

# 季刊 社会保障研究



Vol. 37

Winter 2001

No. 3

## 研究の窓

- 障害者福祉の課題 ..... 正村公宏 206

## 特集：障害者の就労と社会参加

- できない・と・はたらく一障害者の労働と雇用の基本問題一 ..... 立岩真也 208
- 障害者の雇用促進と福祉の連携
- リハビリテーションを視点として— ..... 松為信雄 218
- 障害者雇用政策とバリアフリー施策の連携
- 障害者の福祉と国民経済への影響— ..... 金子能宏 228

- 地主重美先生（1926-2001）を悼む ..... 宮澤健一 244

## 投稿（論文）

- 医師需要誘発仮説とアクセスコスト低下仮説
- 2次医療圏、市単位のパネルデータによる分析— ..... 岸田研作 246
- 病院における看護サービスの価格付けの試み ..... 下野恵子・大津廣子 259

## 投稿（研究ノート）

- 公的年金給付の家計貯蓄率への影響について ..... 増淵勝彦 274
- 家族の同居・別居選択と訪問介護サービス需要 ..... 遠藤秀紀・吉田あつし 281

## 動向

- 世帯の中の未婚者一世帯内単身者に関する実態調査（2000年）の結果より一 ..... 白波瀬佐和子・大石亜希子・清野仁子 297

## 判例研究

- 社会保障法判例 ..... 中益陽子 307
- 離婚による財産分与における年金の取扱い—



国立社会保障・人口問題研究所

季刊  
**社会保障研究**

**Vol. 37 Winter 2001 No. 3**

国立社会保障・人口問題研究所

## 研究の窓

### 障害者福祉の課題

「さまざまな事業が展開されているが、何かたいせつなものが欠けているために、十分な安心を用意できないでいる」というのが、日本の障害者福祉の現状についての私の印象である。最大の問題は障害者福祉が「社会の片隅」の問題として扱われていることである。

私が利用している鉄道の場合、車椅子を使う人が自力でホームに登ることができる駅はひとつもない。近年、地下鉄の駅に昇降機が取り付けられているが、いちいち駅員をわざわざなればならない。当然のこととして、その種の装置が実際に使われているのを見るのはきわめて稀である。エスカレーターでさえ、完全につながっていない場合がある。街のなかへ車椅子ででかけるのは、介助者がいたとしても、きわめて困難である。

東京から新幹線と在来線を乗り継いで車椅子を使う人が自力でどこからどこまでならば旅行することができるのか、JRはぜひ公表してほしい。東京駅のなかでさえ、ホームからホームへの自力での移動は不可能である。近年は職員が親切に対応してくれるが、時間と手間と労力がかかるし、当事者側の心理的負担は大きい。バリアフリーのための建造物の改良が多少はおこなわれているが、地域全体がバリアフリーになっていないから、効果があまりない。大学などの新しい校舎をバリアフリーの構造に変えて、古い校舎が階段を利用するほかない状態になっていれば、障害をもつ学生の受け入れも、障害をもつ教員の勤務も、実質的に不可能である。

日本では、これから建築されるすべての住宅を最初から障害者（高齢障害者を含む）にとってバリアフリーにするように建築基準そのものを変えようではないか（北欧諸国ではとっくのむかしにそれがあたりまえになっている），という声が起ころう。まれに少数の人間がそうした提案をすることがあっても、誰も相手にしないのである。

その種の「中途半端」は、ハードウエアだけではない。ヒューマンウエアの面でも同じ状況が見られる。最近、地域の障害者福祉事業に専門的にかかわっている人々の討論を聞かせてもらう貴重な機会があった。そこで強調されていたのは、「重い障害を抱えている人とその家族にたいする福祉の事業において不可欠なのは、日常的に接触して相談に乗り、適切な支援の方法を見つけだす取り組みである」という点であった。パネリストのすべてがその種の人材の決定的な不足を認めていた。しかし、パネリストたちは、異口同音に、「いまの制度ではその種の人材の確保は不可能である。インフォーマルな組織に期待するほかない」と語っていた。それがその討論会の結論になりそうであった。日本の社会福祉の関係者が共有しているかに見える「あきらめ」の空気が、そこにも漂っていた。「何をいっても仕方がない。日本の社会福祉の抜本的改善は不可能だ」というあきらめである。

私は、黙っていられなくなつて、「なぜ、その種の人材を十分に確保できるように日本の制度

を根底から変革する必要がある、とおっしゃってくださらないのですか。社会福祉の本質は人間と人間の継続的な接触であり、人間にたいする理解と信頼であるということを強調してくださいらないのですか」と、フロアから発言してしまった。

先進社会の社会保障・社会福祉の目的は、「弱者救済」ではない。社会的共同事業によるすべての人間にたいする「安心」の給付である。高齢化や事故による障害を負うリスクは、すべての人間の問題である。しかし、日本では、社会保障と社会福祉がばらばらに扱われ、社会福祉の事業も、障害の内容などによってばらばらに扱われている。同じ障害者福祉の枠組みのなかで扱われるべき高齢障害者とその他の障害者が、制度のうえで切り離されている。そのためもあって、障害者福祉はいつまでたっても「弱者救済」型の慈善事業から抜け出せないでいるし、社会の片隅の問題として扱われている。

障害者福祉の抜本的な改革・拡充・強化を社会全体の課題として提起することは、社会保障・社会福祉の総合化を推進し、教育を改革し、日本の社会のあり方を変え、経済のあり方をも変える大きな事業の一環であるということが強調されてよいのではないか。

正 村 公 宏  
(まさむら・きみひろ 専修大学教授)

## できない・と・はたらくない ——障害者の労働と雇用の基本問題——

立 岩 真 也

### I 問いの場

本稿でできないのは、一つに現在の状況の分析と具体的な指針についての検討であり<sup>1)</sup>、一つに、これまで何が問われ何が主張されてきたのかを辿ることである。とくに後者はこれまであまり記述され検討されたことがないが、重要な課題だと思う<sup>2)</sup>。

ここでは考えなくてはならないと思う基本的なことのいくつかについて初步的な確認をするだけのことを行なう。障害があることの意味の少なくとも一つ、大きな一つに、できないということがある<sup>3)</sup>。そして労働とは何かができるとしてそれをしてことである。とすると障害者の労働・雇用とはどういうことなのか。労働の場での障害者の排除、格差の設定は——すべきでないこととしての——差別なのか。たしかに就職に困難があるのだが、それが不当であるかどうか自体が問題になる。

障害者と雇用という問題を問うことは、労働市場をどう評価するか、その介入はどのような場合になぜ認められるのかを問うことに等しい。このことについて学の側も社会運動の方もはつきり言えていない部分があると思う。それは基本的な問題であるとともに、やっかいな問題ではある。しかしそれを考えないと、議論は建前に終わり、空疎なものになるだろう。だから考えることになる。

労働の場は働くことが求められ、機能・能力が問題になる場である。そのことと相関的に、労働に関わる場における差別（と言われるもの）の

現われ方を、ひとまず、3つに分けることができる。その場で求められているものに差はない。差はあるかもしれない。差がある。この3つである。ひとまず、と述べたのは何をもって差があるとするか、この境界も含めて問題になる、あるいはその境界こそが問題になるからである。

(1) 第一に、そこで求められている能力と関わらない差別がある。例えば雇用主が人種差別主義者で、自分の気にいらない人種の人を雇用しない、等。これに対して、競争が働く市場の中でそんな採用の仕方をしていたら、その企業、雇用主はかえって不利になるはずで、市場での競争によって淘汰されていくはずだと考えられる。属性に関わる差別が近代社会において徐々に減少していくだろうという観測も、一つにはこのような了解から来ている。しかし現実は必ずしも予測通りにはならなかつた<sup>4)</sup>。この要因が有効に働くのは一定の条件下である。もちろん、機能の関係しない場では依然として排除、差別は行なわれるのだが、機能・能力が求められそれが差別を抑止する可能性のある場でも、差別することで競争に負け完全に淘汰されてしまうほどこの要因が強く働くことは少ない。まず雇用が行なわれ人が働く場でも、消費者のことを気にかけたり財の質と価格を気にしたりする必要が少なく、それで事業が成立するような組織では能力以外のものを評価から排除する誘因は小さくなる。総じて、差別することによって得られる快が、差別しないことによってもたらされる利益を上回るなら差別は続くだろう。

(2) 次に「統計的差別」と呼ばれるものがある。とくに常雇用の場合には、先物を買うという

性格が強い。どれだけの価値があるのか確実にはわからない中で判断せざるをえない。完全情報の仮定は多くの場合に仮定にとどまり、むしろ不完全な情報によって選択せざるをえない。その場合に、その人が属する集団についての情報によって判断することがある。女性差別や学歴差別にはこの要素があるだろう。女性は出産・育児を巡る社会的条件・規範に関わり早く退職する可能性が高く、そしてその可能性を雇用時に個別に予測することができないとしよう。すると他の条件が同じなら、まとめて雇用しないあるいは雇用の条件を違えることが生じうる。そしてここには雇用条件の格差～退職～格差、という循環が引き起こされることにもなる。また学歴差別では、とくに新規採用の場合に他に仕事ができるかどうかを知る手がかりが少ないことが要因になる。その中である程度の正の相関がある要因なら、それが仕方なく採用されることになる<sup>5)</sup>。

身体障害ならできることできないことがある程度はっきりするがいつもそうではない。例えば精神障害のある部分については、様々な要因が絡み、仕事がうまく続けられる場合もあるが、そうではない可能性、確率が他よりも高いことがある。それを理由として雇用されないことがある。雇用に限られない。ある集団は犯罪を起こす確率が高い、あるいは高くないといった議論やそれに関わる実践にも関わる。それをどう考えるかという議論が十分になされてきたと思われない。

これは悪意がなくても起る、ときには偏見がなくても起る。雇用する側にすれば合理的な行動であり、悪意はない。しかし悪意のあるなしは問題のあるなしに重ならない。確認しておくべきは、ここに生ずることが、本人に非がないにもかかわらず不利に扱われるのだから、やはり否定されるべきものとしての差別だということである。その確認の後に、確率を用いることをどこまで実際に禁じられるかという問題が続く。そして確率を用いずに直接に評価できるようにすればよいというのが一つの解決法である。また、ある集合について認められる差異が社会的に、そして妥当な方法で解消あるいは軽減できるなら、それも――

例えば女性が仕事を継続できる条件を整えることも——一つの方法になり、この場合には本稿のVで述べることに連続する。これらの正当性と実現可能性を検討することが課題になる<sup>6)</sup>。

(3) これらと境界を接してその人の能力による選別、格差の設定がある。仕事ができない人は雇われない。少なくしかできない人は少なくしか受け取れない。ここではこのことについて考えるが、例えば(1)の側から考えていても、その境界の設定自体が核心的な問題である。とくに直接に消費者に対する仕事で、客が太ったスチュワーデスや、年をとった店員を好まず、そんな客が多いと客が減るといった場合があるとしよう。その人は求められている能力を有していないから雇用されなくてよいあるいは誠意されてよいとすべきか。それは「本質的な能力」ではないからそんなところで評価してはならないと主張はできようが、能力とは消費者に求められているものであるとするなら、それこそが求められている能力だと反論されるかもしれない。こんなことも念頭に置きながら考えてみることにする。

## II できること・と・とれること

事故で足が動かなくなった会社員のAさんがある。新規採用の場合でもかまわない。その人は事務の仕事をしていて、またはすることになっていて、車椅子を使えば仕事ができるが、そのための環境がその会社ではなく、それを整えるコストを考えると同じだけ仕事ができる他の人を雇用した方が得なので、その人を雇用・採用しない。これは不当か。他方、Bさんは頭がしかるべき働く。ある仕事をするには一定の知的能力を必要とする。それでその仕事ができない。それで採用されない。またCさんは、そこで求められている仕事をすることができるが、しかし他の人の倍の時間がかかる。それで雇用されない。

この3者の扱いについて、人によってはどれにも問題がないと言うかもしれない。人によっては、Bを雇用しないのは仕方がない、Cも遠慮してもらうしかないが、Aを解雇したりするのはよく

ないと思うかもしれない。とするとどこが違うのか。一つに思うのは、怪我したことについてその人に非はないではないかということである。事故なのに、足が折れただけでその人を解雇するのはひどい。しかしそれはBについても言える。頭がうまく動かなくて仕事ができない。このことについてもその人に非があるわけではない。その限りでは同じである<sup>7)</sup>。どのように考えるべきなのだろうか。

まず、できること、行なうことについて。少なくともその仕事が誰かの利用のためになされるものである限り、使えるものが生産されなくてはならない。使えないものは使おうとしても使えない。むろんそれが使えないと思うのもその人の欲求に相関的ではあるから、絶対的なものではない。また、その相手が望むものを生産できないことについてその人自身が責任を負う必要のないこともある。自らの意のままにならない部分として障害を捉えるなら、少なくともその部分についてはそう言いうる。ただ、以上をふまえた上で、その人ができないことがあり、その人に求められないことがある、そのこと自体はよいもわるいもなく、ただ認めるしかない部分は残る。そして仕事をしてもらうとき、それが得られることが目的であり、それが是認されるなら、仕事ができる人の方にそれを行なってもらう。ここでBがその仕事につけないことは、その仕事ができないのだから、認められるしかない。

しかしこのことは、できること・行なうこと・得ることの関係について、仕事ができ、それで仕事をし、そしてそれに応じてその生産物を取得する、あるいはその対価を得るというつながりを当然のこと、正しいこととすることではない。近代社会は業績原理・能力主義を積極的な原理としたのだが、そこにはまず二つの意味があって、その一つは人の配置原理としての業績原理、適材適所の原理とでも呼びうる原理であり、もう一つが取得・所有に関わる原理としての業績原理・能力主義である。この二つは、ときにいっしょにされてしまうのだが、分けて考えなければならない。後者を分けて取り出し、そしてこの部分についてそ

の正当性を吟味することが大切であり、それを考えるか考えないか、どう考えるかによって答はまったく異なってくる。

このことについて言われてきたことを検討し、考えてみると、自己の生産物の自己による取得の正しさを言うことができないことがわかる（立岩、1997, pp. 25 ff.）。それは権利ではない。もちろんそう考えない人もいるからこれは議論になるが、この結論は動かないと考える<sup>8)</sup>。ゆえに、AもBもCも、十分に生活のためのものを受け取れないことを、正当で当然なこととして受け入れなくてはならないことはない。

その代わりにどうあればよいか。暮らすためには消費することは必要で、そのため生産、生産のための労働は必要である。まったく原則的には、生産と消費とが別の原理でなされればよい。つまり、人は能力に応じて働き、必要に応じてとる。仕事は仕事ができる人がする。生活は生活したい人が生活する。一番基本的にはそれでよい。

ただ実際にそれがどこまで可能かという問題がある。益がなければ働かない、労少なくして多く得られればそれがよいという心性、行動を前提するなら、人の労働を引き出す手段として、多く生産した人が多くとれるという機構が有効であり、それをどれほどかは採用せざるをえない、格差をつけることを仕方のないこととして認めるしかないという立場をとらざるをえないことがある（立岩、1997, pp. 41-50, 335 ff.）。そして、人が今述べたように行動するなら、市場は自生的にそのような格差を生み出す。そこで、それに介入しつつ、そのいくらかを認める。一つに、市場を認めながら、そこから徴収しそれを再分配するという方法をとることになる<sup>9)</sup>。これは所得保障、公的扶助がなされることを前提とした上で、それを条件に、ある程度の差別を、それが正しいからという理由によってではなく、生産と消費のための手段として認めることである。市場は市場としてそっくり残し、あとは政治的再分配で対応するというこの方法は、なかなかすっきりとはしている。だが、それが唯一の形態ではなく、一番よい方法だと決まったわけでもない。

### III 分配ではたりない

ここで問われていることは、一つには、市場は市場として置いた上で他の場で対処するという方法と、市場内部に介入すること、このいずれがどのような場合にどの程度、望ましいのかである。そしてこの問題は、生産から消費という過程のどこに介入するかという問題の一部でもある。そこでは機会の平等と結果の平等といったわかるようではわからない言葉をどう捉えるべきかも考えるべきことになる<sup>10)</sup>。

いったん述べた方法ではすまない、すませるべきではない理由、そして別のあり方が可能になる条件がある。

一つには、この分配の方式に基本的な限界があり、それは仕事を得られない人の側の不利になることである。現実に今この国で支給されている生活保護や障害者年金では生活するのに足りないということもあるが、それがもっとまともな額になったとしてもやはり、その他の人々より受け取りが少なくなる。所得保障によって支給される水準は最低限度にとどめられる。これを解消するのは難しい。労働への動機づけを与えるために、労働しない人よりも労働する人が多くを得られるようにすること、その傾斜をつけないと人はより多く働かないでしょう。とするとこの水準の設定はそこから導かれてしまうのだった。

それに対し、私はやる気がないのではなくできないのだと言うことはできる。できたくてもできない人とできるがしない人を分け、しない人はできない人よりも少なくしか受けとることができないようすればよいだろうか。しかし両者をどうやって区別するのか、そしてそれを判定することがよいことかという問題もある。また、働く人はそれなりの苦労をしているという事実は——働けない人は苦労したくてもできないというのはその通りだとしても——残る。とすると、それに応じて受け取りを多くすることは認められてよいとも言いうる。最低限度というその水準自体を上げることはできる。また各自が受け取るものとの差異を

少なくし、傾斜をゆるやかにすることはできるし、そうすべきであることがここまで論から導かれる。しかし最低の水準になること自体は動かない<sup>11)</sup>。

こうして分配されるものを受け取るだけではその受け取りは最低限であることになってしまふ。それは現実にそうだというだけでなく、いま述べた説明を受け入れるなら、動かしがたいところがある。それでよいならよいが、少なくとも人によってはうれしくない。もっと稼ぎたい人もいる。とすると、働けた方が多くを受けとることができてよい。だから当人にとっては、労働への参加を求める一つの理由はより多くが欲しいからである。

もう一つ、お金のためだけでなく仕事をしたい、その場に参加したいという要因がある。仕事は労苦ではあるけれど、それだけでもない。おもしろいこと、楽しいことがあることもある。働けないとそれが得られない。仕事ができること、参加できることの意味のために働きたいと思ってしまう理由は私たちの社会が労働に重きを置いているからだと主張することもできるだろうし、それには当たっている部分があるだろう。人の価値が労働・生産によって表示されるというのが、能力主義・業績原理の第三の意味だが、これを受け入れる必要はない。またそれを受け入れないことは、仕事ができなくても雇われなくてもそれはそれで仕方がないと言えるための条件でもある<sup>12)</sup>。しかし第一に、それだけだと言い切ることはできないだろう。第二に、そう思う必要はないとしてもそう思ってしまっているということはあり、そのことについてその本人に責任はない。仕事がなくなれば、あるいは得られなければ、収入が少なくなる。仕事に生きがいを感じていたのにできなくなる。それはいやだ。以上の二つがあることを述べた。

できなければ、できないものはできない。それはそれですっきりしてはおり、その上であくまで再分配を求めていくしかない。また楽しみとしての仕事という面については別の楽しみを見出すことになる。他の人が対価を払って求めるか求めないか、本来どちらが優れているというものでもな

い。ただ実際には、まったくできないということはそうはない。できる/できないの度合いは様々である。一つ、その仕事自体は他の人と同等にこなすことができる。それを妨げているのは環境であり、環境が整えばできる。これはAの場合である。一つ、ある程度のものは作れたり、2倍時間をかければできことがある。これはCの場合である。実際には同じ人がAでもありCでもあることがあるだろうが、ここでは二つを分けて考えることにする。できなければ腹を括ればよいのだし、それは、一人ひとりが暮らせばよく、そのために働く人が働ければよいと考えればまったく悔し紛れでもなんでもない当然のことなのだが、他方、自分でできることがあり、そしてそれを生かして多く稼ぎたかったり、仕事を楽しんだり、ときには人を喜ばせたいと思うこともまた当然のことではあり、両者は両立してある。

次に雇う側について。その者は、働く側が受け入れるからといって、また受け入れざるをえないからといって、どのようにも条件を設定できるとすべきでない。それを制約する条件として、人の配置に関わる能力原理も認められる。一つには、仕事を行なうにあたっての条件を広くあるいは狭く、恣意的に設定することで、その人の存在のあり方を毀損してはならないからである。雇用主が自分の好みで人を採用することは、そんなことをしていたら企業の存続が危うくなるという理由からだけでなく、認められない。このことは消費者の側についても言える。仕事の遂行に中心的な部分を定め、それ以外を評価すべきでないとする<sup>13)</sup>。Iの最後に挙げた事例についての答は、ごく基本的には、こうなる。もう一つ、働くことを求めるることは上述したように認められるべきであり、その望みに応えられない場合は限定的であるべきであるからである。その仕事ができなければ仕方がないが、できるのであればそれを受け入れるべきであるとする。

#### IV 半分できる人のこと

同じ仕事が短い時間でできる人もいるし、多く

の時間を要する人もいる。仕事の中には短い時間で仕上げないと困る仕事もあり、この場合には手早くできることはすなわちその仕事ができないということになるが、そうでなくゆっくりであっても仕事の結果自体には影響がない場合もあるだろう。そのような場合にはどうなるのか。

これは所得の分配のあり方を考えるときどこに介入したらよいのかという問題でもあり、雇用・労働の分割・分かれ合い (work sharing) というアイディアをどう考えるかという問い合わせもある。同一労働同一賃金という、困難を含みながら、しかし重要な主張をどのように考え、どのように実現していくかということでもある。

これはどんな価値前提を置くのか、どんな状態を望ましいとするのかにもかかってくる。またどのような制度的条件を置くのかにもよっている。生産が必要ならそのための労働が必要であり、次に一人当たりの労働が少ない方がよいと考えるなら、多くの人が働いた方がよい。この単純な意味において、多くの人が働くことはよいことである。**III**に述べた以外にこの理由がある。

半分の速度で働く人に同じだけ払ったら雇う側としては利益が減ってしまうが、半分の人には半分しか払わなくてよいとしたらどうか。仕事を半分する二人の人一人ずつに机を与えるより全部する一人に一つの机を与えた方が安くすむと言われるかもしれないが、ならばそれらの費用も計算に入れて半分ずつ生産する二人分と一人分への支払いを同じにしたらどうだろう。それが実現されるなら、雇う側にとっては同じになるはずである。もちろん半分では暮らしていけず、それは今まで述べたところからは正当化されえないのだが、その部分については分配によって対応することになる<sup>14)</sup>。いくらかは働く人は、そのいくらかの分が「最低限」に上乗せされることになる。つまり、分配が前提とされた上で、市場で仕事に応じた支払いが許容される。労働という商品は他の商品のようにそのような価格の付けられ方がされないと言われる。しかしそれは分配が背後に存在しないという前提で起こることだろう。でなければ事情は変わってくる。半分しか働かない人に半分しか

出さなくてよければ、その人はその半分の賃金で雇われるかもしれない<sup>15)</sup>。より少なく働く人も市場に受け入れられるなら、労働の分割というそれ自体は望ましい状態の方に向かう。

他方、労働者の側にとってはどうか。仕事を得られた人が収入を得られる、多く働く人が多く取れるという規則になっているとき、長い時間働いてもそれで得られるものが多くなる方がよいと思う人にとっては、他の人を働かせず自分が余計に働いてその分を自分のものにできるのが望ましく、他の人が自分の仕事に参入してくることは歓迎されないことがある<sup>16)</sup>。しかし、もし働く働かないにかかわらず分配がなされることになっているのであれば、働いてもらった方がよい。生産・労働の総量を一定とすればそれだけ働く人に多くなる。つまり、基本的に分配を行われるべきとする前提をとるなら、ただ分配を受け取るしかない状態に人を置くより生産・労働を担ってもらった方がよいのだから、労働を一部の人が独占するよりも多くの人に分割した方がよいということになる<sup>17)</sup>。

## V 周辺を補うこと

その人が仕事を行なうことにもなう費用は常にかかるのだが、ある人に余分にかかる費用がその人に帰せられるなら、また雇用主に帰せられるなら、その仕事ができない、その人が採用されないあるいは同じだけの待遇を得られないことがある。それが不当であることについてIIIで述べた。しかし市場には、その人ができることとその人ができるにあたっての条件とを分け、後者を補う装置はない<sup>18)</sup>。そこで、当該の仕事の本質的・中核的な職務の遂行能力によって採否を決めること、待遇を定めることを認めるが、それ以外の部分については補われるべきものとする。

本質的な部分とそうでない部分とを分けることが実際に可能だろうか。この区別は相対的だと言う人もいるかもしれない。だが、ときにその境界は微妙だとしても、それは区別がないということではない。容易でないことは可能でないことを意

味しない。ただ、区別が可能であるとは、なにか目に見える線がそこに引かれていることではない。これは人、人の労働を必要とし使用することに関する規範・倫理の問題である。求められていることがができるのであれば基本的には採用すべき、排除すべきとする立場に立つか、それとも逆の方から考えるか、どちらの側から区別するのかという意志が関わっている。前者をとるべきだとした。

では補うことをどこまでも認めるべきか。例えば職場における介助をどう考えるのか。その費用がその人の生産を上回ることもあるかもしれない。一人分の労働のためにもう一人分の労働が必要となるなら、それは無駄というものではないか。またCの場合にしても、時間がかかるために、その活動を支えるための費用が算出するものを上回ることがあるかもしれない。

しかし仕事につかずに寛らしても介助は必要である。そして人並みの生活を維持できるだけの費用が社会的に支出されるべきだとしよう。きちんとそれを行なうなら、一人分の生活のためにもう一人分の労働が常に必要なことがある。その水準と比較することになる。暮らすことに一人の人が必要であるとき、同じく一人の人の介助を得て生産活動が可能になるなら、また働く上の費用が、働くに暮らしていくために必要な費用より多くかかるとしても、それを補う利益があるなら、それは費用と便益の計算からは正となる。

そうでない場合も考えられる。その人が暮らしているのに必要な費用の方が、その人が働くためにかかる費用から働いて得られるものを差し引いたものより少ない場合もあるかもしれない。人的資源の絶対的な限界、例えば人の世話をきちんとしていたら社会が成立しなくなるといったかなり空想的な状況を考えるなら<sup>19)</sup>、すべての場合について認めるべきだとは言えないかもしれない。そして、その仕事の結果を必要とする相手があつて成立する仕事があり、そのことを含めて考えれば、仕事をする権利は生活する権利と等しくはないだろう。しかし仕事として成立するのであれば、それを人並みに行なう権利はあると言える。とする

と、仕事をするにあたっても介助は認められ、生活するのと等しくそのための費用を受け取ることができると考えることになる。

それを誰が負担することにするか。個々の雇用主の側に負担させることを義務づけてよい場合もあるだろう。公共交通機関にエレベーターをつけるのを各機関の負担とするのと同じである。例えば各社にほぼ均等に応募があり、雇用にあたっての費用が変わらないなら、個々の企業に対応させても問題はそうない。その費用は最終的には商品の価格の一部となり、消費者が支払うことになるとして、各社の商品1単位あたりに含まれる費用に差がなければ、企業間の競争で費用をかけた方が不利になることはない<sup>20)</sup>。ただこれは義務とすることが前提になる。義務としなければ費用負担から逃れることができ、その結果、雇用しない方が有利になることがあるからである。

しかし費用負担が偏ることがあり、それが雇用をためらわせることもある。また、雇用の費用が商品の価格に転嫁される場合、その商品がすべての人が使うものなら結局それは税金として払うのとそう違わない。そして、そうでない場合には商品を買わない人には負担がないが、その人たちにも義務があるとすればむしろ政府が徴収し費用を支給すべきだとなる——これは個々人に責任がないという主張ではなく、個々のすべてにあるという主張である。こうして、負担の義務化だけでなく、費用の直接的な社会的支給が求められる。

## VI 禁止と割当て

分配と働くための条件の提供。それが十分になされればそれで済むとも言える。だが実際には常に十分ではない。その時に取られる手法として二つがあげられる。どちらがよいのかは実際にそれがどのように行なわれ、どのように機能しているのかによるから、2種類のモデルを一般的に考えるだけでは評価できない。ただ基本的に言いうることを確認しておく。

その一つは禁止である。当該の仕事の本質的・中核的な職務の遂行能力によって採否を決めるこ

と、待遇を定めることを認めるが、それ以外を考慮し、それを理由に採用しないこと、格差をつけることは認めないとする<sup>21)</sup>。

それでうまくいくか。この方法の問題は、それでも依然として採用する/しないという選別と格差の設定自体は行なわれるから、そこで行なわれること一般と上述してきた意味における差別とを区別することが困難なことである。雇用主は選別し格差をつけた理由を明らかにしないこともあるだろう。その理由を報告させることが有効であることはあるが、しかし結局はっきりはしない部分は残るだろう。採用する側は別の理由を言うこともできるのである<sup>22)</sup>。

思い起こせば、アファーマティブ・アクション、割当て制の主張は、このことの認識にも発している。いわゆる機会の平等では十分でないという認識があって、そこから主張された。だから割当ての方が古い発想なのではない。むしろ新しいとも言える。

ただこれも十分ではない。日本に現実に起こっている問題は、つまりは法定雇用率を守らない雇用主がおり、そしてそれがわずかなお金を払うことで許されてしまうことなのだが、達成されるとすればどうか。仮に雇用率を障害者が人口に占める比率と同じ率とし、それが遵守されれば、すべての障害者が雇用されることになる。しかし実際にはそうはならず、その場合、雇いやすい方から雇用していくということが考えられる。それに対して障害に応じた費用の支給があるわけだが、それが十分になされ、十分な効果をあげることをなかなか期待できない。また一つ一つの、とくに小さな規模の組織をみれば、障害者を除外しようとしたのではないが、結果として適切な人材がいなかつたという場合がある。それはしばしば言い訳でしかないのだが、実際にそんなこともある。そこで小規模の組織については雇用率の適用除外とすれば、今度は雇用されなくなる。

もう一つ、雇われようとする側の問題として、自分は仕事ができるから雇われたのではなく、障害者だから採用された、法定雇用率を満たすために雇われたのだと思う、その疑惑を払拭すること

ができないことがある。雇用に際して助成金が払われるといった場合には、それが目当てで雇っているのではないかと思えることもあります、実際にそのように扱われることがある。気にすることはないと言えるだろうか。自分では雇われたのは当然だと思っても、まわりはそう思っていないこともある。実際そう言われることがあり、言わされているのではないかと気になる。しばしば「逆差別」が指摘される。とすれば気にしなければよいと言ってすむものでもない。

だから、禁止と割当てを組み合わせるという方法もある。雇用における本質的な職務に関わらない部分での選別・格差の設定を禁止するとした上で、それが実現されているかどうかの指標として雇用率を見、それに基づいて対処するといったことが考えられる。けれども、たんに割当てられ、雇用率が問題とされる場合には、費用が個々の雇用主の負担となるなら、その雇用主はやはり障害の軽い、負担の軽い人から採用していくだろう。それを抑えるべく、できるかできないかだけを基準にすることを課し、雇うことになったとして、今度は職場に居づらくなされることもある。禁止も割当ても費用負担の問題の解決とともになされねばならない。

以上、ごく基本的な、むしろ初步的な事々を略述した。考えるべきことはまだいくらもある。

### 注

- 1) 様々に派生するこの主題の全容を、その具体的な部分を落とした上で、先行業績への言及を一切省略させていただいた上でなお、論じることができない。その代わりにはならないが、私がこれまでに書いた関連する文章を注で示す。他に、関連する情報をホームページ <http://ehrlich.shinshu-u.ac.jp/tateiwa/1.htm> に掲載している。「50音順索引」の「障害者と労働」、他に「欠格条項」「能力主義」「ADA」等。関連文献もそこに掲載する。
- 2) 障害者福祉政策はまず、「職業的更生」を目指す、働くようになるための施策だった。そしてもちろん当人たちも職業的自立を求め、そのための施策を要求してきた。とともに、そのようでしたからなかったことに対する反発として運動の展開もまたある。完全になおってしまうのではなければ（それは障害者でなくなるということ

ある）がんばっても結局一人前にはならない。そして働くようになる見込みのない人は取り残される。口と手が動くなら他の人とそう変わらずに働くことができる。だが例えば手が使えず言語障害がきつい脳性まひの場合にはそう簡単ではない。そしてそこでは、できるようになるために人より多く支払わねばならない労苦は当然のこととされ、それが成果をあげなかつた時にはそのままに置かれる（立岩、2001c）。だから労働の場からの撤退という路線があった。働くなくてかまわない、「ただ飯食い」を肯定しようというのである（安積、1990, pp. 28-29）。と同時に、障害者にしつらえられた場を否定し「一般就労」を主張する運動があり、さらに「協働」を掲げ自らが働く場を作ろうとする運動があった。問題の複雑さを示すこうした多面性を記述しつつ——私自身は（立岩、1990）（立岩、1998）にわずかのことを記したことがあるだけだ——その上で考えていく必要がある。

- 3) 一般に障害と呼ばれるものに関わってだけでなく、人にできる/できないの差はあり、それには解消されない部分があることを、たんにそのように言うことの危険性を承知した上で、つまり能力の有無・差異が人に求められることにおいて顕在化することを承知した上で、また以下に記すようにその意味が社会の中での労働と所有の関係や働くための条件によって変わってくることを踏まえた上で、認めながら考えていくういうのが私の立場である。障害があることが「ないにこしたことはない、か」について（立岩、2002）。
- 4) 「差別の経済学」と呼ばれるものがこの認識から現れてくる。経済学の前提からは市場にあるはずがないものがなぜあるのか。それをさらに経済学的に考えようとするのであり、その答の一つが次に述べる「統計的差別」ということになる。（立岩、1997, pp. 367-369）でいくつかの文献をあげて簡単に紹介した。帰属・属性について、これらに関わる排除・差別について、それと近代社会との関係について考えるべきことがいくつもあることについて（立岩、2001b (3)) (立岩、2001d)。
- 5) （立岩、1997, pp. 367-369）で学歴・性別に関する差別に簡単にふれ、（立岩、2001a）で前者についてもう少し詳しく説明した。労働の場における性差別について言われていることを基本的なところから吟味する必要があることを（立岩、1994）で述べた。また「統計的差別」もまた否定されるべきものとしての差別であることは（立岩、2001b (3)) でも述べた。
- 6) 欠格条項をどう考えるかという問題はこういう問題でもある。欠格条項の撤廃を求める運動は、運転のできない人が運転免許をとれるよう

にという主張をしているわけではない。なぜ制限されているかその理由が見出せないものもある。また障害があるからといって、一律にあらかじめできないと決めつけることはできないのにそのように規定されているから、その撤廃を求めている。すぐになくすべき規定がいくらもあり、そのための活動の意義がある。だがやっかいな問題もその彼方にある。むしろ既に内在している。それを知りつつ、しかし今なすべきことがあって、その活動は行なわれている。上記したホームページに若干の情報があり、活発で重要な活動を行なっている「欠格条項をなくす会」のページにもリンクされている。なお本稿での作業は、こうした権利のための/権利についての活動を研究する科学的研究費・基盤研究(C)12610172の一部である。

- 7) 選択できること/できないこと、本人の責任であること/ないこと、社会的分配の対象になること/ならないこと、これらの区別がときに誤ってなされ、誤って関連づけられていることについて(立岩, 2001-2002 (4))で述べた。
- 8) リバタリアンの所論を検討しつつ(立岩, 2001-2002 (1))でもう少し詳しく論じた。
- 9)もちろんそれを見越した上で反作用も生ずる。つまり、再分配によって調整された結果が実際の個人の持ち分で、それが個々人が働く誘因となるから、分配後の取り分を見越した形で市場ではより大きな格差が設定されることになるだろうというのである。この少なくともいくらかはもっともと思えるこの指摘については、ここで定見を示すことができない。
- 10) この主題について、本稿にあげた論点を含め、(立岩, 2001-2002 (5))で検討している。
- 11) 労苦に応じて、また例えば労働時間に応じて分配するという方法もありうる。(立岩, 2001-2002 (1), p.69)とその注で少しふれたが、その意義と困難について言うべきことはいくらも残っている。
- 12) (立岩, 1997, chap. 7)に示した能力主義I・II・IIIは、これまであげた人の価値の表示・財の所有の原理・人の配置の原理としての能力主義・業績原理の三つにほぼ対応する。
- 13) 「能力以外を評価しない」理由について述べた(立岩, 1997, pp. 348-351)でこのことをもう少し詳しく述べている。
- 14) これはそれをどこで渡すのがよいかという問い合わせに直接に答えるものではない。社会的分配の部分も雇用主を介し給料に含めて渡すのがよいという主張もある。
- 15) だから最低賃金を法で定めるのは間違っているという主張があるが、たんにそのことを主張するのところで述べた立場とは異なる。
- 16) 設定される条件によっては、労働者の排除が労働者によって支持されることがあることを無視すべきでない。労働の場における女性差別に関するこのことを(立岩, 1994)で述べた。分配が前提となった場合に事情が変わることについては(立岩, 2000 a(下), pp. 127-128)。
- 17) これは労働の分割についての基本的な立場でもある。労働力は不足しているのか過剰なのか、こんなことについてさえ矛盾したことが平気で言われているのだが、私は後者であると考え、それに生産・消費の増大によって対応すべきでなく、労働の分割によるべきであることを(立岩, 2000 a)(立岩, 2001 a)で述べた。
- 18) これは市場経済が採用されているからではない。その人の仕事の能率が低いためにあるいはその人が働くための条件のためにその生産物がより高くついても、消費者がそうした事情を汲んで、より高く購入するなら、それで解決する。しかしそれがどこまで可能か。それにはまず、消費者の側がその事情を知っている必要があり、また高くても買おうとする動機が存在しなくてはならない。贈与・分配に応ずる動機・自発性と政治権力を介する強制との関係については(立岩, 2000 b, chap. 7)(立岩, 2001-2002 (3))で考えた。
- 19) このことについて(立岩, 2000 a)で検討した。
- 20) ユニヴァーサル・デザインといった標語のもとに環境の整備を主張する側は、その方が社会にとっても、また企業にとっても、長期的には、益になることを主張してきた。ここに述べたことはそれを否定するものではなく、その主張と矛盾するわけではない。ただ「福祉の経済効果」をもっぱら主張することの限界もやはり見ておかなくてはならない。このような思いから(立岩, 2000 a)は書かれている。
- 21) こう述べることは、能力原理を採用せず就労の困難な人を積極的に雇用しようとするのを否定するものではない。そうした組織を設立し運営しようとする活動が続けられてきた。それが可能になる条件、困難にする条件がいくつかある。能力原理に基づかない組織がうまくいかない理由としてよく労働意欲の低下が挙げられるが、意欲があればうまくいくわけではない。その条件の一つを注18)に述べた。また、他から排除される人たちがそこに集中してしまうことがその経営を難しくする。民間の活動の積極性を認めつつ、しかしそこに生じてしまう困難を無視すべきではない。
- 22) ADA(障害のあるアメリカ人法)には「資格のあるqualified障害者を障害ゆえに差別してはならない」とあり、「資格のある障害者」とは、「職務に伴う本質的な機能を遂行できる障害者を意味する」とある(第一章・第一〇一項・八)。(立岩, 1997, p. 325 etc.) (立岩, 1998)で少し

触れたが、この法律の実効性を巡る議論の検討等はまた別の機会に譲らなくてはならない。

### 参考文献

- 安積純子(遊歩) (1990) 「〈私へ〉——三〇年について」 安積他『生の技法』, 藤原書店(増補改訂版 1995 年)。  
立岩真也 (1990) 「はやく・ゆっくり——自立生活運動の生成と展開」 安積他『生の技法』, 藤原書店(増補改訂版 1995 年)。  
—— (1994) 「労働の購入者は性差別から利益を得ていない」『Sociology Today』No. 5。  
—— (1997) 『私的所有論』, 効果書房。  
—— (1998) 「一九七〇年」『現代思想』(立岩 (2000 b) に再録)。  
—— (2000 a) 「選好・生産・国境——分配の制約について」(上・下)『思想』No. 908, No. 909。  
—— (2000 b) 『弱くある自由へ』, 青土社。

- (2001 a) 「停滞する資本主義のために——の準備」栗原彬・佐藤学・小森陽一・吉見俊哉編『文化の市場：交通する』(越境する知・5), 東京大学出版会。  
—— (2001 b) 「国家と国境について」(1~3)『環』No. 5, No. 6, No. 7。  
—— (2001 c) 「なおすことについて」野口裕二・大村英昭編『臨床社会学の実践』, 有斐閣。  
—— (2001 d) 「常識と脱・非常識の社会学」安立清史・杉岡直人編『社会学』(社会福祉士養成講座), ミネルヴァ書房。  
—— (2001-2002) 「自由の平等」(1~5)『思想』No. 922, No. 924, No. 927, No. 930, No. 933。  
—— (2002) 「ないにこしたことはない, か・1」石川准・倉本智明・長瀬修編『障害学の主張』(仮題), 明石書店。

(たていわ・しんや 信州大学医療技術  
短期大学部助教授)

## 障害者の雇用促進と福祉の連携 ——リハビリテーションを視点として——

松 為 信 雄

### I 福祉・教育・雇用の動向

障害者に対する保健福祉、教育、雇用をめぐる最近の一連の動きはめまぐるしいものがある。特に、保健福祉施策の分野では「社会福祉基礎構造改革について」(厚生省、1999)が、特殊教育分野では「21世紀の特殊教育の在り方について(最終報告)」(文部科学省、2001)が示された。また、労働分野では「障害者雇用対策基本方針」(労働省、1998)に基づいた施策の展開とともに、「精神障害者に対する雇用支援施策の充実強化について」(精神障害者の雇用の促進等に関する研究会、2001)が発表された。

#### 1 社会福祉基礎構造改革

同報告(厚生省、1999)では、①福祉サービスの利用制度化や利用者保護制度の創設などによる「利用者の立場に立った社会福祉制度の構築」、②人材の養成・確保、第三者によるサービスの質の評価、事業の透明性の確保などによる「サービスの質の向上」、③社会福祉事業の範囲の拡充、社会福祉法人の設立要件の緩和や運営の弾力化、多様な事業主体の参入促進による「社会福祉事業の多様化・活性化」、④地域福祉計画の策定、社会福祉協議会・民生委員・児童委員・共同募金などの活性化による「地域福祉の充実」などが盛り込まれた。措置から利用契約へと制度が切り替わるのを契機として授産施設等が就労支援や雇用促進に向けたサービスの充実に向かったり、社会福祉事業の多様化や活性化によって働きたいというニ

ーズに応えるサービスの提供が拡充されることを期待したい。

#### 2 21世紀の特殊教育のあり方

今後の特殊教育は、障害のある児童・生徒の視点に立って個人ニーズを把握して必要な支援をおこなうこと、に基づいて対応を図ることを基本とすることが示された(文部科学省、2001)。それを踏まえた施策して、①ノーマライゼーションの進展に向かって、障害のある児童生徒の自立と社会参加を社会全体による生涯にわたる支援、②乳幼児期から学校卒業後までの、障害のある児童生徒と保護者等に対する教育・福祉・医療等の一体化的相談や支援体制の整備、③障害の重度・重複化や多様化を踏まえた盲・聾・養護学校等の教育の充実や、通常学級の特別な教育的支援を必要とする児童生徒への積極的な対応、④児童生徒の特別な教育的ニーズを把握して必要な教育的支援を行うための就学指導のあり方の改善、⑤学校や地域における特色ある教育活動等を促進するための特殊教育制度の見直しと市町村や学校に対する支援の充実などが指摘された。個々人の特別のニーズを把握して必要な支援を行うために、教育・福祉・医療・労働の関係諸機関や施設が一体となった、生涯に及ぶ相談支援体制の整備が強調されるとともに、その一環として進路指導の強化が示されている。

#### 3 障害者雇用対策基本方針

2002年度までを目途にした同方針(労働省、1998)は、重度障害のある人に最大の重点を置き、

①雇用率の設定を踏まえ身体障害や知的障害のある人の一層の雇用促進、②精神障害のある人では障害特性の正しい理解の促進と就業環境の整備による雇用の促進や継続を図るための、きめ細かな総合的かつ計画的・段階的な施策の推進、③雇用と福祉分野との双方の円滑な移行の推進、④多様な雇用・就労形態を視野に入れた雇用施策の充実などを指摘する。

#### 4 精神障害者に対する雇用支援施策の充実強化

上述の基本方針を踏まえた対策の実施を踏まえて、この報告では、今後の精神障害の人に対する雇用支援のあり方を示している（精神障害者の雇用の促進等に関する研究会、2001）。そこでは、雇用支援の対象となる人の範囲を、精神障害保健福祉手帳の交付に該当する人（手帳所持者及び申請すれば交付される人）が適当であるとする。また、今後の充実強化すべき施策として、①特性に応じた総合的な対策の推進及びネットワークの構築、②採用後に精神障害となった人への対策の強化、③きめ細かな啓発・広報の展開とともに、④雇用義務制度についても触れている。特に、雇用率の適用に関してはさまざまな意見が出ていることを指摘したうえで、①採用後に精神障害となった人の実態把握、②プライバシーに配慮した把握・確認方法の確立、③本人の意思に反して雇用義務制度の対象者の「掘り起こし」の防止を確立することが先決であるとする。

## II 障害者の雇用促進のとらえ方

これらの動きを視野に入れつつ、障害のある人の就労支援や雇用促進に係わる論議をする際に必要と思われる、幾つかの基本的な視点に触れておきたい。

### 1 支援の視点と雇用政策の軸

最初に、障害のある人が、働く場を得てそこに適応して職業生活を維持し、そのことを通して社会に参加するための機会を保障するには、本人への教育訓練によって能力や適応の向上を図ること

と、本人を取り巻くさまざまな環境要因の改善を図ること、の双方からの併行した取り組みが不可欠であることを指摘しておきたい（松為、2001, p. 6）。障害のゆえに教育や訓練による能力向上に限界がある場合には、さまざまな環境的な要因をどのように改善して能力に起因する制約を乗り越えさせるかが重要な対策となるからである。このことは、WHOが、ICIDH（国際障害分類）を改訂して個人と環境の相互作用モデルをより明確に示した2001年5月の「生活機能・障害・健康の国際分類」（ICF：International Classification of Functioning, Disability, and Health）でも一貫した主張となっている（春名、2001, pp. 63-68）。

また、障害のある人に対する雇用政策は、基本的には次の3軸を踏まえた展開が行われてきている（松為、1997, p. 318）。その第1は、法制度の環境を整備することで雇用の促進を図ってきた経緯である。これは、従業員数に一定の割合をかけて障害のある人の雇用を義務づけるとともに、その不履行には納付金を課す「雇用率制度」の導入と、その実効性の向上を目指した対策の展開である。第2は、障害のある人に焦点を当てた対策の経緯である。特に、「職業リハビリテーション」の概念の導入とそれに伴うサービスの充実である。現在では、職業生活は地域内での生活と不可分の関係にあるとの認識から、職業リハビリテーションは包括的で総合的な視点にたって展開されている。このことは、第3に、通常の労働市場への参入が困難な人に対する、福祉工場や授産施設や小規模作業所などの「福祉的就労」との連携である。これらの就労形態は、労働市場に参入するための前段階として障害のある人の福祉政策として捉えることが多いが、現在では、働くことをとおして社会参加をするための多様な選択肢となっているのが実情である。

### 2 職業リハビリテーションの視点

ここで示した職業リハビリテーションは、障害のある人の職業的な自立の支援をとおして生涯にわたるキャリア発達を促す活動である（松為・望

月, 1994, pp. 133-144)。これは、同時に雇用と福祉をつなぐ鍵となる概念となろう。その基本となる幾つかの視点は次のとおりである(松為, 1998, pp. 16-19)。

第1は、働くことの二面性である。働くことの意味は、社会的なニーズと個人的なニーズの双方の視点から捉えることができる。前者の視点では、社会の存続や発展に必要な生産的な活動が分割されて個人に割り当てられたものであり、その役割の遂行に継続的に従事することで賃金などの報酬が分配される場である。また、後者の視点では、所与の役割を果たすことをとおして、自分の能力や興味を発揮したり心理的な満足を得る源泉となっている。仲間を作り、先輩や後輩に自分の存在を認めてもらい、自分自身の達成感や満足感を得るなどの機会がもたらされる。

第2に、障害のある人に開放されている、労働契約に基づいて生産活動に従事する一般雇用の場と福祉工場や授産施設や小規模作業所などの福祉的就労の場は、この働くことの意味からすると、同等の価値をもつ複数の選択肢と見なしたい。なぜなら、前者は職場やその集団のニーズに応え得るだけの役割遂行能力が強くもとめられ、その水準に満たないと参入することが困難な場である。これに対して、後者は生産性の低さや日常生活の困難さを補うさまざまな支援を受けつつ、働くことによる心理的満足や達成感などのニーズを満たしてくれる可能性を秘めている。そのため、雇用か福祉的就労かの選択は、働くことの意味を社会と個人の双方の軸から判断して自主的に決定するべきであるし、また、それを保障するには、雇用と福祉的就労を包括した多様な働く場を開発することが必要だろう。

第3は、生涯発達の視点に則した支援の重視である。障害のある人が働くことは、個々人のニーズを尊重した生涯設計を実現して「人生の質(QOL)」の充実に向かう重要な活動である。それゆえ、その支援は、就職する前後の時期に限らず、雇用後の職場適応を踏まえた職業生活の継続をへて、最後には働く場からの引退に至るまでの、長期的な展望を踏まえることが必要である。例え

ば、学齢期の職業的自立に向けた準備から始まり、学校から仕事への移行期をへて、就職後の職場や地域での安定した生活の維持、職場内でのキャリアアップや離転職、地域生活の継続、そして退職後の生活の場の確保に至るまでの、生涯のライフステージに応じた支援が必要である。

第4に、職業的自立に向けた移行に焦点を当てる支援である。これは少なくとも、雇用以前の準備段階をへて就職直後における職場適応を図る期間、一時的な離職があったとしても全体的に職業生活の継続を図る期間、雇用や福祉的就労などの働く場面からの引退を支援する期間、の三つに区分できる。最初の移行時期では、職務の遂行能力の育成と職務それ自体の調整の双方向からの対応をとおして、個人特性と職務要件を結合することに焦点が置かれる。この場合の職務の遂行能力は、学齢期からのさまざまな経験をとおして育成が図られ、就職した後は職務の要請する役割基準に適合することが課題となる。次の移行時期では、職業生活と地域生活の双方からの一体的な支援が焦点となる。そのため、前者への支援は、職務の遂行技能の習熟や職務成績の向上、あるいは役割の変化等に際しての支援であり、後者への支援は、地域内での余暇活動を含む日常生活の維持に向けられる。このことは、最後の移行時期である、働くことの意義を踏まえた柔軟な引退過程を支援する場合にも不可欠であろう。

