	8.7	7.6	1	44
65-69	33	58.5	61.0	6.2	324.4	9.8	8.5	1	41
70-	3	45.9	29.6	28.0	80.1	6.3	2.5	4	9
		被保険者1人あたり							
	11,307	14.9	35.9	0.0	1,052.5	3	5	0	74
0-4	543	3.9	12.5	0.0	101.8	0.9	2.9	0	22
5-9	526	15.1	27.6	0.0	381.3	3.5	5.3	0	41
10-14	840	8.3	14.4	0.0	101.4	2.0	3.8	0	37
15-19	986	6.2	18.6	0.0	304.7	1.2	3.1	0	33
20-24	947	10.0	22.0	0.0	164.7	1.7	3.8	0	35
25-29	840	12.7	35.3	0.0	683.7	2.0	4.6	0	74
30-34	767	13.8	29.2	0.0	230.7	2.2	4.7	0	49
35-39	712	14.5	30.3	0.0	219.3	2.4	5.0	0	44
40-44	913	17.6	38.0	0.0	355.5	3.0	6.5	0	56
45-49	1,132	21.9	55.2	0.0	1,052.5	3.4	6.8	0	54
50-54	1,237	21.5	40.9	0.0	555.9	3.6	6.3	0	36
55-59	921	24.8	49.7	0.0	540.0	4.0	7.2	0	50
60-64	527	22.8	42.3	0.0	253.1	3.6	6.5	0	44
65-69	93	20.7	45.7	0.0	324.4	3.5	6.9	0	41
70-	323	0.4	5.0	0.0	80.1	0.1	0.6	0	9

注) 被保険者は、当該年度(2000年度)に被保険者資格を持つ人を指し、歯科未受診者を含む。受診者は、歯科未受診者を含まない。

5~9歳, 10~14歳の階層で未受診率が低くならかの理由で歯科を受診している。

0~4歳階級での未受診率が79%と高い理由として、保健センターでの1歳半および3歳児検診で問題を指摘されなかった幼児が多いことが考えられる。ただ、この時点では歯科疾患が目に見える形で出現しておらず、5~9歳で顕在化するのであれば、5~9歳階級で未受診率が減少する理由の一つとして支持できるのではないだろうか。

未受診率が減少する5~9歳階級については、0~4歳で歯科疾患に罹患しやすい環境が作られており5~9歳で目に見える形になった疾患と、純然に5~9歳で罹患した疾患がある。この場合、前者の疾患は0~4歳の時に保護者への啓蒙普及を計るなどして、受診行動の変容を促し、疾患そのものの発現を抑制する方策が求められよう。すなわち、0~4歳の未受診率の高さが5~9歳, 10~14歳の未受診率の低さに影響を与えている

表4 男女別, 本人・家族別, 年齢階級別未受診率

		男女別		本人・家族別		年齢階級別		
		男	女	本人	家族	6-15	36-45	53-62
2000年度								
入院	98.0%	98.0%	98.0%	98.6%	97.6%	98.4%	98.8%	95.8%
入院外	26.5%	29.2%	23.5%	27.3%	26.1%	15.0%	30.2%	20.0%
歯科	62.9%	64.3%	61.3%	62.4%	63.2%	52.4%	64.2%	52.9%
入院+入院外	26.4%	29.0%	23.4%	27.2%	25.9%	14.8%	30.2%	19.7%
入院+入院外+歯科	17.7%	19.3%	15.9%	17.7%	17.7%	8.5%	19.1%	10.3%
1996~2000年度								
入院	91.5%	91.7%	91.2%	90.7%	92.1%	94.9%	92.6%	86.3%
入院外	6.0%	6.0%	6.2%	6.7%	5.6%	0.2%	5.5%	4.2%
歯科	21.0%	23.5%	18.0%	23.1%	19.5%	10.6%	22.3%	14.3%
入院+入院外	6.0%	5.9%	6.1%	6.7%	5.5%	0.2%	5.4%	4.2%
入院+入院外+歯科	3.3%	2.3%	4.5%	2.4%	4.0%	0.0%	2.3%	1.0%

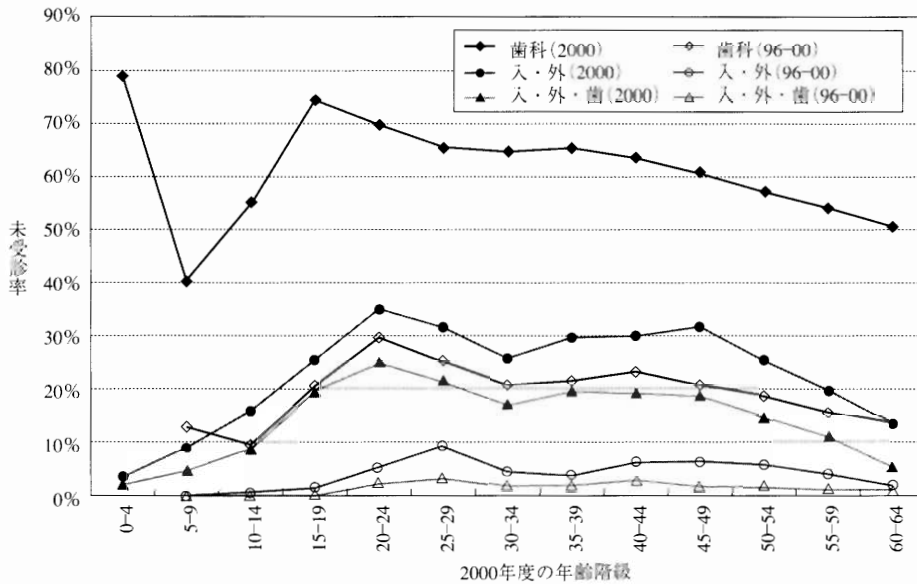


図4 年齢5歳階級別未受診率

と仮定するならば、0~4歳への介入は疾患予防に有用と言えるのである。このように受診動向を変える試みは、今までの医療では実践されていなかった分野であり、今後益々普及させていかなければならない試みであると考え。なお、この仮説をもとに、筆者らは台北市に在住する邦人幼稚園の園児を対象に、本年度より健康教育を実施する。同様に、過去3年間は検診のみを実施してきたマレーシアの首都クアラルンプールの邦人幼稚

園でも、今年よりその実施内容を変更すべく討議を重ねている¹²⁾。

また、15~19歳をピークに未受診率が減少している原因には、幼い頃は健康であったのに年齢の上昇につれ歯科疾患に罹患する場合と、あるいは本来であればもっと早く受診しなければならなかったのを放置してしまい、急性症状などにより歯科を受診する場合の2通りが考えられるだろう。

1年間の未受診率と5年間の未受診率について

は、その水準こそ異なるものの、概ね年齢階級別の動向は同じであった。

5 歯科受診確率と年間歯科診療医療費の推定

結果と考察の最後に、ここでは、A 健保のデータを用いて、歯科受診確率と歯科診療医療費を被説明変数とする医療需要関数を推計し、その結果を表5に示す。

まず最初に、ある月に歯科受診した人を1、そうでない人をゼロとする Probit 推定を行う。用いたのは1996年4月～2002年3月の6年間継続して被保険者資格を有する被保険者のデータのうち、2000年6月～2001年3月の月次データである。なお、データはパネルで集計されているので、説明変数に前月と前々月の歯科受診の有無を用いることは非常に容易である。説明変数として他には、性別、本人・家族別、年齢、若年ダミーも用いる。推定の結果、歯科受診確率に対して、前月および前々月の歯科受診は正に有意であった。興味深いのは、前年度の受診の影響が前々年度に比較して約3倍も大きいことである。また、男性ほど歯科受診確率が低いということ、年齢があがる

ほど歯科受診確率が高まるが、0～9歳ダミーが正に有意であり、子どもについては違った決まり方があることなどが読み取れた。

次に、年間歯科診療医療費を単純 OLS で推定した。なお、被説明変数は対数変換している。2000年度に歯科受診した人のデータから、説明変数として前年と前々年の歯科および入院外の受診の有無を用いる。他に、性別、本人・家族別、若年ダミーを用いる。前年度歯科受診が負で有意となった。これは、前年度に歯科受診していると、年間歯科診療医療費が引き下げられることを意味する。また、有意ではないものの、前々年度の歯科受診、前年と前々年度の入院外受診ともに符号は負となっている。他には、0～9歳および10～19歳ダミーが負に有意であり、若年世代については歯科診療費の水準が大人に比べて低いことがわかる。

以上のことから、受診の頻度が高いほど、年間歯科診療医療費が低い水準となる可能性が示唆された。しかし、このモデルで受診の頻度が高いということは、毎年度歯科診療医療費が必要であることを意味する。そのため、2000年度の水準が

表5 推定結果

	歯科受診確率 Probit		対数(1人あたり 歯科診療点数) OLS	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
前月歯科受診	1.416***	0.019		
前々月歯科受診	0.460***	0.021		
前年度歯科受診			-0.105***	0.040
前々年度歯科受診			-0.033	0.039
前年度入院外受診			-0.086*	0.049
前々年度入院外受診			-0.006	0.048
男性	-0.078***	0.018	-0.012	0.051
被保険者本人	0.033	0.022	0.013	0.062
年齢	0.006***	0.001		
0～9歳	0.266***	0.035	-0.610***	0.074
10～19歳	0.054*	0.029	-0.815***	0.059
定数項	-1.930***	0.032	8.242***	0.062
サンプル数	88,270		2,488	
Pseudo R ²	0.200			
Adj R ²			0.1235	

注) ***は1%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

少々低くても、複数年に累積された歯科診療医療費がより高くなることは想像に難しくなく、事実そうであった。

V 結 語

組管掌健康保険の A 健保の支払業務データおよび適用データを再集計することにより、以下のことが明らかになった。

- ① 歯科受診者数を月別にみると、年の前半から 8 月にかけて緩やかに増加傾向を示し、以降はなだらかな減少を示す。
- ② 年間歯科診療医療費の上位 20% と下位 20%、また学齢期後半の子どもたちについては、①とは若干異なる傾向を示す。
- ③ 年間受診実日数が 1~5 日の受診者が全体の 54%、同 12 日以下で 83%、と大部分を占める。
- ④ 子ども世代を除き、年齢階級別の歯科診療医療費および歯科受診実日数に大きな差がない。
- ⑤ 歯科に限らず、未受診率は、子ども世代は低く、青年期に上昇しその後、中年期、老年期にかけて減少する。
- ⑥ 前月や前々月の歯科受診は、当月の歯科受診確率を高める。
- ⑦ 前年度の歯科受診は、当年の歯科診療医療費を下げる。

0~14 歳階級は受診実日数が他の年齢階級に比較して少なく、子ども世代とそれ以外で、受診動向に違いがあるのは間違いないようである。これには、保護者の子どもへの関心が高まったことによる歯科疾患の早期発見、学校の検診による受診勧告、永久歯に置換するために積極的な治療の手控え、などの理由が挙げられる。したがって、15 歳以上の年齢階級で、受診実日数や歯科診療医療費が増加するのは、幼児・児童期に歯科疾患に罹患したパターンを繰り返したためと解釈できる。そうであるなら、今後、受診回数や医療費を適正化していくためには、受診実日数、歯科診療医療費の増加が認められる前の時期 (5~14 歳) に健康教育を充実させるなどして、予防を喚起するこ

とが必要であろう。歯科疾患自体が予防可能な疾患であるため、健康教育の充実によって近い将来、歯科医療費用軽減が実現される可能性もある。また 8020 運動などの啓蒙普及が、歯科疾患のみならず生活習慣病を予防する可能性もあり、歯科受診動向の考察を進めることで高騰する医療費問題の解決のヒントを得られるのではないだろうか。

一般的には、加齢により疾病リスクが高まるので、高齢化の進展に伴う医療費の増加は避けられないと言われる。しかし、自分で食べることが維持できれば、自己の健康レベルを保持することが可能で、経管栄養にならなくて済む。食べるという視点から考えると、虫歯や歯周病の治療費と認識されている歯科診療医療費は「食べることを維持する」ために投下される資本と位置付けることができる。食べることに維持できる方面に今まで以上に投資することができれば、経管栄養になっている群との比較を中心とする介入研究は必要であるものの、急激な医療費の増加を抑制する方策が見えてくるかもしれない。

本稿では、集計データからは読み取ることのできない情報を提示することを試みた。しかし、より明確なインプリケーションを得るには分析が十分とは言えない上に、個票データから得られる情報を吸収しきれていない。この状況で本稿を上梓せざるを得ないことが悔やまれるが、支払業務データ等の個票データを用いた研究が発展し、分析ツールが共有化され、さらなる進展が見られる日も遠くないであろう。本稿がその礎の一端とでもなれば幸いである。

謝 辞

本稿は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「生活習慣と健康、医療消費に関するミクロ経済分析」の成果の一部である。当該データの再集計およびそれを用いた分析をお許し下さった主任研究者である小椋正立法政大学教授には、記して感謝の意を表したい。また、植村尚史早稲田大学教授、福重元嗣大阪大学助教授をはじめとするワークショップ出席者諸氏には貴重なコメントを頂いた。なお、本稿に残される誤りの責任は筆者のみが負うものであり、所属機関を代表するものではない。

注

- 1) そのうち、処置完了者は、乳歯の総数では41.5%、永久歯の総数では51.3%、乳歯+永久歯の総数では41.9%となっており、処置状況の改善が認められるが、永久歯において、依然、高い齲蝕有病者率を示している。
- 2) 「健康日本21」では、生涯にわたり自分の歯を20本以上に保つこと(8020運動)により、生涯を通じた歯および口腔の健康増進の一層の推進を図ることとしている。
- 3) 例えば、齲蝕予防のために飲料水にフッ化物を適切な濃度となるよう添加するフッロリデーション(Fluoridation)など。詳細については、筒井(2003)を参照されたい。
- 4) 平成14年度国民医療費より、平成14年度の歯科診療医療費の推計値。
- 5) 入院や入院外の医療機関受診行動を対象とした研究は複数あるが、歯科を主題とした分析は田中(2004 a)のみである。
- 6) 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「生活習慣と健康、医療消費に関するミクロ経済分析」(小椋班)の成果の一部である組合健保の1996~2001年度のレセプト個票データおよび適用データ。
- 7) 診療種類別国民医療費の推計額であり、1962年度より推計されている。
- 8) A 健保に関する詳細な情報については、小椋他(2003, 2004)および佐藤(2005)を参照されたい。
- 9) A 健保は、定期健診が年に2回あり、それぞれの受診率が非常に高いなど、他の健保組合に比較しても健康への取組が充実していることが、小椋班の研究で既に明らかになっている。詳細は、小椋班報告書等を参照されたい。
- 10) 当年当月に支払請求がなかった人については、未受診なのか、それとも被保険者資格を有していないのかを区別することができない。
- 11) 例えば年間歯科受診実日数が6日だとしても、毎月1日だけ6ヵ月受診した被保険者は各月に受診者として1ずつ積算されるが、1ヵ月間に6回受診した被保険者は当該月に1積算される。
- 12) 詳細については、田中(2004 b)を参照されたい。

参考文献

- 石井拓男(1997)「8020 に向けての歯科保健行政」『公衆衛生研究』Vol. 46, No. 1, pp. 2-7。
- 植村尚史他(2003)「政府管掌健康保険データ分析結果」, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究』報告書。
- 小椋正立他(2003)「医療費データと接合された検診データ等による検診の効果分析」報告書, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業。
- (2004)「生活習慣と健康、医療消費に関するミクロ経済分析」報告書, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業。
- 健康・体力づくり事業財団(2000)『健康日本21(21世紀における国民健康づくり運動について)』, 健康・体力づくり事業財団。
- 厚生労働省医政局歯科保健課編(2001)『歯科疾患実態調査報告 平成11年—厚生省健康政策局調査(1999)』, 口腔保健協会。
- 佐藤雅代(2005)「生涯医療費の推計—リスクと負担—」『大阪大学経済学』Vol. 54, No. 4。
- 田中健一(2004 a)「第5章 歯科受診における年齢別・月別・受診回数別患者受診行動」, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究』報告書。
- (2004 b)「マレーシア巡回健康相談」報告書。
- 筒井昭仁(2003)「フッ化物応用と公衆衛生」『公衆衛生研究』Vol. 52, No. 1, pp. 34-45。
- 鶴田忠彦他(2000)「縦覧点検データによる医療受給の決定要因の分析」報告書, 厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業。
- (2002)「地域の医療供給と患者の受診行動に関する実証的研究」報告書, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業。
- (たなか・けんいち 独立行政法人国立病院機構
西埼玉中央病院歯科医師)
(さとう・まさよ 国立社会保障・人口問題研究所
企画部研究員)

社会医療を用いた在院日数抑制の波及効果の研究

山本 克也

I はじめに

日本の医療の平均在院日数(以下, 在院日数)は先進諸国と比べて非常に長いといわれている。これは, 1) 人口あたりの病床数が多い(過剰病床数), 2) 医療におけるマンパワーの不足, 3) 急性期の入院患者と慢性期の入院患者の混在の三つの要素が有機的に絡み合った結果であるといわれている¹⁾。在院日数が伸びていた過程を例示してみよう。病床数が多いと病床数あたりの看護師, 医師, コ・メディカルの人数が少なくなる。結果として集中的な(労働集約も含む)医療提供が行えず, 入院期間が長くなるというものである。このようなパスはいくつもありうる。高齢化社会を迎えて慢性期患者と急性期患者が混在し, 診療の体制が散漫になり, 結果として入院期間が長引いていくということも考えられる。そもそも, 急性期患者用の設備投資と慢性期患者用の設備投資では補完関係はあまりなく, ましてや代替関係は望むべくもない。てすりの張り巡らされた病床はリハビリ患者には有用だが, 現在進行形で治療を受けている患者にとっては治療行為の妨げになるかもしれない。両者は別々に存在すべきである。

言い換えれば, 長い在院日数という日本の医療の特徴は, 過剰病床, マンパワー不足(量・質), 病床の混在を原因として生じており, このことは日本の医療の非効率性を示す指標であるといえる。その意味で医療費の質を確保し人員の配置や資本投入を適切に行う過程で, 平均在院日数は結果として短くなる必要がある。

本稿では, 「社会医療診療行為別調査」(以下,

「社会医療」)の個票データを用いて在院日数の考察を行う。本稿の構成は以下の通り。まず, 簡単に在院日数の抑制ができる根拠と抑制の方法, 在院日数抑制の効果について検討を加える。基本的にはEBMの進展, DRGやPPSの概観, そして医療法の変遷について触れる。次に「社会医療」の個票データを再集計し, 在院日数と医療費(医療機関が保険者に請求する診療報酬点数)の関係を考察する。最後に若干のまとめを行う。

II 在院日数の統御可能性

一般産業においては, 材料の選定, 人の配置, 生産に関わる光熱費や作業工程自体を見直すことで費用の節約ができる。医療のエピソード(何らかの疾患を発症し, 通院開始, 治療, 治癒までの一連の医療ライフ)に対しても, それを何かしらの生産工程になぞらえ, 医師の熟練や規格化された治療法によって疾患が完治できるのではと考えることは当然の流れである。このような医療の生産管理という考え方は, クリニカルパスというかたちで医療界に具現化され始めている。このクリニカルパスとは, 「特定の疾患や手術・検査ごとに治療のルーチンワークをチャート様式にまとめ, 医師, 看護師, コ・メディカル, 患者が治療経過の情報を共有し, 必要なケアを適時に患者に提供するためのツールである。」と定義される。その歴史は, 1950年代の生産管理法に由来するCritical pathsとして生まれ, その目的は「作業工程の効率, 標準化」であった。クリニカルパスは原典通りにクリティカルパスと呼ぶこともあるが, 医療現場ではクリニカルパスと呼ぶことも多い。

医療現場にこのクリニカルパスが導入されたのは、米国で高騰する医療費の抑制のために1986年、診断群別包括支払制度(DRG/PPS: Diagnosis Relative Group/Prospective Payment System)が正式に導入され、質の向上、在院日数の短縮、ケアの標準化、医療資源の効率化等の必要性が生じたことによるZander(1995)。

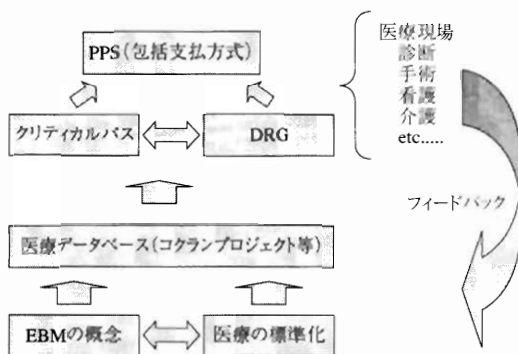
このクリニカルパスをはじめとした医療の効率化の道具立てには、DRGやPPSといったものがあるが、これらはすべて、医療は標準化できるという考え方に基いている。

この医療の標準化はEBM(科学的根拠に基づいた医療)と一連になる概念である。野崎・横山(1999)によれば、EBMとは系統的な研究や臨床疫学研究などより適切に利用できる外部の臨床的根拠を用いた医療を意味する。現実の医療の現場では、臨床的な診断や治療が個人の経験や慣習に左右されることが往々にしてあったといわれており、また、単に動物実験等よりの類推や権威者の意見により左右されることもあったという(古川・山崎 2003)。いわば、何の科学的根拠もなく医療が行われていたこともあったのである。このような医療では資源の無駄使いやそれに付随する医療費の増大を招くことになる。EBMはこれを回避するために知りうるかぎりの疫学などの研究成果や実証的、実用的な根拠を用いて、効果的で質の高い患者中心の医療を実践するための事前

ならびに事後評価の手段である。EBMの確立のためには医療用データベースが不可欠であり、世界的に有名な医療用データベース構築プロジェクトにはコクラプロジェクト²⁾がある。中井(2001)によれば、これには動物実験の結果、臨床試験の結果や臨床ガイドラインができた後のフィードバックデータ等がデータベース化されており、その診療方針を参照して実際の治療に役立てている。このようなデータベースを構築していくうちに、疾病によってはかなりの程度で治療方法や治療期間のスケジュール管理が可能なものが見つかった³⁾。もちろん、この根拠は医療の進歩や耐性菌の出現等の環境等によっても左右されるため、医療現場からのフィードバックは欠かせないものである。いずれにしても、医療の標準化をすべての疾病にあてはめることは不可能であるにしても、できるものもあるということにコンセンサスは得られている。日本でも厚生労働省が20疾患の診療ガイドラインを作成し、(財)日本医療機能評価機構でデータベース化され、ホームページ上で情報提供されている。

III 平均在院日数短縮の効果

医療が標準化可能であり、かつ、クリティカルパスのように治療期間まで統御可能となればどのようなことが起こるか。医療の標準化の成果である在院日数の短縮の具体的なプラスのインパクトを、“マンパワーの整備”という面から考察したものに濃沼・伊藤(1999)がある。濃沼・伊藤(1999)では在院日数の短縮は喫緊の医療政策課題であり、医療の質の向上と業務の効率化を図る上で不可欠の戦略となっているとしながら、在院日数の短縮化が進むと、新たな入院需要を喚起しない限り病床利用率が低下するなど、病院機能に大きな変化が生じる恐れがあることを指摘している。そして、わが国の医療のパフォーマンスが将来的に世界標準(OECD 29カ国の平均)に近づくと仮定して、在院日数の短縮およびこれに連動する病床数や職員数の変化についてシステムモデルを構築し、シミュレーションを行っている。これ



資料) 野崎・横山(1999), 阿部俊子・小林美亜・山崎 絆(2000), 小林美亜・阿部俊子(2000)より筆者作成。

図1 医療標準化の概念図

によれば、全国（一般病院）では、現行（1997年）の在院日数が1日短縮すると仮想的に医師1458人、看護師6051人が必要となる。注目すべきは、わが国の病床数が、減少傾向を辿る世界標準の1.5倍の水準で推移するように病床数のスリム化を図るとすると、医師数増加の将来推計から、医師1人対患者数（入院患者+外来患者/2.5）の基準は、現行の16人が、2002年には13人、2007年には12人、2016年には11人に改善できることがわかる。看護師の基準も、現行の人員基準を段階的に世界標準に近い、より手厚いものにするができるというものである。

