

季刊 社会保障研究

貸出用

Vol. 31

Autumn 1995

No. 2

研究の窓

介護保険の負担問題……………村上 雅 子 118

特集：社会保障と世代間移転

税制・社会保障制度とパートタイム労働者の

労働供給行動……………安 部 由起子・大 竹 文 雄 120

公的年金の世代間移転……………麻 生 良 文 135

医療保障における世代間移転……………一 圓 光 彌 142

論 文

個人年金の収益率——国民年金基金、簡易年金および

生命保険会社の個人年金の比較——……………田 近 栄 治・林 文 子 151

日本の年齢階層別出産選択と既婚女子の就業行動

——家計の属性を考慮したクロスセクション分析——

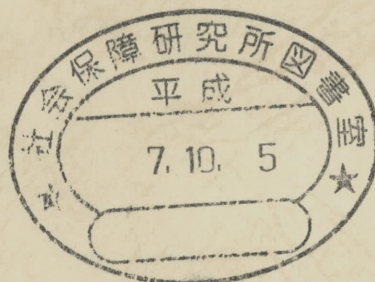
……………滋 野 由紀子・松 浦 克 己 165

公的介護保険の導入による介護費用への影響……………丸 山 桂 176

書 評

橘木俊詔・下野恵子著『個人貯蓄とライフ・サイクル』……………八 代 尚 宏 189

大沢真知子著『経済変化と女子労働：日米の比較研究』……………水 野 朝 夫 192



研究の窓

介護保険の負担問題

21 世紀をにらみ、わが国の社会保障制度についてかなり根本的な改革を考えてよいときである。社会保障制度審議会は 1994 年 9 月『将来像委員会第二次報告』を発表したが、その中で公的介護保険の導入を提案して以来介護保険への論議が高まり、厚生省も 1997 年度の導入を目指し積極的な検討を行っている。将来像委員会で介護保障の検討に参加した者としてこの動きは喜ばしい。しかし介護保険の導入を具体的に考えるとわが国の社会保障制度の持つ様々な問題点が噴出してくる。特に新しい制度を導入する場合は、給付に対応する負担のありかたに公平性が確保され、国民の信頼を得ることが重要である。この点について若干私見を述べたい。

本年 1 月より 1%の保険料率でまず在宅介護をカバーするべく始まったドイツの介護保険では、要介護者を 3 段階に認定し、中度（1 日 1 回程度の要介護と週数回の家事援助）で給付額は現物なら月額 750 マルク、重度（1 日 3 回程度の要介護と週数回の家事援助）で 1800 マルク、最重度（24 時間の要介護）で 2800 マルク、現金で受けとる場合は、それぞれ 400,800,1300 マルクである。特に深刻なケースでは 3750 マルクまで現物給付。1996 年 7 月より施設介護費用も保険でカバーされ（生活費は自己負担）そのとき保険料率は 1.7%となり、給付は 2800 マルク、特別なケースで 3300 マルクまで給付される。マルクの円換算については為替レートよりも購買力平価による方が実態に近い。1993 年の購買力平価は 1 マルク 95.40 円である。（『労働統計要覧』1995 年版）

わが国の場合どの程度の給付と保険料にするか、厚生省もまだ公式に数字は出していない。厚生省は地方老人保健福祉計画のために 92 年に各市町村が行った調査を集計しているが、給付と保険料算定の基礎となる、各段階相当の要介護者の人数を、在宅、施設、入院などの居住場所別にして公表すべきである。公表されたのは総数で、93 年の寝たきり（含む痴呆）が 90 万人、非寝たきり要介護痴呆が 10 万人、虚弱老人が 100 万人、合計の要援護者総数 200 万人、2000 年のそれぞれの推計が、120 万人、20 万人、130 万人、合計が 270 万人である。介護費用を最も綿密に推計している入手しやすい文献は宇野裕「老人介護の社会的費用」『社会保障の財源政策』（1994 年、東京大学出版会）である。1990 年について要介護者は 195 万人、ストックコスト 520 億円を除き介護サービスの社会的総費用を 3 兆 7132 億円（1 人当たり月額にすると約 16 万円）と計測している。これには家族による介護費用 8.9 万円を介護時間×ヘルパー時給で含め、デイサービス、ショートステイ、給食、入浴サービス、病院と老人施設の介護費用を含めている。したがって 3 段階の平均介護費用を 90 年価格で月 16 万円程度と想定することは、上記のドイツの給付額に照らしても現実的な水準であろう。90 年価格の 16 万円は消費者物価指数でスライドすると 95 年には約 18 万円になる。

1990 年の医療保険被保険者（保険料拠出者）数は 8174 万人であるからこの人々が介護保険料を拠出するなら、要介護者 195 万人は 2.38%、月額 16 万円給付に対する保険料は約 3800 円である。労使折半で 1900 円ずつ、非被用者の場合は使用者負担相当額を公費負担すべきであろう。90 年度

の平均標準報酬は組合健保の男性で 36 万円、3800 円は 1.06% に相当する。20 歳以上の成人 9346 万人で負担すれば保険料は 3200 円に下がる。この額が自分への保険として高いかどうか、年齢別の要介護状態出現率のデータによって保険数理的に妥当な介護保険料を計算することもでき、若い人々へのひとつの説得材料ともなろう。もとより公的介護保険は実施後直ちに要介護者へ給付を開始し賦課方式で行われるべきで、世代間の順送りの扶養である。積立方式の個人介護保険とは違う。

介護保険料を個人と雇用主とで負担するのではなく、公費負担も入れるべきとの要望は強い。わが国では老人保健を含め医療保険へも公費負担が導入されているから、バランス上も介護保険に公費導入は必要かもしれない。しかしその財源のために逆進的な消費税上げが行われたらどうであろうか。この場合の所得税、消費税、年金・医療・介護の社会保険料を合わせた給付と負担は所得階層別にどうなるか、生涯所得にわたって調べるのは重要な研究課題である。介護保険では応能負担の措置制度と異なり、所得・資産に関係なく必要な給付が行われるのであるから、税制においては累進性が、その公費補助の財源のために引き下げられるべきではないと考える。

消費税率引上げが、所得を正確に把握する方策を回避して財源を得る手段となってはならない。超高齢化社会に向かって年金も医療も保険料が急増する。さらに介護保険が加わるから勤労所得にのみ負担を集中してよいのかが深刻な問題となる。社会保険料のベースを標準報酬ではなく、各個人の全所得に変更すべきではないか。そして被用者と非被用者の保険料を共通の定率にすべきではないか。この場合の生涯所得階層別給付・負担を消費税引上げケースと比較するとよい。無保険者、滞納者をなくし、すべての成人が所得に応じて保険料を負担するためには所得を正確に把握する納税者番号制度の導入が不可避なのではないか。

村 上 雅 子

(むらかみ・まさこ 国際基督教大学教授)

税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給行動

安 部 由起子
大 竹 文 雄

I はじめに

既婚女性がパートタイム労働者として就業を行うことは、近年著しく増加してきた。このような女性の社会進出が進むなかで、税制や社会保障制度が女性の就業を妨げる方向に機能しているのではないかとすることがしばしば指摘されている。特に、労働時間の調整が比較的容易であるパートタイム労働においては、税制・社会保障制度は大きな影響を与える可能性がある。具体的には、既婚女性のパートタイム労働による所得が増加していくと、夫の税金が増加したり、夫の勤務先からの配偶者手当が削減されたりして、かえって世帯としての所得が低下してしまうという現象が生じることが問題となる。こうした要因を、理論的に整理し、「パートタイム総合実態調査」(1990年)の特別集計を用いて、実証的に検討する。

得られた結果を要約するとつぎのようになる。第1に、理論的な分析により、本人所得に関わる税制からは、年間所得が100万円のところで就業を調整する可能性があること、配偶者特別控除の存在は年間所得70万円のところに、労働時間を調整する可能性をもたらすこと、年間所得が135万円前後を得るというパートタイム労働は少なくなる可能性が高いことが分かる。さらに、配偶者手当の打ち切りや、健康保険の被保険者資格の喪失といったことが大きな影響を与える。しかも、多くの場合に配偶者手当の打ち切り、健康保険の被保険者資格といったものは、所得税の課税最低限と連動して決められている。

第2に、実証的な分析により、所得税の課税最低限のところで、パートタイム労働者の所得分布に偏りがみられる。これは、同じような属性をもった労働者を比較した場合でも、夫が働いているグループでは、この点は顕著に観察される。しかも、実際に100万円を超えないように所得の調整を行っているものが多いことが確認される。

第3に、1%の賃金上昇が何%の労働時間増大をもたらすかという賃金の労働時間に関する弾力性を、配偶者が働いていないものと、配偶者が働いているものとで比較した。その結果、配偶者が働いていないものの賃金弾力性がより大きく、配偶者が働いている場合の方が賃金は労働時間短縮をもたらす程度が大きいことが示された。これは、配偶者が働いている場合の方には、所得効果が代替効果を上回るという解釈も可能であるが、税制や社会保障制度の存在のために労働時間を調整しているという仮説とも整合的である。

本稿の構成はつぎのとおりである。II節で、パートタイム労働者に関する税制を解説し、予算制約に与える影響を分析する。III節で、社会保険制度と配偶者手当制度がパートタイム労働者に与える影響を議論する。IV節で、既婚女性のパートタイム労働者の労働供給行動を「パートタイム総合実態調査」をもとに分析する。V節で、未婚女性とDINKSの既婚女性を比較して、税制・社会保障制度の影響を分析する。VI節で、労働供給関数を推定し、賃金の労働時間に対する弾力性を、未婚女性とDINKSの既婚女性で比較する。最後に、VII節で本稿の分析から得られる政策的含意と今後の課題をまとめる。

II パートタイム労働者と税制

既婚女性パートタイム労働者に関わる税制が労働供給に与える影響のうち最も注目をあびてきた問題は、いわゆる100万円の壁といわれる問題である。1988年までの税制においては、パートの収入が課税最低限である年間90万円を超過すると、本人のパート収入に課税されるばかりでなく配偶者控除の適用から除外されるために、世帯としての手取り収入が減少してしまうという逆転現象が生じていた。この問題については、1989年より配偶者（特別）控除に消失控除が取り入れられたために、限界的に所得が増加した場合に家計の手取り収入が純減してしまうという効果はなくなった¹⁾。しかしながら、配偶者（特別）控除が消失していく所得範囲（1988年においては、57万円から106.5万円、1989年以降においては70万円から135万円）では、追加的なパートタイム労働の所得増加による世帯所得の増加分が、パート収入135万円以上（1988年においては106.5万円以上）における追加的な所得増加による世帯所得の増加よりも小さいという問題が生じている。さらに、給与所得控除を考慮すると、年間パート賃金が162.5万円を超えると限界税率は、10%から低下するという事態が生じる。

以上をまとめると、パートタイム労働者の予算制約の形状は、課税最低限の効果、配偶者（特別）控除の効果、給与所得控除の効果の影響を受けて、複雑なものになっていることが分かる。そのうち、単身者あるいは配偶者が働いていないケースについては、配偶者控除の問題は生じていない。これに対し、配偶者が働いていて本人がパートタイム労働を行う場合には、配偶者（特別）控除の影響がつけ加わる。

パートによる賃金所得を得る場合にどのような税率に直面するかを、単身の場合と既婚で配偶者が所得を得ている場合とで比較しながら説明してみよう。ここで、パートの所得が200万円以下の範囲を対象とする。

〔単身者あるいは配偶者が働いていないケース〕

単身の場合は、パート賃金だけが所得の場合には、100万円未満は非課税²⁾であり、10万円から限界税率10%で課税される。しかし、この限界税率は、給与所得控除を考慮すると、162.5万円以上になると一時的に低下するという逆進的構造になっている。パートの年収が162.5万円を超えると、給与所得控除が限界的に影響してくる。162.5万円から165万円（180万円（1995年））までの間では給与所得控除の控除率が40%になるために、それを考慮した実効的限界税率は、6%となる。さらに、165万円（180万円（1995年））を超えると給与所得控除の控除率は30%となるために、実効的限界税率は7%となる。

図1は、この点を図示したものである。162.5万円以下における実効的限界税率は、それ以上の賃金年収の場合よりも高くなっていることが観察できる。すなわち、100万円から162.5万円の間の年収を得るインセンティブが削がれていることが分かる。この逆進的な税制が生じる理由は、給与所得控除の存在のために生じている。しかも、給与所得控除の拡充が過去に行われたときに定額控除の部分の拡大のみが行われてきたことが大きな原因である。1973年以前の給与所得税制の下では、給与所得控除を考慮しても、実効的限界税率が給

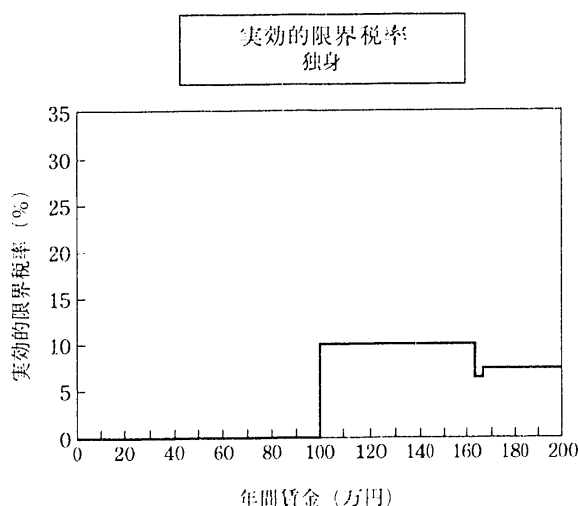


図1 単身あるいは配偶者が働いていないケース

与所得の増加に伴い低下するという状況は生じていなかった³⁾。

〔既婚者で配偶者が働いているケース〕

既婚女性がパート賃金を得た場合に直面する限界税率を検討してみよう。既婚女性がパート賃金を得る場合には、本人が支払う税金だけでなく、その配偶者が支払う税額の変化も考慮する必要がある。ここでは、配偶者の所得が一定のまま、妻がパート収入を追加的に増加させたときに、夫婦合計で支払うべき税金の追加的増加額のパート収入の追加的増加に対する比率を実効的限界税率とよぶことにする。

所得税制を考えた場合に、既婚パートタイム労働者の最適点は、70万円と100万円が生じる可能性が高くなる。まず、65万円から100万円の年間賃金の範囲において、パート収入の追加的な賃金増加と同額だけ配偶者の配偶者特別控除が1万円減額される。ただし、予算制約の屈折は65万円ではなく70万円で生じる。これは、配偶者特別控除の消失が5万円ごとの段階的なものになっているためである。この範囲においては、1万円のパート所得の増加は $(1 - \text{夫の限界税率}) \times 1$ 万円の分だけの手取り収入の増加しかもたらさない。

また、パート所得が100万円を超えると、妻の所得そのものにも課税される。したがって、1万円のパート所得の増大は、 $(1 - (\text{本人の限界税率} + \text{夫の限界税率})) \times 1$ 万円の家計所得の増加をもたらす。これは労働供給モデルにおける屈折点が70万円と100万円が生じていることにほかならない。さらに、妻のパート収入が135万円を超えると、1万円のパート所得の増大により $(1 - \text{本人の限界税率}) \times 1$ 万円となる。ここで、本人の限界税率は、給与所得控除を考慮すると、単身者の場合と同様に、パートの年収が162.5万円から165万円までの間では6%、165万円を超えると実効的限界税率は7%となる。

図2に夫の限界税率が10%のケースを、図3に夫の限界税率が20%のケースを示した。単身者あるいは配偶者が働いていないケースに比べて、妻のパート所得は70万円から夫の限界税率によっ

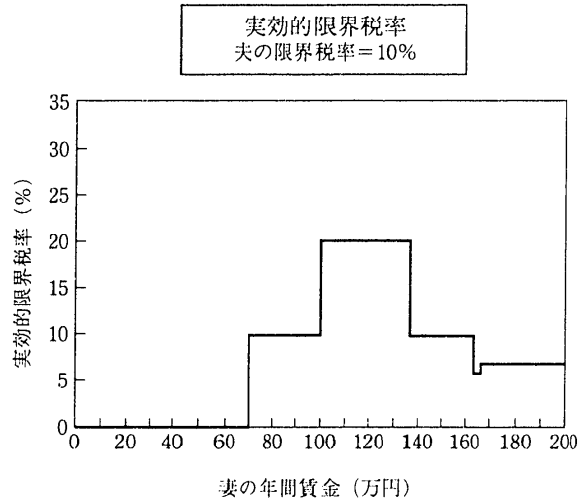


図2

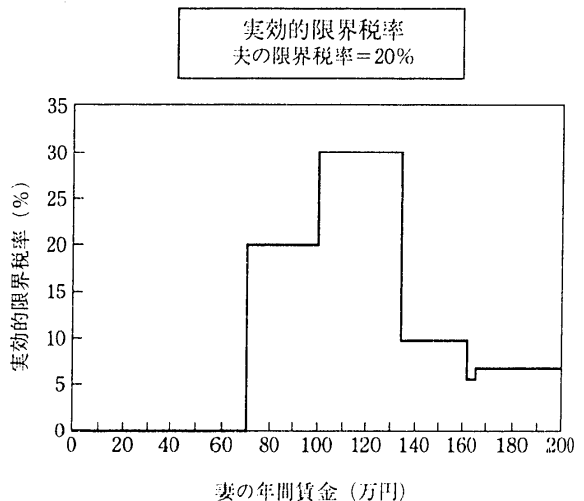


図3

て課税されることと100万円から135万円の間で実効的限界税率が大きくなっていることが異なっている。また、この70万円から135万円までの実効的限界税率は、配偶者の所得が高いほど大きくなっている。

Ⅲ 社会保険制度・配偶者手当の影響

(1) 社会保険（雇用保険・健康保険および公的年金）への加入義務

予算制約の屈折をもたらすのは、所得税に限らない。公的年金・健康保険・社会保険制度も予算制約に影響を与える。社会保険への加入が義務づけられている年収の最低限度額で、所得制約曲線は不連続になる。これは、税金と異なり、社会保険料は、定額方式（国民年金）あるいは賃金比例方式（被用者年金）であるため、パートタイム労働者が社会保険に自ら加入すると本人の手取り収入が純減するという効果がある。しかも、夫がサラリーマンであれば夫が支払う公的年金保険料は、妻が自ら保険料を支払っているか否かにかかわらず

決定されている。したがって、妻が公的年金に自ら加入することにより、世帯所得も減少してしまう。1995年現在では年収が130万円を超えると、社会保険への加入が義務づけられている。この年収を超えると保険料の支払いにより手取り収入が純減してしまうのである。1989年当時では、この加入の最低限年収は100万円から110万円の間にあった。また、これと関連した問題で、夫の健康保険の被保険者となるためにも、所得制限が存在する。ここでは国家公務員共済の場合の所得制限を表1で示しておこう。1990年時点では、100万円であり、1994年現在では130万円となっている。

(2) 夫の配偶者手当の打ち切り

妻の労働供給行動に影響を与えと考えられる要因に夫の企業からの配偶者手当の支給制限がある。配偶者手当に支給制限がある場合に、所得がこの制限を超えると打ち切られるため追加的なパート所得の増大はかえって世帯所得を減少させてしまうという逆転現象が生じる。表2は「賃金労働時間制度等総合実態調査」から企業規模別に配偶者手当の有無と妻の所得制限の有無ならびに支給制限所得を示したものである。配偶者手当を支

表1 共済保険の被扶養者の資格限度年収

期間	限度年収(円)
1987年5月～1989年4月	1,000,000
1989年5月～1991年12月	1,100,000
1992年1月～1993年3月	1,200,000
1993年4月	1,300,000

表2 企業の配偶者手当の支給制限

	1985年			1992年		
	配偶者手当有り (%)	うち支給制限有り (%)	支給制限所得平均 (万円)	配偶者手当有り (%)	うち支給制限有り (%)	支給制限所得平均 (万円)
全サンプル	75.9	40.8	89.4	77.8	32.5	100.9
1000人以上	91.2	60.8	89.8	92	58.4	101.9
100～999人	83.5	47.3	89.4	84.3	37	101.9
30～99人	72.4	37.2	89.4	74.6	29.7	100.4

資料出所：労働省「賃金労働時間制度等総合実態調査」（昭和61年、平成4年）。

	1985年		1992年	
	配偶者手当有り (%)	平均配偶者手当 (千円)	配偶者手当有り (%)	平均配偶者手当 (千円)
全サンプル	75.9	7.2	77.8	9.3
1000人以上	91.2	13.9	92	16.2
100～999人	83.5	8.7	84.3	11.2
30～99人	72.4	6.3	74.6	8.2

資料出所：労働省「賃金労働時間制度等総合実態調査」（昭和61年、平成4年）。

給している企業は1992年で約78%であり、1000人以上の大企業では92%もの企業が配偶者手当を支給している。ところが、そのうち配偶者手当の支給制限がある企業は全体の32.5%である。しかも、その比率は大企業の方が高くなっている。さらに、支給制限がある場合の支給制限の平均はほぼ所得税の課税最低限に等しくなっている。ちなみに国家公務員の場合についても扶養親族の手当が存在し、表3に示した支給制限がある。したがって、公務員も含めた勤労者世帯に占める配偶者手当の支給制限に直面する既婚女性の割合はより大きくなる。

配偶者手当の支給制限を税制・社会保険制度に加えて考慮した場合のパートタイム労働者の予算制約を図示したものが図4である。図4は夫の限

界税率が10%の場合であり、配偶者手当の額は月当たり1万6000円で収入制限は100万円とした。配偶者手当の打ち切りがいかに大きな影響を与える可能性をもつかが理解できる。この配偶者手当の打ち切りにより100万円以上の収入を得ようとするインセンティブが大きく阻害されることも分かる。この配偶者手当の支給制限が大企業勤労者・公務員でより多く採用されていることは、このような企業に勤務する夫をもつ妻ほど労働供給時間に制限をつける可能性が高くなることを示唆している。

さらに、社会保険加入のために130万円のところで、受け取り所得が純減するため、所得制約も非連続になる。さらに、130万円から165万円の間で生じている実効的限界税率の逆進的構造と100万円のところで生じているジャンプのために、100万円から160万円の間での年収を稼得するインセンティブが小さいことも理解できる。

IV 主な収入を夫が稼いでいる 女性パートタイム労働者の諸特徴

税制・社会保障制度・配偶者手当がパートタイム労働者の労働時間にどのような影響を与えているかを1990年の「パートタイム総合実態調査」により分析する。ここでは、配偶者控除税制、夫の雇用者が支払う配偶者手当および配偶者の社会保険等の制度が既婚女性の労働供給に与える影響を考察する。「パートタイム総合実態調査」では、1990年のパートタイム労働者について、1989年の年間パート所得、年間パート労働時間、配偶関係、学歴などを調査したものである。

制度的な分析の結果、1989年において既婚女性パート労働者の所得・労働時間分布にはつぎのような特徴が観察されるはずである。それらを仮説としてまとめてみよう。

H1：既婚女性パート労働者の所得分布は、70万円、100万円でスパイクをもつ。

H2：既婚女性パート労働者の所得分布は、135万円前後のものがその前後の所得水準の労働者より少ない分布をもつ。

表3 国家公務員の扶養手当の支給制限

期間	所得限度額(円)
1981年5月1日～	800,000
1984年9月1日～	900,000
1989年9月1日～	1,000,000
1990年9月1日～	1,100,000
1992年1月1日～	1,200,000
1994年4月1日～	1,300,000

資料出所：「公務員給与便覧」給与関係法令研究会監修。

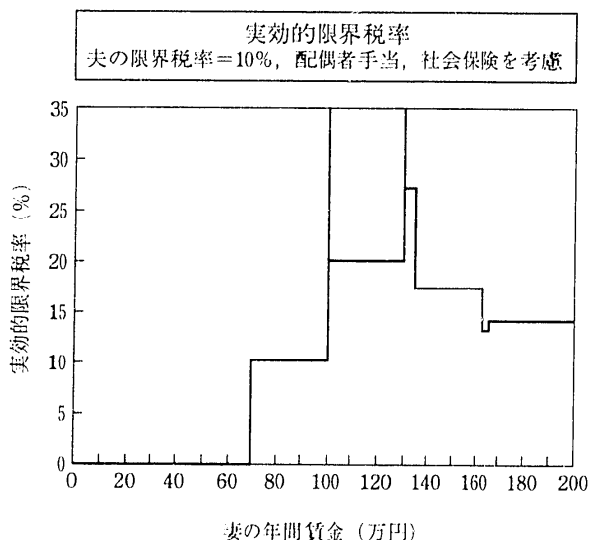


図4

H3: H1 および H2 の特徴は、高い所得の夫をもつ既婚女性ほど、明瞭に観察できる⁴⁾。

H4: 100 万円でのスパイクは、大企業・官公庁に勤務する夫をもつパートタイム労働者ほど大きい。これは、配偶者手当の

打ち切りがここでの所得の集中に主な影響を与えるためである。

以上の4つの仮説を、「パートタイム労働者実態調査」の特別集計をもとに検定してみよう。対象とするサンプルは、次の4つの条件を満たすものとした。(1)25歳以上60歳未満の既婚女性、(2)年間パート所得が200万円以下、(3)時間当たり賃金が1万円以下、(4)主な収入を夫が稼いでいるもの。

図5は、このサンプルについてパートタイム賃金収入の分布を示している。これをみると80万円から100万円までの年間所得に大きなスパイクが存在し、100万円以上の所得を得ているパート労働者の比率は少ないことが分かる。しかし、70万円におけるスパイクは明瞭には観察されない。

次に、H3とH4の仮説を検定するために、パートタイム労働者の学歴別所得分布を示したものが図6である。このデータからは、夫の年間所得や企業規模を知ることができないので、妻の学歴が高いと、夫の所得も高く、夫が大企業に勤めている可能性が高いことを仮定している。図6によれ

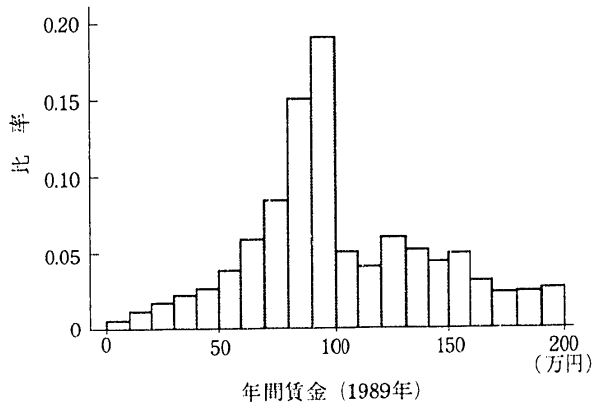


図5 パートタイム労働者の年収分布

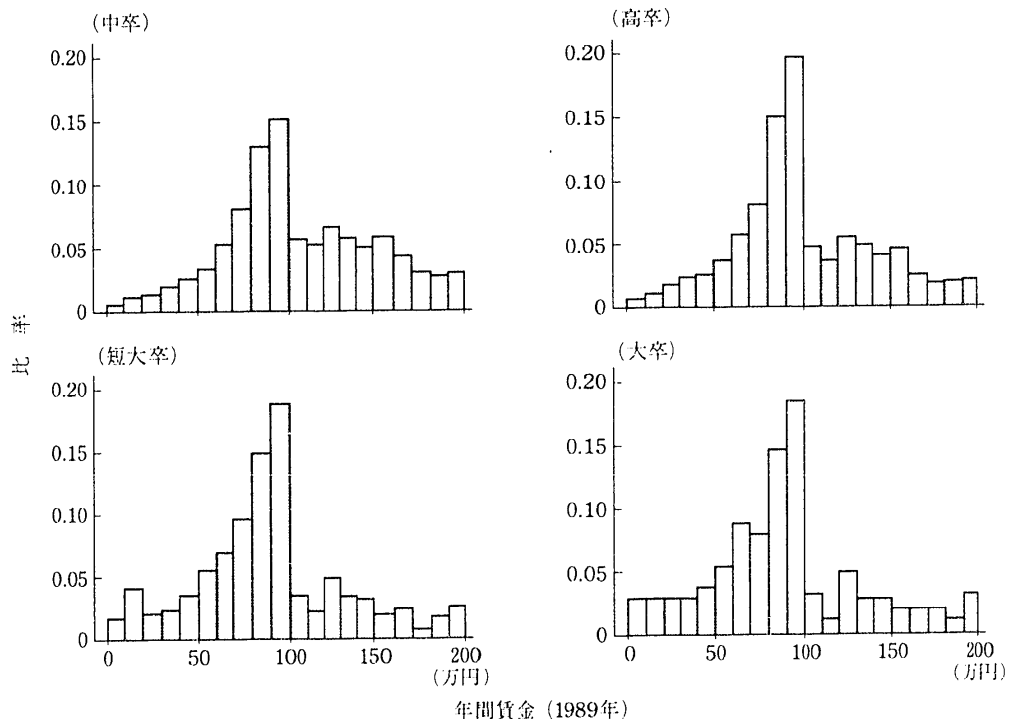


図6 学歴別パートタイム労働者の年収分布

ば、高学歴のパートタイム労働者ほど、100万円における分布の集中が激しいことが観察される。また、大卒のパートタイム労働者については、70万円におけるスパイクが観察できる。これは、仮説のH3、H4と整合的である。