第5に、職業生活を支える支援ネットワークの強化である。こうした移行のいずれの時期も、障害のある本人や家族ばかりでなく、事業所も安心して種々の相談や実際的な協力の得られる支援体制を整えることが重要となる。特に、事業所の努力限界を超える課題に対しては、労働関係の機関に限らず、特殊教育や保健福祉関係の諸機関や施設を含む地域のさまざまな社会資源が総合的に対応する、地域支援ネットワークによる支援体制の構築が必要だろう。

### III 職業リハビリテーションの課題

こうした視点に立って、障害のある人の雇用の

促進に向けた職業リハビリテーションの課題をまとめると、次のことが指摘できよう(松為, 1998, pp. 16-19)。

### 1 職業教育の充実

特殊教育諸学校の基本的な教育目標は、自立生活に向けた育成である。これは、自己の力を最大限に発揮するとともに必要に応じて他者からの援助を受け入れることによって、自由で主体的に社会参加することを意味する。働くことは、この自立した生活の望ましい形態の一つであり、心身の機能的な発達を促し、社会参加を通してさまざまな個人のニーズを満たし、生活を個性的に創造する契機となって自己実現の可能性を高める活動である。そのため、養護学校等においては職業教育のさらなる充実が必要である。

具体的には、第1に、進路指導もしくはキャリア教育の充実である。これらは、教科教育や自治的活動と併行して教育課程の中に組み込まれていなければならない。具体的には、働く意欲や自覚をうながすとともに自作の製品と実際の社会との関連を気づかせる「作業学習」、労働・人間関係・社会人としての生活などを体験的に学んで将来の大人の自己像を具体的に形成させる「現場実習」、社会への認識や自己認識を深めて生徒が自分を活かせる進路を選択する過程を指導したり卒業後の生活自立のための常識や生活技術などの習得を図る「進路学習」、を併行して進めが必要だろう。

第2に、職業準備性の向上とともに職場実習の拡充強化が必要である。中でも、職場見学や実習は、障害をもつ本人と事業所の双方ともに有用性が高い。障害のある人は、働くことを実感するとともに、職場での対処行動のしかたを学習したり、職場での地位と役割は学校や生活場面のそれとは異なることを体得する。また、事業所の指導者は、本人の性格や能力を見極めたうえで、それに即した個別的で具体的な指導訓練の方法を知る。そのうえ、本人の能力に応じて作業内容や手順を再構成する手がかりを得る機会ともなる。

第3に、地域の社会資源ネットワークを活用し

た職業教育の長期的な展望が必要である。養護学校では、最近になって、生徒個々人の特性に応じたIEP (Individual Education Program: 個別教育計画) を作成する傾向にある(松為, 1997, pp. 10-13)。だが、それをさらに進めて、学校から就労への円滑な移行を支援することを目的に、在学中から将来の就労を目指した職業準備教育の段階的な目標や地域支援ネットワークによる追指導の体制を明らかにしたITP (Individual Transition Plan: 個別移行計画) の作成に向けた検討も行われている。

こうした職業準備性の育成に焦点を置いた職業教育は広義の能力開発だが、他方で、主として国公立の能力開発校などで行われている公共職業訓練は、技能照査の対象となるような技能の養成に焦点を当てていることから、狭義の能力開発と言えよう(道脇, 1997, p. 179)。だが、公共職業訓練は、技術革新や産業構造の変化に対応した訓練科目の新設や改変に加えて、知的障害や精神障害の特性に応じた訓練科目とカリキュラムの編成が求められている。そのために、例えば、入校生の選考のための評価方法、能力や習得度に応じた個別的で弾力的な訓練期間や訓練目標の設定、技能訓練に加えて生活指導や基礎体力の向上や余暇活動も見越した社会性の養成、これらの広範な訓練成果の評価方法、事業主と連携した職場実習などの施設外訓練の充実、技能や職業生活面での継続的なフォローアップによる円滑な職場への適応指導など、多くの課題がある。

### 2 雇用後の教育訓練と企業内キャリアの育成

知的障害などの発達障害の人は、雇用後も継続的な教育訓練が重要である。教育訓練の成果を高めるには、教育に対する職場全体の支援体制を整えることが必要であり、そのためには、教育担当者を定めるとともに、そこで蓄積されたノウハウを全社的に共有できる組織体制が必要である。また、就職後の間もない期間では個別的な訓練や指導が中心となるために企業負担が大きい場合には、企業外からジョブコーチの派遣を受けて教育訓練を行う人的支援が必要である。さらに、能力向上

に向けた再訓練の場を企業内に限定するのではなく、能力開発校の向上訓練や能力開発センター、あるいは、授産施設などでも実施できる体制が必要だろう。

重度障害者多数雇用事業所の事例でも数多くみられるとおり(労働省・日本障害者雇用促進協会, 1995, 1996), 発達障害の人は実際には作業を継続することでその遂行能力は向上して習熟するのであり、そのことが関連作業への学習の転移を容易にしている。したがって、ある製品を生み出す一連の工程の補助的で付帯的な作業に就いた知的障害の人でも、やがては、その作業のより中核的な工程に移動できる可能性があることに注目すべきだろう。

これは同時に、技能の熟達化について、一連の工程の中心的な作業に配置換えをしたり組織内の何らかの地位を付与するといった、企業内でのキャリアアップが障害のある人にも目に見える形で示される体制を整えることが望ましいだろう(松為, 1998, pp. 4-8)。昇給と併せてこれらの一連の処遇をすることは、たとえ障害があっても企業が生産従事者としての位置づけと役割を明確にすることを意味する。また、本人自身も社会に有用な人材であるという自覚を促すことだろう。

### 3 事業所を支援する体制の強化

雇用率制度は、障害者の雇用は企業全体の社会的責任でもあるという基本的な理念のもとに展開されてきている。それだけに、雇用促進と職場定着の多くの部分は企業側の対応に依存しており、障害のある人の雇用に対する社員の啓発、職場実習の受け入れ、職務の調整を踏まえた採用、就職後の職場適応の向上、企業内外での能力開発や再訓練、昇進や昇格などのステップアップ、職場や職業生活に対する不適応の対処、高齢に伴う職業能力の低下への対処などのさまざまな課題に対して、事業所のさらなる努力が期待されよう。

だが、他方で、企業が安心して相談できるとともに、実際的な協力も得られる支援体制を整えることが重要である。それは言い換えると、企業の努力限界を超える課題に対しては、福祉分野で対

応する体制を整えるべきであることを意味する。たとえば、障害のある人の雇用と適応のノウハウを提供する相談機関の設置、授産施設等を活用した社員研修の推進、障害のある人と企業の双方の調整機能を果たす専門家の確保、事業所の努力範囲を超えた周辺環境の整備、職場以外の生活や余暇を過ごす場の確保、仕事の継続が困難になった場合の受け皿としての施設などが必要となろう。

こうした事業所への支援体制の推進は、すでに始まっている(厚生労働省, 2001)。例えば、①地域での雇用・保健福祉・教育等の関係機関の連携の拠点として、障害のある人の就業・生活支援を身近な地域で行う「障害者就業・生活支援センター」の設置、②障害のある人に対する就業・生活面を通じた一貫した支援体制を支える人材の育成と資質の向上のための研修の充実、③精神障害者地域生活支援センターを活用して精神障害の人のグループを事業所で一定期間就労させるグループ就労の試行的実施などである。さらに、④就職が特に困難な知的障害や精神障害の人に対して、就職前後にかかわらず、職場にジョブコーチを派遣してきめ細かな人的支援を行う「職場適応援助者(ジョブコーチ)による人的支援事業」も行われている。

### 4 雇用の場の拡充

前述したように、障害のある人には、一般雇用と福祉的就労という二重の働く場面が開放されている。働くことの意味の重要性を踏まえると、この双方の場面で本人の置かれた状況やニーズに応じた働くための選択肢を整えることが重要である(松為, 2000, pp. 625-630)。そのため、一般雇用の場において多様な働く場を確立するには、①労働市場の変化に対応した職域の拡充、②個々の事業所における雇用管理面の対応、そして、③ニーズに応じた多様な働きかたの開発、などが考えられる。

第1の職域の拡充では、特に、サービス産業、伝統産業、第一次産業などの労働市場において、さらなる雇用を生み出すことが必要だろう。なぜなら、我が国の産業構造の変化は、製造業種の多

種少量生産が進行し、生産方法も新しい設備の導入が不可避になってきている。そうした中で、従来から知的障害や精神障害の人の持ち場となっていた職務は減少し、また、配置転換による仕事の確保も難しくなってきているためである。それゆえ、たとえば知的障害の人では、コピーやメール配送などの補助的事務、データ入力と加工作業、商品管理の補助的事務、スーパーでの商品袋詰め・包装・商品補充・商品管理などや接客、クリーニング作業、外食産業での厨房作業の補助や接客、老人福祉施設等の介護補助、ビルメンテナンスの清掃作業などの分野に、さらに進出するための手立てや支援が必要だろう。その一環として、公共職業安定所では障害者求人開拓推進員を配置して、積極的な障害者向けの求人開拓を行うこととしている。

第2の雇用管理面からも、さまざまな対応が必要である。これは、雇用された人がその能力を最大限に発揮して職務成績の向上に結びつくことを目指す。そのため、適切な職務との適合性の評価をしながら、本人の能力にあわせた職務の改善、作業を容易にするための治工具や機器の改善、作業場や使用機器や治具の人間工学的な改善、能力向上と技能習熟に向けた教育訓練、職務遂行の状況に応じた適切な配置転換などを行う。特に、雇用後に配属する職場、担当する職務や作業、指導の仕方などは、事前の実習をとおして見極めることが重要となる。また、事業所規模が大きいと、「すきま」的な仕事を中心に新たな職務を構成することも可能だろう。事業所が障害のある人を短期の試行雇用(3ヶ月)として受け入れる「障害者雇用機会創出事業」は、これらのことに対する効力を発揮して、事業主の障害者雇用の契機を積極的に推進することが期待されている。

第3に、本人のニーズや状況に応じた就業形態や勤務体制の多様化である。たとえば、①通勤が困難な身体障害の人に対する、在宅勤務やサテライト・オフィスへの通勤、②フルタイムの勤務では職業生活の継続が困難な知的障害や精神障害の人に対する、短時間勤務やフレックスタイム制の導入、③前述した、一人分の仕事や労働時間を複

数で共有化するグループ就労、などの一層の推進が必要だろう。

この他にも、特例子会社や重度障害者雇用企業のさらなる増加を期待したい。これらの企業は、障害のある人の特性を踏まえた、個別的な配慮をきめ細かく実施する雇用管理の体制や組織風土を構成しやすい。こうした企業を育成するには、たとえば、法定雇用率に組み込まれる特例子会社の利点を生かしつつ、これを複数企業の共同出資によって創業することも考えられよう。

## 5 福祉的就労の再編成

福祉的就労の場は、本来的には、雇用が困難な場合や雇用への準備段階として、個々人の障害特性に合わせた仕事を提供し、一定の生活を維持するための賃金を保障することを目的としている。だが、多くの授産施設や小規模作業所の現実は、作業遂行能力の面で著しく異なる利用者が同じ作業に従事せざるを得ない。そのため、個人のニーズや能力に対応したサービスの提供が困難になり、全体として生産性が低くなり、雇用の場に労働力を提供できないために、デイケア・サービスとしての機能に留まらざるを得ないことが多い。それだけに、基礎構造改革による措置制度から利用契約への転換が進められてゆく過程で、個々の授産施設が利用者のニーズに応えた特徴のあるサービスを「ウリ」にするような、機能的な分化が進むことを期待したい(松井、2000, pp. 625-630)。

たとえば、利用者のニーズに対応して、①生産性を向上して労働関係法規を適用する施設、②職業的な自立に向けた訓練機能としての施設、③デイ・サービス機能を中心とした地域での生活の場としての施設などのように、長期的な展望にたった再編整備をすることが望まれる。こうした過程では、生産性の向上を目指す施設には、その転換を促すために、企業からの受注の促進、官公庁からの優先受注、企業退職者や現役の派遣、などを制度的な対応として盛り込むことも考えられる。また、デイ・サービス機能を目指す施設では、生活面の支援に加えてクラブ活動などの余暇活動の支援をしたり、雇用継続が困難になった人の休

息の場としての機能の充実が望まれる。

こうした現行の授産施設や小規模作業所を再編して整備することは、福祉的就労の場における選択肢の拡がりを導くことになる。それは、前述の一般雇用における対応と併せて、障害のある人が働くことの意義を踏まえつつ、自己の能力、賃金、報酬、支援の在り方、地域生活の充実などの、さまざまな軸から自主的に選択できる場面を整えるうえでも必要だろう。

## 6 雇用と福祉的就労との相互移行

雇用と福祉的就労の場が複線的に準備されている、という障害のある人に固有の利点を享受するには、障害の特性や職務遂行能力の状況に応じて、この双方の場面を自由に移行できることが望ましい。つまり、双方向性をもった円滑な移行ができる体制とそのための支援が必要である（地域障害者雇用支援ネットワークに関する研究会、1999）。

福祉的就労から雇用の場への移行に挑戦する機会を提供するには、障害のある人が実際に雇用されている状況、職業生活を維持するための生活スタイル、そして雇用促進の各種制度を含むさまざまな進路情報などを、系統的に学習するための支援が必要である。特に、企業での職場実習や体験学習の機会が計画的に提供される体制があると、障害のある本人のみならず事業所にとっても、能力の確認、職場の配属、そして教育訓練の仕方などについて知る機会となり、その効用は著しいものがあろう。

他方で、雇用から福祉的就労に移行する人の多くは、職場での適応行動が困難になり、過剰なストレスや職務成績の低下などで退職を余儀なくされた結果であろう。こうした場合、適応向上のための再訓練をして雇用の場に再挑戦させたり、それが困難な場合には、保護的でストレスの少ない環境の中で自分の能力を十分に発揮できる場として、福祉的就労が重要な機能を果たすことになる。

こうした双方向性を持った円滑な移行を可能にする体制を整えることは、障害のある人の個別的で多様な働きかたへのニーズに応じて主体的に選択できるように多様なキャリアコースを準備すること

ことになる（障害者職業総合センター、2001）。それは、本人や保護者が、障害の特性を踏まえた固有の人生設計を働く場面への参入とそこからの引退過程の全体を見通しながら立てるうえでも重要となろう。特に、雇用後に離職を余儀なくされた時に再就職先や施設等の新たな行き場の確保ができない、という将来的な見通しに対する不安が強いと、雇用の場に参入しようとする動機付けそのものが減退してしまう。そうした不安を解消するうえでも、移行システムの充実は重要な課題なのである。

そのため、授産施設の入所者が事業所において授産活動を行い、終了後に公共職業安定所が、職業相談・個別求人開拓・職場定着の支援等を行うことで企業等への就職を促進する「施設外授産の活用による就職促進モデル事業」が平成14年度から実施される予定である。これは、賃金、労働時間、仕事の責任などの面で一般雇用と福祉的就労との「中間的な」処遇となる働く場を設けるものである。そこでは、職務遂行能力の向上とともに福祉的就労から雇用の場に移行したり、能力低下が著しくなった段階でそれまでに獲得した技能を生かして雇用から福祉的就労の場に移行するのを円滑に進める機能が期待される。

## 7 就業と生活の総合的支援と支援ネットワークの育成

これまで述べてきた、職業リハビリテーションの諸課題に対する施策を効果的に推進するには、教育・医療福祉・雇用に係わる関係機関や施設の連携による一体的で総合的な支援が不可欠だろう。特に、知的障害や精神障害の人が働くことをとした生涯にわたる「人生の質（QOL）」の向上を目指す場合、その職業生活と職場を離れた日常生活に対する一体的で継続的な支援の提供が重要になる。これは、就業面では、就職前の職業準備から職場実習をへて就職後の職場定着に向けた支援、さらには、離職時や離職後の支援までも含まれよう。また、生活面の支援では、日常生活の支援に留まらず、余暇を楽しんで豊かな社会生活を築いたり、将来設計や本人の自己決定を支援すること

なども含まれる。

就業と生活を一体的に支援する機関や施設を設けることは、さまざまな利点がある(松為, 1997, pp. 10-13)(松為, 1997, pp. 35-43)。例えば、本人や家族にとっては、就労への不安に対する相談や助言、本人への支援や調整、日常生活の維持、自立に向けた生活設計などに対する支援を受けることができる。また、障害のある人の雇用を進める事業所にとっては、雇用管理面や適応指導のノウハウの不足、授産施設や小規模作業所を活用した社員研修、本人や家族と企業の双方の調整機能を果たす専門家の支援、事業所の努力範囲を超えた状況に対する対応、職場外の生活や余暇への対処、雇用継続が困難になった場合の相談相手や移行する場の確保といった、事業所のさまざまな不安や負担に対する支援が期待できるからである。平成14年度から、地域での雇用、保健福祉、教育等の関係機関の連携の拠点と位置づけ、特に、就業と生活支援を身近な地域で一体的に支援を行うための「障害者就業・生活支援センター」はこうしたことに応える機関として設置されることとなった。

また、こうした個人特性に応じた必要な支援を効果的に提供するには、労働関係の機関や施設に限らず、教育や保健福祉関係の機関を含む地域の各種の社会資源が協力してことに当たることが強く求められる。そのためには、関係する支援機関が明確な役割分担の下に総合的に対応する支援ネットワークを構成することが重要となる。支援を行う専門家は、地域にある企業や事業所、商店会、商工会議所、事業主や経営者団体などのさまざまな資源を活用して職場を掘り起こすとともに、雇用を希望する障害のある人が気軽に相談し、地域内の事業所や職場の情報や求人情報を提供し、家族や教員や施設等の職員などと情報交換を行い、地域活動を通じた仲間づくりなどの役割を果たすことも期待されている。

支援ネットワークの育成については、すでに取り組みが始まられている(障害者就労支援システム検討会, 2000)。たとえば、幾つかの地方自治体では、労働行政による施策を基盤にしながらも

就労支援事業を制度化している。また、労働行政担当者、事業主、企業の社会貢献・人事担当者、企業コンサルタント、能力開発施設の指導者、特例子会社の責任者、労働組合関係者などが参集して雇用支援フォーラムや雇用セミナーを開催している。さらに、職業的自立援助事業を知的障害のある人の雇用促進と就労支援に関する啓発事業として位置づけ、就労支援セミナーなどを開催して実務者の養成や講座を開いているところもある。

#### IV 社会的支えの体制

障害者の雇用促進と福祉の連携は、言い換えると、「就労を含む暮らし」の成り立ちを支援することである。そのための諸課題とそれに対する施策のいくつかを職業リハビリテーション分野に限って述べてきたが、「就労を含む暮らし」は継続的な「社会的支え」をどのように構築するかに依存するだろう(松為, 1995, pp. 134-137)。

ここで言う「社会的支え」は、さまざまな人で構成される人的なネットワークの中で、お互いに交流する関係をいう。それは、「情緒的な側面、是認の側面、具体的援助などの要素を一つでも含む個人間の交流」と定義される(カーン & アントヌッチ, 1993, pp. 33-71)。この場合、「情緒的な交流」とは、相手に対して、好意、賞賛、敬意、愛情などの感情的な表現を示すことを、「是認の交流」は、相手の言葉や行動を肯定的に捉えていることを言葉や態度で表明することを、「具体的援助」面での交流とは、物やお金、あるいは情報や時間などの、具体的で直接的な援助を他の人に提供することをいう。その利点は、例えば、本人が自己を明確に意識し、自分の価値に気付いて肯定的な態度や行動を強化し、人生で生じるさまざまなストレスに対処でき、問題解決に有用な知識・技能・資源などの情報を獲得し、発達過程で退行した社会的技能を促進するための支援を受けるなど、さまざまである。

この「社会的支え」を構成するのは人的ネットワークの構造である(松為, 1995, pp. 134-137)。それを、障害のある人を中心に多重円で表すとす

れば、その最も外円に位置する成員は、役割に依存した状態を維持して役割関係の変化の影響を極端に受けやすい人だろう。本人との親密さの程度は狭く限定された関係（例えば、仕事上だけの相互作用）に限られる。中円に位置する成員は、時間の経過とともに役割に依存した状態から変化したもの、役割関係を越えることはないだろう。本人は外円の成員よりも親密であると感じ、役割に依存した範囲を越えた相互作用の機会や交流がある。だが、役割関係が喪失するとその関係は維持されない。そして、内円に位置する成員は、役割関係を越えて長期にわたって安定した関係にある。本人は、きわめて親密で重要な支えを提供してくれる成員として認識しており、地理的な近さや直接的に接触する頻度とは対応しないで、その成員に高い価値を置きながら長期の関係を維持している。

これらの多重円で構成される人的ネットワークの成員は、生涯を通じて、時間の経過とともに新たに加わったり抜け落ちたりする。また、同じ成員でも最初は役割関係だけで外円に留まっていたのが、やがては、その関係を越えて中円や内円にまで入り込むこともある。さらには、支援する内容も、生涯にわたる発達の過程とともに異なる。例えば、青年期は、社会的自立と仕事の世界に参入するための準備段階を支援する必要があるが、成人期には、職業生活を維持しつつ生活自立を達成するために、さまざまな関係者の継続的な援助が焦点となる。雇用と福祉分野の連携は、こうした「社会的支え」をもたらす人的ネットワークを地域の中で育成して維持することであると言え得る。

### おわりに

障害のある人の雇用促進の施策は、特に、知的障害や精神障害の人に焦点が移ってくるにつれて、福祉や教育施策との連携による総合的な支援体制をさらに必要とする時代になってきた。それに伴って、障害のある人に対する就労と生活の両面からの一体的な支援の重要性が高まり、それは同時に

に、雇用と福祉的就労の両面から働く場を開発し、かつ、双方の移行を円滑に進めることも不可欠となってきた。

こうした就労と生活の一体化支援の推進にあたっては、雇用と福祉分野のみならず教育関係機関や施設をも包括した、支援ネットワークを育成しなければならない。それは言い換えると、障害のある人に対する「社会的支え」を構築することでもある。支えられる本人が、自分を明確に意識し、自分の価値に気付いて肯定的な態度や行動を獲得し、人生で生じるさまざまなストレスに対処でき、問題解決に有用な知識・技能・資源などの情報を取得し、社会的技能を向上させる。そうした、エンパワーメントを促進させる人的ネットワークの構築こそが、職業リハビリテーションの近未来を拓くことだろう。

### 引用文献

- カーン, R. K. & アントヌッチ, T. C. (1993) 「生涯にわたる“コンボイ”」東洋・柏木恵子・高橋恵子(編集・監訳)『生涯発達の心理学 第2巻 気質・自己・パーソナリティ』, 33-71頁, 新曜社。
- 厚生労働省(2001)「平成14年度障害者雇用施策関係予算要求の主要事項」, 厚生労働省障害者雇用対策課。
- 厚生省(1999)「社会福祉基礎構造改革について」。
- 障害者職業総合センター(2001)「知的障害者の加齢に伴う雇用・職業上の課題と対策——障害者の加齢に伴う職業能力の変化と対策に関する総合研究委員会報告——」調査研究報告書No.43。
- 障害者就労支援システム検討会(2000)「地域における障害者の就労支援システムの構築に向けて(答申)」, 東京都福祉局。
- 地域障害者雇用支援ネットワークに関する研究会(1999)「地域障害者雇用支援ネットワーク研究会報告書」, 労働省職業安定局。
- 精神障害者の雇用の促進等に関する研究会(2001)「精神障害者に対する雇用支援施策の充実強化について」, 厚生労働省。
- 春名由一郎(2001)「WHO国際分類(ICIDH)の改訂」『精神障害とリハビリテーション』Vol.5 No.1, pp.63-68。
- 松為信雄(2001)「職業リハビリテーションの概念」松為信雄・菊池恵美子編『職業リハビリテーション入門』, 6-13頁, 共同医書出版。
- (2000)「多様な働く場の開発」『総合リハビリテーション』Vol.28 No.7, pp.625-630。
- (1998)「日本における障害者雇用の課題

- 雇用と福祉の連携のありかた——」『労働時報』Vol. 602, pp. 16-19。
- (1998)「知的障害者の企業内キャリア発達の諸問題」『職リハネットワーク』No. 39, pp. 4-8。
- (1997)「障害者の雇用政策」日本労働研究機構編『労働市場の制度と政策』, 318-328 頁, 日本労働研究機構。
- (1997)「キャリア発達と移行サービス」『発達の遅れと教育』No. 484, pp. 10-13。
- (1997)「精神障害の人のキャリア発達と社会的支え」『精神保健研究』Vol. 10, pp. 35-43。
- (1995)「発達段階に応じた社会的支えの構造」『第3回職業リハビリテーション研究大会論文集』, pp. 134-137。
- 松井信雄・望月葉子 (1994)「障害者のキャリア発達に関する諸問題」『障害者職業総合センター研究紀要』Vol. 3, pp. 133-144。
- 道脇正夫 (1997)「多様化したリハビリテーション訓練」『障害者の職業能力の開発』, 179-184 頁, 雇用問題研究会。
- 文部科学省 (2001)「21世紀の特殊教育の在り方にについて(最終報告)」。
- 労働省 (1998)「障害者雇用対策基本方針」。
- 労働省・日本障害者雇用促進協会 (1995)「重度障害者多数雇用事業所における障害者の雇用状況と雇用管理に関する調査Ⅰ」研究調査報告書 No. 4。
- 労働省・日本障害者雇用促進協会 (1996)「重度障害者多数雇用事業所における障害者の雇用状況と雇用管理に関する調査Ⅱ」研究調査報告書 No. 6。

(まつい・のぶお 障害者職業総合センター  
主任研究員)

## 障害者雇用政策とバリアフリー施策の連携 ——障害者の福祉と国民経済への影響——

金子能宏

### I はじめに

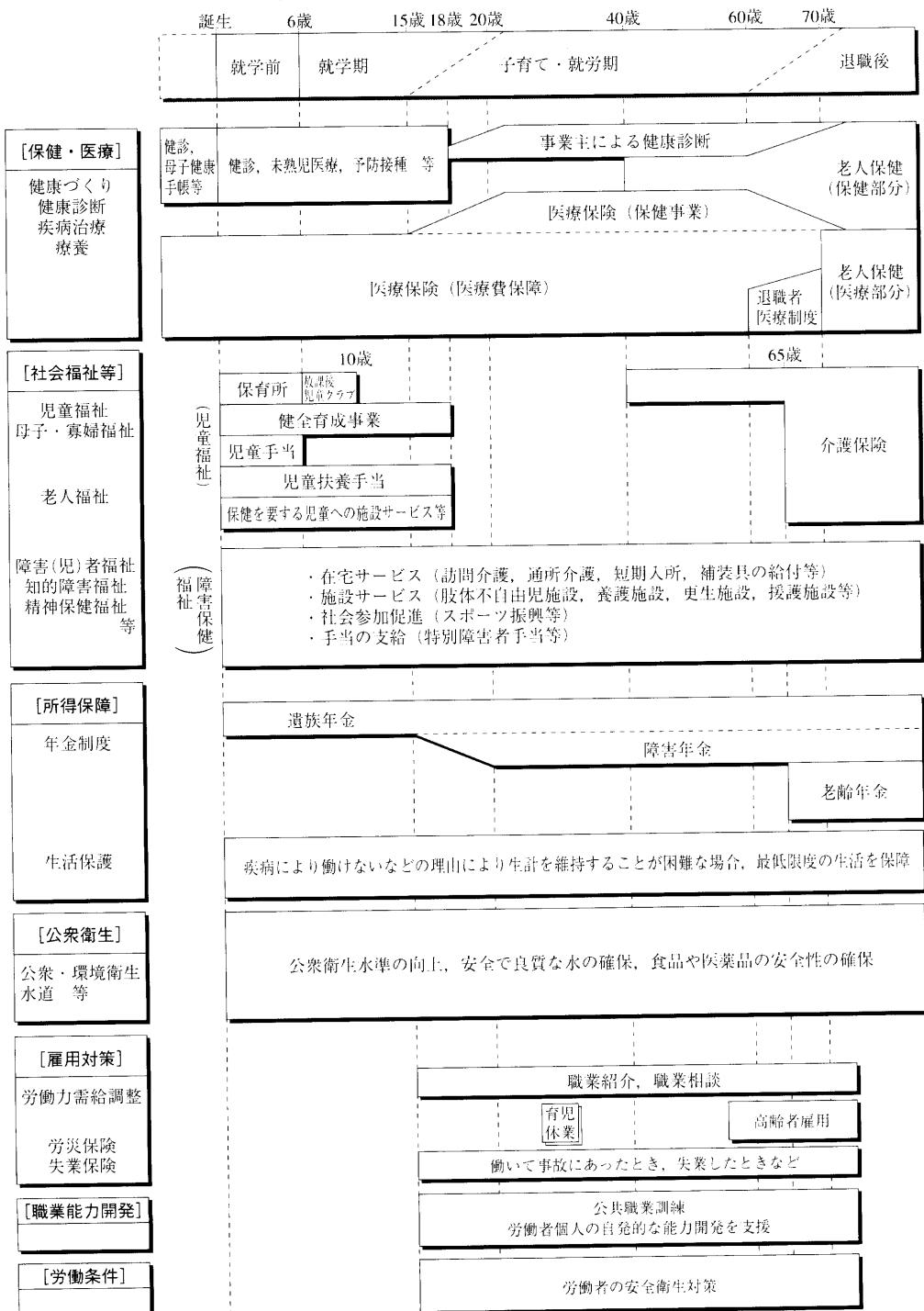
障害者の福祉と雇用の問題は、障害者にかかわる固有の問題として扱われがちだが、実は人々のライフステージともかかわる重要な問題である。『厚生労働白書 平成13年版』は、厚生労働行政が人々のライフステージとどのようにかかわりうるかを示しながら、社会保障の現状と課題を整理している。図1が示すように、子供の福祉サービスは、「母子保健法」に基づく妊娠婦・乳児・1歳6カ月児・3歳児の健康診査に始まり、子供の発達保障と家族の就業の必要性などに応じて、「児童福祉法」に基づく保育所サービスや障害児の施設入所と療育などが提供されていく。障害児の発達にとって教育とリハビリテーションは、人々が障害者への理解を深めることと同様に重要な社会参加のための要素である。障害児教育も障害児の福祉と関連する側面がある。障害児教育は通常の学級で行われる場合と特殊学級、盲学校、聾学校、養護学校で提供される場合とがあるが、障害児施設入所児童については、「児童福祉法」に基づいて施設長が「学校教育法」に規定する保護者に準じて就学させなければならないこととされている。

障害児が成長して就労する時期を迎えると、障害者雇用政策や障害年金などの所得保障政策が関係するようになる。障害者の障害の程度や希望が企業の求人と一致してしかも障害をもちながら働くことへの対応が企業自体で可能な場合には、一般雇用の対象として障害者雇用が実現する。また、

学校教育だけでは就職に困難を伴う場合でも、「障害者の雇用の促進等に関する法律」に基づいて提供される職業リハビリテーションなどによって障害者の就業が可能になる場合がある。同時に、この法律は、企業の事業主に対して従業員の一定割合だけ障害者が雇用されるようにする雇用率制度を設けて障害者雇用を促進するとともに、雇用率未達成事業主から納付金を徴収して、これを障害者雇用に活用することを定めている。具体的には、未達成企業からの納付金は、法定雇用率を超えて障害者を雇用している事業主へ雇用調整金(常用労働者300人以上の事業所)や報奨金(常用労働者300人未満の事業所)として支給され、新たに障害者を雇用する際には必要となる施設・設備の設置又は整備の費用やその雇用を安定させるための業務を行う者を置くのに必要な費用などの助成金として支給される。また、その納付金は雇用された障害者への賃金補助(特定求職者雇用開発助成金制度)としても利用されている。

こうした賃金補助の提供を受ける場合の障害者雇用や、一般雇用による就労が困難な場合であっても必要な訓練や職業の提供を行って社会復帰や自活を図る福祉工場や授産施設での障害者雇用は、保護雇用と呼ばれている。保護雇用の場合には、自活を図ることが目標とされる一方で、障害と健康上の問題から労働時間などが短くなり十分な生活費を得ることができないことが多い。この問題を社会保障制度の枠組みで解決するために、障害者本人の所得が一定限度を超えない範囲で障害年金が支給される。

確かに、こうした「障害者の雇用の促進等に関



出所) 『厚生労働白書 平成13年版』第3章, 図3-1-1, ようせい。

図1 ライフステージ別にみた厚生労働行政

する法律」が提供する障害者の就業機会の提供や障害年金は、障害児として育った人が就労する場合にかかわることと理解されがちである。しかし、1996年(平成8年)における在宅の身体障害者の障害原因を見ると(表1),事故が障害の原因となる割合は18.4%(54万人)であり、そのうち交通事故と労働災害を合わせた割合は11.3%(33万人)である。また、身体障害者の障害原因として疾病が占める割合は63.8%であるが、出生時の損傷ではないその他の疾患が原因となって障害を負う割合は43%に上っている。一方、1996年(平成8年)における在宅の身体障害児の障害原因に占める出生時の損傷ではないその他の疾患が障害の原因となる場合の割合は19.6%である。このように、身体障害児の障害原因に占めるその他の疾患の割合よりも、身体障害者の障害原因に占めるその他の疾患の割合が高いことは、健康で働いていた人でも、ある日突然何らかの疾患によって障害を負い、身体障害者となることが起こることを示している。

したがって、どのような人でも、交通事故、ス

表1 在宅の身体障害児・者の障害の原因別状況

|    |        | 身体障害者<br>(単位:千人, %) | 身体障害児<br>(単位:人, %) |
|----|--------|---------------------|--------------------|
| 総数 | 合 計    | 2,933 (100.0)       | 81,600 (100.0)     |
| 事故 | 小 計    | 541 (18.4)          | 3,600 (4.4)        |
|    | 交通事故   | 128 (4.4)           | 1,400 (1.7)        |
|    | 労働災害   | 201 (6.9)           | —                  |
|    | その他の事故 | 149 (5.1)           | 2,200 (2.7)        |
|    | 戦傷・戦災  | 63 (2.1)            | —                  |
| 疾病 | 小 計    | 1,871 (63.8)        | 49,500 (60.7)      |
|    | 感染症    | 57 (1.9)            | 2,200 (2.7)        |
|    | 中毒性疾患  | 9 (0.3)             | 700 (0.9)          |
|    | 出生時の損傷 | 132 (4.5)           | 20,800 (25.5)      |
|    | その他の疾患 | 1,261 (43.0)        | 16,000 (19.6)      |
|    | 加齢     | 101 (3.4)           | —                  |
|    | そ の 他  | 311 (10.6)          | 9,800 (12.0)       |
| 不明 |        | 299 (10.2)          | 24,700 (30.3)      |
| 不詳 |        | 223 (7.6)           | 3,900 (4.8)        |

出所) 厚生省「身体障害者実態調査」「身体障害児実態調査」(平成8年)。に基づく辻井誠人(2001)「障害者の実態とニーズ」表4-5。

ポートの際に起きた事故あるいは労働災害で障害を負った場合には、事故直後の治療と医学的リハビリテーション(理学療法、作業療法、言語療法など)を経た後に、職業リハビリテーションと一般雇用または保護雇用への障害者雇用サービスが提供されることになる。また、働き盛りに例えれば脳血管疾患を受けて障害を持つようになった場合や、働き盛りまで障害が現れなかつてもかかわらず、ある日障害の程度が急激に重度化した場合にも、治療と並行してあるいはその後に職業リハビリテーションを受けることにより、一般雇用を継続したり保護雇用の機会を確保することが可能になる。

しかし、こうした障害者雇用政策の枠組みの中で、障害者雇用にとって重要な問題であるにもかかわらずこれまであまり省みられなかった要素が、障害者雇用政策とバリアフリー施策との連携である。1994年(平成6年)にハートビル法が施行されて、障害者がアクセスしやすいビルの建設が奨励されるようになったが、適用されるビルには面積等の条件があり、どのビルもこの法律を満たすものとはなっていない。したがって、障害者が就業しようとしても、希望する企業がバリアフリーとなっていないビルにある場合には、「障害者の雇用の促進等に関する法律」の納付金制度を利用して施設の設置・整備をしない限り、通勤することが困難になる。また、平成12年度に交通バリアフリー法が施行されて、障害者の移動に対する国民の意識や公共交通機関の対応は着実に変化し始めているが、施設整備が十分には進んでいないことは否めないのが現実である。バリアフリー施策が建築物と交通手段の両面から進められているにもかかわらずそれが十分ではないという現状は、経済学的に見ると、障害者雇用の実現には無視できない移動コストがあることを意味する。この移動コストを障害者が負うと想定した場合には、移動コストは障害者の留保賃金を上昇させて障害者の労働市場参加率を低下させるように作用する。これに対して、移動コストを企業あるいは事業主が負担するとすれば、移動コストは人件費の増加要因となるので障害者に対する労働需要が減少し、

結果的に障害者の労働市場参加率が減少する。

見方を変えれば、このことは、バリアフリー施策が今後さらに充実していくならば、障害者の移動コストが低下して障害者の労働市場参加率が増加するとともに、企業や事業主の労働需要も増加して、障害者雇用が増加することが期待されることを意味している。このような障害者雇用の増加は、少子高齢化が進み将来の労働力人口の低下が予想される今日、わが国の労働力人口の動向にも影響を与え、ひいては国民経済にも影響を与えることが予想される。しかし、バリアフリー施策と障害者雇用政策とが連携して障害者雇用の増加が可能となったならば、それが国民経済にどのような影響を与えるかについては、これまで十分な計量経済学的分析が行われてこなかった。

したがって、本稿では、バリアフリー施策の展開と障害者雇用政策の連携が障害者雇用の多様化を可能にして障害者福祉に貢献することについて考察するとともに、この両者の連携が障害者雇用の拡大を通じて国民経済に及ぼす影響をマクロ計量経済モデルを用いて推計する。本稿の構成は次の通りである。まず、**II**で、バリアフリー施策の展開と障害者雇用の推移について概観する。またこの節では、障害者の障害の重度化に対応して多様化する障害者雇用の実態とバリアフリー施策との関係について、障害者の移動におけるバリアフリーを実現するために1980年代からボランティア団体などによって運営してきたハンディ・キャブの普及と共同作業所の普及との関連性に留意しながら考察する。次に**III**で、障害者雇用を生産要素として含む生産関数を特定化して、マクロ計量経済モデルの概要を説明する。本稿で用いるマクロ計量経済モデルの推定期間は、障害者雇用やバリアフリー施策に関連する統計データが入手できた1980年から国民経済計算に関連する統計データの確定値が入手できた1998年までである。**IV**では、このマクロ・モデルの推定結果を用いて、これまでのバリアフリー施策のトレンドが続いた場合（基準ケース）の実質国内総生産、民間消費支出額、障害者雇用者数などの推移をシミュレーション分析により求める（推計期間は1999年か

ら2025年）。そして、バリアフリー施策が今後採られなかつた場合と過去のトレンドよりも大きな伸びを示すバリアフリー施策が採られた場合それぞれの実質国内総生産などの推移を推計して、バリアフリー施策の効果について検討する。最後に、**V**でまとめと今後の課題を述べる。

## II バリアフリー施策の展開と障害者雇用の推移

### 1 バリアフリー施策の領域とその展開

バリアフリー施策の領域は、建築物や道路等でのバリアを取り除く設計を重点としたアクセス確保の領域と、障害者のみならず高齢者を含めて移動に困難を伴うことのある人々が自宅から目的地まで外出行動することを支えるモビリティ確保の領域があるとされる（秋山哲男（2000））。

障害者雇用政策の枠組みでは、アクセス確保は、障害者を雇い入れる企業（あるいは事業所）の施設改善とかかわり、これは「障害者の雇用の促進等に関する法律」の納付金制度を利用した施設の設置・整備として行われてきた経緯がある。これに加えて、1993年に「心身障害者基本法」が「障害者基本法」に改正された際、公共的施設を対象に、「障害者が円滑に利用できるように構造、設備の整備等について配慮する（22条の2）」こと、「障害者が円滑に情報を利用できるようにするため、情報を提供する施設の整備等が図られるよう必要な施策を講ずる（22条の3）」ことなど、国及び地方公共団体の責務が規定されたのみならず、事業主に対してもこれを努力義務とすることが規定された。このようなアクセス確保を実現するためには、これを可能にする建築設計の基準やガイドラインが必要となる。これらの基準やガイドラインは、1970年代に始まった福祉の町づくり運動や高齢社会に対応する住宅のあり方に關する理解と施策が進む中で、徐々に整備されてきた。まず、1974年（昭和49年）に東京都町田市が「町田市の建築物に関する福祉環境整備要綱」を策定したのを先駆けとして、1970年代後半以降、ハートビル法制定につながる様々な条例や要綱が地方自治体によって定められていった。

1982年(昭和57年)には、建設省が、公共性の高い建築物における身体障害者への配慮の手法を示した「身体障害者の利用に配慮した建築設計基準」を策定した。さらに、その後1980年代後半以降、こうした障害者のアクセス確保のための建築基準が自治体によって条例化されたのを受けて、「ハートビル法」が1994年(平成6年)6月に策定されて、不特定多数の利用が見込まれる建物のバリアフリー化が一層進められるようになった。

モビリティ確保の領域にかかわるバリアフリー施策は、1973年(昭和48年)の建設省通達「歩車道段差切り下げ・視覚障害者誘導用ブロック指針」から始まった(大谷・岡井(2001))。さらに、1985年(昭和60年)に視覚障害者誘導用ブロック指針が作成された。一方、公共交通機関としてもっとも輸送人員力が多いにもかかわらず、駅舎や駅周辺のアクセス確保が不十分であること、乗降車に伴う困難を取り除く方法が未整備であることから、障害者が鉄道やバスを利用することは多くの困難が伴った。この問題は、障害者雇用の促進にとって不可欠な通勤手段を公共交通手段において確保するために解決しなければならない重要な問題であった。この問題は、障害者のノーマリゼーションやインテグレーションの考え方が普及し、これに対応した障害者福祉施策の展開を受けて、次第に多くの人々に認識されるようになった。その結果、公共交通ターミナル関連施策の拡大、バスの低床化やノンステップ・バスの導入が進み、2000年には「交通バリアフリー法」と重点整備地区における移動円滑化のために必要な道路の構造に関する基準が定められた(表2を参照)。

こうした移動に困難を伴うすべての人々を対象にした一般的なバリアフリー施策に対して、障害者雇用のうち身体障害者雇用の通勤手段として重要な役割を果たしてきたのが自家用車による通勤と、ハンディ・キャブによる移送体制の拡充である。バンを含めた自家用車に付けることのできる車椅子用昇降機や手動旋回装置(フジコン)など障害者の自動車への乗り降りや運転操作を容易にする機器の開発と普及や福祉車両(ウェルキャブ

(トヨタ自動車), ハーティーラン(三菱自動車), ライフケアビークル(日産自動車), フランツシステム・テックマチックシステム(本田技研工業), JOY-VAN (Joy Project))の登場は、身体障害者の特殊免許の取得者数の増加につながり、ひいては障害者の一般雇用や福祉工場などにおける保護雇用の増加につながったと考えられる。

このような福祉対応の自動車開発が進む中で、車椅子用昇降機が取り付けられているバンや折り畳み式のスロープが内装されているミニ・バンをNPOであるボランティア団体が保管管理して、専属の職員またはボランティアの人々が障害者の自宅と目的地の間を障害者を乗せて移動する地域福祉活動が、ハンディ・キャブ運営と呼ばれながら1980年代以降、徐々に普及してきた。ハンディ・キャブ運営の特徴は、その対象は障害者に限らず、例えば要介護の高齢者が病院に通院する場合を含めて、公共交通機関では移動に困難を伴うすべての人々が車椅子やストレッチャーに乗ったまま自宅から目的地まで移動できることである。ただし、その運営がボランティア団体に依存していること及びこの団体のある地域またはその近隣に住む人々で移送ニーズを持つ人々の申し込みに基づいて運行が決定されるため、長距離の移動を恒常的に行うことや特定個人の毎日の通勤に使用することには困難を伴う場合がある。それにもかかわらずハンディ・キャブが普及した背景には、「交通バリアフリー法」が成立した今日においてもなお、鉄軌道駅やバスターミナルなどで障害者が垂直移動する時に困難を伴う場合が多いからである。実際、エレベーターの整備率(2000年3月時点)は、航空旅客ターミナルが100%であるのに対して、鉄軌道駅では48.1%, バスターミナルでは10.7%, 旅客船ターミナルでは46.2%である。(ただし、これらの整備率は、例えば鉄軌道では10ホームがある場合には一つでもあればあると見なして算定した値である)。

このような現実のもとで、障害の程度が重く電動車椅子あるいはストレッチャーでの日常動作を余儀なくされ水平移動のみならず垂直移動に困難を伴う場合でも、ハンディ・キャブを利用すると、

こうした公共交通機関の移動障壁を回避して移動ができるため、共同作業所や自立生活センターでの就労が可能となり、保護雇用の裾野が拡大することになる。また、ハンディ・キャブを利用すると、公共交通機関での移動に困難を伴う障害者でも、在宅就労を基本とし、会議など必要に応じて企業または事業所に通うことが必要になるサテライト・オフィス形式の一般雇用や保護雇用（日本アビリティーズ協会の在宅勤務など）を実現することができる。したがって、障害者の障害の重度化に応じて障害者雇用の多様化を受け入れながら共同作業所や自立生活センターなど地域の障害者福祉活動を包摂する広い意味での障害者雇用政策をバリアフリー施策と連携して展開することが望ましいとすれば、障害者の移動障壁を取り除いて就労機会の拡大に寄与するハンディ・キャブ運営に対しても、納付金制度の活用など障害者雇用促進政策の具体的な支援策が実施されてもよいのではないかと考えられる。

## 2 障害者雇用の推移とバリアフリー施策の影響

バリアフリー施策の展開は、企業や事業所がある建物に対する障害者のアクセス確保を実現すると同時に、障害者の障害が重度化するのにつれて多様化する障害者雇用の職場と自宅を結ぶモビリティーを拡大するという意味で、障害者雇用の拡大にとって欠くことのできない条件である。しかし、これまでバリアフリー施策が障害者雇用を拡大することに寄与してきたかどうかを実証分析することは、ほとんど行われてこなかった。その背景には、一般雇用と保護雇用などを合わせた障害者雇用の増加は障害者のインテグレーションや社会参加の実現を示す指標として扱われ、これに対する評価は障害者雇用や障害者福祉の理念に即してなされるべきであり、それ自体を経済的な実証分析の対象とすることが回避されてきた傾向があったからである。これは、建築基準の見直しから始まったバリアフリー施策を、それが障害者雇用や障害者の社会参加と結びつくことによって国民経済にポジティブな影響を及ぼすことを障害者自らが議会と連携して明らかにしながら押し進め

て、1990年に「障害をもつアメリカ人法」を成立させたアメリカの動きと対照的である（表2の国際比較の覧を参照）。

しかし、今日、どのような政策であっても、その費用と便益の関係がいかなるものであり、それがどのような役割を果たしているのかについて国民に情報提供を行う政策評価が求められている。もちろん、政策評価は、政策理念や法規範ともかかわる総合的な評価も必要であるが、同時に費用と便益の関係や国民経済への影響を明らかにする経済的評価も求められている。IIでは、このような問題意識に従って、障害者雇用にバリアフリー施策が実際に影響を及ぼしたかどうかを、回帰分析する。そして、次のIIIで、この推定結果を含むマクロ計量経済モデルを推定し、その結果を用いて障害者雇用政策とバリアフリー施策の連携が国民経済に及ぼす影響についてシミュレーション分析を行う。

表3は、近年の障害者雇用者数の推移を示している。1990年代半ばまでは障害者雇用者数は増加傾向が見られ、障害者雇用率も上昇する傾向が見られた。しかし、1990年代後半以降の経済成長率の低下、失業率の上昇という状況のもとで、障害者雇用者数はごくわずかしか増加しない厳しい状況に至っている。したがって、例えばハートビル法施行後、1994年以後の時期だけを取り上げて、ハートビルの普及（ハートビルの累積数）が企業や事業所への障害者のアクセスをより容易にして障害者雇用を増加させたかどうかを実証するには、労働市場における需要要因の影響をコントロールする必要があるが、障害の有無別にみた失業率や有効求人倍率は公表統計にはないので、こうした実証分析は本稿ではできなかった。

そこで、本稿では、障害者雇用者数が増加傾向を示していた時期とそれが止まった近年の景気後退期を含む1980年から1998年を推計期間として、バリアフリー施策と関連すると考えられる自動車（乗用車）保有台数とハートビル法導入のインパクトを示すダミー変数などを説明変数とし、障害者雇用者数を被説明変数とする回帰分析を行った。このような説明変数を選択した理由は次の通りで