濃沼・伊藤（1999）の議論は、在院日数を抑制できる、言い換えれば医療の標準化が可能であるということを前提に議論を進め、人的配置を高めることで医療の質が上げられるということを示している。言い換えれば、急性期患者に対しては高機能病院で医療資源を集中的に投入し、素早い治療を目指す。術後の療養は在宅、あるいは連携した中小病院で行うという病院の機能分化が医療の質を上げるという論理に基づいての研究である。この方法の対偶は、例えば現存する一般病床を介護病床に転換し、より慢性期医療に特化した病床を作る方法である⁴⁾。高齢社会においては介護分野にも医師が積極的にかかわることが必要であり、高機能病院に勤務することだけが医師としての職務を全うすることではない。高機能ではない、あるいは高機能化は難しい中小病院は慢性期患者の療養に特化し⁵⁾、そこに勤務することも医療従事者として十分なキャリアパスとなるようなシステム作りも必要である。

この濃沼・伊藤（1999）ではあまり強調されていないが、濃沼（2004）では診療密度を上げて在院日数を縮減するために病床数を半減させれば良いとし、この方法で1病床あたりの人員が倍になり診療密度をあげることが可能であるとしている。また、アメリカでは全手術の85%が日帰り手術であることを指摘し、安静ということは治療に不可欠なものではないので病床数を減じることは十分に可能であることを指摘している。いわば濃沼（2004）は、日本の医療制度の過剰病床、過剰設

備に危惧を抱いている。とくに後者に関しては、日本にCTスキャンは世界水準の10倍の数があるが、診断能力は世界水準程度であるので9倍分は過剰な検査ではないかとの疑問を呈している。

IV 在院日数の抑制動向

EBMやクリニカルパス自体の医学的検証は医師に任せるとして、このような医療の標準化はどのような形で病院経営に影響を与えているのか。在院日数を例に考察を加えていこう。濃沼（1999）が指摘するように、在院日数が短縮された場合、事前と同水準の収入を得ようとすれば、一日あたりの収入を増加させる必要がある。一日あたりの収入をあげる方法は、一日に行う診療行為数を増加させるか1行為あたりの単価をあげるということが考えられる。しかし、単価は診療報酬制度で公定のため病院自体が統御できるものではない。仮に、診療単価自体が不変であれば、一日あたりの診療密度を増加させなければ診療報酬は減じられることになる。つまり、一日あたりの診療行為数をあげる方法である。この動向を確認してみよう。

分析に使用したデータは「社会医療」⁶⁾（昭和62年～平成12年）の個票データである。「社会医療」では中分類でまとめられた診療行為の点数、行為数、在院日数を再集計することができる。そこで、「社会医療」を昭和62年～平成12年までプールし、そこから病院に入院した患者のデータのみを抜き出す。それを時系列で表示したのが図2である。90年代に入ると在院日数抑制政策が効き始めたのか、在院日数の低下が顕著に現れてくる。ここで、点数の動きだけが右上がりに見えるのは名目値⁷⁾だからである。

もう少し詳細に検討をしよう。「社会医療」には有用なデータがまだある。例えば当該患者が手術を行ったか否かというデータである。これも加味して診療行為の点数、行為数、在院日数の動向を次のような形で整理してみよう。

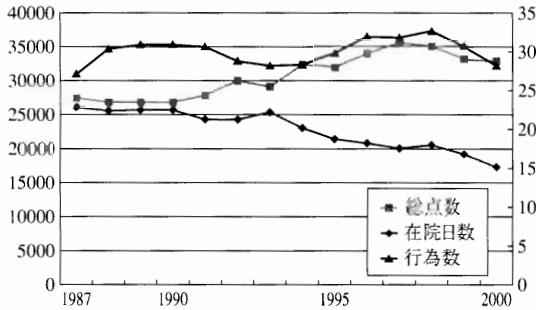
手順1 「社会医療」の個票データのうち病院への入院のデータを抽出し、病床規

模⁹⁾と診療行為に手術が含まれていたかどうかをキーにデータを分割する。

- 手順2 病院の病床規模ごとに毎年の総点数、診療実日数、総行為数の平均値をとる。
- 手順3 手順2の平均値を、1987年のデータを1とした2000年のデータを計算する。

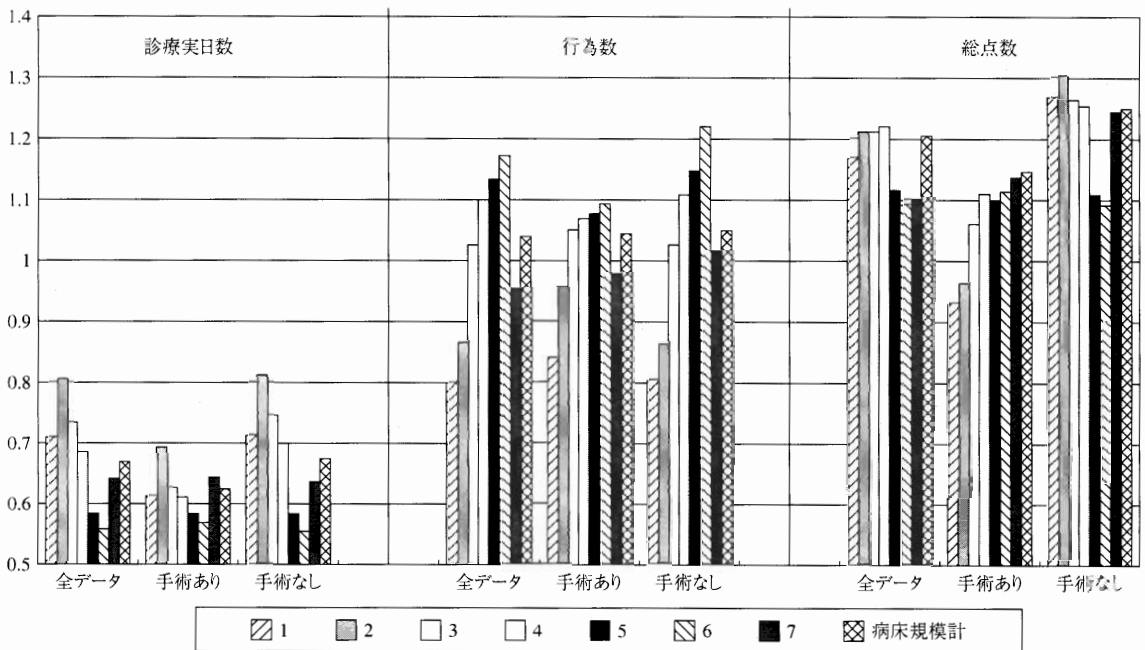
手順1で手術を含むケースと含まないケースに分類しているのは手術を含むデータは急性期患者が多く含まれ、手術を含まないケースは慢性期の患者が多くなることを想定している。もちろん、白内障手術などは日帰り手術もあり、これが重篤な患者であるかと言えばそうではないだろう。後述する谷田(2003)の研究で批判されているように、この分類はあくまで便宜的なものであることは注意を要する。

それでは、図3から見ていこう。左のボックスから全データ、手術あり、手術なしで、それぞれに病床規模別の診療実日数、総点数、行為数のインデックスを示している。各棒グラフは病床規模階級を示す。この凡例は図3～図6共通である。まず、病床規模別の診療実日数を検討しよう。すでに多くの統計データが示しているように、診療実日数はこの13年の間に着実に短縮されている。半減したとまでは言えないが、1987年と2000年を比べれば日数は3割以上減じられた。この傾向は、手術ありデータでも手術なしデータでも変わ



資料) 社会医療診療行為別調査(昭和62年～平成12年), 厚生労働省統計情報部。

図2 総点数, 在院日数, 行為数の平均値の推移(病院規模計, 手術有及び手術無計)



資料) 社会医療診療行為別調査(昭和62年～平成12年), 厚生労働省統計情報部。

図3 総点数, 在院日数, 行為数の指数(2000年/1987年)

りが無い。しかし、手術ありデータのほうが日数はより大きな減少傾向を示している。加えて、病床規模で検討すればこの減少は一様なものではない。大まかに言えば、病床規模が大きな病院ほど診療日数の減少幅が大きく、小さい規模の病院ほど減少幅は小さい。

次に診療行為数について見ていこう。病床規模計を見るとこの13年間に5%程度だが診療行為数は増加している。そして、手術があった場合より、手術なしのデータの方の診療行為数が多いという結果となっている。この結果は診療実日数が減少傾向にあるのと対照的な結果となっている。また、行為数についても病床規模別に見てみると、増加しているのは病床規模階級でいえば、3, 4, 5, 6, であり、反対に1, 2, 7は減少しているようである。

最後に総点数を見てみよう。水準自体は物価指数等の問題があることは先に述べた。その意味で傾向だけを見ていく。まず、病院規模計であるが総点数は増加している。そして、手術があった場合より、手術なしのデータの方の総点数が大きいという結果となっている。これは、診療行為数と同様な動きをしている。つぎに病床規模別で見れば、総点数が減少したのは手術を伴った場合の病床階級1と2の病院だけである。

以上より、社会医療を再集計した結果から少なくとも2000年までは平均在院日数は低下したがそのことが総点数を引き下げるといった効果をもたらしているようには思われない。そうなると、在院日数を抑制しても医療費の効率化には意味がないことになってしまう。やや先取りして言えば在院日数の縮減のみを目的とした医療政策の介入があったわけではなく、病院の機能分化政策との組み合わせで在院日数の縮減が医療費抑制に結びついているのである。

もう少し、在院日数、点数、診療行為数を検討してみよう。日数が減少しても点数は増加傾向にあるということは、診療単価が増加するか一日あたりの診療密度(診療行為数)が増加しているかのどちらかである。図2および図3を検討する限りこのことは不明である。そこで、まず一日あた

りの診療行為数を図3と同様に指数化して示したのが図4である。図4の縦軸の最小値は1としている。すなわち、すべての病床規模の棒グラフが図4上に描かれているということは一日あたり診療行為数が1987年以降、増加したということを示している。さらに、この増加の様子は病床規模によって異なる。もっとも一日あたりの診療行為数が増加したのは病床階級6の病院であり、そのつぎは病床階級5の病院である。とくに、その伸びは手術がない患者に対して大きい。反対に、一日あたり診療行為数の増加が小さいのは病床規模の1と2である。内訳を見れば、手術がない患者に対する一日あたり診療行為数はほとんど伸びていないが、手術のある患者に対する一日あたり診療行為数は伸びている。この傾向は病床階級3や4の病院にも当てはまる。病床階級3と4の病院

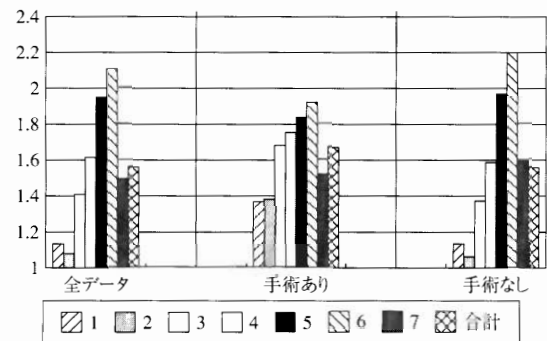


図4 在院日数一日あたり行為数の指数(2000年/1987年)

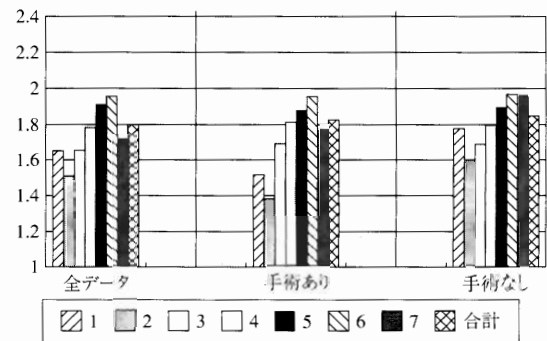


図5 在院日数一日あたり点数の指数(2000年/1987年)

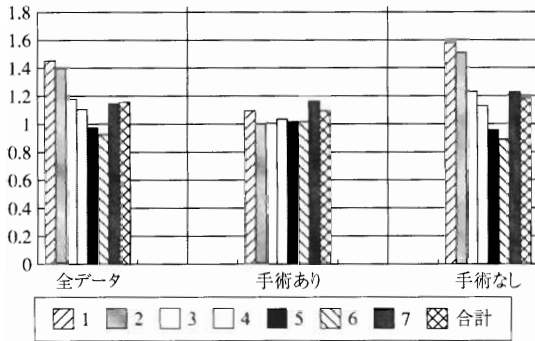


図6 1行為あたり点数の指数(2000年/1987年)

も手術がない患者に比べて、手術があった患者に対する方が一日あたり診療行為数の伸びが大きい。

一方、在院日数一日あたりの点数の指数は図5に示した。図4と図5を比較すれば、手術なしのグラフの形状は大きく異なる。在院日数一日あたりの行為数が伸びているのに、在院日数一日あたりの点数が伸びていないケース(病床規模5と6)と、その反対のケースが混在している。

図6では1行為あたり点数を病床規模毎に指数化したものであるが、この図は大変興味深い結果を示している。まず手術ありに着目すると、病床規模1と病床規模7を除く病床規模において1行為あたり点数は伸びていない。診療報酬の改定を考えれば、むしろ下がったとも言えるような結果を示している。その一方で、手術無しのケースは病床規模5と6では低下しているがそれ以外の病床規模では伸びている。特に病床規模の小さい1と2でその伸びが大きいという結果となっている。

以上、「社会医療」のデータを見てきたが、病床規模で見ると点数の動向に時系列的に見て一貫した傾向が見えにくい。あえて以上の結果を総括すれば、手術がない入院のケースは小規模病院の1行為あたり点数が高く、手術があるケースの入院は病床規模の大きな病院の1行為あたり点数が高いということになる。

V 医療法改正と在院日数の抑制

「社会医療」のデータを見るかぎり、点数の動

向に時系列的に見て一貫した傾向が見えにくい。それは医療政策では何かの費用を削減しようとする場合、一気にその費用項目を廃止するのではなく、一時的でかつ従前よりは低い“逃げ道”的な制度を創設して徐々に費用を削減(ある制度の廃止、見直し)するという方法をとることに他ならない。

病院の平均在院日数を縮減するためにとられた政策手段は、在院日数を縮減した場合の方が診療報酬に加算がなされるという形態で始まった⁹⁾。平成4年7月の医療法等の改正(第二次医療法改正)で特定機能病院の制度を設けた。これは、高度医療の提供、高度医療技術の開発・評価、高度医療の研修を実施する医療機関を指定する制度で、

- 1) 各医療機関の持つ機能や特質に応じた体系化を進め、
- 2) 大病院へ集中する患者の分散化を図り、
- 3) 医療資源を効率的に活用すること

が目的であった。そして、その要件は(i)内科、外科、歯科等の基本的診療のうち10科以上、(ii)病床数500床以上、(iii)紹介患者率30%以上、(iv)集中治療室、医薬品情報管理室、化学・細菌等の検査施設、病理解剖室、無菌病室の確保、である。この要件を見る限り、特定機能病院の指定を受けられる病院は限られており、現実には大学付属病院といくつかの国立センターである。しかし、この指定を受ければ初診時特定療養費という名目で初診費用を加算できるため、高い初診料を嫌う患者は特定機能病院に外来患者として来なくなる。そこで、外来機能を縮小し入院患者(=重篤患者)の治療に専念できるような高機能病院への転換を誘導できることになる。もちろん、特定機能病院入院基本料や特定集中治療室管理料といった特定機能病院にのみ許される加算点数が高機能化への誘因を強くした。

しかし、この初診時特定療養費は平成8年4月の診療報酬の改正により、許可病床数が200床以上あれば認められるようになり適用拡大された。500床に満たない中小病院は資本力にも乏しいため、高機能化することは事実上困難である。この診療報酬改正は単に中小病院に高い初診料をとら

せることを認めただけにすぎないとも言えよう。ただし、平成12年4月の診療報酬改定では紹介加算（許可病床数200床以上の病院の一般病棟に対する紹介率を指標とする加算）が新設された。これは、大規模病院の側に診療所や200床に満たない中小病院との連携作りを促し、紹介患者を増加させる努力（機能分化）を行わせる改正であった。以上の一連の動きは、あくまで高機能病院整備を診療報酬によって誘導するというものであった。

一方、中小病院の位置づけであるが、これも第二次医療法改正においてひとつの指針が示されている。それは、療養型病床群という、介護需要が急増する高齢社会に対応した病院機能の提案であった。療養型病床群とは病院の病床のうち一群のものであって、主として長期にわたり療養を必要とする患者を收容するためのものであり、都道府県知事の許可を受け、施設、従業員等について一定の基準¹⁰⁾にあったものでなければならない。第二次医療法改正では長期入院患者に対し、それにふさわしい医療環境を提供する必要を具体的に示し、中小病院には一般病院とは異なる病院への転換を促していた¹¹⁾。この医療法改正時の診療報酬改定では老人入院医療管理料が導入され、診療報酬の点でも中小病院を介護保険実施上の重要拠点とすべく、療養型への転換が促されていたといえる。医療政策の潮流としては機能分化であるが、高機能化不可能な病院を単純に廃止させるのではなく、療養型病床群という逃げ道を作り、最終的には医療・介護・福祉複合体へと転換させようとしている。このことが、社会医療のデータ分析をして時系列的な変化をとらえることが難しい理由である。

在院日数を要件として診療報酬の加算や減算を行うことで、全体としては在院日数の抑制に成功している。もちろん、在院日数の抑制自体が目的なのではなく、あくまで効率的な医療提供がなされているかということ考察する上での指標に過ぎない。ここでは、いくつかの問題点を指摘していこう。ここまでの社会医療の再集計では、平均在院日数は低下傾向にあるが、在院日数一日あた

り点数や行為数には病床規模によってバラツキがあることがわかった。また、日数の低下を補うべく一日あたりの診療行為数を増やしているか否か（いわゆるオーバートリートの問題）とその結果として一日あたりの点数が増えているかどうかということの関係は明確にはわからなかった。ここで、もう少し社会医療の集計の方針を変えてみよう。単に規模による再集計は、サンプルセレクションバイアスの影響を受けている可能性もある。そこで、単に病床規模を見るのではなく、少し疾病を特定し、一般病院と特定機能病院を比較してみよう。機能分化しつつある状況で診療の態様や医療費はどのようにになっているか。レセプトベースの分析は、疾病の記述に対する信頼性が低いという指摘がある。しかし、その中でも比較的信頼性の高い疾病も存在するといわれる¹²⁾。ここで取り上げるのは、悪性新生物（以下、ガン）、心疾患、白内障の診療実日数、総点数、行為数である。

そして、ここではこれらの数値が患者にかかる手間（重症であるかどうか）に比例するものとして考える。まずガンの場合、一般病院の場合、外来で実日数は1.8、入院で16.1である。それに対して特定機能病院は外来1.5日、入院17.7日である。総点数は一般病院の場合で外来2822.5点、入院42840.7日、特定機能病院は外来2477.2点、入院54501.3点である。診療行為数は一般病院で外来10.1、入院40.5、特定機能病院で外来7.8、入院41.4である。以上の結果をまとめれば、

- 外来の場合はいずれの総点数も一般病院の方が特定機能病院より大きく
- 反対に入院の場合の総点数は特定機能病院の方が一般病院よりも大きい

という結果である。そして、この傾向は心疾患においても全く同様である。一方、白内障のような比較的治療方法が標準化されている疾病の場合はどうか。結果としては、上記のガンや心疾患の場合と同じような数値動向を示している。一見、治療に困難が伴いそうなガンや心疾患と日帰り手術も可能な白内障で費用の構造が同様の動きを示し

表1 診療機関種類別・疾病別 実日数, 総点数, 行為数

悪性新生物 外来 一般病院				特定機能病院				
	実日数	総点数	行為数		実日数	総点数	行為数	
度数	2124	2124	2124	度数	1373	1373	1373	
平均値	1.8	2823	10.1	平均値	1.5	2477	7.8	
標準偏差	1.6	3552.8	7.2	標準偏差	1.2	3934.7	5.8	
範囲	29	29365	56	範囲	17	86669	39	
最小値	0	40	1	最小値	0	81	1	
最大値	29	29405	57	最大値	17	86750	40	
パーセンタイル	25	1	529.25	5	パーセンタイル	25	1	433
	50	1	1546	8		50	1	1255
	75	2	3821.75	14		75	2	3094
入院 統計量				統計量				
	実日数	総点数	行為数		実日数	総点数	行為数	
度数	1471	1471	1471	度数	960	960	960	
平均値	16.1	42841	40.5	平均値	17.7	54501	41.4	
標準偏差	10.3	37430.0	19.0	標準偏差	10.4	47549.6	19.3	
範囲	30	325300	118	範囲	30	589630	107	
最小値	1	1133	3	最小値	1	1066	10	
最大値	31	326433	121	最大値	31	590696	117	
パーセンタイル	25	7	16635	27	パーセンタイル	25	8	22073
	50	14	34399	37		50	17	45921.5
	75	26	58281	50		75	30	71899.5

表2 診療機関種類別・疾病別 実日数, 総点数, 行為数

心疾患 外来 一般病院				特定機能病院				
	実日数	総点数	行為数		実日数	総点数	行為数	
度数	409	409	409	度数	450	450	450	
平均値	1.3	1523	6.8	平均値	1.3	1472	6.6	
標準偏差	0.7	1767.1	4.8	標準偏差	0.7	1724.3	4.8	
範囲	7	11380	35	範囲	7	11380	35	
最小値	0	81	1	最小値	0	81	1	
最大値	7	11461	36	最大値	7	11461	36	
パーセンタイル	25	1	321	3	パーセンタイル	25	1	314
	50	1	1000	6		50	1	938
	75	1	2033	9		75	1	1987
入院 統計量				統計量				
	実日数	総点数	行為数		実日数	総点数	行為数	
度数	381	381	381	度数	119	119	119	
平均値	11.4	41069	41.1	平均値	11.4	56730	41.6	
標準偏差	9.7	47614.4	16.8	標準偏差	8.4	65434.1	19.2	
範囲	30	369733	115	範囲	30	367759	105	
最小値	1	1446	9	最小値	1	1832	15	
最大値	31	371179	124	最大値	31	369591	120	
パーセンタイル	25	3	18872.5	27	パーセンタイル	25	5	20780
	50	8	29268	41		50	9	3891.0
	75	18	44845	52		75	16	62295

表3 診療機関種類別・疾病別 実日数, 総点数, 行為数

白内障 外来 一般病院				特定機能病院			
	実日数	総点数	行為数		実日数	総点数	行為数
度数	6559	6559	6559	度数	1871	1871	1871
平均値	1.40	744	8.32	平均値	1.27	775	7.10
標準偏差	1.02	1122.70	4.92	標準偏差	0.62	1619.92	4.46
範囲	21	34550	44	範囲	7.0	42952.0	36.0
最小値	0	38	1	最小値	1	49	1
最大値	21	34588	45	最大値	8	43001	37
パーセンタイル				パーセンタイル			
25	1	284	6	25	1	313	5
50	1	492	7	50	1	480	6
75	2	800	10	75	1	792	9
入院 統計量				統計量			
	実日数	総点数	行為数		実日数	総点数	行為数
度数	835	835	835	度数	462	462	462
平均値	7.71	35306	30.91	平均値	10.05	39241	33.54
標準偏差	5.75	19669.51	10.08	標準偏差	7.29	26464.22	11.07
範囲	30	110622	68	範囲	30	242599	74
最小値	1	1207	9	最小値	1	1357	11
最大値	31	111829	77	最大値	31	243956	85
パーセンタイル				パーセンタイル			
25	4	26551	25	25	5	21767	26
50	7	32730	31	50	8	35622.5	33
75	10	43797	36	75	13	54101.25	40

ていることになる。この原因としては、特定機能病院が診療報酬の加算を意識して名目的な平均在院日数の短縮を図ったことなどが考えられる。すなわち、特定機能病院が在院日数の長い診療に在院日数の短い診療を織り交ぜることで平均在院日数の低下を図るといった行動に出ていることの傍証となる。

VI おわりに

在院日数の抑制は、それ自体が目的ではない。在院日数は標準化できる医療における効率性指標のひとつに過ぎない。問題は、この指標として平均値が用いられていることである。ある月に心臓バイパス手術で25日入院した患者と1泊の白内障手術患者が同時にいたとする。この両者の平均在院日数は $(25+1) \div 2 = 13$ 日である。このような平均の取り方が本当に正しいのであろうか。