また、以上のような年間賃金の偏りが、賃金率が与えられたもとで税制その他の制度的影響を受けて労働時間が調整されているのか、労働時間は同じで賃金率に差があるのかは政策的に異なる含意をもつ。この点を確認めるためには、賃金率を一定にした場合に、労働時間の分布に年収100万円に相当する点で分布の偏りが生じているかどうかを調べればよい。図7から図10に、賃金率階級

別に年間労働時間の分布を描いた。いずれの図においても、労働時間の分布は年間所得が100万円に相当するところでピークをもつ。しかも、分布の形状は1つのピークをもつものではなく、年収が90万円になる地点のところとそれ以上の点の2つにピークがある。これらのピークは、図2～図4で示された予算制約が非連続あるいは非凸となる点と一致している。

さらに、「パートタイム総合実態調査」においては、100万円を超えないように所得の調整を行っているかについてパートタイム労働者に直接質問を行っている。この質問に対する回答を年間所得階級別にまとめたものが表4～表6である。表4

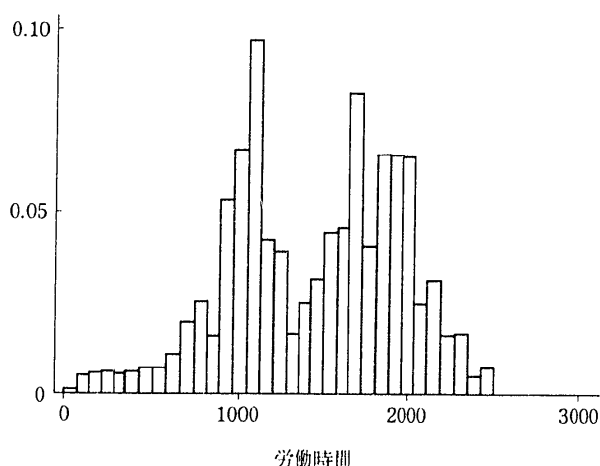


図7 労働時間分布（時給 800～900 円）

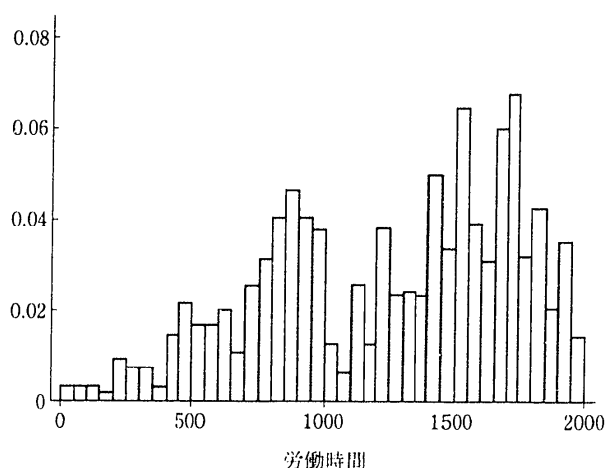


図9 労働時間分布（時給 1000～1200 円）

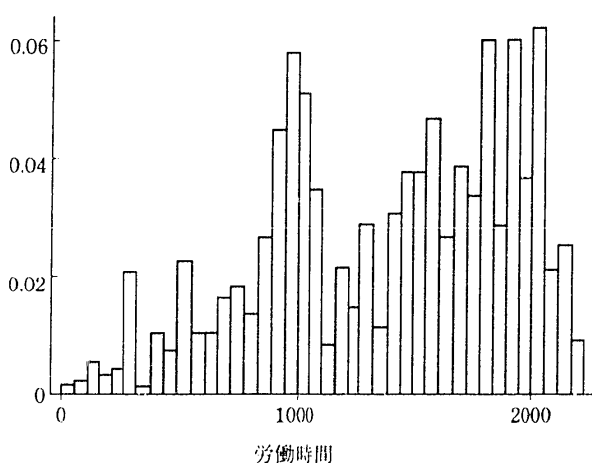


図8 労働時間分布（時給 900～1000 円）

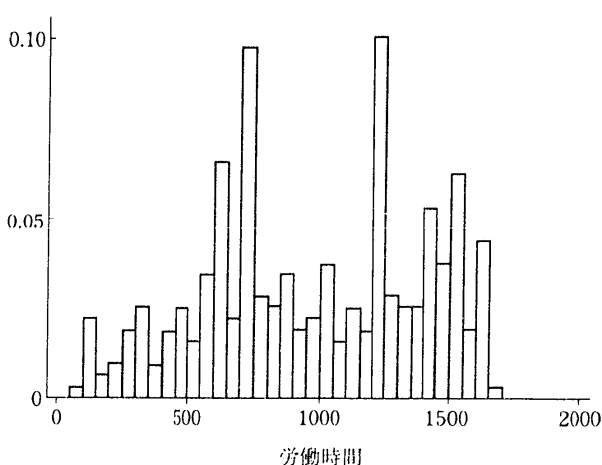


図10 労働時間分布（時給 1200～1500 円）

は、全体の36%のパートタイム労働者が100万円を超えないように年間労働時間を調整していることを示している。特に、年間所得が80万円から100万円の所得を得ているパートタイム労働者の62.8%が所得の調整をしていることが分かる。これは、先の所得分布で示された100万円のところにピークがあるのは、パートタイム労働者が税制のために、所得調整を行っている結果であることを意味している。

また、所得税の課税最低限以外の理由で調整を行っているかどうかについて聞いたものが表5であり、その場合にどのような要因で調整しているかを示したものが表6である。まず、表5では、所得税以外の要因で調整を行っているものは、全体の34.5%であることが示されている。特に年収が100万円以下の所得階層で、このような行動をとっているものが多い。最も多い理由は、配偶者

(特別控除)の適用からはずれるとしたものであり、そのつぎに夫の企業からの配偶者手当がもらえなくなることと、健康保険の被保険者からはずれることを理由にあげているものが多い。

配偶者(特別)控除を理由にあげているものが多いことは、1989年において配偶者(特別)控除の制度が変更されて、世帯の手取り所得が純減することがなくなったことを、1990年時点では多くのパートタイム労働者がよく認識していないためかもしれない。

V DINKS パートと未婚パート労働者の比較

IV節における分析で、既婚女性パートタイム労働者の年間賃金の分布が、100万円のところに偏っていること、そしてその偏りが税制・社会保障制度・フリンジベネフィットによって生じている

表4 100万円を超えそうなときはどうするか

(単位：%)

年間賃金階級(万円)	～60	60～80	80～100	100～120	120～140	140～200	合計
計画的に働く	21.45	24.59	31.41	1.95	0.99	0.71	20.02
休みをとる	10.75	11.18	31.45	3.47	1.52	0.86	15.87
100万円を超えることはない	47.66	49.4	20.72	2.2	0.88	0.59	25.31
関係なく働く	4.52	5.48	8.15	73.38	80.66	82.94	26.78
分からない	15.63	9.35	8.27	19	15.95	14.91	12.01

資料出所：「パートタイム総合実態調査」(1990年)の特別集計。

表5 所得税以外の理由で年収が一定額を超えないように調整しているか

(単位：%)

年間賃金階級(万円)	0～60	60～80	80～100	100～120	120～140	140～200	合計
調整している	30.15	39.1	58.19	5.07	2.94	2.1	34.5
調整していない	56.63	51.06	34.02	83.66	87.8	91.43	56.15
分からない	13.22	9.84	7.79	11.27	9.26	6.47	9.34

資料出所：「パートタイム総合実態調査」(1990年)の特別集計。

表6 所得税以外の理由で所得の調整を行っているか

(単位：%)

年間賃金階級(万円)	0～60	60～80	80～100	100～120	120～140	140～200	合計
配偶者特別控除がなくなるから	84.13	80.84	85.68	52.42	31.66	53.44	83.48
配偶者手当がなくなるから	45.99	39.49	42.27	32.37	15.55	7.59	41.74
自分で健康保険に加入する必要があるから	43.04	35.16	42.77	34.69	35.16	44.99	41.14
雇用保険に加入する必要があるから	11.19	7.29	6.61	2.4	2.47	4.38	7.38
夫の会社に知られるから	7.1	3.15	2.86	2.71	7.28	27.57	3.8
上記以外	2.64	4.46	3.36	8.72	39.46	24.03	3.92

資料出所：「パートタイム総合実態調査」(1990年)の特別集計。

ことがアンケート調査により示された。しかしながら、既婚女性パートタイム労働者の年間所得や労働時間の偏りが、子供の有無などの他の世帯属性によって生じている可能性は否定できない。そこで、結婚しているか否かだけが異なるような2つの女性パートタイム労働者のグループを比較することにより、配偶者控除税制、夫の雇用者が支払う配偶者手当および配偶者の社会保険等の制度が既婚女性の労働供給に与える影響を考察する。分析の基本的前提は以下にあげられる点である。

- (1) 企業のパート労働に対する需要は配偶者の有無、配偶者の所得等からは影響を受けないと仮定する。別の言い方をすれば、われわれは、配偶者の有無による個人間の労働時間の違いを、それぞれの個々人の労働供給行動の違いによるものと仮定していることになる。これは企業の労働需要が労働の限界生産性によって決まり、配偶者の有無は労働者の限界生産性に直接的な影響をもたないという限りにおいて正当化できる。
- (2) 配偶者に関わる諸制度の効果をみるために、配偶者が働いているかどうかという点以外では、できるだけ似たグループの労働者を比べる。ここでは、既婚女性のうち子供がなく、また夫以外の家族と同居していないグループ（以下、DINKS とよぶ）と、未婚もしくは既婚でも配偶者が働いていないグループ（以下、コントロールグループとよぶ）を比較する。ここでの目的は、配偶者税制、配偶者手当以外では比較的似通った労働者を取り出すことにより、

配偶者に関わる制度の労働供給抑制効果の有無、度合いについて分析することにある。既婚女性で子供、その他の同居者がいないグループは、配偶者税制やその他の配偶者に関わる制度を活用できるという意味で、トリートメントグループである。一方、未婚あるいは既婚でも配偶者が働いていない女性は、そのような制度を活用できないという意味で、「コントロール」グループである。このようなサンプルの抽出は、子供のいない女性にオブザベーションをしぼっていることになるが、ここでの意図はそうすることにより、税制の効果をできるだけ他の要因と独立に比較することにある。対象となるオブザベーションとそれ以外のオブザベーションとの差は表7のとおりである。

コントロールグループと DINKS グループの行動には、以下のようなパターンが観察されると予想される。

Ha : DINKS グループの労働者の所得分布は、70 万円、100 万円でスパイクをもつ。それに対し、コントロールグループの労働者（未婚または既婚だが配偶者が働いていない女性労働者）にとっては、所得税のみが問題になる。したがって、100 万円で予算制約に屈折、162.5 万円の非凸が存在するのみとなる。

Hb : DINKS 労働者の所得分布は、135 万円前後のものがその前後の所得水準の労働者より少ない分布をもつ。これは 1989 年のケースでは予算制約が連続だが非凸になるためである⁵⁾。一方、これ

表7 全体のサンプルと DINKS グループおよびコントロールグループの比較

	含まれないオブザベーション	コントロールグループおよび DINKS グループ
年間労働収入（万円）	101.70 (0.587)	125.01 (1.276)
年間労働時間	1,339.36 (4.551)	1,509.60 (8.403)
1時間当たり賃金	851.10 (6.808)	892.31 (10.472)
N	13,541	4,779

注：全体のサンプルとは、パート労働者として働いた人のうち女性で年齢が25歳から60歳の労働者をさす。含まれないオブザベーションとは、全体のサンプルのうちコントロールグループにも DINKS グループにも属さないものをさす。

らは配偶者（特別）控除によるものなので、配偶者が税制上問題にならないコントロールグループの労働者にはこの傾向は存在しない。

Hc: Ha および Hb の特徴は、高い所得の夫をもつ既婚女性ほど、明瞭に観察できる。これは夫の限界税率が所得とともに上昇するからである⁹⁾。

Hd: 100 万円でのスパイクは、大企業・官公庁に勤務する夫をもつパートタイム労働者ほど大きい。これは、配偶者手当の打ち切りがここでの所得の集中に主な影響を与えるためである。

表 8 では 2 つのグループでの年収、労働時間、賃金率についての平均値の差を検定した。表 8 によれば、DINKS の方が、年収、労働時間、賃金ともコントロールグループよりも統計的に有意に小さい。労働時間は DINKS グループの方が、約 20% 小さいのに対し、賃金率は約 4% 程度の差しかない（いずれも、対数変換した値の差に基づいている）。したがって、年間賃金の差をもたらしているのは、労働時間が大きな要因であるといえよう。

つぎに、それぞれのグループに属する、時間当たり賃金が近い労働者をとった場合に労働時間に違いが存在するかを検討した。表 9 はこの結果である。この表から、時給 500 円以下のグループを

除き、DINKS グループの方が労働供給時間が短いことが確認される。

さらに、これらのグループの間でどれほど 100 万円付近の行動に差がでてきたかを検定する。ここでは、それぞれの賃金率階級のなかで、100 万円を賃金率の上限と下限で割ることにより、100 万円に近い収入を得るような労働供給を行っている人の割合を算出し、それが 2 つのグループの間で異なるかどうか検定した。これはいわば、100 万円におけるスパイクの高さを両グループで比較していることを意味する。

表 10 に結果が示されている。時間給の低いグループで、100 万円に年収がなるように働いているものの比率が高いことが分かる。時給 900 円未満では、DINKS グループにおいてコントロールグループよりも 5% から 10% 程度 100 万円付近の年収を得ているものの比率が高い。また、統計的にこの差を検定すると、時給 500 円未満のケースを除き、両グループの差は有意である。

最後に、税金およびその他の理由からの所得調整に関してこの調査では質問を行っているので、DINKS グループとコントロールグループでどの程度違いが存在するかをみる。この結果をまとめたのが表 11 である。これからも、DINKS グループでは、コントロールグループに比べて所得調整をする人が統計的に有意に多いことが分かる。

表 8 DINKS グループとコントロールグループの比較

	DINKS	コントロールグループ	DINKS とコントロールの差 (t 値)
年間勤労収入 (万円)	106.42 (1.763)	135.33 (1.689)	-28.91 (-10.986)
年間労働時間	1,360.25 (14.329)	1,592.51 (10.081)	-233.25 (-13.491)
1 時間当たり賃金	860.12 (16.985)	910.18 (13.252)	-50.06 (-2.291)
ln (年間勤労収入)	13.710 (0.0155)	13.956 (0.0103)	-0.2452 (-13.595)
ln (年間労働時間)	7.066 (0.0162)	7.273 (0.0093)	-0.206 (-11.924)
ln (1 時間当たり賃金)	6.644 (0.0098)	6.682 (0.0076)	-0.038 (-3.049)
N	1,612	3,167	

注：ことわりのない限り、() 内は標準誤差。

表9 DINKS グループとコントロールグループの時給範囲別年間平均労働時間

時給の範囲	DINKS	コントロールグループ	DINKS とコントロールの差 (<i>t</i> 値)	対数平均の差 (<i>t</i> 値)
～500	1,570.90	1,606.19	-35.28 (-0.475)	0.014 (0.214)
500～700	1,426.26	1,652.37	-226.11 (-8.841)	-0.199 (-8.432)
700～900	1,371.14	1,563.92	-192.78 (-6.286)	-0.145 (-5.127)
900～1,100	1,246.64	1,628.43	-381.78 (-7.376)	-0.339 (-6.547)
1,100～1,300	1,349.33	1,619.82	-270.49 (-3.991)	-0.170 (-3.228)
1,300～1,500	1,400.47	1,753.05	-352.57 (-3.504)	-0.310 (-3.421)
1,500～1,700	668.32	1,230.13	-561.80 (-6.808)	-0.892 (7.881)

表10 年間収入が100万円となる労働者の賃金率階級別集中度

時給の範囲	DINKS	コントロールグループ	DINKS・コントロールの差に関する <i>t</i> 値
～500	49.96	44.12	0.858
500～700	27.45	20.35	3.289
700～900	17.94	9.00	4.529
900～1,100	6.04	7.04	-0.450
1,100～1,300	21.04	5.23	3.371
1,300～1,500	0.97	2.77	-0.905

注：労働時間が、(100万円/賃金率の上限值)より大きく(100万円/賃金率の下限值)より少ない人の割合(%)。

D=DINKS グループ C=コントロールグループ

表11 調整に関する質問への回答 (単位：%)

	全体	コントロールグループ	DINKS グループ
100万円にならないよう計画	16.90	5.90	17.08
休みをとるなどする	13.28	2.99	11.06
100万円を超えることはない	22.63	14.70	22.97
100万円を超えても関係ない	33.90	57.67	34.39
特に考えない	13.2	18.72	14.48
N	18,320	3,167	1,612

表12 所得税以外の要因で調整 (単位：%)

	全体	コントロールグループ	DINKS グループ
はい	28.72	6.79	27.69
いいえ	61.64	81.85	62.78
分からない	9.63	11.34	9.52
N	18,320	3,167	1,612

注：全体とはパート労働者として働いた人のうち女性で年齢が25歳から60歳の労働者をさす。

VI 労働時間の賃金弾力性

これまでの分析は、主に税制・社会保険制度の効果をみるための記述統計によるデータ分析であった。本節では、回帰分析を行うことにより、諸変数を制御したもとで時間当たり賃金が労働時間に与える影響が、配偶者が働いているグループとそうでないグループがどのように異なるかを推計する⁷⁾。

基本的な推定式は、

$\ln(\text{年間労働時間数})_i =$

$\alpha + \beta_1 \text{学歴} + \beta_2 \ln(\text{時間当たり賃金})$

$+ \beta_3 \text{経験年数} + \beta_4 \text{勤続年数}$

$+ \beta_5 \text{その他の個人属性} + \varepsilon_i$

というものである。

サンプルの選択の条件は、(1)女性パート労働者で調査の年にパートとして働いた、(2)25歳以上60歳以下、(3)年間所得を年間労働時間で割った額が1万円以下、(4)公営企業で働くパートタイム労働者でない、(5)就学中のパートタイム労働者でない、(6)時間給によって給料を支払われている労働者である⁸⁾。コントロールグループとDINKSグループの推定を行う。

(1) 労働供給の賃金弾力性

労働供給の賃金弾力性は、時間当たり賃金の1%の増加に伴い、労働供給時間が何%変化するか、という指標である。これが正であることは、労働供給において代替効果が所得効果を上回ることを意味し、負であることは所得効果が代替効果を上回ることを意味する。

また、税制、社会保険、配偶者手当といった制度が、配偶者の収入に応じて非連続的に変化する場合に、個人の収入をその非連続点ぎりぎりのところに抑えようとする、時間当たり賃金が上昇したとき労働時間を減らすという、所得効果の方向に近い行動をすると考えられる。税制や社会保険制度のために就業調整を行っている場合には、賃金の弾力性は、-1の値をとるはずである⁹⁾。

ここでの分析では、時間当たり賃金の変化に伴

い、労働時間がどのように変化するかを分析するが、この弾力性はここでは、つぎのような意味で限定的なものである。まず、パートタイム実態調査のサンプルはパートタイムとして働く人のみのものであり、非就業者や正社員を含まない。したがって、ここでの労働供給弾力性とは、このような一般的な就業選択を行う際の弾力性と解釈することはできない。さらに、単純化のために、ここでの分析では弾力性が賃金の水準に応じて変化する可能性を考慮せずに分析をしているが、実際には弾力性は全域で一定でない可能性もある。

(2) 観測誤差の問題

労働供給関数を推定する際に問題になることとして、説明変数に用いる「時間当たり賃金」の観測誤差の存在がある。具体的には、「時間当たり賃金」が「所得/労働時間」で算出されている場合、労働時間の観測誤差が時間当たり賃金と誤差項の両方に影響を与えており、労働供給の賃金弾力性が過小推定されるということである(Borjas(1980))。「パートタイム総合実態調査」では、個人の年間所得とは別に、パートとして働く事業所での時給を尋ねている。この調査からは2つの独立な賃金の尺度が得られるので、観測誤差の問題を部分的に回避することが可能である。

具体的には、「所得/労働時間」で算出された「時間当たり賃金」をもう1つの賃金の情報である「時間給」を操作変数として推定する。一般に、労働時間の観測誤差は労働供給の弾力性を負の方向にもっていくバイアスがあることが知られている。観測誤差への補正を行わない最小自乗法推定と補正を行った操作変数法の結果を示す。

(3) 結 果

コントロールグループとDINKSグループについて、全産業のサンプルの記述統計量を表13に、回帰分析の結果を表14に示す。推定結果から分かることは、労働供給の賃金弾力性はいずれの推定においても負であり、さらに、DINKSグループの弾力性はコントロールグループのそれに比べて有意に小さいことである。これは前節の、税制によ

表 13 記述統計量

	コントロールグループ		DINKS グループ	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
対数労働時間	7.251696	0.547688	7.063785	0.662523
対数賃金 1 (割り算による)	6.635899	0.402312	6.613075	0.378146
対数賃金 2 (時給の対数)	6.526901	0.227725	6.516837	0.209858
パート経験年数	7.843316	5.989449	7.893355	6.100251
勤続年数	5.197543	4.50571	5.525157	5.088678
高卒ダミー	0.516489	0.499849	0.526661	0.499494
短大卒ダミー	0.097963	0.297337	0.105824	0.307739
大卒ダミー	0.037827	0.190825	0.042658	0.202168
専門学校卒ダミー	0.071775	0.258178	0.07137	0.257548
鉱業ダミー	0.00194	0.044012	0.00082	0.028642
建設業ダミー	0.007275	0.085	0.013946	0.117314
製造業ダミー	0.263337	0.44055	0.28466	0.451437
電気, ガス, 水道業ダミー	0.00291	0.053877	0.002461	0.049568
運輸・通信ダミー	0.013579	0.115763	0.02461	0.154998
卸売小売飲食店業ダミー	0.305529	0.460743	0.287121	0.452604
金融保険業ダミー	0.029583	0.169475	0.063987	0.24483
不動産業ダミー	0.024248	0.153856	0.030353	0.171626
サービス業ダミー	0.351600	0.477585	0.292042	0.454888
企業規模 1000~	0.392823	0.488496	0.467596	0.499154
企業規模 500~999	0.124151	0.329834	0.114848	0.31897
企業規模 300~499	0.07129	0.257371	0.051682	0.221475
企業規模 100~299	0.177013	0.381772	0.147662	0.35491
企業規模 30~99	0.142095	0.349232	0.14356	0.350787

表 14 労働供給関数の推定

	OLS		操作変数法	
	コントロールグループ	DINKS グループ	コントロールグループ	DINKS グループ
対数賃金	-0.520 (0.028)	-0.663 (0.047)	-0.239 (0.064)	-0.506 (0.091)
年齢	-0.003 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.002 (0.001)
パート経験年数	0.010 (0.002)	0.012 (0.004)	0.009 (0.002)	0.012 (0.004)
勤続年数	0.022 (0.003)	0.026 (0.004)	0.022 (0.003)	0.024 (0.005)
高卒ダミー	0.002 (0.025)	0.0008 (0.038)	0.002 (0.026)	-0.004 (0.039)
短大卒ダミー	0.012 (0.045)	-0.022 (0.067)	-0.001 (0.046)	-0.040 (0.068)
大卒ダミー	0.078 (0.066)	-0.013 (0.092)	0.044 (0.068)	-0.044 (0.094)
専門学校卒ダミー	0.028 (0.051)	0.040 (0.072)	-0.029 (0.052)	0.013 (0.073)
産業ダミー	yes	yes	yes	yes
企業規模ダミー	yes	yes	yes	yes
N	2,062	1,219	2,062	1,219
adj R ²	0.228	0.281	...	...