表2 障害者の雇用政策・福祉政策とバリアフリー化のための施策の推移

|          | 障害者の雇用政策・福祉政策  | 建築・住宅 <sup>1)</sup>   | 道路・交通   |
|----------|--|---|---|
| 1970~74年 | 「心身障害対策基本法」制定 1970年<br>「リハビリテーション法(職業リハビリテーション法改正法)」制定(米)<br>1973年   | 「身体障害者福祉モデル都市設置事業」 <sup>2)</sup> 創設(厚生省) 1973年<br>「官庁営繕の身体障害者に対する暫定処置について」通知(建設省) 1973年<br>「建築物等に関する福祉環境整備要綱」制定(町田市) 1974年  | 「道路交通法」改正 1971年<br><br>「歩道段差切り下げ・視覚障害者誘導用ブロック指針」策定(建設省) 1973年   |
| 1975~79年 | 「障害者の権利に関する宣言」(国連)<br>1975年  | 「福祉のまちづくりのための建築物環境整備要項」制定(京都市) 1976年<br>「福祉のまちづくり指針」策定(東京都) 1976年<br>「市民の福祉を守る条例」制定(神戸市) 1977年  | 「道路交通法」改正 1978年   |
| 1980~84年 | 「国際障害者年」(国連) 1980年<br>「老人保健法」制定 1982年<br>「障害者対策に関する長期計画」策定(総理府) 1982年<br>「第3セクター方式による重度障害者雇用企業の育成」(労働省) 1983年<br>「国際・障害者の10年」開始(国連)<br>1983年   | 「公営住宅法」改正 1980年<br>「官庁営繕における身体障害者等の利用を考慮した設計指針」策定(建設省) 1981年<br>「身体障害者を考慮した建築設計標準」策定(建設省) 1982年<br>「高齢化時代の住宅設計指針」策定(大阪府) 1983年  | 「公共交通ターミナルにおける身体障害者用施設整備ガイドライン」策定(運輸省) 1983年<br>「点字ブロックの設置義務化」(国鉄) 1983年  |
| 1985~89年 | 「長寿社会対策大綱」策定 1986年<br><br>「高齢者保健福祉推進10ヵ年戦略(ゴールドプラン)」策定 1989年   | 「シルバーハウジングプロジェクト制度」創設(建設省) 1987年<br>「ケアハウス」供給開始(厚生省) 1989年  | 「視覚障害者誘導用ブロック設置指針」策定(建設省) 1985年   |
| 1990~94年 | 「障害をもつアメリカ人法(ADA)」<br>制定(米) 1990年<br><br>職域開発援助事業(労働省) 1992年<br><br>「障害者基本法(心身障害者対策基本法の改正)」制定 1993年<br>「障害者対策に関する新長期計画」策定(総理府) 1993年<br>「アジア太平洋障害者の10年」開始(ESCAP) 1993年<br><br>障害者雇用支援センターの設置(労働省) 1994年<br>「新ゴールドプラン」策定 1994年<br>「生活福祉空間づくり大綱」策定(建設省) 1994年<br>「エンゼルプラン」策定 1994年 | 「建築基準法施行条例」改正(神奈川県) 1990年<br>「シニア住宅供給推進事業」創設(建設省) 1990年<br>「福祉のまちづくりモデル事業」創設(東京都) 1990年<br>「公共住宅のバリアフリー化」開始(建設省) 1991年<br>「福祉の街づくりモデル事業」 <sup>3)</sup> 創設(建設省) 1991年<br>「建築設計基準」改正(建設省) 1991年<br>「地域福祉推進特別対策事業」創設(自治省) 1991年<br>「建築基準法施行条例」改正(大阪府) 1992年<br>「福祉のまちづくり条例」制定(兵庫県及び大阪府) 1992年<br>「人に優しい建築物整備促進事業」創設(建設省) 1994年<br>「ハートビル法」制定 1994年<br>「学校施設等における高齢者・障害者等の円滑に利用できる建築物の建築の促進について」策定(文部省) 1994年 | 「心身障害者・高齢者のための公共交通機関の車」<br>「鉄道駅におけるエレベーターの整備指針」改定(運輸省) 1991年<br><br>「鉄道駅におけるエレベーターの整備指針」改定(運輸省) 1993年<br>「道路構造令」改定(建設省) 1993年<br>「公共交通ターミナルにおける高齢者・障害者等のための施設整備ガイドライン」策定(運輸省) 1994年<br>「みんなが使いやすい空港旅客施設新整備指針(計画ガイドライン)」策定(運輸省) 1994年<br>「公共交通施設改良事業」創設(自治省) 1994年 |

表2 つづき

|          | 障害者の雇用政策・福祉政策   | 建築・住宅 <sup>1)</sup>  | 道路・交通  |
|----------|---|--|--|
| 1995~99年 | 「障害者プラン」策定 1995年<br>「高齢社会対策基本法」制定 1995年<br>「生活福祉空間ガイドライン」策定(建設省) 1996年<br>「高齢社会対策大綱」策定 1996年<br>「歩いて暮らせる街づくり」策定 1999年 | 「長寿社会対応住宅設計指針」策定(建設省) 1995年<br>「公営住宅法」改正 1996年<br>「住宅金融公庫融資制度」改正 1996年<br>「建築設計基準」改正 1997年<br>「建築基準法」改正 1998年<br>「住宅の品質確保の促進等に関する法律」制定 1999年 | 「鉄道駅におけるエレベータ及びエスカレーターの整備指針」策定(運輸省) 1999年 <sup>2)</sup><br>「歩道における段差及び勾配に関する基準」策定(建設省) 1999年 |
| 2000年以後  | 障害保健福祉施策の見直し(「社会福祉の増進のための社会福祉事業法等の一部を改正する等の法律案」国会提出) 2000年  |  | 「交通バリアフリー法」制定 2000年  |

注1) 大谷・岡井(2001)の表1-2を参考に、障害者の雇用政策・福祉政策の欄を加えて、筆者作成。

- 注2) 1. 建築・住宅、及び道路・交通の両方に関係するものは、便宜的に建築・住宅の中に含めた。  
 2. その後、「障害者福祉都市」推進事業 1979、「障害者の住みよいまち」づくり推進事業 1986、「住みよい福祉のまちづくり」事業 1990、「障害者や高齢者にやさしいまちづくり推進事業」1994に改変。  
 3. その後、「人にやさしいまちづくり事業」に拡充 1994。  
 4. 1991指針と 1993指針が統合された。

表3 労働市場の動向と障害者雇用者数の推移

(単位:万人)

| 年    | 総人口   | 労働者人口 | 就業者総数 | 雇用者  | 高年齢雇用者 | 障害者雇用者 | 障害者雇用率 | 完全失業者 | 完全失業率(%) |
|------|-------|-------|-------|------|--------|--------|--------|-------|----------|
| 1985 | 12078 | 5963  | 5807  | 4313 | 534    | 16.8   | 1.26   | 156   | 2.6      |
| 1986 | 12143 | 6020  | 5853  | 4379 | 551    | 17.0   | 1.26   | 167   | 2.8      |
| 1987 | 12211 | 6084  | 5911  | 4428 | 570    | 17.1   | 1.25   | 173   | 2.8      |
| 1988 | 12263 | 6166  | 6011  | 4538 | 603    | 18.7   | 1.31   | 155   | 2.5      |
| 1989 | 12313 | 6270  | 6128  | 4679 | 649    | 19.5   | 1.32   | 142   | 2.3      |
| 1990 | 12354 | 6384  | 6249  | 4835 | 697    | 20.3   | 1.32   | 134   | 2.1      |
| 1991 | 12398 | 6505  | 6369  | 5002 | 760    | 21.4   | 1.32   | 136   | 2.1      |
| 1992 | 12431 | 6578  | 6436  | 5119 | 807    | 22.9   | 1.36   | 142   | 2.2      |
| 1993 | 12466 | 6615  | 6450  | 5202 | 844    | 24.0   | 1.41   | 166   | 2.5      |
| 1994 | 12492 | 6645  | 6453  | 5236 | 849    | 24.5   | 1.44   | 192   | 2.9      |
| 1995 | 12520 | 6666  | 6457  | 5263 | 870    | 24.7   | 1.45   | 210   | 3.2      |
| 1996 | 12544 | 6711  | 6486  | 5322 | 897    | 24.8   | 1.47   | 225   | 3.4      |
| 1997 | 12604 | 6787  | 6557  | 5391 | 941    | 24.9   | 1.48   | 230   | 3.4      |
| 1998 | 12639 | 6793  | 6514  | 5368 | 949    | 25.1   | 1.48   | 279   | 4.1      |
| 1999 | 12664 | 6779  | 6462  | 5331 | 966    | 25.4   | 1.49   | 317   | 4.7      |

出所) 『平成12年労働白書』、『平成12年障害者白書』、『平成12年労働力調査年報』より作成。

ある。

障害者雇用者数については、身体障害者の特殊免許の取得者数が増加し(『障害者白書』参照)、この人たちが自家用車を保有して通勤することにより障害者雇用者数が増加すると考えられるので、自動車(乗用車)保有台数を説明変数に含めた。

ここで、乗用車保有台数を用いたのは、身体障害者の自家用車保有台数は近年のみで、モデルの推計期間の時系列データが得られなかつたためである。障害者の通勤には公共交通機関のバリアフリー化が不可欠であるが、その要素として低床及び広ドアバス台数やJR駅のエレベーター設置台数

などが考えられる。これらを含めた推定をした結果、後者は有意ではないが符号が予想に反した結果となつたのでこれを除いて、方程式を特定化することにした。また、建物のバリアフリー化が進むことにより、交通機関を使って移動した後の職場へのアクセスが容易になり、職場環境も働きやすくなるので、障害者の就業機会が拡大されることが予想される。これを考慮して、ハートビル法施行後を1、それ以前を0と置くハートビル・ダミーを説明変数に加えた。このような障害者雇用者数関数の2段階最小2乗法による推定結果は次の通りである。

$$\begin{aligned} \text{SHOGAI} = & 66.505 + 0.463 * \text{SHOGAI18} \\ & (-1.068) \quad (1.071) \\ & - 0.117 * 10^{-5} * \text{CAR} + 12586 * 10^{-3} * \\ & (-2.575) \quad (0.320) \\ & \text{BUS} + 3.328 * \text{HDUMMY} \\ & (0.987) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.888, D.W. = 1.671 \quad (1)$$

ここで、SHOGAI：障害者雇用者数、SHOGAI18：18歳以上障害者数、CAR：自動車保有台数、BUS：低床及び広ドアバス台数（「バス車両等の改善状況の推移」運輸省運輸政策局消費行政課監修（1997年）による）、HDUMMY：ハートビル・ダミーである。この推定結果で自動車保有台数の計数がマイナスになっているのは、1990年代後半になり経済成長がマイナス成長になり失業率も上昇する中で障害者雇用者数の伸びが小さくなつたのに対して、自動車保有台数は増加を続けたためであると考えられる。これに対して、ハートビル・ダミーと低床及び広ドアバス台数は、有意ではないがプラスであった。このような結果は、企業や事業所が置かれる建物をハートビルにして障害者のアクセスを確保することや、低床及び広ドアバスの導入と普及による公共交通機関における障害者のモビリティの確保は、障害者雇用を促進することに寄与することを示唆している。ただし、障害者雇用者数には、共同作業所での福祉的就労や自立生活センターなどにおける障害者の業務活動が含まれていない。そのため、ハンディ・キャブの普及がこうした障害者の広い

意味での就労を含む障害者就業者数に及ぼす影響は、このような回帰分析ができなかつた。この点と回帰分析の計数の有意性を改善することは今後の課題として残されているが、本稿では、バリアフリー施策と障害者雇用者数とのポジティブな関連性を示唆する（1）の推定式を用いて、以下に示すマクロ計量経済モデルの推定とシミュレーション分析を行つた。

### III バリアフリー施策がマクロ経済に及ぼす影響

#### 1 マクロ経済モデルの構成

国民経済の動向を示す国内総生産は、外国部門との関係で決まる為替レートを所与とすると、物価水準や利子率などと同時に総需要と総供給が一致するように決定される。総需要の項目には、民間最終消費支出、民間設備投資、民間住宅投資、政府資本形成などがあり、総供給は、労働と資本を生産要素とする生産関数によって与えられる。従つて、バリアフリー施策が国民経済に及ぼす影響をマクロ経済モデルを用いて実証的に考察する場合には、需要面と供給面それぞれにバリアフリー施策が及ぼす影響を考慮しなければならない。IIで述べたように、本稿では、バリアフリー施策が総需要の構成要素である民間最終消費支出に及ぼす影響をマクロ経済モデルに組み込むために、高齢者の国内観光のペ人数を、バリアフリー施策に関連する説明変数で回帰分析し、その推定値を消費関数の説明変数として用いることにした。

これに対して、バリアフリー施策が供給面に及ぼす影響は、生産要素である労働力、具体的には障害者雇用に対する影響として、マクロ経済モデルに組み入れる。

本稿で用いるマクロ経済モデルは、国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクト「社会保障の社会経済への効果分析モデル開発事業」（平成10年度～平成12年度）の中間成果として平成11年度につくられたプロトタイプ・マクロ・モデルを、バリアフリー施策がマクロ経済に及ぼす影響を分析しやすいように改良したモデルである。このプロトタイプ・モデルは、平成12

年度の上記プロジェクト研究を経て二つのモデルに拡張された。一つは、経済構造改革等による技術進歩が社会保障財政や経済成長率の動向に及ぼす影響を検討するマクロ・モデルであり、その結果は加藤久和(2001)「マクロ経済の展望と社会保障財政及び厚生年金の世代間収支」として発表された。もう一つは、年金財政のみならず医療財政ともリンクしたマクロ・モデルであり、その結果は「マクロ・モデル分析の概要と年金・医療財政の分析」として発表された。本稿のモデルもこれらのモデルも、マクロ経済・労働、財政及び社会保障の三つのブロックから構成されているが、本稿のモデルは、高齢者の国内観光のペ人数関数の推定値や障害者雇用を含めてもシミュレーション分析が行えるように、社会保障ブロックを簡略化した。モデルに含まれる方程式の数は167本であり、為替レートなど外国部門を外挿する小国を仮定した中規模の計量モデルである。

マクロ・モデルの構造は、総需要が消費関数、設備投資関数、住宅投資関数、政府総固定資本形成などにより決まる一方、総供給は、障害者雇用者数、障害者を除く総労働力人口、資本ストックを生産要素とする生産関数によって与えられるものである。その定式化は、次のようなコブ＝ダグラス型生産関数である。

$$Y = A^t K^\alpha L^\beta L_h^{(1-\alpha-\beta)} \quad (2)$$

ここで、 $Y$ は国内総生産、 $K$ は民間資本ストック、 $L$ は障害者雇用者数を除く就業者数、 $L_h$ は労働力人口が、障害者以外の労働者数として生産関数の説明変数として用いられている。 $\lambda$ は技術進歩率を示す値であり、 $t$ はタイムトレンドを意味している。資本ストックについては製造業計の稼働率を乗じ、また就業者数については総実労働時間指数を乗じて景気変動の影響を考慮した。

国内総生産は、総需要と総供給が一致するようになるが、同時に総投資と総貯蓄が一致するようになり利子率が決まり、名目賃金率の推移を所与として労働市場が需給均衡するように物価上昇率、失業率が同時に決定される。労働市場については、景気後退期には女性の求職活動が減り専業主婦になる行動が失業率に影響を及ぼす現実を反映させ

るために、男女別・年齢階級別の労働力率の推定を含む詳細な記述を行っている。そして、生産要素としての全就業者数は、こうして求めた男女別・年齢階級別労働力人口を足し合わせ、これから失業者数を引くことによって求めた。障害者雇用者数は、年齢階級別の時系列データが入手できなかったため、このような分解は行っていない。その意味では、失業率関数の推定において、女性労働の特殊事情は反映されているが、同様に景気後退期にまず最初に求職が減る傾向にある障害者雇用の特殊性までを反映させることはできていな(今後の課題としたい)。このようなマクロ・モデルの推定期間は、1980年から1998年であり、推定方法は、操作変数法として2段階最小2乗法を用いた。推定結果は国土交通政策研究所(2001)の付録2「マクロ経済モデル 方程式一覧」にまとめられている。

## 2 バリアフリー施策に関連する方程式の推定結果

バリアフリー施策が国民経済に及ぼす影響を見るためには、バリアフリー施策を示す統計指標を含み、かつこれらが総需要の項目となる民間消費支出や総供給を与える生産関数に影響を及ぼすマクロ経済モデルを推定しなければならない。本稿で取り上げたバリアフリー施策の指標は、マクロ計量経済モデルの推定期間(1980年～1998年)の時系列データが取れるものに限定されている。ハートビル法の条件を満たす建築物の数などは、ハートビル法制定後に実数を用い、それ以前は0とした。まず、バリアフリー施策が総需要に及ぼす影響の一つとして、高齢者(65歳以上)の観光支出が民間消費支出に及ぼす効果に注目した。すなわち、消費関数にこの効果を反映させると同時にmalticolinearityの問題に配慮した説明変数を含めて推定をするために、高齢者の国内観光者のペ人数(KANKO)を被説明変数として、説明変数にバリアフリー施策に関連するものを含めた高齢者国内観光者のペ人数関数を推定した。

$$\text{KANKO} = -68.244 + 0.431 * 10^{-4} * \text{CAR} \\ (-0.246) \quad (1.537)$$

$$+212212^*AIRRAIL$$

(0.517)

$$+0.429^*HABIL$$

(1.694)

$$R^2=0.935, D.W.=2.091 \quad (3)$$

ここで、高齢者の国内観光者のべ人数(KANKO)は国内観光のべ人数に高齢化率をかけて算出した。そして、バリアフリー施策の指標となる変数は、AIRRAIL：バリアフリー施設の整った空港を利用する国内航空利用者数の鉄道利用者数に対する比率(旅客輸送者数に占める飛行機の割合/鉄道の割合), HABIL：ハートビル法認定建築物数である。また、CAR：自動車保有台数は、高齢者の自家用車による外出の頻度の高さを反映する説明変数である。

推定結果は、ハートビル法認定建築物数はプラスで有意(10%水準)であるのに対して、国内航空利用者の鉄道利用者に対する割合はプラスであるが有意ではない。ハートビル法施行以前から、ホテルなどは、不特定多数の人々の利用する建築物を障害のある人等が利用しやすくするために、昇降装置の設置、廊下の幅員等の確保、各種設備の充実等を図るために日本開発銀行などの補助金が利用できる「人にやさしい建築物(ハートフルビルディング)整備事業」(平成4年度から必要がある)に応じて、バリアフリー化に努めてきた。そのため、推定期間を1980年～1998年とする推定でも、これを引き継ぐバリアフリー認定建築物数が高齢者の国内のべ観光者数を増加させる結果となったと考えられる。

障害者についても、高齢者の観光のように、バリアフリー施策は消費を増加させる可能性があるが、障害者の全人口に占める割合は高齢化率に比べて小さいことから障害者の消費に関する独立した関数を推定することは行わなかった。ただし、このような可能性を考慮して、消費関数の説明変数として、先に推定した65歳以上高齢者の国内観光者(推定値)に加えて、障害者・高齢者1人当たりのJR駅に設置されたエレベーターの数を含めた。消費関数の推定結果は次の通りである。

$$CPN=3468.1+0.653^*YDP$$

(0.539) (9.420)

$$+172.432^*PENPER+0.328^*KANKO$$

(0.742) (0.215)

$$+286.361^*PLAND+363897^*ELEOS$$

(9.349) (3.619)

$$R^2=0.999, D.W.=3.127 \quad (4)$$

ここで、CPN：民間最終消費支出、PENPER：年金給付総額/公的年金受給者数×1000/12、KANKO：65歳以上高齢者の国内観光旅行者数、PLAND：地価、ELEOS：障害者・高齢者1人当たりのJR駅に設置されたエレベーター数である。

推定結果から、高齢者の国内観光者数はプラスであるが有意ではないのに対して、障害者・高齢者1人当たりJR駅設置エレベーター数はプラスであり有意(5%水準)である。この結果は、交通バリアフリー法に基づいて、私鉄に比べて設置割合が低いJRの駅にエレベーターが今後設置されていくことにより、高齢者のみならず障害者の外出行動が増えて、これに伴う消費増加を通じて、民間最終消費支出を増加させることができることを示唆している。なお、高齢者の国内観光者数の影響は民間最終消費支出に対してプラスの効果を持っているので、ハートビル認定建築物数が現状で推移する場合を基準ケースとし、伸び率ゼロとなる場合と伸び率が現状よりも大きくなる場合を比較するシミュレーション分析において、この推定結果を利用することとした。

次に、(1)式の障害者雇用者数関数によって推定された障害者雇用者数を説明変数に含むマクロ計量経済モデルの生産関数の推定結果は、次の通りである。

$$\log(GDPR) = -0.482 + 0.00391*T$$

(-2.135) (0.437) (4.058)

$$+0.589^*NELHR$$

(0.621)

$$+0.00894^*SHHR$$

$$+(1-0.589-0.00894) KR$$

$$R^2=0.990, D.W.=0.941 \quad (5)$$

ここで、GDPR：実質国内総生産、NELHR：

雇用者数×労働時間, SHHR: 障害者雇用者数×労働時間, KR: 名目民間資本ストックである。この推定結果は、障害者雇用者数が労働力に占める割合が小さいことを反映して、障害者雇用者に対する分配率が一般の労働者に比べてかなり小さいことを示している。しかし、障害者雇用者数の係数はプラスであることは(有意でない点は留意する必要がある)、バリアフリー施策が拡大して障害者雇用者数が増加すれば、総供給が増えて国内総生産も増加することが期待されることを示している。

### 3 バリアフリー施策が国民経済に及ぼす影響——シミュレーション分析——

バリアフリー施策が国民経済に及ぼす影響を見るために、本稿では、まず、ハートビル認定建築物数、高齢者・障害者1人当たりJRの駅に設置されたエレベーター数、低床及び広ドアバス台数、バリアフリー施設の整った空港を利用する国内航空利用者数の鉄道利用者数に対する比率、それぞれの過去のトレンド(年間当たり増加率)が、推計期間1999年から2025年まで続いたと仮定した場合を基準ケースとして、民間最終消費支出、国内観光者数(のべ人数)、総貯蓄、障害者雇用者数、実質国内総生産などの推計値を求めた。次に、これと比較するために、バリアフリー施策が今後滞り、過去のトレンド(年間当たり増加率)が0になった場合(非拡大ケース)、及び過去のトレンドを上回ってバリアフリー施策が拡大する場合(促進ケース)について、同様の数値計算を行った。これらの場合それぞれのバリアフリー関連変数の伸び率は、表4の通りである。ただし、過去

のトレンドを推計期間25年間にわたり維持すると割合が100%を越えるなど不都合が生じる場合には期間を分けて調整した。

図2は、民間最終消費支出のシミュレーション結果である。バリアフリー施策が現状のままで推移する非拡大ケース(LOW)の経路が一番下側にあり、これまでのトレンドで伸びる基準ケース(BASE)の経路が中央に位置し、さらに拡大す

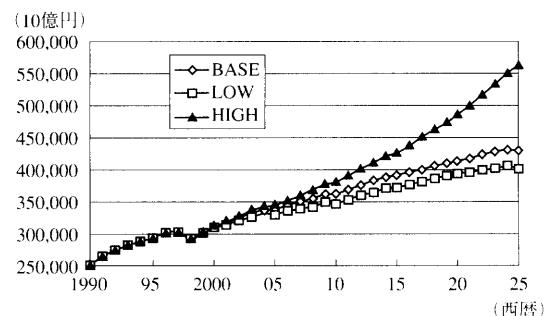


図2 バリアフリー施策が民間最終消費支出に及ぼす影響の推移(1999年～2025年)

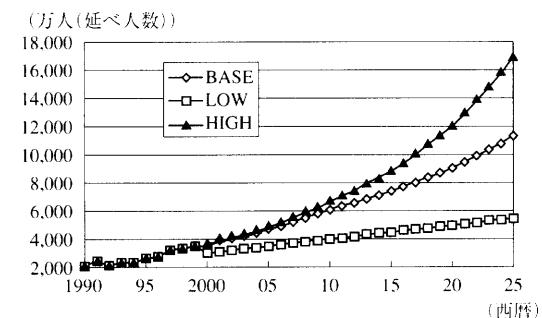


図3 バリアフリー施策が高齢者の国内観光者数に及ぼす影響の推移(1999年～2025年)

表4 バリアフリー施策の影響に関するシミュレーション分析の想定(年間成長率)

|         | 基準ケース             |                   | 非拡大ケース            |                   | 促進ケース             |  |
|---------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--|
|         | 推計期間<br>1999～2010 | 推計期間<br>2011～2025 | 推計期間<br>1999～2025 | 推計期間<br>1999～2010 | 推計期間<br>2011～2025 |  |
| HABIL   | 12%               | 7%                | 0%                | 15%               | 10%               |  |
| ELEOS   | 4%                | 4%                | 0%                | 10%               | 10%               |  |
| BUS     | 5%                | 5%                | 0%                | 10%               | 10%               |  |
| AIRRAIL | 7%                | 4%                | 0%                | 7%                | 4%                |  |

注) 記号は方程式体系と同じ。

る促進ケース (HIGH) の経路が一番上側にある。このようにバリアフリー施策が消費拡大効果を持つ一つの理由は、図 3 が示すように、バリアフリー施策が高齢者の国内観光者数 (のべ人数) を増加させるからである。この図においても、促進ケース (HIGH), 基準ケース (BASE), 非拡大ケース (LOW) 各々の経路の順番は図 2 と同じである。バリアフリー施策が消費拡大効果を持つ別のもう一つの理由は、消費関数に含まれた障害者・高齢者 1 人当たりの JR 駅設置エレベーター数が民間最終消費支出に対してプラスの効果を持っているからである。

しかし、民間最終消費支出の増加は、国民経済の総需要を押し上げる好ましい影響を持つ反面、総貯蓄を減少させて資本ストックの蓄積を抑制し、生産関数の資本ストック変数の減少を通じて総供給を低下させる要因になる。もしこのような総供給の低下が、経済の何らかの調整により相殺されない限り、せっかくの消費拡大効果も総需要と総供給が一致するように決まる国内総生産の増加にはつながらないことになる。この問題を見るために、まずそれぞれのケースについて総貯蓄残高の経路を比較すると、図 4 のように、促進ケース (HIGH) の場合の総貯蓄残高の経路が最も低くなり、基準ケース (BASE) の経路が中央に位置し、非拡大ケース (LOW) の経路が一番上に位置する結果となった。これは、バリアフリー施策の拡大により国民経済の総貯蓄残高が減少する可能性があり、それが貯蓄投資恒等式を通じて資本ストックの減少を招いて総供給を低下させる可能性

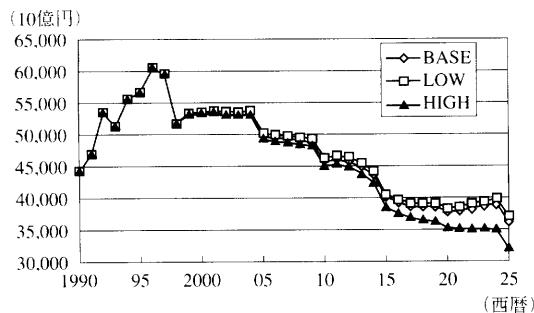


図 4 総貯蓄残高の推移 (1999 年～2025 年)

があることを示している。なお、総貯蓄残高がすべてのケースで 2005 年以降次第に減少しているのは、高齢化が進み高齢者が増えるに従ってライフサイクル消費仮説に従って彼らの貯蓄の取り崩しが始まるのに対して、少子化の影響で若年者人口が減少してこの貯蓄の取り崩しを補うだけ多くの貯蓄が生じなくなるためである。このような総貯蓄残高の減少傾向は、麻生 (1999), 宮里・金子 (2001) など世代重複少モデルによるシミュレーション分析が示す少子高齢社会の消費・貯蓄経路とも一致する結果である。

これに対して、生産関数の生産要素である障害者雇用者数がバリアフリー施策によって増加すれば、資本ストックの減少を通じた総供給の減少を相殺することができる。この可能性を見るために各ケースの障害者雇用者数の推移を比較したものが、図 5 である。この図では、基準ケース (BASE) の経路の上側に促進ケース (HIGH) の経路があり、バリアフリー施策の拡大は障害者雇用者数をより増加させて、国民経済の総供給を増加させる役割を果たすことが期待される結果となった。

以上のようなバリアフリー施策がもたらす消費拡大効果を通じた総貯蓄・資本ストックの変化と障害者雇用者数の増加要因とが合わさって、総供給 (国内総生産) がどのように推移するかを見たものが、図 6 である。この図から、基準ケース (BASE) と促進ケース (HIGH) の乖離がほとん

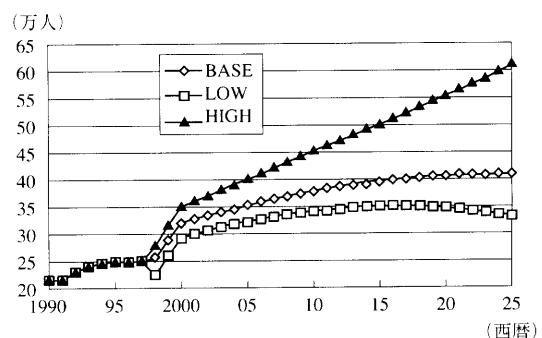


図 5 バリアフリー施策が障害者雇用者数に及ぼす影響の推移 (1999 年～2025 年)

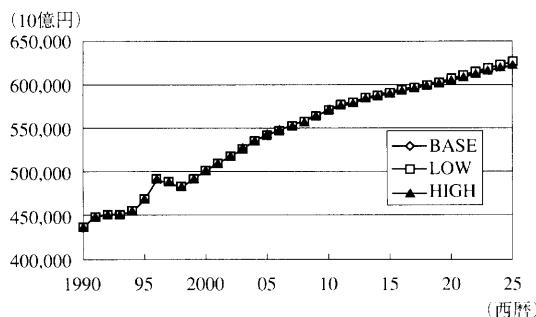


図6 バリアフリー施策が実質国内総生産に及ぼす影響の推移(1999年～2025年)

どなく、現在のマイナス成長の影響が小さくなり過去の成長率が次第に回復してくる推計期間の後半では、ほぼ同じ経済成長率が持続することが見て取れる。このことは、バリアフリー施策の消費拡大効果が大きいにもかかわらず、これによって生じる資本ストック減少の影響が、バリアフリー施策の拡大による障害者雇用者数の増加を通じた生産能力の増加によって相殺されて、国民経済はある一定率で成長していく可能性があることを示唆している。

#### IV まとめと今後の課題

本稿では、バリアフリー施策のマクロ経済的な影響を総需要と総供給それぞれの影響に分けて分析することにより、バリアフリー施策の経済効果を計ることのできる一つのマクロ経済モデルを推定し(推定期間は1980年から1998年)，これに基づいて障害者雇用政策とバリアフリー施策の連携が国民経済に及ぼす影響について分析を行った。本稿では、総需要に及ぼす影響としてバリアフリー施策がなければ外出などに困難を伴う高齢者と障害者の消費行動に注目して、マクロ経済モデルにおける消費関数の特定化を行った。具体的には、バリアフリー施策によって高齢者の旅行など外出行動が増え消費支出も増加する可能性を考慮してバリアフリー施策を説明変数に含む高齢者国内観光者数関数を推定し、この推定値を消費関数の説明変数に含めて、マクロ計量経済モデルの推定を行った。

行なった。バリアフリー施策が総供給に及ぼす影響については、障害者雇用政策とバリアフリー施策の連携が障害者の職場へのアクセスを容易にしモビリティを高めることを通じてもたらされる雇用拡大効果に注目した。具体的には、生産関数を、資本ストック、障害者雇用者以外の就業者数(マン・アワー)、障害者雇用者数(マン・アワー)を変数とするコブ・ダグラス型生産関数に特定化してモデルの推定を行った。

このようなマクロ計量経済モデルの推定結果を用いて、これまでのバリアフリー施策のトレンドが続いた場合を基準ケース、バリアフリー施策が現在の水準に留まった場合を非拡大ケース、過去のトレンドよりも大きな伸びを示すバリアフリー施策が採られた場合を促進ケースとして分けた上で、バリアフリー施策が高齢者の国内観光者数、民間消費支出額、総貯蓄額、障害者雇用者数、実質国内総生産に及ぼす影響についてシミュレーション分析を行った(推計期間は1999年から2025年)。その結果、次の点が明らかになった。

(1) バリアフリー施策は、移動に困難を伴う高齢者の外出を容易にするため、高齢者の観光支出とこれに伴う消費活動を喚起して総需要を増加させる要因になる。また、消費関数の推計結果によれば、この要因に加えて、高齢者・障害者1人当たりJR駅設置エレベーター数も総需要を増加させる要因となる可能性がある。

(2) バリアフリー施策は、(1)のように民間最終消費支出(消費関数の値)を増加させるが、これはマクロ経済における総貯蓄残高の減少につながり、生産要素としての資本ストックを減少させるので、国内総生産で示される総供給を減少させる可能性がある。

(3) しかし、ハートビルの建設・普及や低床広ドアバスの増加などのバリアフリー施策と障害者雇用政策との連携は、納付金制度を活用した障害者雇用に伴う施設の設置・改善が前提としている障害者が職場に通うアクセスをより容易にするのみならず、障害者のモビリティを向上させることを通じて、障害者雇用者数を増加させる可能性がある。

(4) (1)のようなバリアフリー施策の消費拡大効果があるにもかかわらず、これによって生じる資本ストック減少の影響(2)が、障害者雇用政策とバリアフリー施策の拡大による障害者雇用者数の増加を通じた生産能力の増加(3)によって相殺されて、国民経済はある一定率で成長していく可能性がある。

最近の日本経済は、マイナス成長を示すなど景気の不透明感が心配されているが、このような日本経済において民間消費支出を増加させて総需要を喚起することは重要な政策課題である。この課題に対して、バリアフリー施策は、それがなければ外出に何らかの困難を伴う高齢者や障害者の外出行動やそれに伴う消費を促す影響を通じて貢献することができる。確かに、このような総需要の喚起は短期的には乗数理論を通じて国内総生産を増加させるが、長期的には総貯蓄の減少が資本ストックの減少をもたらし国内総生産を減少させる虞がある。しかし、障害者雇用政策とバリアフリー施策とが連携することには、生産能力効果、例えばそれが障害者のモビリティの向上と職場へのアクセスがより容易になることを通じて障害者雇用者数を増加させる効果があるために、長期的にはこのような消費の増加がもたらすマクロ経済へのネガティブな効果は相殺されて、日本経済が今後もある程度成長し続けていく可能性がある。後者のロジックはアメリカのADA法導入の背景ともなった考え方であるが、障害者雇用政策とバリアフリー施策との連携について、経済学的観点から政策評価を行う際に見落としてはならない観点であると考えられる。

ただし、本稿のシミュレーション分析では、成果指標として実質国内総生産の推移を取り上げたが、バリアフリー施策の経済的な成果指標はこれだけではない。例えば、個人の効用関数から導かれる経済厚生指標を用いれば、消費の増加は経済厚生指標を上昇させることになる。バリアフリー施策の消費拡大効果と生産能力拡大効果とが合わさってバリアフリー施策を拡大しても国内総生産がある一定率で成長していくというシミュレーション分析の結果は、基準ケースよりも拡大ケース

の方が経済厚生指標が高くなることを予想させる。本稿の枠組みでは、基準ケースと拡大ケースで経済成長の経路に大きな乖離がなかったので、前者に比べて後者がどれだけ望ましいかについては検討できなかった。従って、バリアフリー施策の影響を個人の効用関数と関連づけるような経済厚生指標を導き、これを用いて多様なバリアフリー施策一つ一つがどれだけ望ましく、いずれを選択すべきかなど規範的な分析も行えるようになることが、今後の課題となる。また、本稿の分析の枠組みにおいても、障害者雇用政策とバリアフリー施策との連携をより広い意味でとらえて実証分析するためには、保護雇用や福祉的就労に関するデータとハンディ・キャブなどを含む多様なバリアフリー施策に関連するデータ両方を蓄積して時系列データとなるように整備していく必要がある。この課題は、政策評価の実施と公開が求められている今日、障害者雇用政策とバリアフリー施策に関連する関係省庁すべてが、関係団体(NPO)の協力を得ながら取り組むべき課題であると考えられる。

### 謝 辞

本稿のマクロ経済モデルは、国立社会保障・人口問題研究所一般会計プロジェクト「社会保障の社会経済への効果分析モデル開発事業」における平成11年度プロトタイプ・モデルを拡張したものである。プロトタイプ・モデルの開発においてご指導を賜った慶應義塾大学の吉野直行先生、本稿の研究のためにこのモデルの応用を許可して下さった国立社会保障・人口問題研究所社会障害基礎理論研究部室長の加藤久和氏と山本克也研究員、及び推計作業に協力して下さった慶應義塾大学大学院経済学研究科の佐藤格氏に、記して謝辞を表したい。また、本稿は、国土交通政策研究所の「バリアフリー化の社会経済的評価に関する研究会」における研究成果(金子(2001))をもとに加筆・改訂したものである。同研究会でご指導いただいた古瀬敏建築研究所第一部長と研究会委員の先生方及びとりまとめ役を務めて下さった大谷主任研究官にも心から感謝したい。なお、本稿の見

解は筆者個人のものであることをお断りしておきたい。

## 参考文献

French, S. (2001) *Disabled People and Employment*, Ashgate, U. K.

植田章・岡村正幸・結城俊哉 (2001) 『障害者福祉原論』, 高蔵出版。

運輸省 (2000) 『平成 12 年度 運輸白書』, 大蔵省印刷局。

運輸省運輸政策局消費行政課監修 (1997) 『バリアフリーと交通』, 中央法規。

大谷悟・岡井有香編著 (2001) 『国土交通政策研究 第 3 号 バリアフリー化の社会経済的評価の確立へ向けて』, 国土交通省国土交通政策研究所。

加藤久和 (2001) 「マクロ経済、財政および社会保障の長期展望——供給型計量経済モデルによる分析」『季刊社会保障研究』第 37 卷第 2 号。

金子能宏 (2001) 「バリアフリー施策の国民経済への影響」大谷・岡井 (2001) 所収。

経済企画庁調査局編 (2000) 『経済要覧 12 年版』, 大蔵省印刷局。

建設省編 (2000) 『建設白書 2000』, ぎょうせい。

建設省住宅局住宅政策課監修 (2000) 『住宅経済データ集 2000 年度版』, 住宅産業新聞社。

厚生省監修 (2000) 『平成 12 年版 厚生白書』。

厚生統計協会編 『厚生の指標別冊 国民の福祉の動向』(各年版), 厚生統計協会。

交通事故総合分析センター編 『交通統計 平成 11

年版』, 交通事故総合分析センター。

国立社会保障・人口問題研究所 (2000) 『人口統計資料集 2000 年版』。

児玉桂子・小出治編 『新時代の都市計画 5 安全・安心のまちづくり』, ぎょうせい。

古瀬 敏 (1997) 『バリアフリーの時代』, 都市文化社。

佐藤格・山本克也 (2001) 「社人研マクロモデルによる社会保障改革の計量分析」『季刊社会保障研究』第 37 卷第 2 号。

総務庁編 (2000) 『観光白書 平成 12 年版』, 大蔵省印刷局。

——— (2000) 『高齢社会白書 平成 12 年版』, 大蔵省印刷局。

総務庁統計局『家計調査年報』(各年版)。

総務庁統計局編 (2000) 『日本の統計 平成 12 年版』, 大蔵省印刷局。

総理府編 (2000) 『平成 12 年版 障害者白書——バリアフリー社会を実現するもの作り』, 大蔵省印刷局。

辻井誠人 (2001) 「障害者の実態とニーズ」, 植田・岡村・結城 (2001) 第 4 章。

日本障害者雇用促進協会編 (2000) 『障害者雇用ガイドブック (平成 12 年版)』, 雇用問題研究会。

伴 金美 (1996) 『マクロ計量モデル分析』, 有斐閣。

八代尚宏 (1999) 『少子・高齢化の経済学』, 東洋経済新報社。

吉川 洋 (2000) 『現代マクロ経済学』, 創文社。

(かねこ・よしひろ 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)

## 地主重美先生（1926-2001）を悼む

地主先生の社会保障研究への専念は、1965年、社会保障研究所の創設による研究部長就任に遡るとみられる。もともと研究所の創設は、社会保障制度審議会の〈1962年勧告〉に基づいている。62年勧告中に、他の基本事項の要請と並んで、研究機関の設置要請が盛り込まれた背景には、当時、社会保障をめぐる組織的な研究の体制が、欠落していたという事情が働いている。それだけに、初代の山田雄三所長のもと、地主さんが研究部長として拓かれようとした途は、大変に厳しいものがあったと想像される。

本格的な社会保障研究者はその頃、極めて乏しく、体制批判論者や被害者意識先行のイデオロギー発想型の論者たちが主流を占めていた。これに対して、他方の実際面では、社会保障の制度化は遅れの許されない緊要課題であったため、官庁スタッフを中心に、制度の設計・導入、実施の具体化が進められていた。理論面と実際面とは、こうして相互に分断されたまま、両者交わることなく進行する変則的な実態が支配していた。

そうした時代状況のなか、地主さんが直面されたのは、本格的な社会保障論に道を開くこと、かつ、その定着をはかることである。その努力で、分断した流れには徐々に変化が現れて、学問的発想と実際的発想との交流を方向づけるのに貢献されたのである。1980年に研究所部長を退任され、千葉大学の教授に移られたが（1991年には駿河台大学へ）、社会保障への貢献は、研究所や大学における研究面だけではなく、社会保障制度審議会の委員（1989-97）を始め、各種委員としての活動を通じ実態面でも続けられた。

その間、時代は移り、新たな課題が次々と累加される。高度成長が終焉し、低成長時代へ移行した。その結果、急増する社会保障費は、やがて、耐えがたい負担を、若年世代、そして将来世代に残すことが、確実に予想されるようになる。社会保障制度はこうして、「再構築」の段階に入る。

再構築の流れへの転換を生んだ底流にあるのは、第一に、予想を超えて、高齢化・少子化が“急進”したこと、第二に、社会保障が経済にとって無視できぬ“規模”に達したこと、この二つの因子の作動がある。地主さんの社会保障論は、この新たな課題について、どう立ち向かわれようとしたか。それを示唆する一文として、「なぜ社会保険アプローチか」と題されたエッセイ（本誌97年夏号）を挙げることができよう。そこでは、社会保障の制度改革の中核が「社会保険」となるべきことが説かれている。特にそれをめぐって、“注目すべき二つの論点”が指摘されているのは貴重である。

一つ目は、「目標達成型効率性」実現論である。国民への給付を、真にニードある人々に（そしてできることならその人達だけに）届ける効率的な目標達成が重要とされ、方法としてミーンズ・テストが考えられるが、こうした見方が批判される。ミーンズ・テストは人々の威信を傷つけ自尊心を損なうとし、これを回避するものこそ社会保険とみる。拠出による権利として給付が

なされる理念の“近代性”が重視され、効率性重視のあまりミーンズ・テストなどへ安易に傾くことは、歴史の歟車を逆転させるものと主張する。

二つ目は、きびしい経済財政環境下、ブキャナンの「デモクラシーやの財政赤字誘引の因果」が作動しやすいことへの財政規律である。民主社会では有権者の意向と政治の迎合が結びつき、過大な給付、過少な負担への要求圧力が受け入れられがちな側面を持つ。一般に歓迎され易い、公費負担方式による社会保障は、容易に財政赤字への途につながる。これに対して、「社会保険方式では、高い給付は高い負担に連動し、低い給付は低い負担にフードバックされるため、財政規律が保たれる」。これが地主さんの主張である。

この二視点は、極めて基本的な局面とかかわる。福祉ニーズが国民すべてに普遍化し、かつ産業社会との連動化が強まった今日、その点検は不可欠の視角をなすからである。

同時に、現在、求められているのは、その具体的な施策の内実を、どのような形で整えていくかである。地主さんならば、これにどう応え我々に途を開かれるか。そのことを聞けなくなつたのは、残念というほかはない。合掌。

宮澤 健一

(みやざわ・けんいち 医療経済研究機構所長・一橋大学名譽教授)

## 医師需要誘発仮説とアクセスコスト低下仮説 ——2次医療圏、市単位のパネルデータによる分析——

岸 田 研 作

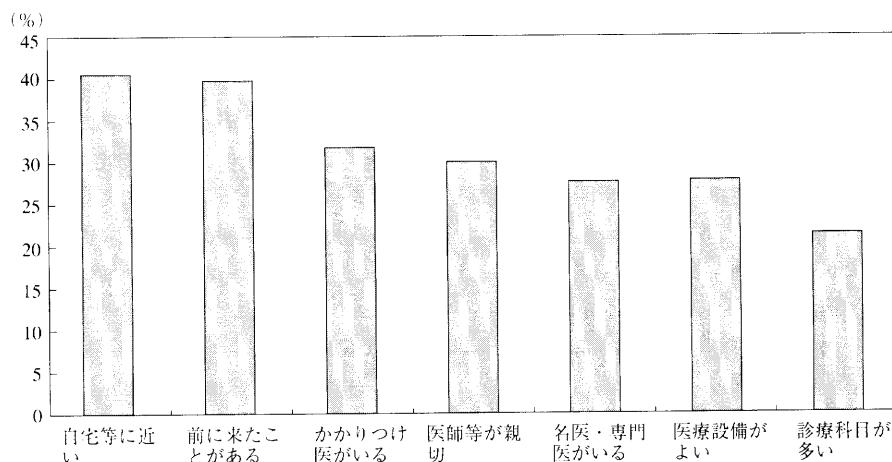
### I はじめに

本稿の目的は、外来医療を対象に医師需要誘発仮説の検証を行うことである。近年、医療費の高騰を背景に様々な医療費削減政策が検討されている。しかし、医師需要誘発仮説が成り立つと、医師の所得が何らかの要因で低下した場合、医師は低下した所得を補うために、医療サービスの知識を患者よりも圧倒的に多く持つことを利用して、過剰な医療サービスを供給する。従って、医師所得の低下につながる医療費削減政策は、予想した効果を充分に発揮しない可能性が考えられる。

医師需要誘発仮説の実証研究のほとんどは、人口当り医師数を説明変数に含んだ需要関数を推定するというアプローチをとっている。人口当り医師数の増加は、医師1人当りの患者数を減少させ、医師所得の低下が起きると想定されている。仮説が肯定されるのは、需要関数に含まれる人口当り医師数の係数が正の符号を示し、人口当り医師数の増加が需要関数を上方シフトさせる場合である。これは、人口当り医師数の増加(医師所得の低下)が誘発需要を生み出している証拠と解釈されている<sup>1)</sup>。欧米ではこのテーマに関する夥しい数の実証研究が行われ、仮説を肯定する代表的な研究としては、Fuchs(1978), Cromwell and Mitchell(1986)があり、それぞれ人口当りの外科医数が1%増えると、人口当り手術件数が0.3%, 0.09%増えることを示している。しかし、それらの実証結果に対しては、幾つかの厳しい批判も行わかれている。その中で、本稿が扱う外来医療に最

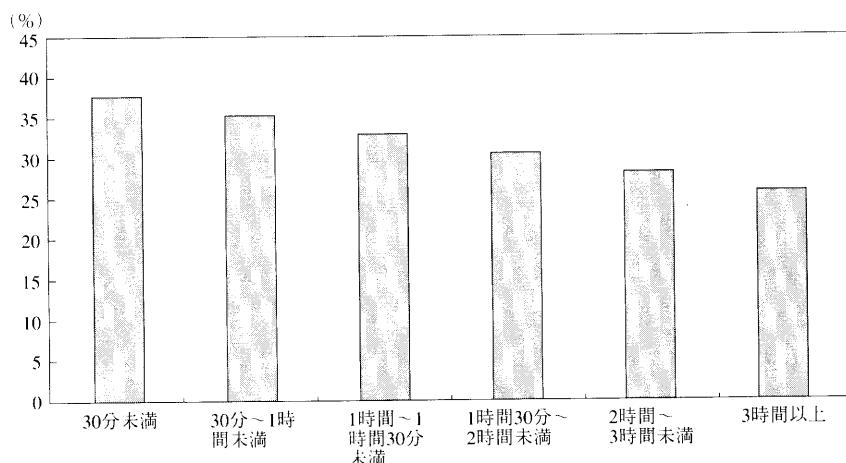
も深く当てはまるのは、たとえ医師による誘発需要がなくても、人口当り医師数の増加が需要を増やす可能性があることを指摘するものである。Acton(1975), Escarce(1992)によれば、保険に加入している者は自己負担額のみを払うため、医療サービスの費用として相対的にアクセスコストが重要になってくる可能性が高い。アクセスコストには、交通費、移動時間や診察の待ち時間に伴う機会費用が含まれる。人口当り医師数の増加はアクセスコストの低下につながり、それが医療サービスの需要を増加させている可能性があるのである。つまり人口当り医師数は、医師所得へかかる圧力の代理変数であるとともに、医師へのアクセスの良さをあらわす代理変数としての要素も含んでいる可能性があるのである。図1は、自宅から近い医療機関を選択する外来患者が多いことを示している。図2は、診察前の待ち時間が短いほど外来患者の満足度が高いことを示している。わが国でも外来医療を対象に医師需要誘発理論の実証分析を行う場合、アクセスコスト低下の影響を考慮する必要があるだろう。

わが国における医師需要誘発仮説の先行研究としては、西村(1987), 大竹(1990), 鈴木(1997), 泉田他(1998)がある<sup>2)</sup>。しかし、西村(1987), 大竹(1990)では、アクセスコスト低下の影響は考慮されていない。鈴木(1997)は、本稿と同様外来医療を対象とし、Rossiter and Wilensky(1983, 1984), Escarce(1992)にならい、初診需要を患者の自発的な需要と想定した実証を試みている。初診需要の代理変数としては、外来受診件数が用いられている。実証結果は、人口当り医師



出所) 厚生省大臣官房統計情報部編(1996)『受療行動調査』より作成。

図1 外来患者の医療機関選択割合(複数回答・上位7つ)



出所) 厚生省大臣官房統計情報部編(1996)『受療行動調査』より作成。

図2 外来患者の診療待ち時間別満足と答えた者の割合

数の増加がもたらす1人当たり医療費の増加のほとんどが初診需要の増加によってもたらされることを示し、医師による誘発需要はたとえ存在しても非常に限定的であると結論付けている。泉田他(1998)は、健康の増加に結びつかない需要の増加を誘発需要とみなすことで、アクセスコスト低下によるバイアスの回避を試みている。その推定結果は、人口当たり医師数の1%の増加は、1人当たり外来日数を1.0%，1人当たり入院日数を1.4%

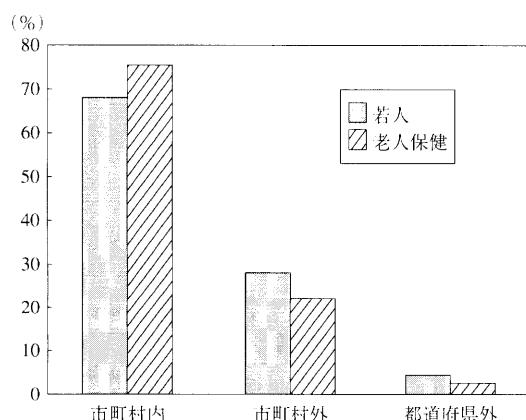
増加させることを示している。しかし、彼らが健康の指標として採用した70歳生存率は、医療サービス以外の地域固有の要因に大きく影響されると考えられる。従って、地域固有の要因を考慮しない彼らの推定方法と結果には疑問が残る。さらに70歳生存率の健康指標としての適切性も検証されていない。鈴木(1997)、泉田他(1998)の分析対象は老人である。