患者の重篤度等によってウェイトを付けた在院日数の評価を行わなければHMOのように在院日数縮減競争に陥り、かえって患者の厚生を低めることになるだろう。一方で、標準化された疾患を効率的に(短期間に)治療する病院になれない資本力に乏しい病院の今後である。このような病院が急性期医療を目指すのにはかなり厳しい現実がある。急性期病床の在院日数基準は短くなり、看護配置基準はますます手厚くなっていくだろう。その中でも非常に小規模の専門病院は在院日数を短くすることで加算のとれる日帰り手術や1泊・2泊の短期入院に特化することで経営の安定化を図れる可能性がある。図6に示したように、病床規模1と病床規模7の1行為数あたりの点数のみが伸びていることがこのことの傍証となる。一方で、中規模病院はどうすればよいのか。社会医療の再集計結果を見る限り、中規模病院の点数の伸びは芳しくない。急性期の加算がとれない中規模

病院の経営はこのままでは難しいことになるだろう。しかし、中規模病院の役割が何もないわけではない。中規模病院の役割の指針は、上述の通り慢性期の患者をどのように取り扱うかに依存する。医療経済研究機構(2005)では、療養病床の半数以上が「社会的入院」であるとしているが、これはリハビリテーション医療の充実や老人保健施設、在宅療養との連携など、制度・施設の整備がなされていない結果である。言い換えれば、ここに中規模病院の経営基盤をシフトさせる余地がある。

謝 辞

本稿は、平成13～15年度の厚生科学研究費補助金政策科学推進事業『個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究』の成果の一部に基づく。主任研究者の植村尚史早稲田大学教授をはじめとした研究会メンバーとの議論に感謝する。また、『季刊 社会保障研究』への掲載のために開催したワークショップにおいては福重元嗣(大阪大学助教授)、阿波谷敏英(枋原町立国民健康保険枋原病院院長)、金子能宏(弊研究所応用分析研究部長)の各氏からは、本稿を執筆・改訂する上で有意義なコメントをいただいた。また、本稿の第一稿に際しては『季刊 社会保障研究』編集委員島崎謙治氏(弊研究所副所長)から丁寧なコメントと筆者のいくつかの誤解、誤りを訂正していただいた。データの整理には青山一基氏(慶應義塾大学大学院理工学研究科)のお世話になった。最後に、データを提供してくださった厚生労働省統計情報部のご厚意に感謝する。なお、本稿に残された誤りはすべて筆者のみの責任であり、また、本稿での議論は筆者の個人的見解であることをお断りしておく。

注

- 1) 尾形(2000), pp. 19-23.
- 2) 杏林大学図書館の諏訪部氏のEBMの説明は非常にわかりやすい。
http://libweb.kyorin-u.ac.jp/~medlib/web-tsu-shin/web_info/ebm1.html
- 3) 実際にはICD-10で分類した532種類の病気に限られている。また、これらの対象疾患でも治療途中で転院などにより中断したものや、検査入院、入院後24時間以内に死亡したケースは除かれることになっている。
- 4) 後述するように、療養型病床の制度は導入されたが、結局、それほどの転換がなかった。しかし、平成13年の第4次医療法の改正で急性期か慢性期かという病床区分が病床毎に届出ることが義務化された。

- 5) 一方、間接的にだが在院日数を一律に抑制することに疑問を投げかけている研究としては谷田(2003)があげられる。在院日数を統御できるということは、罹患から治癒までの疾病ごとに標準的な治療スケジュールの設定が可能であるということでもある。DRGやDPCはそのような標準化が可能であることが根拠となっている。谷田(2003)では二つの地域中核病院と一つの悪性腫瘍専門病院の手術台帳から傷病名、患者属性、手術時間、転帰等のデータを抽出し分析を行った。得られた結果(谷田の研究は、診療機関の執刀医の技術が一樣であるという仮定がしているものと思われるが、これが現実妥当なのかは議論の余地がある)には、1) 疾病別に手術時間を見る限り、手術時間の分散が大きいこと、2) 同一疾病であっても手術時間は診療期間によってバラツキが大きい、3) 手術時間のバラツキは手術症例の集中によって縮小されるとは考えづらい、4) 手術時間と在院日数との間に明らかな相関関係は存在しない、5) 専門病院での手術時間ならびに在院日数のバラツキは比較的大きいということがある。この結果から谷田(2003)は症例の集中化が標準化(手術時間)をもたらすことはないという結論を導いている。谷田(2003)の研究は、サンプルセレクションやサンプルの大きさに問題が残されるが、医療の標準化ということは当たり前のことではなく、かなり厳格な条件設定の元でない(特定の疾病、特定の性、特定の年齢等)達成されないのではないかという疑問を投げかけているのである。
- 6) 「社会医療」はいわゆるレセプト原票から医療の給付の受給者にかかる診療行為の内容及び傷病の状況等を収集したものである。平成12年のデータに関しては<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/sinryo/tyosa02/gaiyo.html>を参照のこと。
- 7) 物価指数で実質化することも考えたが、後述するようにここでは値の水準よりも動向を見ることにしているため名目値を使っている。
- 8) 1～49床が1, 以下50～99が2, 100～199が3, 200～299が4, 300～399が5, 400～499が6, 500+が7である。
- 9) 一方の病床規制の方は、医療圏を設定し、必要病床を定めるという形で第一次医療法改正(昭和60年)から取り組みが始まっている。日本の病院は民間病院が主であるため、これを公主導で統廃合することができない。
- 10) 一般病床と比較して、1人当たりの病室面積が広く、機能訓練を行う設備を擁しており、また、介護スタッフも配置する必要がある。
- 11) 時流にめざとい病院経営者は、いわゆる医療・福祉複合体を作り、患者の囲い込みを行って病院経営の安定化を図っている。二木(1998,

2004) 参照。

12) 滝口 (1999) 参照のこと。

参考文献

- 阿部俊子・小林美亜・山崎 絆 (2000) 「Q & A ブックス クリニカルパス Q & A フローチャートですぐわかる」, 照林社。
- 医療経済研究機構 (2005) 『療養病床における医療提供体制に関する調査』。
- 尾形裕也 (2000) 『21 世紀の医療改革と病院経営』, 日本医療企画。
- 濃沼信夫・伊藤道哉 (1999) 「在院日数短縮の病院機能へのインパクト」, 第 37 回 日本病院管理学会学術総会 報告論文。
- (2004) 「医療環境の変化と病院及び日本の医療界のこれから」『病院新時代』, 三菱ウエルファーマ株式会社。
- 小林美亜・阿部俊子 (2000) 「日本におけるクリニカルパスの現状」看護管理, 医学書院 (<http://www.igaku-shoin.co.jp/>), 10 (8): 662-670, 2000。
- 高瀬浩造・阿部俊子 (2000) 「エビデンスに基づくクリニカルパス これからの医療記録とヴァリエーション分析」, 医学書院。
- 滝口 進 (1999) 「医療制度改革と保険者機能強化」, 広井良典編著『医療改革とマネジドケア～選択と競争原理の導入～』, 東洋経済新報社。
- 中井桂司 (2001) 「EBM に役立つインターネット」『Medical Computer Network』, 三菱ウエルファーマ株式会社。
- 二木 立 (1998) 『保健・医療・福祉複合体—全国調査と将来予測』, 医学書院。
- (2004) 『医療改革と病院—幻想の「抜本改革」から着実な部分改革へ』, 勁草書房。
- 野崎貞彦・横山英世監訳 (1999) 「EBM ワークブック」, 医歯薬出版。
- 古川寿亮・山崎 力訳 (2003) 「臨床のための EBM 入門—決定版 JAMA ユーザーズガイド」, 医学書院。
- 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。
- ・近藤康之 (2002) 「病院機能分化論の再検討」『医療と社会』 Vol. 13, No. 1, 医療科学研究所。
- ・———・佐藤 格 (2002) 「患者の受診行動と医療費」, 2002 年日本経済学会 秋季大会 (広島大学) 報告論文。
- Zander K. (1995) "Collaborative care two effective strategies for positive outcomes". in Zander K. (ed.), *Managing Outcomes through Collaborative Care The Application of Care Mapping and Care Management*, Chicago: American Hospital Publishing Inc.
- (やまもと・かつや 国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部第 4 室長)

老人保健制度と外来受診 ——組合健康保険レセプトデータによる count data 分析——

増原宏明

I はじめに

老人保健制度(以下、老健)は昭和58年2月に、疾病の予防や健康作りを含む総合的な老人保健医療対策を推進し、同時に国民皆で公平にその費用を負担することを目的にして実施された。当初老人人口比率が低く財政的な余裕もあったため、自己負担率は低く抑えられていたが、高齢化の進展とともに次第に引き上げが実施され、外来入院ともに1割負担(ただし高所得者は2割負担)となっている。また本稿が分析対象とするデータの下では70歳以上の個人に適用されるので、毎年120万人以上がこの恩恵を受ける。健保本人や家族の自己負担率よりも(高くなる個人が一部存在するが)一般的に低くなるので、もし70歳を迎え老健に適用されることで、医療サービスを過剰に需要するのならば、希少な医療資源の配分に歪みをもたらすことになる。したがって、適用の前後の受診行動を比較し、その効果を分析することは重大な意義をもつ。そこで本稿では、1996年度から2000年度における3健康保険組合のレセプトデータとマスターデータを素材とし、老人保健を間近に控えた個人が、制度適用とともにどのように受診行動を変化させるかを分析する。

ここで、老健適用で期待される効果は以下の2つが考えられる。第1に、自己負担率の低下に伴う受診日数の増加、そして第2に医療費の上昇である。本稿では2つのうち、第1の效果に着目して分析を行う。その理由としては、医療費は専門性の高い医師が決定する余地が大きい、受診日数に関しては、行くか行かないかを患者は選択で

きるので、需要の概念として適切だと考えられるからである。

医療分析を行うにあたって留意すべき問題として、受診しなかった個人をどのようにして取り扱うかである。0という需要は端点解であり、医療サービス需要において、彼らは「受診しない」ということが最適となる。後で議論を行うが、老健適用前後の1年間で1度も受診しない個人は約35%にのぼり、これらを除いて分析をすることは sample selection bias を生じさせることとなる。本稿では、被説明変数が非負の整数値を取る count data を用いて、未受診者も明示的に分析する。この種の研究は、hurdle negative binomial モデルを用いて1997年9月の医療保険制度の改定の外来の分析の吉田・伊藤(2000)、これに加えて自己負担率の弾力性の議論をした Yoshida and Takagi (2002)、また歯科を分析した吉田・川村(2004)、重複受診を扱った近藤(2002)などがある。老健適用の分析は、エピソードデータを用いて増原他(2002)が行っており、吉田・山村(2003)は2 part モデルを用いて受診と医療費の分析をしている。

Count data モデルの2つ目の特徴として、受診行動の仮説を比較しながら分析できる点が挙げられる。これは、任意の期間に何日の受診をするかと決定しているのか、それとも受診するかしないかという意思決定と、一度受診した後何日受診するかという意思決定が別になっているのかということである。IIで議論するが、前者は1段階の意思決定仮説を近似すると考えられ、また後者は2段階の意思決定仮説を近似すると考えられる。これら2つの解釈が可能なモデルのどちらを採用す

るかで、老健に適用されたことによる受診行動の変化の解釈自体が異なることになる。2つの仮説については、近年その検証が盛んになされているが (Pohlmeier and Ulrich (1995), Deb and Trivedi (1997, 2002), Santos Silva and Windmeijer (2001), Jemernez-Martin et al. (2002)), わが国ではこれら2つの仮説に立脚した研究は現在のところ存在しない。本稿では count data モデルを用いて2つの仮説を比較しながら、老健の適用が与えるインパクトを分析する。以下IIで推定モデルを議論し、IIIでデータの作成方法を示す。IVでは、記述統計による結果と、モデル選択と推定結果の解釈をし、Vに本稿のまとめと課題に触れる。

II 推定モデル

1 Hurdle モデル

Hurdle モデルとは、医療機関で受診するか否かという0か1かの選択に関して、 f_H という累積分布関数に従い、そして一度受診した後何日受診するかは0でtruncateされた f_T という密度関数に従うと仮定される。またこのモデルは two part model (TPM) とも呼ばれている。 $y_i, i=1, \dots, N$ を被説明変数となる count data, $x_i \sim K \times 1$ を説明変数のベクトルとすると、この hurdle モデルの確率密度関数は以下のように表すことができる。

$$f(y_i) = f_H(0)^{d_i} [(1 - f_H(0)) \times f_T(y_i | y_i > 0)]^{1-d_i} \quad (1)$$

$d_i = 1 - \min(1, y_i)$ であり、 $f_T(y_i | y_i > 0) = f_{NB}(y_i) / (1 - f_{NB}(0))$ とする。(1) から容易にわかるように、 $(1 - f_H(0))$ をカッコの外に出すと、2値選択と0でtruncateされた条件付密度に分割することができる。2値選択部分は通常 $f_H(0) = (1 + \exp(x_i' \beta_H))^{-1}$ と logit モデルに特定化される。他方0でtruncateされた部分については、 $f_{NB}(y_i)$ に negative binomial モデルを仮定し、

$$f_T(y_i | y_i > 0) = \frac{f_{NB}(y_i)}{1 - f_{NB}(0)} = \frac{\Gamma(y_i + \nu_{NB,i})}{\Gamma(\nu_{NB,i}) \Gamma(y_i + 1)}$$

$$\begin{aligned} & \times \left(\left(\frac{\nu_{NB,i} + \mu_{NB,i}}{\nu_{NB,i}} \right)^{\nu_{NB,i}} - 1 \right)^{-1} \\ & \times \left(\frac{\mu_{NB,i}}{\mu_{NB,i} + \nu_{NB,i}} \right)^{y_i} \end{aligned} \quad (2)$$

とする。ただし $\mu_{NB,i} = \exp(x_i' \beta_{NB})$, $\nu_{NB,i} = \alpha_{NB}^{-1} \mu_{NB,i}^p$ である。また $\beta_H, \beta_{NB} \sim K \times 1$ はパラメーターベクトルであり、 α_{NB} は NB モデルの係数である。 $p=1$ のとき hurdle negative binomial 1 (HNB 1) モデル、 $p=0$ のとき hurdle negative binomial 2 (HNB 2) モデルという¹⁾。HNB モデルにおける被説明変数 y_i の平均は、 $E(y_i | x_i) = ((1 - f_H(0)) / (1 - f_{NB}(0))) \mu_{NB,i}$ となる。

この hurdle モデルが医療経済学で用いられる理由は、Pohlmeier and Ulrich (1995), Gerdtham (1997) が主張しているように、受診するかしないかは患者が決定をし (contract decision), その後何日受診をすべきかは主に医師が決定する (frequent decision) という意思決定仮説を近似することである。医師が frequent decision を決定しているかどうかについては議論の分かれるところであるが、少なくとも受診することとしないこと、そして何日受診するかという意思決定が独立した行動と捉えることができる。本稿ではこれを2段階の意思決定仮説と呼ぼう²⁾。

2 Finite Mixture モデル

Count data の基本モデルとしてよく用いられる Poisson モデルと、これに Gamma 分布に従う誤差項を仮定した negative binomial モデルを、個人の観察不可能な異質性を考慮し、多頻度患者、少頻度患者というような2つ以上のサブグループに分離して分析するものを finite mixture (FM) モデルという。つまり FM はサンプルをいくつかの潜在的なサブグループに分割し、混合分布として捉える推定方法であり³⁾, latent class model (LCM) とも呼ばれる。

ここで $\pi, j=1, \dots, C$ を、あるサンプルがサブサンプル j に属する確率としよう。ただし $\sum_{j=1}^C \pi_j = 1$ である。このとき確率密度関数は、

$$f(y_i) = \sum_{j=1}^C \pi_j f_j(y_i) + \pi_{cf} f_c(y_i) \quad (3)$$

となる^{4),5)}。そして $f_j(y_i)$, $j=1, 2, \dots, C$ は通常以下のような NB モデル

$$f_j(y_i|x_i) = \frac{\Gamma(y_i + \nu_{j,i})}{\Gamma(\nu_{j,i})\Gamma(y_i + 1)} \times \left(\frac{\nu_{j,i}}{\nu_{j,i} + \mu_{j,i}}\right)^{\nu_{j,i}} \left(\frac{\mu_{j,i}}{\nu_{j,i} + \mu_{j,i}}\right)^{y_i} \quad (4)$$

と特定化される。HNB モデルと同様に $\mu_{j,i} = \exp(x_i' \beta_j)$, $\nu_{j,i} = \alpha_j^{-1} \mu_{j,i}^p$ であり, $p=1$ のとき FM-NB1 モデル, $p=0$ のときを FM-NB2 モデルという。

Hurdle モデルは, 未受診者と受診者のみを分離するが, FM モデルは π_j という潜在変数 (latent variable) を用いて「事後的」にはあるが, 少頻度患者・多頻度患者という2つ以上のサブグループに分離することができるので, この π_j をある種の健康状態に関する解釈が可能となる⁶⁾。医療分析において, 急性疾患患者と慢性疾患患者を分離することは重要なことであるが, データによってはこれらを明示的に識別できなく, 恣意的な仮定に従わざるを得ない場合がある。そのようなときにこの FM モデルを用いることで, 潜在的な少頻度患者と多頻度患者の行動が直接観察可能となり, なおかつデータ操作による sample selection bias の可能性も除去できる。

このモデルは多頻度患者・少頻度患者などのように分離してはいるが, I で述べたような2段階の意思決定ではなく, 受診全てを決定するものと解釈できる。そこで本稿では FM モデルを1段階の意思決定仮説と呼ぶことにする⁷⁾。

1段階, 2段階の意思決定仮説という2つの count data モデルがあることで, 政策評価をするさいどちらに立脚するかで, 経済学的な解釈が大きく異なる。前者においては, 何日受診が増加(減少)したのか, そして FM モデルであればどちらのサブグループに強く働いたのかを分析できる。後者については, ある制度改定の効果が, 受診するか否かの意思決定と, その後の受診のどちらに強く働くのかを判断できる。これらのモデルの選択材料として, 本稿では情報量基準と対数尤度, および適合度検定 (GoF, goodness of fit) を

用いる。情報量基準として, AIC (Akaike's information criterion), SBIC (Schwartz Bayesian information criterion) を用いる。GoF とは元の分布と推定量による予測分布との乖離を測るものであり, count data のように離散分布の場合に適用しやすい検定統計量である⁸⁾。ただしサンプルが十分に大きいと, 元の分布と完全に一致するだけでなく, 説明変数の分散が小さいことも必要となる。そこで本稿では, 説明変数を用いない MGoF (modified GoF) もモデル選択の材料にする (Deb and Trivedi (2002))。

III データ・作成方法

本稿では健康保険組合 F1, F2 および F3 の 1996 年 4 月から 2001 年 3 月の外来レセプトを用いて, 分析を行った⁹⁾。データは, レセプトデータと, 保険者が被保険者の加入情報をまとめたデータ (マスターデータ) からなっている¹⁰⁾。

Count data の作成方法は以下のとおりである。
1) マスターデータを用いて, 1996 年 4 月から 2001 年 3 月までに 70 歳を迎える個人を特定化する¹¹⁾。2) 70 歳を期間内に迎える個人のうち, 老健適用前後 6 ヶ月間 (計 1 年間) 加入者となっている個人と, 適用前後 1 年間 (計 2 年間) 加入している個人を特定化する。適用前後 6 ヶ月のものを「半年データ」, 1 年のものを「1 年データ」とする。3) 適用前後 6 ヶ月 (1 年) の外来・入院レセプトを抽出する¹²⁾。4) 入院した患者をマスターから除外し, 再度マスターデータを定義しなおす¹³⁾。5) 外来レセプトを個人ごとに集計する。6) マスターから一度も受診しなかった個人を特定化し, それらの個人に 0 の数値を割り当てる。7) 5) と 6) のデータを結合し, count data を作成する。

マスターデータの情報を用いて, 性別ダミー (女性を 1 とする), 健保組合ダミー (F2, F3 の組合に加入しているときそれぞれ 1 とする), 老健ダミー (老人保健適用期間を 1 とする), 標準報酬月額を作成した。さらに老人保健制度の改定の影響を探るべく, 期間ダミーを作成した。

本稿のデータは、組合健保のものであり国民健康保険(国保)を含んでいない。老人適用を間近に控える個人は国保加入者が多く、サンプルに偏りがあることは否定できない。さらに70歳を迎えてもなお就業している個人か、健保本人の被扶養者となり、とりわけ後者については女性が多く占めることが予想される。それでもなお限られた情報を用いて、老健適用の効果を分析することは重要と考えられる。

マスターデータには続柄が「本人」の標準報酬月額しか記載されていない。本稿が分析対象とする69歳ないし70歳の個人というのは、通常その多くが年金所得を得ていると考えられる。また利子所得も、若年層に比して多額になるに違いない。しかしこれらを捕捉することは不可能であるので、ここでは被保険者本人の標準報酬を代理変数として用いる。レセプトデータには疾病分類コードが存在するが、レセプト記載疾病名と実際罹患している疾病との間に隔たりが存在すると、しばしば指摘される。外来受診者全てを分析対象にするので、疾病分類コードの情報を使用しない。本稿で

は先行研究に倣い、受診日数を医療需要の代理変数と定義する。

IV 結 果

1 記述統計とモデル選択

表1は、老健適用前後の、加入者あたりと患者あたりの診療日数・レセプト枚数・医療費・実質自己負担率である。左に「1年データ」、右に「半年データ」のものが記載されている。診療日数は1年データのもので、加入者(患者)あたり適用前19.9(31.3)日から適用後22.8(34.8)日と14.7(11.0)%の上昇がみられる。ところが半年データでは、加入者(患者)あたり適用前11.1(18.5)日から適用後11.8(19.2)日と6.2(3.8)%の増加と、1年データに比べると増加率は低い。半年ないし1年間一度も受診しない個人の比率は、括弧内に記載されている。両データともにこの比率は適用前後で2%ポイントほど下落しており、適用によりわずかながら受診が増えることが示唆される。同様にレセプト枚数でも、1

表1 老人保健適用前後の記述統計量

	1年データ		半年データ	
	老健適用前	老健適用後	老健適用前	老健適用後
患者				
サンプル	514	531	880	900
診療日数	31.344	34.793	18.511	19.219
枚数	14.006	14.595	7.681	7.851
実質自己負担(円)	44,158.942	15,871.663	24,983.468	8,546.351
医療費(点)	17,500.121	20,665.772	10,016.838	11,291.876
医療費/日数	558.318	593.966	541.118	587.540
医療費/枚数	1,249.487	1,415.939	1,304.160	1,438.252
実質自己負担率	0.255	0.092	0.252	0.094
加入者				
サンプル	810	810	1,467	1,467
診療日数	19.890	22.809	11.104	11.791
枚数	8.888 (0.365)	9.568 (0.344)	4.607 (0.400)	4.817 (0.387)
実質自己負担(円)	28,021.847	10,404.757	14,986.675	5,243.160
医療費(点)	11,105.015	13,547.562	6,008.737	6,927.531
実質自己負担率	0.162	0.060	0.151	0.057

注) 括弧内は、受診日数が0の個人の比率。

出所) 筆者作成。

表2 基本統計量

	1年データ				半年データ			
	平均値	標準偏差	サンプル 最小値	1620 最大値	平均値	標準偏差	サンプル 最小値	2934 最大値
診療日数	21.349	33.573	0	297	11.448	19.106	0	161
女性ダミー	0.744	0.436	0	1	0.703	0.457	0	1
F2ダミー	0.094	0.292	0	1	0.105	0.307	0	1
F3ダミー	0.683	0.466	0	1				
標準報酬月額(単位万円)	0.794	7.035	0	98	0.955	7.874	0	98
期間2ダミー	0.643	0.479	0	1	0.493	0.500	0	1
期間3ダミー	0.165	0.371	0	1	0.166	0.372	0	1
期間4ダミー	0.922	0.269	0	1	0.862	0.345	0	1

注) 期間2ダミーは1997年9月～1999年3月, 期間3ダミーは1999年4月～1999年6月, 期間4ダミーは1999年7月～2000年3月まで。

出所) 筆者作成。

年データは加入者(患者)あたり8.9(14.0)枚から9.6(14.6)枚と7.7(4.2)%増加するが, 半年データでは4.6(7.7)枚から4.8(7.9)枚と4.5(2.2)%の増加にとどまり, 1年データほどの増加率ではない。

医療費に関する項目では, 1年データで医療費が適用前後で2,442.5(3,165.7)点という22.0(18.1)%の増加, 実質自己負担は17,617.1(28,287.3)円という37.3(35.9)%の下落, 半年データでは医療費が918.8(1,275.0)点という15.3(12.7)%の増加, 実質自己負担が9,743.5(16,437.1)円という35.0(34.2)%もの減少をもたらす。同様に, 1日あたり医療費, 1枚あたり医療費でも, 老健適用後の上昇が認められる。