る就業調整の存在、という結果と整合的である。さらに、教育水準の影響に関しても、DINKS グループとコントロールグループには差が存在する。とりわけ、教育水準が高いほど、コントロールグループでは労働時間が長くなる傾向があるのに対し、DINKS グループではそれが短くなる傾向がある。これは、妻の教育水準と夫の収入が正の相関をもつことによる所得効果の影響であるかもしれない。操作変数法を用いた推定では、一様に労働供給弾力性が最小自乗法の場合と比べて（絶対値で）小さく推定されているが、依然として符号は負であり、所得効果が代替効果を上回っている。ただし、グループ間の弾力性の差は操作変数法による推定値においても DINKS グループにおいてより小さな値をとっている。また、教育水準の影響も最小自乗法の場合と同じく、DINKS グループとコントロールグループでは異なる傾向をもつ。

VII む す び

本稿では、税制・社会保障制度がパートタイム労働者の労働供給行動にどのような影響を与えるかを実証的に分析した。その結果、配偶者（特別）控除制度、給与所得控除、配偶者手当、社会保障制度は、パートタイム労働者に 100 万円を超えないように就業調整を行わせる原因となっていることが明らかにされた。このような問題を政策的に改善する方法をいくつか提示してむすびとしたい。

第 1 に、配偶者（特別）控除については、その消失がパート賃金が 70 万円から生じている。しかし、消失スピードはパート賃金が 5 万円増加すると、夫の配偶者特別控除が 5 万円減少するという消失スピードである。このスピードが意味するのは、家計にとってのパートタイム賃金からの限界税率は、夫の限界税率に等しくなってしまうことである。すなわち、高い限界税率に直面している夫をもつものほどパートタイム賃金の限界税率も高くなることを意味している。この効果を和らげるためには、消失スピードをより緩やかにすることで、実効的限界税率を引き下げることができる。ただし、税収一定とした改革にするためには、配偶者

（特別）控除の大きさを小さくして、課税最低限を引き下げることが必要となる。あるいは、配偶者控除を税額控除制度とすれば、税率の高い夫をもつ既婚女性の就業調整は小さくなる。

第 2 に、配偶者手当制度の見直しが必要である。所得税制の影響は、パートタイム賃金の増加によって、世帯の手取り賃金を純減させるという効果はもたないが、配偶者手当制度に所得制限があった場合には、世帯所得の純減をもたらしてしまう。この点を改善するためには、配偶者手当制度の撤廃、配偶者手当制度を配偶者の所得に応じて順次引き下げる制度の導入、配偶者手当の所得制限の撤廃等が必要である。特に、公務員の配偶者手当は政策的に動かすことが可能であるため、公務員については早急に改善すべきである。

第 3 に、給与所得控除制度の問題である。現在の給与所得控除制度では、年間給与が 160 万円を超えると限界税率が低下するという逆進性をもった制度になっている。給与所得控除の最低保障額制度をあらため、定額控除＋限界控除という 1973 年以前のスタイルにもどす。これにより、100 万円を超えると限界税率が 10% かかるということと、給与所得が 165 万円以上のところでみられる逆進性を解消できる。

第 4 に、社会保障制度については抜本的な改革が必要とされる。社会保険料は、定額方式（国民年金）あるいは賃金比例方式（被用者年金）であるため、パートタイム労働者が社会保険に自ら加入すると本人の手取り収入が純減するという効果がある。しかも、夫がサラリーマンであれば夫が支払う公的年金保険料は、妻が自ら保険料を支払っているか否かにかかわらず決定されている。したがって、妻が公的年金に自ら加入することにより、世帯所得も減少してしまう。このような世帯所得の純減という効果を解消するためには、専業主婦についても基礎年金保険料を支払うことを義務づけるか、基礎年金部分はすべて国庫負担で行うという改革が必要である¹⁰⁾。

本稿で用いた 1989 年時点の「パートタイム総合実態調査」の問題点として、夫の所得が不明であったこと、1989 年時点においては社会保険料の所

得制限と所得税の課税最低限が等しかったため両者の識別ができなかったことがあげられる。今後、より最近時点のデータを用いた実証研究を行うことが必要である。

本稿は、「勤労者税制のあり方研究会」における報告をもとにしている。八田達夫教授から有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。

注

- 1) ただし、配偶者特別控除の減額が、5万円単位でしか行われないうために、追加的なパート収入の増加により、世帯所得が低下するという逆転現象は存在する。
- 2) 基礎控除(35万円)＋給与所得控除(65万円)。
- 3) 佐藤・宮島(1990)は、1974年度の所得税減税の「中心は給与所得控除の引き上げであり、ここでは定額控除の廃止と控除最低限度の設定、そして控除最高限度の撤廃という問題の多い措置が採用されるに到った」(p. 257)と指摘している。
- 4) しかし、夫の所得が配偶者特別控除の適用からはずれる場合はこの限りではない。
- 5) 1988年のケースでは連続でなくなる(妻の所得が増加することによって家計の実質所得が減少するといういわゆる「逆転現象」が存在する)ためである。
- 6) ただし、「パートタイム総合実態調査」では夫の所得や夫の企業規模は直接分らないため、この点は検定できない。
- 7) ここでの分析は、Hausmanの一連の研究にみられるように、税制の結果生じる予算制約の非線形性を明示的に取り扱った分析ではない。確かに非線形な予算制約のもとでは効用関数を特定化することなしにはstructuralな推定は不可能である。しかし、その特定化が、モデルの構造を制約しすぎである、という批判も存在し、必ずしも望ましい推定に関してコンセンサスがあるとはいえない。(Ma-Curdy et al. (1990)を参照)
- 8) この最後の選択は、若干制限的であるが、これ

は観測誤差の問題を扱うために行うセレクションである。なお、(1)から(5)までの基準で選択された労働者のうち、73%程度が時給で賃金を受け取っている。

- 9) 実際には、このような就業調整を行っていないものもいることから、この値とは異なると考えられる。また、データが同一個人に関する追跡調査ではないことも、バイアスをもたらす可能性がある。
- 10) 公的年金制度の改革案については、八田(1994年, pp. 196-199)に詳しい。

参考文献

- Borjas, G. (1980) "The Relationship between Wages and Weekly Hours of Work: The Role of Division Bias," *Journal of Human Resources*, XV
- 八田達夫(1994)『消費税はやはりいらない』, 東洋経済新報社
- 八田達夫・木村陽子(1993)「公的年金は専業主婦を優遇している」『季刊・社会保障研究』第29巻第3号, pp. 210-221
- MaCurdy, T., D. Green, and H. Paarsch (1990) "Assessing Empirical Approaches for Analyzing Taxes and Labor Supply," *Journal of Human Resources*, Special Issue on Taxation and Labor Supply in Industrial Countries, 25 (3)
- 大田弘子(1994)「女性の変化と税制——課税単位をめぐって」野口悠紀雄編『税制改革の新設計』, 日本経済新聞社
- 佐藤 進・宮島 洋(1990)『戦後税制史(第2増補版)』, 税務経理協会
- 都村敦子(1992)「税制および社会保障制度における家族の取り扱い——家族の変容・労働の変容への対応」金森久雄・島田晴雄・伊部英雄編『高齢化社会の経済政策』, 東京大学出版会
- (あべ・ゆきこ 名古屋市立大学講師)
- (おおたけ・ふみお 大阪大学助教授)

公的年金の世代間移転

麻 生 良 文

I はじめに

この論文の目的は、公的年金制度の引き起こす移転の大きさを推計し、公平性の面から公的年金制度の問題点を指摘することである。議論の前に、公的年金制度の引き起こす移転という言葉の意味を明確にしておく必要がある。ここでは、移転を次の3つのレベルで区別する。

(定義1) 給付—保険料

(定義2) 給付—保険料—税負担(年金給付を賄う部分)

(定義3) 定義2の移転に加え、資本蓄積の変化によって生じた生涯所得の変化も考慮したもの

いうまでもないが、これらは、いずれも生涯利用可能な資源(所得)がどう変化するかを問題にしていることに注意が必要である。ところで、公的年金制度の引き起こす移転の研究の多くのものは、定義1の移転を計算したものである。定義1の移転の推計のためには、将来の保険料率、賃金成長率、給付のスライド率等の情報が必要である。従来の研究の多くは、厚生省が示した将来の保険料率の見通しに基づいて推計を行ったものである。麻生(1992 a, 1992 b)の推計は、平成元年度の財政再計算で示された将来の保険料率の見通し(65歳支給開始の場合)を用いたものである。それによると、ほぼ1960年生まれの世代を境に、それ以前に生まれた世代ではプラスの移転、それ以後に生まれた世代ではマイナスの移転になることが明らかにされている。他の多くの研究については小

口・木村・八田(1994)がサーベイを行っている。彼らは、独自の推計結果も報告しているが、それによれば、移転がほぼ0になる世代は1948年生まれの世代であるとしている。なお、彼らの計算の前提が不明なので、麻生(1992 a, 1992 b)の結果との違いが何によるのかはわからない。

定義1の移転の問題点は、年金給付の一部が税金によって賄われていることを無視していることである。例えば、現在でも、基礎年金の給付のほぼ3分の1は税金(国庫負担)によって賄われている。仮に、将来において国庫負担の割合が引き上げられたり、あるいはもっと極端な形で制度改革が行われ、年金財源が保険料中心から税金中心に変更されれば、税負担も含めた負担の総額が変わらないにもかかわらず、将来世代の定義1の移転は増加(負担が減少)するかもしれない。また、国庫負担の割合は現在と変わらないとしても、年金受給者の増加にしたがい、国庫負担の絶対額は増加していくので、その分の税負担が増加する。したがって、税負担も含めた移転を推計した方が望ましい。これが定義2の移転である。ただし、これを推計するためには、税負担相当分を世代別に割り振るという困難な作業(恣意性も伴う)が必要になる。この問題のために、この論文では、定義2の移転の推計は行わない。しかし、この点は重要な問題なので将来の検討課題としたい。

さて、定義2の移転は、経済全体の貯蓄に影響を与え、それが資本蓄積の変化を通じて、異なる世代に異なる影響を与えるかもしれない。資本蓄積の変化によって生じた生涯所得の変化を移転と考え、これと定義2の移転を合計したものが定義

3の移転である。定義3の移転は、年金制度が存在するために生涯利用可能な資源がどのくらい変化したかを測るものである。もちろん、定義3の移転の大きさは家計の消費行動に依存している。もし、家計の消費行動が、Barro型の王朝モデル(dynasty model)にしたがっていれば、資本蓄積の変化は生じないので、定義3の移転と定義2の移転は等しくなる。さらに、王朝モデルが成立していれば、定義1や定義2の移転についてもそもそも論じる必要がない。というのは、ある世代で公的な移転により生涯利用可能な資源(定義1や定義2の意味で)が増加したとしても、その世代はそれに等しい額だけ子供に対する遺産を増加させるので、子供にとって利用可能な資源の総量が変わらないからである。これに対し、ライフサイクル仮説が成立していれば、子供に対する遺産の調整が行われないので、生涯利用可能な資源の増加は、そのままその世代の消費に結びつく。したがって、定義1や定義2の移転が世代間の公平性を論じる上で意味をもつのは、ライフサイクル仮説を前提にしている(あるいは、ある世代の生涯利用可能な資源の増加は、その世代の生涯消費を増やすという非常に一般的な前提)ことに注意が必要である。この場合、定義1または定義2の移転によって、資本蓄積の変化が引き起こされるので定義3の移転も重要になる。

さて、この論文では、ライフサイクル仮説を前提にして議論する。そして、まず、定義1の移転を厚生年金の場合について推計する。なお、定義2の移転の推計は行わない。定義3の移転を正確に調べることは、定義1や定義2の推計以上に困難であるが、この論文ではごく大まかにこの大きさの推計を試みる。これは、1期間が5年に相当する世代重複モデルのシミュレーションによって行った。このシミュレーションは、Auerbach and Kotlikoff (1987)のモデルを単純化したものである。年金については完全な賦課方式であるとしてモデルを作ったため、定義1の移転の推計とは必ずしも一致しないし、議論も必ずしも整合的ではないが、定義3の移転の大きさにおおよその検討をつけるには十分であると思われる。

以下では、II節で定義1の移転の大きさを報告する。なお、主な関心は世代間移転であるが、移転の公平性を考えるためにも、所得水準と移転の関係についても報告する。続いてIII節では、定義3の移転について、シミュレーション結果に基づいて議論を行う。

II 厚生年金の世代間移転

この節では、厚生年金について、定義1の移転を推計した結果について述べる。推計は、部分年金の導入、給付の可処分所得スライド等の今回の年金改革案をもとに計算したものである。主な前提は次の通りである。

- 給付の可処分所得スライドを考慮した
- 夫婦は同年齢、専業主婦を仮定
- 年金加入期間は35年(25歳から59歳まで保険料を支払う)
- 新しい保険料率での計算。ボーナスに対する1%の負担も考慮

(1) 保険料支払い期間、受給期間

厚生年金加入の片稼ぎ世帯を対象に計算を行った。夫と妻は同年齢とし、保険料支払い期間はすべての世代で35年とした⁽¹⁾。そこで、夫は25歳から59歳まで35年間保険料を支払う。保険料は、本人負担分と雇用主負担分を合わせたものである。

年金支給開始年齢(満額年金)は、新しいスケジュールを用いた。60歳から満額年金が支給されるまでの間は、報酬比例部分のみの部分年金が支給される。なお、夫婦とも60歳時点での平均余命まで生存し、年金を受給するものとする。死亡年齢については、小数点以下1けたまで考慮した。例えば、夫が80.3歳で死亡し、妻が87.6歳で死亡するとすると、夫は80歳を過ぎてから0.3年分の給付を受け取り、死亡する。その後、妻は遺族年金を受け取るが、最初の年は0.7年分の遺族年金を受け取り、87歳を過ぎると、0.6年分の遺族年金を受け取って死亡すると仮定した。

(2) 将来、および過去の所得の想定

世代ごとの保険料支払い総額を求めるためには、各世代の過去または将来の年齢・賃金プロフィールを知る必要がある。また、給付水準も現役時代の賃金水準に依存して決まるため、給付の計算にもこのデータが必要である。ここでは、次の仮定をおいて過去および将来の賃金を推計した。すなわち、ある基準年のクロスセクション・データで観察された年齢・賃金プロフィールの形状は不変に保たれるものとする。将来および過去の年齢・賃金プロフィールの絶対額は、基準年のそれと経済成長（労働者1人当たり）の分だけ違うものとする。過去の経済成長については実績値、将来については、財政再計算の仮定と等しく、4.0%の名目賃金の上昇があるとした。

(3) 保険料負担の推計

新しい保険料率の数字を用いたが、今回の改正から、ボーナスの1%が保険料として徴収されることになった。今回の保険料負担の計算では、これを次のような形で考慮した。「毎月勤労統計調査報告」によると、事業所規模30人以上の企業で、夏と冬のボーナスの合計は決まって支給する給与に対する割合でみると、1989年において3.4ヵ月分、1990年において3.43ヵ月分、1991年は3.54ヵ月、1992年は3.49ヵ月であった。そこで、将来のボーナスの比率は3.5ヵ月分であると仮定する。これに1%の保険料がかかるが、これは通常の保険料に対して0.30%の保険料率の上乗せとなる（ $1\% \times 3.5 \div 12$ ）。そこで、この0.30%を保険料率に上乗せして保険料負担を推計した。なお、割引率として厚生年金の予定利回り5.5%（名目）を用いた。過去の利子率については、厚生年金の実際の利回り（名目）を用いた。

(4) 給付の推計

特別支給の老齢厚生年金の報酬比例部分、および老齢厚生年金は平均標準報酬をもとに計算される。ただし、過去の賃金に対しては再評価率をかけることで、古い世代の平均標準報酬が低くなりすぎないように配慮されている。この推計でも、

その点を考慮して推計した。この点の詳しい計算方法は、麻生(1992 a)を参照のこと。なお、従来、再評価率はグロスの名目賃金（現役世代の平均賃金）にスライドして改定されていた。しかし、今回の改革で可処分所得にスライドされることになった。したがって、再評価率の改定を推計に織り込むためには、保険料と税負担の合計がどの程度増加するかを知る必要がある。ただし、税負担の増加率については不確定要素が強いが、公的年金保険料については引き上げのスケジュールが示されている。これによれば、今後5年に1度、2.5%の引き上げが行われる予定である。ただし、その半分は雇用主負担分なので、可処分所得スライドに関係する本人の負担は5年間に1.25%、年率に換算して0.25%増えることになる。したがって、可処分所得スライドという場合、従来よりも年率で0.25%スライド率が低下することになる。なお、ボーナス等があるので、税込みの所得に対して年金保険料負担が年率で0.25%ずつ増加するというのはやや過大である。そこで、ボーナスの存在を考慮して、この値は年率で0.20%として可処分所得スライドを計算した。

次に、今回の改正で60歳から満額年金の支給開始（世代によって異なる）までの間、報酬比例部分のみの部分年金が導入されることになった。この点も考慮して推計を行った。

なお、年金給付は再評価率の改定が行われて名目賃金（可処分所得）にスライドされるが、この改定は毎年行われるわけではない。この間は、物価スライドのみが行われることになっている。この論文での推計では、簡単化のため、毎年賃金スライドが行われるとして計算を行った。

(5) 推計結果

それでは、推計結果をみてみよう。表1には、1930年生まれから2000年生まれまでの世代について、給付総額、保険料負担総額、純移転をそれぞれ1994年時に割り引いて求めてみた。また、生涯所得（ここでは計算の都合上、25歳から59歳までのボーナスを含まない労働所得の割引価値を用いた）との比率でも表した。さらに、給付・保険料

表1 厚生年金の世代間移転

(単位:万円)

生まれ年	給付	拠出	純移転	世代内 再分配	生涯所得に対する比率			給付/拠出
					給付	拠出	純移転	
1930	5861	1336	4525	9.46	0.37	0.08	0.29	4.39
1935	5476	1675	3801	5.40	0.32	0.10	0.22	3.27
1940	5002	2020	2981	0.24	0.28	0.11	0.17	2.48
1945	4266	2336	1929	-4.88	0.23	0.13	0.10	1.83
1950	3785	2596	1188	-8.66	0.22	0.15	0.07	1.46
1955	3502	2777	725	-11.43	0.22	0.17	0.05	1.26
1960	3253	2923	330	-13.86	0.22	0.20	0.02	1.11
1965	3005	3068	-63	-16.31	0.22	0.22	-0.00	0.98
1970	2783	3144	-361	-18.07	0.22	0.25	-0.03	0.89
1975	2578	3149	-571	-19.05	0.22	0.27	-0.05	0.82
1980	2388	3097	-709	-19.38	0.21	0.27	-0.06	0.77
1985	2212	2996	-784	-19.18	0.21	0.28	-0.07	0.74
1990	2049	2858	-808	-18.53	0.21	0.29	-0.08	0.72
1995	1898	2691	-793	-17.56	0.21	0.30	-0.09	0.71
2000	1759	2506	-748	-16.36	0.21	0.30	-0.09	0.70

注:金額は1994年時点の割引価格。

世代内再分配の欄は、各世代の平均所得を基準にして、その1%の所得の増加が純移転を何万円増加させるかを表す。

負担の比率についても表に掲げてある。なお、表中に世代内再分配とあるのは、純移転の累進度をみるための欄である。これは、給付のうち現役時代の報酬に比例する部分から保険料負担を差し引いて100で割った値である。この欄の意味は、各世代の平均所得を基準にして、所得が1%増加したときに、純移転が何万円増加するかを表している。詳しくは後で説明する。

まず、純移転がマイナスになる世代は1965年以降に生まれた世代であることがわかる。純移転は1994年時点での割引価値でマイナス63万円である。それ以前の世代では純移転はプラスである。1930年生まれの純移転額は4525万円にものぼり、きわめて巨額であることもわかる。これは生涯所得のおよそ3割にも達する額である。純移転は、1935年生まれでも生涯所得の2割を超え、1945年生まれでも1割近い額になっている。一方、1965年生まれで、ほぼ給付と拠出の収支は均等しているが、将来世代は生涯所得の9%が公的年金によって取り上げられていることがわかる。

この推計では、年金の平均加入期間がすべての世代で同一であるとした。この前提のために、高齢世代の給付は平均的な人よりも過大に評価され

ている可能性がある。これを勘案しても、現在の高齢者に対する移転は大きい。1930年生まれの世代の給付が15%減だとしても、給付の生涯所得に対する比率は0.31で、純移転は0.24ほどになる。給付・拠出比率でも3.93と4に近い。

なお、部分年金の導入は2001年から始まって、2013年で完了する。なお、1940年以前に生まれた世代ではこの改正の影響を受けない。影響を受けるのはその後の世代で、60歳から部分年金を受け取り、その後満額年金を受け取る。満額年金の支給開始年齢も徐々に引き上げられることになっており、1941,1942年生まれの世代は61歳から、1943,1944年生まれば62歳からと引き上げられ、1949年生まれ以降の世代で移行が完了する(60歳から64歳までは部分年金だけが支給される)。給付の生涯所得に対する比率が1940年生まれ以降低下しているのは、ひとつは部分年金の導入による効果で(この他に加入期間を同一としたための給付の過大評価の影響もある)、もうひとつは、可処分所得スライドの効果である(これは今回の推計上の前提では、非常に小さい)。一方、保険料率が今後段階的に引き上げられることから、拠出の生涯所得に対する割合は若い世代ほど高くなっ

ていく。今回の推計では、保険料率は、2020年の29.5%まで段階的に引き上げられ、2025年以降29.6%の水準で推移するという厚生省の保険料率の見通しを用いた。これにボーナスに対する1%の徴収が加えられる（これは保険料率0.3%ポイントの増加と等しい）。2000年生まれの世代で、拠出の生涯所得に対する割合が0.3であるというのは、これを反映したものである。

表をみると、戦後生まれの世代では、給付の生涯所得に対する比率はほとんど変わっていないことがわかる。一方、拠出は、保険料率の段階的な引き上げを反映して急速に増加していく。拠出の生涯所得に対する比率は1945年生まれの世代が0.13だったのに対し、1960年生まれの世代ではこの比率は0.20に達し、1995年生まれて0.30に達する。したがって、戦後生まれの世代に限れば、世代間の純移転が異なる大きな原因は、保険料率の段階的な引き上げにあることがわかる。

さて、最後に、世代内再分配の欄をみてみよう。これは、次の計算をして得た数値である。いま、各世代の平均所得家計を考えよう。この家計の受け取る給付のうち定額部分を sbc 、給付のうち報酬比例部分を sbw 、保険料負担を st 、純移転を nsb で表す。平均所得の $x\%$ 増し（生涯を通じてコンスタントに $x\%$ 増しであるとする）の所得の家計の純移転を $nsb(x)$ で表すと次のような関係がある。

$$\begin{aligned} nsb(x) &= sbw \left(1 + \frac{x}{100}\right) + sbc - st \left(1 + \frac{x}{100}\right) \\ &= sbw + sbc - st + (sbw - st) \times \frac{x}{100} \\ &= nsb + (sbw - st) \times \frac{x}{100} \end{aligned}$$

表1の世代内再分配の欄は、 $(sbw - st)/100$ を計算したものである。つまり、この欄は、平均所得の1%の増加が純移転を何万円増加させるかを表している。この数字がプラスであれば、所得水準が高いほど、純移転が大きいことを表しており、逆進的な再分配が行われていることを表している。逆にマイナスであれば、所得の高い家計での純移転が小さいことを表している。

表をみると、1940年生まれまでの世代では、逆進的な再分配が行われていることがわかる。特に、1930年代生まれの世代では逆進的な再分配は著しい。例えば、平均所得の2倍の所得の家計（100%増し）の移転は、1930年生まれの場合、平均所得の家計の移転の4525万円よりも946万円も大きいのである。逆進的な再分配は戦後生まれの世代では解消するが、しかし、それでも、例えば1950年生まれの場合でも、平均所得の2倍の所得の家計の純移転はプラスである。

以上のことから、厚生年金の引き起こす定義1の移転をまとめると次の通りになる。

- 各世代の平均所得の家計では、1965年生まれの世代で収支がほぼ均等し、それ以前の世代にはプラスの移転があり、それ以降の世代の移転はマイナスである。
- 各世代の平均所得の家計では、戦後生まれの世代の間の純移転が異なる大きな原因は各世代の直面する保険料率の違いである。
- 1940年以前の世代では、きわめて逆進的な再分配が行われている。
- 同一世代内部のみで考えた逆進的な再分配は、戦後生まれの世代では解消する。
- 1965年生まれ以降の世代から、それ以前に生まれた世代へ移転が行われている。そして、特に1930年代に生まれた高所得者への移転はきわめて大きい。

III 資本蓄積の変化を通じた影響

ここでは、資本蓄積の変化を通じた影響の大きさについて検討する。定義3の移転を正確に推計することは非常に困難なので、定義2と定義3の移転の大きさの違いがどれほどになるかの大きな目安を提供することがこの節の目的である。最初に、これを調べるために用いたシミュレーションモデルの概要を説明し、次に結果を報告する。

(1) モデルの概要

シミュレーションにおいて用いられるモデルは、各時点において異なる年齢の家計が同時に存在す

るような世代重複モデルである。しかも、異なる年齢の個人はライフサイクルモデルにしたがって行動している。労働供給は固定されていて、20歳から労働を開始し、60歳で引退する。そして80歳で死亡するものとしてモデルを作成した。家計の効用関数は異時点間の代替の弾力性を1とし、時間選好率が年率でほぼ5%相当に設定した。生産は、資本と労働を生産要素とするコブ・ダグラス型生産関数にしたがって行われる。資本分配率は0.25とした。また、労働増大的な技術進歩を仮定した。

公的年金は完全な賦課方式であり、その時点の労働者の労働所得の一定割合が年金受給者に給付として支払われるという単純化の想定を行っている。各時点の受給者1人当たりの給付と労働者1人当たり税引き前賃金の比率をreplacement ratio とよぶが、これは0.5であるとした。

労働力人口は、厚生省人口問題研究所の「日本の将来推計人口」（平成3年度）の中位推計（5歳ごとの年齢階級別男性人口）を用いた。なお、このモデルでは、死亡時期の不確実性は存在しない。したがって、同一のコホートの人口は、労働開始年齢から死亡時まで変わらない。推計人口を与えた期間は2090年までである。なお、シミュレーションを行うためには、初期時点と最終時点におい

て定常状態を仮定する必要がある。定常状態の人口成長率は、初期時点において5年間の累積成長率を1%、最終時点の定常状態では0%を仮定した。なお、用いたモデルは麻生・田村（1994）で用いたモデルに年金を導入するなどして拡張したものである。詳細は麻生・田村（1994）を参照せよ。

（2）結 果

シミュレーションの結果は図1に示されている。当初（1990年時点）、賦課方式の年金制度が存在し、保険料は労働所得税に比例して徴収されていた。次に、(1)公的年金を1995年で突然廃止した場合、(2)そのままの年金制度を維持した場合、(3)保険料を消費税で徴収するように変更した場合、(4)保険料を所得税で徴収した場合のシミュレーションを行い、国民総生産がどう変化するかを比較した。このモデルでは、生産は労働と資本のみを用いて行われるが、労働供給は外生的なので、国民所得の変化は資本蓄積の変化から生じる。したがって、国民所得の違いは、公的年金制度の有無が貯蓄に与える効果、保険料徴収の方法が貯蓄に与える効果を反映したものである。最も国民総生産の高いケースが、公的年金を廃止した場合である。続いて、消費税、労働所得税（現行方式）、所得税の順になる。図ではよくわからないが、公的年金を廃

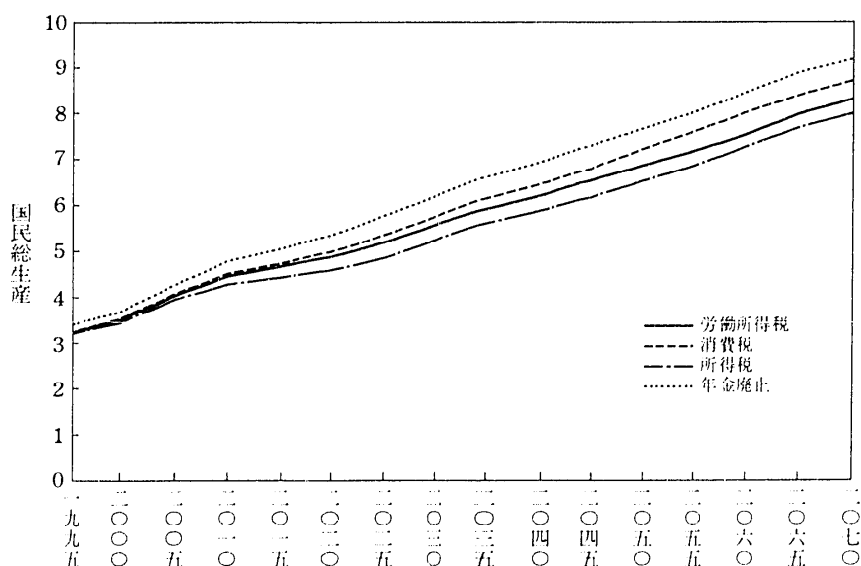


図1 国民総生産の違い

止した場合に比べて、現行方式を維持した場合の国民総生産は最大で10%も小さい。消費税による保険料徴収方式に切り替えた場合でも、年金廃止のケースに比べ7%近くも小さい。所得税の場合には最大で15%も小さくなる。

各世代の生涯所得の変化を計算して比較した方が望ましいことは確かであるが、このシミュレーションの結果だけでも多くのことがわかる。最初に述べた定義3の移転、すなわち資本蓄積の変化も考慮に入れた生涯利用可能な資源の変化は、ライフサイクルモデルが厳密に成立するならばかなり大きいということである。

なお、シミュレーションの結果は、公的年金制度の即時廃止が望ましいことを主張するものではない。このシミュレーションで報告したのは、各時点の国民総生産であり、各世代の生涯の効用ではない。即時廃止の場合、公的年金があると考えて生活設計をたてていた人が大きなダメージを受けるのはいうまでもない。

IV ま と め

以上の分析で次のことが確認された。厚生年金の場合、定義1の移転は、1965年生まれの世代でほぼ0である。そしてそれ以降に生まれた世代から、それ以前への世代へ移転が行われている。また、戦前生まれの世代の移転はきわめて逆進性の強いものであることも明らかになった。戦後生まれの世代の純移転の違いは、主にそれぞれの世代の直面する保険料率の違いに原因がある。これは、保険料率を段階的に徐々に引き上げていくことから生じるものである。なお、以上の議論は、給付の一部が税負担によって賄われているということを見逃している。税負担まで考慮すると、若い世代の負担はもっと大きなものであることは確実である。さらに、資本蓄積の変化の影響を考慮すると負担はさらに膨らむであろうことが予想される。