国内外の先行研究のほとんどは、集計された横

断面データを用いて実証を行っている<sup>3)</sup>。従って、医療需要に対する観察されない地域固有の影響が考慮されておらず、推定結果にはバイアスがかかっている可能性がある。また、わが国の先行研究で用いられているデータの集計単位は不適切であると考えられる。西村(1987)、大竹(1990)、泉田他(1998)は、都道府県単位という集計の度合いがかなり高いデータを用いている。言うまでもなく、データの集計度が高くなるほど見かけの相関が強くなるであろう。鈴木(1997)は、診療緒率のデータとして個票を用いているが、人口当り医師数は市町村単位の集計値である。これは、患者の受診行動が市町村内で完結していることを仮定していることに他ならない。しかし、町村単位の集計データの使用は問題があると考えられる。図3は、受診した医療機関の所在別の外来レセプト枚数割合を示している<sup>4)</sup>。若人では、レセプト全体の30%以上が居住する市町村外での受診によるものである。老人ではこの割合はやや小さくなるが、それでも25%が市町村外の受診によるものである。この比率は大きさの異なるすべての市町村平均であるため、小さな町村在住者の場合、近隣の市町村で受診することがかなり頻繁に行われていると考えられる<sup>5)</sup>。このことは、Dranove

and Wehner(1994)も指摘するように、推定結果にバイアスをもたらすであろう<sup>6)</sup>。

本稿の課題は、次の2点である。第1点は、鈴木(1997)の推定方法に改良を加え、人口当り医師数が増加した場合、患者の自発的な需要と医師による誘発された需要がそれぞれ1人当り医療費に与える影響を定量的に把握することである。第2点は、データセットの改良である。パネルデータを用いることで、医療サービス需要に対する観察されない地域固有の影響を考慮した推定を行う<sup>7)</sup>。さらに2次医療圏あるいは市の単位で集計された2種類のデータを用いることで集計単位の改善を行う。2次医療圏は、集計単位としてはやや大きいが、その反面患者の「越境問題」によるバイアスは小さいと考えられる<sup>8)</sup>。それに対して、市は集計度が低いものの患者の「越境問題」によるバイアスはやや大きい可能性がある。さらに都道府県データを用いた推定結果を示し、その結果を2次医療圏、市単位の分析結果と比較して、先行研究の多くで用いられてきた都道府県単位のデータによる結果と比較する。結果が大きく異なる場合、都道府県単位を用いた先行研究の結果はバイアスがかかっている可能性が高いと考えられる<sup>9)</sup>。論文の構成は以下の通りである。IIでは、データの性質と推定方法を示す。IIIは、推定結果と考察。IVは、まとめと今後の課題である。



出所) 厚生省保険局調査課編『1996年度国民健康保険医療給付実態調査報告』より作成。

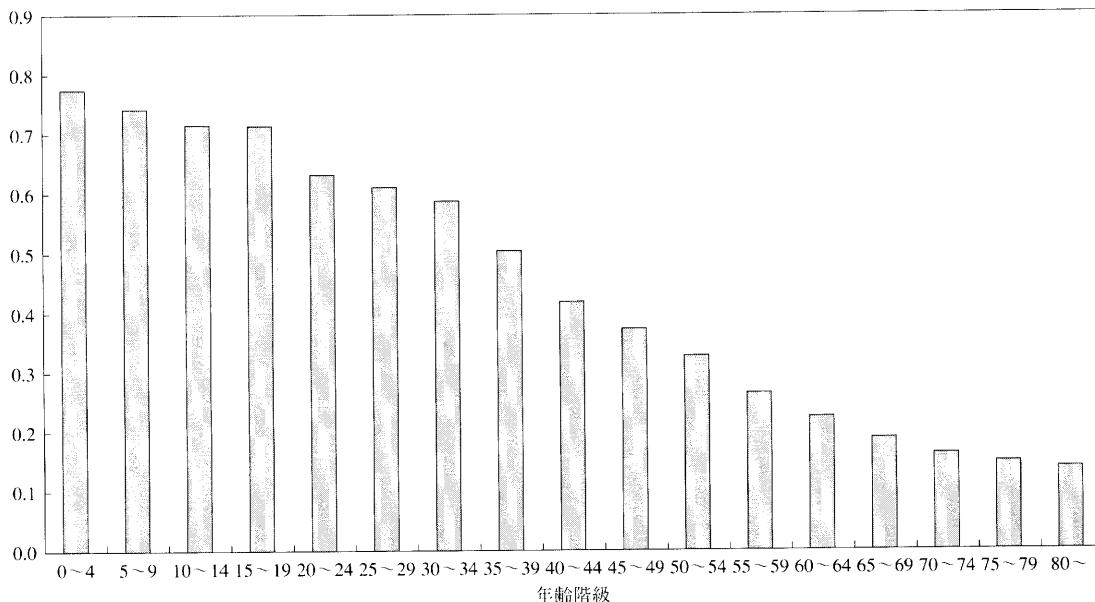
図3 受診した医療機関の所在別レセプト枚数割合(外来)

## II データの性質と推定方法

1では、初診需要をあらわす初診回数について考察し、若人については新たに初診回数をあらわす変数を作成する。2では、人口当り医師数がもたらす患者自発需要と医師誘発需要をそれぞれ定量的に推定する方法を述べる。

### 1 初診回数についての考察と推定

本稿は、鈴木(1997)同様初診需要を患者による自発的な需要とみなし、それを利用した推定を行う。ところで、調査月が5月である『国民健康保険医療給付実態調査報告』から作成された図4は、年齢階級によって疾病の治療に必要な日数が



出所) 厚生省保険局調査課編『1996年度国民健康保険医療給付実態調査報告』より作成。

図4 当該月に診療を開始したレセプトの割合(外来)

異なることを示している。低年齢層の者は、5月診療分レセプトの7割以上の診療開始月が当該月(5月)である。これは、低年齢層の疾患のほとんどが、風邪など治療日数が短い疾病が多いことが原因である。それとは対照的に、70歳以上の高齢者では、当該月に診療が始まったレセプトは2割に満たない。これは高齢者になるほど慢性疾患にかかる者の割合が高くなり、診療日数が増えるためである。本稿では、国保被保険者を対象に都道府県、2次医療圏、市の単位で集計されたデータを用いる。しかし、年齢階級が高くなるほど1疾病当たりの治療日数が長くなることは、年齢構成が高い地域ほど受診件数に占める初診回数の割合が低くなることを意味する<sup>10)</sup>。そこで以上の問題を回避するため、年齢構成の異なる地域ごとに初診回数を推定する<sup>11)</sup>。まず、年齢構成の異なる地域ごとに受診件数に占める初診件数の割合(以下、初診割合)を推定する。推定式は、被説明変数として初診割合、説明変数として国保被保険者の高齢化率を採用した。国保被保険者の高齢化率としては、国保被保険者に占める老人保健加入者の割

合を用いた。この指標を用いた理由は、これが現在公表されている都道府県より小さい集計単位のデータで利用可能な国保被保険者の年齢構成をあらわしうる唯一の指標だからである。都道府県単位では、『国民健康保険実態調査報告』に、年齢階級別(5歳刻み)の被保険者数が掲載されている。都道府県単位の国保被保険者の40~69歳、50~69歳、80歳以上の者の比率と高齢化率の相関係数は、それぞれ0.66, 0.71, 0.26である。高齢化率は、少なくとも若人についてはある程度妥当であるが、老人については不適切だと考えられる<sup>12)</sup>。従って、初診割合は若人についてのみ求める。老人については疾病構造に差が無いと仮定し、外来受診件数を初診割合の代理変数とする。被説明変数として用いる初診割合は、国保医療給付実態調査報告から得られる当該月に診療が始まったレセプトの割合である。ただし、この値は全国の5月分の値のみ得られ、地域ごとの値は得られない。そこで、回帰分析を行うために16年間分(1979~96年)のデータを用いた。高齢化率は、被説明変数にあわせて『国民健康保険事業年報』

表1 若人の初診割合

|      | 平均値  | 標準偏差  | 最小値  | 最大値  |
|------|------|-------|------|------|
| 初診割合 | 0.47 | 0.039 | 0.41 | 0.54 |
| 高齢化率 | 0.14 | 0.039 | 0.08 | 0.20 |

サンプル数 16 (1979~96 年のブール)

$$\text{初診割合} = 0.60 - 0.96^* \text{ 高齢化率}$$

$$(66.20) \quad (-15.21)$$

括弧内は t 値。

自由度修正済決定係数 = 0.94。

から得られる 5 月の値を用いた<sup>13)</sup>。推定方法は通常の最小二乗法である。記述統計と推定結果は、表1に示されている。自由度がやや小さいものの、t 値や決定係数は大きな値を示している。地域ごとの初診割合は、推定式と地域ごとの高齢化率を用いて求めることができ、初診回数は初診割合を外来受診件数にかけて求めることができる。ここで改めて受診率と 1 件当たり金額を定義する。老人については、1,000 人当たりレセプト枚数を受診率、レセプト 1 枚当たり金額を 1 件当たり金額とする。しかし若者については、1,000 人当たり初診回数を受診率、総医療費を初診回数で割った額を 1 件当たり金額とする。

## 2 医師需要誘発仮説とアクセスコスト低下仮説の検証方法

推定は受診率と 1 件当たり金額をそれぞれ被説明変数とし、それらを、人口当たり医師数を含む適当な説明変数群に回帰する。受診率を被説明変数とした回帰式において、人口当たり医師数の係数が正の値を示せば、人口当たり医師数の増加がアクセスコストの低下を招き、患者の自発的な需要が増加したと考えられる。この推定式を患者自発需要関数と定義する。診療密度をあらわすと考えられる 1 件当たり金額を被説明変数とした回帰式において、人口当たり医師数の係数が正であれば、人口当たり医師数の増加が医師所得の低下を招き、医師による誘発需要が増加したと考えられる。この推定式を医師誘発需要関数と定義する。変数はすべて対数化されたものを用い、患者自発需要関数と医師需要誘発関数の説明変数は同じものを用いている。この想定は、以下で述べる説明変数については不自

然であるとは思われない。さらに 1 人当たり金額を被説明変数とした需要関数の推定でも同様の説明変数を用いる<sup>14)</sup>。この場合、 $\ln(1\text{人当たり医療費}) \propto \ln(\text{受診率}) + \ln(1\text{件当たり金額})$  の関係があるため、adding up condition により患者自発需要関数と医師誘発需要関数の人口当たり医師数の係数合計は、需要関数の人口当たり医師数の係数と一致する<sup>15)</sup>。これは人口当たり医師数に限らず推定式で共通な説明変数の係数すべてに成り立つ。従って、人口当たり医師数の増加がもたらす 1 人当たり医療費の増加を患者自発需要によるものと医師誘発需要によるものに分けて推定することが可能である<sup>16)</sup>。

説明変数としては、人口当たり医師数、医師 1 人当たり全身用 CT 台数、可住地面積当たり人口、1 人当たり課税対象所得、高齢化率、年度ダミーを用いている。推定式には、医療サービス需要に影響する時系列的に不变な観察されない地域ごとの属性をあらわす項も加える。全身用 CT は代表的な高度医療機器であり、医師 1 人当たり全身用 CT 台数は医師 1 人当たりの資本装備率をあらわす変数である。医師需要関数において、この変数の係数は正の符号を示すと考えられる。人口当たり医師数は、医師へのアクセスの良さをあらわす代理変数と仮定されているが、人口密度の異なる地域では、それがあらわすアクセスの良さも異なるであろう。そのような差異を調整するのが、可住地面積当たり人口である。国保被保険者の所得は、都道府県単位を除いて得られない。2 次医療圏と市データの分析では、所得の変数として国保被保険者に限らない 1 人当たり課税対象所得を用いている。都道府県データの分析では、それに加えて国保被保険者の 1 人当たり課税対象所得を用いた分析も行った。都道府県単位での両者の相関係数は、0.69 である。高齢化率は、主に若人の年齢構成をあらわす変数として用いる。高齢化率が高いほど医療サービス需要は多くなると考えられる。しかし、若人では若年者ほど初診割合が小さくなるので、患者自発需要関数では、その符号は正にも負にもなり得ると考えられる。老人については、高齢化率が適切でない可能性が高いので、2 次医療圏、市データの分析では、年齢構成をあらわす変数を入れ

ない推定を基本としたが、高齢化率を用いた分析結果も記されている。所得の変数はすべてGDPデフレータで96年の水準に基準化されている。ただし、1人当たり医療費や1件当たり医療費の値は名目値である。診療報酬の改定率でデフレートする方法も考えられるが、公表された改定率が医療サービスの価格指数として適切であるとは断定できない<sup>17)</sup>。本稿では関数形として両対数形を採用しているので、年度ダミーが診療報酬改定の影響を調整すると考えられる<sup>18)</sup>。従って、診療緒率は実質値を用いているのと同じである。2次医療圏データは、市町村データを集計して作成した。分析期間は1992年から96年までの5年間である。5年の間に市町村の統廃合、2次医療圏の変更があったので、データは96年時点の市町村、2次医療圏に調整してある<sup>19)</sup>。

### III 推定結果と考察

データの記述統計は表2、出所は論文末の付表に記されている。値は対数化される前の原数値である。表の右下には、集計単位ごとに人口当り医師数と診療緒率の相関係数が掲載されている。すべての変数は集計単位が小さくなるほど標準偏差が大きくなり、相関係数は受診率を除いて小さくなる。相関係数が小さくなる傾向は、特に若人について強い。この事実は、都道府県データを用いた分析が、なんらかの見かけの相関を反映している可能性があることを示唆している。

推定結果は、表3から表5に掲載されている。F検定とハウスマン検定の結果、すべての定式化でFixed Effect Modelが採択され、固定効果を考慮した推定の必要性が明らかになった。表には、比較のため先行研究の多くで用いられてきた横断面データによる推定結果(Pooled Model)も記されている<sup>20)</sup>。方程式間の搅乱項には相関があると考えられるが、説明変数が共通であるため通常の最小二乗法が効率的な推定方法として用いられている<sup>21)</sup>。また、ゴッドフライ・コーエンカーテストの結果、推定結果のうち都道府県の一部、2次医療圏、市の大部分で均一分散の仮定が棄却され

た。棄却された推定式のt値は、不均一分散に頗健なWhite(1980)の分散推定値を用いて計算されている。

都道府県データを用いた推定結果(表3)。人口当り医師数の係数は、若人の場合Pooled ModelとFixed Effect Modelで大きく異なる。特にFixed Effect Modelでは、医師誘発需要関数の人口当り医師数の係数はt値がやや小さいものの負で有意である。理由は不明である。人口当り医師数の増加がもたらす1人当り医療費の増加は、患者自発需要によってもたらされる。所得の変数として国保被保険者の所得を用いた推定結果も示しているが、定性的な結果は変わらない<sup>22)</sup>。老人では、2つのモデルは、ともに医師による誘発需要が大きいことを示しているが、患者自発需要の存在も示されている。老人の年齢構成をあらわす変数としては、80歳以上割合を用いた結果の他に、高齢化率を用いた結果も示している。人口当り医師数の係数の定性的な大きさは変わらないが、年齢構成をあらわす変数の係数の符号は異なる場合が多い。80歳以上割合は高齢化率よりも明らかに老人の年齢構成をあらわす変数としてすぐれていると考えられるため、この結果は、改めて高齢化率が老人の年齢構成をあらわす変数として不適切であることを示していると考えられる。従って、2次医療圏、市データの分析では、老人については年齢構成をあらわす変数を除いた場合を基本的な結果として示す。

2次医療圏データを用いた推定結果(表4)。分析に用いられている変数の構成が全く変わらないにも関わらず、絶対値で見ると、人口当り医師数の係数は、都道府県データを用いた場合と比べてほとんどの場合大幅に小さくなっている。若人では、都道府県同様2つのモデルの推定結果は大幅に異なるが、需要関数の人口当り医師数の係数は負で有意である。この結果は、本稿で用いられた初診割合の推定方法とは関係が無いため、データの集計単位の選択が推定結果に与える影響は深刻である。老人では、人口当り医師数の係数は有意であるが、係数の値が非常に小さいため仮説を支持する意味のある結果とは言えない。Pooled

表2 記述統計(原数値)

|                                 | 都道府県              |        |         |         | 2次医療圏               |        |         |                |
|---------------------------------|-------------------|--------|---------|---------|---------------------|--------|---------|----------------|
|                                 | サンプル数 235(单年度 47) |        |         |         | サンプル数 1725(单年度 345) |        |         |                |
|                                 | 平均値               | 標準偏差   | 最小値     | 最大値     | 平均値                 | 標準偏差   | 最小値     | 最大値            |
| 外来若人1人当たり医療費(円) <sup>1)</sup>   | 71,479            | 7,848  | 44,457  | 87,538  | 72,247              | 10,126 | 35,128  | 114,198        |
| 外来若人受診率 <sup>2)</sup>           | 20                | 2      | 14      | 25      | 19                  | 3      | 9       | 26             |
| 外来若人1件当たり金額(円) <sup>1,2)</sup>  | 36,031            | 6,101  | 22,659  | 58,663  | 38,891              | 10,144 | 19,533  | 104,883        |
| 外来老人1人当たり医療費(円) <sup>1)</sup>   | 274,540           | 36,511 | 172,620 | 415,852 | 265,799             | 38,872 | 144,834 | 490,782        |
| 外来老人受診率 <sup>3)</sup>           | 134               | 9      | 103     | 159     | 131                 | 12     | 91      | 177            |
| 外来老人1件当たり金額(円) <sup>1,3)</sup>  | 20,543            | 2,160  | 16,557  | 27,254  | 20,341              | 2,408  | 13,964  | 28,049         |
| 人口当たり医師数(10万人当たり) <sup>4)</sup> | 188               | 36     | 104     | 294     | 160                 | 84     | 21      | 1,332          |
| 医師1人当たり全身用CT台数 <sup>5)</sup>    | 0.038             | 0.008  | 0.020   | 0.059   | 0.047               | 0.021  | 0       | 0.222          |
| 人口密度(1ヘクタール当たり人口(人))            | 1,436             | 1,651  | 274     | 8,856   | 1,383               | 2,140  | 18      | 15,921         |
| 1人当たり課税対象所得(千円) <sup>6)</sup>   | 1,310             | 28     | 758     | 2,986   | 1,229               | 33     | 561     | 3,507          |
| 国保1人当たり課税対象所得(千円) <sup>6)</sup> | 959               | 19     | 452     | 1,486   |                     |        |         |                |
| 高齢化率 <sup>7)</sup>              | 0.24              | 0.05   | 0.11    | 0.39    | 0.26                | 0.06   | 0.09    | 0.49           |
| 人口(千人)                          | 2,639             | 2,379  | 618     | 11,610  | 362                 | 47,579 | 26      | 3,301          |
| 市                               |                   |        |         |         |                     |        |         |                |
| サンプル数 3415(单年度 683)             |                   |        |         |         |                     |        |         |                |
|                                 | 平均値               | 標準偏差   | 最小値     | 最大値     | 都道府県                | 2次医療圏  | 市       | 人口当たり医師数との相関関係 |
|                                 |                   |        |         |         |                     |        |         |                |
| 外来若人1人当たり医療費(円) <sup>1)</sup>   | 71,378            | 11,169 | 34,939  | 140,624 | 0.50                | 0.15   | 0.07    |                |
| 外来若人受診率 <sup>2)</sup>           | 19                | 3      | 4       | 27      | -0.19               | 0.01   | 0.04    |                |
| 外来若人1件当たり金額(円) <sup>1,2)</sup>  | 38,269            | 14,120 | 19,408  | 319,824 | 0.47                | 0.07   | 0.01    |                |
| 外来老人1人当たり医療費(円) <sup>1)</sup>   | 275,782           | 44,222 | 130,035 | 490,782 | 0.44                | 0.27   | 0.04    |                |
| 外来老人受診率 <sup>3)</sup>           | 136               | 13     | 78      | 185     | 0.22                | 0.38   | 0.21    |                |
| 外来老人1件当たり金額(円) <sup>1,3)</sup>  | 20,307            | 2,861  | 11,937  | 29,980  | 0.41                | 0.03   | -0.08   |                |
| 人口当たり医師数(10万人当たり) <sup>4)</sup> | 183               | 193    | 5       | 3,989   |                     |        |         |                |
| 医師1人当たり全身用CT台数 <sup>5)</sup>    |                   |        |         |         |                     |        |         |                |
| 人口密度(1ヘクタール当たり人口(人))            | 2,642             | 3,127  | 102     | 19,294  |                     |        |         |                |
| 1人当たり課税対象所得(千円) <sup>6)</sup>   | 1,393             | 39     | 374     | 5,273   |                     |        |         |                |
| 高齢化率 <sup>7)</sup>              | 0.24              | 0.07   | 0.07    | 0.58    |                     |        |         |                |
| 人口(千人)                          | 141               | 2,434  | 6       | 3,301   |                     |        |         |                |

注) 1) 1人当たり医療費、1件当たり医療費は名目値。

2) 若人の受診率は、1,000人当たり初診回数。1件当たり金額は、医療費/初診回数。

3) 老人の受診率は、1,000人当たり受診件数。1件当たり金額は、医療費/受診件数。

4) 医師・歯科医師・薬剤師調査の調査年が偶数年であるため、奇数年の人数は線形補完によって求めた。

5) 医療施設動態調査で診療機器の保有台数が調査されているのは3年に1度である。従って、90年、93年、96年調査を用いて、調査年以外の年の台数は線形補完して求めた。市ごとの台数は得られない。

6) 課税対象所得はGDPデフレータで96年の水準に基準化されている。国保被保険者の所得は都道府県のみ得られる。

都道府県単位の国保1人当たり課税対象所得と1人当たり課税対象所得の相関係数は、0.69。

7) 高齢化率は、国保被保険者に占める老人保健加入者の割合。

Modelの自由度修正済決定係数は、若人でやや小さくなり、老人では大幅に小さくなるが、Fixed Effect Modelではほとんど変わらず高い値を示す。

市データ(表5)では、都道府県と2次医療圏の間に見られたのと同様の結果が見られる。係数

の値はさらに小さくなる。Pooled Modelではt値は高い値を示すが、Fixed Effect Modelではもはや若人、老人ともに有意な値を示さない。医師需要誘発仮説もアクセスコスト低下仮説も支持されず、人口当たり医師数の増加は1人当たり医療費を増加させない。ただし、2次医療圏に比べて係

表3 都道府県(サンプル数 235)

## 若人

|                         | Pooled Model              |                           |                     | Fixed Effect Model        |                           |                     |
|-------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------|
|                         | 1人当たり<br>医療費 <sup>①</sup> | 1件当たり<br>金額 <sup>②④</sup> | 受診率 <sup>③④</sup>   | 1人当たり<br>医療費 <sup>①</sup> | 1件当たり<br>金額 <sup>②④</sup> | 受診率 <sup>③④</sup>   |
| 人口当たり医師数                | 0.19***<br>(6.19)         | 0.11***<br>(3.66)         | 0.09***<br>(2.64)   | 0.10*<br>(1.31)           | -0.25*<br>(-1.30)         | 0.35**<br>(1.99)    |
| 人口密度                    | -0.03**<br>(-2.04)        | 0.02<br>(1.26)            | -0.04***<br>(-2.92) | 0.08<br>(0.91)            | 0.08<br>(0.44)            | 0.00<br>(-0.02)     |
| 医師1人当たり全身用CT台数          | 0.03***<br>(2.96)         | 0.01<br>(0.98)            | 0.02**<br>(2.07)    | 0.08***<br>(2.94)         | 0.19***<br>(3.39)         | -0.12**<br>(-2.09)  |
| 1人当たり課税対象所得             | 0.16***<br>(4.40)         | 0.06**<br>(2.09)          | 0.10**<br>(1.82)    | -0.02<br>(-0.52)          | 0.38***<br>(4.55)         | -0.40***<br>(-4.72) |
| 高齢化率                    | 0.26***<br>(8.18)         | 0.63***<br>(21.2)         | -0.37***<br>(-7.16) | 0.27***<br>(2.53)         | 0.19<br>(0.99)            | 0.08<br>(0.39)      |
| 自由度修正済決定係数              | 0.61                      | 0.88                      | 0.57                | 0.99                      | 0.99                      | 0.97                |
| 人口当たり医師数 <sup>⑤</sup>   | 0.20***<br>(5.47)         | 0.11***<br>(3.72)         | 0.09***<br>(2.66)   | 0.12*<br>(1.59)           | -0.13<br>(-0.69)          | 0.25*<br>(1.35)     |
| 1人当たり課税対象所得<br>(国保被保険者) | 0.09***<br>(2.80)         | 0.04*<br>(1.59)           | 0.06**<br>(1.82)    | 0.03*<br>(1.32)           | 0.17***<br>(2.71)         | -0.15**<br>(-2.27)  |

## 老人

|                       | Pooled Model              |                           |                     | Fixed Effect Model        |                           |                    |
|-----------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------|
|                       | 1人当たり<br>医療費 <sup>①</sup> | 1件当たり<br>金額 <sup>②⑤</sup> | 受診率 <sup>③⑤</sup>   | 1人当たり<br>医療費 <sup>①</sup> | 1件当たり<br>金額 <sup>②⑤</sup> | 受診率 <sup>③⑤</sup>  |
| 人口当たり医師数              | 0.30***<br>(8.87)         | 0.21***<br>(6.15)         | 0.10***<br>(5.17)   | 0.37***<br>(2.39)         | 0.30**<br>(2.29)          | 0.07*<br>(1.38)    |
| 人口密度                  | -0.01<br>(-0.38)          | 0<br>(-0.25)              | 0<br>(-0.24)        | 0.50***<br>(2.74)         | 0.36**<br>(2.27)          | 0.15***<br>(2.57)  |
| 医師1人当たり全身用CT台数        | 0.05***<br>(3.82)         | 0.02**<br>(1.66)          | 0.03***<br>(4.01)   | 0.08*<br>(1.51)           | 0.10**<br>(2.07)          | -0.01<br>(-0.82)   |
| 1人当たり課税対象所得           | 0.17***<br>(3.96)         | 0.09**<br>(2.20)          | 0.08***<br>(3.29)   | 0.15**<br>(1.84)          | 0.07<br>(1.02)            | 0.08***<br>(3.12)  |
| 80歳以上割合               | -0.14*<br>(-1.47)         | 0.07<br>(0.81)            | -0.21***<br>(-4.13) | 0.00<br>(0.07)            | 0.00<br>(-0.16)           | 0.01<br>(0.68)     |
| 自由度修正済決定係数            | 0.49                      | 0.22                      | 0.46                | 0.97                      | 0.97                      | 0.99               |
| 人口当たり医師数 <sup>⑤</sup> | 0.24***<br>(5.94)         | 0.21***<br>(5.33)         | 0.03<br>(1.19)      | 0.30**<br>(2.03)          | 0.24**<br>(1.92)          | 0.06<br>(1.18)     |
| 高齢化率                  | 0.09**<br>(2.26)          | 0.00<br>(0.16)            | 0.09***<br>(3.79)   | -0.93***<br>(-4.24)       | -0.77***<br>(-4.08)       | -0.16**<br>(-2.31) |

注) 1) 需要関数。

2) 医師誘発需要関数。

3) 患者自発需要関数。

4) 若人の受診率は、1,000人当たり初診回数。1件当たり金額は、医療費/初診回数。

5) 老人の受診率は、1,000人当たり受診件数。1件当たり金額は、医療費/受診件数。

6) 所得の変数に、国保被保険者の1人当たり課税対象所得を用いた場合の推定結果。人口当たり医師数と1人当たり課税対象所得についてのみ掲載。

7) 年齢構成をあらわす変数として高齢化率を用いた推定結果。人口当たり医師数と高齢化率についてのみ掲載。

8) 括弧内はt値。

\*\*\* 1%で有意、\*\* 5%で有意、\* 10%で有意。

表4 2次医療圏(サンプル数 1725)

若人

|                | Pooled Model               |                             |                      | Fixed Effect Model         |                             |                     |
|----------------|----------------------------|-----------------------------|----------------------|----------------------------|-----------------------------|---------------------|
|                | 1人当たり<br>医療費 <sup>1)</sup> | 1件当たり<br>金額 <sup>2)4)</sup> | 受診率 <sup>3)4)</sup>  | 1人当たり<br>医療費 <sup>1)</sup> | 1件当たり<br>金額 <sup>2)4)</sup> | 受診率 <sup>3)4)</sup> |
| 人口当たり医師数       | 0.06***<br>(7.87)          | -0.01<br>(-0.71)            | 0.07***<br>(10.91)   | -0.02**<br>(-1.81)         | -0.03*<br>(-1.30)           | 0.01<br>(0.64)      |
| 人口密度           | -0.02***<br>(-6.33)        | -0.01*<br>(-1.50)           | -0.02***<br>(-5.05)  | -0.05**<br>(-2.08)         | -0.14***<br>(-2.99)         | 0.10**<br>(1.86)    |
| 医師1人当たり全身用CT台数 | 0.03***<br>(6.54)          | 0.02***<br>(2.57)           | 0.01**<br>(1.99)     | 0.01***<br>(4.02)          | 0.00*<br>(1.50)             | 0.00<br>(0.33)      |
| 1人当たり課税対象所得    | 0.09***<br>(7.15)          | 0.07***<br>(5.36)           | 0.02<br>(1.14)       | 0.05***<br>(3.25)          | 0.23***<br>(6.74)           | -0.18**<br>(-6.41)  |
| 高齢化率           | 0.33***<br>(29.96)         | 0.80***<br>(47.60)          | -0.47***<br>(-25.20) | 0.16***<br>(5.69)          | 0.54***<br>(8.51)           | -0.38***<br>(-5.67) |
| 自由度修正済決定係数     | 0.52                       | 0.82                        | 0.60                 | 0.98                       | 0.98                        | 0.97                |

老人

|                        | Pooled Model               |                             |                     | Fixed Effect Model         |                             |                     |
|------------------------|----------------------------|-----------------------------|---------------------|----------------------------|-----------------------------|---------------------|
|                        | 1人当たり<br>医療費 <sup>1)</sup> | 1件当たり<br>金額 <sup>2)5)</sup> | 受診率 <sup>3)5)</sup> | 1人当たり<br>医療費 <sup>1)</sup> | 1件当たり<br>金額 <sup>2)5)</sup> | 受診率 <sup>3)5)</sup> |
| 人口当たり医師数               | 0.14***<br>(10.61)         | 0.06***<br>(5.07)           | 0.08***<br>(10.97)  | 0.03***<br>(2.46)          | 0.02**<br>(1.87)            | 0.01*<br>(1.58)     |
| 人口密度                   | 0.00<br>(-0.99)            | -0.12<br>(-4.17)            | 0.01<br>(4.90)      | 0.10<br>(2.89)             | 0.04<br>(1.19)              | 0.05<br>(3.46)      |
| 医師1人当たり全身用CT台数         | 0.04***<br>(4.84)          | 0.04***<br>(2.93)           | 0.00<br>(0.26)      | 0.01***<br>(3.22)          | 0.00***<br>(2.69)           | 0.00***<br>(3.22)   |
| 1人当たり課税対象所得            | 0.16***<br>(7.78)          | 0.05***<br>(3.15)           | 0.11***<br>(10.54)  | 0.06**<br>(2.17)           | 0.02<br>(1.08)              | 0.03***<br>(3.22)   |
| 自由度修正済決定係数             | 0.31                       | 0.10                        | 0.40                | 0.95                       | 0.95                        | 0.98                |
| 人口当たり医師数 <sup>6)</sup> | 0.12***<br>(8.76)          | 0.05***<br>(4.31)           | 0.06***<br>(8.69)   | 0.04***<br>(2.50)          | 0.02**<br>(1.94)            | 0.01*<br>(1.61)     |

注) 1) 需要関数。

2) 医師誘発需要関数。

3) 患者自発需要関数。

4) 若人の受診率は、1,000人当たり初診回数。1件当たり金額は、医療費/初診回数。

5) 老人の受診率は、1,000人当たり受診件数。1件当たり金額は、医療費/受診件数。

6) 年齢構成の変数として高齢化率を用いた場合の推定結果。人口当たり医師数の推定結果のみ掲載。

7) 括弧内はt値。

\*\*\* 1%で有意, \*\* 5%で有意, \* 10%で有意。

数が小さくなった理由については「越境問題」によるバイアスも考えられる。Pooled Modelで老人の自由度修正済決定係数はさらに小さくなるが、Fixed Effect Modelではほとんど変わらず高い値を示す<sup>23)</sup>。

#### IV まとめ

本稿で得られた結論は、次の3点に要約される。

1. 医師需要誘発仮説もアクセスコスト低下仮説も支持されない。あるいはたとえ支持されたとしてもその影響は極めて限定的である。
2. パネルデータを用いて医療サービス需要に

表5 市(サンプル数 3415)

## 若人

|            | Pooled Model              |                            |                      | Fixed Effect Model        |                            |                     |
|------------|---------------------------|----------------------------|----------------------|---------------------------|----------------------------|---------------------|
|            | 1人当り<br>医療費 <sup>1)</sup> | 1件当り<br>金額 <sup>2)4)</sup> | 受診率 <sup>3)4)</sup>  | 1人当り<br>医療費 <sup>1)</sup> | 1件当り<br>金額 <sup>2)4)</sup> | 受診率 <sup>3)4)</sup> |
| 人口当り医師数    | 0.02***<br>(5.61)         | -0.03***<br>(-5.74)        | 0.05***<br>(12.53)   | 0.00<br>(0.07)            | -0.01<br>(-0.63)           | 0.01<br>(0.76)      |
| 人口密度       | 0.01**<br>(1.85)          | 0.02***<br>(5.85)          | -0.02***<br>(-5.17)  | -0.03*<br>(-1.58)         | 0.11***<br>(4.06)          | 0.10**<br>(1.78)    |
| 1人当り課税対象所得 | -0.03***<br>(-2.58)       | -0.10***<br>(-7.41)        | 0.06***<br>(4.34)    | 0.01*<br>(1.32)           | 0.11***<br>(4.06)          | -0.10***<br>(-4.28) |
| 高齢化率       | 0.31***<br>(31.16)        | 0.75***<br>(44.98)         | -4.31***<br>(-29.16) | 0.05***<br>(3.30)         | 0.23***<br>(2.42)          | -0.19**<br>(-2.11)  |
| 自由度修正済決定係数 | 0.45                      | 0.74                       | 0.55                 | 0.96                      | 0.97                       | 0.95                |

## 老人

|                       | Pooled Model              |                            |                     | Fixed Effect Model        |                            |                     |
|-----------------------|---------------------------|----------------------------|---------------------|---------------------------|----------------------------|---------------------|
|                       | 1人当り<br>医療費 <sup>1)</sup> | 1件当り<br>金額 <sup>2)5)</sup> | 受診率 <sup>3)5)</sup> | 1人当り<br>医療費 <sup>1)</sup> | 1件当り<br>金額 <sup>2)5)</sup> | 受診率 <sup>3)5)</sup> |
| 人口当り医師数               | 0.03***<br>(6.04)         | -0.01***<br>(-2.33)        | 0.04***<br>(16.64)  | 0.00<br>(0.48)            | 0.00<br>(0.54)             | 0.00<br>(0.02)      |
| 人口密度                  | 0.04***<br>(8.73)         | 0.02***<br>(5.29)          | 0.02***<br>(9.57)   | -0.04***<br>(-2.57)       | -0.06***<br>(-3.26)        | 0.01*<br>(1.64)     |
| 1人当り課税対象所得            | -0.02<br>(-1.09)          | -0.10***<br>(-6.64)        | 0.08***<br>(8.59)   | 0.03***<br>(2.37)         | 0.01<br>(0.46)             | 0.02***<br>(3.32)   |
| 自由度修正済決定係数            | 0.16                      | 0.04                       | 0.32                | 0.92                      | 0.94                       | 0.91                |
| 人口当り医師数 <sup>6)</sup> | 0.02***<br>(3.17)         | -0.02***<br>(-3.14)        | 0.03***<br>(12.96)  | 0.00<br>(0.42)            | 0.00<br>(0.50)             | 0.00<br>(-0.03)     |

注) 1) 需要関数。

2) 医師誘発需要関数。

3) 患者自発需要関数。

4) 若人の受診率は、1,000人当り初診回数。1件当り金額は、医療費/初診回数。

5) 老人の受診率は、1,000人当り受診件数。1件当り金額は、医療費/受診件数。

6) 年齢構成の変数として高齢化率を用いた場合の推定結果。人口当り医師数の推定結果のみ掲載。

7) CT台数は2次医療圏の単位までしか公表されていないため、市単位の分析では、医師1人当り全身用CT台数は、説明変数として使用することができない。

8) 括弧内はt値。

\*\*\* 1%で有意、\*\* 5%で有意、\* 10%で有意。

影響する地域固有の要因を制御した推定結果は、多くの先行研究でこれまで用いられてきた横断面データによる分析と大きく異なる可能性がある。

3. データの集計度が低くなるほど人口当り医師数の係数は小さくなる。

ただし1番目の結論は、医師が患者に対する情報優位を利用して過剰なサービスを供給する可能性を否定しているわけではない。出来高払い制が主流であるわが国で、医師による誘発需要が存在

する可能性は極めて高い。本稿の結論が棄却したのは、正確に言えば、医師所得の低下が誘発需要を生み出すという仮説である<sup>24)</sup>。

2番目と3番目の結論は、医師需要誘発仮説の実証研究に限らず、今後、パネルデータの個票を用いて固体効果を考慮した実証研究が望まれることを示している。ただし、わが国では利用可能なパネルデータの個票は極めて限られており、集計データを用いた分析を行わざるを得ない場合も多いだろう。またレセプトデータでは、所得を始め

付表 IIIの回帰分析で用いた変数の出所

| 変数                               | 資料の出所                             |
|----------------------------------|-----------------------------------|
| 診療総率 <sup>1)</sup>               | 国民健康保険中央会・連合会『国民健康保険の実態』、各年版      |
| 国保被保険者数(年間平均) <sup>1)</sup>      | 同上                                |
| 医師数(12月末) <sup>2)</sup>          | 厚生省大臣官房局統計情報部編『医師・歯科医師・薬剤師調査』、各年版 |
| 人口(3月末) <sup>1)</sup>            | 自治省行政局『住民基本台帳人口要覧』、各年版            |
| 全身用CT台数(10月1日) <sup>3)</sup>     | 厚生省大臣官房局統計情報部編『医療施設動態調査』、各年版      |
| 可住地面積 <sup>1)</sup>              | 東洋経済『地域経済総覧』、1990年                |
| 課税対象所得 <sup>1)</sup>             | 自治省『市町村税状況等の調』、各年版                |
| 課税対象所得(国保) <sup>4)</sup>         | 厚生省保険局調査課編『国民健康保険実態調査報告』、各年版      |
| 年齢階級別・国保被保険者数(9月末) <sup>4)</sup> | 同上                                |

注) 1) 都道府県・市町村。

2) 都道府県・2次医療圏・市町村。調査年は、偶数年。

3) 都道府県・2次医療圏。3年に1度調査。90年、93年、96年調査を利用。

4) 都道府県。

とする重要な患者属性が得られないため、集計データで補う必要があるかもしれない。残念ながら本稿の結論からは、最適なデータの集計単位や集計単位による信頼性の度合いについて一般的なことは分からず、今後に課題を残す。

### 謝 辞

本稿の作成にあたって、本誌レフェリー、京都大学の西村周三教授、法政大学の小椋成立教授、京都大学経済研究所の岩本康志助教授から有益なコメントをいただいたことに対してこの場で改めてお礼申し上げる。なお、膨大なデータの入力作業で多大な助力をいただいた西村周三研究室のスタッフの方々にも心から感謝申し上げる。本稿の誤りはすべて筆者の責任である。

(平成13年4月投稿受理)

(平成13年6月採用決定)

### 注

- 1) このアプローチが圧倒的に主流である理由として、もともと医師需要誘発仮説が、地域間の人口当り医師数と医療サービス需要の間に見られる正の相関関係を説明する仮説として提唱されたことと、データの制約から他のアプローチによる検証が困難であることが考えられる。
- 2) 歯科医療を扱ったものとして、山田(1994)、安藤他(1997)がある。
- 3) 西村(1987)や泉田他(1998)は横断面データを複数年プールしたものを用いているが、観察

されない地域属性は推定では考慮されておらず、その理由も正当化されていない。

4) レセプトは、医療機関が保険者に提出する支払い請求書である。

5) 医師・歯科医師・薬剤師調査(1996年度版)によると、96年12月末時点での医師がいない町村は66存在する。しかし、国民健康保険の実態(1997年度版)によると、96年度それらの町村在住者も医療サービスを使用している。つまり患者の「越境受診」が存在するのである。

6) 鈴木(1997)のデータセットに関するその他の欠点として、データが横断面であり、人口当り医師数が市町村集計の値を用いているため、地域固有の特性が市町村単位では制御できないという点があげられる。彼女は、都道府県単位で制御している。

7) Feldman and Sloan(1978)によれば、パネルデータの使用は、医師需要誘発仮説に対する主要な批判の1つである識別問題に対する解決策となる。他に識別問題について述べた文献としては、Auster and Oaxaca(1981), Dranove and Wehner(1994)がある。Feldman and Sloan(1978)は、識別問題に対する議論が包括的に整理され有益である。

8) 2次医療圏は、医療法の規定により、都道府県において設定される区域で、主として一般の入院医療を提供する病床の整理を図るべき区域である。それは概ね広域医療圏であり、入院医療についてある程度完結していると考えられる。外来医療において、市町村内受診の割合は若者、老人それぞれ68%, 75%である(図3)。ところが入院医療については、その割合は若者、老人それぞれ53%, 63%に下がる。従って、外来医療についても2次医療圏はかなり完結した医療圏と考えられ、「越境問題」によるバイアスは小

- さいと考えられる。
- 9) 安藤他 (1997) は、保育園児のレセプトデータと集団検診データをリンクageしたデータを用いている。彼らの研究は本論文の2つの課題を克服していると考えられ、結果は医師需要誘発仮説を支持している。しかし、分析対象が保育園児のう蝕治療に限定され、データの制約から他分野に適応することが困難である。
- 10) 受診件数はレセプト枚数と同義である。レセプトは、暦月ごとに作成される。治療が複数月にまたがる場合、レセプトは治療にかかった月数だけ作成される。従って受診件数が初診回数を上回ることは珍しくない。
- 11) 年齢を含む患者属性について個票を用いている鈴木 (1997) では、このような操作を行う必要がなく、この点では本稿のデータセットよりもすぐれている。
- 12) 以下、本稿で老人とは老人保健加入者を指し、若人とはそれ以外の国保加入者を指す。ただし若人に退職被保険者は含まれていない。
- 13) 初診割合を求める推定は、次のような2つの仮定のもとに行われている。第1に、5月の罹患状況が年間の罹患状況を代表しうることが仮定されている。第2に、地域ごとの初診割合は年齢構成のみで説明されると仮定されている。第2の仮定はやや強い仮定であるがデータの制約による。83年2月に老人保健制度が発足する以前の5月の初診割合と高齢化率は、老人は70歳以上の者を、若人はそれ以外の者とした値であり、5月の高齢化率は『国民健康保険実態調査報告』に掲載されている9月末の年齢階級別被保険者数から計算した値を線形補完したものを用いている。なお、推定期間が1979年から96年に限られている理由は、『国保医療給付実態調査報告』に、78年以前は診療開始月別のレセプト枚数を年齢階級別に集計された表が掲載されておらず、97年以降は外来と歯科の合計枚数しか掲載されていないからである。
- 14) 1人当たり医療費、1件当たり金額は、それぞれ多様な医療サービスの量と価格の和である。従って、本稿の需要の定義は通常の需要(量)の定義とは少々異なる。本稿で両者を需要と定義する理由は以下の2つの理由による。後述するように、推定では1人当たり医療費、1件当たり金額は、医療サービスの価格を決定する診療報酬改定の影響が排除された実質値として扱われている。また1人当たり医療費、1件当たり金額を需要と定義することは、本稿の実証目的や想定と整合的である。医療サービスは多様なサービスの集合であるため、先行研究においても研究の目的や想定によって需要や価格の定義は異なる。
- 15) adding up conditionについては、W. Green (1997), Bernt, R (1991) を参照。鈴木 (1997) は、受診件数と1人当たり金額を被説明変数とした線形の推定式から人口当たり医師数の弹性値を求め、両者の差から人口当たり医師数の1件当たり金額に対する弹性値を得ている。これは弹性値間の整合性を確保するためであるが、一般的に推定する方程式の選択によって結果が異なるという欠点がある。
- 16) なお、本稿と鈴木 (1997) の推定に共通する問題点として、医師誘発需要を過小評価し、患者誘発需要を過大評価している可能性が考えられる。医師は需要を誘発する場合、高価な医療サービスを供給するとともに、診療日数を引き伸ばす可能性が考えられるからである。診療日数がレセプト枚数を増加させるほど引き伸ばされた場合バイアスが起こる。風邪など比較的軽くて短期に治ることが多い疾病の場合、症状が改善すれば、たとえ医師が需要を誘発しようとしてもタイムコストを理由に患者が来院を自発的に拒否する可能性が高い。しかし、慢性疾患の場合診療日数を増加させることで需要を誘発する余地が高いと考えられる。従って、慢性疾患の者が多く、タイムコストが低いと考えられる老人については推定結果の検討においてバイアスに注意する必要があるだろう。
- 17) 日本の医療サービスの価格指数についてまとめ、考察したものとして、岩本 (2000), 岸田 (2001) がある。
- 18) アメリカと異なり、日本の医療サービス価格の決定に医師の裁量の余地は無く、同一のサービスは同一価格で公定である。従って、本論文では診療報酬改定の影響を示す年度ダミーが価格の変数である。西村 (1987), 大竹 (1990) は1件当たり金額を、泉田他 (1998) は、1日当たり金額を医療サービスの価格と定義している。しかし、両者は医療サービスが提供された後の事後的な金額であり、市場において患者がこの変数を価格とみなして行動するという想定は、医師と患者間に情報の非対称性が存在するという医師需要誘発仮説の想定と矛盾すると考えられる。
- 19) 2次医療圏では、横浜市は、横浜北部、横浜西部、横浜南部の3つに分割されている。しかし、国民健康保険の実態からは横浜市のデータしか得られない。従って96年時点で2次医療圏は実際には347存在するが、本論文では345である。
- 20) Pooled Model は、5年分の横断面データに年度ダミーを入れてプールしたもの。Fixed Effect Model は、それに地域ダミーを入れたものである。
- 21) W. Green (1997)。
- 22) 若人については、国保被保険者の40~69歳割合、50~69歳割合を、年齢構成をあらわす変数とした推定も行った。人口当たり医師数の係数は、

- 定性的には高齢化率を用いた表2の結果と同じである。しかし、Fixed Effect Modelにおいて、40～69歳割合、50～69歳割合の係数は、需要関数で有意でなく、医師需要誘発関数では負で有意である。理由は不明であるが、推定結果から判断する限り、40～69歳割合、50～69歳割合は高齢化率よりもすぐれた変数であるとは言えない。
- 23) 表には示されていないが、すべての推定式で、若人は人口当たり医師数と高齢化率以外の説明変数について、老人は人口当たり医師数以外の説明変数について、それぞれいくつかを落した推定も行った。結果はあらゆる説明変数の組み合せで、表2～表4の結果が頑健であることを示している。
- 24) さらに、医師需要誘発仮説の実証研究が間接的なアプローチを取っているため、その結果が疑わしいという立場を取るならば、本稿の結果は仮説を棄却したと言うよりは、むしろ仮説を肯定したこれまでの先行研究の結果を再考する必要があることを示したというべきであろう。

## 参考文献

- Acton, J. (1975) "Nonmonetary Factors in the Demand for Medical Services: Some Empirical Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 83, pp. 595-614.
- Auster, R. and R. Oaxaca (1981) "Identification of Supplier-Induced Demand in the Health Care Sector", *Journal of Human Resources*, Vol. 16, pp. 327-342.
- Brenst, R. (1991) "Modeling the Interrelated Demands for Factors of Production: Estimation and Inference in Equation Systems", *The Practice of Econometrics Classic and Contemporary*, Addison-Wesley Publishing Company.
- Cromwell, J. and J. Mitchell (1986) "Physician-Induced Demand for Surgery", *Journal of Health Economics*, Vol. 5, pp. 293-313.
- Dranove, D. and Wehner P. (1994) "Physician-Induced Demand for Childbirths", *Journal of Health Economics*, Vol. 13, pp. 61-73.
- Escarce, J. (1992) "Explaining the Association between the Surgeon Supply and Utilization", *Inquiry*, Vol. 29, pp. 403-415.
- Feldman, R. and Sloan, R. (1988) "Competition among Physicians, Revisited", *Journal of Health Politics and Law*, Vol. 13, pp. 239-261.
- Fuchs, V. (1978) "The Supply of Surgeon and the Demand for Operations", *Journal of Human Resources*, Vol. 13, pp. 35-56.
- Green, W. (1997) *Systems of Regression Equations Third Edition Econometric Analysis*, Prentice-Hall International, Inc.
- Gruber J. and Owings M. (1996) "Physician Financial Incentives and Cesarean Section Delivery", *RAND Journal of Economics*, Vol. 27, No. 1, pp. 99-123.
- Phelps, C. (1986) "Induced Demand—Can We Ever Know Its Extent?", *Journal of Health Economics*, Vol. 5, pp. 355-365.
- Rossiter, L. and G. Wilensky (1984) "Identification of physician-induced demand", *Journal of Human Resources*, 19, pp. 231-244.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator", *Econometrica*, Vol. 48, pp. 817-838.
- Wilensky, G. and Rossiter, L. (1983) "The Relative Importance of Physician-Induced Demand in the Demand for Medical Care", *The Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society*, Vol. 61, pp. 253-277.
- 安藤雄一他 (1997) 「保育園児のう蝕治療における医師需要誘発需要の検討」『医療と社会』, Vol. 7 (3), pp. 113-133。
- 泉田信行他 (1998) 「医師需要誘発理論の実証分析」『季刊社会保障研究』Vol. 33 (4), pp. 374-381。
- 岩本康志 (2000) 「人口の高齢化と医療費」, 『人口減少下の社会構造に関する欧米諸国の研究事例調査』委託調査報告』pp. 47-68。
- 大竹文雄 (1990) 「国民健康保険における地域格差に関する調査報告書」。
- 岸田研作 (2001) 「医療技術の価格指標作成とその利用に関する一つの試み——画像診断技術の場合——」, 『医療と社会』Vol. 11 (2)。
- 鈴木玲子 (1997) 「外来医療と医師密度」『老人医療レセプトデータ分析事業1996年度研究報告書』pp. 19-34, (財)公衆衛生振興会。
- 西村周三 (1987) 「医師需要誘発理論をめぐって」『医療の経済学』, pp. 25-45, 東洋経済新報社。
- 山田 武 (1994) 「高齢者歯科サービス市場の不均衡分析」, 『医療と社会』Vol. 4 (1), pp. 116-138。(きしだ・けんさく 京都大学大学院博士課程)