表2は基本統計量である。女性ダミーの値が, 各データとも0.7とかなり高い値となっている。またF2ダミーの値が0.1と低く, F3のダミーは0.7とかなり高い。

表3は情報量基準である¹⁴⁾。表の2列目に1年データのもの, 一番右の列に半年データのもの, それぞれHNB1, HNB2, FM2-NB1, FM2-NB2モデルというように4つのモデルの結果が記載されている。1年データではHNB2モデルがAICで11,179で最小値をとっており, 同じくSBICもHNB2モデルが11,287と最小値をとっている。1年データは, hurdleモデルの方がFMモデルよりもAIC・SBICともに低い

表3 情報量基準

	1年データ		半年データ	
	AIC	SBIC	AIC	SBIC
HNB1	11,187	11,294	17,507	17,627
HNB2	11,179 ^a	11,287 ^b	17,475 ^a	17,594 ^b
FM2-NB1	11,233	11,363	17,487	17,631
FM2-NB2	11,290	11,419	17,606	17,750

注) 1) $AIC = -2 \ln(L) + 2K$; $SBIC = -2 \ln(L) + K \ln(N)$ である。ただし, L, K, N は最大尤度, パラメーター数, サンプルサイズを表す。

2) ^aはAICで優越するモデルを, ^bはSBICで優越するモデルを示す。

出所) 筆者作成。

傾向がある。半年データでは, HNB2モデルのAICが17,475であり, SBICが17,594と1年データと同じく最小値をとっている。ただし半年データでは, hurdleモデルがFMモデルよりも情報量基準で低いわけではない。次に適合度検定を調べることで, より詳細にモデルのパフォーマンスを議論する。

表4は, GoFとMGoFという2つの適合度検定の結果である。表の左側に1年データのもの, 表の右側に半年データのもの, 1番左の列の「cell」という項目は, 例えば「cell=5」であれば受診日数が「0, 1, 2, 3, 4, 5以上」という6つの領域で評価したことを示している。この場合には検定統計量であるGoF, MGoFは自由度5の χ^2 分布に従うことになる。以下同様

表4 適合度検定

	1年データ		半年データ	
	GoF	MGoF	GoF	MGoF
cell=5				
HNB1	3.975 ^{a,b}	3.754 ^{a,b}	81.672 ^a	27.788 ^a
HNB2	582.736	507.751	948.035	870.951
FM2-NB1	56.737	26.639	114.673	46.406
FM2-NB2	104.070	12.683	173.815	34.227
cell=10				
HNB1	29.058 ^a	17.709 ^{a,c}	167.244	36.526 ^a
HNB2	591.804	554.999	964.958	929.262
FM2-NB1	61.311	27.510	120.168 ^a	52.437
FM2-NB2	108.535	20.214	190.078	42.639
cell=15				
HNB1	54.071 ^a	28.718 ^a	214.303	91.000
HNB2	596.749	562.028	972.177	937.920
FM2-NB1	71.482	37.631	140.542 ^a	74.812 ^a
FM2-NB2	118.599	30.785	212.526	94.326
cell=20				
HNB1	83.856	30.453 ^{a,c}	218.276	144.528
HNB2	600.143	563.133	973.154	938.168
FM2-NB1	72.801 ^a	40.427	151.757 ^a	77.437 ^a
FM2-NB2	126.859	32.049	251.194	142.179
cell=25				
HNB1	116.571	75.550	257.402	166.596
HNB2	604.268	570.162	975.738	941.775
FM2-NB1	103.064 ^a	71.263 ^a	165.962 ^a	93.826 ^a
FM2-NB2	153.067	80.868	301.380	162.561

注) 1) ^aは、GoF, MGoFでの最小値を表す。

2) ^bは10%水準で、^cは5%水準で元の分布と予測分布が異ならないという帰無仮説が棄却されないことを示す。

出所) 筆者作成。

に「cell」の領域を徐々に増やしていき、表には「cell=25」、つまり受診日数が「0,1,2, ..., 24, 25以上」で評価したもので記載している。これ以上に「cell」を増やして分析を行っても、その傾向は「cell=25」とほぼ変わらないので、本稿ではここまでの記載にとどめる。それぞれ数値の右肩にあるaは4つの推定モデルの中でGoF (MGoF)の絶対値が最小であるモデルを示し、b(c)は10(5)%有意水準で「元の分布と予測分布が異ならない」という帰無仮説が棄却されないことを示している。

1年データでは、cellが少ない領域では、HNB1モデルの適合度検定が良好である。とり

わけcellが5のときは、GoF・MGoFともに10%水準で帰無仮説を棄却できなく、HNB1モデルのパフォーマンスがよい。Cellを増やすにつれて、GoFは有意でなくなるが、cell=15まではHNB1モデルのGoFの絶対値が小さく、その後cell=20以降はFM2-NB1モデルの絶対値が小さい。MGoFについては、cellが25以降になり初めてFM2-NB1が最小値をとる。ただし情報量基準でのパフォーマンスが良好であったHNB2モデルについては、適合度検定の結果は極めて悪く、その値も他のモデルをはるかに凌駕している。

他方で半年データについては、cellが5のみGoFの最小値はHNB1モデルであるが、cellが10以降はFM2-NB1モデルとなる。MGoFはcellが10まではHNB1モデルが最小値をとっているが、15以降はFM2-NB1モデルとなっている。GoF・MGoFともに10%水準はおろか5%水準でも帰無仮説を棄却できないモデルはない。1年データと同様にHNB2モデルの結果が極めて悪いものとなっている。

適合度検定の結果をまとめるならば、1年データ・半年データともにcellが比較的少ない領域ではHNB1モデルのパフォーマンスがよく、cellが増えるに従いFM2-NB1モデルのパフォーマンスが改善する傾向にある。また、1年データの一部のモデルはGoF, MGoFともに帰無仮説を棄却できないが、半年データについては全て帰無仮説が棄却され、適合度という観点からは、モデルのパフォーマンスは芳しいものといえない。さらに情報量基準で良好であったHNB2モデルは、適合度という観点からはあまり芳しいモデルではない。

情報量基準と適合度検定によるモデル選択から、情報量基準で優越したHNB2モデルは、適合度という観点からは望ましいものといえるわけでもない。同様にcellの高い領域での適合度検定が比較的良好であったFM2-NB1モデルについても、情報量という観点からは望ましいといえるわけでもないことになる。このようなモデル選択の問題はDeb and Trivedi (2002)でも議論されて

おり、本稿と同じように hurdle モデルの比較的高い受診日数でのパフォーマンスが劣ることが示されている。従って一意にモデルを選択できるほど強いものは存在せず、1段階の意思決定仮説か2段階の意思決定仮説どちらかに決定した上で老健の効果を判断することは、モデル選択を誤る可能性がある。そこで本稿では、4つのモデルの推定結果を概観し、双方の行動仮説を用いて、老健に適用される効果を分析する。

2 推定結果

表5は1年データの、そして表6は半年データの推定結果である。それぞれ表の左側から順に FM 2-NB 1, FM 2-NB 2, HNB 1, HNB 2 の結果が示されている。まず1段階の意思決定仮説を近似する FM モデルにおいて、表の上に low, high という項目があり、これは老健適用前のサンプルの平均値で評価した事後的な少頻度患者、多頻度患者を表す(以下 low, high と示す)。low・high どちらになるかは各サンプルによって異なるが、

表5 1年データ推定結果

	FM 2-NB 1		FM 2-NB 2		hurdle	HNB 1	HNB 2
	high	low	high	low		NB	NB
定数項	3.901*** (0.257)	3.180*** (0.136)	9.503*** (0.618)	3.110*** (0.218)	3.012*** (0.372)	3.330*** (0.132)	2.543*** (0.107)
女性ダミー	-0.406*** (0.151)	0.200*** (0.073)	-6.246*** (0.416)	0.361*** (0.088)	-1.277*** (0.158)	0.236*** (0.067)	0.176*** (0.052)
F2ダミー	0.054 (0.155)	0.033 (0.089)	-0.527*** (0.203)	0.021 (0.093)	0.087 (0.307)	-0.026 (0.081)	0.028 (0.068)
F3ダミー	-1.385*** (0.154)	0.074 (0.070)	-6.701*** (0.399)	0.184** (0.086)	-2.037*** (0.196)	0.009 (0.064)	0.010 (0.052)
標準報酬月額(単位万円)	-0.023* (0.012)	-0.010*** (0.004)	-0.237*** (0.027)	-0.010*** (0.003)	-0.028*** (0.009)	-0.018* (0.010)	-0.010 (0.007)
老健ダミー	0.251 (0.176)	0.082 (0.071)	0.324 (0.244)	0.134 (0.104)	0.188 (0.143)	0.110 (0.076)	0.042 (0.047)
期間2ダミー	0.085 (0.154)	0.032 (0.081)	0.378 (0.249)	0.131 (0.108)	0.146 (0.154)	0.053 (0.073)	0.016 (0.056)
期間3ダミー	-0.281 (0.185)	0.099 (0.092)	0.128 (0.262)	0.007 (0.101)	-0.170 (0.167)	0.071 (0.075)	0.020 (0.060)
期間4ダミー	-0.148 (0.220)	-0.087 (0.128)	-0.355 (0.357)	-0.202 (0.161)	-0.046 (0.234)	-0.129 (0.106)	-0.058 (0.088)
α	112.297*** (17.629)	6.939*** (1.688)	5.606*** (1.151)	0.594*** (0.081)		26.058*** (3.067)	5.447*** (0.491)
$\alpha \times$ 老健ダミー	3.838 (23.450)	-0.341 (2.428)	-0.977 (1.509)	0.049 (0.119)		5.291 (4.595)	0.218 (0.716)
π	0.382 ^a (0.036)		0.505 ^a (0.025)				
$\pi \times$ 老健ダミー	-0.023 (0.049)		0.006 (0.036)				
Log likelihood	-5592.615		-5620.964			-5573.340	-583.039

- 注) 1) *** は1%有意水準, ** は5%有意水準, * は10%有意水準で係数が0であるとする帰無仮説が棄却されることを示す。
 2) 括弧内は White の一貫性のある標準誤差である。
 3) ^aは有意水準5%で係数が0もしくは1であるという帰無仮説が棄却されることを示す。
 4) low, high は平均値に基づく事後的な少頻度患者と多頻度患者である。
 5) HNB 1 と HNB 2 の hurdle 部分は同一のため、hurdle として一括して掲載する。
 6) α , π はそれぞれ NB モデルの係数と FM モデルの混合比を表す。

出所) 筆者作成。

表6 半年データ推定結果

	FM 2-NB 1		FM 2-NB 2		hurdle	HNB 1	HNB 2
	high	low	high	low		NB	NB
定数項	3.251*** (0.167)	2.482*** (0.081)	8.608*** (0.422)	2.329*** (0.091)	2.183*** (0.191)	2.699*** (0.083)	1.884*** (0.053)
女性ダミー	-0.187 (0.114)	0.190*** (0.058)	-5.710*** (0.313)	0.486*** (0.054)	-0.708*** (0.096)	0.313*** (0.050)	0.199*** (0.034)
F 2 ダミー	-0.269** (0.127)	0.003 (0.060)	-0.311 (0.274)	-0.037 (0.076)	-0.374** (0.182)	-0.037 (0.066)	0.025 (0.048)
F 3 ダミー	-1.370*** (0.116)	0.035 (0.056)	-6.386*** (0.293)	0.243*** (0.063)	-1.698*** (0.129)	0.075 (0.050)	0.066* (0.035)
標準報酬月額(単位万円)	-0.015 (0.010)	-0.004* (0.002)	-0.826*** (0.236)	-0.004* (0.002)	-0.015*** (0.005)	-0.008* (0.005)	-0.002 (0.002)
老健ダミー	0.053 (0.123)	0.078 (0.052)	0.041 (0.215)	0.057 (0.054)	0.070 (0.082)	0.028 (0.053)	0.020 (0.029)
期間2ダミー	0.136 (0.106)	0.019 (0.045)	-0.102 (0.213)	0.200*** (0.058)	0.042 (0.086)	0.085* (0.046)	0.032 (0.032)
期間3ダミー	-0.070 (0.131)	-0.005 (0.061)	0.060 (0.286)	0.006 (0.082)	-0.027 (0.108)	-0.022 (0.060)	-0.038 (0.041)
期間4ダミー	-0.129 (0.145)	0.011 (0.071)	-0.261 (0.259)	-0.119 (0.081)	-0.010 (0.133)	-0.127** (0.065)	-0.051 (0.044)
α	83.563*** (9.121)	3.266*** (0.792)	9.473*** (1.665)	0.559*** (0.047)		15.003*** (1.464)	1.741*** (0.168)
$\alpha \times$ 老健ダミー	-9.965 (11.551)	-0.053 (0.871)	-1.931 (2.012)	0.033 (0.072)		1.149 (2.042)	-0.011 (0.234)
π	0.386 ^a (0.029)		0.517 ^a (0.018)				
$\pi \times$ 老健ダミー	-0.023 (0.034)		0.006 (0.026)				
Log likelihood	-8719.666		-8779.117			-8733.697	-6826.874

注) 表5の注)を参照のこと。

出所) 筆者作成。

ここでは老健適用前のサンプル平均で評価したものを例として取り上げる。他方2段階の意思決定仮説を近似する hurdle モデルでは、受診の有無を表す hurdle 部分は「受診する」という事象を1としてあり、正の係数は受診という意味決定が容易になることを意味する。Hurdle 部分については、HNB1、HNB2 双方ともに同じ結果であるので、表にはHNB1の左側に一括して掲載している。一度受診してから何日受診するかを意味するNB部分は、正の値をとるほど受診日数が長くなることを意味する。

はじめに1年データの推定結果から考察しよう。まずFMモデルにおいて、老健ダミーは、low・highどちらも正の値をとっているが、10%水準

でも有意でない。FM 2-NB 1 モデルの high で15%水準、low で25%水準で有意となる。同様にFM 2-NB 2 モデルでは、high で20%水準で有意、low は20%水準で有意となる。Hurdle モデルでは、受診するかしないかを表す hurdle 部分の老健ダミーは正であり、20%水準で有意である。NB 部分については、正の値をとっているがHNB1モデルで20%水準で有意、HNB2モデルでは40%水準で有意となる。

半年データについては、老健ダミーは正の値をとっているがFM 2-NB 1 モデルの low で70%水準で有意、high では15%水準で有意となる。FM 2-NB 2 モデルでも正であるが、low は85%水準で有意、high は30%水準で有意となる。半

年データの hurdle モデルでは、老健ダミーについては正であるが、35%水準で有意となる。NB部分については、HNB1、HNB2 双方ともに正の値をとっているが、HNB1 で60%水準で有意、HNB2 モデルで55%水準で有意となる。

以上の推定結果をまとめるならば、1年データ・半年データ双方とも、老健ダミーは10%水準で有意なものではなく、老健に適用されることによる外来受診の増加は限定的なものといえる。さらに1段階と2段階の意思決定仮説双方から評価しても、外来受診の増加が限定的であるという結果を得た。ただし、半年データに比べ1年データの有意水準は低く、老健に適用されてから1年程度たつと限定的な受診増加がやや緩和するといえる。

最後になるが、老健の限定効果について考察する。1つの例として老健に適用される前のサンプルの平均で評価した場合には、1年データのFM2-NB1、FM2-NB2、HNB1、HNB2モデルの限界効果は、それぞれ2.476、2.415、3.694、0.970となる。同様に半年データは、それぞれ0.557、0.466、0.593、0.250となる。適合度検定が極めて悪かったHNB2モデルで両データとも限界効果は低い値をとっている。また1年データの限界効果は半年のもの2倍以上の値をとっており、老健に適用されてから1年程度たつと(加齢の影響を考慮しなくてはならないが)その限界効果も大きくなることが示唆される。ただしここでの限界効果は、限定的なものである点に注意をされたい。

V 終わりに

本稿は、1996年度から2000年度の3健保組合のレセプトデータとマスターデータを用いて、老人保健への適用が外来受診をどのように変化させるのかを分析した。主要な結論は以下のとおりである。第1に、count data モデルを用いて、1段階と2段階の意思決定仮説を近似するFMモデル・hurdle モデルを、情報量基準と適合度検定を用いて検証したが、どちらかに決定するだけの

統計学的な根拠は得られなかった。第2に、双方の仮説を用いても、老人保健に適用されることによる外来受診の増加は、限定的な効果しか持ち得ない。しかし老健に適用されてから1年程度経過すると、その限定的な受診増加の程度が緩和することが確認された。第3に、老人保健に適用されることの限界効果は、もし存在するのであれば1年間では1~3.7日程度の増加であり、半年では0.25~0.6日程度の増加となる。

第2の結論から、老健に適用されることは、医療機関での受診が少ない比較的健康的な個人が、生命を維持するための必要最低限の医療サービスにさえもアクセス不可能な状況に追いやるものではないといえる。ただし適用前後1年の多頻度患者と、1度受診してからの受診が限定的ながら増加するので、これらが慢性疾患のように必要不可欠な受診でなく、それほど重篤でないにも関わらず頻繁に受診を行うような個人によってもたらされるならば、老健の適用に対してポジティブな評価のみをしてはならない。多受診者の余分の可能性のある受診増加を重視するならば、生命の危機に直面する慢性疾患患者に配慮しつつ、老健適用による自己負担額の変化幅を小さいものにして、受診日数のある程度コントロールする必要がある。

本稿のデータは組合健保のものであり、国民健康保険で健康水準などの変数を含んだデータセットを構築しての分析が待たれる。しかしながら、今後高齢化が加速するわが国において、老人保健制度への適用の効果を、1段階と2段階の意思決定仮説双方の立場から検証したことは意義深いと思われる。

平成15年3月投稿受理

平成16年8月採用決定

謝辞

本稿は、文部科学省科学研究費補助金特定領域研究B「世代間利害調整プロジェクト」における研究成果の一部である。また日本学術振興会特別研究員制度より研究助成を受けている。本稿において、各健康保険組合のご協力により、組合健康保険レセプトデータの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。また執筆段階で、故鶴田忠彦教授、浅子和美教授（以上一橋大学）、小椋正立教授（法政大学）、吉田あつし教授（筑波大学）、鈴木亘助教授（東京学芸大学）、そしてレプリーの2人より有益なコメントを頂戴した。ここにあらためて感謝したい。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。当然のことながら、本稿に含まれる一切の誤謬の責任は筆者のみに帰すものである。

注

- 1) $p=1$ のとき、被説明変数の分散は1次式になり、 $p=0$ のときには分散が2次式となる。この分散によりNB1とNB2に分類されている。
- 2) Pohlmeier and Ulrich (1995), Gerdtham (1997) のように主に医師が frequent decision を決定していると仮定し、これを2段階の意思決定仮説と呼ぶこともある。しかし、医師が決定しているかどうかはわからないので、Pohlmeier and Ulrich や Gerdtham のような定義は用いない。
- 3) Deb and Trivedi (1997), Cameron and Trivedi (1998) を参照せよ。
- 4) FM モデルは、対数尤度が大域的に一意の最大値を持たず、2つ以上の局所的最大値を持つことがある。本稿においては、初期値を様々にとることによって、対数尤度を最大化した。
- 5) 本稿では、少頻度患者と多頻度患者のみに関心があるので、 $C=2$ の場合を取り上げる。これは2 point FM モデルと呼ばれ、FM 2-NB モデルと略す。
- 6) Deb and Trivedi (1997, 2002) では、アメリカの National Medical Expenditures Survey (NMES) と Rand Health Insurance Experiment (RHIE) のデータで、Hurdle モデルと FM モデルを用いた受診行動の分析をし、FM モデルを支持している。Gerdtham and Trivedi (2001) では、スウェーデンのデータを用いて、同様に FM モデルを支持している。また、Jemernez-Martin et al. (2002) は、EU 加盟国で gatekeeper 制度の有無に着目して、2つのモデルの比較を行っている。
- 7) FM モデルを、Deb and Trivedi (1997, 2002), Gerdtham and Trivedi (2001) では LCM と呼んでおり、直接1段階の意思決定仮説とは呼んでいない。しかし、一般に Poisson, NB モデルを需要関数とみなすことと、hurdle モデルとの対比を明確にするために、本稿ではこの言葉を用いる。
- 8) GoF に関する詳細な議論は、Andrews (1988) を参照せよ。
- 9) それぞれ組合員が数万人以上の健保組合であり、ここでは便宜上 F1, F2, F3 と呼ぶ。
- 10) 本稿で用いられたデータのより詳しい記述は、増原他 (2002) を参照せよ。
- 11) 老健制度では、誕生日が1日の個人は、70歳を迎えた月から、それ以外の個人は翌月から適用される。本稿では、1日生まれが特定化できない健保組合は誕生日を2日と仮定した。また、老健制度は一般的に70歳以上であるが、一部65歳以上の寝たきりの個人にも特定化される。そこで、70歳未満の老健適用者を特定できる場合は、これを除外している。
- 12) なお重複レセプトと疑われるものは排除した。本稿では重複レセプトを、ID・受診年月・医療機関・診療区分・診療日数・決定点数・自己負担・疾病コードが同一のものと定義した。
- 13) 期間内に入院した個人を除外する理由は、入院は医師の決定権が強く、個人が自由に入院の意思決定を行うとは考えにくいためである。また、入院するとある期間拘束されることになり、Poisson モデルのサンプルの単位期間が同一であるという仮定に合致しない。したがって本稿では、入院患者を除外した。
- 14) Poisson, NB モデルの推定も試したが、1年(半年)データの Poisson モデルで AIC が 62,201 (68,458), SBIC が 62,249 (68,512), NB1 モデルでは AIC が 11,585 (18,064), SBIC が 11,644 (18,130), NB2 モデルでは AIC が 11,827 (18,325), SBIC が 11,887 (18,391) となり、いずれも hurdle モデル, FM モデルに劣る結果となった。また尤度比検定でもこれらのモデルは棄却されたので、以降は hurdle モデルと FM モデルの推定結果のみを議論する。

参考文献

- Andrews, D. (1988) "Chi-Square Diagnostic Tests for Econometric Models: Introduction and Applications," *Journal of Econometrics*, vol. 37, no. 1, pp. 135-156.
- Cameron, A. C., P. K. Trivedi (1998) *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge, Cambridge University Press.
- , ———, F. Milne, and J. Piggott (1988) "A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia," *Review of Economic Studies*, vol. 55, no. 1, pp. 85-106.
- Deb, P. and P. K. Trivedi (1997) "Demand for Medical Care by the Elderly: A Finite Mixture Approach," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12, no. 3, pp. 313-336.
- and ——— (2002) "The Structure of Demand for Health Care: Latent Class versus Two-part Models," *Journal of Health Economics*, vol. 21, no. 4, pp. 601-625.