分析の結果は以上の通りである。このような移転の現状は、通常の公平感と一致しないことは明らかであると思われる。そして、定義1や定義2の移転に限れば、現在およびごく近い将来の受給者への移転が特に問題である。不公平を解消するためには、なんらかの給付の制限を導入したり、あるいは死亡時清算という形で相続税の強化を行うことが必要だと思われる。

注 実際の平均加入期間は世代によって異なっている。厚生年金の報酬比例部分の乗率の世代による差は、この平均加入期間の差を調整するためだといわれている(1946年4月2日生まれ以降の人では一定)。乗率から逆算すると、例えば1930年生まれの人、1945年生まれ以降の人に比べおよそ15%ほど加入期間が短い。すべての人が同一の加入期間であるとしたために、以後の推計は、古い世代の給付をやや過大に評価している可能性がある。この加入期間の前提の違いによって影響を受けるのは、60歳から65歳までの特別支給の厚生年金(定額部分、報酬比例部分)と65歳以降の厚生年金と遺族厚生年金の給付額で、これらはすべて加入期間に比例して給付が決まる。基礎年金の部分は影響を受けない。したがって、過大評価の最大限は、1930年生まれの人の場合で給付の15%であろう。しかし、若い世代になるにつれ、このバイアスは小さくなり、1946年以降に生まれた世代では過大評価は消滅する。

参考文献

- Auerbach, A. J. and L. J. Kotlikoff (1987), *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press.
- 麻生良文(1992a)「厚生年金制度による世代間所得移転」『郵政研究レビュー』第2号, 1992年3月
- 麻生良文(1992b)「厚生年金制度による所得移転——世帯類型、所得水準との関係」『経済研究』第43巻第2号, 1992年4月
- 麻生良文・田村浩之(1994)「貯蓄率の将来推計」『生活経済学会年報』
- 小口登良・木村陽子・八田達夫(1994)「日本の公的年金の再分配効果」石川経夫編『日本の所得と富の分配』, 東京大学出版会

(あそう・よしぶみ 新潟大学助教授)

医療保障における世代間移転

一 圓 光 彌

I はじめに

老齢・退職年金制度については、デモグラントのように世代間移転の仕組みをとろうが、積立方式の社会保険の年金制度のように各自の拠出を年金に結びつける仕組みをとろうが、個人にとっては、費用負担時点と給付時点とが明確に区別されている。これに対して医療費の保障（あるいは医療の保障）については、租税を財源とする保健医療サービス方式の場合も、保険料拠出原則に基づく社会保険方式の場合も、ある時点の住民や加入者の医療費をその時点の納税者や被保険者が負担する仕組みになっていて、若者が老人のために費用を負担するとか、将来のために今蓄えておくといった要素は、はっきりとした形では組み込まれていなかった。もちろん年齢によって病気になる確率に違いはあり、その点では若者が中高年の者を援助する形になっていたが、その程度の社会連帯の要素は、問題にならなかった。というのも、拠出給付の関係が比較的問題になる社会保険の場合ですら、同等の医療について所得比例の保険料が徴収されたり、被扶養者の有無やその数に関係なく同等の保険料が徴収されるといったことが一般的であったからである。

日本で医療保障の制度に関して、世代間移転の問題が提起された初期の例としては、日本医師会が1968年10月に発表した『医療保険制度の抜本改正に関する意見』をあげることができるであろう。そこでは、30歳から64歳までの人口が支払う均一の保険料で、65歳以上人口の保健医療を賄う

老齢健康保険の創設が提案されている。これは、積立方式の社会保険であって、世代間移転の制度を構想したものではないが、高齢で医療費が増加するという点に着目して、年金保険を真似た財政方式を提案している点は注目される¹⁾。

世代間移転の問題が、具体的な制度改革に結びついたのは、日本では1983年の老人保健制度が最初であり翌年には退職者医療制度も導入されている²⁾。老人保健制度は、老人の加入率が制度によって異なることに着目して、老人医療費についてはすべての制度で公平に負担できるように財政調整を実現したものである。翌1984年実施の退職者医療制度は、被用者保険制度の退職者で、国民健康保険に加入しておりかつ老人保健制度の適用を受ける前の70歳未満の者について、その医療費と保険料の差額を、被用者保険制度全体で負担する制度である。

小稿では、世代間移転に関して、日本の医療保障制度における給付と負担の構造変化を分析し、現在実施されている老人保健制度と退職者医療制度の世代間移転制度の問題を明らかにし、高齢者の医療保障制度の財源政策の在り方について検討する。

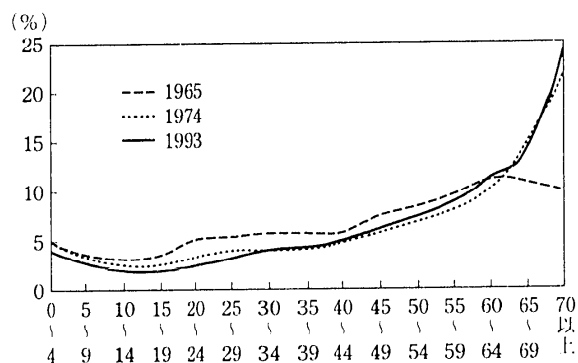
II 給付と負担の構造変化

医療保障制度において世代間移転の問題が顕在化するようになった要因には、①年齢別1人当たり医療費の変化、②人口の高齢化、③高齢被扶養者の減少、の3点があげられる。ここでは、それぞれの変化を、1965年、1974年、1993年の3時点に

ついて見てみよう。

1965 年は、皆保険が実現して 4 年後にあたり、この頃には社会保険の診療上の制限も撤廃されるようになっている。また国民健康保険の世帯主の給付率は 1963 年には 7 割に引き上げられ、1964 年からは世帯員の給付率を 7 割に引き上げるための年次計画がスタートしている。その意味で、1965 年頃に、社会保険中心の医療保障体制がほぼ確立したと見ることができるであろう。1974 年は、福祉元年と呼ばれた 1973 年の翌年で、1973 年の改革の効果が完全に現れる年にあたる。1973 年には、一般に老人医療の無料化と呼ばれる老人医療費支給制度がスタートし、被用者保険についても家族の給付率が 5 割から 7 割に引き上げられ、高額療養費制度も創設されている³⁾。1993 年は、最新のデータが得られた年である。

図 1 は 3 つの年次について、国民健康保険の全被保険者の年齢階級別の 1 人当り医療費（入院、入院外、歯科）がどのように変わってきたかを示したものである⁴⁾。1 人当り医療費は最近の時点ほど高額化しているから、ここでは年齢階級ごとの相対的な費用が比べられるように 1 人当り医療費の分布を比較している。これによると、1993 年と 1974 年についてはそれほど大きな差はないが、それらと 1965 年との間には、60～64 歳を境にしてねじれ現象が見られる。1974 年は老人医療費支給制度が実施された翌年で、この頃を境にして年齢



(資料) 厚生省保険局「昭和 40 年度国民健康保険実態調査報告」
厚生省保険局「昭和 49 年度国民健康保険医療給付実態調査報告」
厚生省保険局「平成 5 年度国民健康保険医療給付実態調査報告」

図 1 年齢階級別 1 人当り医療費の変化

階級別医療費の分布に大きな違いが生じたものと考えられる。

高齢者層の 1 人当り相対医療費は、1974 年以降それほど大きく変化していないことから、将来についても、おおむね現在のパターンを維持するのではないかと考えられる。あるいは、高齢者にふさわしい福祉サービスの供給が充実することによって、これまで医療の枠組みで賄われていた福祉ニーズが減少し、高齢者の医療費が相対的に低下する場合もあると期待される。

図 2 は、3 時点での全人口の年齢構成を示したものである。ここでも、全体としての人口の変化を捨象するために、年齢階級別の構成比について比較している。人口構成は 1965 年から 1974 年に、さらに 1974 年から 1993 年にと、順次変化しているが、中高年齢層の増加という点に着目すると、1974 年から 1993 年にかけての変化が大きい。この人口の高齢化は、周知のように今後もさらに進行する。

以上のデータから、3 つの時点について、国全体の医療費を 100 とした場合の年齢階級別総医療費分布を示したのが図 3 である。図 1 の年齢階級別 1 人当り医療費の分布の変化も、図 2 の人口構成の変化も、いずれも 1993 年の高齢者層の総医療費を引き上げる方向で作用し、60 歳代後半における 1993 年と 1965 年の格差は 4.9%、70 歳以上では 24.3%に上っている。仮に 60 歳代後半以降を退職世代とすると、1965 年から 1993 年の 28 年間で、退職世代の医療費は全体の 11%強から 40%強に増加したことになる。こうした変化が、そのまま

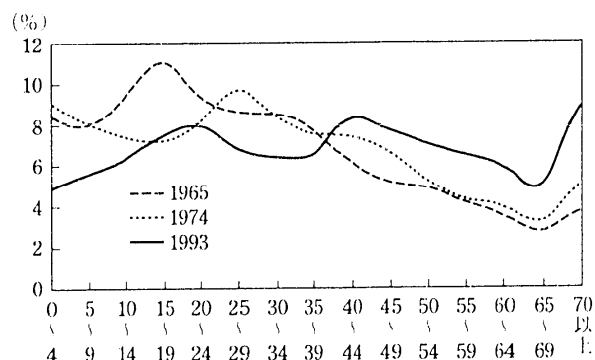


図 2 年齢階級別人口分布の変化

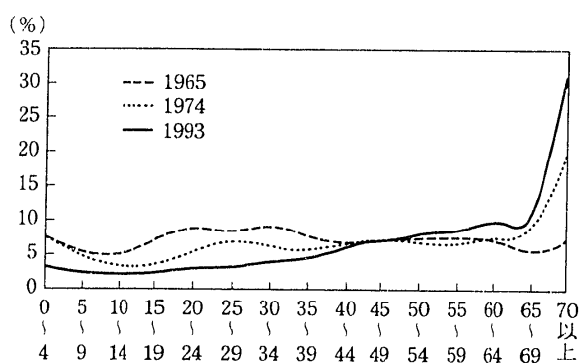


図3 年齢階級別総医療費分布の変化

年齢階級ごとの医療保険給付費の変化を示すすれば、給付の構造は明らかにこの30年程度の間、長期保険的な様相をはっきりと示すことになったと考えてよい。また人口高齢化の今後の進行を考慮に入れるならば、日本の医療保障の長期保険的な特徴は一層顕著になるものと考えられる。

高齢者の医療費を若い世代が負担する場合でも、働いている子どもの被扶養者として扱われる場合には、後代による負担が個別世帯内とか個別医療保険制度内で処理されることになる。このような形態が一般的な場合は、児童の医療費の負担が制度内で処理されるのと同様、被扶養高齢者の医療費も、異なる制度間の世代間移転の問題としては提起されない。このように、高齢世帯の子ども世帯からの独立が進行するにつれて世代間移転の問題が顕在化すると考えられるので、医療保険のなかで高齢者がどの程度若い世代の被扶養者として援助されていたか、その変化を見ることにする。

今仮に総加入者に占める直系尊属被扶養者の比率を直系尊属被扶養者率と呼ぶとすると、政管健保における直系尊属被扶養者率は、1965年、1974年と1993年で、それぞれ4.0%、4.8%および5.8%であった⁵⁾。この直系尊属被扶養者率が、全人口にもあてはまるとすると、各年の直系尊属被扶養者数は、388万人、528万人、721万人となる。そしてこの直系尊属被扶養人口がすべて65歳以上であるとすれば、各時点の65歳以上人口に占める被扶養者の割合は、62.8%から59.6%を経て42.6%にと低下したことになる。こうした高齢者の被扶養率の低下は、同居率の低下傾向など高齢

者の世帯形態の変化とも符合し、この傾向は今後とも続くと考えられる。

この65歳以上人口の被扶養率を用いて、65歳以上総医療費のうち被扶養者分の医療費は40歳から64歳までの被保険者が負担するものとし、また14歳未満の医療費は25歳から39歳の被保険者が負担するものとして、図3の年齢階級別総医療費を修正したのが図4の世帯主年齢階級別総医療費分布である。高齢者の医療費の一部は、若い被保険者の医療保険制度の負担として内部化されるため、制度間の問題として顕在化する世代間移転の規模は縮小する。それでも時系列的に見れば、1965年から1993年にかけて、60歳代後半で4.9%の増加、70歳以上では15.2%の増加となっている。

民間保険であれば、年齢による給付費の違いも保険料の差に反映され、理論上は誰も得をしたり損をしったりすることがないように調整される。しかし社会保険としての医療保険では、高年齢であるとか既往歴があるといったことは無視して、所得比例の保険料を課するのが一般である⁶⁾。そこで、仮に賃金構造基本統計調査で得られる年齢階級別の「きまって支給する現金給与額」が⁷⁾、15歳から64歳までの勤労世代の年齢階級別所得の分布を示すものとし、これに一律の保険料率をあてはめて得られる総保険料で総医療費が賄われるものとし、3つの時点について年齢階級別の保険料総額を示したのが図5である。また65歳以上については、単純化のために所得がないものと仮定している。実際退職者や老人の所得は非常に低いし、全体

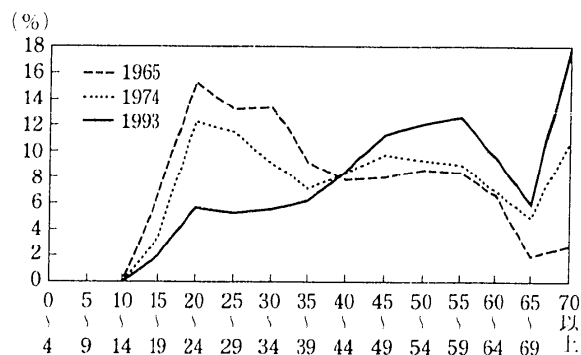


図4 世帯主年齢階級別総医療費分布の変化

としての保険料収入に対する寄与も小さいと考え

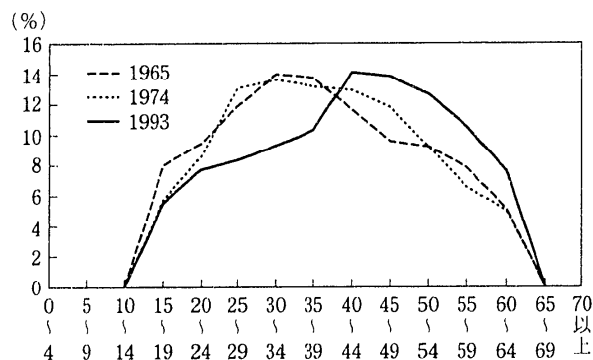


図5 世帯主年齢階級別総保険料分布の変化

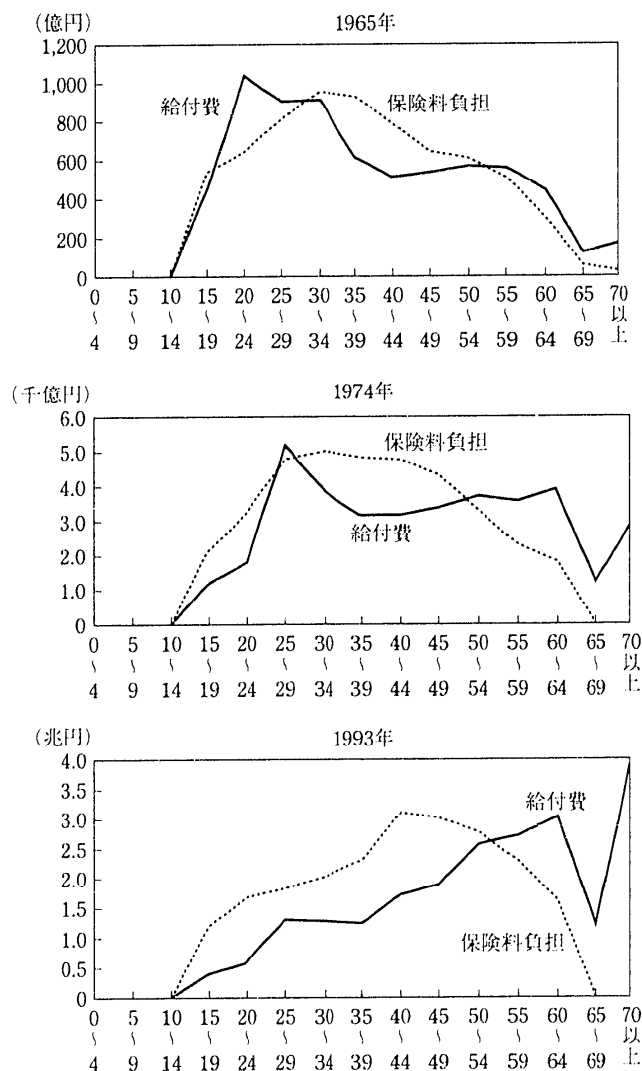


図6 世帯主年齢階級別の総給付費と総保険料の関係

られるからである⁹⁾。また保険料収入と租税収入についても区別して考えるべきであるが、その点もここでは無視している。図5では、1993年の山の形状がそれ以前のものより右にずれていることがわかる。年齢階級別の1人当り現金給与の形状は3つの時点でそれほど違いがないので、このずれはもっぱら勤労世代の高齢化を反映するものである。

3つの時点について、図4の世帯主年齢階級別総医療費分布と、図5の世帯主年齢階級別総保険料分布とを比較し、負担と給付の関係を調べたのが図6である。この図で3つの時点と比べると、給付費と保険料負担のずれは最近ほど大きく、制度的に後代負担に帰すべき60歳代後半以降の医療費部分は、1965年では全体の4.2%であったが、1974年には10.8%となり、1993年には23.3%に達している。制度的な世代間移転の方式をはっきりとした形でとり入れる必要性が、年とともに強まっていることがわかるであろう。しかもこの傾向は、すでに述べた理由から、今後とも続くはずである。

このような給付と負担をめぐる構造変化のなかで実現したのが、老人保健制度と退職者医療制度である。次にその問題点を検討しておこう。

III 老人保健制度と退職者医療制度による世代間移転制度の問題

1 老人保健制度の問題

現在の老人保健制度における財政調整の基本的な考え方は、各制度の老人加入率の違いに着目して、老人加入率が全国平均値であれば負担したはずの給付費を各制度から集め、これで全国の老人医療給付費を賄おうとするものである⁹⁾。具体的には、各保険者が支払う老人医療費拠出金は、次の式で示すことができる。

$$\text{拠出金} = \frac{\text{当該保険老人医療費} \times \text{全国老人加入率}}{\text{当該保険老人加入率}}$$

この式は次のように置き換えることができる。

$$\text{拠出金} = \frac{\text{当該保険老人1人当り医療費} \times \text{全国老人数} \times \text{当該保険総加入者}}{\text{全国総加入者}}$$

この式の意味するところは、全国の老人医療費のうち、当該保険者が負担するのは、全人口に占める当該保険加入者の割合だけにするというものである。この方式で果たして給付面における公平性が確保されるのであろうか。

第1の問題は、拠出後の老人以外の人口のための予算は、他の条件が等しければ、老人の加入率が高い保険者ほど有利になる点である。老人が多ければそれだけ拠出後の予算で賄うべき対象者は少なくなるからである¹⁰⁾。もっとも実際にはこの問題はそれほど重要ではない。というのは、老人が多いとその分保険料収入を引き下げ、上の不公平を逆に修正するからである。そもそも、給付の公平性を達成する手段と、負担の公平性を達成する手段とが、別々に設けられていないことに問題がある。

第2の問題は、老人加入率の等しい複数の保険者の間でも、70歳以上の老人の年齢構成の違いにより、その保険者の1人当り老人医療費に違いが生じ、それはそのままその保険者が負担する拠出金に反映することである。当該保険者の1人当り医療費の低さが、その保険者の自主的な努力によるものであれば、その果実はその保険加入者に属すべきであるが、年齢構成といった自らコントロールできない要因については調整が必要である。

第3に、当該保険者の1人当り老人医療費の高低が、年齢構成要因によらず、その保険者の経営の善し悪しを反映する場合でも、経営の善し悪しは制度全体にかかわることであるにもかかわらず、その結果をまず老人医療費拠出金に反映させ、残った予算でその他の医療給付費を賄うようにするのは、問題を一方的に老人以外の年齢層にしわ寄せする効果をもつ。老人加入率の高い小規模な保険集団では、1人当り老人医療費の変化が、老人以外の医療保険財政に大きな影響を与えることになるであろう¹¹⁾。

第4の問題としては、財政調整の対象になっていない70歳未満の年齢層についても、その年齢構成の違いは財政に大きな影響を与えうる点である。とりわけ1人当り医療費が非常に高い60歳代のとり扱いは、世代間移転の機能に決定的な影響を

与える。現実には、老人保健制度成立後に退職者医療制度ができ、これで財政調整を実施しているが、これにも後述するような問題がある。また、ここでのテーマである世代間移転の問題からはずれる面もあるが、60歳未満の加入者の年齢構成の違いも保険集団の財政力に大きな違いを生じさせる。したがって、財政調整の対象を、すべての年齢に広げることが望ましい。

次に、負担面での公平性について考えてみよう。退職後の高齢者の医療費が後代により公平に負担されるためには、少なくともその費用部分については、どの制度であれ拠出条件を揃えることが望ましい。この点でまず第1に、保険集団間の平均賃金の違いが調整されていないことが問題である。たとえば、老人加入率も加入者総数も全く等しい2つの保険者の間で報酬が違う場合、より高い報酬の保険集団に加入している者は、他の保険集団に加入していた場合に比べて少ない拠出ですむことになる。医療保障制度が、所得比例の拠出制度を通してある程度の所得再分配機能を取り入れていること、また若者から中高年齢層へとか単身者から家族もちへなどといった異リスク間の再分配機能を取り入れていることを前提とする限り、このような再分配機能は、できるだけ大きな規模で実施されることが望ましい。その意味で、どの制度に加入していても等しい負担原理で高齢者の医療保障に寄与できるように改めることが必要である。

負担面での第2の問題は、制度ごとの扶養率の違いが調整されていない点である。老人加入率も加入者数も同じで、かつ被保険者1人当りの報酬水準も全く同じ保険集団間でも、被保険者に対する被扶養者の比率が違えば、必要な給付費を賄うための保険料率は大きく変わりうる。このような負担面での問題を解決するには、退職者医療制度で実施しているような、総報酬額に応じた拠出金の算定方式が合理的である。

負担面での第3の問題は、国庫負担の活用方法に関係している。公的年金制度における国庫負担は、基礎となる全国民共通の基礎年金部分に集中され、非常に合理的になった。これに対して医療

保障制度では、一度各保険制度に異なる国庫負担率で補助した国庫財源が、改めて老人医療のために拠出されるといった複雑な仕組みになっている。保険料に関して公平な負担方法が確立されるならば、国庫負担についてもその使途を明確化するとともに、たとえば低所得者や年金受給者の不足保険料を補助するという目的が確認されれば、どの被保険者どの保険者にも同じルールで適用されることが望まれる。

2 退職者医療制度の問題

退職者医療制度は、被用者年金保険制度の年金受給者で国民健康保険の被保険者となっている者の医療給付費を、被用者保険各制度がその報酬に応じて補助しようというものである。公務員やサラリーマンなど働いている間は被用者保険に加入していた者が、引退して国民健康保険に加入する場合、次の点で条件が大きく変化する。ひとつは保険料の支払い能力という点で、給与生活者から年金生活者に移り、負担できる保険料は大きく減少する。一方給付の面では、高齢化とともに医療を必要とする確率は高まるが、反対に国民健康保険の給付率は被用者保険のときより低下する。こうした変化を是正するのが退職者医療制度の目的である。給付の面では、退職被保険者は8割給付、被扶養者は入院8割外来7割とし、国民健康保険の7割給付に対して差を設けている。また給付費と負担能力の格差については、その差を埋めるための費用を、被用者保険制度の各保険者に、その標準報酬総額に応じて按分するようにしている。

この方法は、援助をする側と援助を受ける側が明確で、また負担面においても標準報酬総額で按分しており、こうした点では老人保健制度の財政調整方式より合理的である。それでも、世代間移転のシステムとして問題がないわけではない。この制度により世代間の移転の公平性が維持できるのは、被用者制度と国民健康保険との勤労世代の人口比が長期間安定している場合だけである。したがってその時点時点で公平な世代間移転の仕組みを実現するには、被用者保険にも国民健康保険にも同じ方法で報酬に応じた拠出を求め、その財

源ですべての高齢者や退職者の医療給付費を賄う形が望ましい。

IV 高齢者の医療保障制度に関する財源政策

高齢者をかつてのように子どもの被扶養者の地位に戻すことができない以上、社会的な仕組みを講じて、高齢者の医療費を保障していくことが必要である。現行の老人保健制度や退職者医療制度は、多元的な社会保険方式による医療保障制度を前提として、世代間移転の不公平を是正するうえで大きな役割を果たしたが、すでに述べたように問題も多い。今後とも高齢化は進行し、世代間移転をめぐる問題は一層深刻化すると考えられるので、抜本的な改革が必要であろう。

抜本的な改革案としては、(1)積立型の老後医療保険制度を導入して、同世代の退職後の医療費は同世代の積立金で賄うようにするか、(2)合理的な世代間の移転の仕組みを制度的に確立するという、大きく分けて次の2つの選択肢が考えられる。

このうち(1)の積立方式の活用については、すでに述べた医師会案などの例がある。1968年の医師会案では、30歳以上64歳までの人口が均一の保険料を払うことになっており〔日本医師会、1968, p.436〕、1993年の日本医師会・医療政策会議の案では現在の老人医療への拠出金を別途積み立てていく考えがとられている〔日本医師会・医療政策会議、1993, No.1798, pp.22-23〕。また最近では岡崎が、自分の老後の医療費を現役時代に貯蓄する、「生涯保障的な医療保険」を提唱している〔岡崎、1995, pp.149-155〕。岡崎は、国民健康保険と被用者保険との間の所得捕捉にまつわる不平等を回避するねらいから、基礎年金にリンクした定額拠出方式を支持し、結果的には1968年の日本医師会案に近い案となっている。もっとも、岡崎の場合、退職後の医療費の負担を各自の基礎年金の拠出に結びつけて公平に負担するという、費用負担の公平性に主な論点があり、将来に備えて積立金を残すこと自体はそれほど重視されていないとも考えられる。

このような積立方式の提案は、自分の将来の医

療費を自分で準備をする仕組みを確立することにより、世代間移転そのものを回避しようとするものである。また、将来の自分の健康維持のために若い時期から備えるという考え方を基礎にしており、自助を促すうえでも魅力のある仕組みだといえる。しかしながら、すでに年金保険の歴史で実証されているように、大多数の国民から長期にわたって保険料を積み立てて将来の支出に備えるといった財政方式は、現実には実行不可能であるし、もしそれが政治的に可能であったとしても、最近の年金の資金運用の実績からも明らかなように、積立金の価値を何十年にもわたって維持できる保証はない。積立方式によって、遠い将来の給付費を本人の保険料拠出に結びつける方法は、公的な制度として確立できないであろう。

こうして実際には、(2)の合理的な世代間の移転の仕組みを確立する方法が求められるが、その場合でも、老人保健制度や退職者医療制度のような部分的な財政調整では問題の解決にならない。負担と給付の両面にわたって財政調整を徹底することが必要であろう。

高齢者のための新しい医療保障制度を構築して公平な世代間移転の仕組みを確立するには、保険料を主な財源とする方法と租税を主な財源とする方法が考えられる。社会保険方式の例としては、すでに述べた岡崎案〔岡崎, 1995, pp.149-155〕がある。筆者も、既存の財政調整の問題点を指摘したうえで、後代の保険料を主な財源とする新しい高齢者のための医療(福祉)保障制度の創設を提案している〔一圓, 1994, pp.29-31〕。また現在ドイツで実施されている財政調整も、高齢者のための制度を別に設けるわけではないが、拠出と給付の両面から、年齢別性別の給付差や扶養率や所得の差による制度間財政力格差を完全に調整しており、多元的な社会保険制度における財政調整のひとつのモデルを提供している¹²⁾。