## 病院における看護サービスの価格付けの試み

下野 恵子  
大津 廣子

(1982) を参照)。

### I はじめに

この論文で、我々は、病院内で看護婦・士(特に断らない限り、准看護婦・士、看護婦・士の両者を含める)によって提供される“看護サービス”の価格付けを試みる。ここで用いる『看護・介護サービスの対価に関する意識調査』は著者の一人である大津により1994年に実施された。調査対象は、看護サービスの供給者である看護婦・士200名、需要者である入院経験者を主とする一般人200名の小規模な調査である。しかし、看護サービスの供給者と需要者の両方に対して、病院で提供される個々の看護サービスの妥当と思われる価格を質問しており、個々の看護サービスの価格付けの初めての試みである。

現在、看護婦・士が入院患者に対して提供する看護サービスは、個別のサービスや技術が点数化されるのではなく、入院に付随するサービスとして「入院基本料」として一括計算される。2000年診療報酬改定で、「入院環境料」、「入院時医学管理料」、「看護料」が統合され、「入院基本料」となったが、従来の「看護料」は、入院患者数に対する看護要員数(看護職員や看護補助者などのこと)の比率により算定されており、「入院基本料」になってもその計算には変更はない。つまり、看護サービスは、サービスの質やサービス提供者の技術・能力・資格を問われることはない(岩下他(1996)を参照)。そのため、看護婦・士にとっては、個々の看護サービスに関するコスト意識を持ちにくく、看護サービスの質や技術の向上へのインセンティブも持ちにくい状態にある(荒井

一方、近年の医療費の高騰とアメリカ流の医療経済学の流入により、医療費の抑制を目的として、「出来高払い」から「包括支払い方式」への転換が進められている(老人病院の支払いなど)。川渕(1996)は、現在の日本の保険点数システムは原価主義からの乖離をもたらしているとして、アメリカで医療費削減の手段として実施されているDRG(Diagnosis Related Groups: 診断群別包括支払い方式)を積極的に紹介することで、包括的支払い方式の導入を推奨している。二木(1992)も、医者の立場から、包括支払い方式のメリットを論じている。さらに、現在の出来高払いから包括支払い方式という流れの中で考えれば、個々の看護サービスに応じた支払い(出来高払い)は非現実的であり、看護婦の待遇改善につながらないとして、退けている。

しかし、看護サービスを具体的なサービスの集合として価格付け(医療点数化)していくこうという考えは、意欲のある看護婦・士を中心として根強く存在する。例えば、金井・安川(1996)、安川(1996)では看護技術の評価とそれに応じた価格評価の必要性を論じている。我々も、また、看護サービスは個別のサービスの集合体であり、個別のサービスの質が評価されるべきであると考える。看護サービスも“サービス”的一種であり、価格評価によって、サービスの質の向上というインセンティブが与えられる(フュックス(1974)、ロッシュ(1980)を参照)。サービスの質の向上、サービス提供者の技術の向上は、提供されるサービスが評価されて、初めて可能になる。評価の方法には、組織内部での適正な評価という方法もあ

るが、それよりも市場での評価がわかりやすい。実際、病院内の個々の看護サービスに対する価格付けは必ずしも難しくない。例えば、美容院での洗髪サービスには価格が付いているのに、病院内での介助を伴う洗髪サービスに価格を付けることが不可能とは考えがたい。この論文では、“全面介助での洗髪”をはじめとする病院内で提供される7つの具体的な看護サービスの価格付けを試みている。

ところで、公的介護保険の導入によって、高齢者対象とはいえ、介護・看護サービスに価格が付けられたことも、この研究の背景にある。現在、病院や施設内で提供される介護・看護サービスでは個々のサービスの質やサービス提供者の技術を問わないと、2000年4月から導入された公的介護保険における在宅の高齢者に対する介護・看護サービスの報酬は、時間、サービスの質によって細分化されている。さらに、ホームヘルパーによるサービスと看護婦のサービスもはっきり区別されている。例えば、ホームヘルパーの場合、30分以上1時間未満の家事援助サービスは1530円、身体介護サービスは4020円、その中間の複合型は2780円となっている。看護婦の行う訪問看護サービスは、医療機関から派遣された場合には5500円、訪問介護センターからであると8300円の報酬となる(30分以上1時間未満)。准看護婦の場合にはこの価格の90%となる。なお、2000年4月現在で、医療保険内の在宅患者訪問看護・指導料(1日1回週3回まで)は、保健婦・看護婦が行った場合には5300円、准看護婦が行った場合は4800円となっており、介護保険との価格差は大きい。

介護サービス分析の分野でも個票データを用いた需要価格、供給価格に関する分析はまだ少ないが、大日(1997, 1999a)では各種の民間在宅看護・介護サービスのWTP(willingness to pay)から看護・介護需要関数を推計し、大日(1999b)ではコンジョイント・アナリシスを用いて介護需要関数を導いている。下野(2000)では、ホームヘルパーの労働供給と時間給の関係を分析している。

この論文では、仮に病院内の看護サービスが個別に有料化(診療報酬点数化)されたとした場合の価格水準を考察し、訪問介護サービスや訪問看護サービスの価格との比較を試みる(IIIを参照)。さらに、看護サービスの需要者である一般人と供給者である看護婦・士の価格付けの要因分析も行っている。ここで目を引いたのは、若い世代の看護婦・士は、個々の看護サービスに対して高い価格を要求する傾向のあることである。例えば、20代の看護婦・士は、40代、50代の看護婦・士のほぼ1.5倍の価格を提示している。需要者の妥当とする価格が年代とほとんど関係ないのとは、対照的な結果である。看護サービスに対する評価に関して、看護婦・士の世代間ギャップは大きい。一部であれ、具体的な看護サービスの価格化は、若い看護婦・士のやる気、技術向上のインセンティブとなる可能性を持つ。

論文の構成は以下のとおりである。IIで分析に用いたデータの説明を行い、IIIで需要者(一般人)と供給者(看護婦・士)の回答した7種類の看護サービス価格の比較を行う。IVは、看護サービスの需要行動の分析である。Vは、看護サービスの供給者である看護婦・士による価格付けの問題を年齢、勤務年数に注目して分析する。VIはまとめである。

## II 使用データ

### 1 調査対象と調査内容

本研究の調査対象は、愛知県、静岡県在住の住民(以下、一般人)200名と愛知県、静岡県の病院に勤務している看護婦・士200名である。一般人、看護婦・士とも“看護サービスに関する意識や価格づけが年齢により異なる”という仮説のもとに、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代の各年齢階級でほぼ同じになるように、アンケート対象者を設定した。

一般人の調査対象の抽出はモニター紹介業者(株・朝日エル)に依頼し、調査方法は郵送法を用いた。このモニター会社は医療関係のアンケート調査を中心に引き受けている。この時、愛知県

や静岡県の特定地域に偏らず、かつ、可能な限り入院経験者を選択するように依頼したが、入院経験者のサンプルが足りなくて、結果的に入院体験のないものも15%程度含まれている。入院経験者を主として選択したのは、多少なりとも病院のシステムを理解しているサンプルを選択するためである。

また、看護婦・士の調査対象の抽出は、1つの老人病院と7カ所の国立・公立・私立の総合病院に大津が直接依頼した。調査対象サンプルの選択は、各年代がほぼ同数になるように希望したうえで、選択は各病院にゆだねた。調査方法は留置法である。有効回収票は、一般人が164票(回収率82%)、看護婦が137票(回収率68.5%)である。

アンケート調査では、医療費や看護料、診療報酬に対する関心度とその理由、看護サービスの質、看護婦・准看護婦の給与水準にたいする考え方、保険外負担の是非、個人特性等に加えて、この論文で分析している7つの具体的な看護サービスに対する妥当な価格(現行の制度のもとでは診療報酬点数化(=価格化)されていない)を訊ねている。

調査対象者の属性は表1にまとめられている。

ここで、『看護・介護サービスの対価に関する意識調査』(1994年)で、各看護サービスの価格以外で、看護サービスに関連し重要と思われるものの項目を簡単に紹介しておく。

まず、看護料については、看護婦の80.3%と高い関心は当然として、一般人でも70.1%が関心を持っている。その理由として、一般人では「良い看護を提供してもらうには、看護料が関係するから(41.5%)」が多く、看護婦は「看護が自立するためには看護料が関係するから(35.1%)」「良い看護を提供するためには、看護料が関係するから(34.2%)」と回答している。つまり、一般人も看護婦もよい看護と看護料とは関係していると考えられることが多い。

さらに、よい看護を受けるために“保険外負担をしてもよいか”という問い合わせに対しては、一般人で「支払ってもよい」が51.8%、「支払う必要はない」が29.9%で、支払ってもよいとする回答が半数を占めている。「支払ってもよい」理由は、「良いサービスに対するお礼の気持ちから」が62.4%と最も多く、「また次回も良いサービスをして欲しいから」が17.6%であり、サービス需要者である一般人の人は、提供されるサービスが

表1 調査対象者の属性

|                         | 一般人     |        | 看護婦・士 |       |
|-------------------------|---------|--------|-------|-------|
|                         | 平均      | 標準偏差   | 平均    | 標準偏差  |
| 年齢                      | 44.4歳   | 12.85  | 37.5歳 | 10.49 |
| 性別(男性の割合)               | 0.409   | 0.493  | 0.022 | 0.147 |
| 既婚者の割合                  | 0.811   | 0.393  | 0.599 | 0.492 |
| 医療費に関心がある割合             | 0.853   | 0.355  | 0.802 | 0.399 |
| 看護料に関心がある場合             | 0.723   | 0.449  | 0.815 | 0.389 |
| 看護サービスへの評価(10年前より良くなった) | 0.364   | 0.483  | 0.704 | 0.458 |
| 保険外負担を認める割合             | 0.522   | 0.501  | 0.434 | 0.497 |
| 看護婦の給与が安いと思う割合          | 0.905   | 0.295  | 0.954 | 0.211 |
| 家族構成                    | 3.5人    | 1.428  |       |       |
| 世帯収入                    | 798.3万円 | 444.83 |       |       |
| 保険の種類(国民健康保険加入者)        | 0.288   | 0.454  |       |       |
| 入院経験者の割合                | 0.866   | 0.342  |       |       |
| 満足な看護・介護サービスを受けた割合      | 0.399   | 0.491  |       |       |
| 勤務先(国・国立病院割合)           |         |        | 0.273 | 0.447 |
| 勤務年数                    |         |        | 15.0年 | 9.40  |
| 准看護婦の割合                 |         |        | 0.500 | 0.502 |
| サンプル数                   | 164     |        | 136   |       |

良いサービスであれば、保険外負担をしてもよいと考えている。一方、サービス供給側の看護婦では、保険外負担として看護サービス料を「支払って貰いたいと思う」者が43.1%、「支払ってもらいたいと思わない」者が40.1%で、意見はほぼ半々に分かれる。「支払って貰いたい」理由としては、「医療保険（健康保険など）に含まれている看護料が安いから（32.2%）」「他の専門職と比較して、看護婦の給与が安いから（30.5%）」「自信をもって、良い看護サービスを行ったから（28.8%）」などがあげられる。「支払って貰いたいと思わない」理由で最も多いのは「医療保険（健康保険等）以外の支払いは、患者の負担が多くなるから」が58.2%であり、「すでに医療保険（健康保険等）の中で看護料として、支払われているから」が25.5%、「看護は奉仕の精神が大切だから、料金とは関係ない」との回答も12.7%存在する。

看護サービス一般の水準についての“10年ぐらい前の看護サービスと比較すると、看護サービスの質は良くなかったか”的問に対し、一般人では「変わらないと思う」が47.0%と最も多く、次いで「良くなかったと思う」が34.1%、「悪くなかったと思う」が12.8%である。しかし、看護婦では「良くなかったと思う」が69.3%と大多数を占める。看護サービスの質についての認識は、一般人と看護婦では大きく食い違っている。

## 2 看護サービス価格の調査法

この論文の目的は、アンケート調査によって、現行の医療保険では認められていない個々の看護サービス価格の評価、具体的な看護サービスの価格付けを試みることである。現行の医療保険では、入院患者に対する個々の看護サービスは入院に付随するサービスと考えられており、「入院基本料」として包括した形で支払われている。つまり、医療サービスが、基本的には、手術、検査、医薬品投入の種類や量による出来高払いであるのに対し、看護サービスは、個々のサービスに対して料金が算定されるのではなく、患者1人にたいして提供されるサービス全体を包括して点数化されている。

我々が価格付けを試みる具体的な看護サービスは、「全面介助が必要な食事介助（1回）」「全面介助が必要な全身清拭（1回）」「全面介助が必要な洗髪（1回）」「1日10回以上行う便・尿器の挿入」「1日10回以上行うオムツ交換」「1日10回以上行う体位変換」「1日10回以上の血圧測定」の7項目である。これらの7項目の看護サービスに対して、物価、他のサービス価格と比較して妥当と考える価格を、看護サービスの需要者である一般人と供給者である看護婦・士に尋ねている。一般人に対する質問、看護婦・士に対する質問は次のとおりである。

### 〈一般人への質問〉

「現在の医療保険（健康保険など）では、入院中に洗髪や清拭などのサービスを受けてもその料金を支払う必要はありませんが、もしかりに、看護婦から次のサービスを受けてその料金を保険内で支払うことになれば、どれくらいの料金が適切だと考えますか。」

### 〈看護婦・士への質問〉

「現在の医療保険（健康保険など）では、入院患者に洗髪や清拭などのサービスを行った場合に、その料金を請求することは認められていませんが、もしかりに、あなたが次のサービスを行い、その料金を医療保険の範囲内で患者に請求することができるとすれば、どのくらいの料金が適切だと考えますか。」

質問に続けて、どちらに対しても、「以下の平成6年度小売物価を参考に、適切だと思われる価格に○印をつけて下さい。」とし、平成6年度の名古屋市における入浴料、理髪代、マッサージ、家政婦給料、米等の平均価格を示している（附表を参照）。

つまり、ここで回答された価格は、アンケート調査の方法から考えると、一般人が購入してもよいと考える価格、看護婦・士が供給してもよいと考える価格ではなく、“一般価格と比較して妥当であるとえた価格”であることに注意して欲しい。

### III 看護サービスの価格評価——一般人と看護婦

#### 1 需要価格と供給価格

表2は、一般人(需要者)と看護婦・士(供給者)が回答した各種の看護サービス価格をまとめたものである。このアンケートでは、「支払わない」「100円未満」「100~500円未満」「500~1000円未満」「1000~2000円未満」「2000~3000円未満」「3000~4000円未満」「4000~5000円未満」「5000~1万円未満」「1万円以上」の10の選択肢がある。表2で平均値を算出する際には、欠損値を除き、さらに、各選択肢の中央値をとって計算している。ただし、「料金はいらない」は0円、「1万円以上」は1万5000円として数値化している。

さて、表2の平均値でみると、看護サービスの供給者である看護婦は、一般人より高い価格を回答している。看護サービスの需要者である一般人は、看護婦のつけた価格の40~77%の範囲で価格付けをしている。しかし、中央値でみると、看護婦と一般人の看護サービス価格は「全面介助が必要な食事介助」を除いて一致しており、最頻値では、「全面介助が必要な全身清拭」と「1日10回以上行う体位交換」以外では両者の回答価格は同一である。つまり、平均値では大きな開きがあるものの、最頻値や中央値を考慮すると、看護婦と一般人の看護サービスの価格レベルについての認識はさほど変わらないといえるかもしれない(図1で回答の分布を示している)。

さらに、一般人の平均価格が1000円を超える

のはここで挙げた7種類の看護サービスのうち4つである。「1日10回以上行うオムツ交換(以下、オムツ交換)」が1780円、「1日10回以上行う便・尿器の挿入(以下、便・尿器の挿入)」が1680円、「1日10回以上行う体位交換(以下、体位交換)」が1130円、そして「全面介助が必要な全身清拭1回(以下、全身清拭)」が1020円となっている。それに対して、「全面介助が必要な洗髪(以下、洗髪)」は800円、「1日10回以上行う血圧測定(以下、血圧測定)」が780円、「全面介助が必要な食事介助1回(以下、食事介助)」が530円と、1000円以下となっている。明らかに、一般人に大変であるというイメージを持たれいるサービスの価格が高くなっている。一方、看護婦の場合には、すべてのサービスの平均価格が1000円を超えており、特に、オムツ交換、便・尿器の挿入、体位交換は2000円を超えていている。

さて、サービス価格の高い順に並べると、順番は看護婦・士と一般人ではほとんど変わらないが、唯一の例外が血圧測定である。看護婦・士は血圧測定に1900円の価格を付けており、4番目に高いサービスとなっているが、一般人の回答価格は780円と7つのサービスのなかで6番目となっている。血圧測定は看護婦・士と一般人との評価が最も異なるサービスであり、一般人の提示した平均価格は看護婦・士の40%にしかならない。看護婦・士にとって、血圧測定は、体温脈拍呼吸測定とともに、生命の徵候に関する情報を得るための重要な技術であり、その技術は専門的知識に裏付けられた活動であるが、一般人にとっては専門

表2 看護・介護サービスの価格の格差：看護婦と一般人

|                  | 看護婦(供給) |        |        | 一般人(需要) |        |        | 一般人/看護婦 |
|------------------|---------|--------|--------|---------|--------|--------|---------|
|                  | 平均      | 中央値    | 最頻値    | 平均      | 中央値    | 最頻値    |         |
| 全面介助が必要な食事介助(1回) | 1216.2  | (750)  | (300)  | 526.0   | (300)  | (300)  | 43.2%   |
| 全面介助が必要な全身清拭(1回) | 1528.2  | (750)  | (750)  | 1016.7  | (750)  | (300)  | 66.5%   |
| 全面介助が必要な洗髪(1回)   | 1416.4  | (750)  | (750)  | 795.1   | (750)  | (750)  | 56.1%   |
| 1日10回以上行う便・尿器の挿入 | 2174.8  | (1500) | (1500) | 1684.3  | (1500) | (1500) | 77.4%   |
| 1日10回以上行うオムツ交換   | 2567.1  | (1500) | (1500) | 1779.9  | (1500) | (1500) | 69.3%   |
| 1日10回以上行う体位交換    | 2178.6  | (1500) | (1500) | 1129.7  | (750)  | (750)  | 51.9%   |
| 1日10回以上行う血圧測定    | 1898.5  | (750)  | (750)  | 775.2   | (750)  | (750)  | 40.8%   |

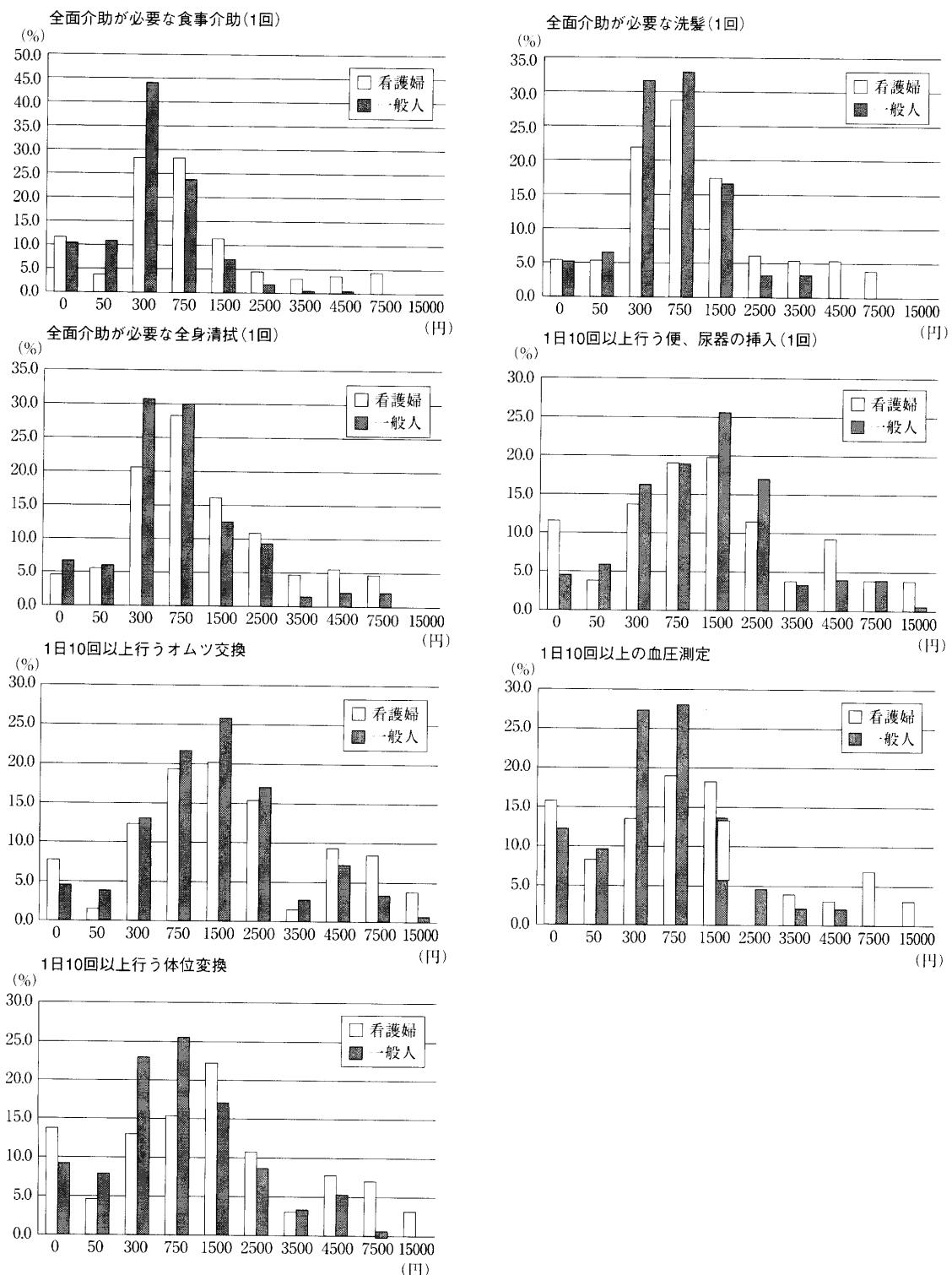


図1 各看護サービス価格の分布

家でなくてもできる活動であると認識されていると考えられる。

図1は各サービスの看護婦・士と一般人の評価のばらつきを図示したものである。明らかに、すべてのサービスに関して、一般人の方が回答した価格が平均値付近に集中している。また、看護婦・士の場合「料金はいらない」と答えている割合が一般人より高い場合が多い(清拭を除く6ケース)反面、非常に高い価格を提示しているグループが存在する。看護婦・士の回答の分析はVで詳しく行う。

以上から明らかにされたことは、第1に、需要者である一般人の大多数は、現在は支払われていない看護サービスに対して程度の差はあれ市場価格を付けていることである。さらにIIで示したように、少なくとも半数以上は保険外負担という形で看護サービスに対する支払いを認めている。一方、サービス提供者である看護婦・士には、一般人以上に、看護サービスの報酬を受け取ることに対する抵抗が見られる(各サービス5~15%)。この理由は“博愛”“奉仕”的精神が強調されてきた看護の歴史的経過のためかもしれない。第2に、看護サービスの価格水準に関しては、看護婦と一般人の回答はかなり一致している。表2にまとめられているように、平均値でみると、需要者である一般人の妥当と考える価格は、看護婦・士の回答価格の40~80%とかなり低いが、中央値や最頻値では、看護婦・士と一般人との看護サービス価格に対する評価に大きな差異はない。

## 2 公的介護保険における訪問介護・訪問看護サービス価格との比較

ここでは、1で得られた病院内での看護・サービス価格の水準をもとに、公的介護保険で提供される「身体介護サービス」、「訪問看護サービス」価格との比較を行う。公的介護保険でも、施設介護サービスは、病院内での看護サービスと同様に「包括支払い方式」であるが、在宅介護サービスでは、サービスの質、時間により、個々のサービスについて価格が設定されている。例えば、30分以上1時間未満では、家事援助サービスは

1530円、身体介護サービスは4020円、その中間の複合型は2780円である。看護婦の行う訪問看護サービスは、30分以上1時間未満で、医療機関から派遣された場合には5500円、訪問介護センターの場合には8300円となる。

ここで、アンケートから得られた看護サービス価格として、食事介護を除いて需要者と供給者の回答が重なっている表2の中央値を用いる。このアンケートで調べた看護サービスの価格は時間単位ではなく作業単位であるが、病院管理研究協会『介護必要度に関する調査研究』(1999年3月)を用いると、いくつかのサービスを時間価格に変換することが可能である。例えば、「全面介助の必要な食事介助」(1回約30分)は中央値を用いて1時間あたりに換算すると600円から1500円、「全面介助の必要な全身清拭」(1回約15分)は時間あたり約3000円、「全面介助が必要な洗髪」(1回約12分)は時間あたり換算で3750円になる。

「食事介助」の時間あたり価格は訪問介護の家事援助サービスの水準に近く、「全身清拭」や「洗髪」は身体介護サービスの単価4020円(30分から1時間)より低めである。このように病院内で提供される看護サービスは、訪問看護サービスの単価5500円(医療施設からの派遣)はもちろん、ホームヘルパーの行う介護サービスと比べても、かなり低めに評価されている。

## IV 看護サービスの需要者の分析

ここでは、7つの看護サービスの需要価格がどのような要因によって決まるかを分析する。まず、需要者の各サービスに対する価格付けに影響を与えると思われる年齢階級、所得階級に注目する。アンケートの前提として、需要価格は年齢に影響されると想定したが、世代と需要価格の間には特別な傾向は見られなかった。また、所得階級ごとの平均価格に関して、所得1000万円以上の世帯が最も高い価格を回答する傾向が見られるものの、所得が高くなるほど価格を高く回答するというような明確な関係は見られない。

ここでの分析はトービットモデルによって行わ

れる。推定にトービットモデルを用いるのは、各看護サービスの回答価格( $y$ )が0であるサンプルを含めて推定を行うためである。トービットモデルは、次のように定式化される(Amemiya(1985)を参照)。

$$\begin{aligned}y &= y^* && \text{if } y^* > 0 \\&= 0 && \text{if } y^* \leq 0\end{aligned}$$

$$\text{ここで, } y^* = \beta_1 + \beta_2 x + u$$

上式の $\beta_1, \beta_2$ は推定すべき係数、 $y$ は被説明変数、 $y^*$ は $y$ の推定値、 $x$ は説明変数、 $u$ は残差である。説明変数 $x$ としては、年齢階級(30代ダミー、40代ダミー、50代ダミー)、所得(世帯収入1000万円以上ダミー)に加えて、性別、既婚者ダミー、健康保険加入者ダミー、入院経験ありダミー、看護料に関心ありダミー、保険外負担を認めるダミー、介護の質ダミー、医療に関する知識ダミー、の合計12変数を用いた。

また、入院経験者とそうでない者との価格設定行動に差がある可能性もあるので、一般人全体だけでなく、入院経験者のみのサンプルでも推定を行った。その結果、入院経験者のみのサンプルでは、統計的に有意でなかった“国民健康保険加入者ダミー”が正で有意となり、洗髪では、年代ダミーと性別ダミーが有意となった。しかし、一般人全体と入院経験者のみの推定結果は、有意になる変数と有意な係数の大きさに関して、上記の点以外大きな違いはない(表3を参照)。そこで、以下では、一般人全体のサンプルを用いて、推定結果を説明する。

まず、どのサービス項目に関しても統計的に有意な変数は、“入院経験ありダミー”である。入院経験によって、看護サービスの評価は大きく上昇する(400円～1500円)。そして、全身清拭を除いたすべてのサービス価格決定に対して正で有意なのが、“保険外負担を認めるダミー”である。さらに、「全身清拭」では、男性であることが有意に価格を押し上げている。一方、既婚者であることは、サービス価格を引き下げる方向に働く。

また、高い価格のついた「オムツ交換」「便・尿器の挿入」「体位交換」で、“世帯収入”が統計的に有意な正値をとるのは興味深い。高い価格

水準のサービスに関しては、支払い能力の問題が出てくる可能性がある。

さらに、看護サービスの需要者の特徴は、年代ダミーがきかないことである。この点は、介護サービスの供給者である看護婦の場合と全く異なる(Vを参照)。

## V 看護サービス供給者の分析

### 1 年代別と勤務年数別の各サービスの平均価格

看護婦の場合、看護サービスの価格は年齢、勤務年数によって明らかに異なる。勤務年数と年齢の相関は0.9と非常に高いが、年齢階級ごとの看護サービスの供給価格と勤務年数ごとの供給価格の傾向は若干異なっている。

まず、7つの看護サービスの全体平均価格を世代別にみると、すべてのサービスで20代の平均価格が最も高く、30代、40代、50代の順となっており、その差は小さくない。例えば、「オムツ交換」「体位交換」「便・尿器挿入」について、40代、50代では1300円～1800円台の価格付けをしているのに対し、20代、30代では2500円～3100円台と1.3～1.5倍の価格付けがされている。一般人と異なって、看護婦では若い世代ほど各サービス価格を高く付けるという明確な傾向が見られる(図2を参照)。

この理由として、40代、50代では、准看護婦・士が大多数を占めていることが関係するかもしれない。アンケート調査の最終出身校から身分を類推すると、20代では看護婦・士が55.0%、准看護婦・士が45.0%とほぼ半々であるが、30代では、看護婦・士が約70%を占める。しかし、40代、50代では逆に准看護婦・士が6割以上と准看護婦・士が多くなっている。

次に、勤務年数別に各サービスの平均価格を図示したものが、図3である。どのサービスにおいても勤続年数6年から12年未満の看護婦・士が最も高い価格を回答している。そして、「全身清拭」を除いて、その後は勤務年数が長くなるほど回答する価格が低くなっている。

表3 各サービス項目に対する需要価格の分析(TOBIT)

|                          | 食事介護<br>係数 | t-値   | 全身清拭<br>係数 | t-値   | 洗髪<br>係数 | t-値   | 便・尿器の挿入<br>係数 | t-値   | オムツ交換<br>係数 | t-値   | 体位交換<br>係数 | t-値   | 血圧測定<br>係数 | t-値   |
|--------------------------|------------|-------|------------|-------|----------|-------|---------------|-------|-------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| 30代ダミー                   | -13.89     | -0.09 | 60.98      | 0.19  | 161.44   | 0.87  | 187.22        | 0.41  | 429.96      | 0.95  | 237.60     | 0.81  | 28.37      | 0.11  |
| 40代ダミー                   | 270.77     | 1.47  | 479.64     | 1.32  | 310.30   | 1.44  | 314.31        | 0.59  | 500.86      | 0.95  | 235.92     | 0.63  | -89.85     | -0.32 |
| 50代以上ダミー                 | 15.67      | 0.09  | -170.69    | -0.48 | 256.28   | 1.21  | 24.75         | 0.05  | 234.68      | 0.45  | 327.63     | 0.90  | 222.23     | 0.81  |
| 世帯所得                     | -0.030     | -0.21 | 0.250      | 0.98  | 0.129    | 0.86  | 0.870*        | 2.38  | 1.034*      | 2.83  | 0.488*     | 1.91  | 0.249      | 1.30  |
| 性別(男性=1)                 | 103.71     | 0.89  | 574.52*    | 2.50  | 201.85   | 1.49  | 300.02        | 0.90  | -86.54      | -0.26 | 210.90     | 0.91  | 140.51     | 0.81  |
| 既婚者ダミー                   | -145.28    | -0.92 | -342.76    | -1.11 | -104.55  | -0.57 | -1306.04*     | -2.92 | -1233.94*   | -2.76 | -622.92*   | -1.99 | -260.98    | -1.11 |
| 国民健康保険加入者ダミー             | 15.33      | 0.11  | 463.88*    | 1.71  | 135.88   | 0.85  | 332.56        | 0.86  | 474.70      | 1.23  | 241.92     | 0.89  | 233.36     | 1.15  |
| 入院経験ありダミー                | 502.42*    | 3.61  | 728.34*    | 2.66  | 427.49*  | 2.65  | 1184.01*      | 3.00  | 1200.50*    | 3.07  | 546.60*    | 1.99  | 325.14     | 1.59  |
| 看護料に関心ありダミー              | -155.55    | -1.33 | -157.01    | -0.68 | -141.94  | -1.04 | 223.78        | 0.67  | -34.12      | -0.10 | -0.79      | 0.00  | -30.21     | -0.17 |
| 保険外負担認めるダミー              | 376.28*    | 3.16  | 229.87     | 1.28  | 273.29*  | 1.98  | 998.70*       | 2.96  | 930.19*     | 2.76  | 736.34*    | 3.12  | 351.66*    | 1.97  |
| 介護の質ダミー                  | -70.65     | -0.56 | -168.02    | -0.68 | -35.27   | -0.24 | -496.23       | -1.38 | -329.00     | -0.92 | 262.41     | -1.04 | 122.93     | 0.65  |
| 医療に関する知識ダミー              | -87.40     | -0.74 | -341.43    | -1.48 | -64.05   | -0.47 | 5.75          | 0.02  | -41.09      | -0.12 | -165.55    | -0.71 | 1.80       | 0.01  |
| siguma                   | 653.33*    | 16.09 | 1296.81*   | 16.56 | 766.63*  | 16.69 | 1879.28*      | 16.79 | 1875.42*    | 16.79 | 1302.59*   | 16.36 | 975.71*    | 15.84 |
| sample (positive sample) | 148(133)   |       | 148(139)   |       | 141(134) |       | 148(142)      |       | 148(142)    |       | 148(136)   |       | 148(130)   |       |
| log likelihood           | -1063.71   |       | -1201.12   |       | -1086.63 |       | -1276.96      |       | -1276.78    |       | -1178.41   |       | -1095.24   |       |

## 入院経験者のみのサンプル

|                          | 食事介護<br>係数 | t-値   | 全身清拭<br>係数 | t-値   | 洗髪<br>係数 | t-値   | 便・尿器の挿入<br>係数 | t-値   | オムツ交換<br>係数 | t-値   | 体位交換<br>係数 | t-値   | 血圧測定<br>係数 | t-値   |
|--------------------------|------------|-------|------------|-------|----------|-------|---------------|-------|-------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| 30代ダミー                   | 103.23     | 0.57  | 246.35     | 0.72  | 315.40*  | 1.65  | 508.73        | 1.02  | 769.63      | 1.56  | 503.04     | 1.56  | 163.57     | 0.66  |
| 40代ダミー                   | 349.35     | 1.63  | 540.84     | 1.31  | 386.91*  | 1.68  | 514.53        | 0.86  | 745.20      | 1.25  | 357.78     | 0.92  | 33.34      | 0.11  |
| 50代以上ダミー                 | -96.43     | -0.43 | -488.67    | -1.13 | 142.97   | 0.59  | -165.67       | -0.26 | 83.44       | 0.13  | 189.65     | 0.46  | 89.42      | 0.29  |
| 世帯所得                     | 0.049      | 0.34  | 0.369      | 1.35  | 0.189    | 1.23  | 1.129*        | 2.83  | 1.331*      | 3.38  | 0.538*     | 2.11  | 0.270      | 1.39  |
| 性別(男性=1)                 | 180.58     | 1.40  | 694.29*    | 2.83  | 245.19*  | 1.78  | 522.68        | 1.47  | 124.72      | 0.35  | 285.98     | 1.25  | 147.60     | 0.84  |
| 既婚者ダミー                   | 14.24      | 0.08  | -134.30    | -0.38 | -39.15   | -0.20 | -1195.88*     | -2.34 | -1113.73*   | -2.20 | -520.57    | -1.57 | -275.03    | -1.10 |
| 国民健康保険加入者ダミー             | 166.89     | 1.00  | 819.26*    | 2.58  | 325.22*  | 1.83  | 635.38        | 1.38  | 854.41*     | 1.88  | 533.12*    | 1.79  | 392.53*    | 1.74  |
| 看護料に関心ありダミー              | -35.39     | -0.26 | 102.15     | 0.40  | 51.66    | 0.36  | 649.37        | 1.74  | 385.99      | 1.05  | 169.95     | 0.71  | 163.43     | 0.90  |
| 保険外負担認めるダミー              | 460.98*    | 3.45  | 376.49     | 1.48  | 338.63*  | 2.38  | 1202.82*      | 3.26  | 1110.07*    | 3.04  | 875.85*    | 3.69  | 457.15*    | 2.52  |
| 介護の質ダミー                  | -36.30     | -0.25 | -146.66    | -0.53 | -26.12   | -0.17 | -414.17       | -1.03 | -259.76     | -0.65 | -219.86    | -0.85 | 209.98     | 1.07  |
| 医療に関する知識ダミー              | -102.01    | -0.74 | -425.63    | -1.61 | -111.37  | -0.75 | 14.34         | 0.04  | -84.31      | -0.22 | -364.62    | -1.47 | -79.11     | -0.42 |
| siguma                   | 709.96*    | 15.03 | 1364.32*   | 15.52 | 766.18*  | 15.68 | 1992.16*      | 15.70 | 1970.68*    | 15.69 | 1269.94*   | 15.24 | 961.58*    | 14.69 |
| sample (positive sample) | 128(116)   |       | 128(122)   |       | 128(124) |       | 128(124)      |       | 128(124)    |       | 128(118)   |       | 128(112)   |       |
| log likelihood           | -936.7     |       | -1059.26   |       | -1003.27 |       | -1121.48      |       | -1120.19    |       | -1019.20   |       | -942.51    |       |

注) 1. 「介護の質ダミー」は、10年前と比べて介護の質が良くなっていると回答したものを1とする。  
 2. 「医療に関する知識ダミー」は、「出来高払い」「保険診療の仕組み」「点数単価方式」「基準看護」「2:1看護料」「特3類看護」のいずれの内容も知らない人を1とする(35%)。  
 3. \*印は10%で統計的に有意であることを示す。

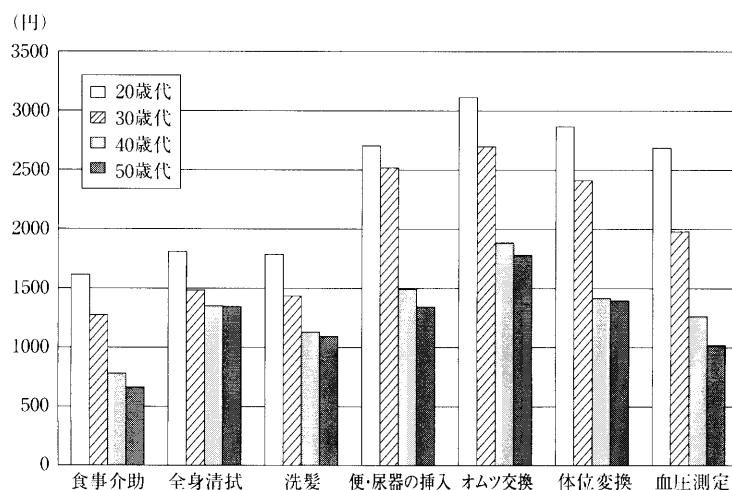


図2 各サービスの年代別平均価格(看護婦)

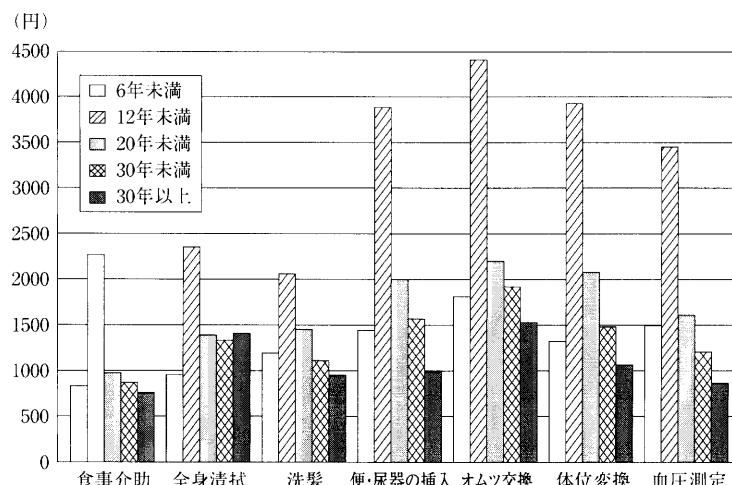


図3 各サービスの勤務年数別平均価格(看護婦)

## 2 供給価格の決定要因

ここでは、IVと同様のトービットモデルを用いて、7つの介護サービスの供給価格の分析を行う。被説明変数は、供給価格を0も含めた供給価格である。説明変数は、年代、勤務年数をあらわす説明変数——年代ダミー(30代、40代、50代)、勤務年数、勤務年数の2乗——に加えて、性別、結婚の有無、看護料の関心度、保険外負担、介護の質の評価、医療に関する知識、准看護婦か看護婦

か、の12変数である。

その結果、7項目のサービスのすべてに関して、勤務年数は正、勤務年数の2乗の項は負の値で有意であり、図3どおり、勤務年数は上に凸な二次曲線となった。年代ダミーは勤務年数との相関が高いために、統計的に有意なケースは少ないが、有意な場合には、図2で予見されたように負の値をとっている。

年代、勤務年数以外の説明変数で、各サービス

表4 各サービス項目に対する供給価格の分析 (TOBIT)

|                          | 食事介護<br>係数 | t-値   | 全身清拭<br>係数 | t-値   | 洗髪<br>係数 | t-値   | 便・尿器の插入<br>係数 | t-値   | オムツ交換<br>係数 | t-値   | 体位交換<br>係数 | t-値   | 血圧測定<br>係数 | t-値   |
|--------------------------|------------|-------|------------|-------|----------|-------|---------------|-------|-------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| 30代ダミー                   | -911.42*   | -1.73 | -811.37    | -1.54 | -615.44  | -1.22 | -950.63       | -1.03 | -1175.19    | -1.22 | -1529.22   | -1.66 | -1896.84*  | -1.99 |
| 40代ダミー                   | -1285.48*  | -1.73 | -1165.93   | -1.55 | -981.86  | -1.37 | -1451.18      | -1.11 | -1836.61    | -1.35 | -2422.75*  | -1.87 | -2404.87*  | -1.80 |
| 50代以上ダミー                 | -886.04    | -0.86 | -359.28    | -0.35 | 122.98   | 0.12  | -187.83       | -0.10 | -580.81     | -0.31 | -529.95    | -0.29 | -1501.91   | -0.81 |
| 勤務年数                     | 301.20*    | 4.99  | 299.27*    | 4.94  | 298.10*  | 5.15  | 449.22*       | 4.26  | 480.72*     | 4.37  | 554.92*    | 5.25  | 465.04*    | 4.27  |
| 勤務年数の2乗                  | -7.88*     | -4.50 | -7.81*     | -4.43 | -8.36*   | -4.93 | -13.12*       | -4.26 | -13.94*     | -4.35 | -15.20*    | -4.97 | -12.35*    | -3.98 |
| 性別(男性=1)                 | 1571.77    | 1.41  | -243.73    | -0.23 | -1282.03 | -1.15 | 4166.14*      | 2.23  | 3460.56*    | 1.78  | -1092.59   | -0.52 | 5253.92*   | 2.86  |
| 既婚者ダミー                   | -570.75    | -1.44 | -211.85    | -0.62 | -479.67  | -1.28 | -1162.04*     | -1.68 | -764.76     | -1.07 | -1152.14*  | -1.69 | -690.90    | -0.98 |
| 看護に興心ありダミー               | -188.71    | -0.48 | -215.77    | -0.96 | -135.44  | -0.37 | 42.75         | 0.06  | -215.12     | -0.30 | -468.73    | -0.69 | -105.76    | -0.15 |
| 保険外負担認めるダミー              | 794.55*    | 2.47  | 686.66     | 0.55  | 688.43*  | 2.23  | 1805.79*      | 3.19  | 1778.93*    | 3.03  | 1877.84*   | 3.39  | 1737.60*   | 3.05  |
| 介護の質ダミー                  | -1058.85*  | -3.15 | -891.38*   | -2.12 | -839.07* | -2.60 | -1844.16*     | -3.10 | -1797.82*   | -2.87 | -1848.16*  | -3.13 | -2006.12*  | -3.32 |
| 医療に関する知識ダミー              | 678.87*    | 1.97  | 513.58*    | 2.64  | 451.72   | 1.37  | 1033.86*      | 1.71  | 1414.56*    | 2.25  | 929.07     | 1.55  | 607.64     | 0.98  |
| 准看ダミー                    | 324.89     | 1.01  | 582.05     | 1.50  | 529.82*  | 1.73  | 772.23        | 1.38  | 1171.24*    | 2.02  | 819.16     | 1.47  | 831.73     | 1.44  |
| siguma                   | 1708.54*   | 14.97 | 1739.14*   | 1.82  | 1659.86* | 15.68 | 3006.62*      | 15.07 | 3128.67*    | 15.29 | 2944.18*   | 14.84 | 3016.63*   | 14.61 |
| sample (positive sample) | 130(115)   |       | 131(125)   |       | 131(124) |       | 131(116)      |       | 129(119)    |       | 131(113)   |       | 131(110)   |       |
| log likelihood           | -1030.98   |       | -1115.43   |       | -1100.59 |       | -1105.3       |       | -1134.89    |       | -1076.41   |       | -1053.97   |       |

注) 1. 「医療に関する知識ダミー」は、「出来高払い方式」「保険診療の仕組み」「点数単価方式」「基準看護」「新看護体系」「新看護補助体系」「2:1看護料」「特3類看護」のうち5つ以上を知っているものを1とした(47%)。

2. \*印は10%で統計的に有意であることを示す。

と共に通して有意な変数となっているのは、『保険外負担を認めるダミー』と『看護の質ダミー』である。しかし、両者の価格に対する影響の仕方は全く反対である。保険外負担をして欲しい看護婦は高いサービス価格を回答し、看護の質が10年前に比べて良くなっていると評価する看護婦は低いサービス価格を回答している。一般人と同様、サービスの質の評価は価格の高さに結びつかない。

その他の変数で高いサービス供給価格に結びつくのは、「男性」「医療に関する知識が豊富な者」「准看」である。看護士が各サービスに関して高い供給価格を提示するのは、他の職種(医者、放射線技師、薬剤師など)と比較した場合の賃金水準の低さを反映しているのかもしれない。日本は他の先進国と比較すると、男女の賃金格差が大きく、女性の労働分野と考えられてきた看護や保育、福祉分野の賃金は相対的に低い水準となっている。看護婦は給与水準が高いと思われているが、しかし、仕事仲間である医者や放射線技師、薬剤師に比べると、30代以降の賃金の伸びが低く、30代以降、勤務年数が長くなても給料が上がらない日本の正規女子従業員の賃金プロファイルと共に

した傾向がある。男性である看護士がこのような賃金プロファイルに不満を持つのはもっともなことである。また、医療に関する知識が豊富な者ほど、専門家として高い価格を提示するのは当然であろう。

ここで、准看ダミーの効果を考えよう。日本の看護サービスの歴史的経過をみると「慈悲の心」を根底とする宗教的動機から発展をし、長い間「奉仕」の精神を強調した形で行われてきた。加えて、准看護婦教育の教育目標は、准看護婦として医師、歯科医師または看護婦の指示のもとで療養上の世話または診療の補助を行うことのできる基礎的知識、技術、態度を身につけることであった。このように准看護婦教育では看護サービスを価格(金銭)と結びつける考えは希薄であったと推察されるので、我々はサービスの価格づけに「准看ダミー」が有意に負に影響するであろうと予測した。しかし、統計的に有意に出たのは「洗髪」と「オムツ交換」だけであり、しかも予想と異なり正値で有意である。他のサービスに関しても有意には出でていないものの正値であり、准看護婦・士は予想に反して、正看護婦・士よりも高い

価格を回答している。このことは、全く同じ仕事をしながら、35~39歳で准看の賃金が正看よりも6万円も低いことを反映しているのかもしれない(准看23万円、正看29万円、1996年賃金構造基本調査)。

一方、需要者である一般人で「既婚者」であることが低い需要価格に結びついていたように、供給側の看護婦でも「既婚者」であることは低い供給価格に結びつく。看護婦・士の多くが女性であることから考慮すると、夫の所得をあてにできるため低い価格を回答している可能性が強い。

## VI まとめ

この論文の目的は、病院内での看護サービスの需要者である一般人とサービス供給の担い手である看護婦・士の両者に対して、看護サービスに関するアンケート調査を行い、具体的で個別的な看護サービスに対する価格付けの可能性をさぐることである。その結果、病院内の看護サービス価格については需要者と供給者ではさほど大きな隔たりがないことが明らかにされた。需要者である一般人と供給者である看護婦の看護サービス価格の平均値は大きく隔たっているが、最頻値、中央値はほぼ同じレベルであり、両者の妥当と考える価格の差異はさほど大きくない可能性がある。もし、需要者と供給者の妥当とする価格に大きな差がなければ、現在は「入院基本料」に含まれている看護サービスについて、少なくともいくつかの具体的で個別的な看護サービスに対しては、中央値か最頻値を用いた価格付けが可能である。

さらに、各看護サービスの価格を中央値や最頻値から求めて、公的介護保険の訪問介護サービスや訪問看護サービスの価格と比較すると、病院内の看護サービス価格が相対的に低いことが明らかにされた。公的介護保険では、身体介助サービスは30分以上1時間未満で4020円、訪問看護サービス(医療施設からの派遣)は30分以上1時間未満で5500円と価格設定されているが、回答された需要価格および供給価格がほぼ一致する中央値から求められた個別の看護サービス価格を1時間

あたりに直すと、食事介護が600円から1500円の間、全身清拭が3000円、全面介助の洗髪が3750円になり、介護保険でのサービス価格の方が遙かに高く設定されている。

次に、看護サービスの需要者の分析から、入院経験のある場合、保険外負担を認める場合に病院における看護サービス価格を高く評価するのに対し、既婚者はサービス価格を低く評価する傾向が認められた。さらに、7種類の看護サービスのうち、回答価格水準の高い「オムツ交換」「便・尿器の挿入」「体位交換」の3つのサービスで“世帯所得”が統計的に正で有意となる。価格水準が高くなると、支払い能力も関係してくるようである。

一方、供給者である看護婦・士は、看護サービスに対して経済的な評価を行わない「聖職者」教育の伝統の故かサービスに対する対価を求める者の割合が一般人である需要者よりも高く、看護サービスを経済的観点から見ることに対する抵抗が強いように思われる。しかし、若い世代、勤務年数が6年から12年という中堅、男性、准看、医療の知識のある看護婦・士に高いサービス価格を求める傾向が認められる。特に、若い世代の看護婦・士は看護サービスを高く評価しており、個々の看護サービスを価格評価することが、サービスの質や個人の技術向上のインセンティブに結びつく可能性が高い。