- Gerdtham, U. G. (1997) "Equity in Health Care Utilization: Further Tests Based on Hurdle Models and Swedish Micro Data," *Health Economics*, vol. 6, no. 3, pp. 303-319.
- and P. K. Trivedi (2001) "Equity in Swedish Health Care Reconsidered: New Results Based on the Finite Mixture Model," *Health Economics*, vol. 10, no. 6, pp. 565-572.
- Jemernez-Martin, S., J. M. Labeaga, and M. M. Matinez-Granado (2002) "Latent Class versus Two-Part Models in the Demand for Physician Services across the European Union," *Health Economics*, vol. 11, no. 4, pp. 301-321.
- Mullahy, J. (1986) "Specification and Testing of Some Modified Count Data Models," *Journal of Econometrics*, vol. 33, no. 3, pp. 341-365.
- Pohlmeier, W. and V. Ulrich (1995) "An Econometric Model of the Two-Part Decision-making Process in the Demand for Health Care," *Journal of Human Resources*, vol. 30, no. 2, pp. 339-361.
- Santos Silva, J. M. C. and F. A. G. Windmeijer (2001) "Two-Part Multiple Spell Models for Health Care Demand," *Journal of Econometrics*, vol. 104, no. 1, pp. 67-89.
- Yoshida, A. and S. Takagi (2002) "Effects of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan," *Japanese Economic Review*, vol. 53, no. 4, pp. 444-465.
- 近藤康之 (2002) 「重複受診の現状と要因」, 『季刊社会保障研究』 vol. 38, no. 1, pp. 14-24.
- 増原宏明・今野広紀・比佐章一・鶴田忠彦 (2002) 「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—」, 『季刊社会保障研究』 vol. 38, no. 1, pp. 1-13.
- 吉田あつし・伊藤正一 (2000) 「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」, 『医療経済研究』 vol. 7, pp. 101-119.
- ・山村麻理子 (2003) 「老人保健制度と医療サービスの需要および供給」, 筑波大学社会学系 DP 1044。
- ・川村顕 (2004) 「1997年自己負担率の改定と歯科サービスの需要及び供給の変化」, 『医療と社会』 vol. 13, no. 4, pp. 95-112.
- (ますはら・ひろあき 日本学術振興会特別研究員)

1990年代における所得格差の動向

小 塩 隆 士

I はじめに

ここ数年、日本の所得格差をめぐる議論が活発に行われるようになってきている。橘木 (1998) に代表されるように、ジニ係数の上昇傾向などに注目し、日本で所得格差が拡大しているとする指摘もかなり一般的に行われている。しかし、舟岡 (1999) 等が検討しているように、所得格差の程度やその変化の様子は分析に用いられる統計によって異なることにも注意が必要である。また、所得格差の拡大傾向には人口高齢化による影響も少なからず働いており、その解釈には慎重であるべきだとする意見もしばしば聞かれる。

本稿の目的は、旧厚生省『所得再分配調査』の1990年調査及び1999年調査の個票を用いることにより、1990年代における所得格差の変化やその背景を概観することである。所得格差の変化については、後述するようにすでに数多くの優れた実証分析が蓄積されている。本稿では、バブル経済の絶頂期からのほぼ10年間における所得格差の変化の様子を、所得格差を示す幾つかの指標に基づいて描写し、また変化の要因分解を行う。分析に用いるデータは、『所得再分配調査』の1990年調査と1999年調査でそれぞれ把握できる、1989年と1998年の所得状況である。

本稿の構成は、次の通りである。次のIIでは、主要な先行研究の成果を整理するとともに、本稿の分析手法を紹介する。IIIでは、『所得再分配調査』の1990年調査及び1999年調査の結果に基づき、1990年代の所得格差の変化とその要因につ

いて検討する。最後のIVで、全体のまとめを行う。

II 先行研究と分析手法

1 先行研究

『所得再分配調査』に基づいて旧厚生省・現厚生労働省が計算してきたジニ係数(当初所得ベース)の推移を見ると、1980年の0.3491から1989年には0.4334へ、2001年にはさらに0.4194へと著しい上昇傾向が認められる。こうした所得格差の拡大傾向をめぐっては、すでに数多くの実証分析が蓄積されている。

まず、1980年代における所得格差の動向については、大竹(1994)の分析が代表例となっている。大竹は『全国消費実態調査』に基づき、年齢内の所得格差が1980年代を通じてほとんど一定であったこと、年齢内の所得格差が年齢とともに上昇傾向を示すこと、そして、人口の年齢構成が高齢化傾向を見せていることという3点を考慮すると、1980年代に見られた所得格差拡大は人口高齢化によって引き起こされた可能性が高いと結論づけている¹⁾。

所得格差の拡大に及ぼす人口高齢化の影響は、その後も所得格差に関する分析において主要なテーマとされてきた。『全国消費実態調査』を用いた大竹・齊藤(1996)、『所得再分配調査』を用いた大竹・齊藤(1999)、『国民生活基礎調査』を用いた岩本(2000)などがその代表的な研究例である。これらは、1980年代あるいは1990年代前半までの所得格差の変化を調べたものであるが、分析対象となる時期や用いる統計、あるいは所得の

定義によって、人口高齢化要因の寄与度は幾分異なる。

大竹(2003)は、1998年まで対象期間を伸ばし、異なる統計に基づく計算結果を整理・比較することにより、「日本の所得格差の変化の特徴は、所得格差拡大の主要要因は人口高齢化であり、年齢内の所得格差の拡大は小さいということである」と結論づけている。大竹はそれと同時に、「生涯所得の格差を代理する消費の格差の動きは、所得格差の動きと平行か、所得格差の格差よりも大きい。この点は、特に50歳未満の年齢層で顕著に観測される」という点も指摘している。

また、1995年から1998年という最近の変化については、厚生労働省『厚生労働白書』(2002年版)の分析も興味深い。同白書は、『所得再分配調査』の1996年調査時点における高齢者世帯とそれ以外世帯の比率を用いて、1999年調査時点のジニ係数を計算し直している。それによると、1995年から1998年にかけての当初所得ベースのジニ係数上昇のうち、3割程度が人口高齢化によって説明できるとされる²⁾。

一方、玄田(2002)(2003)は、『所得再分配調査』の個票に基づいて所得関数を推計するという手法により、若年世代と引退世代という世代間格差や、自営業と雇用者という就業形態間の格差が拡大傾向にあると結論づけている(比較時点は、玄田(2002)が1989年と1995年、玄田(2003)が1989年と1998年)。さらに玄田は、そうした格差拡大が税や社会保障など再分配政策によってむしろ強化されているとも指摘している。

ただし、以上の分析は、1990年代全体を通して見られる格差拡大のうち、どの程度が人口高齢化によって説明できるのかを客観的な数値で明示的に分析したものでは必ずしもない。本稿では、大竹、齊藤、岩本の各氏が試みたような手法を参考にして、格差拡大の要因分解を、1990年代をほぼカバーする期間を分析対象として行い、格差拡大に関する一般的な理解が妥当かどうかを調べる。次に、そうした所得格差拡大の背後にある再分配政策の特徴を分析する。

2 所得格差を示す指標

以下では、所得格差を示す指標として、格差拡大をグループ属性ごとに要因分解しやすいという性格を持つ、平均対数偏差(MLD : Mean Log Deviation)と対数分散(LV : Log Variation)の2つに注目する。そして、特定の社会的厚生関数を想定した上で、厚生経済学的な評価を下すことができるアトキンソン指数(AI : Atkinson Index)も参考のため試算する。まず、それぞれの指標の考え方を簡単に整理しておこう。

いま、社会が n 世帯によって構成されるとし、第 k 世帯の所得を y_k 、社会全体の平均所得を \bar{y} とすると、平均対数偏差 MLD は、

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_k \ln \left(\frac{\bar{y}}{y_k} \right) = \ln \bar{y} - \frac{1}{n} \sum_k \ln y_k$$

で定義される。平均対数偏差は、完全平等の時はゼロの値をとり、格差が拡大しているほど大きな値をとる。この平均対数偏差は、対数型の効用関数を想定した社会的厚生関数を念頭に置いて、所得格差の大きさを示したものと見える(後述)。

平均対数偏差は、その社会を構成する各グループの属性に応じて分解することができる。たとえば、世帯主の年齢に注目し、社会を m の年齢階層に分割して、第 j 年齢階層の平均所得、平均対数偏差、そして社会全体に占めるウェイトをそれぞれ \bar{y}_j 、 mld_j 、 α_j とおくと、簡単な計算により、

$$MLD = \sum_j \alpha_j mld_j + [\ln \bar{y} - \sum_j \alpha_j \ln \bar{y}_j]$$

$$= \sum_j \alpha_j mld_j + [\ln(\sum_j \alpha_j \bar{y}_j) - \sum_j \alpha_j \ln \bar{y}_j]$$

と書き直すことができる。右辺第1項が年齢階層内の格差、第2項が年齢階層間の格差を示す。

この平均対数偏差は、その2時点間における変化についても次のように要因分解できる。すなわち、第 t 時点における平均対数偏差を

$$MLD^t = MLD(\alpha^t, mld^t, \bar{y}^t)$$

という関数の形で表記すると(α^t , mld^t , \bar{y}^t は第 t 時点におけるそれぞれの値をベクトルで表記したものである)、平均対数偏差の2時点(第0時点および第1時点とする)間における変化 ΔMLD から、

$$\begin{aligned} \text{年齢階層内効果} &= MLD(\alpha^0, mld^1, \bar{y}^0) \\ &\quad - MLD(\alpha^0, mld^0, \bar{y}^0) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{年齢階層間効果} &= MLD(\alpha^0, mld^0, \bar{y}^1) \\ &\quad - MLD(\alpha^0, mld^0, \bar{y}^0) \\ \text{年齢別人口効果} &= MLD(\alpha^1, mld^0, \bar{y}^0) \\ &\quad - MLD(\alpha^0, mld^0, \bar{y}^0) \end{aligned}$$

という形でそれぞれの効果を抽出できる。なお、この要因分解は線形ではなく、これら3つの効果が絡み合う部分が残ることに留意しておこう。

また、同じ時点における再分配政策の効果も、年齢階層内の格差と年齢階層間の格差の変化に分割することができる。すなわち、上記の式において、時点の上添え字を、改革前をBT、改革後をATと表記することにより、

$$\begin{aligned} \text{年齢階層内効果} &= MLD(\alpha, mld^{AT}, \bar{y}^{BT}) \\ &\quad - MLD(\alpha, mld^{BT}, \bar{y}^{BT}) \\ \text{年齢階層間効果} &= MLD(\alpha, mld^{BT}, \bar{y}^{AT}) \\ &\quad - MLD(\alpha, mld^{BT}, \bar{y}^{BT}) \end{aligned}$$

として計算できる。この場合の要因分解は線形であり、再分配政策の効果は、この2つの効果によって完全に説明できることになる³⁾。

一方、対数分散LVは、

$$LV = \frac{1}{n} \sum_k (\ln y_k - \overline{\ln y})^2$$

として定義され ($\overline{\ln y}$ は、所得の対数値の平均)、完全平等の時はゼロの値をとり、格差が拡大しているほど大きな値をとる。この対数分散も、その社会を構成する各グループの属性に応じて分解することができる。すなわち、各年齢階層における対数分散を lv_j とすると、

$$LV = \sum_j \alpha_j lv_j + [\sum_j \alpha_j (\overline{\ln y_j})^2 - (\sum_j \alpha_j \overline{\ln y_j})^2]$$

となる ($\overline{\ln y_j}$ は、第j階層に所属する世帯の所得の対数値の平均)。右辺第1項が年齢階層内の格差、第2項が年齢階層間の格差を示す。この対数分散も、平均対数偏差と同様に、2時点間における所得格差の要因分解、そして、同一時点における再分配政策の効果を客観的に推計できる⁴⁾。

本稿ではさらに、参考のためにアトキンソン指数も計算する。まず、各家計の効用関数が相対的危険回避度一定(CRRA)であるとし、社会的厚生関数Wを

$$\begin{aligned} W &= \frac{1}{n} \sum_k \frac{y_k^{1-\epsilon} - 1}{1-\epsilon}, \epsilon \geq 0, \epsilon \neq 1; \\ W &= \frac{1}{n} \sum_k \ln y_k, \epsilon = 1 \end{aligned}$$

と定義する。ここで、もともと所得変動のリスクを回避したい度合いを示すパラメータ ϵ は、所得の不平等を回避したい度合いを示すものと読み替えることができる。その値が大きいくほど、分析者は所得の不平等を回避したいと判断していることになる。そこで、アトキンソン指数AIは、

$$\begin{aligned} [(1-AI)\bar{y}]^{1-\epsilon} &= \frac{1}{n} \sum_k y_k^{1-\epsilon}, \epsilon \geq 0, \epsilon \neq 1; \\ \ln[(1-AI)\bar{y}] &= \frac{1}{n} \sum_k \ln y_k, \epsilon = 1 \end{aligned}$$

として計算される。この意味は次のように説明できる。まず、現実の所得分配に対応する社会的厚生の水準を、完全平等の所得分配で再現しようとすれば、各世帯にどれだけの所得を分配すればよいかを計算する。そして、その値が全世帯の平均所得をどの程度下回るかをアトキンソン指数として逆算し、不平等な所得分配によって発生した社会的な損失(等価変分)を平均所得に対する比率で評価するわけである。

したがって、アトキンソン指数は、

$$\begin{aligned} AI &= 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_k \left(\frac{y_k}{\bar{y}} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \epsilon \geq 0, \epsilon \neq 1; \\ AI &= 1 - \exp \left[\frac{1}{n} \sum_k \ln \left(\frac{y_k}{\bar{y}} \right) \right], \epsilon = 1 \end{aligned}$$

として算出される。特に、前述の平均対数偏差は、対数型の効用関数($\epsilon=1$)を想定したものであり、

$$AI = 1 - \exp(-MLD)$$

という式で、アトキンソン指数と関連づけることができる。

III データと試算結果

1 データ

本稿の分析のベースとなる所得は、『所得再分配調査』の1990年調査及び1999年調査で集計される、1989年、1998年における世帯ベースの当初所得と再分配所得である。このうち、当初所得は、雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所

得、家内労働所得、家賃・地代、利子・配当金、雑収入及び私的給付（仕送り、企業年金、生命保険金、損害保険金などの合計額）の合計額として定義される。また、再分配所得は、この当初所得に社会保障給付（公的年金・生活保護などと医療の現物給付）を加え、税金と社会保険料を差し引いたものである。

このような形で定義される当初所得、再分配所得については、たとえば大竹（2003）が指摘しているように、所得格差を分析する上で問題がないわけではない。所得格差の度合いを各種の計数で示す場合も、これら以外の定義の所得に基づく、結果が大きく異なることが知られている。しかし、税制・社会保障制度の再分配効果を明示的に評価するために、本稿では当初所得と再分配所得を分析の対象とする。

ただし、分析に当たっては、松浦（2002）の指摘にしたがって、世帯主の職業等と所得・収入の回答との整合性に疑義のある家計を対象から外すことにした。具体的には、

- ①世帯主が職業ありと答えているにもかかわらず、雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所得、家内労働所得、内職所得がすべてゼロとなっている家計、
- ②世帯主が雇用者と答えているにもかかわらず、雇用者所得がゼロとなっている家計、
- ③世帯主が自営業者と答えているにもかかわらず、事業所得がゼロとなっている家計、
- ④年金を受給していると答えているにもかかわらず、年金収入がゼロとなっている家計、
- ⑤可処分所得が負またはゼロとなっている家計、の5種類の家計（一部重複）を排除する。さらに、サンプル数がそもそも比較的少なく、上述のような家計の比率も高い、世帯主が25歳未満及び75歳以上の家計も排除する。その結果、サンプル数は、1989年が6,912世帯、1998年が6,058世帯となる（元のサンプルは、1989年が7,991世帯、1998年が8,856世帯）。

以上に加えて、次の2点を考慮する。第1に、IIで説明した平均対数偏差、対数分散、あるいはアトキンソン指数を計算する場合、所得がゼロの

世帯をどう処理するかという問題がある。大竹・齊藤（1999）のように、そうした世帯をサンプルから外すというのも1つの方法である。しかし、所得格差の様相やその変化を分析する上で問題がないとは言えない。西崎・山田・安藤（1998）は、所得が平均所得の1%値に満たない世帯については、その所得を平均所得の1%値に置き換えるという処理を行っているが、それでもバイアスが残る。そこで本稿では、所得ゼロの世帯の所得は1円とみなすことにした（対数値はゼロとなる）。ただし、この処理は上記①—⑤によるサンプル・クリーニングを経た世帯を対象として行い、サンプル全体の6%弱がその影響を受けることになる。

第2に、世帯ベースで所得を把握する場合、世帯人員の違いをどう処理するかという問題がある。本稿では、所得格差の分析でしばしば行われているように、世帯人員の平方根で世帯所得を除し、それを等価所得として分析する。ただし、そうした調整をしない原数値による計算結果も併せて示すことにする。

2 所得格差の変化とその要因分解

それでは、1989年と1998年の間に、所得格差がどのように変化したかを概観してみよう。ただし、年齢階層は5歳刻み（25-29歳、30-34歳、…、70-74歳）で処理する。

まず、表1は、所得格差の変化の様子を、平均対数偏差と対数分散によって要約したものである。所得については、いずれも原数値ベースと、等価所得ベースの両方を示している。等価所得ベースに注目すると、次の2点を指摘できる。第1に、平均対数偏差と対数分散のいずれにおいても、当初所得で見ると1990年代を通して所得格差が拡大したことが確認される。等価所得・当初所得の場合、平均対数偏差は26.7%、対数分散も34.5%上昇している。ただし、再分配所得で見ると格差拡大の傾向はそれほど明確でなく、対数分散はむしろ若干低下している。

第2に、当初所得の格差拡大の要因分解をIIで説明したような手法で行うと、年齢別人口効果はかなり大きいことが分かる。等価所得の場合、平

表1 所得格差の変化とその要因分解 (1989年→1998年)

平均対数偏差		(対象年齢：25-74歳)					
	1989年 (A)	1998年 (B)	不平等の変化幅 (C) = (B) - (A)	年齢階層内効果 [% of (C)]	年齢階層間効果 [% of (C)]	年齢別人口効果 [% of (C)]	
当初所得	原数値	0.593	0.737	0.144 (変化率：24.3%)	-0.004 [-3.0%]	-0.023 [-15.8%]	0.126 [87.3%]
	等価所得	0.542	0.687	0.145 (変化率：26.7%)	0.005 [3.6%]	-0.015 [-10.4%]	0.114 [79.1%]
再分配所得	原数値	0.234	0.240	0.005 (変化率：2.3%)	-0.009	-0.007	0.024
	等価所得	0.194	0.201	0.007 (変化率：3.8%)	-0.001	0.004	0.009
対数分散		(対象年齢：25-74歳)					
	1989年 (A)	1998年 (B)	不平等の変化幅 (C) = (B) - (A)	年齢階層内効果 [% of (C)]	年齢階層間効果 [% of (C)]	年齢別人口効果 [% of (C)]	
当初所得	原数値	2.820	3.691	0.872 (変化率：30.9%)	-0.010 [-1.2%]	0.157 [18.0%]	0.654 [75.0%]
	等価所得	2.486	3.342	0.857 (変化率：34.5%)	0.039 [4.6%]	0.157 [18.3%]	0.581 [67.8%]
再分配所得	原数値	0.573	0.532	-0.041 (変化率：-7.2%)	-0.066	0.000	0.040
	等価所得	0.458	0.432	-0.026 (変化率：-5.6%)	-0.038	0.001	0.022

注) 等価所得ベースにおける不平等度の寄与率分解は、変化幅が小さいので表示していない。

平均対数偏差で見ると79.1%が年齢別人口効果によって説明される。その一方で、年齢階層内効果で説明できる部分はわずかであり、年齢階層間効果はむしろ全体の格差縮小に寄与している。対数分散で見ると、年齢階層間効果は格差拡大の方向に働いているが、それでも年齢別人口効果が格差拡大の67.8%を説明している。

表2は、参考のためにアトキンソン指数の変化を示したものである。ここでは、所得格差の回避度を示すパラメータ ϵ として、しばしば用いられる0.5と想定した場合(上段)と、平均対数偏差と関連づけることができる1と想定した場合(下段。平均対数偏差の計算と対応)に分けて計算結果を示している。ここでも、アトキンソン指数が上昇しており、1990年代を通して格差が拡大したことが確認される。

以上の点は先行研究の結果と整合的であるが、マクロ的な格差拡大の背景を年齢階層別の変化に注目して推察してみよう。表3は、1989年から

表2 アトキンソン指数の変化 (1989年→1998年)

$\epsilon=0.5$ の場合		(%、%ポイント)		
	1989年 (A)	1998年 (B)	不平等の変化幅 (C) = (B) - (A)	
当初所得	原数値	17.0	19.5	2.5
	等価所得	16.1	18.6	2.6
再分配所得	原数値	10.4	10.5	0.1
	等価所得	8.9	9.4	0.5
$\epsilon=1$ の場合		1989年 (A)	1998年 (B)	不平等の変化幅 (C) = (B) - (A)
当初所得	原数値	44.7	52.2	7.4
	等価所得	41.8	49.7	7.8
再分配所得	原数値	20.9	21.3	0.4
	等価所得	17.6	18.2	0.6

1998年にかけての変化を年齢階層ごとに整理したものである。この表からまず分かるように、世帯主が60歳以上の世帯の全体に占める比率は、1989年の23%から1998年には30%に高まって

表3 年齢階層別に見た所得状況の変化

世帯主の年齢	25-39歳	40-59歳	60-74歳
世帯構成比(%)			
1989年	24.5	52.5	23.0
1998年	23.2	46.8	30.0
当初所得の相対比(40-59歳=100, 等価所得ベース)			
1989年	75.6	100.0	63.2
1998年	77.4	100.0	54.3
所得格差(平均対数偏差, 等価所得ベース)			
1989年	0.127	0.267	1.535
1998年	0.171	0.257	1.645
[1989年→98年の変化率]	[34.0%]	[-3.6%]	[7.2%]

いる。所得格差拡大のかなりの部分が年齢別人口効果で説明できる背景には、こうした事情がある。

さらに、この表からは、若年層の経済状況について次の2点も分かる。第1に、若年層の所得が相対的に低下しているという傾向は見られない。実際、当初所得・等価所得ベースで見ると、40-59歳の壮年層の平均所得を100としたときの25-39歳層の平均所得は、1989年の75.6から1998年には77.4へと幾分高まっている。しかし、若年層の所得環境が失業増加やフリーター化によって悪化しているという見方も有力である。最近では若年層が親と同居する傾向も高まっており⁹⁾、本稿のように世帯主の年齢に注目した世帯ベースの分析では、若年層の所得状況の変化を十分把握できていないと考えられる。第2に、若年層内部における格差拡大が目目される。当初所得・等価所得ベースで見ると、25-39歳層の平均対数偏差は1989年の0.127から1998年には0.171へと34%上昇している。40-59歳ではこの値がむしろ低下し、60-74歳での上昇も7.2%にとどまっていることを考えれば、若年層の格差拡大は今後注視すべきポイントと言える。

3 再分配政策の効果

それでは、税・社会保障など再分配政策が実施された後の再分配所得に目を移そう。表1及び表2で示したように、再分配所得の格差は1990年代を通じて目だって拡大していない。再分配政策が、格差拡大の是正に貢献したことがここから推

察される。

表4は、そうした再分配政策の効果を、1989年と1998年の各年において、年齢階層内効果と年齢階層間効果に分解した結果を示したものである。いずれの時点でも、再分配政策のかなりの部分は年齢階層内格差の是正に貢献しているが、2時点と比較すると、年齢階層内より年齢階層間の格差是正のウェイトが幾分高まっていることが分かる。たとえば、等価所得ベースで平均対数偏差を見ると、当初所得から再分配所得へのその値の縮小のうち、年齢階層間効果の占める比率は、1989年の5.4%から1998年には9.8%に高まっている。同様の傾向は、対数分散についても確認できる。

再分配政策の役割が、年齢階層内より年齢階層間の格差縮小にそのウェイトを高めつつあるという傾向——それは1980年代を分析対象とした大竹・齊藤(1999)でも確認された点でもある——には、やむを得ない面もある。とりわけ現行の社会保障制度は、若年層から高齢層への所得移転をかなりの程度伴うため、人口高齢化が進むと年齢間での再分配効果を自ら強めることになるからである。

ただし、再分配政策の効果を、このように年齢階層内効果と年齢階層間効果という形で二分することは、幾分ミスリーディングでもある。現行の再分配政策の年齢階層内効果は、若年層・壮年層それぞれの内部における所得格差の是正より、高齢層内部の所得格差の是正という側面を強く持っている。実際、再分配政策の効果を年齢階層別に見た表5を見ると、1998年では再分配政策によって平均対数偏差は0.486縮小し、そのうち年齢階層内効果は0.438を説明するが、60-75歳層での格差縮小効果の寄与度は0.396に達している。こうした高齢層内部における格差是正は、世代間の所得移転にもたらされた面が大きい。表5の下端からも分かるように、公的年金を中心とする若年層からの所得移転によって高齢層の所得が平均的に上昇し、それによって高齢層内部の格差が相対的に縮小するからである。したがって、現行の再分配政策に年齢階層内の格差を縮小する効果が

表4 再分配政策の寄与度分解

平均対数偏差

		当初所得 (D)	再分配所得 (E)	不平等の変化幅 (F) = (E) - (D)	年齢階層内効果 [% of (F)]	年齢階層間効果 [% of (F)]
原数値	1989年	0.593	0.234	-0.359	-0.340 [94.7%]	-0.019 [5.3%]
	1998年	0.737	0.240	-0.497	-0.454 [91.3%]	-0.043 [8.7%]
等価所得	1989年	0.542	0.194	-0.348	-0.329 [94.6%]	-0.019 [5.4%]
	1998年	0.687	0.201	-0.486	-0.438 [90.2%]	-0.047 [9.8%]