租税で賄う高齢者のための医療保障制度を提案した最近の例としては、詳しく論じられているわけではないが、公費を主な財源として退職後の医療保障制度を提唱する勝又案〔勝又, 1994, pp.201-204〕がある。税方式であれば、負担面での

公平性は税制の問題となるので、医療保障制度としては給付面での合理的な予算配分方式のみを追求すればよい。そうした例のひとつが、イギリスの国民保健サービスにおける予算配分である。

国民保健サービスでは、中央政府から地区保健当局等への予算の配分は、(1)予想される人口の増減、(2)人口の年齢別構成、(3)地域の罹病率の差(実際には死亡率を用いている)で決定される。そのうち(1)も人口要因のバリエーションであり、(3)の影響は比較的小さいといわれるから、事実上基本的な考え方はドイツと同じで、各保健当局には、年齢別の平均的な医療費予算が与えられ、これを用いて各保健当局は住民のために必要な医療サービスをさまざまな供給主体から購入することになる〔一圓, 1995〕〔Raftery, 1993, p.1124〕。

このように、医療保障の場合には、社会保険方式にせよ税方式にせよ、何らかの財政調整の仕組みは避けられない。その理由は、医療サービスや福祉サービスの保障制度のように、サービス供給に地域性あるいは職域性がつきまとう場合、その地域や職域に合った給付の設計や予防活動の導入を図ることが重要で、小集団による経営努力の発揮が求められ、効率的な制度運営を達成するために、権限の末端への委譲や自主運営の確保が必要になるからである。したがって、制度の一元化とか一本化とはいっても、年金制度のように簡単ではなく、実際には構成員の所得や扶養率や年齢や性別構成の異なる多数の組織を維持しながら、その組織間で負担と給付に関して公平性を達成することが求められる。

逆にいえば、社会保険方式でも、負担面で合理的な世代間移転方式が確立できれば、税方式と同様の公正なシステムにすることは可能であるし、制度運営上の効率性を考慮に入れるならば、むしろ社会保険方式の方が優れている面もあるであろう。所得比例の保険料だけで十分な財源が確保困難であれば、社会保険方式を用いつつ国庫負担を導入することもできることはいうまでもない。したがってここでは、これまで通り社会保険方式による医療保障制度を維持しながら、誰もがどの制度に加入しようが、同じ所得に対して同じ保険料

を負担し、また同等の受給権を確保できるような、負担と給付に関して完全に公平な財政システムを確立することを提案したい。

具体的には、全保険者は、その構成員の年齢別性別人口に応じて、これに1人当り全国平均医療給付費を乗じた額を、基準予算として配分される。高齢者が多ければ、その保険者はそれに見合う財源を確保できることになる。ただし、各保険者は、必ずしも全国平均値通りの医療給付費を支出しなければならないわけではない。予防活動を通して医療費を節約できれば、保険料率を引き下げてもよいし、新しい保健活動に回してもよい。

この案は、突き詰めれば、すべての国民にその性年齢にふさわしい医療給付予算を付与することになるから、退職者のための保険制度を別枠で設けるかどうかは、それほど重要ではなくなる。ドイツのリスク構造調整法のように、被保険者が保険者を選択することも可能になる〔蘭部, 1993〕〔土田, 1995〕。藤井は、プライマリ・ケア医療機関から高次医療機関までを含んださまざまな医療ネットワークのなかから、被保険者が自分に合ったものを選択するような仕組みを提案しているが〔藤井, 1994 b, pp.73-77〕, 全国民に標準的な医療給付予算を付与するこの案は、このような場合にも活用できる。またイギリスでは、家庭医に、受け持ち患者のための包括的な医療予算を与え、家庭医が患者のために必要な医療サービスをさまざまな供給主体から購入する仕組みがとり入れられているが〔Glennerster, 1994〕, こうした場合の予算配分方式としても利用できる。この基準予算方式のメリットは、高齢化率の高い町村にとっても、高齢者が収入源となることにより、積極的な保健医療政策を展開しやすくなることである。

負担面では、すべての報酬に同率の基準保険料率を課することが原則である。この場合にも、個別保険者の実際の保険料率が、この料率通りでなくてはならないわけではない。各制度が、経営努力により支出を抑制できれば、保険料率を引き下げることができる。

負担の公平性に関しては、国民健康保険と被用者保険の間での調整が問題であろう。しかし調整

が難しいからといってよりよい方法を求めないのは、結果的には現在の不合理な調整方法を肯定することになる。給付面の合理化は、負担面での不合理を浮き彫りにするから、国民健康保険の保険料の標準化は避けられないであろう。どこに住んでいようが、少なくとも高齢者の医療給付費のために後代が負担する保険料は、同等でなくてはならない。低所得者に対する国庫負担が必要であれば、これも同じ原則で補助されなければならない。

負担と給付に関して公平な調整システムが実現すれば、もっぱら保険運営の効率性が、その保険の財政状態を左右することになる。効率的な運営は、保険者にとって、そして被保険者にとっても、主要関心事になるに違いない。医療保障制度のなかにそのようなインセンティブを組み込むには、それ以外の財政力格差要因をとり除くことが不可欠なのである。

注

- 1) この医師会案では、老齢健康保険の給付の範囲は一般の地域健康保険よりも広範なものとし、看護やその他のパラメディカル職種による在宅訪問サービス、ナーシングホーム制度などを含むものとされている〔日本医師会, 1968, pp.414-466〕。
- 2) 日本と同じような社会保険方式を採用しているフランスや西ドイツでは、これより少し早く人口要因に基づく財政調整の仕組みをとり入れている。財政調整の仕組みについて詳しくは藤井〔1994 b〕を、またフランスの財政調整の成立経緯については工藤〔1984, pp.149-157, 第4章〕を参照いただきたい。
- 3) 簡単な日本の医療保障の歴史については一圓〔1993, 第3章〕を参照いただきたい。
- 4) 本来であれば全人口についての年齢別1人当り医療給付費のデータを用いるべきであるが、ここでは3時点の変化を検討することが目的であるので、国民健康保険のデータで代表させることにした。なお国民健康保険のデータを選んだのは、3時点について、また世帯主と被扶養者についても、ほぼ同様の給付率が保たれていたことによる。
- 5) 直系尊属被扶養者のデータは次の資料による。厚生省保険局監修『医療保険統計便覧』平成6年版, 昭和50年版(健保連・国保中央会発行), 厚生省保険局『昭和40年度国民健康保険実態調査報告』1967年。
- 6) 国民健康保険については、所得捕捉の難しさも関係して、より複雑な保険料賦課方式が採用され

ている。詳しくは、岡崎 [1995, pp.169-181] を参照。

7) 賃金構造基本統計調査のデータは、労働省労働統計調査部(労働省統計情報部)『賃金センサス』(労働法令協会刊)、昭和40年、昭和49年、平成5年、による。

8) 1992年の国民健康保険のデータでは、70歳以上の高齢者のみの世帯では、所得なしが全体の47.5%、年60万円未満が全体の17.6%であった[厚生省保険局, 1994, 『平成4年度国民健康保険実態調査報告』]。高齢者の支払い能力という点では、フローだけでなくストックをも考慮すべきだとの意見がある(たとえば[漆, 1994, pp.152-154])。しかしそれには、ストックをフロー化する有効な制度の実現が前提となるであろう。

9) 実際の財政調整の仕組みは、公費負担があったり、各保険者に対して異なる率の国庫補助があるなど、より複雑である。ここでは、基本的な考え方を整理する意味で、それらの点は無視している。

10) 今仮に、 X と Y の2つの保険者しかなく、両者とも後代の人数は同数で、老人の1人当たり医療費も後代の1人当たり医療費も同額で、老人の人数にのみ違いがある場合を考える。また、両保険者とも、全加入者の総医療費を全加入者で除した1人当たり保険料額を、加入者から徴収するものとする。

このような条件の下で、現行の算定方式により老人医療費が拠出された場合、両保険者の後代の医療費のために残される予算の差(X の後代医療費予算- Y の後代医療費予算)は、次のようになる。

$$\frac{(X \text{ の老人人口} - Y \text{ の老人人口}) \times (\text{全老人の医療費})}{(\text{総人口})}$$

仮定では、両保険者の後代の人数に差はないので、当該保険者の老人が多いほど、後代の医療費のための予算に余裕が生まれることになる。

11) 勝又は、老人保健制度における財政調整の問題点として、加入者調整率が制限的に適用されている点と、財政規模が小さい組合保険者の拠出負担が高くなっている点をあげ、このような形での財政調整の限界を指摘している[勝又, 1994, pp.201-202]。

12) ドイツでは、「リスク構造調整」と呼ばれる財政調整方式が1994年より実施に移され、1995年には年金受給者の疾病保険財政にも拡張され、さらに1996年からは被保険者が自由に保険者を選択

できることになっている[藺部, 1993][土田, 1995]。

参考文献

- 一圓光彌(1993)『自ら築く福祉——普遍的な社会保障をもとめて』, 大蔵省印刷局
- 一圓光彌(1994)「老人医療保障制度の課題」小林・藤田・木村・一圓著『老後保障の構築』(郵便貯金に関する特別委託研究)
- 一圓光彌(1995)「先進諸国における高齢者医療の現状と課題」井上・上村・脇田編『高齢者医療保障——日本と先進諸国』, 労働旬報社
- 漆 博雄(1994)「国民健康保険および老人保健制度の財源問題」社会保障研究所編『社会保障の財源政策』, 東京大学出版会
- 岡崎 昭(1995)『医療保障とその仕組み』, 晃洋書房
- 勝又幸子(1994)「社会保障における制度間財政調整の現状と問題点」『季刊・社会保障研究』Vol.30, No.2
- 工藤恒夫(1984)『現代フランス社会保障論』, 青木書店
- 藺部順一(1993)「ドイツ医療保険制度における新たな財政調整の導入」『健康保険』第47巻第11号
- 土田武史(1995)「ドイツ医療保険制度の再編成」『週刊社会保障』第49巻第1845号
- 日本医師会(1968)「医療保険制度の抜本改正に関する意見」(週刊社会保障編集部編(1970)『医療保険制度抜本改正の解説と資料』, 社会保険法規研究会, 所収)
- 日本医師会・医療政策会議(1993)「診療報酬のあり方——21世紀に向けて」『社会保険旬報』No.1798, No.1799
- 藤井良治(1994 a)「社会保険と財政調整」社会保障研究所編『社会保障の財源政策』, 東京大学出版会
- 藤井良治(1994 b)『社会保障の現代的課題』, 光生館
- Glennerster, Howard *et al.* (1994), *Implementing GP Fundholding. Wild card or winning hand*, Open University Press.
- Raftery, James (1993), "Capitation Funding: population, age, and mortality adjustments for regional and district health authorities in England," *British Medical Journal*, 30 October 1993, p. 1124.

(いちえん・みつや 関西大学教授)

論文

個人年金の収益率

——国民年金基金、簡易年金および生命保険会社の個人年金の比較——

田 近 栄 治
林 文 子

I はじめに

個人年金は、さまざまな人々がお互いに保険に入ることによって、長生きにともなう老後の消費の不確実性を取り除くものである。かりに、個人年金がなければ、老後の消費期間の不確実性に対処するために、個人はいつまでも預金を残しつづけてはならない。これに対して、もし個人年金があれば、そうした不確実性を年金の加入者が相互に負担しあって、消費期間にかかわらずに、生涯にわたって一定の消費を行うことができる。ところが、個人の寿命については、保険会社は十分な情報をもっているわけではないので、給付に対する保険料率が高くなり、平均的な寿命の人々が年金の購入を行わない可能性がある。その結果、個人年金の加入者は、平均以上に長生きする人々となり、保険料率はさらに高くなり、保険が成立しなくなるといった保険市場における、「逆選択(adverse selection)」が生じる可能性がある。

田近・林(1995)では、この問題を取り上げ、実質的には個人年金と同じ機能を果たしている国民年金基金について、逆選択がおきているか検討した。結果は、資産として貯蓄しかない場合と比べて、国民年金基金の購入による効用の増加(すなわち、国民年金基金の資産効果)を調べた限り、国民年金基金において逆選択はおきていないであろうということであった。本論文の目的は、この結果をより直接的に示すことである。すなわち、いくつかの年金契約年齢を定め、直接個人年金の金融資産としての期待収益率を求める。そして、平

均的な寿命の人々にとって、個人年金が貯蓄と比べて不利な商品となっているかを検討する。

個人年金について理論的な検討を行った田近・林の前掲論文ではまた、年金を購入しない原因として、年金購入にともなう流動性制約、老後の病気や介護の負担、および遺産動機などをあげた。ここでは、個人年金の「金融商品」としての不透明性に注目する。掛け金の途中で死亡した場合や年金の受給期間で死亡した場合の一時金の支給の有無、収益の一部が「ボーナス支給」となっている点など、長期の契約だけにさまざまな要因が混在していて、収益の見通しが悪くなっている。

とくに、われわれ自身驚いたことは、生命保険会社の提供する個人年金である。この場合、保証に生命保険の要素と年金の要素が混在しているため、掛け金を払っている期間や、非常に長期にわたって生存する場合には、生命保険機能と年金の機能が働いて収益率は高くなるが、肝心の給付を受け取ってから10年くらいの間の収益率がきわめて低くなる。このような推計結果もまた、遠い先の「ボーナス(配当金)」に依存しており、収益率は霞のなかにあるといつてよいであろう。

個人年金の収益率については、われわれの推計に先行するものとして橘木他(1993)の推計がある。彼らの推計では、保険料払込期間に被保険者は死亡しないものと仮定し、男子の内部収益率を求めている。取り上げている年金商品は、生命保険会社の10年保証期間付きの定額型終身年金であり、運用利回りが4%を超えた場合に、配当金が支払われることになっている。この配当水準について、1989年度の決算に基づく水準がそのまま推

移するものとして、計測を行っている。この推計によると、個人年金の内部収益率は加入年齢、年金支給開始年齢によって異なるものの、ほぼ7.8%から8.0%になると計測されている。

しかし、この内部収益率はバブルの時期である89年度の決算に基づく配当水準がそのまま推移すると仮定しているため、かなり高くなっていると思われる。現在では、4%の運用利回りでも難しくなっていることを考えると、配当部分の仮定を改める必要がある。また、保険料を支払っている期間中に死亡した場合の一時金についても、年金の収益率を求めるうえでは重要なポイントのひとつである。

われわれは以下、いくつかの個人年金の収益率の比較を行うが、その際、配当金がないと仮定する。これは年金利回り自体の計測より、商品間の差違により大きな関心をもっているからである。また、保険料拠出期間や年金受給期間における死亡一時金を考慮に入れ、本来の終身年金の考え方に反するこうした措置が収益率にどのような効果をもっているかを検討する。

さて、ここでは、個人年金として、国民年金基金、郵政省の個人年金（以下、簡易年金と略称する）および生命保険会社の個人年金を取り上げる。実際の年金には終身年金以外にも、確定年金や有期年金がある。次節では、まず、そうしたさまざまなタイプの年金の概要について述べ、つづいて、終身年金と確定年金の加入の実績についてふれる。III節では、年金の収益率として、期待内部収益率を求め、各年金について比較する。収益率という点からは、この期待内部収益率が適当であろうが、これは生涯を通じた平均的な収益率であり、個人が年金の購入を考える場合には、よりシンプルな指標を用いるのではないかとと思われる。たとえば、75歳で死亡した場合の収益率はいくらであるかなどである。

そこで、IV節では、死亡年齢別の収益率を求め、各個人年金の比較を行う。まず、40歳で年金契約した個人が、平均余命まで生きると仮定して、さまざまな個人年金の収益率を求め比較する。次に、うえに述べた生命保険会社の個人年金の特別な機

能を検討し、最後に終身年金と確定年金の選択について考える。最終節では、われわれの論点を要約し、今後個人年金がわれわれの身近な資産となるための提言を行いたい。

II 各個人年金の概要と加入の実績

1. 3つの機関の個人年金の概要

個人年金の商品は、受給期間によって終身年金と確定、あるいは有期年金の2つに大別される。終身年金は、死亡するまで年金を支給するものであり、確定年金と有期年金は、ある一定期間に限り年金を支給するものである。確定年金と有期年金の違いは、年金の支給期間中の死亡一時金の扱い方にあり、確定年金の場合には、受給者の遺族に死亡一時金を支払うのに対して、有期年金では死亡一時金を支払わない。

ここでは、われわれの取り上げる、国民年金基金、簡易年金、生命保険会社の年金商品の特徴について述べる。

(1) 国民年金基金

1991年に自営業者の「2階部分の年金」と称されて導入された年金であり、国民年金の第1号被保険者のみ加入できる。導入にともない、「地域型基金」と「職能型基金」が作られるなど、公的年金の色彩を帯びているが、掛け金額は一定の範囲内で自由であり、実態的には個人年金とよぶべきである。その特徴は、なんといっても税制面の特別措置である。以下、この年金の特徴を列記する。

① 商品の類型は、「1口目」と「2口目」以降からなっている。

② 1口目は終身年金であり、年金受給月額が3万円とされている。具体的な年金のタイプとしては、以下のA型、B型、C型の3つからなっていて、そのいずれを選択してもよい。

A型：65歳支給開始で、15年の保証期間付き。配当金（ボーナス）あり。

B型：65歳支給開始で、保証期間なし。配当金（ボーナス）あり。

C型：65歳支給開始で、保証期間なし。配当金（ボーナス）なし。

- ③ 2口目以降は、1口目を購入したうえに、自由に購入できる年金である。年金の受給月額が1万円とされ、終身年金と確定年金とからなる。終身年金の型は、上述したA、BとC型であり、確定年金の型は以下のI、IIおよびIII型である。

I型：65歳支給開始で、15年の確定年金。

配当金（ボーナス）あり。

II型：65歳支給開始で、10年の確定年金。

配当金（ボーナス）あり。

III型：60歳支給開始で、15年の確定年金。

配当金（ボーナス）なし。

- ④ いずれの型も保険の契約年齢から60歳になるまで保険料を拠出する。拠出期間中に死亡した場合、遺族一時金が支給されるのは、終身年金ではA型に限られているが、確定年金では3つの型すべてにおいて、支給される。
- ⑤ 受給期間の死亡一時金も④と同様であり、終身年金のA型と確定年金のすべての型で支給される。
- ⑥ 保険掛け金は、第1号被保険者1人について、月額6万8000円まで社会保険料控除が認められる。すなわち、非課税拠出となる。一方、受給額には公的年金等控除が適用される。94年度で、最低140万円までの公的年金等控除が認められているが、この控除枠が適用される。

このように、拠出時非課税・給付時非課税となっている。かつてのマル優預金の場合には、受取利子は非課税であっても、貯蓄額は所得控除できなかった。しかし、国民年金基金の場合には、年金の「入口と出口」とも非課税であり、まさに「スーパーマル優」となっているのである。

（2）簡易年金（旧郵便年金）

- ① 簡易年金には、終身型と有期型の商品がある。
- ② 契約年齢から年金受給開始年齢まで保険料を拠出し、拠出期間中に死亡した場合には、還付金（死亡一時金）が支給される。
- ③ 終身型には15年間の保証期間があり、保証期間中に死亡した場合には、保証期間中に支

給される年金額相当分が支給される。

- ④ 給付額は逓増的であり、年金受給開始後、毎年3%の複利で年金額は増加する。

- ⑤ 契約年金額以外にも、配当が支給される。

（3）生命保険会社の年金商品

- ① 生保の年金商品には、終身型と確定型があり、終身型のなかには定額型と逓増型がある。定額型とは、毎年同額の年金を支給するものである。これに対して、逓増型では、受給開始後20年間は毎年5%の単利で年金額が増加し、それ以降は毎年同額の年金額が支給される。
- ② 契約年齢から年金受給開始年齢まで保険料を拠出し、拠出期間中に死亡した場合には、死亡一時金が支給される。
- ③ 終身型には10年間の保証期間があり、保証期間中に死亡した場合には、死亡一時金が支給される。
- ④ 契約年金額以外にも、配当が支給される。
- ⑤ 各社さまざまな呼称を用いているが、全社とも販売している年金の種類はうに記した通りであり、保険料も同一である（各社の保険料については、新日本保険新聞社『商品研究——年金商品のすべて』によった）。

以上3つの機関の個人年金の収益率を計測する。実際に収益率を計測した個人年金は、以下の通りである。なお、保険料および年金額（配当を考慮しない）については、すべて93年度の規約によっている。

国民年金基金：終身年金A、B、C型

確定年金I、II、III型

簡易年金：終身年金（65歳支給開始）

生命保険会社：終身年金定額型、終身年金逓増型

15年確定年金、10年確定年金
（以上、65歳支給開始）、15年
確定年金（60歳支給開始）

2. 加入の実態

生存の不確実性にとまなう老後の消費の不確実性は、終身年金によって対処できる。しかし、す

でに述べたように、個人年金の加入者が増えても、その多くが終身年金を購入しているわけではない。公表されたデータからこの点を示すことは難しいが、生命保険会社の関係者などから得た感触では、毎年の個人年金保険の販売件数のうち、95%を超える部分は、確定年金が占めているようである。支払期間が限られている以上、わが国で購入されている個人年金は、年金という名のついた「貯蓄」であるといつてよいであろう。

この点をさらに、国民年金基金をとって考える。国民年金基金の1口目は、すべて終身年金であるが、そのうちA型には15年間の保証期間が付いており、その間に死亡した場合には、一時金が支給される。これに対して、B型およびC型では、保証期間は付いていない。いわば、強制加入である1口目には、A型という一部確定的な年金が交じっているのである。

その結果、1口目の加入者のほとんどが、A型に加入することになっている。図1は、1993年3月末における国民年金基金1口目の類型別加入比率を示したものであるが、この図から明らかなように、男女ともに圧倒的にA型に加入している。年金でありながらも、死亡一時金の付いた確定的な年金への志向が強い。

もっとも、男女で比べると、保証期間もボーナスもないC型の加入者比率が女子の方が高くな

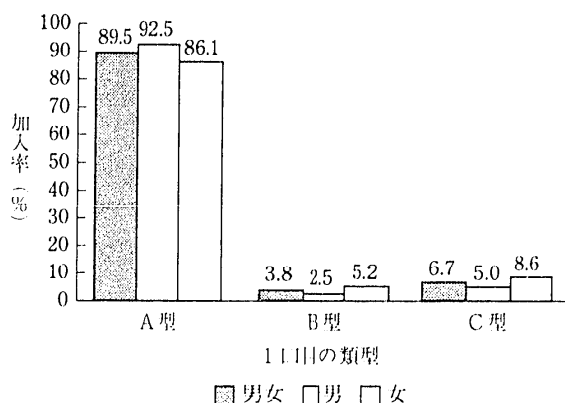
っている。国民年金基金の保険料は、女性の平均余命の方が長いにもかかわらず、男女一律となっているため、「女性に有利」になっている。C型への加入比率が男子より、女子の方が高いのは、この結果であると思われる。しかし、1口目に占めるA型の加入比率は、男子で92.5%、女子で86.1%であり、個人年金といつても、終身年金の需要がその購入の原動力となっているわけではない。

3. 生存確率

年金の収益率を求める場合、重要な情報のひとつは生存確率である。とくにここでは、個人年金の逆選択の問題を考えたいので、平均と比べて生存確率の高いグループを考える必要がある。そこで、生存確率の高いグループの生存確率として、簡易生命保険・郵便年金経験生命表(昭和59~60年)を用い、平均的な生存確率のグループの生存確率として、厚生省の第16回生命表(昭和60年)を用いることにした。

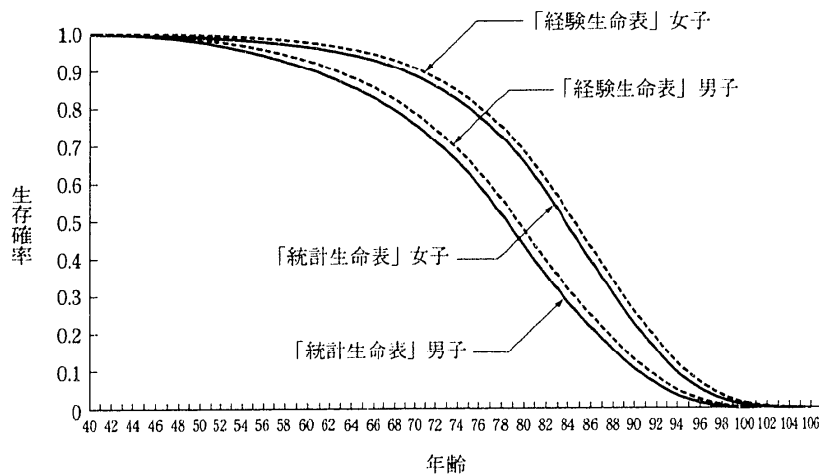
ここで、簡易生命保険・郵便年金経験生命表とは、郵政省簡易保険局が簡易保険および郵便年金の加入者の統計データに基づいて作成した生命表であり、第16回生命表とは、昭和60年に厚生省が国勢調査の確定人口とその年の人口動態統計(厚生省統計情報部)を資料として作成した生命表である。簡易生命保険・郵便年金経験生命表は、個人年金の加入者だけの生命表ではないので、生存確率の高いグループの生存確率として用いることには問題が残るが、これに代わる資料は得られなかったため、ここでは生存確率の高いグループの生存確率として代用することにした。

これらの生命表の差は、図2によって示されている。図2は、40歳を1とした生存率、すなわち、40歳に生存している人がそれ以降の年齢時に生存する確率を、経験生命表と第16回生命表それぞれについて表したものである。この図から、男女とも、経験生命表の生存確率の方が高いことがわかる。また、これらの生命表の差を平均余命によって示すと、40歳の男子の平均余命は経験生命表によると37.70年、第16回生命表によると36.63年で、約1年の差がある。一方、40歳の女子の平



注：1993年3月末における国民年金基金1口目の類型別加入比率、国民年金基金連合会、「国民年金のひろば」、1993年6月。

図1 国民年金基金1口目の男女別加入比率



注：郵政研究所数理研究会『簡易保険の保険数理入門』の資料(pp.148-155)より筆者作成。

図2 40歳を1とした場合の生存率

均余命は、経験生命表によると42.73年、第16回生命表によると41.72年で、女子の場合も約1年、経験生命表における平均余命は長い。

Ⅲ 個人年金の内部収益率

1. 内部収益率の計算

内部収益率は、資産の平均的な収益率を示したものである。かりに、100万円をある資産に運用したとして、2年後に144万円を得たとする。この場合、投資の翌年度の収益率はゼロであるが、投資の全期間である2年間にわたって、20%（すなわち、 $100 \times 1.2^2 = 144$ ）の収益があった。個人年金は、長期にわたる拠出と給付をとともなうが、内部収益率は、拠出と受給の全期間にわたる収益率を示したものである。

個人年金の場合には、さらに収益は確実ではないという問題もある。うえの例をつづければ、2年後には死亡していて、元本と運用益を得られないかもしれない。かりに、2年後の生存確率を80%とすると、2年後の受取額の期待値は115.2（ $= 144 \times 0.8$ ）万円である。このときの内部収益率を r とすれば、 $100 = 0.8 \times 144 / (1+r)^2$ が成り立たなければならないので、内部収益率は、7.33%となる。

このように寿命の不確実性は、予想収益率の低

下となって示される。なお、この場合の収益率は、確実な収益率ではないので、正確には「期待内部収益率」とよぶべきであるが、ここでは以下、誤解のない限りたんに内部収益率とよぶ。また、実際の推計では、各個人年金ごとに定められた、拠出時や受給時の一時金の規定を織り込んで内部収益率を求めた。

2. 国民年金基金の内部収益率

ここでは、国民年金基金のさまざまな型の年金の内部収益率を求め、その特徴について論じる。次項において、国民年金基金、簡易年金と生命保険会社の個人年金の内部収益率の比較を行う。