最後に、公的介護保険の導入により、高齢者向けの在宅介護サービスに関してはサービスの質や時間あたりで計算されるようになった。もし、看護サービスの質の向上を求めるならば、病院内であれ個々の看護サービスに対する対価が求められるようになるかもしれない。この論文の結果は、かりに看護サービスが、具体的で個別的な看護サービスの集合として扱われ、個別の価格が付けられたとしても、大きな混乱は起きないことを暗示している。つまり、看護婦・士の多くが看護サービスに対して保険外負担を望むのは当然として、病院内の看護サービスの需要者である一般人の半数以上はよい看護サービスが受けられるなら保険外負担をしてもよいと回答しており、さらに、少

なくともこのアンケートで取り上げた具体的な看護サービスに関しては、需要者と供給者の両者が妥当と考える価格水準は大きく異なるので、その近辺に価格を設定すればよいことになる。

(平成13年4月投稿受理)

(平成13年6月採用決定)

### 参考文献

- 荒井蝶子 (1982) 「看護管理に関する研究のあり方」『看護研究』, 15 (5), p. 20。
- Amemiya, T. (1985) *Advanced Econometrics*.
- 医療経済研究機構 (1996) 『福祉充実の経済的効果に関する研究』。
- (1997) 『保健医療プログラム評価におけるWTP (Willingness-To-Pay) に関する研究』。
- (1998) 『WTP (Willingness-To-Pay) に関する研究報告書』。
- 岩下清子・奥村元子・石田昌宏・田村陽子・石川尚史 (1996) 『診療報酬：その仕組みと看護の評価』, 日本看護婦協会出版会。
- 大口康史 (1997) 「在宅介護者の選択に関する意志決定——ホームヘルプサービスに対する需要分析——」『医療経済研究』Vol. 4, pp. 71-87。
- (1998) 「高齢者介護に関するアンケート概要報告」『研究報告書(平成10年度)』, 中小企業経営者の実態に関する調査研究会。
- (1999 a) 「介護需要関数の推定」『報告書』, 中小企業経営者の実態に関する調査研究会。
- (1999 b) 「Conjoint Analysisを用いた介護需要関数の推定」, 名古屋市立大学経済研究所 DP, No. 16。
- 大守 隆・田坂 治・宇野 裕・一瀬智宏 (1998) 『介護の経済学』, 東洋経済新報社。
- 金井Pak 雅子・安川文朗 (1996) 「看護の経済的価値とその評価」『看護管理』6 (3), pp. 208-213。
- 川渕孝一 (1996) 「看護管理者のための医療経済学」『看護』48 (10), pp. 144-156。
- (1998) 『DRG/PPS導入の条件と環境』, 薬業時報社。
- 下野恵子 (2000) 「介護サービスの供給分析：登録ヘルパーのケース」『21世紀への労働市場と雇用システムの構図(II)』, 雇用・能力開発機構 & 関西経済研究センター。
- 二木 立 (1992) 『90年代の医療と診療報酬』, 効草書房。
- 病院管理研究協会 (1999) 『看護必要度に関する調査研究』。
- フュックス, V. R. (1974) 『サービスの経済学』(江見康一訳), 日本経済新聞社。
- 丸山 桂 (1995) 「公的介護保険の導入による介護費用への影響」『季刊社会保障研究』Vol. 31, No. 2, pp. 176-188。
- ロッシュ, G. (1980) 『医療経済学入門——集合的サービスシステム——』(藤野志朗訳, 武見太郎監訳), 春秋社。
- 安川文朗 (1996) 「医療経済からみた看護(1)」『看護管理』6 (7), pp. 500-504。
- (1996) 「医療経済からみた看護(2)」『看護管理』6 (8), pp. 582-586。
- Bishop, R. C. and Herberlein, T. (1979) "Measuring Values of Extra-Market Goods: Are Indirect Measures of Value Biased?", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 61, pp. 926-930.
- Carson, P. A., Flores, N. E., Martin, K. M. and Wright, J. L. (1996) "Contingent Valuation and Revealed Preference Methodologies: Comparing the Estimates for Quasi-Public Goods", *Land Economics*, Vol. 71, pp. 80-99.  
(しもの・けいこ 名古屋市立大学経済学部附属  
経済研究所教授)  
(おおつ・ひろこ 岐阜大学教授)

## 附表 価格に関する質問

### 1) 看護婦向け

◆現在の医療保険(健康保険など)では、入院患者に洗髪や清拭などのサービスを行った場合に、その料金を請求することは認められていませんが、もしかりに、あなたが次のサービスを行い、その料金を医療保険内で患者に請求することができると思えば、どのくらいの料金が適切だと考えますか。

以下の平成6年度小売物価を参考に、適切だと思われる価格に○印をつけて下さい。

〈参考〉 平成6年度の名古屋市の年平均価格（総務庁：小売物価統計調査年報より）

| 品目              | 価格     | 品目                | 価格      |
|-----------------|--------|-------------------|---------|
| ①入浴料(大人)        | 320円   | ⑥大工手間代(1人、1日)     | 22,500円 |
| ②理髪料(大人、洗髪含む)   | 3,448円 | ⑦家政婦給料(一般家庭 8時間)  | 7,721円  |
| ③ヘアーカット代(婦人)    | 2,961円 | ⑧正常分娩料(国立病院8日入院)  | 70,000円 |
| ④パーマネント代(セット含む) | 6,475円 | ⑨うるち米(標準価格米、10kg) | 3,453円  |
| ⑤マッサージ代(全身、1時間) | 3,019円 | ⑩かけうどん(並、一杯)      | 415円    |

## 2) 一般人向け

◆現在の医療保険(健康保険など)では、入院患者に洗髪や清拭などのサービスを受けてもその料金を支払う必要はありませんが、もしかりに、看護婦から次のサービスを受けてその料金を保険内で支払うことになれば、どのくらいの料金が適切だと考えますか。

以下の平成6年度小売物価を参考に、適切だと思われる価格に○印をつけて下さい。

〈参考〉 平成6年度の名古屋市の年平均価格（総務庁：小売物価統計調査年報より）

| 品目                    | 価格     | 品目                 | 価格      |
|-----------------------|--------|--------------------|---------|
| ①入浴料(大人)              | 320円   | ⑥大工手間代(1人, 1日)     | 22,500円 |
| ②理髪料(洗髪含む)            | 3,448円 | ⑦家政婦給料(一般家庭 8時間)   | 7,721円  |
| ③ヘアーカット代(婦人, シャンプーなし) | 2,961円 | ⑧正當分娩料(国立病院 8日入院)  | 70,000円 |
| ④バーマネント代(セット含む)       | 6,475円 | ⑨うるち米(標準価格米, 10kg) | 3,453円  |
| ⑤マッサージ代(全身, 1時間)      | 3,019円 | ⑩かけうどん(並, 一杯)      | 415円    |

## 投稿（研究ノート）

## 公的年金給付の家計貯蓄率への影響について

増 淵 勝 彦

## I はじめに

高齢化の進展は社会保障制度を通じてマクロ経済に対して様々な影響を及ぼす。そのうちここでは、特に公的年金制度を取り上げ、高齢化に伴う社会保障制度の成熟化がマクロの貯蓄率に及ぼす影響を検討してみたい。これは、それ自体興味深いテーマであることに加え、現在の主要な政策課題の一つである社会保障制度改革が日本経済の中長期的な成長率パスや財政収支等のマクロバランスに及ぼす影響を評価する上でも有意義と思われる<sup>1)</sup>。経済のグローバル化の進展に伴い、資本蓄積が国内貯蓄に規定される程度は以前より低下していると考えられるものの、国内貯蓄が経済成長の源泉としての資本蓄積の主たる担い手であることは変わらないからである。

## II 考え方

この問題に対してはライフ・サイクル仮説、世代重複モデルを始めとして様々な先行研究があるが、いずれも「賦課方式による公的年金制度は貯蓄率を低下させる」ことを示唆している。これに対し浜田（1998）は、この結論がマクロ的には必ずしも真でない場合があり得ることを理論的に示した。以下では、その考え方を簡潔にまとめてみたい。

人々は現役時代に貯蓄をし、引退後にそれを取り崩して生涯の消費水準を平準化するというライフ・サイクル仮説に従えば、高齢化は消費を増加させ貯蓄を減少させる。すなわち高齢化の進展は、

貯蓄率にマイナスの影響を及ぼす。また公的年金は、基本的には老後に備えて家計が行う貯蓄と代替関係にある。したがって、公的年金制度の成熟化は老後用貯蓄の必要性を低下させ、やはり貯蓄率を引き下げる方向に作用すると考えられる。しかし、老後用貯蓄は老後に取り崩されて消費されるのであり、公的年金はこの貯蓄取崩しの必要性も低下させる。したがって、公的年金が個人貯蓄に及ぼす影響は、それによる現役世代の貯蓄の減少と、老後世代の貯蓄取崩しの減少とのどちらが大きいかに依存する。

浜田は、①生涯は現役期間と老後期間の2期間、②貯蓄は老後目的のみ、③公的年金もこれに対応して賦課方式による老齢年金のみを考慮するというフレームワークで個人の生涯の貯蓄・消費の最適パスを導出し、その際に老後世代の貯蓄取崩し減少効果が現役世代の貯蓄減少効果を上回る、すなわち公的年金によってマクロの個人貯蓄率が上昇するための条件を導いた。その上で浜田は、時間選好率および相対的危険回避度について一定値を想定してシミュレーションを行い、わが国では2000年頃以降、公的年金が高齢化による貯蓄率の低下を緩和し、下支えをする可能性があることを示唆している。

以下では、この仮説の検証を試みてみたい。

## III 分析方法

この仮説の検証は、直接的には、導かれた条件下で公的年金給付が個人貯蓄率に及ぼす影響を分析することであろう。しかし、上記のシミュレーションにも示されるように、わが国の高齢化の進

展は先進諸国の中では後発であるため、現時点ではわが国だけのデータからこの影響を検証することは恐らく困難と思われる。そこでここでは、より間接的な方法ではあるが、わが国を含むOECD諸国のデータを用いてパネル分析を行うことにより貯蓄率関数を推計し、これら諸国における平均的な効果を検証するという方法を試みた。分析に用いたのは、カナダ、アメリカ、日本、オーストラリア、オーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、イタリア、ノルウェー、スウェーデン、イギリスの13カ国である<sup>2)</sup>。貯蓄率関数の定式化は、稻田・小川・玉岡・得津(1992)および稻田(1993)を基本的に踏襲した。ただしこれらの研究では社会保障制度を内生化したマクロ計量モデルを構築することが主目的であるため、貯蓄率関数の推計においてもプールデータに国別ダミーを適用するという手法が先駆的に採用されている。しかしここでは、国ごとの個別効果の有無を検証することが可能なパネル分析を用いた。また上記の研究では、資本蓄積の決定要因として用いる必要上、貯蓄率に民間貯蓄率が選択されているが、ここでは家計の貯蓄行動の分析が主目的であるため、家計貯蓄率を採用した。更に次の2つの変数を説明変数に加えた。<sup>①</sup>財政収支(中央および地方政府合計の財政収支の対名目GDP比)——これは近年は各國でも民間経済主体の意思決定にあたり財政収支の動向がより注目されるようになった——「リカードの中立命題」<sup>3)</sup>が成立しやすい状況が生まれてきた——と考えられることを踏まえたものである。<sup>②</sup>金融機関対民間貸出の対前年増加分(対名目GDP比)——これは、流動性制約が貯蓄に及ぼす影響を考慮するため、先行研究の例(Norman他(2000))に基づき、家計の借り入れの容易さを表す指標として用いられる。結果として説明変数は、生産年齢人口の1人当たり名目GDPに対する高齢者人口の1人当たり公的年金給付の比率(マクロ的な「代替率」に相当)で定義される公的年金制度の成熟度指数(MPP)<sup>4)</sup>、総人口に占める65歳以上人口の比率で定義される人口の高齢化指数(OLD)、実質GDPでみた1人当たり実質所得の成長率

(RGDP)、財政収支の対名目GDP比(BG)、金融機関対民間貸出残高の増加分の対名目GDP比(BCPS)である<sup>5)</sup>。貯蓄率関数は次のように定式化される。

$$SR = f(MPP, OLD, RGDP, BG, BCPS)$$

$$MPP = (PPB/POP\_{65})/(GDPN/POP\_{1564})$$

$$OLD = POP\_{65}/POP$$

$$RGDP = \{(GDP/POP)/(GDP/POP\_{-1}) - 1\} \times 100$$

$$BG = FB/GDPN \times 100$$

$$BCPS = (BC - BC\_{-1})/GDPN \times 100$$

ただし、SR：家計貯蓄率

PPB：公的年金給付

POP 65：65歳以上人口

GDPN：名目GDP

POP 1564：15～64歳人口

POP：総人口

GDP：実質GDP

FB：財政収支

BC：金融機関の対民間貸出残高

社会保障給付費の国際比較において長年わが国で参照されてきたのはILO基準データだが、公的年金が明示的に示されることになる新集計結果(第19次調査(1994～96年))は、現在各国のデータが順次公表されているところであり、まだ出揃っていない。そこで、ここでは、OECDの社会支出統計(SOCX)から公的年金に相当する給付を合計することにより公的年金給付額を算出した<sup>6)</sup>。公的年金制度成熟度指数のパラメータの符号は、仮説によりプラス・マイナスの両方があり得る。高齢化指数はライフ・サイクル仮説によりマイナス<sup>7)</sup>、実質所得の成長率は、高成長が貯蓄余力を生み出すことによりプラス、財政収支(対名目GDP比)は、財政赤字の拡大が将来の増税を予想させることによりマイナスが期待される。金融機関対民間貸出の増加分(同)も、その上昇が家計の流動性制約を緩和するためマイナスが期待される。推計期間は1980～96年の17年間である。いくつかの試算の結果、1980年代では前後

半で目立った変化が認められないため、以下では、全期間および1980年代と90年代以降の2期間について検討した。

#### IV 分析結果

##### 1 全期間

まず、全期間を推計期間とした場合の結果は表1のとおりである。固定効果モデルと変量効果モデル<sup>8)</sup>との差の有意性に関する検定(Hausman検定)の $\chi^2$ 統計量は1%有意水準で有意であり、国ごとの個別効果の存在を認める固定効果モデルが採択される。MPPとOLDのパラメータはいずれも有意にマイナスであり、予想どおり公的年金制度が成熟化するほど、また高齢化が進展するほど家計貯蓄率が低下することが分かる。BGのパラメータも高い有意性でマイナスであり、財政収支の赤字化は貯蓄率を上昇させる傾向がみてとれる。またBCPSのそれも、やや有意性は劣るものとのマイナスとなった。借り入れの容易さの高まりは、家計貯蓄率を引き下げる効果があったものとみられる。しかしRGDPのパラメータは、プラスが期待されたが、事前の予想に反して有意にマイナスであった。これは、分析対象国の多く

において推計期間を平均すると実質個人消費の増加率が実質成長率より高かったことの反映であるが、その説明は今後の課題として残っている。

##### 2 1980年代

1980~89年を推計期間とした結果は表2のとおりである。Hausman検定により、ここでも固定効果モデルが採択される。MPP, OLD, BCPSおよびBGのパラメータが事前の予想どおり有意にマイナスであるのは全期間で推計した場合と同じだが、RGDPのそれは有意でなくなった。またパラメータの絶対値をみると、MPPおよびOLDの影響度は全期間の場合より有意に大きく、BGのそれは小さい。BCPSの影響度には有意な差はみられない。これらから、分析対象国において、①年金制度の成熟化と高齢化の進展が家計貯蓄率を引き下げた効果は相対的に80年代に大きかったこと、②財政収支の動向が家計貯蓄率に及ぼす影響は、80年代と比較して90年代には高まった可能性があること、等が示唆される。

##### 3 1990年代

1990~96年を推計期間とした結果は表3のとおりである。 $\chi^2$ 統計量は6.24と5%有意水準で有意でなく、個別効果が存在しないという仮説を棄却できない(棄却した場合の過誤の確率は

表1 全期間で推計した家計貯蓄率関数

|                             | 固定効果モデル                | 変量効果モデル               |
|-----------------------------|------------------------|-----------------------|
| 被説明変数                       | 家計貯蓄率                  | 同左                    |
| 説明変数                        |                        |                       |
| 公的年金制度の成熟度指数<br>(MPP)       | -19.910***<br>(-3.440) | -5.783<br>(-1.200)    |
| 高齢化指数(OLD)                  | -1.491***<br>(-9.056)  | -1.340***<br>(-8.678) |
| 1人当たり実質所得の成長率<br>(RGDP)     | -0.185**<br>(-2.788)   | -0.163**<br>(-2.459)  |
| 財政収支の名目GDP比<br>(BG)         | -0.404***<br>(-5.470)  | -0.340***<br>(-4.826) |
| 金融機関対民間貸出増の<br>名目GDP比(BCPS) | -0.0894**<br>(-2.596)  | -0.0695*<br>(-2.046)  |
| 自由度修正済R <sup>2</sup>        | 0.843                  | 0.122                 |
| $\chi^2$ 統計量(自由度)           | 21.078 (5)***          |                       |

注) ( )内はt値。

\*\*\*, \*\*, \*は各々1%, 5%, 10%有意水準で有意。以下の表も同じ。

表2 1980年代で推計した家計貯蓄率関数

|                       | 固定効果モデル                | 変量効果モデル               |
|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| 被説明変数                 | 家計貯蓄率                  | 同左                    |
| 説明変数                  |                        |                       |
| 公的年金制度の成熟度指数          | -27.530***<br>(-4.734) | -8.742<br>(-1.829)    |
| 高齢化指数                 | -2.451***<br>(-6.699)  | -1.672***<br>(-6.212) |
| 1人当たり実質所得の成長率         | -0.162<br>(-1.783)     | -0.196*<br>(-2.184)   |
| 財政収支の名目GDP比           | -0.334***<br>(-3.137)  | -0.375***<br>(-3.824) |
| 金融機関対民間貸出増の<br>名目GDP比 | -0.112**<br>(-2.580)   | -0.101**<br>(-2.359)  |
| 自由度修正済R <sup>2</sup>  | 0.909                  | 0.278                 |
| $\chi^2$ 統計量(自由度)     | 34.528 (5)***          |                       |

28.3%)。したがって変量効果モデルが採択される。MPP のパラメータはプラスに転換し、10%有意水準であれば有意となった。BG のそれは、予想どおり有意にマイナスである。しかし OLD のパラメータはマイナスながら絶対値で大きく低下し、有意でなくなった。推計式全体の説明力も、80 年代の同じモデルの結果と比較して満足すべきものとはいえない。

この原因は、1 つには説明変数の組合せに問題があることが考えられる。試みに MPP を固定効果モデルで BG に単回帰させてみると、極めて強い線型関係があることが分かる<sup>9)</sup>。したがって、

表 3 1990 年代で推計した家計貯蓄率関数(1)

|                          | 固定効果モデル               | 変量効果モデル               |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 被説明変数                    | 家計貯蓄率                 | 同左                    |
| 説明変数                     |                       |                       |
| 公的年金制度の成熟度指数             | 2.833<br>(0.233)      | 14.210*<br>(2.024)    |
| 高齢化指数                    | -0.677<br>(-1.765)    | -0.423<br>(-1.365)    |
| 1 人当たり実質所得の成長率           | -0.157*<br>(-2.250)   | -0.143*<br>(-2.080)   |
| 財政収支の名目 GDP 比            | -0.418***<br>(-4.343) | -0.343***<br>(-4.157) |
| 金融機関対民間貸出増の<br>名目 GDP 比  | 0.0508<br>(1.224)     | 0.0674<br>(1.713)     |
| 自由度修正済 R <sup>2</sup>    | 0.875                 | 0.132                 |
| χ <sup>2</sup> 統計量 (自由度) | 6.243 (5)             |                       |

この 2 变数間には多重共線性が存在している可能性が高く、同時に説明変数とすると安定したパラメータを得ることが困難とみられる。

そこで、説明変数から BG および MPP をそれぞれ除外してみた場合の結果が表 4 である。やはり、いずれの場合も国ごとの個別効果が存在しないという仮説は棄却できず(棄却した場合の過誤の確率は BG 除外ケースで 32.2%, MPP 除外ケースで 25.5%), 变量効果モデルが採択される。BG 除外ケースについて表 3 の結果と比較してみると、MPP のパラメータはプラスでより有意性が高く、その絶対値も 80 年代のそれにはほぼ等しい水準となった。他方、OLD のパラメータは表 3 と同様にマイナスながら絶対値で大きく低下し、有意でない。BCPS で表される流動性制約の程度も、やはり有意な説明力を示していない。しかし推計式全体の説明力は、若干の改善をみている。次に MPP 除外ケースについて表 3 の結果と比較してみると、BG のパラメータが絶対値で大きくなつたことが目立っている。しかし、推計式全体の説明力は大幅に低下した。表 4 において MPP, BG のパラメータの有意性および絶対値の大きさが高まつたことは、各々が他方の説明する変動部分を吸収した結果であり、両变数の説明力として額面どおり受け取ることはできない。しかし、MPP を除外した場合の方が情報量の損失が相対的に大きいことは窺うことができる。

表 4 1990 年代で推計した家計貯蓄率関数(2)

|                          | 固定効果モデル              | 変量効果モデル              | 固定効果モデル               | 変量効果モデル               |
|--------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 被説明変数                    | 家計貯蓄率                | 同左                   | 同左                    | 同左                    |
| 説明変数                     |                      |                      |                       |                       |
| 公的年金制度の成熟度指数             | 35.006***<br>(3.267) | 26.267***<br>(4.030) |                       |                       |
| 高齢化指数                    | -0.517<br>(-1.216)   | -0.521<br>(-1.582)   | -0.696<br>(-1.870)    | -0.403<br>(-1.269)    |
| 1 人当たり実質所得の成長率           | -0.0820<br>(-1.087)  | -0.0886<br>(-1.180)  | -0.161**<br>(-2.368)  | -0.166**<br>(-2.453)  |
| 財政収支の名目 GDP 比            |                      |                      | -0.432***<br>(-5.699) | -0.421***<br>(-5.687) |
| 金融機関対民間貸出増の<br>名目 GDP 比  | -0.0166<br>(-0.366)  | 0.00964<br>(0.239)   | 0.0484<br>(1.211)     | 0.0594<br>(1.516)     |
| 自由度修正済 R <sup>2</sup>    | 0.845                | 0.199                | 0.877                 | -0.0264               |
| χ <sup>2</sup> 統計量 (自由度) | 4.681 (4)            |                      | 5.326 (4)             |                       |

#### 4 日本を除いた場合

前述のとおり、わが国においては、公的年金給付が家計貯蓄率を下支えする段階にはまだ到っていない可能性が高い。そこで、これまでの分析を日本を除いた欧米12カ国のデータのみについて行ってみた。表5は、その結果を検定により採用されたモデルのみについてまとめて示したものである。日本を含む結果と比較すると、90年代において公的年金給付が家計貯蓄率を下支えする傾向に転じた可能性がより明確に示されているとみられる。

以上、各期の結果を総合すると、分析対象国全体の傾向として1990年代に、①公的年金制度の成熟化は家計貯蓄率を引き上げる、あるいは少なくとも下支えする効果を持った可能性があること、②高齢化および流動性制約の緩和が家計貯蓄率に及ぼす影響は、80年代ほど明確でなくなった可能性があること、③80年代には明確であった国ごとの個別効果も棄却されるようになったこと等が指摘できる。

①の結果の安定性にはまだ疑問が残り、確定的なことは言いにくい<sup>10)</sup>。また、仮に①の結果が真であるとしても、別の理論的枠組みで解釈することも可能かもしれない<sup>11)</sup>。しかし、分析対象国を平均してみると、公的年金制度の成熟度が家計貯蓄率に及ぼす影響が変化しつつあることを示している可能性は、否定できないと思われる。②につ

いても同様の解釈は可能かもしれないが、その理由は明らかでない。むしろこの結果は、例えば高齢化の影響は65歳以上人口の構成比のみでは十分には捉えきれず、異なる貯蓄性向を持つ年齢階層別の構成比の変化を個々の国ごとにより細かく把握する必要があることを示している、と解釈すべきかもしれない。また③は、国ごとの貯蓄率の相違を縮小させる何らかの要因が作用している可能性を示唆する。1人当たり所得水準の収斂等が候補の可能性はあるが、ここでは明らかでない。

#### V まとめ

以上の結果を公的年金給付の影響を中心にまとめると、暫定的ながら次のような結論が導かれる。ただし、これらはいずれも可能性に留まり、今後より厳密な検証が必要であることは言うまでもない。

(1) OECDの13カ国の平均的傾向をみると、1980年代においては、高齢化の進展と公的年金制度の成熟化がともに家計貯蓄率を引き下げる方向に作用した。しかし90年代に入ると、公的年金制度の成熟化は、老後世代の貯蓄取崩しを減少させることにより家計貯蓄率を引き上げる、あるいは少なくとも下支えする方向に働いている可能性がある。

表5 日本を除いた場合の家計貯蓄率関数

| 推計期間                  | 全期間                    | 1980年代                 | 1990年代                | 1990年代               | 1990年代                |
|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| 関数型                   | 固定効果モデル                | 同左                     | 変量効果モデル               | 同左                   | 同左                    |
| 被説明変数                 | 家計貯蓄率                  | 同左                     | 同左                    | 同左                   | 同左                    |
| 説明変数                  |                        |                        |                       |                      |                       |
| 公的年金制度の成熟度指数          | -21.287***<br>(-3.359) | -32.500***<br>(-5.364) | 19.851***<br>(3.189)  | 29.609***<br>(4.839) |                       |
| 高齢化指数                 | -1.907***<br>(-9.298)  | -2.962***<br>(-7.331)  | -0.364<br>(-1.068)    | -0.663<br>(-1.853)   | -0.304<br>(-0.806)    |
| 1人当たり実質所得の成長率         | -0.201***<br>(-2.945)  | -0.171<br>(-1.876)     | -0.141<br>(-1.941)    | -0.0826<br>(-1.056)  | -0.174**<br>(-2.434)  |
| 財政収支の名目GDP比           | -0.447***<br>(-5.779)  | -0.381***<br>(-3.530)  | -0.336***<br>(-3.961) |                      | -0.437***<br>(-5.579) |
| 金融機関対民間貸出増の<br>名目GDP比 | -0.0765**<br>(-2.156)  | -0.108**<br>(-2.492)   | 0.0886*<br>(2.180)    | 0.0276<br>(0.671)    | 0.0703<br>(1.722)     |
| 自由度修正済 R <sup>2</sup> | 0.837                  | 0.908                  | 0.404                 | 0.340                | 0.0362                |

- (2) この傾向が仮にわが国においても妥当するすれば、現在の事実上の賦課方式による公的年金制度が将来において貯蓄率を顕著に低下させ、資本蓄積と経済成長を阻害するという事態は避けられる可能性がある。
- (3) 分析対象国の平均的傾向として経済成長率と家計貯蓄率がマイナスの相関を示すこと、80年代には明確であった貯蓄率の国ごとの個別効果が90年代には棄却されるようになったこと等、今後説明すべき課題は多く残された。

### 謝 辞

本稿の作成に当たっては、植村尚史・国立社会保障・人口問題研究所副所長、尾形裕也・社人研社会保障応用分析研究部長(現・九州大学医学部教授)、金子能宏・同部第1室長、加藤久和・社人研社会保険基礎理論研究部第4室長、石川達哉・ニッセイ基礎研究所経済産業調査部門主任研究員、及び本誌の2名のレフェリーより、各自ご専門の立場から大変有益なコメントを賜った。また勝又幸子・社人研総合企画部第3室長からは、OECD社会支出統計をご提供頂き、その加工方法についてご教示を賜った。これらの方々に改めて御礼申し上げます。

(平成13年8月投稿受理)

(平成13年10月採用決定)

### 注

- このための有力な分析手段の1つは、社会保障制度を内生化した長期マクロ経済モデルによるシミュレーション分析である。一般的に長期マクロモデルにおいては、主として供給側の要因が成長率パラメータを決定する。労働力や資本ストックが希少な生産要素である限り、価格調整が十分に働く長期においては、それらが遊休し続けるとは考えられないからである。長期マクロモデルの生産水準決定に至る典型的なフローは次のように示される。

異時点間の消費、貯蓄率の決定→設備投資の決定→資本ストックの蓄積→(生産関数)  
 $\rightarrow GDP \uparrow$

総人口→労働力人口の決定  
 したがって、貯蓄率をどう定式化するかがポイント

となる。しばしば用いられるのは、高齢化比率、労働生産性上昇率、公的年金の代替率等を説明変数とする貯蓄率関数を推計し、貯蓄率の内生化を図る方法である。公的年金の代替率には、貯蓄率に対するマイナスの効果が期待される。今回の分析は、この方法が現実を十分近似し得るか検討する意味も持っている。

- OECD "Social Expenditure Database 1980-1996", "National Accounts", United Nations "Demographic Yearbook", IMF "International Financial Statistics" より、ほぼ継続して必要なデータが入手できるOECD加盟国を可能な限り網羅した結果である。
- 公債の発行で公共投資を追加しても、人々が将来の増税に備えて消費を抑制するため、民間部門の行動に影響を与えることはないとする考え方。現在のように公的債務が急増する過程では、この命題が妥当する状況が成立しやすくなると考えられる。
- Feldstein (1995) は、社会保障制度が貯蓄率に与える影響を分析するに当たっては、期待年金資産額(将来受け取ることが期待される年金総額の割引現在価値)というストック概念が有効であることを重ねて実証している。MPPのようなフロー概念よりこちらの方が望ましいことは明らかと思われるが、クロスカントリーのパネル分析では後者に留まらざるを得なかった。これは今後の課題である。
- 貯蓄率関数の説明変数としてしばしば用いられる物価上昇率、若年層の人口比率(又は高齢者層と合わせた従属人口比率)は、今回の分析では有意な結果が得られなかつたので、選択しなかつた。
- 公的年金として集計したのは次の7項目である。(1.1) Old age pension, (1.2) Old age civil servant pension, (1.3) Veteran's old age pension, (2.1) Disability pension, (2.2) Disabled civil servant pension, (6.1) Survivors pension, (6.2) Survivors civil servant pension.
- 高齢化の進展は、相対的に貯蓄率の高い若年・壮年層のウェイトを低下、貯蓄率の低い高齢層のウェイトを上昇させることによりマクロの貯蓄率を低下させる。他方、公的年金制度の成熟化は、各年齢層の貯蓄率自体を変化させることによりマクロの貯蓄率を変化させる。したがって、両者の影響は重複しない。
- 個々の企業や家計のように属性の異なる主体のクロスセクションデータの時系列データをパネルデータというが、2変数のパネルデータ( $X_{it}, Y_{it}$ )について,  

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it} \quad (i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T)$$
 という関係を分析する場合、 $\alpha_i$ のような属性を考慮する変数を「個別効果」という。ここで*i*は

属性,  $t$  は時点,  $u_{it}$  は誤差項を表す。 $\alpha$  を確率変数として扱うモデルを「変量効果モデル」, 非確率変数(定数)として扱うモデルを「固定効果モデル」と呼ぶ。固定効果モデルは、個別の主体の属性をダミー変数で処理する方法に等しい。

9) 1990~96年の期間において、MPPをBGに固定効果モデルにより回帰させた結果は次のとおり。( )内はt値。BGは社会保障基金を含まないのでMPPの上昇が直接BGを悪化させることはないが、やはり両者の連動性は強い。

$$\text{MPP} = (\text{固定効果}) - 0.00535202^* \text{ BG} \\ (-7.741)$$

自由度修正済  $R^2=0.983$

- 10) 踏み込んだ結論のためには、各変数の定常性の検定、変数間の共和分関係の検定を始め、一連の頑健性の検証が必要であるが、今回はそこまでには到らなかった。
- 11) 前述のように、期待年金資産額により貯蓄率を説明する理論的枠組みも有力な方法と思われる。また特に90年代の日本については、景気低迷が将来稼ぎ得る所得に関する不確実性を高め、これが予備的動機の貯蓄を増加させているという実証結果も得られている(土居(2001))。これらは今後の研究の発展方向を示唆している。

## 参考文献

- 稲田義久・小川一夫・玉岡雅之・得津一郎(1992)「年金制度の計量分析——日本経済の成長経路をめぐって——」『季刊社会保障研究』第27巻4号。
- 稲田義久(1993)「日本経済の長期展望：長期マクロモデルによるシミュレーション」細見卓・竹中平蔵編、ニッセイ基礎研究所経済調査部著

- 『日本経済21世紀への展望』、有斐閣。
- 勝又幸子(2000)「社会保障給付費の国際比較データの見方と分析」『海外社会保障研究』第130号。
- 高山憲之(2000)『年金の教室』、PHP新書。
- 土居丈朗(2001)「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」内閣府経済社会総合研究所ディスカッションペーパー・シリーズNo.1。
- 浜田浩児(1998)「公的年金と老後用貯蓄」チャールズ・ユウジ・ホリオカ、浜田浩児編著『日本家計の貯蓄行動』、日本評論社。
- 古川尚史・高川泉・植村修一(2000)「国民負担率と経済成長——OECD諸国のパネル・データを用いた実証分析——」日本銀行調査統計局ワーキングペーパー・シリーズ。
- ホリオカ、チャールズ・ユウジ、井原一麿、越智田邦史、南部一雄(1992)「日本の貯蓄率の水準と決定要因について」『フィナンシャル・レビュー』第25号、大蔵省財政金融研究所。

Feldstein, Martin (1995) "Social Security and Saving: New Time Series Evidence," NBER Working Paper 5054.

Norman, Schmidt-Hebbel and Serven (2000) "What Drives Private Saving Across the World?", *The Review of Economics and Statistics*, 82 (2) : 165-181.

OECD (1999) *Social Expenditure Database 1980-1996*.

Samwick, A. Andrew (2000) "Is Pension Reform Conductive to Higher Saving?", *The Review of Economics and Statistics*, 82 (2) : 264-272.

(ますぶち・かつひこ 内閣府経済社会総合研究所主任研究官)

## 家族の同居・別居選択と訪問介護サービス需要

遠 藤 秀 紀  
吉 田 あ つ し

### I はじめに

「介護は誰が行うのか？」という問題は、高齢化が進む近年の日本において重要な問題の一つである。本稿では、親および独立した子供それぞれの効用最大化の観点から、同居・別居選択と介護サービス（特に在宅介護サービス）の需要を考察し、いかなる要因がそれらに影響を及ぼしているのかを実証的に分析する<sup>1)</sup>。

介護を必要とする親は、介護サービスを誰から購入するかという問題に直面する。外部（訪問介護サービス業者など）から介護サービスを購入する場合には、そのサービスの価格および親本人の所得（主に年金と考えられる）が必要量を決めることになる。子供から介護サービスを受ける場合には、子供は介護のために休暇を取ったり仕事をやめたりしなければならず、機会費用が生じるので、この場合でも介護にはコストがかかる。前者の場合には、必ずしも子供と同居する必要がないが、後者の場合には、同居する必要がありかつ親が子供の機会費用を補償する必要が出てくる<sup>2)</sup>。

一方、子供は住宅サービスを手に入れる必要がある。親との同居を選択しない場合には、市場で供給される住宅サービスを購入しなければならない。親の所有する住宅に同居する場合には、市場から住宅サービスを購入する必要はないが、親の提供してくれた住宅サービスに対して、その対価として介護サービスを提供しなければならない<sup>3)</sup>。

このように考えると、「介護は誰が行うのか？」という問題は、親が介護サービスを外部

から購入するか、子供に介護を依頼するかという問題にとどまらず、親と子の同居・別居の選択を含む living arrangements の問題と密接に関連しているということがわかる。別居を選択する家族が多ければ、業者などの提供する介護サービスの需要は増加するが、同居世帯比率が高まれば、その分家族介護が増加して家族外の介護サービス需要は減少するのである。逆の視点から見ると、介護サービスの価格が安くなれば、別居する家族の比率が高くなる可能性があるのである。

親子の同居・別居選択の要因について分析した研究が多い。たとえば Costa (1997) では高齢者の経済状況及び属性から同居・別居の選択行動を説明しており、年金や個人資産の有無、配偶者の有無が選択に影響を与えることを示している。また Kotlikoff and Morris (1990) は、親子が住宅サービスを共有するかどうか（つまり、同居するかどうか）について親と子供の属性から分析を行い、同居・別居選択に対する所得弾力性が親子間で異なることを示しており、選択に関して子供の属性がより重要な要因となることなどを述べている。Kotlikoff らの研究と主眼は異なるが、Elman and Uhlenberg (1995) でも親（母親）と子供の同居について、子供の属性がより影響していることが示されている。

他方、介護場所の選択という観点からの同居・別居選択の分析については、Stern (1995) では介護場所（独居、nursing home、子供と同居）選択に子供の属性がどのような効果をもたらすか分析しており、また Hoerger, Picone and Sloan (1996) では介護場所選択について公的な補助金

に注目して分析を行っている。

日本では親子の同居・別居選択について、八代(1999)が親子同居世帯比率の決定要因を社会面、経済面から分析しており、高齢者は農業世帯であるか否か、身体的属性(年齢、性別など)や経済的状況(住居の広さ、年金や所得など)などの要因が重要であることを示している。また、岩本(1999)は同居・別居の選択について親(子供)の所得が高いと別居が選択されることを示しているが、一方、府川(2000)は高齢者の同居・独居状況と所得、貯蓄などの状況を分析した結果、高齢者の経済基盤と同居・別居選択との関係は概に見出しづらいことを示唆している。中馬・山田・安川(1993)では都道府県レベルのデータを用いて自宅、病院、福祉施設の介護場所選択についての推定を行っている。

また、介護の主体が誰か、という視点からの研究としては、Ettner(1996)やSloan, Picone and Hoerger(1997)があげられ、Lakdawalla and Philipson(1999)では高齢者の属性と介護需要との関係を動学的に分析している。日本における介護サービスの実証分析としては塚原(1996)や大日(1997)などがある。白波瀬(2000)では子供の親に対する世話について、親子の個人属性や経済状態による実証分析を行っており、同居状態が有意に正の効果を与えることを示している。

このように従来の研究は、介護の主体は誰か、どの程度の介護サービスが必要されているのか、介護はどこで行われているのか、親と子は同居しているのか別居しているのか、がそれぞれ別個に分析されてはきたが、必ずしも同時には分析されてこなかった。本稿の特徴は、親および独立した子供それぞれの効用最大化の観点から、同居・別居選択と介護サービス(特に在宅介護サービス)の需要を同時に考察し、両者の間に同時決定という関係があるのか、いかなる要因がそれらに影響を及ぼしているのかを実証的に分析する点にある。両者が同時決定である場合には、介護サービス需要関数の推定の際に同居・別居状態が説明変数の一つになっていると、誤差項と説明変数の相関が生じ、通常の最小二乗法で推定されたパラメータ

にはバイアスが生じる可能性がある。同居・別居選択をロジット・プロビットモデルで推定するときにも同様の問題が生じる。

本稿では1995年の市区町村別の介護サービス利用回数と同居・別居のデータを用いる。**II**では在宅介護サービスの利用と同居・別居に関するデータを鳥瞰し、**III**で親子の同居・別居選択に関するモデルを導入し、**IV**で同居・別居選択と介護サービス需要の推定を行う。

## II データの鳥瞰

### 1 世帯の同居・別居状態

本稿では、世帯の属性情報について総務省統計局『平成7年国勢調査報告』第1次基本集計の「65歳以上親族のいる一般世帯」(以下、高齢者のいる世帯)に関する市区町村別データを用いている<sup>4)</sup>。国勢調査を用いることにより世帯類型や世帯人員、65歳未満の人員の有無などについての詳細な情報を集計データとして取得することが可能となり、それらを加工することで高齢者のいる世帯の様々なデータを準備することができる。親と子供については65歳以上の者を親とし、それ未満の者を子供として考えることにする。

表1に高齢者のいる世帯に関する統計を示した。対象は95年における全市区町村(3,255市区町村)である。ただし、政令指定都市は一つの市として数える。表1Aによれば、全市区町村に含まれる一般世帯は約4,390万世帯あり、高齢者のいる世帯が約1,278万世帯(一般世帯総数の29.1%)存在している。そのうち0.1%ほどにあたる約1万4,000世帯は非親族世帯である。

65歳以上ののみの親族世帯(65歳以上の夫婦や親子で構成されるような世帯)(以下、高齢者のみの世帯<sup>5)</sup>)は全体で215万世帯(一般世帯総数の4.9%)、65歳以上のひとり暮らし(以下、高齢者単身世帯)は220万世帯(5.0%)存在する。65歳以上とそれ未満の者で構成される世帯(以下、同居世帯)は約842万世帯であり、全世帯の19.2%を占めている。

次に、高齢者のいる世帯の構成比は、特性の異

なる地域ごとに集計するとどのように示されるだろうか。ここでは国勢調査による「人口集中地区」(DID) とそうでない市区町村(以下、非 DID)に分類した。また、経済活動圏域として東京都の都心部を中心とする半径 60 km 圏域を東京大都市圏と設定し、人口流出などが続き、過疎化が進みつつある地域を過疎地域として設定した<sup>6)</sup>。

DID、非 DID、東京大都市圏、過疎地域の 4 分類のデータが同じく表 1A に示されている。高齢者のいる世帯比率は非 DID、過疎地域で高く、DID、東京大都市圏では低くなっているが、中でも東京大都市圏の比率が低く、約 1,212 万世帯に対して 260 万世帯(21.5%)ほどである。反対に過疎地域は全世帯(約 251 万世帯)のうち過半数に当たる 132 万世帯(52.7%)に 65 歳以上の高齢者が居住している。

高齢者のみの世帯の比率と高齢者単身世帯の世帯比率は DID、東京大都市圏で低く、非 DID、過疎地域でやや高い。世帯比率は 65 歳未満しかいない世帯も含めた全世帯との比を用いており、特に都市的地域ではそのような世帯が多いことから DID 及び都市圏での高齢者のみの世帯、高齢者単身世帯の比率が小さくなっていると考えられる。

また、非 DID、過疎地域では高齢者単身世帯よりも高齢者のみの世帯の比率が高いのに対し、DID と東京大都市圏では小幅ながらその関係が逆転している。

高齢者のいる他の世帯類型に比べ、同居世帯は 4 地域分類とともに一番多いが、中でも非 DID の同居世帯は他の地域分類よりも一段と多いことが読み取れる。同じく表 1A によれば、非 DID に存在する「高齢者のいる世帯の一世帯当たり居住

表 1 高齢者のいる世帯に関する統計(95 年)

A 世帯数、世帯人員、居住面積

|                            | 3,255 市区町村            | DID                   | 非 DID                 | 東京大都市圏               | 過疎地域                 |
|----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| 一般世帯数                      | 43,899,923            | 38,109,213            | 5,790,710             | 12,120,570           | 2,511,706            |
| 高齢者のいる世帯数(世帯)              |                       |                       |                       |                      |                      |
| 非親族世帯を含む                   | 12,780,231<br>(29.1%) | 9,999,331<br>(26.2%)  | 2,780,900<br>(48.0%)  | 2,600,007<br>(21.5%) | 1,324,872<br>(52.7%) |
| 非親族世帯を含まない                 | 12,766,253<br>(29.1%) | 9,987,210<br>(26.2%)  | 2,779,043<br>(48.0%)  | 2,596,236<br>(21.4%) | 1,323,929<br>(52.7%) |
| 高齢者のみの世帯                   | 2,145,027<br>(4.9%)   | 1,730,265<br>(4.5%)   | 414,762<br>(7.2%)     | 461,683<br>(3.8%)    | 248,569<br>(9.9%)    |
| 高齢者単身世帯                    | 2,202,160<br>(5.0%)   | 1,817,825<br>(4.8%)   | 384,335<br>(6.6%)     | 481,283<br>(4.0%)    | 241,756<br>(9.6%)    |
| 同居世帯                       | 8,419,066<br>(19.2%)  | 6,439,120<br>(16.9%)  | 1,979,946<br>(34.2%)  | 1,653,270<br>(13.6%) | 833,604<br>(33.2%)   |
| 高齢者のいる世帯人員(人)              |                       |                       |                       |                      |                      |
| 世帯人員計                      | 40,881,404<br>(3.202) | 30,776,533<br>(3.082) | 10,104,871<br>(3.636) | 7,576,197<br>(2.918) | 4,270,612<br>(3.226) |
| 高齢者のみの世帯・高齢者単身世帯の人員        | 6,566,691<br>(2.035)  | 5,334,684<br>(2.033)  | 1,232,007<br>(2.044)  | 1,417,005<br>(2.027) | 750,005<br>(2.045)   |
| 同居世帯の 65 歳以上人員             | 10,908,186<br>(1.296) | 8,214,977<br>(1.276)  | 2,693,209<br>(1.360)  | 2,073,855<br>(1.254) | 1,122,804<br>(1.347) |
| 同居世帯の 65 歳未満人員             | 23,406,527<br>(2.780) | 17,226,872<br>(2.675) | 6,179,655<br>(3.121)  | 4,085,337<br>(2.471) | 2,397,803<br>(2.876) |
| 居住総面積(m <sup>2</sup> )     | 427,378.8             | 123,951.1             | 303,427.7             | 22,995.3             | 151,963.1            |
| 世帯当たり居住面積(m <sup>2</sup> ) | 131.3                 | 121.4                 | 135.8                 | 108.0                | 126.0                |
| サンプル数                      | 3,255                 | 1,021                 | 2,234                 | 213                  | 1,206                |

注) 世帯数データのカッコ内は各項目の全世帯に占める比率を表し、世帯人員データのカッコ内は各項目の世帯当たり人数を表す。ただし「高齢者のみの世帯・高齢者単身世帯」の世帯当たり人数については、高齢者のみの世帯のみで算出している。

B 65歳以上とそれ未満の者との同居状態

|                     | 平均    | 中央値   | 標準偏差  | 最小    | 最大    |
|---------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 3,255 市区町村          |       |       |       |       |       |
| 高齢者のみの世帯比率          | 0.072 | 0.062 | 0.037 | 0.007 | 0.219 |
| 高齢者単身世帯比率           | 0.066 | 0.057 | 0.039 | 0.003 | 0.293 |
| 同居世帯比率              | 0.318 | 0.311 | 0.117 | 0.046 | 0.655 |
| DID (サンプル数 1,021)   |       |       |       |       |       |
| 高齢者のみの世帯比率          | 0.050 | 0.046 | 0.020 | 0.014 | 0.128 |
| 高齢者単身世帯比率           | 0.049 | 0.043 | 0.025 | 0.008 | 0.182 |
| 同居世帯比率              | 0.226 | 0.212 | 0.082 | 0.077 | 0.552 |
| 非 DID (サンプル数 2,234) |       |       |       |       |       |
| 高齢者のみの世帯比率          | 0.081 | 0.074 | 0.039 | 0.007 | 0.219 |
| 高齢者単身世帯比率           | 0.074 | 0.066 | 0.042 | 0.003 | 0.293 |
| 同居世帯比率              | 0.360 | 0.363 | 0.107 | 0.046 | 0.655 |
| 東京大都市圏 (サンプル数 213)  |       |       |       |       |       |
| 高齢者のみの世帯比率          | 0.036 | 0.033 | 0.014 | 0.014 | 0.095 |
| 高齢者単身世帯比率           | 0.036 | 0.028 | 0.024 | 0.004 | 0.187 |
| 同居世帯比率              | 0.194 | 0.158 | 0.095 | 0.077 | 0.522 |
| 過疎地域 (サンプル数 1,206)  |       |       |       |       |       |
| 高齢者のみの世帯比率          | 0.104 | 0.101 | 0.036 | 0.007 | 0.219 |
| 高齢者単身世帯比率           | 0.096 | 0.089 | 0.042 | 0.003 | 0.293 |
| 同居世帯比率              | 0.352 | 0.357 | 0.114 | 0.083 | 0.655 |

面積」(以下、世帯当たり居住面積)もまた他の地域分類の世帯当たり居住面積に比べて広い。詳細は後節で述べるが、本稿では親の住宅ストックは子供の同居選択行動にプラスの影響を与えると考えており、親の住宅ストックの代理変数として世帯当たり居住面積が妥当なものであれば上述のような傾向が現れるのも説明可能である。

高齢者のみの世帯の65歳以上人員は2,035人であり、同居世帯の65歳以上人員(1,296人)を上回る。各地域分類とも傾向は同じであるが、DID、東京大都市圏でその格差はやや大きい。同居世帯に居住する65歳以上人員は1,091万人を数えるが、一世帯当たりの人数は2人未満であり、高齢者夫婦は65歳未満の子供と同居の状態よりも別居の状態にある場合が多いと推測される。

次に、高齢者のみの世帯、高齢者単身世帯、同居世帯のそれぞれについて、各市区町村の全世帯数との比率を計算し、それについての統計を全市区町村及び地域分類毎に分けて表1Bに記した。

全市区町村でみた平均値は、高齢者のみの世帯比率7.2%、高齢者単身世帯比率6.6%、同居世帯比率31.8%となっている。高齢者単身世帯比

率が最も低く、同居世帯比率が最も高いという傾向はどの地域分類で見ても変わらない。高齢者のみの世帯比率、高齢者単身世帯比率は過疎地域でそれぞれ10.4%, 9.6%と最も高いが、同居世帯比率は非 DID のほうが高く、36.0%となっている。

高齢者単身世帯比率は分析した全地域分類において標準偏差が平均に比して大きく、高齢者のみの世帯や同居世帯比率よりも地域間格差が大きいと考えられる。

過疎地域の高齢者のみの世帯比率は比較的対称な分布をしているが、他の地域分類はやや右の裾が長い分布となっている。それに比べると、高齢者単身世帯比率の分布は過疎地域も含めどの地域分類においても右裾の長い分布となっており、分布幅も広い。同居世帯比率に関しては、DID、東京大都市圏では非対称分布となっているが、他の地域分類では全体的に厚みのある分布となっている。

## 2 在宅介護サービス

次に、在宅介護サービスの種類とサービス内容、

及び本稿で扱う在宅介護サービスの記述統計を示す。

### (1) サービスの種類と内容

介護サービス、中でも在宅介護サービスは高齢者の自立支援機能を持つものとして注目される。主な在宅介護サービスとしては、厚生省(1995)でも示されているように「訪問介護(ホームヘルプサービス)」「日帰り介護(デイサービス)」「短期入所生活介護(ショートステイ)」の3種類があげられる。各サービス内容は表2のように区別される。