対数分散

		当初所得 (D)	再分配所得 (E)	不平等の変化幅 (F) = (E) - (D)	年齢階層内効果 [% of (F)]	年齢階層間効果 [% of (F)]
原数値	1989年	2.8196	0.5729	-2.247	-1.576 [70.1%]	-0.671 [29.9%]
	1998年	3.6914	0.5319	-3.160	-2.083 [65.9%]	-1.077 [34.1%]
等価所得	1989年	2.4857	0.4579	-2.028	-1.441 [71.1%]	-0.586 [28.9%]
	1998年	3.3424	0.4323	-2.910	-1.935 [66.5%]	-0.975 [33.5%]

表5 再分配政策の年齢階層別効果 (1998年, 等価所得ベース)

平均対数偏差の変化幅 (当初所得→再分配所得)

世帯主の年齢	不平等の変化幅	年齢階層内効果	年齢階層間効果
25-39歳	0.023	-0.008	0.031
40-59歳	0.022	-0.034	0.056
60-74歳	-0.531	-0.396	-0.134
全体	-0.486	-0.438	-0.047

参考：平均所得 (万円)

世帯主の年齢	当初所得	再分配所得
25-39歳	359	320
40-59歳	464	419
60-74歳	252	375
全体	376	383

あるとしても、そのかなりの部分は実質的に年齢階層間の所得移転によってもたらされたものと言える。

IV ま と め

本稿では、『所得再分配調査』の個票に基づき、

1990年代における所得格差の変化やその背景を概観した。得られた主要な結論は、以下の通りである。まず、1990年代における所得格差の動向については、先行研究の分析結果と同様に、格差の拡大傾向が見られること、そしてその格差拡大のかなりの部分が人口高齢化によって説明できることが確認された。ただし、若年層で格差がかな

り拡大しており、今後の動向を注視する必要がある。また、税制・社会保障制度を再分配政策としてまとめて見た場合、年齢階層間での再分配効果の比重がやや高まっていることが分かる。この背景にも人口高齢化が働いているが、年齢階層内の再分配効果についても、それが顕著な形で発揮されるのは高齢層においてであるという点に注目すべきである。

なお、次のような点が今後の研究課題として残っている。まず、1980年代と1990年代において、格差拡大やその要因がどのように異なっているかをチェックすることが、すぐに思いつくテーマとして挙げられる。また、本稿の分析対象となっているのは年間所得であるが、格差拡大の変化やその要因を分析するためには、本来なら生涯所得に注目しなければならない。Oshio (forthcoming) は、生涯所得に注目して公的年金の世代内再分配効果を『所得再分配調査』に基づいて大雑把に試算しているが、日本ではパネル・データが利用可能でないため実証分析はかなり難しい。大竹・齊藤(1996)やOhtake and Saito (1998)は生涯所得格差を代理するものとして消費格差に注目しているが、参考にするべき分析手法と言える。それ以外の方法として、各時点のクロスセクションデータをつなぎ合わせ、擬似パネル・データを作成することにより、生涯所得ベースの所得格差の変化や再分配政策のあり方を検討することも考えられる。

平成 16 年 3 月投稿受理

平成 16 年 8 月採用決定

謝 辞

本稿で使用した『所得再分配調査』の個票は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「家族構造や就労形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究」(主任研究者:寺崎康博・東京理科大学教授)において目的外使用申請を行い、厚生労働省政策統括官の承認を得て小塩が再集計したものである(政発第1104001号)。また、本稿の作成に当たり、厚生労働省の稲垣誠一、西岡 隆の両氏、国立社会保障・人口問題研究所の府川哲夫、大石亜希子の両氏、そして本誌レフェリー及び編集部

から貴重なコメントをいただいた。さらに、文部科学省科学研究費特定領域 603「世代間利害調整プロジェクト」による財政支援の一部を受けた。関係者に深く感謝する。

注

- 1) この点は、対象期間を1994年までとしている西崎・山田・安藤(1998)でも指摘されているところである。
- 2) 同白書はさらに、単身世帯や核家族世帯など世帯構造を1996年調査時点で固定してジニ係数を計算し直すことにより、格差拡大の約7割が世帯構造の変化によって説明できると指摘している。
- 3) 以上の手法については、対数分散の場合について説明した大竹・齊藤(1999)参照。
- 4) 対数分散とよく似た発想に基づく、所得格差を示す指標として平方変動係数(SCV: Squared Coefficient of Variation)がある。ただし、平方変動係数は、所得格差を世帯属性よりもむしろ所得源泉に注目して要因分解するのに適している。
- 5) 実際、年齢を1歳刻みないし5歳刻みで同様のグラフを描くと、世帯主が30歳代前半から40歳代前半の世帯のウェイトが大きく低下していることが確認できる。これは、人口高齢化だけでなく、比較的若年の世代における世帯構造の変化が、所得格差の変化に影響している可能性を示唆するものである。

参考文献

- 岩本康志(2000)「ライフサイクルから見た不平等度」, 国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』, 東京大学出版会, pp. 75-94。
- 大竹文雄(1994)「1980年代の所得・資産分配」『季刊理論経済学』第45巻第5号, pp. 385-402。
- (2003)「所得格差の拡大はあったのか」, 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編著『日本の所得格差と社会階層』, 日本評論社, pp. 3-19。
- ・齊藤 誠(1996)「人口高齢化と消費の不平等度」『日本経済研究』第33号, pp. 11-35。
- (1999)「所得格差化の背景とその政策的含意—年齢階層内効果, 年齢階層間効果, 人口高齢化効果—」『季刊社会保障研究』第35巻第1号, pp. 65-75。
- 玄田有史(2002)「見過ごされた所得格差—若年世代 vs. 引退世代, 自営業 vs. 雇用者」『季刊社会保障研究』第38巻第3号, pp. 199-211。
- (2003)「劣化する若年と自営業の所得構造」, 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編著

- 『日本の所得格差と社会階層』, 日本評論社, pp. 145-168。
- 厚生労働省 (2002) 『厚生労働白書』 (2002年版)。
- 橋本俊詔 (1998) 『日本の経済格差』, 岩波書店。
- 西崎文平・山田 泰・安藤栄祐 (1998) 『日本の所得格差』, 経済企画庁経済研究所。
- 舟岡史雄 (1999) 「日本の所得格差についての検討」『経済研究』第52巻第2号, pp. 117-131。
- 松浦克己 (2002) 「日本における分配問題の概観」, 宮島 洋・連合総合生活開発研究所編著『日本の所得分配と格差』, 東洋経済新報社, pp. 25-48。
- Ohtake, F. and M. Saito (1998), "Population aging and consumption inequality in Japan," *The Review of Income and Wealth*, Ser. 44, No. 3, pp. 361-381.
- Oshio, T. (forthcoming), "Social security and intragenerational redistribution of lifetime income in Japan," *The Japanese Economic Review*.
- (おしお・たかし 神戸大学大学院助教授)

平成14年度 社会 保 障 費

—解説と分析—

国立社会保障・人口問題研究所 企画部

2004年(平成16年)9月27日「平成14年度社会保障給付費」を公表した。本稿では平成14年度の解説と分析をおこなう。なお、研究所のホームページで、配布資料全ページを公開している。公開形式はHTML形式とエクセルファイルのダウンロード形式で、配布資料と同じものがPDFファイルのダウンロード形式で提供されている。

第1部 解 説 編

I 平成14年度社会保障給付費の概要

- 1 平成14年度の社会保障給付費は83兆5,666億円であり、対前年度増加額は2兆1,659億円、伸び率は2.7%であった。
- 2 社会保障給付費の対国民所得比は23.03%となり、集計開始以来過去最高を記録した。これは、社会保障給付費が引き続き増加している一方で、国民所得の対前年度伸び率が△1.3%と下落したことによる。
- 3 国民1人当たりの社会保障給付費は65万5,800円で、対前年度伸び率は2.5%であった。
- 4 社会保障給付費を「医療」、「年金」、「福祉その他」の部門別(表1)にみると、「医療」が26兆2,744億円で総額に占める割合は31.4%、「年金」が44兆3,781億円で同53.1%、「福祉その他」が12兆9,140億円で同15.5%であった。
- 5 「医療」の対前年度伸び率は△1.4%であった。「医療」の減少は、平成14年4月の診療報酬及び薬価の改定(医療費ベースで2.7%引き下げ)と、同年10月の老人保健法改正による1

割自己負担の実施などによる影響と考えられる。
6 「年金」の対前年度伸び率は概ね例年どおりの4.2%であった。

7 生活保護、児童手当、失業給付、社会福祉費等からなる「福祉その他」の対前年度伸び率は6.0%であった。「福祉その他」は部門別では最も伸びているが、前の2年間の伸びに比べると緩やかな伸びであった。

機能別(表2)で最も大きいのは老齢年金や老人福祉サービス給付費などからなる「高齢」であり41兆2,382億円、総額に占める割合は49.3%

表1 部門別社会保障給付費

社会保障給付費	平成 13年度	平成 14年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
計	億円 814,007 (100.0)	億円 835,666 (100.0)	億円 21,659	% 2.7
医療	266,415 (32.7)	262,744 (31.4)	△3,670	△1.4
年金	425,714 (52.3)	443,781 (53.1)	18,067	4.2
福祉その他	121,878 (15.0)	129,140 (15.5)	7,262	6.0
介護対策(再掲)	41,462 (5.1)	46,995 (5.6)	5,533	13.3

注) 括弧内は構成割合(%), 公表資料の表1に該当。

表2 機能別社会保障給付費

社会保障給付費	平成 13年度	平成 14年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
計	億円 814,007 (100.0)	億円 835,666 (100.0)	億円 21,659	% 2.7
高齢	389,509 (47.9)	412,382 (49.3)	22,873	5.9
遺族	60,057 (7.4)	60,875 (7.3)	818	1.4
障害	19,051 (2.3)	19,393 (2.3)	342	1.8
労働災害	10,346 (1.3)	10,012 (1.2)	△ 334	△ 3.2
保健医療	262,085 (32.2)	258,374 (30.9)	△ 3,711	△ 1.4
家族	25,559 (3.1)	27,001 (3.2)	1,442	5.6
失業	26,524 (3.3)	25,472 (3.0)	△ 1,053	△ 4.0
住宅	2,201 (0.3)	2,503 (0.3)	303	13.8
生活保護その他	18,676 (2.3)	19,654 (2.4)	978	5.2

注) 括弧内は構成割合(%), 公表資料の表4に該当。

であった。2番目に大きいのは医療保険や老人保健などの医療給付などからなる「保健医療」であり25兆8,374億円、総額に占める割合は30.9%であった。これら上位2つの機能分類の合計が、総額の80.3%を占めている。

対前年度伸び率では「住宅」が13.8%と高いが、増加額は少なく、給付費全体の伸びへの影響は小さい。一方、給付費全体の伸びに最も影響を与える「高齢」については5.9%の伸びとなった。これは、人口の高齢化による年金受給者数の増加等により年金給付等が増加したからである。また、「失業」が対前年度で最も大きく減少しているのは、雇用保険法改正の影響¹⁾が平成14年度の給付減少として表れたものと考えられる。

II 平成14年度社会保障財源の概要

- 1 平成14年度の社会保障収入総額は88兆2,218億円で、対前年度伸び率が△2.4%であ

表3 項目別社会保障財源

	平成 13年度	平成 14年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
計	億円 903,902 (100.0)	億円 882,218 (100.0)	億円 △ 21,684	% △ 2.40
I 社会保険料	561,257 (62.1)	558,784 (63.3)	△ 2,473	△ 0.44
事業主拠出	286,537 (31.7)	284,054 (32.2)	△ 2,483	△ 0.87
被保険者拠出	274,720 (30.4)	274,731 (31.1)	10	0.00
II 税	266,922 (29.5)	267,140 (30.3)	219	0.08
国	207,075 (22.9)	205,520 (23.3)	△ 1,555	△ 0.75
地方	59,847 (6.6)	61,620 (7.0)	1,774	2.96
III 他の収入	75,724 (8.4)	56,294 (6.4)	△ 19,430	△ 25.66
資産収入	43,464 (4.8)	16,124 (1.8)	△ 27,341	△ 62.90
その他	32,259 (3.6)	40,170 (4.6)	7,911	24.52

注) 括弧内は構成割合(%), 公表資料の表7に該当。

った。

注) 収入総額には、社会保障給付費の財源に加えて、管理費及び給付以外の財源も含まれる。

- 2 大項目では「社会保険料」が55兆8,784億円で、収入総額の63.3%を占めている。次に「税」が26兆7,140億円で、収入総額の30.3%を占めている。

- 3 収入額の伸びを見ると、「税」については増加しているが、「事業主拠出」及び「資産収入」の減少が大きく、総額では対前年度比較で減少した。

注) 公表資料では、第10表及び第11表で財源の推移を示した。前者はILO第18次までの調査票に、後者はILO第19次の調査票に基づいて集計された。

「社会保険料」については、事業主拠出が2,483億円減少し、被保険者拠出が10億円増加した。この変化は、被用者健康保険制度で、被保険者数の減少及び平均標準報酬額の減少により、

保険料収入が減少した影響が大きいと考えられる。また、事業主拠出が減少した一方、被保険者拠出は減少しなかった原因としては、介護保険の1号保険料(介護保険の被保険者のうち高齢者が負担する保険料)が増加したことによる影響が大きいと考えられる。

「資産収入」を計上している制度は、年金制度を中心とした積立金を保有する制度である。制度ごとに資産収入の変化を見ると、最も多く積立金を保有する厚生年金の資産収入が近年大きく減少してきており、その影響で「資産収入」が減少している。厚生年金については、平成13年度から積立金の一部について金融市場で運用を開始したところであるが、平成14年度は、国内の株式市場でバブル崩壊後の最安値を更新するなど長引く不況の影響を受けたため、運用収入が大きく減少したと考えられる。

第2部 分析編

I 制度間移転について

1 「他制度への移転」について

社会保障給付費の範囲は、ILOが国際比較上定めた基準に基づいているが、“社会保障給付費”とは、対人に直接給付される費用に限定するものであり、“社会保障支出”の一部分である。

社会保障支出と給付費の関係は以下の数式で説明できる。

$$\text{社会保障支出} = \text{給付費} + \text{管理費}^{2)} + \text{運用損失}^{3)} + \text{その他支出}^{4)} + \text{他制度への移転}$$

「他制度への移転」には、複数の保険者で特定の給付の財源を負担するために設けられた拠出金が計上されている。したがって、拠出側からすると支出であるが、受け取る側からみると既に給付費の財源として計上されていることになる。公表資料の第9表では各制度ごとの「他制度への移転」を合計した総額を示しているが、本分析編では、表4として、各制度の「他制度からの移転」と「他制度への移転」に積算されている内容の詳細を示す。

「他制度への移転」には、大きく分けると、(1)医療保険制度関係と(2)年金保険制度関係の2つの移転がある。(1)には、退職者医療にかかる拠出金、日雇特例被保険者にかかる拠出金、老人保健にかかる拠出金、介護保険にかかる拠出金が含まれる。(2)には、それぞれ該当する公的年金制度より国民基礎年金相当分として集められる拠出金が含まれる。

2 「他制度からの移転」について

次に、“社会保障収入”の一部分である「他制度からの移転」であるが、これは特定の給付の財源を複数の保険者で負担している場合、他の保険者から受け取る拠出金または交付金のことである。

社会保障収入と各財源の関係は以下の数式で説明できる。

$$\text{社会保障収入} = \text{社会保険料} + \text{税} + \text{資産収入}^{5)} + \text{その他収入}^{6)} + \text{他制度からの移転}$$

なお、公表資料における社会保障財源の総額(第1部II：平成14年度社会保障収入総額88兆2,218億円)には、「他制度からの移転」を含まない。これは、費用の二重計上を防ぐためである。制度間の財政調整として当然ながら「他制度への移転」と「他制度からの移転」は対になる項目であり、(1)医療保険制度関係と(2)年金保険制度関係にかかるそれぞれの拠出金は、各制度での受入となって計上されている。詳細については、表4の「他制度からの移転」の列に示す。

3 制度間移転について

表4で示したのは制度別の制度間移転の状況であるが、表5では主な拠出金別の収支の推移を示す。

先頭行の総計は、全制度の制度間移転の合計を示している。概念的には、拠出金の支払である「他制度への移転」と拠出金受入である「他制度からの移転」は、当該年度において相殺されるはずだが、必ずしもそうならないことがわかる。

拠出金別にみても、基礎年金関係を除いて、清算方法の違いなどが原因で収支があっていない⁷⁾。

表4 平成14年度 制度間移転の詳細

(単位：億円)

総 計	他制度からの移転		他制度への移転	
		267,428		266,207
1(a) 政府管掌健康保険	日雇拠出金収入	7	老人保健拠出金 退職者給付拠出金 介護納付金	23,288 6,539 3,960
1(b) 組管掌健康保険			老人保健拠出金 退職者給付拠出金 日雇拠出金 介護納付金	18,379 5,887 7 3,181
2 国民健康保険	療養給付費交付金	13,651	老人保健拠出金 日雇拠出金 介護納付金	33,081 0 4,880
3 老人保健(医療)	医療費拠出金 事務費 審査支払事務費 基金事務費	80,298 452 18		
4 介護保険	支払基金交付金	15,384		
5 厚生年金保険	国年特会より受入 船保特会より受入 共済組合等拠出金収入 存続組合等納付金	14,240 139 273 20,972	厚年基金等給付費負担金 国年特会へ繰入	1,218 98,961
6(a) 厚生年金基金	政府負担金	1,203		
7 国民年金	拠出金等収入 基礎年金勘定へ繰入(国)	147,976 △ 33,693	基礎年金相当給付費繰入及び 交付金(基) 基礎年金勘定より繰入(国)	43,499 △ 22,771
9 船員保険			老人保健拠出金 退職者給付拠出金 介護納付金 共済組合への移管 厚生特会へ繰入	134 33 27 0 139
10 農林漁業団体職員共済組合	基礎年金交付金	85	基礎年金拠出金 年金保険者拠出金 移換金	311 1 15,800
11 日本私立学校振興・共済事業団	基礎年金交付金	218	老人保健拠出金 退職者給付拠出金 介護納付金 基礎年金拠出金 年金保険者拠出金	495 201 91 1,184 51
15 国家公務員共済組合	基礎年金交付金	1,935	老人保健拠出金 退職者給付拠出金 年金保険者拠出金 基礎年金拠出金 介護納付金	1,412 559 22 3,719 262
16 存続組合等			厚生年金特別会計納付金	5,172
17 地方公務員等共済組合	移換金 基礎年金交付金	21 4,249	老人保健拠出金 退職者給付拠出金 介護納付金 移換金 基礎年金拠出金 年金保険者拠出金	3,929 1,516 732 2 10,108 198

表5 制度間移転の推移(平成10~14年度)

(単位:億円)

	制度番号		平成10年度	平成11年度	平成12年度	平成13年度	平成14年度
総計			853	1,428	1,919	△1,405	1,221
入出		他制度からの移転 全制度合計	218,496	232,706	236,305	240,844	267,428
		他制度への移転 全制度合計	217,642	231,278	234,387	242,250	266,207
退職者給付拠出金関係			973	1,206	1,552	111	△1,084
入	2	療養給付費交付金	10,392	11,726	12,969	13,253	13,651
出	1(a)	退職者給付拠出金	4,215	4,754	5,086	5,816	6,539
	1(b)		3,822	4,206	4,548	5,251	5,887
	9		26	29	30	31	33
	11		116	132	150	176	201
	15		321	361	414	488	559
	17		919	1,038	1,188	1,379	1,516
老人保健拠出金関係			△188	160	104	33	50
入	3	他制度からの移転	67,512	76,041	68,754	75,012	80,767
出	1(a)	老人保健拠出金	20,769	23,372	20,568	21,836	23,288
	1(b)		17,107	18,801	17,059	18,138	18,379
	2		24,350	27,680	25,582	29,084	33,081
	9		148	170	141	133	134
	11		431	492	449	484	495
	15		1,367	1,447	1,310	1,426	1,412
	17		3,528	3,919	3,540	3,878	3,929
介護納付金関係			—	—	△28	△1,702	2,251
入	4	支払基金交付金	—	—	11,243	13,390	15,384
出	1(a)	介護納付金	—	—	3,016	5,252	3,960
	1(b)		—	—	2,847	3,705	3,181
	2		—	—	4,388	4,962	4,880
	9		—	—	15	54	27
	11		—	—	81	92	91
	15		—	—	236	267	262
	17		—	—	687	761	732
基礎年金関係			1	14	△0	0	△0
入	5	国年特会より受入	24,952	23,036	19,574	15,566	14,240
	7	拠出金等収入	126,488	132,666	137,817	141,880	147,976
	7	基礎年金勘定へ繰入(国)	△29,607	△29,716	△30,925	△32,871	△33,693
	10	基礎年金交付金	481	533	563	525	85
	11		277	261	245	232	218
	15		2,201	2,156	2,083	1,993	1,935
	16		9	17	—	—	—
	16		基礎年金拠出金還付金	1	—	—	—
	17	基礎年金交付金	5,035	4,956	4,796	4,545	4,249

表5 制度間移転の推移(平成10~14年度)(続き)

(単位:億円)

	制度番号	平成10年度	平成11年度	平成12年度	平成13年度	平成14年度
出	5	83,144	88,235	91,272	93,048	98,961
	7	60,781	57,695	52,962	47,107	43,499
	7	△27,826	△26,748	△25,701	△24,245	△22,771
	10	1,156	1,211	1,279	1,356	311
	11	934	1,004	1,103	1,137	1,184
	15	3,075	3,288	3,535	3,608	3,719
	16	15	7	—	—	—
	17	8,558	9,145	9,703	9,861	10,108

注) 1) 網掛け部分は、制度間移転収支(=他制度からの移転-他制度への移転)を示す。

2) 上記の他に、日雇拋出金関係、船員保険特会関係、年金保険者拋出金関係、厚生基金関係、存続組合関係、共済移換金関係等の制度間移転がある。

3) 制度番号は、公表資料の第9表に該当。

表6 社会保障費収支差の推移(平成10~14年度)

(単位:億円)

	平成10年度	平成11年度	平成12年度	平成13年度	平成14年度	
収支差	130,529	178,022	13,468	14,252	△70,195	
収入	収入合計	1,111,106	1,203,734	1,137,868	1,144,747	1,149,647
	社会保険料	549,807	545,358	549,694	561,257	558,784
	税	219,898	246,626	252,184	266,922	267,140
	その他収入(含 資産収入)	122,905	179,045	99,684	75,724	56,294
	他制度からの移転	218,496	232,706	236,305	240,844	267,428
支出	支出合計	980,577	1,025,712	1,124,400	1,130,495	1,219,841
	給付費	721,411	750,417	781,272	814,007	835,666
	その他支出(含 管理費, 運用損失)	41,524	44,017	108,741	74,238	117,968
	他制度への移転	217,642	231,278	234,387	242,250	266,207

注) 網掛け部分は、社会保障費収支差(=収支合計-支出合計)を示す。

II 社会保障費収支差について

1 社会保障費収支差とは

平成14年度は、社会保障費収支差(社会保障収入-社会保障支出)⁹⁾が、昭和44年度以降初めてマイナスとなった。すなわち、制度ごとに「収入合計」(社会保険料+税+資産収入+その他収入+他制度からの移転)から「支出合計」(給付+管理費+運用損失+その他支出+他制度への移転)を差し引いた結果の合計が本集計開始以来初めてマイナスとなった年度であった。

ここでいう「収支差」とは、会計処理の方法の異なる制度の収支を合計した結果であり、これがマイナスになったからといって、社会保障全体で積立金を取り崩したとは必ずしもいえない。例えば、「収支差」がプラスであっても積立金の取り崩しが行われている制度もあれば、支出に運用損を計上している制度もあるからである。

「収支差」は制度によって会計制度の異なる数値を単純に合計したものであり、一般に決算で示されるところの経常収支とは異なることに注意が必要である。

平成14年度社会保障給付費の推計作業及びとりまとめは、勝又幸子・米山正敏・佐藤雅代が担当した。本資料に関する問い合わせは次で受ける。

国立社会保障・人口問題研究所 企画部 第3室 03-3595-2985(企画部直通)又は sougou@ipss.go.jp

社会保障給付費及び国際比較データはすべて国立社会保障・人口問題研究所のホームページで公表している。<http://www.ipss.go.jp>

本文の表章で△は減少数(率)を表す。

注

- 1) 平成13年4月以降、雇用保険受給者を自己都合及び定年等による離職者と、倒産・解雇等による離職者に区分し、前者の給付日数を短縮し、後者により手厚い給付を行うこととした。それにより、平成14年の完全失業率は前年に比べて0.4%ポイント上昇したが、平成14年度雇用保険初回受給者数は2,312千人で前年度から63千人、年度平均受給者数においても1,048千人で前年度から58千人といずれも減少している。