終身年金と確定年金に分けて国民年金基金のさまざまな型の年金の内部収益率を推計し、その結果を表1と表2に示した。表1は、終身年金であるA、BおよびC型について、男子と女子に分け、それぞれについてさきに述べた2つの生命表にしたがって、内部収益率を計算した結果である。表中、「経験生命表」とは、簡易生命保険・郵便年金経験生命表にしたがった場合を指し、「統計生命表」とは厚生省第16回生命表による場合を指している。

この表から国民年金基金の収益率の特徴として、次の3点を指摘することができる。まず第1点は、2つの生命表によって内部収益率に大きな差が生

表1 国民年金基金 A, B, C 型の内部収益率
——終身年金のケース——

A 型	男子 (%)		女子 (%)	
	経験生命表	統計生命表	経験生命表	統計生命表
契約年齢				
30	4.06	4.00	4.40	4.35
35	4.06	3.99	4.44	4.38
40	3.97	3.90	4.40	4.33
45	3.79	3.70	4.28	4.20
50	3.52	3.42	4.08	4.00

B 型	男子 (%)		女子 (%)	
	経験生命表	統計生命表	経験生命表	統計生命表
契約年齢				
30	3.72	3.55	4.46	4.34
35	3.75	3.56	4.57	4.43
40	3.46	3.23	4.37	4.22
45	3.41	3.18	4.41	4.25
50	3.05	2.81	4.17	3.99

C 型	男子 (%)		女子 (%)	
	経験生命表	統計生命表	経験生命表	統計生命表
契約年齢				
30	4.76	4.59	5.47	5.35
35	4.59	4.40	5.38	5.25
40	4.41	4.21	5.30	5.15
45	4.36	4.14	5.34	5.18
50	3.95	3.72	5.05	4.88

注1:「経験生命表」の欄は、簡易保険および郵便年金の加入者の生命表にしたがった場合の収益率である。「統計生命表」の欄は、平均的な生存率である第16回生命表(厚生省)にしたがった場合の収益率である。

注2:A, B 型にはボーナス(配当金)の規定があるが、ここでは、ボーナスを考慮していない。

注3:A 型には、拠出時や給付時の一時金の規定があり、これは収益率の計算に織り込んである。

じていないことである。すでに述べたように、個人年金に加入しているグループだけの生命表を入手できなかったため、次善のものとして簡易生命保険・郵便年金経験生命表を使っている。この生命表では、第16回生命表と比べて、40歳の男女で1年程度しか平均余命に違いがなかった。そのため、第16回生命表で代表される平均的な生存確率のグループが、国民年金基金のA, B, C型のいずれと契約しても、その加入者グループと比べて収益率のうえで、大きな損失を受けていたわけではないという結果になっている。つまり、逆選択は認められない。

表2 国民年金基金 I, II, III型の内部収益率
——確定年金のケース——

I 型	男子 (%)		女子 (%)	
	経験生命表	統計生命表	経験生命表	統計生命表
契約年齢				
30	4.33	4.31	4.42	4.41
35	4.35	4.33	4.45	4.43
40	4.16	4.14	4.27	4.26
45	4.15	4.13	4.28	4.26
50	3.84	3.81	3.99	3.97

II 型	男子 (%)		女子 (%)	
	経験生命表	統計生命表	経験生命表	統計生命表
契約年齢				
30	4.12	4.10	4.20	4.19
35	3.80	3.77	3.90	3.88
40	4.11	4.09	4.20	4.20
45	4.00	3.98	4.11	4.10
50	3.67	3.65	3.80	3.78

III 型	男子 (%)		女子 (%)	
	経験生命表	統計生命表	経験生命表	統計生命表
契約年齢				
30	4.26	4.25	4.33	4.32
35	4.37	4.35	4.44	4.43
40	4.20	4.18	4.29	4.27
45	3.99	3.97	4.09	4.07
50	3.44	3.41	3.57	3.54

注1:「経験生命表」の欄は、簡易保険および郵便年金の加入者の生命表にしたがった場合の収益率である。「統計生命表」の欄は、平均的な生存率である第16回生命表(厚生省)にしたがった場合の収益率である。

注2:I, II型にはボーナス(配当金)の規定があるが、ここでは、ボーナスを考慮していない。

注3:すべての型に拠出時や給付時の一時金の規定があり、これは収益率の計算に織り込んである。

表1を使って、逆選択の問題を考えるために、内部収益率を市場利子率と比べることもできる。そのためには、給付の保証期間も、ボーナスもない本来の終身年金であるC型の内部収益率が重要である。男女の収益率の格差については後述するとして、C型加入の女子の内部収益率をみると、50歳加入の場合を除いて、5%を超えている。この推計結果は93年度の年金契約に基づいているが、このときの定期預金金利の利子率がせいぜい2%から3%であったことを思うとかなりの利回りである。もっとも、公的年金をはじめ厚生省の年金計算では、利子率を5.5%と予測しているの、こ

の率と個人年金の内部収益率を比べるべきかもしれない。しかし、この場合でも、年金の事務や運用のコストを考えれば、内部収益率は十分高いといえることができる。

情報が不足しているために厳密な検討は行えなかったが、内部収益率でみる限り、国民年金基金に逆選択は生じているとは思われない。これが、表1についてのわれわれの第1の論点である。第2の論点は、契約年齢にしたがって、内部収益率が男女ともに下がっていることである。すべての数字を掲げていないが、これは終身年金、確定年金にかかわらず、また簡易保険でも、生命保険会社の年金でもすべてにあてはまる。

A型でみて、平均生存確率の男子の契約年齢30歳での内部収益率は、4%であるのに対して、40歳と50歳ではそれぞれ3.9%と3.4%であり、契約年齢が上がるにしたがって収益率は低下する。しかも、その落ち込みかたは、契約年齢が上がる则ち一段と大きくなる。50歳になって個人年金に契約する人たちと、30歳で契約する人たちを比べれば、同一年齢の人々のなかで50歳で契約する人たちの方が、平均的な人々よりもはるかに健康に自信があるだろうことは、直観でも明らかであるが、保険料率もこの点を反映しているのである。

論点の第3は、男女の収益率の格差である。男子と女子では、生存確率は異なっている。すでに述べたように、40歳では、平均余命は男子の36年ないし37年に対して、女子は41年ないし42年である。5年からの余命の格差があるにもかかわらず、国民年金基金では同一給付に対して、男子・女子同一の保険料となっている。その結果、年金の内部収益率に大きな男女間格差が生じている。

この点を、A型とC型からみることにする。A型は、15年の保証期間があるので、男子にも「有利」になっているが、それでも男子と女子の間では、ほぼ0.5%程度の収益率の格差が生じている。それに対して、C型は本来の終身年金であり、拠出時も、給付時も一時金はない。その結果、男女の間で1%近い収益率の格差が生じることになっている。

図1で、C型加入の男子がほとんどいないこと

を指摘した。40歳の平均的な生存確率の男子をとって、この点を考えてみる。A型の内部収益率は、3.9%であるのに対して、C型では4.2%である。しかし、A型にはボーナスの可能性もあり、死亡一時金もある。とすれば、A型契約を望むのは当然だろう。このように国民年金基金では男女間に収益率の格差があり、その結果男子の場合には、本来の終身年金より、確定年金の要素を一部兼ねた年金への志向を強くしている可能性がある。

3. 3つの機関の個人年金の内部収益率の比較

国民年金基金、簡易年金および生命保険会社から提供されているさまざまな個人年金の収益率を比較することがここでの目的である。まず、終身年金の収益率について比較を行う。結果は、表3に示した通りである。制度の規定やデータの制約上、契約年齢に差があるが、給付開始年齢を65歳として、30歳から60歳までの契約年齢別の内部収益率を求めた。また、簡易年金と生命保険会社の個人年金には、それぞれ15年および10年の保証期間が付いているので、比較の対象として国民年金基金では15年の保証期間の付いているA型を取り上げた。

生命保険の場合、定額給付と通増給付の2つの給付タイプがあるが、内部収益率でみて両者には、大きな差がなかった。そこで、ここでは収益率が若干大きく推計された通増タイプを選んだ。なお、内部収益率は、平均的な生存率を用いて、男子、女子それぞれについて推計した。すでに述べたが、比較を可能にするために、配当金は考慮していない。

表3から男子、女子ともに、簡易年金の収益率がもっとも高いことがわかる。しかし、収益率の格差の面では、むしろ生命保険会社の年金の収益率が他の2つより低いことを指摘すべきであろう。40歳で契約をした場合、男子では、生命保険会社の年金の内部収益率は、3.02%であるが、国民年金基金A型はそれより0.9%、簡易年金では1.3%も高い。同じく女子の場合、生命保険会社の年金の内部収益率が3.18%であるのに対して、国民年金基金A型と簡易年金はともに1%以上も

表3 機関別にみた個人年金の収益率——終身年金のケース——

契約年齢	男子 (%)			女子 (%)		
	国民年金基金 A 型	簡易年金	生命保険 会社	国民年金基金 A 型	簡易年金	生命保険 会社
30	4.00	N.A.	N.A.	4.41	N.A.	N.A.
40	3.90	4.33	3.02	4.26	4.48	3.18
50	3.43	3.90	2.80	3.97	4.32	3.03
60	N.A.	3.20	2.46	N.A.	4.44	2.74

注：表中の N.A. は、データの制約から収益率が推計できなかったことを意味する。

高くなっている。

この点は、確定年金についても同様である。表4と表5は、表3と同じ仮定のもとに、国民年金基金(I, II型)と生命保険会社の確定年金の内部収益率を比較したものである。簡易年金の場合は、有期年金であり、死亡一時金はないためこの比較から除いた。

表4は、65歳給付開始で、15年の保証期間が付いた確定年金のケースである。この場合もまた、男子、女子を問わず、生命保険会社の個人年金の収益率は、国民年金基金(I型)より、0.8%から0.6%程度低くなっている。なお、確定年金の性格

からして当然であるが、確定タイプの国民年金基金には、終身年金の場合にみられたほど大きな内部収益率の男女間格差は、生じていない。

表5は、65歳給付開始で、10年の保証期間が付いた確定年金のケースであり、ここでは国民年金基金のII型を選んでいる。結果は女子で40歳契約の場合、2つの個人年金の間の収益率格差が、ほとんど1%近くになっていることを除けば、表4と同様である。

このように、終身年金、確定年金のいずれの場合も、同一の型と思われる個人年金であっても、機関別にみて内部収益率にかなりの格差が生じていることがわかった。個人年金の規約は複雑であり、われわれの推計で重要な項目が落ちている可能性もある。また、ボーナス部分が将来どうなるかという問題もある。この点、その他の年金とのバランスを考えるならば、生命保険会社の場合、ボーナス部分に重点をおいた給付体系となっているのかもしれない。

さらに、内部収益率の最終的な比較には、税金が大きな効果をもつ。この面では、拠出時と受給時ともに非課税措置が適用される国民年金基金が他の2つの個人年金と比べて、圧倒的に有利である。おそらく、表3にみられた簡易年金と国民年金基金の収益率格差は、相当縮小すると思われる。このように、考慮に入れるべき要因も多く、結果の解釈には注意が必要である。しかし、個人年金の収益率にここに示されたような格差があるとすれば、個人年金の透明度を上げる努力が、年金の提供機関から公私を問わず、もっとなされて当然であろう。

表4 機関別にみた個人年金の収益率
——15年保証期間付き確定年金——

契約年齢	男子 (%)		女子 (%)	
	国民年金基金 I 型	生命保険 会社	国民年金基金 I 型	生命保険 会社
30	4.31	N.A.	4.41	N.A.
40	4.14	3.29	4.26	3.40
50	3.82	3.19	3.97	3.31

注：表中の N.A. は、データの制約から収益率が推計できなかったことを意味する。

表5 機関別にみた個人年金の収益率
——10年保証期間付き確定年金——

契約年齢	男子 (%)		女子 (%)	
	国民年金基金 II 型	生命保険 会社	国民年金基金 II 型	生命保険 会社
30	4.10	N.A.	4.19	N.A.
40	4.10	3.20	4.20	3.29
50	3.65	3.04	3.79	3.15

注：表中の N.A. は、データの制約から収益率が推計できなかったことを意味する。

IV 死亡年齢別にみた年金収益率

1. 平均余命を仮定した場合の収益率

以上、個人年金の内部収益率を検討したが、われわれの推計結果によると、男女間と年金機関の間でかなりの収益率格差が生じていたことがわかった。ここでさらに考えてみたいのは、年金の加入にあたり、人々がどのような収益率を用いているかである。われわれの実感からすると、個人年金に加入するか、また加入するとしても、どのタイプの年金を選ぶかを決定する場合、年金の拠出から給付の全期間にわたる平均的な予想収益率である内部収益率だけをたよりにしているのではないであろう。おそらく、このような問いを発しているのではないだろうか。すなわち、「私は今、40歳である。もしかりに、75歳で死亡したとしたら、この年金の収益率はどのくらいであろうか」。

そうした収益率をさまざまな死亡年齢別に頭のなかに描きながら、個人年金への加入を決めているのではないであろうか。そして、死亡年齢別の収益率の平均に近いものが、前節でみた「期待内部収益率」となっているのである。そこで、この節では、40歳で個人年金の契約を結んだ個人の死亡年齢別にみた年金の収益率を推計する。

まず、個人年金の契約を結んだ個人が平均余命で死亡した場合の収益率を検討する。次に、次項

では、生命保険会社の個人年金を取り上げ、死亡年齢別収益率でみて他の個人年金にはない特徴を指摘する。すでに、個人年金の拠出と給付の不透明さを指摘しているが、この点をもう一步踏み込んで検討する。3項では、終身年金と確定年金を比較して、余命について平均的な予測をもつ個人が、終身と確定のどちらの個人年金を選ぶかを検討する。

平均的な生存確率の男子と女子の40歳における平均余命は、すでに述べたようにそれぞれ36.63年と41.72年である。男子、女子ともに40歳のとき、65歳支給開始の終身の個人年金に加入したとして、それぞれ平均余命を経たときに死亡すると仮定する。この場合の、年金の男女別の内部収益率を年金の種類別に示したのが、表6である。この収益率の計算においても、前節と同じく、各年金の規定にしたがって拠出時と給付時の一時金を織り込んでいる。

なお、個人年金市場の逆選択の問題を考えるうえで、ここでも個人年金加入者グループの生存確率をとり、その場合の平均余命を考える必要がある。しかし、われわれの利用できる簡易生命保険・郵便年金経験生命表では、男女ともに平均余命は、平均的な生存率の場合より、1年程度長いだけであるので、収益率にはほとんど影響を及ぼさない。そこで、ここでは、平均的な生存率である厚生省第16回生命表だけを用いている。

表6 40歳の男子と女子が平均余命で死亡した場合の内部収益率
——終身年金のケース——

	男子・統計生命表(%)	女子・統計生命表(%)
国民年金基金 A型	3.63	4.07
国民年金基金 B型	3.30	4.49
国民年金基金 C型	4.36	5.47
簡易年金	3.67	3.83
同 税率20%	(3.24)	(3.37)
生命保険会社 定額型	1.36	2.78
同 税率20%	(0.86)	(2.30)
生命保険会社 増額型	0.74	2.55
同 税率20%	(0.28)	(2.09)

注1：生命表は、平均的な生存率である第16回生命表(厚生省)を用いている。

注2：簡易年金と生命保険会社の個人年金については、年金給付額に20%の税金が課された場合の収益率を求め、それぞれの年金の箇所の()のなかに示した。

表6は、個人年金の種類として終身年金をとり、国民年金基金A、BおよびC型、簡易年金、生命保険会社の定額型と逓増型の6つを比較している。そして、簡易年金と生命保険会社の個人年金の場合には、受け取った年金に20%の税金が課せられた場合の収益率も求めた(表中のカッコのなかの数字)。

この表もまた、男女間と年金機関の間で収益率に大きな格差が生じていることを示している。男女間では、(簡易年金などでは若干小さいが)おおむね1%を超える格差が生じている。ここでは、男女間の収益率格差は、平均余命の格差によっているが、フェアな年金ならば、平均余命の格差は、年金の保険料に反映される。その結果、ここで示されたような男女間の収益率格差は生じないはずである。とすれば、わが国の個人年金は、男子にとって「厳しい」保険料体系となっているといえる。

次に、年金機関別にみた収益率の格差を検討する。この推計では、ボーナスは考慮していないので、契約時からボーナスも、保証期間も、一時金もない、国民年金基金のC型がきわめて有利になっている。そして、男女一律の保険料のため、女子の収益率が著しく高くなっている。年金資産の予定運用利回りが5.5%だとして、これに事務的な経費などを考え合わせれば、女子の5.47%という収益率は、フェア以上の水準であるといつてよいかもしれない。

これにつづくのが、国民年金基金のその他の型と簡易年金である。ここでもまた、国民年金基金では女子に有利という特徴はあるが、各年金の収益率はほぼ同一の水準となっている。もっとも、税金まで考えると、簡易年金より、国民年金基金の方が有利になるといってよいであろう。

年金機関の比較からすると、生命保険会社の個人年金の収益率の低さがここでもまた、際立っている。ここでの推計が、ボーナス給付を配慮していないのが、その理由のひとつであろうが、男子で2%以下、女子で3%以下という収益率は、40歳加入で、男子が77歳、女子が82歳で死亡した場合の収益率としては、われわれには低すぎ

ように思われる。その理由を以下でさぐるとしても、機関別にみた収益率格差が相当大きいことをあらためて実感させられる。

2. 生命保険会社の個人年金——特別な給付構造

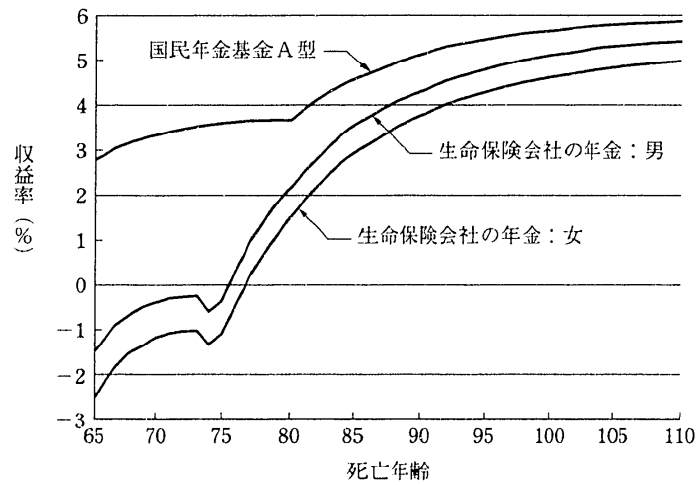
生命保険会社の個人年金の収益率が、なぜ低いのか。この謎を解くことが、ここでの課題である。われわれは、その鍵は、生命保険会社の個人年金の死亡一時金にあると考える。国民年金基金や簡易年金が拠出時に死亡した場合に支給する一時金は、いわゆる保険料の還付であるのに対して、生命保険会社の支給する一時金は、「生命保険」の保険金としての機能を果たしている。

なるほど、年金をもらうまでに死亡したり、年金の給付中に死亡した場合、一時金が付いていれば、「死亡」については保険となる。しかし、今われわれが考えているのは、「年金」である。年金は、I節のはじめに書いたように、「長生き」の保険である。すなわち、もし、長生きして蓄えが底をついたときのための保険が、年金である。

それにもかかわらず、年金に死亡保険である「生命保険」の機能をもたせてしまえば、年金の収益率は落ちるのが当然である。このように「死亡」と「長生き」に対するまるで正反対の保険機能を同時に備えている結果、生命保険会社の個人年金の収益率は、低くなってしまうのである。

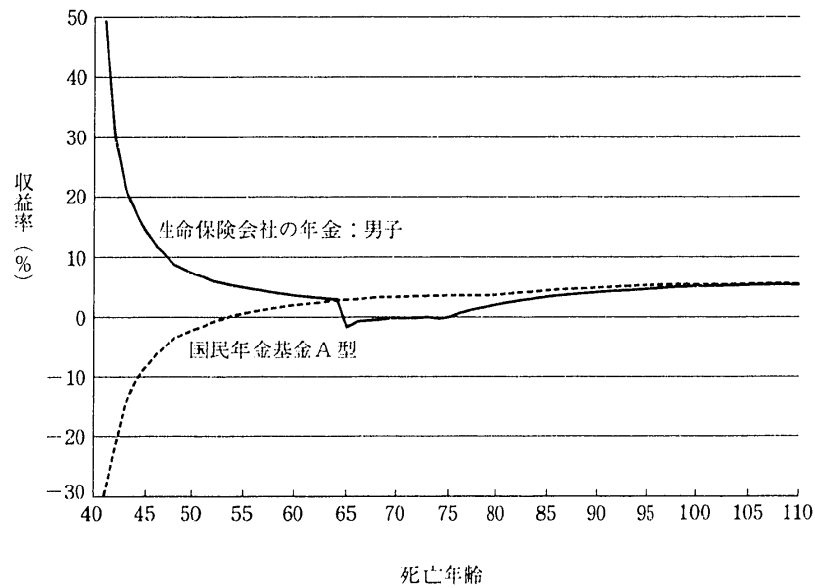
この点を、以下、図3と図4によって示したい。図3は、国民年金基金A型と生命保険会社の逓増型個人年金の65歳以降の給付期間の死亡年齢別収益率を示している。生命保険会社の場合には、男子と女子では保険料が違うので、男子と女子それぞれの収益率を図示している。これに対して、図4は、同一の個人年金について、40歳の加入時からわれわれが最大生存年齢とした110歳までの全期間の収益率を示している。

すでに、国民年金基金A型の収益率は、生命保険会社の個人年金の収益率よりも高くなっていると指摘したが、図3はさらに、65歳以降の給付の全期間にわたって、この関係が成り立っていることを示している。それにもまして、ここで注目すべき点は、生命保険会社の個人年金では、男女と



注：国民年金基金は、拠出時、給付時とも非課税である。これに対し、生命保険会社の年金においては、非課税となる拠出は限られており、給付時には課税される。ここでは給付時にのみ20%の税率が課されるものとしている。

図3 死亡年齢別収益率—給付期間



注：国民年金基金は、拠出時、給付時とも非課税である。これに対し、生命保険会社の年金においては、非課税となる拠出は限られており、給付時には課税される。ここでは給付時にのみ20%の税率が課されるものとしている。

図4 死亡年齢別収益率—拠出と給付の全期間

もに75歳の周辺で収益率に落ち込みがみられることである。これは、うえに述べた、「死亡」と「長生き」の2つの保険機能が干渉しあうことによって、2つの保険のはざまである75歳ごろに収益

率の減少が生じたものと思われる。この年齢は、まさに男子の平均余命がつきるころであり、年金として非常に望ましくない結果となっているのである。

この生命保険会社の個人年金の収益率の特異性は、拠出と給付の全期間を示した図4で、いっそう明確になる。この図は、男子だけをとったものであるが、生命保険会社の個人年金の謎が一目して理解できる。すなわち、拠出時と給付時の一時金のため、年金に加入後早期に死亡すれば収益率は高いが、肝心の年金の給付が始まると収益率が低下し、その後死亡時期が遅くなるにつれて、収益率は回復する。このように「死亡」と「長生き」の2つのリスクをカバーしようとする結果、平均余命前後の大切な時期に収益率に谷間が生じる。これが、保険の観点からみて、生命保険会社の個人年金の最大の問題であると思われる。

3. 確定年金と終身年金の選択

個人年金の購入が増大しても、そのほとんどは確定年金であることを指摘した。ここでの目的は、その理由を死亡年齢別の収益率からさぐることである。そこで、終身年金と確定年金の死亡年齢別収益率を比較することにする。

図5は、国民年金基金の終身年金であるA型と、確定年金であるI型の死亡年齢別の収益率を比較

したものである。ここでは、保険の全期間をとった。この図から明らかなように、40歳から80歳までの確定年金のすべての期間にわたって、確定年金の方が終身年金よりも収益率が高い。この図では収益率の格差は判然としていないが、ほぼ1%の格差が生じている。

さて、この図をみて人々は、終身年金を選択するであろうか。その答えは、個人年金の理論を扱った田近・林(1995)で論じたように、長生きによって貯蓄がなくなることに対する人々の危険回避の程度や、生存確率についての個人的なとらえかたによる。しかし、ここでは、問題を単純化して、生存についての不確実性だけを考えることにする。この場合には、長生きをする自信がある人は、終身年金を購入することになるが、問題は、いったいどれほど長生きをする自信があれば、終身年金の契約をするかである。

かりに、契約時40歳の個人が、80歳までしか生きないと確信すれば、図から明らかなように、この個人は終身年金より、確定年金を望むであろう。しかし、84歳以上生きる自信があれば、終身年金の収益率は、確定年金の収益率を超え、終身年金

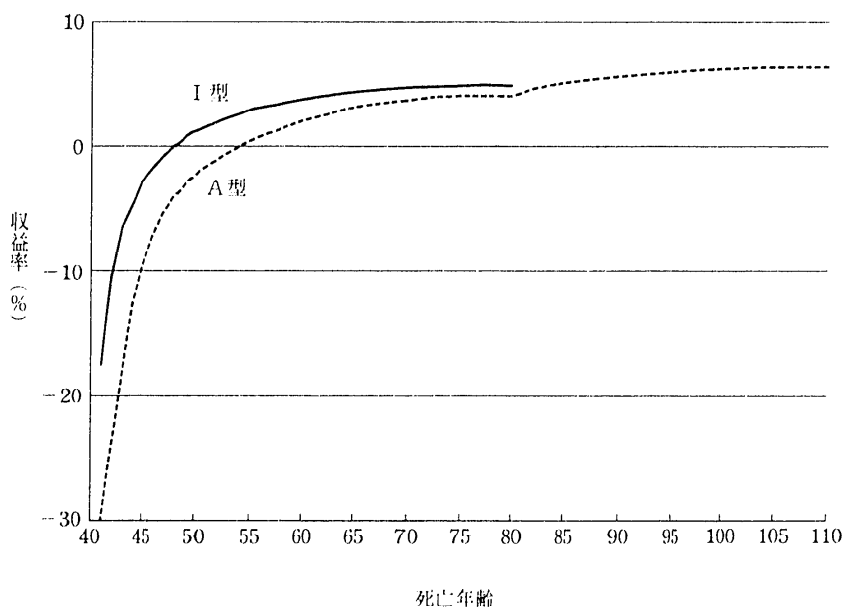


図5 死亡年齢別収益率でみた確定年金と終身年金の比較
国民年金基金A型とI型

を購入するであろう。

ここからさきは、われわれの推測にすぎないが、84歳という年齢は平均的な男子にとって、長すぎるのではないだろうか。40歳の男子の平均余命は、36,7年である。それを超えて、はたして、7,8年も生きる自信があるだろうか。一部保証が付くかもしれないとはいえ、死んでしまえば消えてしまう個人年金を買うより、給付の確定した年金を買う方が、ベターではないのか。後に残される家族への遺産まで考えれば、ますます確定年金の方がベターではないのか。

ここにはまた、男子と女子の間の収益率の格差が潜んでいて、もし男子だけのグループの個人年金があれば、この84歳という分岐的な年齢は、もっと早まるであろう。それが、かりに80歳より早くなれば、終身年金の需要はもっと高いかもしれない。データの制約もあって、われわれは、男子や女子だけのグループにおける生存確率の違いによる収益率の格差については、十分な検討ができなかったが、男子と女子の間の収益率の格差は、確定年金と終身年金の選択を考える場合も重要な要因となっているであろう。

終身年金と確定年金の選択は、たとえ生存の不確実性に対する危険回避の程度を無視しても、生存確率についての個人の信念、遺産動機の強さ、保険市場のフェアネスなどに依存して、断定的な結論を下すことは不可能である。しかし、国民年金基金の検討に限られるとはいえ、確定年金が強く選好される理由は十分あるといえよう。