いずれも日常生活・身体介助の両面から高齢者をサポートするサービスであるが、日帰り介護、短期入所生活介護は同居介護者の介護負担軽減を主眼としているのに対し、訪問介護は高齢者のみで構成される世帯の自立生活をサポートすることに重点が置かれている。従って、高齢者である親が介護サービスを希望する場合、子供と同居するか別居するかの選択を考える上で重要なってくるサービスは訪問介護であると考えられる。

厚生省(1996)によれば、老人世帯(60歳以上ののみのホームヘルパー派遣対象世帯、約19.5万世帯)へのホームヘルパー派遣割合は62.0%であるのに対し、老人のいる世帯(60歳以上とそれ未満で構成されるホームヘルパー派遣対象世帯、約8.4万世帯)は26.8%である。厚生省(1997)では、要介護高齢者のいる「単独世帯」、「夫婦のみの世帯」は合わせて19.1万世帯と推計されており、要介護高齢者のいる全世帯(84.8万世帯)に占める割合は22.5%となる。つまり、要介護者のいる高齢者のみの世帯はホームヘルパーを派遣される世帯が非常に多く、反対に同居世帯は、要

介護高齢者は少なくなかったものの、それに対するホームヘルパーの派遣は相対的に少なかったと推測される。長寿社会開発センター(1991)では高齢者のいる世帯へのホームヘルパー派遣に関する調査結果を示しているが、高齢者のみの世帯への派遣割合が高いという結果を示している。

また、表2にあるように訪問介護は身体介助と家事援助に分けられるが、塚原(1996)の調査によれば、訪問介護は家事援助中心のサービスの傾向があったことが記されている。家事援助は高齢者のみの世帯をサポートする側面が強く、この点においても訪問介護サービスの需要は親子の同居・別居選択と強く関係していると考えられる。

それに対し日帰り介護及び短期入所生活介護は、同居介護者の身体的・精神的負担を和らげることで在宅介護を支援する特徴があり、これらのサービス需要は同居状態にある要介護高齢者、及び同居介護者の状況とより密接な関係にあると考えられる。特に短期入所生活介護は、家族による介護が一時的に困難になった要介護者を主に対象としており、高齢者が家族と同居していることを制度の前提と考えている<sup>7)</sup>。

よって、本稿では在宅介護サービスの中でも家族の同居・別居状態と密接な関係にあると考えられる訪問介護に焦点を当てて分析を行うことにする。

### (2) 訪問介護サービス需要

訪問介護の特徴を確かめるため、(財)長寿社会開発センター『平成8年老人保健福祉マップ数値表』のデータによる「訪問介護サービス延べ利用者数」(95年調査)をII1で示した「高齢者のいる一般世帯(65歳以上のいる一般世帯数)」で除したものを用いることにする。加工されたデータは、訪問介護を1年間に高齢者のいる一世帯当たりどれだけ利用したか、という回数になる。以下、このデータを「訪問介護利用回数」と呼ぶことにする。訪問介護利用回数は、データ上は同一市区町村内で平均されてしまうため、市区町村内的一部の世帯が頻繁にサービスを利用した場合と、全世帯が均等に利用した場合の区別はできないことに注意されたい。

表2 各在宅介護サービスの内容

| サービス名称   | 内容  |
|----------|---|
| 訪問介護     | 寝たきり老人等をホームヘルパーが訪問して身体介助や家事援助を行う。             |
| 日帰り介護    | 介護を必要とする高齢者等が特別養護老人ホームなどで日中、入浴、食事などのサービスを受ける。 |
| 短期入所生活介護 | 寝たきり老人等が特別養護老人ホームなどに1週間程入所して各種サービスを受ける。       |

表3 訪問介護利用回数の記述統計(95年)

| 平均    | Median | 標準偏差  | 最小 | 最大     | 標本数   |
|-------|--------|-------|----|--------|-------|
| 2.005 | 1.552  | 1.845 | 0  | 39.923 | 3,255 |

95年には訪問介護は3,255市区町村で実施されるようになった。これは同時点での全市区町村数に一致する。

表3に訪問介護利用回数の記述統計を記した。分布に偏りがあり、最も利用回数の多かった市区町村(鹿児島県三島村)で世帯当たり年間約40回訪問介護を利用しているが、平均は約2回程度と少ない。同年において利用者ゼロと記録された市区町村は福島県檜枝岐村、東京都利島村、東京都御藏島村、沖縄県北大東村の4村である。

一般に要介護高齢者は高齢者全体の約1割と言われていることを考慮すると、本稿で用いている世帯には、必ずしも介護を必要とする高齢者がいるとは限らないという点に注意が必要である<sup>8)</sup>。

IIIでは家族との同居・別居選択の問題に直面している消費者の行動をモデル化することにより、同居・別居選択と介護サービス需要についてのインプリケーションを導くことにする。

### III 同居・別居選択と介護サービス需要

家族は親( $E$ :高齢者)1人、子供( $C$ :労働者)1人で構成されるものとし、それぞれが別居するか、同居するかの選択を行う。親、子供は共に合成財 $Z_i$ ( $i=E, C$ )と住宅サービスを消費することによって効用水準を高め、さらに親は介護サービスも必要とする、と仮定する。

#### 1 親の選択肢

親は、住宅ストック( $\bar{H}$ )を既に持っていると仮定し、一定額の年金( $y_E$ )が支給されているとする。合成財は価格 $p_Z$ で購入する。

介護を必要とする親が介護サービス $S$ を受けるには二つの手段が考えられる。

- 1) 子供と別居して、市場で提供される介護サービスを購入する
- 2) 子供と同居して、子供に介護してもらう

前者の場合には、所与の市場価格 $p_S$ で介護サービスを購入する。後者の場合は介護サービスを購入する必要はないが、自ら介護を行う子供は同居し、親への介護サービス提供のために労働時間を減らさなくてはならず、介護の機会費用が発生する。そこで、親は機会費用を補償するために住宅サービスの一部を子供に提供する必要が生じる。

#### 2 子供の選択肢

子供は、所与の賃金率 $w$ の下で $l_i$ ( $0 < l_i \leq \bar{l}$ )時間働き、所得を得る。所得は合成財と住宅サービスの購入に支払われる。住宅サービスは親から得ることも可能だが、その場合は親と同居して介護を行う(介護サービスを提供する)。つまり、子供は住宅サービスを手に入れるのに下記の二つの手段を持つことになる。

- 1) 親と別居して、市場で提供される住宅サービスを購入する
  - 2) 親と同居して、親の所有する住宅サービスの一部を提供してもらう
- 上述した親と子供の行動は、以下のようにモデル化することができる<sup>9)</sup>。

#### 別居時の行動

$$\begin{aligned} \text{親: } & \max_{Z_E, S} U_E = \log(Z_E \bar{H}_E S) \\ & \text{sub. to. } p_Z Z_E + p_S S \leq y_E \\ \text{子供: } & \max_{Z_C, H_C} U_C = \log(Z_C H_C) \\ & \text{sub. to. } p_Z Z_C + p_H H_C \leq w \bar{l} = y_C \end{aligned}$$

#### 同居時の行動

$$\begin{aligned} \max_{Z_C, Z_E} U_F &= \log [Z_E (\theta \bar{H}_E) S] \\ &+ \log \{Z_C [(1-\theta) \bar{H}_E]\}, \quad 0 < \theta < 1 \\ \text{sub. to. } & p_Z (Z_C + Z_E) \leq y_E + w l_i \equiv y_F \\ & S = f(l_i) = l_i^\alpha, \quad 0 < \alpha < 1 \\ & \bar{l} = l_i + l_i \end{aligned}$$

$Z_E, Z_C$ はそれぞれ親、子供によって消費される合成財であり、価格 $p_Z$ で購入できる。

$\bar{H}_E, H_C$ はそれぞれ親、子供が消費する住宅サービスである。子供が市場から住宅サービスを購入する場合の価格は $p_H$ である。住宅は、同居者数が増加すると混雑が発生すると考える。同居時には、親の保有する住宅ストックを親子で共有し、

そこからサービスを得ることになる。そのとき、親の住宅サービス消費割合を  $\theta$  ( $0 < \theta < 1$ ) とする。

$S$  は介護サービスであり、親のみが消費する。市場が提供する介護サービスを購入するときの価格は  $p_s$  であるが、子供から介護サービスを受ける場合は、金銭は直接的に介在しない。ここでは簡単化のために、子供が介護を行う場合、他の要素に関係なく介護に費やす時間を  $l_2$  と固定する。また、子供の提供する介護サービスは投入時間に対して通減的であり、提供能力は  $\alpha$  で表される。

子供は 1 日の活動時間  $\bar{l}$  を、労働を行う時間 ( $l_1$ ) と介護の時間 ( $l_2$ ) に配分する。ただし、先述の通り、介護サービスを提供する時間は同居時のみ発生するので、別居時は  $l_1 = \bar{l}$ ,  $l_2 = 0$  となる。

別居、同居時の需要関数、間接効用関数はそれぞれ以下のようになる。

#### 別居時

$$\text{親: } S^* = \frac{y_E}{2p_s}, Z_E^* = \frac{y_E}{2p_z}, V_E = \log\left(\bar{H} \frac{y_E^2}{4p_z p_s}\right)$$

$$\text{子供: } Z_C^* = \frac{y_C}{2p_z}, H_C^* = \frac{y_C}{2p_H},$$

$$V_C = \log\left(\frac{y_C^2}{4p_z p_H}\right)$$

#### 同居時

$$Z_C^* = Z_E^* = \frac{y_F}{2p_z}, V_{F_C} = \log\left(\frac{\theta \bar{H} y_F l_2^\alpha}{2p_z}\right),$$

$$V_{F_C} = \log\left[\frac{(1-\theta)\bar{H} y_F}{2p_z}\right]$$

$$V_F = V_{F_E} + V_{F_C} = \log\left[\frac{\theta(1-\theta)\bar{H}^2 y_F^2 l_2^\alpha}{4p_z^2}\right]$$

ここで  $V_E$ ,  $V_C$  はそれぞれ親、子の別居時の間接効用関数を表し、 $V_{F_E}$ ,  $V_{F_C}$  はそれぞれ親、子の同居時の間接効用関数を表している。

同居、別居の選択は、以下によるものとする。

#### (選択 1)

$V_E > V_{F_E}$  and  $V_C > V_{F_C} \rightarrow$  同居は実現しない  
(選択 2)

$V_E > V_{F_E}$  or  $V_C > V_{F_C} \rightarrow$  同居は実現しない  
(選択 3)

$V_E < V_{F_E}$  and  $V_C < V_{F_C} \rightarrow$  同居が実現する  
(無差別)

$$V_E = V_{F_E} \text{ and } V_C = V_{F_C}$$

同居時に親の所有する住宅の割合  $\theta$  が 0.5 のとき、他を所与とした効用水準は最大となる。ここで所得と同居・別居選択の関係についてこのモデルから考察してみる。親の年金と子供の賃金率がそれぞれ介護サービス価格、住宅サービス価格に対して高水準であれば、親子両方、あるいはそのどちらかが別居を望むため、選択 1 か 2 となり、同居は実現しない<sup>10)</sup>。しかし、以下の場合はその限りでなく、選択 3 (親子の同居) が実現することがある。

- (a) 親の保有する住宅ストックが大きい
  - (b) 市場の介護サービス価格が (年金に比べて) 非常に高い
  - (c) 地価が (賃金率に比べて) 非常に高い
  - (d) 子供の介護サービス提供能力が高い
- (a) の場合、子供にとっては介護の機会費用に対する補償が大きくなり、同居のインセンティブが高まる。(b) (c) はそれぞれ親、子供の別居時の効用水準を下げるため、それぞれが同居を選択するようになる。(d) は親の同居選択に正の効果をもたらす。

以上から、同居・別居の選択及び介護サービス需要について、次のインプリケーションが導ける。

- I-1. 親の住宅ストック保有量が多い家族ほど、子供が同居を希望する
- I-2. 年金-介護サービス価格比、賃金率-住宅価格比はそれぞれ親、子供の同居・別居の選択に影響を与える
- I-3. 子供の介護サービス提供能力が高い場合、親が同居を希望する傾向が現れる
- I-4. 一般に世帯所得が高ければ別居が選択されるが、介護サービス価格や住宅価格など他の要素の影響から同居が選択されることがある

年金受給額が高齢者の同居・別居の選択行動に影響を与えることは Costa (1997) などで明らかにされており、日本のデータを用いた八代他 (1996) や岩本・福井 (2000), 舟岡・鮎沢 (2000) などでは、年金受給額が同居選択に対して有意に負の影響を与えるという分析結果が得られている。子供の介護サービス提供能力については、ライフ

デザイン研究所が行った「健康管理と介護に関するアンケート」の結果によると（ライフデザイン研究所（2001）），家族介護の代替である外部サービスの利用について抵抗を感じる人の理由について，最も多かったのは「家族以外に家庭に入ってほしくない」というものであるが，次いで多いのは「内容や質の面で満足がいかない」という理由であり，介護サービス提供主体の選択に質の問題が影響していることが示唆される。

次節以降では，市区町村別のデータを用いて同居・別居選択と介護需要との関係を分析する。ただし，介護サービス需要と子供の介護サービス提供能力や介護サービス価格，年金は，データの入手が困難であるため，IVでは上記のうち I-1,4 と I-2 の一部に焦点を絞って分析を行うこととする。

#### IV 実証分析

IIIのモデルでは，同居・別居の選択と「家族介護を行うか，市場から介護サービスを購入するか」の選択とが同時に決定されることになる。そこで，まず同居・別居選択と介護サービスの需要関数の同時決定モデルを操作変数法を用いて推定することにする。さらに，内生変数である同居世帯比率および介護サービス需要を外生変数のみに回帰するモデルについても推定することにした。前者が主に同居・別居選択と介護サービス需要が同時決定になっているかを検証するためのモデルである一方，後者は，IIIで求められた最適な介護サービス需要量および同居・別居の選択にどのファクターが影響を及ぼしているかを検証するモデルと考えることができる。

##### 1 推定モデルと説明変数の記述統計

本稿で用いられるデータは市区町村レベルの集計データであるため，個々の家族について同居しているかいないかを観測することはできないが，同居している世帯の割合（同居世帯比率）を求めることはできるので，同居世帯比率を用いたロジスティック・モデルで推定を行う。推定方法としては，最尤法ではなくモーメント法を用いること

にした。というのも，介護需要と同居世帯比率とを同時推定しようとすると，非線形モデル（ロジスティックモデル）と線形モデルの同時方程式となってしまい，最尤法では推定が難しくなるからである。同居・別居選択の推定式は以下のように示される。

$$\log\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha_1 + \beta_1 X_i + \gamma_1 S_i + u_{1i}, \\ i=1, \dots, m$$

同居世帯比率は  $P_i$  で表され，第  $i$  市区町村の全世帯数 ( $N_i$ ) に占める同居世帯数 ( $n_i$ ) の比となる。同居世帯については，II 1 の定義と同じである。説明変数  $X_i$  は世帯所得などの属性ベクトルであり，ここでは外生変数としている。このモデルを推定するときに注意しなければならない点は，分散が  $N_i$  および同居確率に依存するという点である。推定の際には  $n_i(1-n_i/N_i)$  を重みとする重みつき最小二乗法を用いなければならない（ドブソン（1993）第 8 章参照）。

また，介護サービス需要の推定式は次のようになる。

$$S_i = \alpha_2 + \beta_2 P_i + \gamma_2 X_i + u_{2i}, \quad i=1, \dots, m$$

以上の推定式について，95 年時点でのクロスセクション分析を行う。サンプル数は，データの制約などにより一部利用できない市区町村が存在することもあるが，最大で 3,255 となる。この数は，同年において訪問介護の実施が報告された市区町村の数である。

市区町村レベルのデータを用いる場合，III のモデルで示された変数のすべてを利用することは非常に困難である。そこで，実際の推定には以下の変数を準備する。

- (A) 同居世帯比率
- (B) 世帯当たり訪問介護利用回数（訪問介護利用回数）
- (C) 全世帯当たり課税対象所得（百万円，名目値）（世帯所得）
- (D) 世帯所得－地価比（世帯所得を地価で除したもの。地価は住宅地平均地価（円/ $m^2$ ）を用いる）
- (E) 65 歳以上のいる世帯当たり延べ居住面

積(世帯当たり居住面積)

(F) 65歳以上平均年齢<sup>11)</sup>

(G) 世帯主平均年齢

賃金率や高齢者のみの世帯の所得は市区町村レベルで入手することが困難であるため、それらの代理変数として(C)の世帯所得を用いる。(D)の世帯所得－地価比は賃金率－住宅サービス価格比の代理変数として導入している。(E)の居住面積は(親の所有する)住宅ストックの代理変数として用いることにする。(F)65歳以上平均年齢、(G)世帯主平均年齢は市区町村における世帯の平均的な属性のコントロール変数として導入する。

課税対象所得は自治省による「市町村民税課税状況等の調」による。訪問介護利用回数のデータは(財)長寿社会開発センター発表のものを用いる。住宅地平均地価は国土庁「地価公示」による。それ以外のデータは(財)統計情報研究開発センターにより提供されている国勢調査の第1次基本集計のデータを用いている。

本節で使用される「世帯」は、特にことわらない限り「高齢者(65歳以上)のいる世帯」である。ただし、世帯所得については、各市区町村の課税対象所得が市区町村レベル(区は特別区のみ)の集計データとしてしか得られないため、全世帯で除したものを世帯所得としている。

表4に説明変数の記述統計を記した。被説明変数となる同居世帯比率、訪問介護利用回数についてはIIを参照されたい。地価は調査地点が限られているため、他の変数に比べて標本数が少なくなる。変数によりばらつきに差がみられるが、特に地価の分散が大きい影響から、世帯所得－地価比の地域間格差が大きくなっている。

世帯所得は平均376.5万円で、最大は秋田県大

潟村の884.3万円である。なお、上位30市区町村のうち半数は非DIDに属している。ここで示されているのは世帯所得であるため、都市、農村によらず世帯構成員の所得が高くなくても世帯当たり就業者数が多い地域では平均的に高い値となることに留意されたい。一方、下位に属する市区町村は世帯構成員の少ない過疎地域や一人当たり所得の低い市区町村となる。

世帯所得－地価比が小さい市区町村は都心部や大都市に多く、過疎地域ではこの値が大きい。平均年齢に関する変数は、他の変数に比べて地域間でのばらつきが少ない。

## 2 同時方程式を用いた推定

最初に、同居・別居選択と介護サービス需要が同時に決定されるという前節のインプリケーションを直接確かめるために、同時方程式モデルから推定を行う。

### (1) 同居・別居選択

説明変数には訪問介護利用回数(対数)、世帯所得－地価比、世帯所得、世帯当たり居住面積、65歳以上平均年齢、世帯主平均年齢を用いる。説明変数の組合せについては2通りについて推定を行った。ただし、地価のデータはすべての市区町村で利用可能であるわけではないため、世帯所得－地価比を説明変数に入れた場合には標本数は3分の2程度になる。また、前節のモデルより訪問介護利用回数は内生変数であることが予想されるため、操作変数を用いて推定する。

推定結果を表5に記した。操作変数の過剰識別制約について $\chi^2$ 検定を行うと帰無仮説は棄却されず、操作変数の選択に誤りがなかったことが言える<sup>12)</sup>。

いずれの推定結果においても、訪問介護の利用

表4 説明変数の記述統計

|                            | 平均    | Median | 標準偏差   | 最小    | 最大    | 標本数   |
|----------------------------|-------|--------|--------|-------|-------|-------|
| 世帯所得(百万円)                  | 3,765 | 3,781  | 1,055  | 1,023 | 8,843 | 3,255 |
| 世帯所得－地価比                   | 100.4 | 76.4   | 84.883 | 3.0   | 748.7 | 1,972 |
| 世帯当たり居住面積(m <sup>2</sup> ) | 131.3 | 131.6  | 28.365 | 28.4  | 249.9 | 3,255 |
| 65歳以上平均年齢(歳)               | 74.6  | 74.6   | 0.508  | 72.0  | 78.2  | 3,255 |
| 世帯主平均年齢(歳)                 | 47.4  | 47.8   | 2.696  | 35.7  | 53.3  | 3,255 |

回数の多い地域ほど同居世帯比率が低いという結果が示されている。その大きさも両モデルでほとんど変わらない。

世帯所得の推定値はモデル(1)では有意ではないが、モデル(2)では正で有意であり、モデル(2)からは、介護サービス需要のレベルが同じであれば、所得が高い地域では同居率も高いことを示している。

65歳以上平均年齢、世帯主の平均年齢はどちらも有意に正である。前節のモデルでは、高齢者(親)の身体的状態に関する変数は導入されておらず、加齢の影響は分析できないが、Costa(1997)などで論じられているように、高齢者の

加齢や身体の衰弱は、独立した生活を維持するコストを高めることになり、同居へのインセンティブを高めることにつながる。

世帯当たりの居住面積も有意に正であり、住宅面積が大きいほど同居する確率が高くなることを意味している。

以上の説明変数の効果の解釈は、あくまでも訪問介護サービス需要を一定としたときの効果の解釈であったが、我々が考えるモデルでは、介護サービス需要も内生変数であり、外生変数であるこれらの説明変数の影響を受けることになる。例えば、所得に関する結果について、所得が高い地域で最終的に同居率が高くなるかを見るためには、外生変数のみに回帰したモデルの結果を見なければならないことに注意が必要である。所得の効果については外生変数のみへの回帰分析結果とともに次節で再論する。

## (2) 介護サービス需要

同居・別居選択の推定結果と整合的であれば、ここでの推定の主要な結果としては「同居世帯比率の高い地域ほど家族による介護が行われるため、訪問介護サービス需要は低い」という結果が得られることになる。被説明変数である市区町村別介護サービス需要は市区町村の規模(世帯数)が小さければ分散が大きくなることが予想されるので、分散不均一を考慮しなければならない。そこで、分散不均一を考慮した操作変数法を用いることに

表5 同居・別居選択の推定結果(同時方程式)

説明変数：同居オッズ比(対数)  
操作変数(1) 外生変数、公債費比率、東京都特別区ダミー  
(2) 外生変数、実質収支比率、福井県ダミー

|                    | (1)     |        | (2)     |         |
|--------------------|---------|--------|---------|---------|
|                    | 推定値     | t値     | 推定値     | t値      |
| 定数項                | -10.945 | -6.198 | -15.781 | -11.574 |
| 訪問介護利用回数(対数)       | -0.487  | -3.641 | -0.487  | -11.344 |
| 世帯所得-地価比           | 0.001   | 5.817  |         |         |
| 世帯所得               | -0.002  | -0.190 | 0.046   | 5.508   |
| 世帯当たり居住面積          | 0.007   | 7.009  |         |         |
| 65歳以上平均年齢          | 0.057   | 2.350  | 0.101   | 5.344   |
| 世帯主平均年齢            | 0.090   | 22.951 | 0.135   | 61.137  |
| 修正 R <sup>2</sup>  | 0.705   |        | 0.590   |         |
| 観測値数               | 1,972   |        | 3,251   |         |
| χ <sup>2</sup> 統計量 | 1.463   |        | 0.034   |         |

表6 訪問介護サービス需要の推定結果(同時方程式)

被説明変数：世帯当たり訪問介護利用回数(対数)  
操作変数：(1)-(3) 外生変数、実質収支比率、富山県ダミー、愛知県ダミー  
(4) 外生変数、実質収支比率、宮城県ダミー、愛知県ダミー

|                    | (1)    |        | (2)    |        | (3)     |        | (4)    |        |
|--------------------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|
|                    | 推定値    | t値     | 推定値    | t値     | 推定値     | t値     | 推定値    | t値     |
| 定数項                | -9.859 | -3.972 | -6.878 | -3.543 | -10.237 | -3.879 | -7.115 | -3.701 |
| 世帯所得-地価比           | 0.001  | 5.526  |        |        | 0.002   | 3.695  |        |        |
| 世帯所得               | -0.077 | -6.197 | -0.081 | -3.993 | -0.050  | -1.665 | -0.096 | -4.279 |
| 世帯当たり居住面積          | 0.004  | 1.427  |        |        |         |        | 0.002  | 1.033  |
| 同居世帯比率             | -2.486 | -2.165 | -1.287 | -2.686 | -2.500  | -1.757 | -1.492 | -2.009 |
| 65歳以上平均年齢          | 0.101  | 2.968  | 0.057  | 2.052  | 0.106   | 3.084  | 0.059  | 2.112  |
| 世帯主平均年齢            | 0.055  | 3.379  | 0.069  | 6.579  | 0.063   | 2.405  | 0.069  | 6.016  |
| 修正 R <sup>2</sup>  | 0.147  |        | 0.167  |        | 0.133   |        | 0.168  |        |
| 観測値数               | 1,972  |        | 3,251  |        | 1,972   |        | 3,251  |        |
| χ <sup>2</sup> 統計量 | 2.334  |        | 2.165  |        | 2.809   |        | 2.612  |        |

した。これは、Hansen (1982) の一般化モーメント法と本質的に異ならない。その結果は表 6 に示されている。

同居・別居選択モデルの推定の場合と同じように、説明変数の組合せによって、4通りのモデルを推定した。これ以外の組合せについても推定を行ったが、過剰識別制約検定をパスしたものは、表 6 の組合せであった<sup>13)</sup>。

同居世帯比率の高い市区町村は家族による介護を行っている世帯が多いと考えられ、世帯当たり訪問介護の利用回数に対して負の影響をもたらす。これは、親子の同居世帯比率の高い地域は家庭内で介護を行う結果、外部の介護サービス需要が減少するという、前節のモデルのインプリケーションと整合的な結果である。

世帯所得の推定値はいずれのモデルにおいても負で有意である。また、世帯所得-地価比が推定されているモデルではその係数が正であるから、住宅サービスの価格に対して所得が高ければ介護サービスを需要することになる。

65 歳以上平均年齢、世帯主平均年齢の推定値はすべてのモデルにおいて正で有意であり、同居世帯比率、世帯当たり訪問介護利用回数に対して共に正の影響を与えることが示されている。世帯当たり居住面積は有意ではなかった。

この推定結果についても、同居・別居選択モデルの場合と同様、外生変数の介護需要サービスへの影響の大きさを見るためには、外生変数のみを説明変数とするモデルを用いなければならない。

### 3 外生変数のみを用いた推定

同時方程式モデルでは、外生変数の被説明変数に与える影響を直接求めることはできないので、本節では外生変数のみに回帰するモデルを用いて推定を行い、外生変数の影響の方向および大きさを考察することにした。外生変数の組合せにより四つのモデルが推定された。

#### (1) 同居・別居選択

推定は、IV 2(1)と同じくロジスティック・モデルを用いる。主な説明変数は世帯所得の他、世帯所得-地価比、世帯当たり居住面積である。これにより住宅に関する変数(価格、ストック)の効果を確認することにしたい。推定結果は表 7 に示されている。

住宅ストックの代理変数として世帯当たり居住面積を用いて推定すると、いずれのモデルにおいても、世帯所得は同居世帯比率に対して負の影響を与え、世帯当たり居住面積の広さが同居世帯比率に正の影響を与えることが示された。個票データを用いた八代 (1999)においても、住居の広さ(畳数)が高齢者と子供夫婦の同居選択に対して有意に正の影響をもたらしており、本稿の結果はこれと整合的であると考えられる。居住面積が 10 m<sup>2</sup> 大きくなると、初期の同居率を 30% とすると、いずれのモデルでも同居率が 2% 程度大きくなることが示される。

世帯所得の推定値はモデル (1), (3) で負であるから、世帯所得は最終的には同居率に対して負の影響をもっていることが示された。すなわち、

表 7 同居・別居選択の推定結果(外生変数への回帰モデル)

被説明変数：同居オッズ比(対数)

ウェイト： $n_i (1 - P_i)$

|                   | (1)     |         | (2)     |         | (3)     |         | (4)     |         |
|-------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                   | 推定値     | t 値     |
| 定数項               | -16.923 | -20.924 | -17.757 | -22.572 | -16.432 | -24.942 | -17.865 | -27.891 |
| 世帯所得-地価比          | 0.001   | 10.424  | 0.001   | 11.563  |         |         |         |         |
| 世帯所得              | -0.018  | -4.151  |         |         | -0.029  | -8.056  |         |         |
| 世帯当たり居住面積         | 0.010   | 49.953  | 0.009   | 50.659  | 0.010   | 70.670  | 0.010   | 70.243  |
| 65 歳以上平均年齢        | 0.137   | 12.511  | 0.147   | 13.741  | 0.123   | 13.708  | 0.139   | 15.824  |
| 世帯主平均年齢           | 0.096   | 48.301  | 0.096   | 48.330  | 0.109   | 73.164  | 0.111   | 76.033  |
| 修正 R <sup>2</sup> | 0.890   |         | 0.889   |         | 0.890   |         | 0.888   |         |
| 観測値数              | 1,972   |         | 1,972   |         | 3,255   |         | 3,255   |         |

所得が高くなると別居を選択する傾向が見て取れる。ただし、世帯所得－地価比は同居率に対して有意に正の効果をもつという結果は、必ずしも前節の理論モデルと整合的ではない。前節で考察したように、子供からみると、住宅サービス価格が所得（賃金）に比べて高価である場合には、使用可能な時間のすべてを労働所得を得ることに充てるよりも、親と同居して労働時間の一部を介護サービスの提供に充て、親の保有する住宅ストックの一部を提供してもらうほうがより高い効用を得られることがある。世帯所得－地価比が低いほど（すなわち地価の高い都市部ほど）子供が同居を希望する可能性は高くなるが、実証結果はこれと反対である。これは、世帯所得－地価比が低い都市部では、進学や就職のために地方から出てきて都市部に住んでいる子供が多く、物理的に親との同居が困難であるからとも考えられる。この点については更なる分析が必要であろう。

65歳以上平均年齢と世帯主平均年齢は、有意に正という結果が得られている。年齢が上昇するとともに介護サービス需要が大きくなるためと考えられる。

## （2）介護サービス需要

市区町村データを扱うときには分散不均一を考えなければならないが、65歳以上のいる世帯数をウェイトにした加重最小二乗法を用いてそれを考慮し、その結果表8が得られた。

いずれのモデルをとっても、世帯当たり居住面

積の推定値が負で有意となっているのがわかる。世帯当たり居住面積の大きい地域では同居世帯比率が高く、要介護者に対しては、市場で提供される介護サービスに代えて同居者による介護が行われる傾向にあるから、その結果、世帯当たり居住面積が介護サービス需要に対して負の影響を持つと考えられる。

世帯所得の推定値はモデル（3）では負で有意になっているが、モデル（1）では負ではあるが有意ではない。従って、所得の介護サービス需要に対する影響については明確なことはわからない。本稿で用いた介護サービス需要のデータが措置制度のときのものであり、サービスの供給がもっぱら割り当てによって行われていたことが影響しているのかもしれない。世帯主の平均年齢についても同様である。

65歳以上平均年齢はいずれのモデルでも有意に正であり、同居・別居選択における同変数の推定値の符号と同じ符号である。

世帯所得－地価比の推定値は正となっており、これは前節のモデルのインプリケーションと整合的であると考えられるが、同居・別居選択への影響も正であることを勘案すると、この結果だけ判断するのは難しい。

## V Discussion

「誰が介護を行うのか？」という問題について、

表8 訪問介護サービス需要の推定結果（外生変数への回帰モデル）

被説明変数：世帯当たり訪問介護利用回数（対数）

ウェイト：全世帯数

|                   | (1)     |         | (2)     |         | (3)     |         | (4)     |         |
|-------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                   | 推定値     | t 値     |
| 定数項               | -12.815 | -4.805  | -13.983 | -5.427  | -13.420 | -6.507  | -16.672 | -8.400  |
| 世帯所得－地価比          | 0.002   | 4.451   | 0.002   | 5.091   |         |         |         |         |
| 世帯所得              | -0.025  | -1.682  |         |         | -0.061  | -5.502  |         |         |
| 世帯当たり居住面積         | -0.008  | -12.541 | -0.009  | -13.606 | -0.006  | -13.637 | -0.007  | -15.180 |
| 65歳以上平均年齢         | 0.187   | 5.199   | 0.202   | 5.769   | 0.182   | 6.507   | 0.220   | 8.094   |
| 世帯主平均年齢           | -0.001  | -0.196  | -0.001  | -0.176  | 0.023   | 5.136   | 0.028   | 6.261   |
| 修正 R <sup>2</sup> | 0.093   |         | 0.092   |         | 0.081   |         | 0.066   |         |
| 観測値数              | 1,972   |         | 1,972   |         | 3,251   |         | 3,251   |         |

本稿では高齢者である親の最適化行動に加えて子供の最適化行動もモデル化し、親子の同居・別居選択の決定と介護サービス需要の理論的分析を行った。ここから導かれるいくつかのインプリケーションは、

- I-1. 親の住宅ストック保有量が多いほど、子供は同居を希望する
- I-2. 年金－介護サービス価格比、賃金率－住宅価格比はそれぞれ親、子供の同居、別居の選択に影響を与える
- I-3. 子供の介護サービス提供能力が高い場合、親が同居を希望する
- I-4. 世帯所得が高い場合には一般的には別居が選択されるが、介護サービス価格や住宅価格など他の要素によって同居が選択される場合もある

というものであったため、これらのインプリケーションをもとに、95年の市区町村レベルの集計データを用いて実証研究を行った。同時方程式モデルで推定した結果、同居・別居選択と介護サービス需要とは同時に決定されていることがわかった。さらに、外生変数のみを説明変数とする回帰分析を行った結果、世帯当たり居住面積の広さが同居世帯比率に正の効果をもち、他方、世帯所得は同居世帯比率に対して負の効果を持つことがわかった。

本稿で用いたデータは介護保険が実施される以前のデータであるため、措置事業である介護サービスの価格については市区町村レベルでのデータ入手が困難であった上、自治体毎でサービスの価格付けが異なっていたことも考慮して、実証分析には用いなかった。また、本稿で用いたデータは市区町村別の集計データであるため、高齢者の所得（年金）を独立に研究の対象とすることはできなかった。年金の多寡が高齢者の同居・別居選択に影響を与えることはCosta (1997) などで明らかにされており、また経済企画庁 (1995) によれば、高齢期の収入源として公的年金を主に考えている割合は76.2%と最も高く、年金の存在が高齢者の同居・別居選択、ひいては介護サービス需要に影響を与えていることが示唆される。

介護サービス需要に対しては、世帯当たり居住面積は負の影響を与えることが示された。介護サービスの需要要因は、介護サービス需要に直接影響を与えると考えられる年金や介護サービス価格のような要素だけでなく、親子の同居・別居の状態も考慮する必要があり、それに伴い同居・別居選択に影響を与える要因を考慮しなくてはならないと考えられる。本稿の市区町村レベルでの実証分析においては、訪問介護の需要要因が家族の同居・別居選択とそれを決定する要因、つまり世帯当たり居住面積に影響を受けていたことが示された<sup>14)</sup>。

なお、本稿のように集計データを用いた分析では、個々の世帯状況に関する情報は限定される。そのため、高齢者（要介護者）とその家族が同居することに伴い、世帯構成員がどのように家族内で就業（あるいは就学）の形態や配分を変更し、介護を行うのかという、家族内介護の状態を考慮する点に課題が残された。親（要介護者）との同居を選択する子供は労働時間を減少させて介護サービスを供給することになるが、家族内の主たる介護者は（実）娘や息子の配偶者などが多く、女性の存在や就業形態の変化が高齢者介護に寄与していることが考えられる。女性の労働時間や属性と老親介護とは有意な関係にあるという結果はWolf and Soldo (1994) やEttner (1996) などによって示されており、日本でも岩本 (2000) や牧・駒村 (2000) などにより分析が行われている。これらの要因を考慮したより詳細な分析については個票のパネルデータが必要となるが、それについては今後の課題としたい。

(平成13年4月投稿受理)

(平成13年9月採用決定)

## 注

- 1) 毎日新聞社人口調査会「全国家族計画世論調査」が有配偶の女性に対して行った調査によれば、老親の介護に対して、1963年には約80%の人が肯定的であったのが、94年には肯定的とする人が50%近くにまで低下している。一方、親が子供に老後の世話を期待するかどうか、との意識調査においても、戦後間もない1950年には

- 60%を超える人が世話を期待していたのが、94年には20%を切るまでに落ち込んでいる。本稿は、この変化を単純に社会通念が変化したからであると捉える立場をとらず、親と子の合理的な行動から説明しようとするものである。
- 2) 子供による老親介護の実態を考慮するとき「準同居」すなわち同一敷地内に居住しながら生計を異にする家族の存在をどのように考慮するか、ということが問題になる。親子が準同居の形態をとる場合、統計上は「別居」となるが、同居時に子供から親へ提供されるサービス(身の回りの世話など)は、準同居の形態をとっても可能であると考えられる。しかしながら、準同居の形態をとる家族が全体に占める割合は、本稿の分析時点である95年ではまだ多くはなく、子供が「同一家屋または同一敷地」に居住する親(高齢者)は、子供と別居している親の4%前後である(厚生省(2000)による)。仮に本稿表1の「高齢者のみの世帯・高齢者単身世帯の人員」(6,566,691人)と「同居世帯の65歳以上人員」(10,908,186人)を用いて、準同居の状態にある高齢者数を推計すると、262,668人( $6,566,691 \times 0.04$ (小数点以下四捨五入))となる。この人数を同居世帯の65歳以上人員に含め、その中に占める準同居状態の高齢者の比率を推計すると2.4%弱( $262,668 \div 11,170,854$ )と求められ、その割合は多くはない。本稿の分析では準同居の影響は考慮されていないが、上記を踏まえると分析結果へのバイアスは必ずしも問題ではないと考えられる。
- 3) 小川(1997)では親子の同居世帯について、親から子供へは住宅など、ストックの提供が行われ、子供から親へは身の回りの世話や生活費の支援など、フローの提供が行われていると分析している。
- 4) 本稿では(財)統計情報研究開発センターより提供されている国勢調査のデータを使用した。
- 5) 国勢調査の定義では、高齢者夫婦のみで構成される世帯を高齢夫婦世帯というが、本稿のデータは高齢者の親子なども含んでいるため、65歳以上の親族世帯を高齢者のみの世帯という。
- 6) 東京大都市圏は田辺(1996)などで用いられている設定である。過疎地域は国土庁の定義に基づいた。95年時点で過疎地域に含まれる市町村については、国土庁地方振興局過疎対策室(1996)に記されている。
- 7) 90年代における日帰り介護、短期入所生活介護の状況については、たとえば松迫(1997)などに簡潔に記されている。
- 8) 一般に高齢者のいる世帯数と要介護高齢者のいる世帯数とは比例的に増加すると考えられており、都道府県レベルでは「65歳以上のいる世帯」と「ホームヘルパー派遣対象世帯」(厚生省(1996)による)との相関は0.817と高い値を示す。
- 9) 効用水準の比較により同居、別居を選択するモデルはKotlikoff and Morris(1990)やCosta(1997)などで用いられている。本稿では議論を単純化するために、対数線形の効用関数を用いている。またKotlikoff and Morrisのモデルでは、同居した親子がそれぞれに効用関数を持ち、それらが線形結合されたものが家族の効用関数として設定されている。家族の効用関数を考慮するモデルとしては、Becker(1974)の利他主義的アプローチのように、世帯主の効用に家族の効用が含まれ、世帯主の効用最大化を行うモデルや、夫婦がお互いの行動を考慮した上で、それが主体的に行動する分離効用モデルや交渉モデル(McElroy and Horney(1981)などを参照)、夫と妻の効用関数を別々に考え、それらを一つの効用関数の中に含めた家族効用関数を最大化する結合効用アプローチ(たとえばFallon and Verry(1988)を参照)などがある。同居家族を考慮したモデルは、家族構成員の意思決定の違いによりさまざまなアプローチがなされているが、家族構成員の効用関数が個別に与えられている点が共通して注目される。
- 10) 親の所得、子供の所得が高いときに別居が選択されるという分析は、岩本・福井(2000)や舟岡・鮎沢(2000)など最近の実証分析においても確認される。
- 11) 本稿で用いた『国勢調査』のデータでは、市区町村別に「5歳階級別人口」が利用できる。そのうち、65歳以上の人口について各階級の階級値(たとえば65歳以上70歳未満では67.5歳)をとり、各市区町村について以下の式により算出した。
- $$\frac{\sum_{i=1}^n d_i n_i}{N}$$
- $d_i$ : 第*i*階級の階級値 ( $i=67.5, 72.5, \dots$ )  
 $n_i$ : 第*i*階級に属する人数  
 $N$ : 当該市区町村の65歳以上人口
- 12) 過剰識別制約の検定は、操作変数と誤差項との直交条件  $E(u_i Z) = 0$  が満たされるかどうかに関する仮説検定で、自由度  $L-k$  (操作変数の数-説明変数の数) の  $\chi^2$  分布に従う検定統計量が棄却されないと、選択した操作変数は誤差項と相関がないと解釈される。Hansen(1982)参照。また、表5に掲載されている推定結果以外にもいくつかの推定を行ったが、それらは過剰識別制約を満たさなかった。
- 13) 注意しなければならないのは、本稿で用いられている介護需要のデータは、介護保険法が導入される以前のデータで、介護事業が行政の措置事業であったときのものであるから、市区町

- 村の財政事情や福祉政策に影響され、地域間のばらつきが大きく、それがモデルの当てはまりを悪くしていると考えられる。さらに、潜在的な需要はあるが行政側の供給制約により需要が抑えられているという側面も考えられる。
- 14) 本稿では別途、都道府県グリーを導入したモデルを用いたり、DID、非DID、東京大都市圏、過疎地域のみを用いたりした推定を行ったが、それらの場合でも主要な結論は異ならなかった。

## 参考文献

- 長寿社会開発センター(1991)『ホームヘルパー派遣事業実態調査(調査結果報告書)』。
- 中馬宏之・山田武・安川文昭(1993)「要介護老人の介護場所選択に関する経済分析」,『労働市場における配分効率と組織効率』,133-154ページ。
- ドブソン, J. アネット(1993)『統計モデル入門——回帰モデルから一般化線形モデルまで』(田中豊他訳),共立出版。
- 府川哲夫(2000)「高齢者の経済的状況——「単独・夫婦のみ」と「子と同居」の対比——」,『季刊・社会保障研究』第35巻第4号,353-363ページ。
- 舟岡史雄・鮎沢光明(2000)「高齢者の同居の決定要因の分析——家族の生活状況と保障機能」,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。
- 岩本康志(1999)「親子の所得が高齢者同居世帯の形成に与える影響」,『医療・介護・年金の各システムが経済活動に与える影響に関する調査研究報告書』,医療経済研究機構。
- (2000)「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」,京都大学経済研究所ディスカッションペーパー No.0002。
- 岩本康志・福井唯嗣(2000)「同居選択における所得の影響」,京都大学経済研究所ディスカッションペーパー No.0004。
- 経済企画庁(1995)『平成6年度国民生活選好度調査』。
- 国土庁地方振興局過疎対策室(1996)『過疎対策の現況』。
- 厚生省(1995)『平成7年版厚生白書』。
- (1996)『平成7年度社会福祉行政業務報告(厚生省報告例)』。
- (1997)『平成7年国民生活基礎調査』。
- (2000)『平成12年版厚生白書』。
- 毎日新聞社人口調査会「全国家族計画世論調査」,隔年。
- 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』,東京大学出版会。
- 松迫洋昭(1997)「高齢者問題と福祉サービス」,小野哲郎・白沢久一・湯浅晃三監修『公的扶助と社会福祉サービス』,ミネルヴァ書房。
- 小川直宏(1997)「人口変動からみた家族の生活保障機能の変容」,八代尚宏編『高齢化社会の生活保障システム』,東京大学出版会。
- 大日康史(1997)「在宅介護者の選択に関する意思決定——ホームヘルプサービスに対する需要分析——」,『医療経済研究』第4号,71-88ページ。
- ライフデザイン研究所(2001)『生活者意識データ集'01』。
- 白波瀬佐和子(2000)「家族内支援と社会保障——世代間関係とジェンダーの視点から——」,『季刊・社会保障研究』第36巻第1号,122-133ページ。
- 田辺 裕(1996)『職業から見た人口:その地域構造と変動』,大蔵省印刷局。
- 塚原康博(1996)「人口の高齢化と地域福祉政策——在宅福祉サービスの実証分析——」,『季刊・社会保障研究』第32巻第2号,190-198ページ。
- 八代尚宏(1999)『少子・高齢化の経済学』,東洋経済新報社。
- Becker, G. S. (1974) "A Theory of Social Interactions," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp. 1063-1093.
- Costa, D. L. (1997) "Displacing the Family: Union Army Pensions and Elderly Living Arrangements," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, pp. 1269-1292.
- Elman, C. and P. Uhlenberg (1995) "Co-residence in the Early Twentieth Century: Elderly Women in the United States and Their Children," *Population Studies*, Vol. 49, pp. 501-517.
- Ettner, S. L. (1996) "The Opportunity Costs of Elder Care," *Journal of Human Resources*, Vol. 31, pp. 189-205.
- Fallon, P. and D. Verry (1988) *The Economics of Labour Markets*, Oxford: Philip Allan.
- Hansen, L. P. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimation," *Econometrica*, Vol. 50, pp. 1029-1054.
- Hoerger, T. J., G. A. Picone and F. A. Sloan (1996) "Public Subsidies, Private Provision of Care and Living Arrangements of the Elderly," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, pp. 428-440.
- Kotlikoff, L. J. and J. N. Morris (1990) "Why Don't the Elderly Live with Their Children? A New Look," in *Issues in the Economics of Aging*, D. A. Wise ed., Chicago: University of Chicago Press.
- Lakdawalla, D. and T. Philipson (1999) "Aging and the Growth of Long-Term Care," Working

- Paper No. 6980, Cambridge: NBER.
- McElroy, M. B. and M. J. Horney (1981) "Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand," *International Economic Review*, Vol. 22, pp. 333-349.
- Sloan, F. A., G. Picone and T. J. Hoerger (1997) "The Supply of Children's Time to Disabled Elderly Parents," *Economic Inquiry*, Vol. 35, pp. 295-308.
- Stern, S. (1995) "Estimating Family Long-Term Care Decisions in the Presence of Endogenous Child Characteristics," *Journal of Human Resources*, Vol. 30, pp. 551-580.
- Wolf, D. A. and B. J. Soldo (1994) "Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents," *Journal of Human Resources*, Vol. 29, pp. 1259-1276.