- 2) 当該制度の運営や給付を行うために必要な費用であり、業務取扱費や事務費等が計上される。
- 3) 決算時点で生じた積立金等の評価損等を示すため、運用損失が計上されるのは、積立金の運用を行っており、かつ、時価ベースの会計処理を行っている制度のみとなる。平成14年度給付費の公表資料より、前年度まで「その他支出」に含まれていた「運用損失」を別計上することとした。
- 4) 給付費以外で管理費にも運用損失にも分類されない費用であり、施設整備費、保健施設費、福祉施設費等の一般的に給付費に分類されない雑支出が計上される。
- 5) 年金制度を中心とした積立金を保有する制度が、「資産収入」を計上している。
- 6) 受取延滞金、損害賠償金、手数料、繰入金、雑収入等が含まれる。なお、平成14年度「その他収入」約4兆円のうち、約2.6兆円については、前年度からの繰入金や積立金の取り崩しなど実質的な収入ではない項目からなっている。
- 7) 介護納付金関係については、平成13年度社会保障費(季刊社会保障研究 Vol. 39, No. 4)を参照のこと。
- 8) 公表資料の図3および第9表に示される。
(かつまた・ゆきこ 企画部第3室長)
(よねやま・まさとし 企画部第1室長)
(さとう・まさよ 企画部研究員)

社会 保 障 法 判 例

清 水 泰 幸

生活保護受給者が受領した学資保険満期返戻金を収入認定して保護を減額した処分が違法とされた事例(学資保険訴訟上告審判決)

最高裁判所第三小法廷平成16年3月16日判決(平成11年(行ツ)第38号保護変更決定処分取消,損害賠償請求事件)民集第58巻第3号647頁,『判例時報』1854号25頁

I 事実の概要

1 原告X₁, X₂の父親でありその世帯主であったAは,昭和50年8月,生活保護を申請し,同年9月,被告Y(福岡市東福祉事務所長)は,申請日にさかのぼって保護開始決定をした。

2 昭和51年6月,AはX₁およびX₂の高校修学費用に充てるために,X₁を被保険者として学資保険(18歳満期,保険料月額3000円,満期保険金50万円。以下「本件学資保険」という)に加入した。この保険料の原資は保護費及び収入認定を受けた収入等であった。その後X₁の高校進学費用のために,Aは本件学資保険を担保にして貸付けを受けながら返済をしていたが,平成2年6月,本件学資保険が満期となり,Aは満期保険金から貸付けに対する弁済金等を控除した44万9807円(以下「本件返戻金」という)を受領した。

3 Yは生活保護法4条1項及び8条1項に基づき,本件返戻金のうち44万5807円を収入認定して,同年7月分から同年12月分までの保護を

従前の約半額である月額9万5千円余とする保護変更処分(以下「本件処分」という)をした。Aは本件処分を不服として審査請求および再審査請求をしたが,いずれも棄却された。AとX₁らは,平成3年12月にYに対して本件処分の取消しを求めて,さらに平成4年3月にはZ₁(福岡市)とZ₂(国)に対して国家賠償法1条1項に基づく損害賠償を求めて訴えを提起したが,Aは一審係属中に死亡した。

4 一審判決(福岡地判平7・3・14判タ896号104頁)は,本件処分の取消しの訴えについて,X₁らの原告適格を否定して訴えを却下した。損害賠償については,Yの裁量権の濫用が生じる余地を認めつつも,本件返戻金の使途は当初の目的どおりではなかったとして訴えを棄却した。X₁らは控訴した。

5 控訴審判決(福岡高判平10・10・9判時1690号42頁)は,本件処分の取消しの訴えについて,X₁ら被保護世帯の世帯構成員も生活困窮者である以上は保護受給権者であるとして,また審査請求前置の要件については,世帯主Aが行った不服申立ては世帯を代表して行ったものであ

るとして、X₁らの訴えを適法とした。そのうえで「保護費等を原資とする預貯金は、その貯蓄の目的や態様(金額を含む。)等に照らして、要保護者の最低限度の生活の保障とその自立助長を図ることを目的とする生活保護法の趣旨目的を逸脱するようなものではなく、かつ、一般の国民感情に照らしても違和感を覚えるようなものでない限り」収入認定の対象とすべき資産等には当たらないとした。また実生活は過不足を相互に融通して成り立っており、預貯金が当初の目的通りに使用されなかったとしても本件返戻金は収入認定の対象にはならず、本件処分は取消しを免れないとした。損害賠償については棄却した。Yは上告した。

II 判 旨

上告棄却

1 「生活保護法による保護は、生活に困窮する者が、その利用し得る資産、能力その他あらゆるものを、その最低限度の生活の維持のために活用することを要件とし、その者の金銭又は物品で満たすことのできない不足分を補う程度において行われる」。また、生活扶助、教育扶助など各類型ごとに保護の行われる範囲が定められていることからすれば「保護金品又は被保護者の金銭若しくは物品を貯蓄等に充てることは本来同法の予定するところではない」。

2 「しかし、保護は、厚生大臣の定める基準により要保護者の需要を測定し、これを基として行われる……。このようにして給付される保護金品並びに被保護者の金銭及び物品(以下「保護金品等」という。)を要保護者の需要に完全に合致させることは、事柄の性質上困難であり、同法は、世帯主等に当該世帯の家計の合理的な運営をゆだねているものと解するのが相当である。そうすると、被保護者が保護金品等によって生活していく中で、支出の節約の努力(同法60条参照)等によって貯蓄等に回すことの可能な金員が生ずることも考えられないではなく、同法も、保護金品等を

一定の期間内に使い切ることまでは要求していないものというべきである。同法4条1項、8条1項の各規定も、要保護者の保有するすべての資産等を最低限度の生活のために使い切った上でなければ保護が許されないとするものではない」。

3 「このように考えると、生活保護法の趣旨目的になかった目的と態様で保護金品等を原資としてされた貯蓄等は、収入認定の対象とすべき資産には当たらないというべきである」。高等学校に進学することは、自立のためにも有用であり「被保護世帯において、最低限度の生活を維持しつつ、子弟の高等学校修学のための費用を蓄える努力をすることは、同法の趣旨目的に反するものではない」。

4 「そうすると、Aが同一世帯の構成員である子の高等学校修学の費用に充てることを目的として満期保険金50万円の本件学資保険に加入し、給付金等を原資として保険料月額3000円を支払っていたことは、生活保護法の趣旨目的になかったものであるということが出来るから、本件返戻金は、それが同法の趣旨目的に反する使われ方をしたなどの事情がうかがわれない本件においては、同法4条1項にいう資産等又は同法8条1項にいう金銭等には当たらず、収入認定すべき資産に当たらない。「したがって本件返戻金の一部について収入認定をし、保護の額を減じた本件処分は、同法の解釈適用を誤ったものというべきである。これと同旨の原審の判断は正当として是認することができ」る。

III 解 説

結論には賛成するが、判旨の一部に疑問がある。

1 はじめに

(1) 本判決の特徴

生活保護法4条1項の「資産」あるいは8条1項の「金銭又は物品」の解釈が問題となったのは、知人から借用した自動車の使用を理由に保護が廃止された事件(福岡地判平10・5・26判タ990号157頁)、県の条例に基づく心身障害者扶養共済

年金に対する収入認定が争われた事件（金沢地判平11・6・11判タ1059号68頁，名古屋高裁金沢支判平12・9・11判タ1056号175頁）などがあるが，保護金品等を原資とする貯蓄等の保有が争われた事件は，本件の他には，付添看護費のための預貯金の保有が争われた事件（秋田地判平5・4・23判時1459号48頁）があるのみである。

本判決は，保護金品等を原資とする貯蓄等の保有に関する初めての最高裁判決である。教育扶助が義務教育のみを対象としているなかで，高校修学費用に充てることを目的に加入した学資保険の満期返戻金が収入認定の対象となる資産等に該当するかが争われた。判旨は「生活保護法の趣旨目的にかなった目的と態様で保護金品等を原資としてされた貯蓄等は，収入認定の対象とすべき資産には当たらない」と述べて，本件返戻金を収入認定のうえ保護を減額した本件処分は違法であると判断した。本判決は，法4条1項の「資産」あるいは8条1項の「金銭又は物品」の解釈をめぐって，今後の生活保護裁判および実務に大きな影響を及ぼすことが予想される。

（2）争 点

Yは上告理由において，生活保護法4条1項にいう「資産」とは「あらゆる財産的価値を有するものを包含するもの」であり，「法4条1項の『資産』であるかどうかは，その取得した原資が何であるかとは無関係である」として原審の誤りを主張した。原審は，法4条1項の「資産」の解釈について「いったん収入認定された収入や支給された保護費は，……保護実施機関がそれ自体を再度の収入認定の対象とすることは許されず，したがって，法4条1項の資産等や，8条1項の金銭等に当たらない」ことを示したうえで，「被保護者が，使用を留保した保護費等をその支給の趣旨目的に沿う目的を設定して貯蓄した場合には，これによって，なお，保護費等としての性格を失うものではない」としていた。

最高裁は，保護金品等を貯蓄等に充てることは本来法の予定するところではないとしつつも，「生活保護法の趣旨目的にかなった目的と態様で保護金品等を原資としてされた貯蓄等は，収入認

定の対象とすべき資産には当たらない」とした。したがって原審と同様に，最高裁も収入認定の対象となる法4条1項にいう「資産」を要保護者あるいは被保護者の保有するすべての「資産」とは区別して，一定の保護金品等をここから除外しているように読み取ることができる。しかし，なぜそのように区別されるのかは，必ずしも明らかにされていない。

本稿では，このような区別がなされた根拠を分析するとともに，本判決の射程を明らかにすることを目的とする。以下では，①保護金品等を原資とする貯蓄等の形成について，②そのような貯蓄の保有はいかなる要件のもとで許容されるのかについて，③本件返戻金に対する収入認定について，順次検討していく。

2 保護金品等を原資とする貯蓄等の形成

判旨は，被保護者が保護金品等によって最低限度の生活を営みながらも剰余金が生じることについて詳述しているのので，まずこの点について検討する。

（1）剰余金が生じる可能性

判旨は，生活保護法による保護は「最低限度の生活の需要を満たすのに十分であって，かつ，これを超えないものでなければならない」が，給付される保護金品等を「要保護者の需要に完全に合致させること」は困難であるとして，同法は「世帯主等に当該世帯の家計の合理的な運営をゆだねているものと解するのが相当」であることを認めた。さらに同法60条が被保護者に「支出の節約の努力」等を求めていることにも触れて，判旨は，保護金品等による生活の中でも「貯蓄等に回すことの可能な金員が生ずることも考えられないではな」いとした。これらの判断から本判決は，最低限度の生活を犠牲にすることなく，同法のもとで剰余金が生じる可能性を肯定している。

また，判旨は「同法4条1項，8条1項の各規定も，要保護者の保有するすべての資産等を最低限度の生活のために使い切った上でなければ保護が許されないとするものではない」としており，剰余金の保持と保護の受給が両立しうることも認

めている。

(2) 生活保護法の趣旨目的と剰余金の使途

判旨が、剰余金が生ずることを認めるのであれば、やはり剰余金の使途の問題を検討しなくてはならない。なぜなら貯蓄を行うことは、剰余金の使用を留保することに他ならず、使用の留保も使途の一類型と考えられるからである²⁾。けれども判旨は、剰余金と貯蓄等の保有の関係について明確に論じていない。すなわち「貯蓄等に回すことの可能な金員」が生じた場合、それをいかに使用するべきなのか、そのうえで貯蓄等に回すことはいかなる意味をもつのかについて詳細には述べていない。

最低限度の生活を営みながら生じた剰余金をどのように使用すべきかについて、それを自立助長の目的に使用することが法の趣旨目的に反しないことは明らかである。それでは「生活保護法の趣旨目的」に照らして、被保護者は、剰余金を自立助長のためだけに使用しなければならないのだろうか。しかし、そのように考えることは現実的ではない。たとえば、慶弔金をはじめとする交際費などの不時の出費に際しては³⁾、被保護世帯も世帯の經常的生活費の剰余分をそれに充当するしかない。

そうだとすれば、保護金品等の使途を最低限度の生活の維持か、さもなければ自立助長のどちらかに限定することは、ほとんど現実的ではない。それゆえ、最低限度の生活を維持しつつも剰余金が生じたとき、その剰余金を自立助長の目的に使用しなかったとしても、そのことをもって直ちに法の趣旨目的を逸脱したとは言えないと思われる。

ところで生活保護法の趣旨目的については、一般に法1条が参照されて、最低限度の生活の保障と自立の助長に言及されることが多い。しかし同条は、国にとっての行為規範にほかならず⁴⁾、被保護者に対して何らかの義務を定めているわけではない。むしろ被保護者の義務に関しては、法60条を参照するのが適切であると考えられる。法60条は「被保護者は、常に、能力に応じて勤労に励み、支出の節約を図り、その他生活の維持、向上に努めなければならない」としている⁵⁾。ここに

おける「支出の節約を図り」の解釈としては、「生活全般の問題であつて、生活扶助費の計画的支出調整を含むことは勿論である」[小山 2004, p. 640]とされている。これを敷衍すれば「被保護者は原則としてその生活扶助費について、自らの日常生活の構想に基づいて預貯金なども含めて使用計画を立てることができる」[太田 1995, p. 125]と解することができる。

このように考えると、剰余金の使途について「生活保護法の趣旨目的」から導かれることは、国によって行われている最低限度の生活の保障および自立の助長を、被保護者自らが没却しないことの要請にとどまるものと言えよう。また法60条が被保護者の生活の向上に言及していることを考え合わせると、法の趣旨目的から、直接に剰余金の使途に対して特段の制約を設けることは困難である。したがって、保護金品等を貯蓄等に充てることは本来法の予定するところではないとしても、剰余金の使用を留保して貯蓄を行うこと自体は、法の趣旨目的に反するものではないと考える。

3 いかなる要件のもとで貯蓄等の保有が許容されるか

本判決は、どのような場合に被保護者の保有する貯蓄等が収入認定の対象となる資産には当たらないと見ているのだろうか。原審では、預貯金の保有の要件として、貯蓄の目的や態様(金額を含む)等に照らして、①法の趣旨目的を逸脱するものではないこと、かつ、②一般の国民感情に照らして違和感を覚えるものでないことが示された。これに対して、最高裁は「生活保護法の趣旨目的にかなった目的と態様で保護金品等を原資としてされた貯蓄等は、収入認定の対象とすべき資産にはあたらない」ことのみを示した。最高裁は原審とは異なり「国民感情」を取り上げなかったが、このことは評価に値する。なぜなら「国民感情」は客観的に測定できないばかりでなく「被保護者の保有する貯蓄等に対する国民感情」と理解されて、被保護者の劣位的な経済的地位を正当化するおそれがあるからである。

(1) 原資が「保護金品等」であることの意味

判旨は「……保護金品等を原資としてされた貯蓄等は、収入認定の対象とすべき資産には当たらない」とするので、以下では、貯蓄等の原資が「保護金品等」であることが当該貯蓄等の性質に影響するののかについて見ていくことにしたい。判旨において「保護金品等」とは「給付される保護金品並びに被保護者の金銭及び物品」とされていることから、この用語は被保護者の保有する金銭的価値を持つすべてのものを指していると考えられる。まずはその「保護金品等」の内容を確認しておこう。

こうした「保護金品等」の中には、被保護者が保護開始時に保有している「資産」も含まれていると考えられる。それは、保護実施機関が保有を認めたものだからである。また保護開始後の「収入」も含まれている。「収入」は、制度上、①生活保護費、②収入認定された収入、③収入認定除外とされた収入⁹⁾の3種類に限られており⁷⁾、いずれも取得の段階において、いわば保護実施機関によるテストを通過していることに注意を要する。

以上のような「保護金品等」の内容を見ると、すべての「保護金品等」は、保護の開始時あるいはその取得時に保護実施機関によって保有が認められたものであることがわかる。そうすると、判旨が「保護金品等を原資とする貯蓄等」として意味するところも、保護費「のみ」を原資とする貯蓄等に限られず、保護の開始以降になされた貯蓄等一般を指していると思われる⁸⁾。

以上の検討から、「保護金品等」を原資とする貯蓄等を収入認定することは、保護実施機関によって一度保有が認められた収入の一部に対して、再度収入認定のチェックを入れることになるということが分かる。しかし再度の収入認定は、生活保護法8条に基づいていったん測定された要保護者の需要を再度見直すのと同じ効果をもたらさないだろうか。すなわち、給付される保護金品を使い切らなければ、その分だけ週及的に保護が切り下げられることに等しくなってしまう。同一の世帯構成および生活状況にある世帯間においても、保護受給権の不平等を生じさせるような再度の収入認定には賛成しがたい。

それでは、どのような貯蓄等であれば、最低限度の生活のために「活用」すべき資産には当たらないのか、すなわち貯蓄等が収入認定の対象とならないためには、具体的にどのような要件のもとにあればよいのだろうか。

(2) 趣旨目的にかなった「目的と態様」

判旨は、保護金品等を原資として「生活保護法の趣旨目的にかなった目的と態様」のもとで形成された貯蓄等は収入認定の対象とすべき資産には当たらないとした。前述した同法の趣旨目的の検討を踏まえれば、趣旨目的にかなう「目的と態様」とは次のように考えられる。

まず「態様」についてであるが、生活保護を受けている中で意図的に生活を犠牲にして、原資を捻出するような貯蓄の「態様」は、明らかに法の趣旨目的に反する。なぜなら生活保護法は、法の定めた最低限度の生活水準をさらに下回る過酷な生活の継続を容認するべきではないからである⁹⁾。したがって貯蓄等の原資は、剰余金の範囲内でなければならず、被保護者の生活水準が最低限度を下回るような貯蓄の「態様」は許されない。

次に貯蓄等の「目的」である。使用目的を事後的に変更した場合の「目的」は、変更後のそれに置き換えられて、当初から変更後の「目的」で貯蓄されていたものとして扱うのが適切であると考え¹⁰⁾。被保護者の生活状況が常に変化しうることを鑑みれば、貯蓄等の「目的」の変更があったとしても、それは許容されざるをえない。また、保有している限りは、その「目的」は内心に係る事項であり、外部から正確に把握することは困難でもある。保有している段階での「目的」が法の趣旨目的から著しく逸脱している場合には、収入認定やケースワークの対象になることも考えられる。しかし、貯蓄等の最終的な「目的」を考慮するということは、使用された時点における貯蓄等の「使途」を見ることにならざるをえない¹¹⁾。

このように考えると、貯蓄の「目的＝使途」については緩やかに判断されるべきである。なぜなら被保護者であることを理由に保有する金銭の「使途」を制限することは、被保護者とそうでない者の間に消費における「ダブル・スタンダー

ド」を生み出すことになるからである¹²⁾。後述するように、本件では貯蓄が当初の目的どおりには使用されなかったが、判旨は「使われ方」から本件貯蓄は収入認定すべき資産にはあたらないとした。したがって判旨においても、貯蓄の「目的」は収入認定の基準として厳格に扱われているとは思われない。

以上のような検討によれば、貯蓄を保有している段階で「目的」を厳密に考慮することは重要性を持たないし、必ずしもその目的は正確に把握できないのであるから、これを厳格に解することには実益がない。また「使途」を制限的に解することは「保護受給者の自由の制約」という問題に直面する¹³⁾。そうすると、せいぜい自立を阻害する恐れのある行為など、法の趣旨目的から著しく逸脱した「目的=使途」の場合に限って問題とするにとどまるのではないだろうか。

4 本件返戻金に対する収入認定について

判旨は「被保護世帯において、最低限度の生活を維持しつつ、子弟の高等学校修学のための費用を蓄える努力をすることは、同法の趣旨目的に反するものではない」とした。そのうえで本件処分の違法性の判断について、判旨は、AがX₁らの高校修学費用に充てることを「目的」として①満期保険金50万円の学資保険に加入し②保険料月額3000円を支払っていたことは、法の趣旨目的にかなったものであるとした。①は貯蓄額を含めた金融商品の選択であり、②は月額保険料が剰余金の範囲内かどうかということであり、それぞれ「態様」に関する判断である。①の貯蓄額がどの程度まで許容されるのかという判断基準については明らかではなく、貯蓄額については、積立額さえ適切なものでありさえすれば、あえて条件を課す必要はないという考え方も存在する。この点については、今後の裁判例の蓄積を待つしかないが、収入認定の基準となる具体的な貯蓄額を定めることは、規範的観点からは困難ではないだろうか¹⁴⁾。

判旨は、本件返戻金が「同法の趣旨目的に反する使われ方をしたなどの事情がうかがわれない」

ことから「収入認定すべき資産に当たらない」と判断した¹⁵⁾。ここでの「使われ方」というのは「使途」を指していると考えられる。本件返戻金の実際の「使途」もしくは「使われ方」は、X₁の就職支度金とその他生活費であった。この点、就職支度金はたしかに自立助長という「目的」にかなっているが、生活費として費消された分は、どのように考えるべきだろうか。判旨は、本件返戻金全額を「収入認定すべき資産に当たらない」としていることから、法の趣旨目的を柔軟に解して、原審と同様に実生活において過不足を相互に融通することも許容していると考えられる。したがって「使途」が生活費であったとしても、本件返戻金は収入認定の対象となる資産等に当たらないと判断したのであろう¹⁶⁾。また「使途」もしくは「使われ方」が、前述の「目的」に対応するものであるならば、やはり本判決は「目的」について緩やかに判断したことになる。

以上のように解すれば、「本件返戻金の一部について収入認定をし、保護の額を減じた本件処分は、同法の解釈適用を誤ったもの」として原審を支持した判旨の結論は、妥当であると考えられる。

5 おわりに

本判決の射程について、自立助長の観点から高校修学費用のための貯蓄に限定してその保有が認められたにすぎないとする考え方も成り立ちうる¹⁷⁾。しかし私見によれば、判旨において「使われ方」に対して緩やかに判断されたのは、各世帯に家計の合理的な運営がゆだねられていること、および、本件返戻金が原資の段階で保護実施機関によるテストを通過していたことが重視されたものと思われる。したがって被保護者が貯蓄等を保有することは、本判決の論理で言っても、その態様がしかるべき条件に反しない限り、かなり広く認められるといってもよいのではないだろうか。「自立助長を支える基盤が預貯金の保有であることは否定しがたい」[片桐 2000, p. 164] ことなどに鑑みると、今後なお増加することが予想される被保護者の保有する貯蓄等の正当化を争うケースにおいて、今回の最高裁判決が示した射程は、

必ずしも狭いものではないと考える^{18,19)}。

注

- 1) 嵩 (1999, p. 142) は、「保護費の貯蓄が許容されれば、当然その預貯金等は収入認定の対象とすべきでないことになる」として、①貯蓄の過程の正当性が論証できれば、②形成された貯蓄は収入認定の対象とならないとする。他方で嵩は「事後的に使用目的を変えた場合、……初めから変更後の目的で貯蓄されていたものとして扱うのが妥当」としており、すでに消費された場合には、貯蓄の目的は実際の使途であるとす。しかしこのように考えると、①の問題は、貯蓄の「使用時」の使途を基準として収入認定の対象とすべきかを検討することになってしまい、貯蓄の「過程」の正当性を論証することになるのか疑問である。「保護費の貯蓄が許容されれば、当然その預貯金等は収入認定の対象とすべきでない」とことと、貯蓄の目的が変更可能で最終的には使途で判断されることは、両立しないのではないだろうか。
- 2) 嵩 (1999, p. 142) を参照。
- 3) 尾藤ほか (2004, p. 166) によると、香典代などの捻出が困難なことから、被保護世帯は近隣世帯から孤立してしまうという問題がある。
- 4) 小山 (2004, p. 93) 以下を参照。
- 5) 小山 (2004, pp. 639-641) によると、法 60 条は、法 4 条との関係では、健康上の理由から勤労能力のない場合、また勤労能力を有していても子の養育、家族の看護や介助が必要な場合に、それらを犠牲にしてまで勤労を義務づけるものではない。
- 6) 保護行政において収入認定除外とされる収入の取扱いは、河野 (1995, p. 793) によれば次の 3 つに大別される。すなわち、①祝儀香典、慈善的恵与金など社会通念上収入認定することが適当ではないもの、②制度の趣旨目的が所得保障でなく、弔意あるいは慰謝激励の性格を持つもの、③自立助長という観点から特定の収入について自立更生に当てられる額、とされる。
- 7) 太田 (1995, p. 116) を参照。
- 8) これと同旨のことは、「保護受給中に貯蓄されたものである場合は、その原資について……事実上、保護費ないし収入認定された収入を原資とするものと推定すべきである」として、原資においても述べられていた。
- 9) 橋本 (1994, p. 14) を参照。
- 10) 嵩 (1999, p. 143) を参照。
- 11) 片桐 (2000, p. 166) は、収入認定該当性の判断においては、預貯金の目的や動機よりも使途が重要な要素であることを指摘する。
- 12) 遠藤 (2002, p. 54) を参照。
- 13) 「保護受給者が自由を制約される事例からは、