V む す び

本論文では、個人年金の収益率を推計し、(1)個人年金市場において逆選択が生じているか、および(2)個人年金の収益率が、なぜ不透明なのか、を検討した。国民年金基金、簡易年金、生命保険会社から提供されているさまざまな個人年金を取り上げ、この課題と取り組んだ。ここで、主たる結論をまとめれば以下のようなものである。

(1) われわれの得た、個人年金加入者グループの生命表である、簡易生命保険・郵便年金経験生

命表を使う限り、個人年金市場で、平均的な生存確率をもつ個人が、差別的に取り扱われている(逆選択されている)とはいえない。

(2) しかし、この結論は、ここで使った生命表がどれほど適切であるかに依存している。データの制約があり、この点をこれ以上検討することはできなかった。

(3) 収益率の格差に関して、より興味深かったのは、むしろ男子と女子の間に大きな格差が生じていることである。これは、男女一律の保険料率となっている国民年金基金の場合、とくに著しいことがわかった。

(4) 3つの機関による個人年金の収益率を比較すると、生命保険会社の個人年金の収益率が、きわめて低いことがわかった。死亡年齢別収益率を検討することによって、その原因は、生命保険会社の個人年金には、「死亡」と「長生き」の背反するリスクに対する保険が混在していることによることがわかった。

(5) 男女の収益率の格差は、確定年金と終身年金の選択にも影響を及ぼしていると思われ、その結果、男子の場合、平均余命をはるかに超えて生存する自信がない限り、確定年金が終身年金より選好される可能性がある。

(6) 以上の推計はすべて、ボーナスを考慮しないで行った。国民年金基金C型とIII型を除いて、ここで取り上げたすべての個人年金には、ボーナスの規定があり、これは長期にわたる年金の収益率を不透明にしている。

以上が、ここでの主たる論点である。最後に、今後の個人年金市場を発展させるために重要と思われる点をあげたい。それは、すでにくり返し述べているように、金融資産としての年金の収益率をもっとガラス張りにすることである。そのような指標として、われわれは、年金契約の全期間の平均的収益率である期待内部収益率と、その構成要素に対応する、死亡年齢別収益率を示した。

これらは、年金の加入者の生存確率やボーナスなどの景気変動要因に依存する。そうした、収益率を算出するためにおいた仮定を可能な限り個人に示したうえで、年金の収益率を提示するべきであ

ろう。このような透明な指標をまえに、さまざまな年齢の、男子や女子が、それぞれの嗜好にしたがって将来設計をする。これからの社会の活力を引き出すために、個人個人の個性と自由な選択が、今後ますます求められるなかで、個人年金市場の整備を急がなくてはならないであろう。

参考文献

生命保険文化センター(1993)『生命保険ファクトブック』
社会保険研究所(1993)『国民年金基金の解説』
新日本保険新聞社(1994)『商品研究——年金商品

のすべて』

橘木俊詔・八木 匡・井藤徹也(1993)「年金の経済価値評価」、『生命保険の経済分析』, 日本評論社, pp.133-174

田近栄治・林 文子(1995)「個人年金市場に逆選択は生じているか——国民年金基金のケース」, 『経済研究』, 掲載予定

郵政省簡易保険局(1993)『みなさまの簡易保険'93』

郵政研究所数理研究会(1993)『簡易保険の保険数理入門』, 郵政国際協会

(たちか・えいじ 一橋大学経済学部教授)

(はやし・ふみこ 一橋大学大学院博士課程
日本学術振興会特別研究員)

論 文

日本の年齢階層別出産選択と既婚女子の就業行動

——家計の属性を考慮したクロスセクション分析——

滋 野 由紀子
松 浦 克 己

I はじめに

70年代以降、わが国の出生率はおおむね低下傾向が続き、93年には合計特殊出生率は1.46となり、人口維持可能な2.08をはるかに下回るに至った。この傾向が続けば生産年齢人口に対する老年人口の比率が極端に高まり、そのことが社会の活力を低下させたり、年金制度の維持に不安を与える等、深刻な問題を生み出しかねない状況にある。

そこで、近年わが国でも、出生率の問題について精力的な研究が進められている。たとえば個票データを用いた先行研究には、Osawa [1988] がある。その研究では、Butz and Ward [1979] のモデルに従い、出産するかしないかではなく、各家計においてそれまでに生まれた子供の数を被説明変数としている。そして、1975年の雇用職業研究所により調査された東京から50 km圏に居住する20～59歳の女性の1800サンプルを使って推計を行っている。しかし、そこでは合理的な選択として零を含む出生数を分析するのであれば、multilogitモデル、あるいはtobitモデルのような質的選択モデルを用いる必要があるだろう。また、Osawaの推計は、資産や負債の影響を考慮していないので、その点も新たに分析する必要があるだろう。

その他の研究としては、個票データを用いたものにDeckle [1990] がある。集計データを用いたものには、Hashimoto [1974]、Ogawa and Mason [1986]、大淵 [1988]、小椋・ディークル [1992]、駿河 [1993]、原田・高田 [1993] がある。

そこで本研究では、これらの先行研究の結果も踏まえて、家計の出生行動がどのようになっているのかを妻の就業行動と関連させて、個票データを用いより厳密な手法で実証することで、出生率低下問題の解決の糸口を見つけようと試みるものである。

既婚女性の出産行動は、その女性がおかれた環境、つまり家計の属性によって当然変わるであろう。たとえば世帯主（夫）の所得が高い場合と低い場合では、養育能力に差が出て、それは出産にもはね返るであろう。あるいは妻の学歴も影響する可能性があるであろう。夫や妻の母親が同居する場合としない場合とでも、育児の負担が分担されることや、反対に扶養家族が増えることにより、出産の行動は変わるかもしれない。また、夫婦が理想の子供数をあらかじめ決めていれば、今既にいる子供数はそのときの出産の意思決定に影響するであろう。このように既婚女性の出産行動を詳しく分析するためには、その家計の属性を明示的に考慮して行うことが大切である。この家計の属性を明示的に考慮して分析したことが本研究の第一の意義である。

家計の属性を明示的に考慮するために、本研究では1989年の家計調査とその附帯調査である貯蓄動向調査の個票を用いる。この両者を用いることにより家計の所得・資産・負債や住居所有形態とともに各世帯員ごとの年齢、性別、就業、続柄を知ることができる¹⁾。家計の属性のなかでも資産や負債については、純粋ライフサイクル仮説が妥当するならば必ずしも考慮する必要がないともいえる。しかし、わが国家計の行動では遺産動機

が無視し得ないことが指摘されている（たとえば松浦・橘木〔1994〕参照）。遺産動機は当然ながら出産や子供の数と重要な関連をもつ。また完全資本市場が存在するならば、市場で定められる条件で好きなだけ借入れができるので、そのときの資産と子供の養育能力は直接は関係しない。しかし実際には人々は借入れ制約に直面していることが多いであろう。したがって資産負債を考慮することが望ましいであろう。これが本研究の第二の意義である。

また本稿では、ある年齢階層の既婚女性がその年に子供を出産したかどうかと就業しているかどうかを、年齢階層別に bivariate probit モデル、probit モデルで推計する。この出産行動と就業行動を同時に明示的に考慮したことが本研究の第三の意義である。

さらに出生率を考える上で重要な問題に、子供の質というものを何で測るかということがある。出産行動を経済学的に分析する上で、この問題は常に難問であるが、各家計の教養娯楽費支出額等の消費を考慮することによって、本研究ではこの問題に1つの解答を与えることを試みる。これが本研究の第四の意義である。

本論文の構成は以下の通りである。II 節では最適子供数決定の考え方と年齢階層別の出産率を取り上げる意義について概説する。III 節ではデータの処理方法について説明する。IV 節では、推計方法と具体的な定式化について説明する。V 節では具体的な推計結果について解説をし、VI 節で本研究の結論と今後に残された課題について述べる。

II 最適子供数の選択の考え方、 年齢階層別出産率のとりえ方

ここでは、最適子供数の選択理論を簡単に述べるとともに、完結出生児数ではなく年齢階層別の出生率を取り上げる理由について概説する。

Becker [1960] [1965], Willis [1973] によると、家計は最適な子供の数と質を、所得と子供の費用（育児に要する費用）を考慮して家計の効用を最大化するように決定するとされている。その

とき、子供の費用は直接的なものと間接的なものがあると考えることができる。直接的な費用として、子供が消費する市場財があげられる。一方、間接的な費用として、育児には母親（妻）の時間が必要であることから、母親がその時間に労働市場で稼得できなかった所得、つまり機会費用があげられている。最適な子供数が決定されるということは、育児に要する母親の時間が決定され、したがって、同時に母親の就業に使うことのできる時間も決定される。

そのような理論モデルから、所得が上昇すれば最適子供数が増え、母親の就業時間数が減少することが説明されている。また、母親の機会費用が市場労働賃金率の上昇等で増加すれば、最適子供数は減少し、母親の就業時間数は長くなるといわれている。

最適子供数は、夫婦（母親）が一生かかって生み終わる子供数である。その意味において、Becker, Willis の議論は完結出生児数に関するものである。完結出生児数がわかるのは、理想とする子供数を生み終わった世代であるから、40 歳以上（母親の年齢）の中高齢層であろう。しかし、中高齢層の分析では現在問題になっている出生率の低下や、あるいは女性の社会進出と出産の相互関係を十分に取り上げることはできない。

そこで、本研究では、現在出産している主な年齢階層である 20 代、30 代の既婚女性の年齢階層別出産確率を取り上げ、家計の理想とする子供数に与える各種要因について分析する。言い換えれば、完結出生児に関する最適子供数の理論は、一生を通じて家計の最適化が図られることを含意している。また年齢階層別の出産の議論は、生涯を通じた最適化とともに各期（各年齢階層ごと）においても出産に関し最適化が図られることを含意している。

またクロスセクション・データで年齢階層別出生率を分析することは、その年齢階層ごとのコホート分析を行うことでもある。女性の出産や就業行動について、各コホートによって差があり得ることは Osawa [1988] によっても指摘されている。その意味でも年齢階層別に分析する意義があ

るといえよう。ただし本研究では89年の一時点のデータであるので、コホートの効果とライフサイクルの効果が同時に現れてくることになるので、結果の解釈に当たってはその点に留意する必要があるであろう。

もちろん、最適子供数(すなわち、理想とする子供数)のデータが直接得られれば、その子供数を直接分析することが考えられる。しかしながら、その情報は本研究で用いたデータでは知ることができないので、年齢階層別出生率をここでは取り上げることとした。

III データについて

本研究の推計に用いるデータは、1989年の「家計調査」とその附帯調査である「貯蓄動向調査」であるが、以下で分析の対象世帯と具体的なデータの処理方法について説明する。本研究で直接の分析対象としたのは勤労者世帯である。自営業等の一般世帯は対象から除いてある。これは家計の所得の内訳(世帯主収入、配偶者収入等)を知ることができるのは、データ上勤労者世帯のみであって、一般世帯については家計所得の総額のみしか知り得ないというデータ上の制約がひとつの理由である²⁾。もうひとつの理由は女性が働くときの機会費用が勤労者世帯と自営業世帯とではかなり異なるからである(Osawa [1988] 参照)。家族従業者にとって自宅で働く場合は子育ても同時にできるので機会費用は少ないが、外で働く場合はその機会費用は無視できないであろう³⁾。

家計調査は6ヵ月間連続して調査サンプルとなる。貯蓄動向調査の方は、そのうちで12月が調査対象期間に入っているものがサンプルとなっている。本研究では、資産を考慮することがひとつの特徴である。よって、12月が調査対象時期に含まれるサンプルをまず選択する。

また、回答の信頼性を確保するために、世帯人員当たりの月間消費額が85年価格で2万円以下のサンプル、および、世帯の正味の資産が負となっているサンプルを除去する。前者を除いたのは、消費に関する回答が明らかに過小と考えられるか

らであり、後者の方は破産を意味するので合理的な家計行動をしているとは考えられないからである。

年齢階層別の出生率の対象として取り上げたのは零歳児で、世帯主と配偶者⁴⁾の子供であって、回答時の年齢が零歳と報告された者である。それに対して、既存児は世帯主と配偶者の子供であって、回答時の年齢が1歳以上の者である⁵⁾。

所得としては世帯主(夫)の税込みの収入を用いる。

資産は、正味資産総額を取り上げる。そこには居住用不動産の土地・借地権の時価評価額と純金融資資産が含まれる⁶⁾。

住居の所有形態として、持ち家かそれ以外の借家や社宅等かを考慮する。

子供の質の関係で取り上げる教養娯楽費は、教養娯楽用品、書籍・雑誌、月謝(いわゆる習い事等)、旅行、教養娯楽耐久消費財に関する支出額である。

母親と同居している家計というのは、世帯主または配偶者の母親と同居しかつその母親が世帯主の扶養家族となっている場合である⁷⁾。

勤労者世帯の夫の職業の内容としては、ブルーカラーとホワイトカラーに大別することができるが、勤務先が民間職員、官公職員と報告された者をホワイトカラーとして取り上げた。

妻の就業状態についてはまず就業・非就業とに分けることができる。さらに就業の場合、家計調査の回答票では、①常用労務者、②臨時・日雇い労務者、③民間職員、④官公職員、⑤商人・職人、⑥個人経営者、⑦法人経営者、⑧自由業者、⑨その他、⑩家族従業者に分けられている。しかし、家計調査の実際のデータでは⑨その他、⑩家族従業者の回答は省略されているので、この2つについては知ることができない。とくに家族従業者を知ることができないので、妻が自営業の場合の影響を分析することには限界がある。よって、本研究では妻の就業・非就業を取り上げることにする^{8),9)}。

IV 推計方法とモデルの定式化

1. 推計方法

出産するかどうかという選択と、妻が就業するかどうかという選択が同時に決定されている可能性をまず検証する。この2つの選択が同時決定であれば、bivariate probitモデルを最尤法で推計する。

$$y_1^* = \alpha X_1 + \varepsilon_1 \quad y_1 = 1 \text{ (if } y_1^* > 0), y_1 = 0 \text{ (otherwise)} \quad (1)$$

$$y_2^* = \beta X_2 + \varepsilon_2 \quad y_2 = 1 \text{ (if } y_2^* > 0), y_2 = 0 \text{ (otherwise)} \quad (2)$$

$$E[\varepsilon_1] = E[\varepsilon_2] = 0 \quad (3)$$

$$\text{Var}[\varepsilon_1] = \text{Var}[\varepsilon_2] = 1 \quad (4)$$

$$\text{Cor}[\varepsilon_1, \varepsilon_2] = \rho \quad (5)$$

α, β は係数ベクトル、 X は説明変数ベクトル

この ρ の t 値は Wald 検定の統計量と同値である。 $\rho=0$ が棄却できれば出産行動と妻の就業行動は同時決定であり、その2つの行動は bivariate probit モデルで分析しなければならない。

一方、 $\rho=0$ が棄却できず、かつ2つの行動が別々に決定されているという解釈ができるときは、それぞれの選択行動について単一方程式で次のような probit 分析を行う必要がある¹⁰⁾。

$$y_i^* = \alpha_i X_i + \mu_i \quad y_i = 1 \text{ (if } y_i^* > 0), y_i = 0 \text{ (otherwise)} \quad (6)$$

($i=1, 2$)

μ は誤差項 (正規分布を仮定)

2. 具体的なモデルの定式化

本実証で分析対象とした年齢階層は、25～29歳、30～34歳、35～39歳の3つの階層である。20～24歳の階層については、一般世帯を含めてもサンプル数が18と過小であったので分析から除外した。また40～44歳の階層は、サンプル数は375であったが、零歳児がいると回答した世帯が4世帯のみであったので、この年齢階層も分析の対象からは除くことにした。

はじめに被説明変数について説明する。第一は

出生に関するものである。世帯主と配偶者の間の子供である零歳児の有無である。第二は妻の就業に関するものである。その就業の有無である (形態や勤務先を問わない)。

次に説明変数について、以下、順に解説をする。

まず出産関数について述べる。世帯主 (夫) の収入は経済的な養育能力を示し、所得の効果をみるものである¹¹⁾。その符号は正となることが予想される。

資産は将来の消費に充当され得るものであること、負債は将来の所得を担保とした消費と考えることができるので、これらは出生率に影響することが予想される。また遺産動機を有する家計では、子供の出生を希望するであろうし、あるいは戦略的遺産動機を考えれば親子間あるいは子供間のゲームを有利に運ぶために複数の子供をもとうとするかもしれない。また現実の資本市場は完全資本市場ではないから、借り入れに制約があるので正味資産は子供の養育能力を高めるであろう。この点からも資産を考慮する意味がある。ここで取り上げるのは、前述した正味資産である¹²⁾。正味資産額は、世帯の年間収入と同様に経済的な養育能力を示すと考えれば、符号条件は正が期待される¹³⁾。

世帯員1人当たりの教養娯楽費は、その家計の生活の質に対する需要を表しており、ひいては子供の質に対する需要を示すものと考えことは自然であろう。そのように考えると、負の符号が期待される^{14), 15)}。

出生や育児にはさまざまな直接費用がかかる。たとえば出生で世帯人員が増加すればアパートを転居せざるを得ないこともあろう。このように出生には直接的費用を要する。反面、そのとき持ち家でかつ住宅ローンがない世帯では、子供が生まれても、居住に関しては、追加的費用をあまり必要としないであろう。そこで直接的経費の影響をみるために、持ち家でかつ住宅ローンのない世帯 (ダミー) を取り上げる。この符号条件は、追加的経費を要しない場合であるから、正が期待される。

次に間接的費用の問題を考えてみる。

女性 (妻) が高学歴であれば、その出産や育児の

機会費用は、低学歴の場合に比べてより高いであろう。ただここでは妻の学歴を直接知ることとはできない。しかし、夫の学歴と妻の学歴は正の相関をもつことが指摘されている。また一般的にいつてホワイトカラーの方がブルーカラーよりも高学歴であろう。そこで夫の職業で妻の機会費用の高低を代理させる。ここでは世帯主の職業がホワイトカラーか否かを取り上げることとする。符号条件としては負が期待される。

機会費用に影響するものとしては夫または妻の母親との同居がある。というのは母親との同居は、育児の分担の可能性や介護の必要の有無によって、妻の時間のアベイラビリティに影響するからである。ただし、これについては2つの相反する効果が考えられる。ひとつは、同居する母親が育児や家事の手助けとなり、妻の育児や家事に必要な時間が減少する場合である。もうひとつは、高齢や病気等により妻が反対に母親の世話をしなければならない場合である。符号条件は前者の影響が強ければ正、後者の影響が強ければ負となることが予想される。

既存児数は、夫婦が想定している最適な子供数との関係を見るものである。これは少子化といわれる傾向（たとえば理想とする子供の数が2～3名に集中する）が当てはまれば符号は負となる。また、子供1人当たりにより手をかけ、子供の質を高める傾向があるとすれば、やはり符号は負が期待される¹⁶⁾。

次に妻の就業関数について、出生関数との違いを中心に簡単に説明する。

夫の所得が上昇すれば、妻が家計を補助するための労働の必要性は減少するであろう。言い換えれば妻の留保賃金は上昇する。この符号条件は負が期待される。正味資産についても同様に負の符号が期待される。

既存児の数は、子育てに使う妻の時間の影響を見るものである。それは労働市場への参加の機会費用が高まり、留保賃金を上げるので、符号条件は負が期待される。

世帯主または配偶者の母親との同居は、その母親の世話をする負担が大きければ負、逆に母親が

家事を行う等で妻の負担減少に貢献していれば正の効果が期待される。

住宅ローンの有無は、わが国で深刻な問題となっている住宅問題が、妻の就業に与える効果をみるためのものである¹⁷⁾。

ホワイトカラー・ダミーは、妻の学歴の代理変数とすれば市場賃金率を上昇させるであろう。

以上のことから、具体的な定式化は以下の通りとする。

$$y_1 = \text{cons} + \alpha_1 \text{LOGNEN} + \alpha_2 \text{LOGSISAN} + \alpha_3 \text{LOGKYOU} + \alpha_4 \text{MOCHIE} + \alpha_5 \text{WHITE} + \alpha_6 \text{DOUKYO} + \alpha_7 \text{CHILDN} + \varepsilon_1 \quad (7)$$

$$y_2 = \text{cons} + \beta_1 \text{LOGNEN} + \beta_2 \text{LOGSISAN} + \beta_3 \text{CHILDN} + \beta_4 \text{DOUKYO} + \beta_5 \text{HLOAN} + \beta_6 \text{WHITE} + \varepsilon_2 \quad (8)$$

LOGNEN——世帯主(夫)の収入(自然対数値)

LOGSISAN——正味資産額(自然対数値)

LOGKYOU——世帯員1人当たりの教養娯楽費支出額(自然対数値)

MOCHIE——持ち家かつ住宅ローンのない世帯(ダミー、該当=1, 非該当=0)

WHITE——世帯主が民間職員または官公職員(ダミー、該当=1, 非該当=0)

DOUKYO——世帯主または配偶者の母親の同居の有無(ダミー、有り=1, 無し=0)

CHILDN——既存児の数

HLOAN——住宅ローンの有無(ダミー、有り=1, 無し=0)

$\varepsilon_1, \varepsilon_2$ ——誤差項, $N(0, 1)$ を仮定

これをまず、bivariate probit モデルで推計を行い、出産と妻の就業が同時決定であるかどうかを検証する。それらが同時決定でなければ、式(7)、式(8)をそれぞれ別々に probit モデルで推計することにする。

V 推計結果

推計結果は表1に示す通りである。

ρ のt値からわかるように、25～29歳の階層で

表1 推計結果

	25～29 歳	30～34 歳	35～39 歳
出産関数	bivariate probit	probit	probit
定数	-13.6** (-2.23)	4.04** (2.45)	-5.22 (-.735)
世帯主(夫)の収入	1.07** (2.38)	-.0370 (-1.16)	.364 (.690)
正味資産額	-.000705 (-.303)	-.000293 (-.530)	.00217 (.268)
教養娯楽費	-.147 (-.860)	-.306** (-2.01)	-.0897 (-.363)
持ち家ダミー	-.231 (-.693)	-.192 (-.418)	.0611 (.140)
ホワイトカラー・ダミー	-.603** (-2.26)	.247 (.674)	-.250 (-.584)
母親との同居ダミー	.0166 (.028)	-----	.522 (1.20)
既存児数	-.567*** (-3.49)	-1.05*** (-5.95)	-.687*** (-3.01)
対数尤度	-----	-61.14	-25.58
妻の就業関数			probit
定数	14.0** (2.42)		9.28*** (3.48)
世帯主(夫)の収入	-1.04** (-2.52)		-.672*** (-3.59)
正味資産額	.0722 (1.01)		-.000318 (-1.29)
既存児数	-.281* (-1.91)		.153 (1.43)
母親との同居ダミー	-.0870 (-.173)		.365* (1.88)
住宅ローン・ダミー	.142 (.407)		.250 (1.57)
ホワイトカラー・ダミー	.136 (.494)		-.422** (-2.46)
ρ	-.548*** (-3.96)		-----
対数尤度	-160.26		-179.83
サンプル数	162	192	302
零歳児のいる世帯	46	32	7
妻が就業している世帯	38	1	111

注：() 内は漸近的 t 値，*は 10%，**は 5%，***は 1%で有意。

は出生と妻の就業は同時決定である。30～34 歳の階層では妻が就業していると回答したものは 1 ケースのみであった。そこでここでは出生率関数のみを取り上げて分析した結果を報告する¹⁸⁾。35～39 歳の階層では、 ρ の t 値から、両者は別途に決定

されていることがわかる。35～39 歳の階層については、表 1 で出産関数と妻の就業率関数を別々に probit モデルで推計した結果を示し、表 2 に bivariate probit モデルでの推計の結果を示すことにする。

このことは少なくとも 25～29 歳の年齢階層と 35～39 歳の年齢階層とでは出産行動に隔たりがあることを示唆している。

以下、各年齢階層ごとに推計結果について説明する。

1. 25～29 歳の階層の推計結果

この適齢期といわれる階層では、出生と妻の就業は同時決定である。 ρ は負であるから両者はマイナスの相関関係にあることがわかる。これは(結婚) 出産をし退職する道をとるか、出産せずに就業を続けるかという、伝統的な二者択一の選択が、今なお厳しく女性に突きつけられていることを示唆するのかもしれない。このような解釈が正しければ、出産をしても継続して就業できるように社会的制度を整備することが出生率の上昇のために重要である。

まず出生関数についてみる。

夫の収入は 5%水準で有意に正となっており、理論予想と整合的である。経済的な豊かさが出産の増加につながっていると考えられるので、子供をもつ家計の豊かさを補償するために育児手当等を充実したり、子供の扶養控除等を増加し減税することは、出生率向上のために効果があるであろう。

これに対し正味資産は統計的に有意な結果は得られていない。また子供の質の代理変数として取り上げた教養娯楽費は符号条件は満たしているものの、やはり有意な結果は得られていない。なお、直接費用の代理変数である持ち家ダミーに関しても統計的に有意な結果は得られていない。

間接費用の代理変数として取り上げた世帯主の職業(ホワイトカラー・ダミー)は 5%水準で有意に負となっており、妻の学歴の上昇が市場賃金率を増加させ、機会費用を高めて、出生確率の低下につながることを示唆している。

また母親との同居は符号は正であるが、統計的に有意な結果は得られていない。

既存児の数の符号は、1%水準で有意に負となっている。少子化の傾向と整合的な結果が得られている。

次に就業関数についてみる。

世帯主（夫）の所得は5%水準で有意に負の結果が得られている。これは理論予想とも整合している。

正味資産については統計的に有意な結果は得られていない。

既存児数は10%水準で有意に負である。子育てに使う時間の高まりにより、留保賃金率が上昇していることが示唆され、理論予想と整合的な結果である。

母親との同居、住宅ローン・ダミーは符号条件は正で理論予想と合致しているものの、統計的に有意な結果は得られていない。また、ホワイトカラー・ダミーについても同様に有意な結果は得られていない。

2. 30～34歳の階層の推計結果

次に30～34歳の年齢階層の推計結果についてみることにする。

前述の通り、この年齢階層では、就業していると回答したのは1例のみであるので、データ上問題があるということに留意しなくてはならない¹⁹⁾。

ここでは出産関数についてのみ報告する。

夫の所得、正味資産については統計的に有意な結果は得られていない。

注目されるのは教養娯楽費が5%水準で有意に負となっていることである。教養娯楽費をその子供の質の要求を示すものとしてとらえるとき、それが有意にマイナスということは、質への要求の高まりが子供の数（出産）を抑制することを意味しており、理論予想と整合的な結果となっている。

持ち家ダミー、ホワイトカラー・ダミーについてはいずれも有意な結果は得られていない。

既存児数は1%水準で有意に負となっている。これは25～29歳の階層と同様である。

3. 35～39歳の階層の推計結果

40～44歳クラスの出生率が1%前後にしかすぎないことからしても、この年齢階層で夫婦は理想の子供数をおおむね生み終わると考えてもよいであろう。したがって、結果の解釈の際もその点を踏まえることが必要であろう。

表2 推 計 結 果

	35～39歳
出産関数	bivariate probit
定数	-5.22 (-.279)
世帯主（夫）の収入	.364 (.275)
正味資産額	.00213 (.008)
教養娯楽費	-.0898 (-.266)
持ち家ダミー	.0610 (.087)
ホワイトカラー・ダミー	-.250 (-.259)
母親との同居ダミー	.522 (.746)
既存児数	-.687* (-1.79)
妻の就業関数	
定数	9.28*** (3.44)
世帯主（夫）の収入	-.672*** (-3.48)
正味資産額	-.000319 (-1.20)
既存児数	.153 (1.15)
母親との同居ダミー	.365* (1.87)
住宅ローン・ダミー	.250 (1.51)
ホワイトカラー・ダミー	-.422** (-2.41)
ρ	-.0201 (-.016)
対数尤度	-205.27
サンプル数	302
零歳児のいる世帯	7
妻が就業している世帯	111