(えんどう・ひでき　日本福祉大学講師)  
(よしだ・あつし　筑波大学教授)

## 動 向

# 世帯の中の未婚者

——世帯内単身者に関する実態調査（2000年）の結果より——

白波瀬佐和子

大石亜希子

清野仁子

に無作為抽出された300の国勢調査地区である。該当世帯の判別については、調査員が直接世帯を訪問し「18歳以上の未婚世帯員（親族）」の同居が確認された場合に、調査票を配布した。本調査は、世帯票と該当個人を対象とした個人票からなる。例えば、両親と20歳と24歳の未婚の子どもが同居する場合には、該当世帯として世帯票が配られ、該当個人に対して2枚の個人票が配られる。調査方法は配票自計、密封回収方式によって実施した。

調査票配布数は世帯レベルで3,552票、個人レベルで4,604票であった。そのうち世帯票の回収率は90.2%（3,203票）、個人票は94.1%（4,334票）であった。これらのうち、白票や極めて記入状況の悪い票を削除した有効回答率は世帯票88.8%（3,155票）、個人票92.5%（4,258票）であった。しかし、世帯票はあるが個人票が無効であったり、該当世帯員の一部のみ回収された場合や、世帯票が無効で個人票のみあるケースがある。そこで本報告では世帯票、個人票ともに有効であり、かつ学生の未婚者を除く世帯（2,667ケース）と個人（3,422ケース）を集計対象とした（以降、該当世帯、該当個人とする）。また、本調査は平成12年「国民生活基礎調査」（世帯票）と同時実施を行い、世帯構成等に関する情報は両調査をリンクageして取得した。

## II 該当世帯の特徴

### 1 世帯主年齢

世帯主は50歳代に多い

## I 調査実施の概要

### 1 調査の目的

本格的な少子高齢社会を迎え、老後保障、医療、児童福祉など社会保障の持つ重要性はますます高まっている。特に出生率の低下に伴う労働力人口の減少と高齢化の進展は現役世代に高負担を強いることになり、負担と受益のアンバランスは社会保障財源にも深刻な影響を与える。一方、若年層の結婚の遅れ（晩婚化）や未婚者の増加（未婚化）は、これまでとは異なる新たな家族像や個人像を生み出すことにもなりうる。

そこで、国立社会保障・人口問題研究所は、少子化をもたらす主たる原因の一つとして晩婚化、未婚化現象に焦点をあて、親族と同居する未婚者の実態を明らかにするために「世帯内単身者に関する実態調査——社会保障と生活との関連をさぐる」を実施することとなった。本調査は、これまで「パラサイトシングル」という言葉でいまいにしか捉えられてこなかった家族と同居する未婚者の実態を把握することにより、これから社会保障制度を考察するにあたっての基礎的な資料とする。

### 2 調査の方法と回収状況

本調査は、全国のすべての世帯のうち18歳以上の未婚親族が同居する世帯を対象とした。調査対象地区は、平成12年に実施された「国民生活基礎調査」のために全国から系統抽出法によって選出された1,048の国勢調査地区の中から、さら

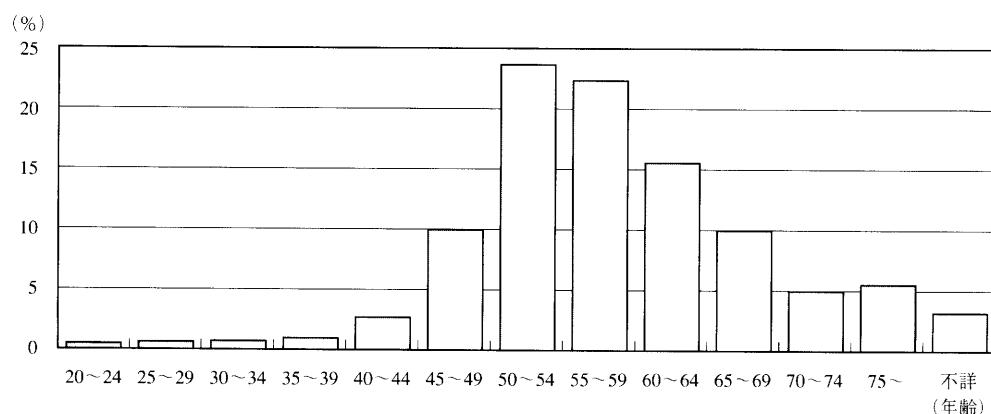


図1 世帯主年齢階級別分布

図1は該当世帯の世帯主年齢分布を示したものである。世帯主年齢は50歳代に集中しており、50~54歳層に23.4%，55~59歳層に22.4%と全体の5割弱が同年齢層にある。40歳代後半から60歳代前半までをいれると該当世帯全体の71.2%を占める。この世帯主年齢層の偏りは、18歳以上の未婚親族の同居が限られたライフステージにあることを示唆している。

## 2 世帯構造

### 核家族形態が主流

該当世帯の家族形態をみてみると(図2)、「両親と未婚の子」が58.5%，「一人親と未婚の子」が15.1%，といわゆる核家族世帯が7割以上を占める。平成12年「国民生活基礎調査」の概要結果を用いて、総世帯数から一人暮らし、夫婦のみ世帯を除いた核家族世帯の割合を求めるとき、69.7%となる。該当世帯において核家族世帯の割合は全体に比べて若干高いが、全体分布と該当世帯分布がそれ程大きく違うわけではない。

該当世帯の地域的な特徴をみてみると(図3)，大都市にいるものは21.3%で、一般にいわれているほど大都市に集中しているわけではない。それどころか郡部にも21.1%の該当世帯が認められた。

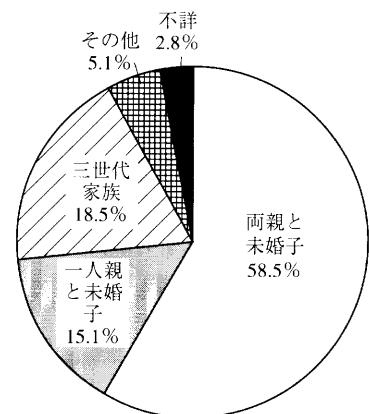


図2 世帯構造分布

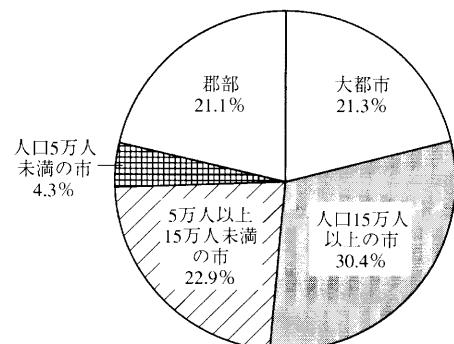


図3 該当世帯の市部・郡部分布

### 3 親の健康と居住環境

持ち家率は8割と高い

パラサイトシングルとは親に寄生するという意味であるが、親の健康はその前提条件となる。そこで親の健康状態をみると(表1)、親の健康に問題がないとしたものは約9割にもなり、健康上問題のある親を持つケースは約1割であった。

では該当世帯の親は一般よりも健康である傾向にあるのだろうか。平成10年「国民生活基礎調査 第2巻全国編」(第10表, p.191)の結果をみると、45歳から54歳層において健康状態が「よい」、「まあよい」、「ふつう」と答えた者の割合は、86.7%であった。つまり、該当世帯の世帯主であるからといって特に健康であるとはいえないようだ。

住宅状況についてはどうであろうか(表2)。一戸建て持ち家は76.1%で、マンション等を加えると約8割が持ち家である。「平成10年国民生活基礎調査 第2巻全国編」(第14表, p.60-63)によると、世帯主年齢40~74歳層における持ち家率は68.6%であって、持ち家率は該当世帯の

方が高いようである。

居住室数(浴槽・トイレを除く)をみると、5部屋以上を有する世帯が約7割と、居住環境は比較的良い傾向にある。また、自分専用の部屋を持っているかどうかを該当個人に聞いたところ、86.3%が所有していると答えており、該当世帯は概して物理的に恵まれた環境にある。それでも、居住室数が3部屋以下である世帯が13.3%，自分専用の部屋を持たないものが12.3%いることも見逃せない。

### 4 経済状況

該当世帯は豊かな所得階層に偏っているのではない

本調査と同時に実施された「平成12年国民生活基礎調査」の概要結果を合わせて、該当世帯の世帯収入分布をみたのが、図4である<sup>1)</sup>。該当世帯の世帯収入は、500万円から1,200万円未満とした場合が約半数で、年間世帯収入が1,000万円

表1 親の健康状態\*

|            | % (度数)       |
|------------|--------------|
| 問題なし**     | 89.3 (2252)  |
| どちらか問題あり   | 6.9 (175)    |
| どちらも問題あり** | 3.7 (94)     |
| 全体         | 100.0 (2521) |

注) \* 両親とも死亡及び不詳は除く。

\*\* ひとり親を含む。

表2 住宅状況

| 住宅の種類     | (%) (度数)     |
|-----------|--------------|
| 持ち家(一戸建て) | 76.1 (2030)  |
| 持ち家(共同住宅) | 5.2 (139)    |
| 民間の借家     | 9.6 (256)    |
| 給与住宅      | 0.8 (22)     |
| 公営借家      | 6.0 (161)    |
| その他       | 1.0 (28)     |
| 不詳        | 1.2 (31)     |
| 合計        | 100.0 (2667) |

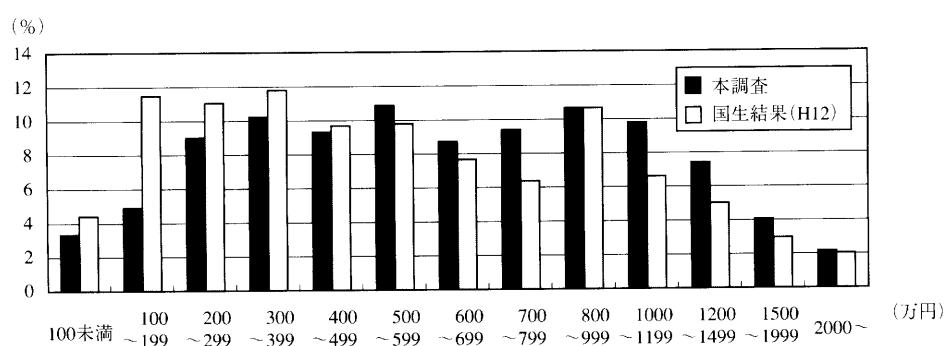


図4 世帯収入

を超える世帯は全体の約2割いる。

主たる収入源をみると(表3)，雇用者所得が6割と最も多く，事業所得と農耕・畜産所得を合わせた稼得所得は該当世帯の中心的な収入源である(78.7%)。しかし，1割程度ではあるが主たる収入源が公的年金・恩給であるとした世帯もあることは見逃せない。

全世帯の世帯収入分布(平成12年「国民生活基礎調査の結果概要」)と比べると(図4)，該当世帯の方が年間世帯収入300万円未満の層に少ないが，これはすでにみたように該当世帯が限られたライフステージにいることが原因である。つまり，該当世帯には，高齢者の一人暮らしや高齢夫婦のみ世帯や若年夫婦のみ世帯など，低所得層になりやすい世帯が含まれていないことが，世帯収入分布の違いを説明する大きな要因であると考えられる。

本調査は，18歳以上の未婚親族が同居している世帯を対象としているので，該当世帯は世帯主

が50歳代に集中するというライフステージにおける偏りがある。そこで全体との比較にあたっては，ライフステージの違いを考慮にいれなければならない。表4は，世帯主年齢階級別に平均世帯所得，世帯員一人あたり平均所得，平均世帯人員，平均有業人員を示した<sup>2)</sup>。カッコ内は「平成12年国民生活基礎調査の概要」結果である。

まず平均世帯所得をみてみよう。本該当世帯において世帯主年齢が最も集中している50-59歳層をみると，該当世帯の値の方が若干低いが，全体でみた場合とほとんど変わらない。しかし，40-49歳層については，該当世帯の平均世帯所得の方が低い。一方，60歳以上となると，該当世帯の値が高くなるが，これは全体平均には高齢単身世帯や高齢夫婦のみ世帯が含まれるため，世帯所得が低くなるためと考えられる。

該当世帯については，18歳以上の未婚親族が同居することから，一人暮らしや夫婦のみ世帯が除かれている。そこで平均世帯員数をみてみると，どの年齢層においても平均世帯人員数は該当世帯の方が多く，平均有業人員についても該当世帯の方がどの年齢層でも多いことがわかる。

そこで，世帯人員数を除して世帯員一人あたり所得をみてみると，どの年齢層においても該当世帯の値が低く，該当世帯が豊かな所得層に偏っているわけではないことが明らかになる。パラサイトシングルというと豊かな親元で自由な生活を満喫するイメージがあるが，本調査結果をみる限り，該当世帯は経済的に豊かであるとばかりはいえないようだ。

表3 主たる収入源の内訳(%)

| 収入源項目                 | (%)   |
|-----------------------|-------|
| 雇用者所得                 | 62.7  |
| 事業所得                  | 14.6  |
| 農耕・畜産所得               | 1.4   |
| 家庭内労働所得               | 1.1   |
| 公的年金・恩給               | 12.3  |
| 家賃・地代の所得              | 1.3   |
| 利子・配当金                | 0.1   |
| 公的年金・恩給以外の<br>社会保障給付金 | 2.5   |
| 親からの仕送り               | 0.3   |
| 子からの仕送り               | 0.4   |
| その他の収入                | 1.6   |
| 不詳                    | 1.6   |
| 合計                    | 100.0 |

表4 世帯主年齢別にみた一世帯あたり平均世帯所得(中位点推計)

| 年齢階級         | 40-49         | 50-59         | 60-69         | 70-           |
|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 平均世帯所得(万円)   | 664.6 (727.2) | 816.2 (819.3) | 677.6 (600.2) | 648.6 (467.6) |
| 世帯員一人あたり(万円) | 178.4 (199.5) | 225.0 (265.9) | 204.4 (231.8) | 180.5 (202.3) |
| 平均世帯人員(人)    | 4.05 (3.65)   | 3.74 (3.08)   | 3.37 (2.59)   | 3.61 (2.31)   |
| 平均有業人員(人)    | 2.41 (1.69)   | 2.66 (2.00)   | 1.98 (1.25)   | 1.86 (0.74)   |

注) カッコ内は「平成12年国民生活基礎調査」結果より引用。

### III 該当個人の特徴

#### 1 年齢分布

該当個人の6割は20歳代に集中

親族と同居する18歳以上の未婚親族は、女性が48.2%、男性が51.8%と若干男性の方が多い。男女別に平均年齢をみると、女性が26.2歳、男性が27.6歳で男性の方が高い。

表5は該当個人の年齢分布を示したものである。全体の欄をみていると、約6割(2,158人)が20歳代に集中している。これに30歳代前半(491人)を加えると、77.5%になる。つまり、該当個人の多くは20歳代、30歳代の比較的若い年齢層にあり、これから結婚する確率はまだ高い者が大

表5 該当個人の年齢分布

| 年齢    | 女性 (%)        | 男性 (%)       | 全体 (%)       |
|-------|---------------|--------------|--------------|
| 19    | 103 (6.3)     | 106 (6.0)    | 209 (6.1)    |
| 20-24 | 624 (37.9)    | 488 (27.5)   | 1112 (32.5)  |
| 25-29 | 500 (30.4)    | 546 (30.8)   | 1046 (30.6)  |
| 30-34 | 207 (12.6)    | 284 (16.0)   | 491 (14.4)   |
| 35-39 | 86 (5.2)      | 136 (7.7)    | 222 (6.5)    |
| 40-44 | 47 (2.9)      | 95 (5.4)     | 142 (4.2)    |
| 45-49 | 25 (1.5)      | 68 (3.8)     | 93 (2.7)     |
| 50-54 | 25 (1.5)      | 36 (2.0)     | 61 (1.8)     |
| 55-59 | 11 (0.7)      | 6 (0.3)      | 17 (0.5)     |
| 60-64 | 7 (0.4)       | 5 (0.3)      | 12 (0.4)     |
| 65-69 | 6 (0.4)       | 0 (0.0)      | 6 (0.2)      |
| 70-74 | 3 (0.2)       | 1 (0.1)      | 4 (0.1)      |
| 75-   | 3 (0.2)       | 1 (0.1)      | 4 (0.1)      |
| 合計    | 1647 (100.0)* | 1772 (100.0) | 3419 (100.0) |

注) \*表示を小数点以下1桁としたため、%合計が100.0とならない。

半であるようだ。1999年時点で、男性の平均婚姻年齢は28.7歳で女性の場合は26.8歳であり、1950年当時の該当値が男性25.9歳、女性23.0歳から考えると確実に晩婚化が進行している<sup>3)</sup>。初婚年齢の遅れが、親元で暮らす成人未婚子の背景としてあることは想像できるが、その該当個人は学歴や従業上の地位などで特定の属性に集中する特殊な集団であるかどうかを次にみてみよう。

#### 2 学歴と仕事

該当個人は高学歴層に偏っているわけではなく、多くは仕事を持つ

表6は、該当個人の学歴を年齢階級別にみたものである。該当個人全体の学歴分布をみると、約3分の1が短大・大卒以上である。総務省「平成9年就業構造基本調査」(全国編、第3表)をみると、30歳代において大学以上卒業者の割合が24.5%であり、該当個人が高学歴に集中しているわけではなさそうだ。

20歳代では専門・専修学校卒(19.2%)と短大・高専卒(16.0%)の割合が他の年齢層に比べて高く、30歳代において大学以上割合が23.4%と最も高い。該当個人の学歴分布は40歳前後で異なっており、40歳以上では義務教育のみ終了者の割合が概して高く、戦後の高学歴化の流れが反映されている。

では仕事の有無についてみてみよう<sup>4)</sup>。該当個人の中で、仕事ありとしたものは87%で、そのうち7割以上がフルタイムで仕事に就いている。男女間で仕事ありとしたものの割合はほとんど変わらず、該当個人の多くは何らかの仕事に就いて

表6 年齢階級別学歴分布

|       | 義務教育 | 高校   | 専門・専修学校 | 短大・高専 | 大学以上 | その他 | 合計 (度数)      |
|-------|------|------|---------|-------|------|-----|--------------|
| -19   | 17.2 | 78.0 | 4.3     | 0.0   | 0.0  | 0.5 | 100.0 (209)  |
| 20-29 | 4.1  | 38.8 | 19.2    | 16.0  | 21.5 | 0.5 | 100.0 (2159) |
| 30-39 | 6.3  | 43.1 | 12.9    | 13.3  | 23.8 | 0.6 | 100.0 (713)  |
| 40-49 | 19.1 | 45.8 | 5.9     | 5.5   | 21.6 | 2.1 | 100.0 (236)  |
| 50-59 | 22.8 | 48.1 | 5.1     | 8.9   | 12.7 | 2.5 | 100.0 (79)   |
| 60-   | 34.6 | 23.1 | 19.2    | 0.0   | 15.4 | 7.7 | 100.0 (26)   |
| 全体    | 7.0  | 42.6 | 15.8    | 13.4  | 20.4 | 0.7 | 100.0 (3422) |

いる。

学歴別に就労形態をみてみると(表7), 義務教育のみ終了者の4分の1以上が「仕事なし」としているが<sup>5)</sup>, 高校以上の学歴を取得したものの間では約1割程度となる。学歴が上がるに従って, フルタイム就労者が増える。大卒以上では74.7%がフルタイムの仕事に就いているが, それでも1割は仕事なしとしていることも見逃せない。

仕事を持っているもの間で, 男女別, 年齢階級別に就労形態についてみたのが, 表8である<sup>6)</sup>。

仕事をもつものの割合は, 男女間で大きな違いがないが, 就労形態においては男女間で違いがある。男性の8割近くがフルタイムで仕事をしているのに対し, 女性の場合は65.2%と低い。女性でパート, アルバイトの仕事をするものがそれぞれ12%, 嘱託, 派遣が約9%と, 男性に比べて非正規就労者となるものが多い。年齢別に就労形態をみると, 20歳未満のフルタイム割合の低さが目立つ。20歳未満では, 半数強がフルタイムの仕事に就いているが, アルバイトに就くものが4分の1以上いる。

### 3 経済状況

多くは貯金をして, 年金にも加入

該当個人の収入分布をみてみると(図5), 「昨年の収入ゼロ」と答えた者が男女とも約8%いる。所得ありと答えたものなかで, 階級値の中点をとり平均値を推計してみると, 男性約300万円, 女性約220万円である。男性の場合は過半数が200万円から500万円未満に集中している一方, 女性は100万円から300万円未満に半数がいる。

一般にパラサイトシングルが注目されるにあたって, 生活をエンジョイしている一方で社会保障といった社会的責任に対して無頓着ではないかという懸念がある。そこで, 年金の加入状況を年齢階級ごとにみたのが表9である。加入していないと答えた割合は20歳代で8.4%, 30歳代で8.1%, 同年代の一人暮らしの場合と比べてもその値は特に高いわけではない<sup>7)</sup>。本調査結果を見る限り, 該当個人が社会保障に対して特に無責任であるという結果は得られなかった。

貯蓄についてはどうであろうか。図6は, 貯蓄の有無についてみたものである。該当個人の中で

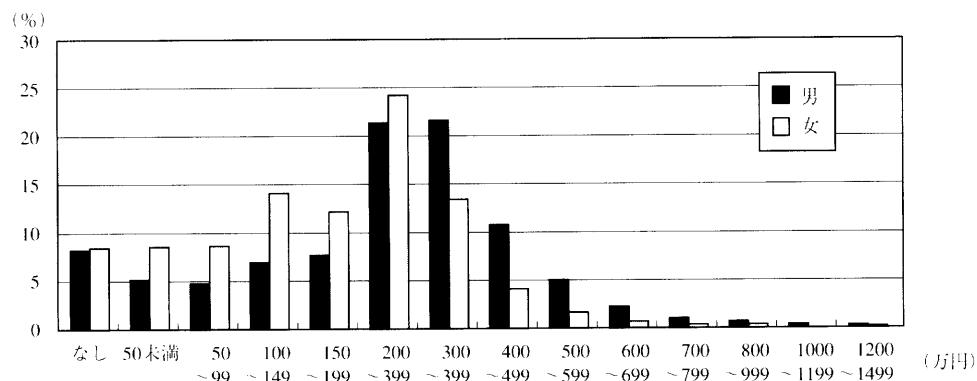
表7 学歴別就労形態

|       | フルタイム | パート  | アルバイト | 嘱託・派遣 | 仕事なし | 不詳  | 合計(度数)       |
|-------|-------|------|-------|-------|------|-----|--------------|
| 義務教育  | 45.6  | 8.3  | 13.7  | 2.5   | 27.0 | 2.9 | 100.0 (241)  |
| 高校    | 59.8  | 7.4  | 11.9  | 6.0   | 13.6 | 1.2 | 100.0 (1459) |
| 専門・専修 | 67.2  | 7.2  | 8.0   | 6.5   | 9.5  | 1.7 | 100.0 (539)  |
| 短大・高専 | 60.9  | 10.0 | 10.0  | 7.2   | 10.2 | 1.7 | 100.0 (460)  |
| 大学以上  | 74.7  | 2.7  | 4.7   | 4.9   | 10.9 | 2.1 | 100.0 (699)  |

表8 男女別, 年齢別就労形態

|     |       | フルタイム | パート  | アルバイト | 嘱託・派遣 | 不詳  | 合計           |
|-----|-------|-------|------|-------|-------|-----|--------------|
| 性別  | 男性    | 79.5  | 3.9  | 9.9   | 4.6   | 1.9 | 100.0*(1549) |
|     | 女性    | 65.2  | 12.1 | 12.4  | 8.8   | 1.6 | 100.0 (1417) |
| 年齢別 | 19    | 54.3  | 11.3 | 27.8  | 4.0   | 2.6 | 100.0 (151)  |
|     | 20-29 | 72.3  | 7.8  | 12.2  | 6.6   | 1.2 | 100.0 (1949) |
|     | 30-39 | 78.9  | 6.1  | 5.4   | 7.4   | 2.1 | 100.0 (607)  |
|     | 40-49 | 74.1  | 7.8  | 5.2   | 6.2   | 6.7 | 100.0 (192)  |
|     | 50-59 | 70.7  | 15.5 | 6.9   | 6.9   | 0.0 | 100.0 (58)   |
|     | 60    | 44.4  | 22.2 | 22.2  | 11.1  | 0.0 | 100.0*(9)    |
| 全体  |       | 72.7  | 7.8  | 11.1  | 6.6   | 1.8 | 100.0 (2966) |

注) \* 表示を小数点以下1桁としたため, %合計は100.0とならない。



注) 不詳は女性 57 ケース (3.5%), 男性 83 ケース (4.7%)。

図 5 男女別個人収入分布

表 9 年齢階級別年金加入状況 (%)

|       | 国年<br>(第 1 号) | 厚生   | 共済  | 加入して<br>いない | 不詳  | 合計 (度数)      |
|-------|---------------|------|-----|-------------|-----|--------------|
| 20-29 | 24.4          | 57.6 | 6.8 | 8.4         | 2.8 | 100.0 (2159) |
| 30-39 | 24.5          | 56.9 | 7.3 | 8.1         | 3.1 | 100.0 (713)  |
| 40-49 | 32.6          | 47.0 | 5.9 | 10.2        | 4.2 | 100.0 (236)  |
| 50-59 | 35.4          | 43.0 | 3.8 | 13.9        | 3.8 | 100.0 (79)   |
| 全体    | 25.3          | 56.3 | 6.8 | 8.6         | 3.0 | 100.0 (3187) |

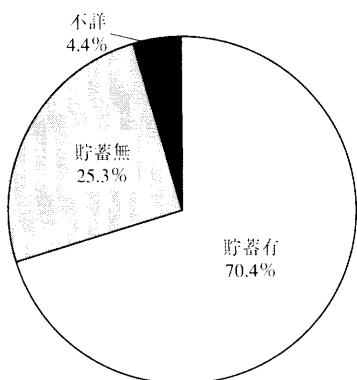


図 6 貯蓄の有無

表 10 年齢階級別貯蓄の有無率

| 年齢階級  | 貯蓄あり  |
|-------|-------|
| 19    | 0.46  |
| 20-29 | 0.74  |
| 30-39 | 0.78  |
| 40-49 | 0.76  |
| 50-59 | 0.68  |
| 60    | 0.95  |
| 全体    | 0.74* |

注) \* 年齢不詳を除く。

年齢階級別に平均貯蓄額を推計してみると(中位点推計), 20 歳代では 100 万円弱, 30 歳代では約 240 万円となった。個人単位の貯蓄額についての全国レベルのデータはないが、本調査結果をみる限り、一般にいわれているような将来の蓄えなど縁のない「生活エンジョイ型」というよりも、それなりの貯蓄をする堅実な姿が想像できる。

「貯蓄がある」と答えたものは 7 割で、「なし」としたもののは全体の 4 分の 1 である。「貯蓄あり」の割合は年齢が高くなるにつれて高くなり(表 10), 20 歳未満では 5 割未満しか貯蓄があるとは答えなかつたが、20 歳以上になると(50 歳代で 7 割を切るが) 7 割以上のものが貯蓄をしている。

#### 4 家計への繰り入れ

##### 3分の2は家計に繰り入れ

該当個人と世帯との関係を経済的側面からみてみよう。どの程度家計への貢献があるのかをみるために、繰り入れの有無をみたのが表11である。該当個人の3分の2は家計に繰り入れをしており、繰り入れをしている割合は年齢が上がるにつれて高くなる。30歳代では75%が繰り入れをしていると答え、40歳代では8割が繰り入れをしている。平均して2.85万円の繰り入れが認められた。該当個人は親に一方的に「寄生」しているというわけではなく、その多くはいくらかの繰り入れをしている。

繰り入れがあったもののうち、個人所得に占める繰り入れ額の割合をみたものが図7である<sup>8)</sup>。繰り入れ割合は低所得層の方が高いが、150万円

表11 年齢階級別繰り入れ有無率と平均  
繰り入れ額(千円)

| 年齢    | 繰り入れの有無 | 平均繰り入れ額<br>千円 |
|-------|---------|---------------|
| -19   | 0.48    | 13.6          |
| 20-29 | 0.67    | 20.7          |
| 30-39 | 0.75    | 37.7          |
| 40-49 | 0.80    | 64.5          |
| 50-59 | 0.79    | 79.5          |
| 60-   | 0.87    | 75.4          |
| 全体    | 0.69    | 28.5          |

以上が2割程度となっている。結果をみる限り、所得に比例して繰り入れ割合が上がるというわけではないようだ。

繰り入れ額の平均を世帯の所得階級ごとにみてみると(図8)、所得が低い層に比較的高い繰り入れが認められる。未婚親族が同居することは、家計にとってもメリットとなる場合もあり、該当個人が経済的恩恵を一方的に受けているともいえないようだ。

#### 5 家事時間

休日に女性は7割、男性は3割程度家事をするここでは家事時間をみることで、該当個人と世帯との関係を時間からみてみよう(表12)。家事時間については、男女差が認められた。平日仕事を持つ男性の7割以上が全くしないと答えているが、女性の場合は4割弱である。しかし、仕事を持たないものは、男性の約3割、女性の約7割は何らかの家事を行っている。また、休日については、男女とも仕事を持つものでも家事時間が平日より増える傾向にある(仕事あり男性は23.3%から30.1%、仕事あり女性は59.0%から67.7%が何らかの家事をしていると回答)。

本調査では、家事の内容について詳しい情報を得ることができず、該当個人にとっての家事とは、「家の用事」というよりは洋服の洗濯や洗車といった「自分の身の回りのこと」をさしているのか

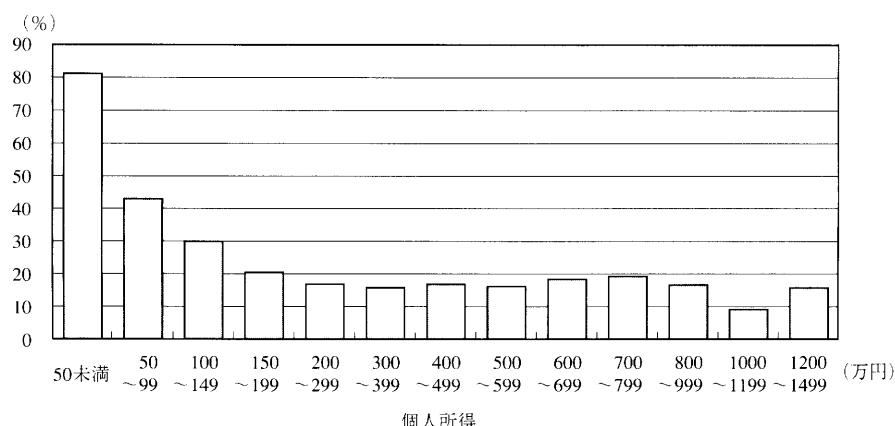


図7 個人所得に占める平均繰り入れ割合

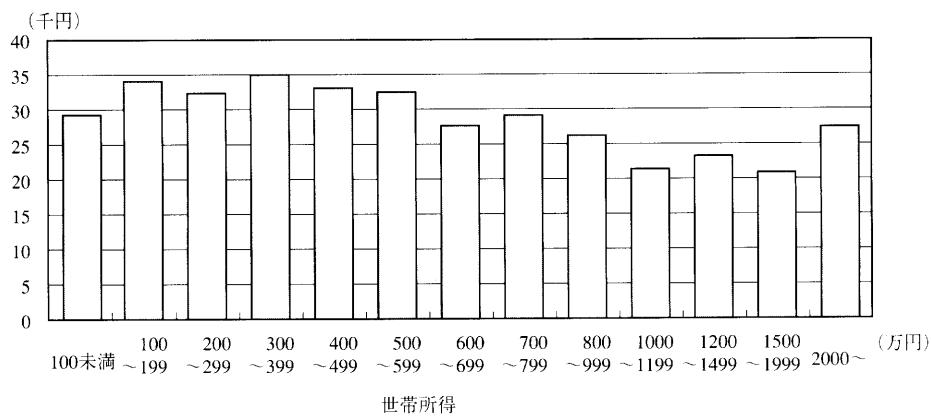


図8 世帯所得階級別平均繰り入れ額

表12 男女別仕事の有無別家事時間(%)

| 仕事の有無      | 平日              |                |                 |                | 休日              |                |                 |                |
|------------|-----------------|----------------|-----------------|----------------|-----------------|----------------|-----------------|----------------|
|            | 男性              |                | 女性              |                | 男性              |                | 女性              |                |
|            | あり              | なし             | あり              | なし             | あり              | なし             | あり              | なし             |
| まったくしない    | 73.0            | 58.7           | 39.1            | 16.5           | 58.7            | 53.8           | 24.8            | 14.8           |
| 15分未満      | 9.7             | 9.0            | 16.0            | 7.4            | 9.4             | 7.2            | 12.0            | 6.1            |
| 15~30分未満   | 6.1             | 6.3            | 17.2            | 7.4            | 8.1             | 4.9            | 14.0            | 7.8            |
| 30分~1時間未満  | 4.1             | 5.8            | 15.7            | 17.0           | 6.3             | 5.4            | 20.3            | 17.8           |
| 1~3時間未満    | 3.0             | 7.2            | 8.2             | 27.4           | 4.7             | 9.0            | 16.9            | 23.5           |
| 3~5時間未満    | 0.1             | 1.3            | 1.3             | 8.7            | 1.3             | 0.9            | 3.2             | 9.6            |
| 5~8時間未満    | 0.0             | 0.0            | 0.3             | 3.9            | 0.2             | 0.4            | 0.8             | 3.9            |
| 8時間以上      | 0.2             | 0.9            | 0.2             | 5.2            | 0.1             | 0.9            | 0.5             | 3.5            |
| 不詳         | 3.7             | 10.8           | 1.9             | 6.5            | 11.2            | 17.5           | 7.5             | 13.0           |
| 合計<br>(度数) | 100.0<br>(1549) | 100.0<br>(223) | 100.0<br>(1417) | 100.0<br>(230) | 100.0<br>(1549) | 100.0<br>(223) | 100.0<br>(1417) | 100.0<br>(230) |

もしれない。それでも、洗濯や部屋の掃除も全くの親任せというわけではないようだ。

### 謝 辞

2001年6月4日公表資料に依拠する。本調査実施にあたっては多くの方々のご協力を得た。特に本調査企画の前段階でリサーチレジデントとしてご協力してくださった赤地麻由子さん、佐々佳子さん、企画から実施前までメンバーとして参加していただいた増淵勝彦さんにはこの場を借りてお礼を申し上げる。

### 注

- 1) 調査実施前年のボーナスを含めた税込みの世帯全員の合計収入をさす。
- 2) 本調査で所得や貯蓄等の金銭に関する質問はすべて階級値で設定されている。平均額を求めるにあたっては、階級値の中点をもって連続変数とした推計であることを留意されたい。
- 3) 『人口統計資料集』国立社会保障・人口問題研究所(2000)表6-12より。
- 4) ここでの「仕事」とは、家事といった家庭内無償労働を省く。
- 5) 高齢者層に義務教育のみ終了者の割合が多いという学歴の年齢効果が考えられるが、義務教育のみ終了者の過半数は30歳未満で、60歳以上は3.7%にすぎない。従って、義務教育のみ修了者に高齢者が多いので仕事を持たないものが多く

いということはいえない。

- 6) 表8では、性別、年齢が不明の場合(2ケース)を省く。
- 7) ここでの結果は、保険料の実際の支払いにかかわらず「加入しているか、していないか」の自己申告によるので、値の解釈には注意が必要である。
- 8) 月ごとの繰入額を12ヶ月分にして年間個人所得で割った値である。しかし、特に50万円未満

といった低所得層においては、毎月定期的に繰り入れがあるとするのは過大評価の可能性があることを留意されたい。

(しらはせ・さわこ 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2室長)  
(おおいし・あきこ 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2室長)  
(きよの・きみこ 第一生命経済研究所総合研究  
部副主査研究員)

## 社会保障法判例

中 益 陽 子

離婚による財産分与における年金の取扱い

横浜地裁相模原支部平成11年7月30日判決(平成9年(タ)36号,  
離婚等請求事件)判例時報1708号、142頁

### I 事実の概要

1 XとY(いずれも昭和10年生まれ)は、昭和35年に婚姻の届出をした夫婦である。Xは、Yとの婚姻後、専業主婦として生活してきた。一方、Yは、結婚とほぼ同時にA1会社に就職し(途中A2会社に勤務した後、A1会社に戻る)、平成7年にA1会社を定年退職した。

2 XとYとの家庭生活は、会社での仕事に全力を注ぐYの生活に合わせたものであり、Xは、疾病に罹患して入院手術を繰り返すなかで、Yとの生活に不満、負担を感じるようになった。Xは、平成4年ころから、就寝および食事をYと別に行うようになり、さらに平成9年10月には、自宅を出て、以後Yと別居を続けている。

3 Xは、平成9年6月に家事調停の申立てをしたが、不成立に終わった。そこで、Xは、民法770条1項5号を理由とするXとYとの離婚請求と併せて、自宅として使用していた土地建物(以下、「本件土地建物」)のYの持分(2分の1)、Y名義の預貯金、退職金、年金および保険金受領権を財産分与対象財産として、その2分の1の分与等を求め、訴えを提起した。

### II 判旨(請求一部認容)

1 XとYとの婚姻生活の状況等を考慮すると、「現時点において、XはYとの婚姻継続意思を完全に喪失しているといわざるを得ず、今後夫婦関係が修復する見込みはなく、もはやXとYとの婚姻を継続しがたい事情があるというほかなく、「XとYとの婚姻が破綻に至った経緯その他諸般の事情を考慮すると、XのYに対する離婚慰謝料は200万円とするのが相当である」。

2 (1) 本件土地建物および自宅改築について、XとYとがそれぞれ2分の1ずつ費用負担したことなどを考慮すると、本件土地建物のうちYの持分である2分の1は、XYが共同して形成したものとして財産分与の対象になる。また、Y名義の預貯金、株式、転換社債があるほか、退職金については企業年金として受け取る方式を途中解約することができる。

(2) 「Yは、①老齢厚生年金、②A1厚生年金基金の基本年金及び加算年金、③A1福祉年金を受給して」おり、「その税引後の支給年額は、①が215万0660円、②が基本年金と加算年金と合わせて235万8292円、③が90万1252円である」のに対し、「Xの65歳からの年金支給見込

額は、年額 46 万 8335 円であり、保険料納付期間の「大半が婚姻後のものであり、その間は Y の収入から保険料が納付されたものと認められるから、右年金見込額全額を財産分与算定の考慮事由とする」ものとし、「Y の受給する年金額 541 万 0204 円から X の受給する年金額 46 万 8335 円を控除すると 494 万 1869 円となる。」

(3) X は、相続した所有土地を駐車場として賃貸しているため、月約 14 万円余りの収入がある。Y の加入している生命保険や傷害保険等について、解約返戻金が明確でなく、財産分与算定において考慮するものとはならない。

3 (1) 本件土地建物の持分 2 分の 1 相当額、預貯金等および退職金の年金方式部分を解約した場合の受取金の合計額は約 1 億円であり、こうした財産の形成に関する XY の生活状況等諸般の事情を考慮すると、X の請求しうる財産分与請求額はその 5 分の 2 とするのが相当であるから、X は財産分与として 4000 万円を請求することができる。

(2) 「さらに、扶養的財産分与として、今後 Y の受領する年金（退職年金は除く。）の内前記 X 受領額との差額の 4 割相当額について Y から X に支払わせることが相当であるから、X 死亡まで月額 16 万円を支払わせることとする。」

### III 解 説

判旨には疑問がある。

1 本件は、高齢者夫婦の離婚の可否および離婚を認める場合の財産分与が問題となった事案である。財産分与は、婚姻中の夫婦共同財産の清算および離婚後の扶養の要素をもつことが一般に認められているが（最判昭和 58・12・19 民集 37 卷 10 号 1532 頁），本判決は、そのうちの扶養の要素に関して、従来の裁判例にない判断方法を採用している点で注目される。

2 扶養的財産分与について、判旨 3 (2) は、「今後 Y の受領する年金（退職年金は除く。）の内前記 X 受領額との差額の 4 割相当額について Y から X に支払わせる」と判断している。ここか

ら、判旨は、当事者双方の年金額に関連させて、扶養の額を決定していることがわかる。これまでの裁判例は、扶養の要否の判断およびその額の算定にあたって、当事者が公的年金や恩給等（以下では、とくに断らない限り、単に「年金」という）を受給していることを考慮事由の 1 つとしてきたが（長野地判昭和 32・12・4 下民集 8 卷 12 号 2271 頁、東京高判昭和 58・9・8 判時 1095 号 106 頁、東京高判昭和 63・6・7 判時 1281 号 96 頁、横浜地判平成 9・1・22 判時 1618 号 109 頁等），もっぱら年金を基準に扶養としての財産分与額を算定したものは、本件が初めてのようである。

扶養的財産分与に関してこのような方法をとったために、本判決は、年金を清算的財産分与では考慮しない従来の裁判例の立場を踏襲しながらも、年金を清算的財産分与に含めたときと同様の効果を扶養の側面で実現している。すなわち、判旨 3 (2) が年金を扶養の側面でしか考慮していないことからすると、本判決は、年金を清算的財産分与の対象としない立場に立つと解することができる。この点では、本判決とこれまでの裁判例の大勢（前掲・長野地判昭和 32・12・4 等、および、東京高判昭和 61・1・29 判時 1185 号 112 頁）との間に違いはない（これに対して、年金を清算の対象とするものとして、東京地判昭和 32・8・24 不法行為に関する下級裁判所民事裁判例集 2 号上 597 頁）。他方で、判旨 3 (2) は、前記のように、年金のみを基準に扶養的財産分与額を算定し、また、清算の分与割合と同じ 4 割という基準を扶養的財産分与についても用いている。このため、本判決では、年金が、扶養的財産分与の額を定める際の単なる指標としてではなく、まさに分与の対象財産として把握されているような印象を受ける。このようにみると、本判決は、年金を清算的財産分与の対象とせず、扶養的財産分与の一考慮事由とする立場とも、清算的財産分与の対象に含める立場とも異なる、独自の判断方法を採用していると評価することが可能であろう。

3 (1) 以上のように、本判決は、年金を清算的財産分与の対象としていないにもかかわらず、

年金自体を分与するような取扱いを行っている。しかし、このように解釈するのであれば、むしろ端的に、年金は清算的財産分与の対象となると解する方が、考え方としては明確である。そこで、年金が清算的財産分与の対象となるかを検討してみよう。

夫婦一方の特有財産（民法762条1項）でも、その形成について双方の協力が認められるときは、清算の対象となる（阿部1988, p.2981）。家事労働などの「内助の功」を含めて、直接・間接に財産の形成に貢献する行為は、すべてここでいう協力にあたると考えられている（稻本1970, p.144）。このように、協力が広く捉えられているため、婚姻後に形成された財産については、当該財産が全くの所与のもの（相続や贈与などによる財産<sup>1)</sup>）でない限り、当事者双方の協力が認められる。これを年金についてみると、年金の受給のために社会保険料の負担が必要であるので、年金を相続財産等と同視することはできない。したがって、本件のように、社会保険料負担期間中に、当事者が懈怠なくそれぞれの活動に従事している場合には、年金についても、当事者双方の協力を想定することが可能である<sup>2)</sup>。

ここでいう当事者双方の協力が認められる年金とは、年金受給権（支払期ごとに生じる個々の支分受給権と支払期に年金を請求できる基礎となる基本受給権とからなる）とも、実際に年金として受け取った、あるいはこれから受け取るであろう年金額に相当する額の金銭とも捉えうる。このうち、年金受給権は譲渡が禁止されているので（国民年金法24条、厚生年金保険法41条等）、受給権自体を清算的財産分与の対象として分与しないし分轄することは許されないと考えられる。一方、譲渡禁止規定は、受給した年金の使途を制限するものではないため、年金として受け取った、あるいはこれから受け取るであろう年金額に相当する額の金銭については、分与が可能であろう。

これに対して、年金が受給者の生活保障を目的としていることから、清算的財産分与の対象とするよりも扶養的財産分与の考慮要素となる当事者の基礎財産として把握する方が妥当との見解があ

る（高木1974, p.1512の3）。しかし、一方当事者が他方当事者の将来の生活費を形成するために協力しているという点を看過することは適当でないようと思われる。民法768条3項も、「当事者双方……の協力」を明文で掲げていることからすると、こうした協力を財産分与の対象となる財産の範囲を定める第一義的なメルクマールとする趣旨と解されよう。

(2) 年金は、社会保険料の負担があるからといって直ちに受給できるものではない。当事者の協力と財産たる年金の形成との間には時間差が存在する。そのため、婚姻解消時においてそもそも年金受給権が発生していない場合や、婚姻解消後に支給される年金については、婚姻中に財産の形成まで至っていないとして、清算的財産分与の対象から除外することが考えられる<sup>3)</sup>（年金受給権が発生していない場合について、前掲・長野地判昭和32・12・4、前掲・東京高判昭和61・1・29）。

しかし、財産を取得したか否かによって清算的財産分与の対象財産の範囲を厳格に区切ることは、形式的にすぎ適切でないと思われる。現実に取得していない年金部分についても、当該年金の形成に向けられた直接・間接の協力を認めうる以上、取得の蓋然性の程度によっては、現存の財産と同視してよいだろう<sup>4)</sup>。

まず、年金受給年齢に達するまでかなりの年数を残しており、年金を受給するか否か、また、年金額がどの程度になるかが不確定な場合は、年金を清算の対象から除外することが妥当である。なぜなら、このような場合に年金を清算的財産分与の対象に含めると、分与時に想定された年金額と現実の受給額（受給できないことも考えられる）とが著しく乖離する可能性が高く、分与義務者が不利益を被る危険性が大きいためである。これに対して、本件Yのように、婚姻解消時において年金受給権がすでに発生している場合や、Xのように、年金受給権取得まで間近な場合には、清算的財産分与の対象に含める方が相当である。

以上に対し、婚姻解消前にすでに受給した年金を婚姻中に形成されたとみることにとくに問題はない。ただし、既受給の年金は、すでに消費され

ているか、預貯金等に化体していると考えられるから、預貯金等を清算的財産分与の対象とする以上、別途既受給の年金を分与の対象財産とする必要はないだろう。

したがって、判旨3が年金を扶養的財産分与の側面でしか考慮しなかったことは、少なくとも婚姻解消後に支給される年金については適切でないと考える<sup>5)</sup>。

4 (1) もっとも、本判決は、年金が清算的財産分与の対象財産となりうることを認めながらも、「一切の事情」(民法768条3項)を考慮して、あえて扶養で斟酌した可能性もあるだろう。なぜなら、年金を分与しようとすれば、清算的財産分与の対象とするよりも、年金を基準として扶養的財産分与を算定する方が、より柔軟に対処できると考えられるためである。年金を清算的財産分与の対象とした場合には、算定方法を検討しなければならないし、何らかの方法で受給予定額を現在価値に割り戻したとしても、年金受給者がその死亡までに取得する実際上の年金額とは齟齬が生じる<sup>6)</sup>。これに対し、扶養的財産分与では、本判決がそうであるように、総額を定めずに、定期金払い方式を採用できる。そして、定期金払い方式には、離婚当事者について死亡等の事情が事後的に生じると、事情の変更を理由とする取消・変更が認められるという利点がある(大津1981, pp.196-197)。

(2) しかし、扶養的財産分与を清算的財産分与の代替として用いるとすれば、従来の扶養的財産分与の枠組みから逸脱した取扱いを認めなければならなくなる。そうすると、財産分与における扶養の性質自体が変容するおそれがあるように思われる<sup>7)</sup>。

実際、判旨3(2)は、扶養的財産分与として月額16万円をXに認めており、こうした認定水準は、これまでの扶養的財産分与の考え方を前提とすれば問題があるだろう<sup>8)</sup>。従来の支配的な考え方によれば、扶養的財産分与は、分与請求者の資産や収入および清算や慰謝料としての財産分与等を考慮してもなお、分与請求者が一定の生活水準<sup>9)</sup>を維持できない場合にのみ認められる補充

的要素と解されている(大津1981, p.159)。しかし、Xは、所有土地からの収入や年金としてそれぞれ月額約14万円と約4万円を得ているのに加えて、慰謝料相当の財産分与として200万円および清算的財産分与として約4000万円相当額が分与されている。このことからすると、Xは、自らの収入や清算等からの財産分与等によって、扶養の水準として想定されている以上の生活水準を達成することができると考えられるので、判旨3(2)のような高額の分与を認める必要はないであろう。したがって、判旨3(2)の判断方法は、扶養的財産分与の考え方と整合的でなく疑問である。

### 注

- 1) ただし、贈与については、贈与のなされた趣旨によっては、実質的共有財産とすべき場合があるという見解が有力である(稻本1970, p.144, 大津1981, p.114等)。
- 2) 前掲・東京地判昭和32・8・24は、恩給の受給に対する当事者の協力を認め、これを清算的財産分与の対象としている。
- 3) 清算的財産分与を実質的共有物の分轄と捉える見解(通説、大津1981, pp.110-111)を前提とすると、このように解することになろう。これに対し、清算的財産分与を不当利得の返還と構成すれば、婚姻解消時に現存しない財産でも清算的財産分与の手続に含めることができるとしている。たとえば、高木1973, p.99以下は、具体的な事実関係に応じて、異なる法的構成をとることが妥当としたうえ(同旨、大津1981, p.112), 現存財産がない場合には、一方当事者の協力が他方当事者の財産取得能力という無形財産に化体されていると構成し、婚姻解消に際し不当利得として返還するとする。
- 4) 退職金について同旨、前掲・横浜地判平成9・1・22, 東京高決平成10・3・13家月50巻11号81頁、東京地判平成11・9・3判時1700号79頁等。また、熊本地裁八代支判昭和52・7・5判時890号109頁は、夫の父名義で形成取得された財産について夫婦の寄与を認め、相続等によって将来夫の財産となる見込みが十分として清算の対象に含めた。
- 5) 年金を清算的財産分与の対象財産と解した場合、分与の対象となる年金の範囲は、当事者双方の協力が認められる部分と解される。この点、婚姻期間以外の保険加入期間については、一般的には離婚当事者双方の協力を認めることができないだろう。また、被用者年金の事業主負担

分(労働の対償ではなく法定福利費として労働者たる被保険者のために支出されるものと解される)や国庫負担分についても、当事者双方の協力を認めるることは難しいと考えられる。したがって、具体的な解釈論としては、取得が見込まれる年金総額に、年金受給者の全加入期間に対する婚姻期間の比率、および、給付に要する総費用に対する被保険者負担分の比率を乗じたものを、清算的財産分与の対象とするといった方向を指向することになろう。この点に鑑みると、年金を清算的財産分与の対象財産と解する本稿のような立場をとっても、現在厚生労働省で検討されている年金受給権の分轄の立法化には、なお意義があると考えられる(また4(1)も参照)。

- 6) かりに、将来の給付判決という形で、実際に年金を取得したことを停止条件にして分与を命じうるとすれば、清算的財産分与をした場合にも、本判決と同様の取扱いができるだろう(条件付給付判決については、退職金に関するものではあるが、前掲・横浜地判平成9・1・22等がある)。
- 7) 扶養を離婚配偶者間の経済的地位の不均衡を補うものと捉える見解によれば(水野1983, p. 60), それでもよいことになろう。
- 8)これまでの裁判例をみても、本件のように高額の扶養を認めたものはあまりない。前掲・横浜地判平成9・1・22では、将来支給される退職金の2分の1が清算的財産分与として認められ

たほか、扶養的財産分与として月15万円の支払いが命じられたが、その控訴審である東京高判平成10・3・18判時1690号66頁では、双方の今後の収入や必要な支出、所有財産の状況等を勘案して、扶養的財産分与の請求には理由がないとされている。

- 9) 扶養の水準については、①婚姻中と同程度(有地1973, p. 45), ②生計を維持できる程度(大津1981, p. 175。最判昭和46・7・23民集25巻5号805頁の立場といわれている), ③親族扶養に相当する「生活扶助義務」と同程度(阿部1988, p. 2985)などがある。

#### 参考文献

- 阿部 徹(1988)「財産分与」川井健等編『民法コンメンタール(20)親族1』, ぎょうせい。  
 有地 亨(1973)「財産分与請求権の本質について」『法学教室(二期)』1号42頁。  
 稲本洋之助(1970)「離婚」我妻栄編『親族法』, コンメンタール刊行会。  
 大津千明(1981)『離婚給付に関する実証的研究』, 司法研修所。  
 高木積夫(1973)「家事労働の評価」『ジャリスト』531号96頁。  
 ———(1974)「財産分与」家事審判判例研究会編『判例家事審判法』, 新日本法規。  
 水野紀子(1983)「離婚給付の系譜的考察(二・完)」『法学協会雑誌』100巻12号1頁。  
 (なかます・ようこ 東京大学大学院博士課程)

**編集後記**

障害者福祉について規模の小さな特集を編集しました。この分野はその重要性に比してこれまで特集として取り組むことが少なかった分野と言えます。今回の「ミニ特集」から始めて、研究者が幅広く参加する特集を構成できる状況になることが必要かと思っています。今回の特集論文は数は少ないながらも当該分野のより積極的な研究の必要性を喚起するものだと思います。

(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（京都大学助教授）

遠藤久夫（学習院大学教授）

唐沢 剛（厚生労働省政策評価官）

菊池馨実（早稲田大学助教授）

新川敏光（北海道大学教授）

田近栄治（一橋大学教授）

永瀬伸子（お茶の水女子大学助教授）

平岡公一（お茶の水女子大学教授）

山崎泰彦（上智大学教授）

植村尚史（国立社会保障・人口問題研究所副所長）

須田康幸（同研究所・総合企画部長）

府川哲夫（同研究所・社会保障基礎理論研究部長）

松本勝明（同研究所・社会保障応用分析研究部長）

**編集幹事**

後藤玲子（同研究所・総合企画部第2室長）

東幸邦（同研究所・社会保障基礎理論研究部第1室長）

大石亜希子（同研究所・社会保障基礎理論研究部第2室長）

加藤久和（同研究所・社会保障基礎理論研究部第4室長）

小島克久（同研究所・社会保障応用分析研究部第3室長）

宮里尚三（同研究所・総合企画部研究員）

泉田信行（同研究所・社会保障応用分析研究部研究員）

**季刊**

社会保障研究 Vol. 37, No. 3, Winter 2001 (通巻 154 号)

平成 13 年 12 月 25 日 発行

**編 集**

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号

日比谷国際ビル 6 階

電話 (03) 3595 2984

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

制作 (株) UTP 制作センター