市民としてのノーマルな行為が、受給者としてのエクセントリックな行為とされている状況が浮かびあがる」[遠藤 2002, p. 54] とされる。

- 14) 公的扶助制度のもとでの貯蓄等の扱いは、制度設計の基礎理念に強く関係していると思われる。たとえば、イギリスの公的扶助である所得補助 (Income Support) は、申請者の保有資産額が 8,000 ポンド (約 160 万円、住居等を除く) 以下の場合に受給資格が認められて、3,000 ポンドを超える分の資産については、250 ポンドごとに週 1 ポンドの所得を得ているものとして換算される。この制度のもとでは貯蓄が奨励されており、保有が認められる資産限度額は 8,000 ポンドである (山田 (1999, p. 199) 以下を参照)。ドイツやアメリカの公的扶助にも資産等の保有限度額が定められているが、保有できる具体的な資産限度額は、制度設計の基礎理念あるいは「政策的観点」から定めるよりほかにないのではないか。少なくとも日本の生活保護法において、法解釈の観点から具体的な貯蓄限度額を定めることは困難であると考えられる。
- 15) 判旨が「使われ方」に言及するのなら、一般論の段階でそれを明確にしておくべきだったのではないかという疑問は残る。
- 16) これに対して嵩 (1999, p. 143) は、生活費としての消費はそれ自体では収入を増加させるなどの自立助長効果は期待できず、生活費の分については、法の趣旨目的を逸脱するとして収入認定の対象になるとしている。
- 17) 平成 16 年 4 月 19 日付、厚生労働省社会・援護局保護課保護係長発、各都道府県・指定都市・中核市生活保護担当係長宛「福岡市学資保険訴訟最高裁判所判決について (事務連絡)」は、平成 16 年度については、本件で争われたのと同様な学資保険のみ保有を認めることとしている。
- 18) 本件において、生命保険からの借入金等が争われていないことについて触れておく。こうした借入金等を問題にしたのは、一審継続中の平成 4 年 7 月 21 日付「保護費の徴収について」と題する通知であった。この通知において福岡市長は、A に対して生活保護法 78 条にもとづく費用徴収処分を示した。X₁ らはこの処分に対して審査請求をしていたが、裁決は 10 年以上もなされず、本判決後にこの処分自体が撤回された。本判決の既判力はこの 78 条処分には及ばないので、撤回された理由は不明である (筆者取材による)。
- 19) 「資産」の解釈あるいは剰余金の使途について本件との関連では、ローン付き住宅保有者による保護の申請のケースが考えられる。このようなケースでは、保護費によってローンの返済が行われるために、保護が「資産形成になる」ことを理由に原則として保護の適用が否定されて

きた。しかし、家賃に充てる住宅扶助のことを考えれば、持ち家が自立助長につながることは否定できないと思われる。こうした申請に対しては、保護が「資産形成になる」からではなく、支給される保護費の中からローンを返済できるかという観点から判断されるべきである。なお、「ローンの支払いの繰り延べが行われている場合」と「ローンの返済期間が短期間かつローン支払額が少額である場合」には、厚生労働省によって保護の適用が認められている（尾藤ほか（2004, p. 77）以下を参照）。

参考文献

- 石田道彦（1996）「福岡地判判批」『法政研究』62巻3=4合併号。
- 遠藤美奈（2002）「生活保護と自由の制約」『撰南法学』23号。
- 太田匡彦（1995）「秋田地判判批」『自治研究』71巻7号。
- 籠山 京（1978）『公的扶助論』，光生館。
- 片桐由喜（2000）「福岡高判判批」『商学討究』50巻4号。
- 河野正輝（1995）「生活保護法における資産活用と収入認定」『法政研究』61巻3=4合併号。
- 河野正輝（1999）「福岡高判判批」『法律時報』71巻6号。
- 菊池馨美（2000）『社会保障の法理念』，有斐閣。
- 小山進次郎（2004）『改訂増補 生活保護法の解釈と運用（復刻版）』，全国社会福祉協議会。
- 嵩さやか（1999）「福岡高判判批」『ジュリスト』1169号。
- 橋本宏子（1994）「秋田地判判批」『法学教室』162号別冊付録，判例セレクト'93。
- 尾藤廣喜ほか（2004）『これが生活保護だ』，高菅出版。
- 堀 勝洋（1994）「秋田地判判批」『季刊社会保障研究』29巻4号。
- 松尾武昌（1994）「生活保護の適正な運営と処遇のポイント」『生活と福祉』456号。
- 山田篤裕（1999）「所得補助・社会基金」『先進諸国の社会保障1 イギリス』，東京大学出版会。
- 和久井孝太郎・江原 勲（2001）「はんれい最前線」『判例地方自治』206号。
（しみず・やすゆき 東京都立大学大学院
博士課程）

書評

武智秀之編著

『福祉国家のガヴァナンス』

(ミネルヴァ書房, 2003年)

佐藤主光

我が国は急速に少子高齢化を迎えつつある。少子高齢化に伴い社会保障給付費は増加の一途を辿ってきている。2004年度で86兆円(予算ベース)とされる社会保障給付費は2025年度には150兆円あまりまで増加する見通しである。経済成長はこの給付拡大にとっても追いつけそうにもない。こうした中、世代間、世代内の公平やリスクシェアを損なうことなく、効率的で持続可能な社会保障制度の再構築が求められている。しかし、公的年金制度では現行の賦課方式(修正積立方式)における受益と負担の世代間格差や基礎年金の財源としての税(公費)と社会保険料の比率の見直し、未納率が3割を超える国民年金に顕著に表れている国民(とりわけ若年世代)の公的年金への不信感に対してどのように対処していくべきか未だに明らかではない。医療についていえば、30兆円を上回る国民医療費の3分の1強を老人医療費が占めるなど、高齢化が重く押し掛かっている。高齢者医療の財源や医療費の是正・効率化を巡っては、税金を財源とする高齢者医療制度の創設から保険者機能の強化を含む競争原理の導入まで様々な議論がある。2000年に始まった介護保険は早くも財政基盤が危ぶまれている。介護給付費は既に5兆円を超え保険者たる市町村の財政を逼迫させている。また、第1号被保険者の保険料の地域間格差も懸念されている。

我が国の社会保障は従来の全国一律な給付基準や国による詳細な規制・関与に基づく集権体制から少子高齢化、潜在的成長率の低下、経済のグローバル化に伴う国際競争の激化といった新たな経済環境に対応した制度への改革が急務である。社会保障給付費の膨張を回避するにも数値目標を掲げるだけでは十分ではない。年金・医療・介護の本来の機能(リスクシェア、最低限の所得保障やサービス提供)を損なうことなく経費の是正を実現する必要があるからだ。そのためには地方分権、民営化・アウトソーシング、NPOの活用も視野に入れ、国のみならず地方自治体、民間営

利・非営利団体、ボランティア、給付を受ける当事者を含む様々な主体(ステイクホルダー)間での権限と責任の配分(ガヴァナンス)が重要になってくる。『福祉国家のガヴァナンス』はまさに統治機構(ガヴァナンス)の観点から福祉国家の再構築を模索した研究書である。

本書は武智秀之中央大学教授を編者とする8名の研究者によって執筆されている。その構成は次のようである。第1部「政治システムの変容」では、福祉国家における税収構成の国際比較(第1章)、NPM改革(第2章)、官僚制度(第3章)が論じられている。第2部「自治体システムの再編」においては2000年4月に実施された第一次分権改革(地方分権一括法の施行)と今後の社会保障・福祉の担い手としての地方自治体や地域社会の役割に注目していく。

以下では各章の概要について述べたい。第1章「福祉国家の税収構造の比較研究」(加藤淳子)では、「経路依存性」の観点からOECD諸国における税収構造と福祉国家の規模との関係を論じている。具体的には福祉国家への政治的支持を得るために受益者の限定された「限定主義」ではなく幅広い層を受益者とする「普遍主義」を採用したスウェーデンなどでは高水準の社会保障を賄う財政基盤として課税ベースが広く効率的(徴税に伴う経済への歪みの小さい)、しかし「逆進的」な消費課税(付加価値税)への依存が高まったとしている。所得再分配のための福祉を逆進的な課税によって賄うことで福祉国家への政治的支持と財政需要の効率的な充足を達成してきたという指摘は興味深い。また加藤氏は消費課税への政治的支持は「福祉国家に不可逆な変化」をもたらすことになった政策の伝播(ここでは消費課税導入)のタイミングが重要とする。実際、同じ付加価値税でも80年代以降、財政再建を念頭にその導入を図った国々(日本を含む)では政治的抵抗により、十分な歳入確保には至らなかった。本章は政治の「経路依存性」即ち、「政策に対す

る期待も過去の政策の経緯やそれに付随する経験に基づき形成」されることで、国家間に福祉や税収構造に相違をもたらすものと結論づけている。

第2章「NPM改革と政府システム」(原田久)では、NPM本来の発想に即した「企画立案と実施の分離」と理念抜きとも評された「省庁の大括り再編論」を日本のNPM改革として特徴づけている。「大括り再編」という枠にはめ込んでしまうことで族議員や官僚の抵抗を弱め、各省庁に企画立案と実施の分離(独立行政法人や実施庁への実施機能のアウトソーシング)を促すため、つまり中央官庁再編をNPM改革執行のための「戦略」として捉えている点が興味深い。評者が専門とする経済学でも移行経済学という分野において、制度改革のデザインと改革への政治的制約(既得権益グループの抵抗など)を回避するための執行戦略について研究がなされてきている。「急進主義」あるいは「漸進主義」といった改革のスピードや規模の選択のほか、複数の改革を組み合わせる(本章でいえば、NPM改革と中央官庁の再編成)ことも執行戦略の一つとみなされる。また、原田氏はNPM改革に際して幾つかの留意点を述べている。第1に、改革の浸透度を新規の実施機能の切り出しだけで評価することはできない。原田氏は事例としてドイツでは地方レベル政府が国の政策の実施機能を伝統的に担っており、新規に切り出すエージェンシー数が少なかったことを挙げているが、我が国でも地方自治体が国の実施機関として果たしてきた役割は大きい。第2に政策評価手法と多様性である。日本では特に地方レベルで業績評価偏重に政策評価がなされている向きがあるが、評価される政策の性質に応じて異なった手法があっても良いとする。第3に、NPMは金銭的誘因づけ(褒賞など)でもって官僚の選択・行動をコントロールすることを重視する傾向があるが、原田氏は官僚の「プロフェッショナルリズム」に基づく倫理観を損なう可能性を指摘している。

第3章「社会保障改革と官僚制」(武智秀之)は官僚制を中心とした従来の利害調整メカニズムの効力の低下や少子高齢化の進展に伴う世代間・世帯間の利害対立という新たな課題に対処するための社会的合意形成と政治過程の制度設計の必要性を唱えている。具体的には、年金、医療、介護を例に世代間・世帯間の所得移転の問題を概観した上で、社会保障政策を規定する要因として制度、利益、アイデアを検討、利害調

整がうまく機能しないため、さもなければ利害対立の先鋭化しそうな、こうした政策分野における社会的合意形成のための公務員制度改革、選挙制度改革について概観している。

第4章「福祉国家の政府間関係の再編」(金井利之)では政府間関係を集権対分権、融合対分離、分立対統合の3つの軸から特徴づけ、現行制度を集権—融合—分立とした上で我が国の地方分権の方向について論じている。地方分権には地方公共支出や地方税収のシェアといった「量的」面と地方自治の充実度といった「質的」面がある。金井氏はこれらを「活動量」と「自律性」として定義し、村松仮説に従い両者にはトレードオフの関係があるとみなしている。従って、活動量(公共支出水準)は小さくとも、政策に対して完全な自治を有するような小さな地方政府であっても地方分権と言えるのである。この「役割限定論」は国と地方の役割分担を「分離」、地方を国の政策の実施機関から開放するという側面もある。そのため地方自治体は純粋に地域住民の利益代表者として振舞うことが可能になるのである。我が国では(2000年に廃止された機関委任事務やその後の法定受託事務に代表されるように)伝統的に地方が国の執行機関として位置づけられてきたといえる。このことは自治体が住民と国の双方に対して「エージェント」としての役割を担うことを意味する。経済学では「コモン・エージェンシー問題」として知られているが、地方自治体への規律づけやプリンシパルとしての住民の利益は損なわれかねない。金井氏によれば、我が国の分権化は「役割限定論」、「分離」ではなく、「分権・融合路線」であった。かつ、中央各省庁が実質的に拒否権を有した「水平的コミュニケーション」を前提とした地方分権は、省庁間での協議、合意の積み上げと妥協を余儀なくした。地方分権のような制度改革はその実施とあわせて持続可能性の有無が問われる。本章では自治体の首長の権限を増した分権改革への対抗路線として起こりうる再分権=集権路線を挙げている。これは分権という既定路線に反することなく「首長から、権限・権力を剝奪する」路線と定義される。具体的には自立化(アウトソーシング)、住民化(住民投票の強化等)、及び機関間再分権(都道府県から市町村への権限委譲)である。

第5章「都道府県・市町村関係の変容」(大杉寛)は地方分権の中でも都道府県と市町村の間の関係に着目する。大杉氏は都道府県・市町村関係を構造アプロ

一対機能配分アプローチ、統治過程アプローチ対政策選択アプローチの2次元で捉える。このうち、「構造改革アプローチ」とは連邦制・道州制を視野に入れた既存の政府単位の見直しであり、一方、「機能配分アプローチ」は現行の都道府県・市町村という二層制を前提に、権限、財源、人員の配分のあり方を見直すものである。「統治過程アプローチ」は第4章でいうところの分離（機能・役割を重複無く各レベル政府に割り当てる）—融合（政策の立案・企画を国が執行を地方が担う体制）の選択であり、「政策選択アプローチ」は各レベル政府が自律的に政策（機能・役割）を取捨選択し、政府間で「棲み分け」が実現することを指す。両アプローチは都道府県・市町村の担う役割の「強制」的割り当てを前提にするか、「選択」を認めるかによって異なる。大杉氏は政策選択アプローチの例として「ティーパーモデル」に代表されるアメリカの地方財政研究を挙げる。評者が経済学的に解釈するならば政策選択アプローチは国・都道府県・市町村の直面する経済的制約・社会経済環境要因（ヒト・モノ・カネの地域間移動の頻度など）によって各レベル政府で強化ないし制約される機能、経済的制約の違いから帰結する政府レベル間での機能・役割分担に着目したものとといえるだろう。その上で、第一次分権改革が都道府県・市町村関係に及ぼした変化を関与のあり方、係争処理、事務権限委譲、自治立法権・自治組織拡充の観点から概観、さらに福祉改革を例に都道府県・市町村関係の変化について述べている。大杉氏は現行の分権改革が「政策選択アプローチ」による市町村レベルでの役割・機能を拡充したものと評価する。一方で「府県空洞化」と言われる都道府県の役割・機能の低下と、その結果として「構造改革アプローチ」に基づいた「府県行政の守備範囲はより一層、高次・広域的機能へのシフトを余儀なくされる」と結論づけている。

第6章「分権型福祉社会における自治体の連携・合併」（今里佳奈子）は自治体の役割・責任が強まる分権型福祉社会における自治体の福祉ガバナンスについて自治体の規模・区域の選択という側面から介護保険を事例に検討している。その際、自治体行政の広域化に伴う問題として第1に「集合的な意思決定の主体」（多数決投票モデルでいえば中位投票者）の変化、第2に財源・人的資源を含む活動資源の変化、第3に住民が受ける受益と負担の関係の変化を挙げている。

近年の市町村合併などは自治体の財政基盤の強化・経費の節減といった（広義の活動資源の一部たる）財政的側面が重視される傾向があるが、本来は（第1の問題に関連するが）住民のニーズの相違なども考慮しなくてはならないだろう。今里氏は、広域行政化の具体的な取り組みとして佐賀県や福岡県、北九州市のケースを紹介している。このうち佐賀県中部広域連合は、経費の軽減、活動資源の効率的使用のほか、その範囲を日常生活圏に留めることで介護サービスの利便性の向上に努めたケースとしている。一方、福岡県介護保険広域連合は生活圏を越えた市町村連合を行い、介護保険の財政基盤の強化を重視している。北九州市の場合はむしろ分権化・分散化を志向した住民とのパートナーシップ創設の試みと今里氏は指摘する。その上で競争と協働、合併・連携と分権化・分散化といった様々な手段を駆使した自治体のガバナンスの向上が求められていると結論づけている。

第7章「多元的福祉と当事者選択の拡大」（高橋万由美）は「福祉多元主義」の観点から政府、営利、ボランティア、家族・隣人等のインフォーマルの4部門による福祉の分担とそのバランスの必要性を強調する。そのためには競争原理等市場導入のための条件整備のほか、政策決定に市民の意向を反映させる市民参加促進のための条件整備、及び福祉サービスを受けている当事者の主体性の確立に向けての条件整備が不可欠とする。こうした観点から日本の介護保険と英国のコミュニティーケアを比較、市場導入については企画・購入部門と供給部門が完全に分離され、後者に競争原理が適用されている英国の方が徹底していること、市民参加についてもボランティアセクターが発展してきた英国と日本では大きな違いがあると述べている。政府の役割については日本が英国に比べて市場を規制・監視する主体としての役割が不十分である、国と地方との役割分担が曖昧であるとしている。また、保育サービスを例に市民参加や当事者主体の確立が次如したまま、市場化を優先することの問題点（質の低下や慢性的供給不足）を明らかにしている。

第8章「高齢社会の社会活動とネットワーク」（高野和良）は高齢化社会を支える家族や地域社会の多様性（地域性）と課題を過疎農村における高齢者と社会組織の関係に焦点をあてて議論している。過疎農村では行政機関等によるフォーマルな支援ネットワークが確立していないこと、その一方で小規模化から家族に

よるケアも期待できなくなっていることから、互助的ネットワークとして老人クラブなど既存の地域集団との関係が重要と結論づけている。一方、地域集団の希薄な都市部では行政のほか、民間非営利組織など多様な主体間での福祉・高齢者支援の分担が求められるだろうとしている。

本書は国、地方自治体、民間営利・非営利団体、ボランティア、市民など様々なステイクホルダーを含む福祉国家の多元性とそのガバナンスの重要性に着目した優れた研究書といえる。論者は経済学者であるが、社会保障・福祉の制度設計には政治学的、社会学的視点も重要であると考ええる。特に福祉国家を逆進的課税が政治的、財政的に支えてきたとする第1章の分析や中央官庁の再編成をNPM改革への政治的制約を克服するための戦略として位置づけた第2章の分析は公共経済学・政治経済学にも通じるものがある。

第2部では地方分権改革が進む中で介護サービス等福祉に果たす地方自治体の役割が強調されている。しかし、経済学的には都道府県・市町村は国に比べて生産要素、納税者、資本の地域間移動に直面しており、その制約の中で地方が独自に福祉のような所得再分配を担うことには限界があると考えられる。また福祉の

水準に地域間格差が著しくなる懸念もある。こうした主張に対しては、介護を含む福祉は「現金給付」ではなく「現物給付」であり、そうした給付を地域独自のニーズに即したものにすることが必要であること、福祉を集権的に行うことは官僚主義や全国一律な給付による弊害が伴うという反論があることは承知している。しかし、地方分権のあり方は多様である。交付金を国から地方自治体に配って福祉サービスの財源とすることもありうる選択肢だろう。交付金は使途を福祉関係に限定するが、詳細は地方自治体の裁量に委ねるようになれば分権化のメリットである地域独自のニーズを政策に反映させることも可能になる。また、「協働・共生」といった観点以外にも、福祉政策に関わる地方自治体や民間団体（営利・非営利）の「誘因」への配慮も不可欠であろう。

本書は2000年4月の第一次地方分権改革までを対象としているが、その後の地方分権の迷走、特に税源移譲・補助金削減の数値目標が優先され、地方の裁量や財政責任といった質的側面が無視された改革の現状を本書の筆者らはどのように評価するか興味深い。

（さとう・もとひろ 一橋大学助教授）

 海外社会保障研究 No.149 目 次

特集：OECD 諸国における医療改革の流れと今後の方向性

- 特集の趣旨……………郡 司 篤 晃
 ケアの質向上への取り組みとその課題……………郡 司 篤 晃
 医療サービスへの公平なアクセス
 ーOECD 加盟国間の国際比較と残された分析課題ー ……山 田 篤 裕
 患者ニーズへの対応に向けた取り組み
 ーOECD 諸国の現状とわが国の可能性ー ……鈴 木 玲 子
 医療の費用抑制と効率性の向上
 ーOECD 諸国による取り組みとその課題ー ……小 塩 隆 士
 経済協力開発機構 (OECD) における医療 (介護) 政策分析：
 これまでの成果と展望……………阿 萬 哲 也

動 向

- OECD 社会支出データベース 2004 年版……………国立社会保障・人口問題研究所

書 評

- 渋谷博史・渡瀬義男・樋口 均編『アメリカの福祉国家システム』
 ……加 藤 久 和

編集後記

「個票データ」による分析は欧米における経済学・社会学等の研究分野では完全にスタンダードとなっています。データの利用制約を完全に研究者の個人的努力によって解決するという状況ではありますが、個票データを用いた分析を行うという傾向は日本でも同様です。根拠のある政策を実施するためのひとつの方法として、個票データ分析から得られた結果を利用して政策を立案することが考えられます。その一方で、既存データではつかめない事実の存在に注意することは政策立案者のみならず研究者にも必要な態度だと思われます。(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)

江口隆裕 (筑波大学教授)

遠藤久夫 (学習院大学教授)

新川敏光 (京都大学教授)

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)

島崎謙治 (国立社会保障・人口問題研究所副所長)

漆原克文 (同研究所・政策研究調整官)

本田達郎 (同研究所・企画部長)

府川哲夫 (同研究所・社会保障基礎理論研究部長)

金子能宏 (同研究所・社会保障応用分析研究部長)

編集幹事

田中 徹 (同研究所・企画部第2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)

泉田信行 (同研究所・社会保障応用分析研究部第1室長)

西村幸満 (同研究所・社会保障応用分析研究部第2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)

尾澤 恵 (同研究所・社会保障応用分析研究部研究員)

季刊

社会保障研究 Vol. 40, No. 3, Winter 2004 (通巻166号)

平成16年12月24日 発行

編集

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区千代田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

THE QUARTERLY OF SOCIAL SECURITY RESEARCH (KIKAN SHAKAI HOSHO KENKYU)

Vol. 40

Winter 2004

No. 3

Foreword

Evaluation of Efficiency of Medical Care Using MicrodataHISASHI UEMURA 212

Special Issue: Some Topics in Microdata Analysis on Health Care Sector

- An Analysis on In-patient Service Utilization in Japan: An Evaluation
of Health PolicyNOBUYUKI IZUMIDA 214
- Measuring Inequalities in Co-payment for Home-care ServicesATSUHIRO YAMADA 224
- A Study of Medical and Nursing Care Expenditure in the Final Year of Life
.....TOSHIHIDE AWATANI 236
- A Study of Dental Services Utilization in JapanKENICHI TANAKA and MASAYO SATO 244
- Average Length of Hospital Stays: A Study Using MHLW's Microdata
.....KATSUYA YAMAMOTO 255

Article

- Health Services System for the Elderly and Out-patient Visits: Count Data
Analysis Using Employee's Health Insurance Claim DataHIROAKI MASUHARA 266

Research Note

- An Overview of Income Distribution in Japan in the 1990 sTAKASHI OSHIO 277

Report and Statistics

- Cost of Social Security in Fiscal Year 2002
.....National Institute of Population and Social Security Research 286
- Social Security Law CaseYASUYUKI SHIMIZU 293

Book Review

- Hideyuki Takechi, *Public Governance in Welfare State*.....MOTOHIRO SATO 301

Edited by

National Institute of Population and Social Security Research
(KOKURITSU SHAKAI HOSHO • JINKO MONDAI KENKYUSHO)