注：（ ）内は漸近的t値、*は10%、**は5%、***は1%で有意。

この階層では、 ρ の t 値から、出産関数と就業関数は別に決定されている。

ここでは、出産関数と就業関数とについてそれぞれの probit モデルの推計結果（表 1）を報告する。

出産関数についてみると、統計的に有意な結果が得られているのは、既存児数（1%水準で負）のみである。

理想とする子供の数をほぼ生み終わるこの年齢階層では、夫の所得、あるいは直接費用や間接費用というものの影響より、理想の子供数との調整が重要な意味をもつということであろう。

他方、就業関数についてみると、夫の収入は 1%水準で有意に負となっており、25～29 歳の階層と同様に理論予想と整合的な結果が得られている。

正味資産と既存児数については統計的には有意な結果は得られていない。

これに対し、夫または妻の母親との同居ダミーは 10%水準で有意に正の結果が得られている。この年齢階層では母親との同居が妻の家事負担を減少させ、時間のアベイラビリティが高まっていることを示唆しているといえよう。

住宅ローン・ダミーは、符号条件は満たしているものの統計的には有意な結果は得られていない。

また、世帯主のホワイトカラー・ダミーは 5%水準で有意に負となっている。市場賃金率の上昇によって妻の労働市場への参加を高めるのではないかという理論予想とは、異なる結果になっている。この年齢階層では、女子の労働市場参加に関する M 字型の実証研究が示唆するように、いったん退職した女性が多く、その中断の効果が強く出ているのかもしれない。

VI 残された課題

本論文では、家計調査と貯蓄動向調査の個票を用いて、年齢階層別に出産選択と妻の就業について、それが同時に決定されているのかあるいは別途に決定されているのか、またそれらが家計のどのような属性に影響されているのかの分析を試みた。

これによって、25～29 歳の年齢階層では出産と就業は同時決定であり、負の相関関係があるのに対し、35～39 歳の階層では個別に決定されていることがわかった。25～29 歳の年齢階層は出生率が 0.18（72～91 年平均）と他の年齢階層の 0.08～0.002 を大きく上回る年齢階層である。この年齢階層では出産しても就業を継続できるような社会的制度の整備や育児手当・子供の扶養控除の充実などが出生率の上昇に寄与することが示唆された。そのような政策の推進が出生率の上昇ひいては高齢化社会（少子化社会）の対策に意義をもつであろう。

出産と就業の同時決定に違いがあるという意味で、20 代と 30 代とでは、その行動に基本的な差があるといえるであろう。

この違いは女性がその時々のライフサイクル段階において、所与の条件の下で理想の子供数を達成するために、就業行動を調整していることがひとつの要因として考えることができる。前述の通りこの傾向は理想の子供数をほぼ生み終わる 35～39 歳の階層で強いであろう。

またもうひとつの要因は 1950～1954 年という戦後ベビーブーム世代、あるいはその直後の世代というコホート（本論文の年齢階層では 35～39 歳）と、1960～1964 年という高度成長期に生まれたコホート（同 25～29 歳）の差を反映しているのかもしれない。前者のコホート（女性）は女性の高学歴化や社会進出のはしりではあったが、大卒女性等に十分な就業機会は開かれていなかった。後者の世代は、その進出はそれに比べればかなり容易であったであろう。これらの時代の差も、両者の推計結果の差につながったことが考えられる。ただし、前述の通り本研究では一時点のデータに基づくので、ライフサイクルの効果とコホート効果が必ずしも十分識別されていないとも考えられるので、その点に留意する必要がある。

しかし、本研究に残された課題も多い。

第一の課題は既婚女性の出産行動の分析にとどまって、未婚率の問題あるいは結婚の時期（タイミング）の問題は取り上げられていないことである。結婚して出産するというプロセスがある以上

この問題は避けて通ることはできない。本実証で用いた家計調査は単身世帯を対象から除外しているので、この問題についてはデータ上の制約から分析を行うことができなかった。結婚するかしないか、そのタイミングはどのようにして選ばれるかの分析は本研究に残された大きな課題である。

第二の課題は、本分析の対象が勤労者世帯にとどまり、一般世帯を取り上げていないことに関連する。日本の出生率全体を分析するには、一般世帯を対象に取り込むことが当然求められる。ここでは理論的整合性と利用可能なデータとの間にトレードオフの問題があるわけであるが、勤労者世帯と自営業世帯での機会費用の違いを考慮した就業の有無・勤労者と自営業の選択と出産の関係というネストした logit モデルの形で一般世帯の出産行動を取り上げることが、本研究に残された第二の課題である²⁰⁾。

第三の課題は、コホート別にみた完結出生率を取り上げることである。完結出生率自体は子供を生み終わった中高年女性の行動を分析することとなり、今後の出生率の上昇に直接結びつくものではない、ことは前述した通りである。しかし、各コホートの完結出生率が、どのような要因によって影響を受け、それが低下していったかを明らかにすることは、長期的な出生問題を考える上では有益であろう。

第四の課題は第三の課題にも関連するが、長期的な出生率の変化をとらえることである。本研究は一時点のクロスセクションデータに基づくので、必ずしも長期的な変化をとらえることはできない(クロスセクションデータとアグリゲートされた時系列データのそれぞれの利点と限界については Griliches [1986] 参照)。クロスセクションデータと集計された時系列データで分析結果が異なることはしばしば指摘されるところである²¹⁾。この問題を解決するためにパネル分析、あるいは複数年のクロスセクションデータ等により両者を総合的に分析することも重要な課題である。

第五の課題は、賃金方程式を導入することである。これは本研究で用いた家計調査では労働時間数を知ることができないので、直接取り上げるこ

とはできなかった。何らかの形で、妻(母親)の就業や育児、家事に関する時間配分を考慮し、留保賃金や市場賃金の効果を明示的に考慮することは、出産決定における機会費用の効果と所得効果を明示的に分析する上で必要であろう。またそれは賃金率に影響する税制や社会保障の問題を考える上でも有益であろう。

これらの課題を解決するためには、そのひとつひとつの課題に応じて他の個票データ(全国消費実態調査、国民生活基礎調査、就業構造基本調査等が考えられる)や家計調査を複数年利用して実証する必要がある。あるいはパネルデータ自体の開発が必要となろう。その実証は今後の課題としたい。

しかし、これらの課題を抱えるにもかかわらず、本論文の意義は家計の属性を明示的に考慮して既婚女性の出産確率をその就業行動とともに分析し、その出産行動にどのような要因がどの程度影響するのか、あるいは影響しないのかをはじめて明らかにし、今後の日本の出産行動のより厳密な研究のための出発点を与えたことにある。

* 本稿の執筆にあたり本間正明阪大教授、大竹文雄阪大助教授、小椋正立法政大教授および本誌レフリーより有益な示唆を得たことに謝意を表す。もちろん、残された誤りは執筆者の責任に属する。

注

- 1) これに匹敵するデータは1989年の全国消費実態調査である。ただし、ここでは調査期間が9～11月であるので、わが国の家計行動に重要な影響を与える12月支給のボーナスと12月の消費を別途とらえる必要がある。
- 2) なお勤労者世帯、一般世帯を共に分析するためには、データ上は家計所得の総額を使わざるを得ない。それによる分析も行ったが、紙幅の関係もあり報告は省略する。この場合は、後述する機会費用の問題も慎重に検討する必要がある。
- 3) レフリーの指摘に負う。
- 4) データを調べたところ、世帯主はすべて男性(夫)、配偶者は女性(妻)であった。
- 5) 実子か養子かを問わない。夫婦の間の子供と回答されたものを指す。
- 6) 実物資産として、持ち家世帯の土地、住宅、および、非持ち家世帯でかつ一戸建て(設備専用)

に居住する場合の借地権を考慮する。

具体的には、持ち家世帯で一戸建てと回答したものについては、回答された敷地面積を土地面積とすることにした。一戸建て以外の持ち家世帯(共同住宅等)については、所有土地面積を回答した者の比率が20%弱であったので、回答敷地面積が住居の延べ面積を上回るものと敷地面積の回答がないものについては、住居延べ面積の5分の1を敷地面積とした。また、回答敷地面積が住居延べ面積を下回るものは回答敷地面積をそのまま採用した。これに対象市町村ごとの住宅地の公示価格の平均価格を掛けて、土地価格を求めた。借地権については、土地の公示価格の50%を借地権割合とした。

住宅については、建築年の建築価格を、建設省『統計年報』より得られる、構造別・用途別1m²当たりの建築単価を、住居延べ面積に掛けて建築価格を求めた。その価額から自治省の固定資産評価基準により減価償却を行い、さらにSNAの住宅投資デフレータを用いて、住宅の時価を算出した。

土地や住宅については、出産との関係では子供を育てるためのスペースという観点から、敷地面積あるいは住居延べ面積を用いることが考えられる。しかし、持ち家あるいは一戸建ての借家以外の世帯(社宅やアパート、貸間等)については、これらの情報がほとんど全く得られなかった。また資産との関係では、社宅、アパート等の評価額を零ととらえることは合理的であるが、生活空間という点からすれば、これらを零と評価することは明らかに誤りである。以上の理由から、本章の実証では敷地面積等を直接用いることはしないことにした。

金融資産・負債としては、貯蓄動向調査より得られる、預貯金等(貸付信託、金融債等を含む)の安全資産、遺族の生活保障等を目的とする保険、危険資産の株式・株式投信、そして、住宅ローン、住宅ローン以外の負債を考慮する。

- 7) 世帯主または配偶者の父親の同居ダミーも考慮したが、いずれのケースでも有意な結果は得られなかった。報告は省略する。
- 8) 妻が、①常用労務者、②臨時・日雇い労務者、③民間職員、④官公職員に属する場合を妻勤労者のダミーとした推計も行ったが、結果は変わるところがなかった。報告は省略する。
- 9) フルタイム就業者とパートタイム就業者を分けることが考えられる。しかし、家計調査ではそれを直接知ることができないので本研究では考慮しなかった。
- 10) Greene [1993] 参照。
- 11) 所得・消費・資産・負債に関する金額は、すべて分散不均一の問題を考慮して自然対数をとっている。ただし、資産・負債の各項目について零と回答したものについては、log 1として処理

した。

- 12) 正味資産は、妻の就業から得られる所得によっても蓄積される。その意味で、資産方程式を連立して推計することも考えられるが、それについては今後の課題としたい。
- 13) 遺産動機と高齢者の就業を実証したものに大竹 [1991] がある。大竹は遺産動機の強さを子供の有無と数で代理させている。
- 14) 子供の消費のみを取り出すことはデータ上不可能であるため、世帯員1人当たりとした。
- 15) 耐久消費財については帰属サービスで考えることがより妥当であるが、家計調査では耐久消費財の保有状況は知ることができないので、データの処理で説明したようにここでは、消費支出額を用いる。
- 16) 既存児数については、その数字そのものの他、その自乗を入れて、非線形の効果を合わせてみることも考えられるが、これについても今後の課題としたい。
- 17) たとえば住宅取得計画と妻の就業行動の関係を分析したものとして Yoshikawa and Ohtake [1989] がある。
- 18) 就業が192人中1人のみというのはデータにサンプル・セレクション・バイアスがあった可能性を示唆している。この点結果の解釈に当たって留意が必要であろう。なお、出生関数と就業関数の bivariate probit モデルの推計も行ったが、報告は省略する。
- 19) この年齢階層では、母親と同居しているという回答もなかった。この点についても留意が必要であろう。
- 20) 就業形態をフルタイムとパートタイムに分け、機会費用の大小を考慮した出生関数の実証として滋野 [1994] がある。
- 21) Ogawa and Mason [1986], Osawa [1988] は時系列データに基づく分析で35~39歳の年齢階層でも女性の雇用就業率の増大が出生率を有意に低下させることを報告している。本実証とは説明変数が異なるので、厳密な比較はできないが、時系列データとクロスセクションデータの違いの一例といえるかもしれない。

参考文献

- Becker, G. S. [1960], "An Economic Analysis of Fertility," in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Universities-National Bureau of Economic Research conferences series, Princeton.
- [1965], "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, 75, 493-517.
- Butz, W. and M. P. Ward [1979], "The Emergence of Countercyclical U. S. Fertility," *American Economic Review*, 69, 3, 318-28.

- Deckle, R. [1990], "Equal Opportunity and Quantity and Quality of Japanese Children," *Journal of Asian Economics*, 1, 319-31.
- Greene, W. H. [1993], *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing.
- Griliches, Z. [1986], "Economic Data Issues," in Z. Griliches and M. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 3, Amsterdam: North-Holland.
- Hashimoto, M. [1974], "Economic of Postwar Fertility in Japan: Differentials and Trends," in T. W. Schultz (ed.), *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital*, Chicago, 225-49.
- Ogawa, N. and A. Mason [1986], "An Economic Analysis of Recent Fertility Decline in Japan: An Application of the Butz-Ward Model," 『人口学研究』第9号, 5-14.
- Osawa, M. [1988], "Working Mother: Changing Patterns of Employment and Fertility in Japan," *Economic Development and Cultural Change*, 51, 3, 623-50.
- Yoshikawa, H. and F. Ohtake [1989], "An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan," *European Economic Review*, 3, 997-1023.
- Willis, R. J. [1973], "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, 81, S 14-64.
- 大竹文雄 [1991], 「遺産動機と高齢者の貯蓄・労働供給」『経済研究』Vol.42, No.1, 21-30
- 大淵 寛 [1988], 『出生力の経済学』, 中央大学出版部
- 小椋正立, ロバート・ディークル [1992], 「1970年以降の出生率の低下とその原因」『日本経済研究』22, 46-76
- 滋野由紀子 [1994], 「日本における出生率と女子の就業行動」, 大阪大学修士論文
- 駿河輝和 [1993], 「出生率低下の経済分析」, 大阪府立大学未刊行論文
- 原田 泰, 高田聖治 [1993], 「人口の理論と将来推計」高山, 原田編『高齢化の中の金融と貯蓄』第一章, 日本評論社
- 松浦克己, 橘木俊詔 [1994], 「日本の資産分布の不平等の要因分解」, 郵政研究所 D.P.
- (しげの・ゆきこ 大阪大学大学院研究科)
(まつうら・かつみ 長崎大学教授)

公的介護保険の導入による介護費用への影響

丸 山 桂

I 分析視点

高齢化社会の到来とともに、介護問題が大きな社会的関心を集めて久しい。その状況は、少子化による影響も加わり、かなり深刻な様相を呈している。国民の老後の介護不安は高まる一方で、長期的な視野にたった行政的対応が求められている。かつて、「日本型福祉社会」と呼ばれ、介護責任を家族に委ねてきたわが国の介護政策も、女性の社会進出や若年労働力の不足など社会状況が変化し、家族介護の限界性が示されたことで、公的責任を拡大する方向で変わりつつある。

しかしながら、高齢者の増加につれて、高齢者の介護に要する費用は膨張の一途をたどり、この財源調達方法は、今後の介護政策の方向性を決める最重要課題として依然残されたままである。この解決策の1つとして、近年注目を集めているのが、介護リスクを社会連帯による社会保険でみるという公的介護保険の創設であり、財源をその保険料収入に求めるというものである。政府の方針は、1997年導入にほぼ固まりつつあり、現在、各審議会でも本格的な検討が進められ、次第にその骨格が明らかになってきている。

公的介護保険の導入には、多くの検討すべき点があり、慎重な議論を要することはいうまでもない。だが、その役割は、単なる財源調達法だけにとどまらず、医療、保健、福祉といった既存の介護システム全体の整合化、効率化が実現された上での、介護費用の節減効果も期待されていることは否定できない。また、公的介護保険が社会保険

方式をとる以上、給付と負担の公平性の確保は、必須課題の1つとなる。

そこで、本研究では、このような視点から、公的介護保険が導入された場合に、既存の介護施策の費用負担にいかなる見直しが必要であるのか、そして社会全体の介護費用や国民の費用負担に及ぼす影響を検討することにより、公的介護保険の政策効果を分析することとした。社会的な介護費用の推計あるいは公的介護保険の所要額を試算した先行研究は、宇野(1994)、城戸(1989)、沢村(1988)など数多いが、本研究の特色は、両者を組み合わせて分析を行った点にある。もとより、具体的な制度設計が定まらない時点での試算は、時期尚早との感否めないが、明確にその効果を認識することも検討対象と考え、本研究を行った。

以下では、3つの点について、検討する。

第1に、公的介護保険における保険料負担、公費負担、利用者負担といった費用負担方法はどのような方法が望ましいか。第2に、政策動向によって、公的介護保険の所要額および保険料負担額は、どの程度左右されるのか。最後に、公的介護保険の導入によって、医療保険制度や措置費などの社会福祉施設に要した介護費用には、いかなる影響が現れるのか。また、国民の介護費用負担は、どのように変化するのか。

本稿の構成は、以下のようになっている。II節で、公的介護保険の制度設計および他制度の費用分担の方法について述べ、III節で、試算方法を述べ、IV節で、試算結果を考察し、V節で、結びとする。

II 公的介護保険の給付と負担のあり方

本節では、現行の介護施策の問題点を指摘し、その結果をふまえ、公的介護保険の制度の根幹にかかわる、保険料負担、給付内容、公費負担の3点を中心に検討を行う。また、公的介護保険を導入した場合、既存の介護施策における費用負担をどのように調整すべきかも併せて検討を行うこととする。

1. 現行の介護施策の問題点

まず、現行の介護施策のうち、介護費用負担の軽減を意図した施策について、問題点を整理しよう。その方策は、1つには税制を通じた控除、あるいは障害年金の支給といった一種の介護手当の支給であり、もう1つは老人福祉サービスや財を購入する場合に、利用料を所得階層に応じて減額するという、利用料の軽減である。

前者の問題点は、要介護者のニーズの大きさと給付額が必ずしも合致しないことがあげられる。まず、税制では、例えば障害のある老人を扶養している場合には、老人扶養控除に所得税では10万円、住民税では7万円をさらに上乗せした同居老親等特別控除という所得控除を認めている。こうした控除の意図は、障害者を扶養する場合には、そうでない者を扶養する場合より経済的負担が大きく、担税力が小さいとし、その分を控除額の上乗せで税額の軽減で対処するというものである。だが、税制の所得控除制度特有の問題として、限界税率が高い高所得層が、より控除の恩恵にあずかれるという点があげられる。都村(1992)によれば、老人や障害者を扶養している者は、相対的に低所得層が多く(p.220)、税制を通じた一種の介護手当の支給は、ニーズと給付額が合致していないというミスマッチの問題だけでなく、公平性の観点からも疑問視せざるをえない。公的介護保険を導入する際には、こうした控除の見直しも併せて行う必要があろう。

公的年金制度では、65歳前に障害が発生した場合には、障害年金の支給を行っている。1級障害の

場合(介護を要する重度の障害)には、障害基礎年金と障害厚生年金が受給できる。しかし、障害年金は、就労期における障害のリスクを意図したものであり、一度老齢年金を受給してしまうと、その後障害者になっても、障害年金を受給することができないという問題点がある。介護のリスクの発現率は、老齢年金受給後、特に高齢になるほど、高くなること、そして一律老齢年金の25%増しという算定方法では、自営業者などの国民年金のみの受給者や低所得者には、十分な金額を支給することはできないことを考えると、障害年金は老後の介護費用の保障としては、不十分であるといわねばならない。

もう1つの介護サービスの利用料軽減策としては、老人保健制度を通じての医療費の自己負担額の軽減や老人保健施設や各社会福祉施設の利用費用の軽減などがあげられる。しかし、現行制度における介護施策は縦割りで、相互の連携が十分はかられていないために、同じような要介護老人であっても、介護を受ける居所によって、費用負担額が大きく異なるということは、よく知られた事実である。例えば、自宅で介護を受ける場合、原則として介護費用は全額自己負担であるが、特別養護老人ホームは、その所得に応じて費用徴収がされるため月額0~24万円、老人保健施設ならば、月額6万円程度、老人病院であれば、食費を含めて約4万円ということになる¹⁾。こうした費用負担額の不均衡は、所得に応じて費用徴収をする社会福祉施設には、低所得者が集中し、病院には特に治療を必要としない長期入院者、いわゆる「社会的入院」者の増加を招くなどの問題を生みだしており、介護保険の創設の際にはケア施設の整合化は必須課題であるといえる。

2. 公的介護保険における費用負担のあり方

以上の問題をふまえ、本項では、公的介護保険の費用負担方法を、保険料負担、給付、公費負担の3点を中心に、検討を行う。

(1) 保険料負担

ここでは、保険料負担の問題のうち、徴収方法といった技術的な問題ではなく、その負担者の範

困について、検討を行うこととする。保険料負担者の範囲を議論する際の争点は、高齢者やいわゆるサラリーマンの専業主婦である第3号被保険者にも負担を求めるかどうかということになる。前者については、高齢者層と若年層との公平性の確保や昨今の年金水準の充実によって豊かな高齢者が増加していることを考えると、保険料徴収は可能かつ妥当と思われる。現行の老人保健制度でも、70歳未満の国民健康保険加入者からは保険料徴収を行っており、大きな問題はなかろう。ただし、高齢者の所得格差は若年層に比べて著しく大きいいため、低所得者には、保険料免除などの措置が必要であり、また保険料徴収の年齢に上限を設けるなどの検討が必要となる。

後者については、パート労働者から保険料徴収をする方向で考えるべきであろう。いわゆるパート労働者がある一定の金額を超えて働くとかえって世帯の手取り収入が減少するという「逆転現象」は、深刻な社会問題となっており、こうしたパート労働者から保険料負担を求めないということが、労働供給の抑制効果をもち、かつ低所得者や他の働く女性との公平性を損なっているという指摘がしばしばなされている。こうした問題は、公的介護保険だけでなく、社会保険制度全体で見直しをすべき問題であるが、仮に公的介護保険でパート労働者から保険料徴収を行わないとすれば、「逆転現象」が一層深刻化することは明らかである。

保険料徴収には、様々な配慮が必要となるが、できるだけ広い範囲で負担者を設定すべきと考える。

(2) 給付方法

① 給付対象者

公的介護保険の給付対象者を議論する際、第1に高齢者のみに限定するか、年齢による区切りを設けるのか、第2に対象者を要介護者本人に限定するか、介護者についても給付を行うのかの検討が必要となる。第1に、給付対象者の年齢の問題であるが、これは公的介護保険の保険者の設定にもよるが、仮に老人保健制度と一体的に給付を行うのであれば、おのずと給付対象者は高齢者に限定されよう。また、年齢制限を設けない場合に

は、高齢者に限定した場合以上の保険料収入を必要とし、若年層の負担に対し、別途の配慮が必要となる。障害者に対する給付は、教育や社会訓練などと一体的に供給される必要があり、介護だけを取り出して社会保険化するより、公費による手当あるいは福祉の一層の充実で対応すべきであろう。

介護者に対する給付の是非は、その身体的、精神的負担を評価する、あるいは介護を理由に就労を中断した場合の機会費用の補填という意味でも、なんらかの援助を行うことが必要と思われる。しかし、介護者に対する介護手当の支給には、モラルハザードや特定の人物への介護のおしつけにつながるという恐れもあり、慎重な検討が必要である。現時点では、育児休業中と同様に、介護休業中の所得保障や社会保険料の免除などの方策で、介護者への手当の支給を行うことが、適切ではないかと思われる²⁾。

② 給付方法

要介護者に対する給付方法をめぐっては、現物と現金のどちらが適切かという論点がある。これについては、奥野・吉川(1992)が理論的な検討を行っているが、効率性、モラルハザード、利便性を考慮すると、原則として現物給付の方式をとるが、現物給付または両者の組み合わせ受給も認めることが最善の方法と思われる。なによりも要介護者すべての介護ニーズを把握し、現物給付または現金給付のみの給付には限界があり、要介護者の選択の幅はできるだけ広く保つ方がよいからである。また、わが国の介護施設、介護サービスは地域差が著しく、現状では現物給付を受けようにも、対応するサービスが十分ないため、現金給付を選択せざるをえない地域の住人も少なからず存在すると予測されるためである³⁾。

施設入所者への給付は、在宅以上に各施設によって、取り扱いが異なるため、複雑にならざるをえないだろう。まず、全額自己負担が原則の有料老人ホームの入所者については、基本的に現金給付をすることで問題はなかろう。それ以外のいわゆる公費で運営されている特別養護老人ホームをはじめとする社会福祉施設の入所者へは、公的介

護保険の給付と、公費、自己負担でいかに介護費用を分担するかの見直しが必要となる。現行制度では、自己負担額を所得に応じて徴収しているので、低所得者の場合には、費用徴収を行わない仕組みになっている。しかし、在宅の要介護者との公平性を考えると、少なくとも食費や生活費は自己負担すべきであろう。その額として、高齢者が負担可能かつ、老人保健施設の1ヵ月あたりの自己負担額の平均6万円程度が妥当と思われる。が、現在の入所者の大半が低所得者であり、彼らへの別途配慮が必要であること、そして現行の所得に応じた徴収方法を残すのか、扶養義務者からの徴収の是非など、利用者負担そのものを大幅に見直すことが必要となる。また、公的介護保険が導入されたとしても、公的責任を残すという意味で、なんらかの公費負担は、残すことが必要と思われる。

病院や老人保健施設のような、医療施設の入所者への給付は、堀(1994)が指摘するように、当面は医療保険制度のなかで、給付を行うべきと考える。いわゆる「社会的入院」の大きな理由が、他の施設に比べ、自己負担が軽減されていることがあげられている。これにさらに給付を行うことになれば、「社会的入院」者を在宅あるいは施設へ移行させるインセンティブに乏しくなると考えるからである。

(3) 保険料と公費負担

最後に、公的介護保険に公費負担をいれるべきか否かを検討する。現在、老人医療の費用は患者の一部負担を除き、原則として国が20%、都道府県が5%、市町村が5%を負担し、残りの70%が医療保険の各保険者の拠出金で賄われている。ただし、老人保健施設療養費等介護的要素が大きい費用については、国が12分の4、都道府県が12分の1、市町村が12分の1で公費負担が2分の1、残りの2分の1が拠出金で賄われている。公的介護保健が老人保健制度を基盤にするならば、公費負担を入れることは可能である。

また財源を保険料収入と税収で賄うことで、互いの功罪を補えるという利点もある。

以上、本節では公的介護保険における費用負担

のあり方について、検討してきた。次節では、この考え方に基づいた場合の公的介護保険の介護費用に及ぼす影響の試算方法について、述べることにする。

III 計算の方法

本節では、公的介護保険の所要額、保険料負担額、他の介護施策への影響、国民の介護費用負担への影響を、政策選択や要介護老人の動向別に試算することを目的としている。

計算の手順の概略は、次のようになる。まず、基礎データとなる要介護老人数、介護費用、公的介護保険の給付額を設定する。次に、これらのデータを基に、要介護老人の想定ケース別に、公的介護保険の所要額、保険料負担額、既存制度への影響、国民の介護費用負担の順に試算し、公的介護保険の諸影響を検討することとする。

1. 基礎データの設定方法

(1) 要介護老人数

公的介護保険の所要額は、政策選択の効果、すなわち要介護老人の障害の程度や介護を受ける居所の選択動向によって変化しうる。本研究は、昨年見直しが行われた高齢者保健福祉推進十か年戦略(以下、新ゴールドプラン)の達成率⁴⁾に着目し、その最終目標値の2000年を試算の年次に設定した。そのため、ここで求める居所別、障害の程度別の要介護老人数も、新ゴールドプランの達成率に依存することになる。

要介護老人の動向は、介護費用の推計を行った宇野(1994)の用いた3ケースに1ケースを加えた、特徴的な4ケース(トレンド型、新ゴールドプランA型、新ゴールドプランB型、在宅移行型)を想定し、障害の程度を3段階(重度、中度、軽度)に分類した。各ケースを次のように定義する。

トレンド型とは、新ゴールドプランが達成されず、2000年においても介護サービスの水準が現在と同程度にとどまり、したがって公的サービスの守備範囲が現在と変わらない場合を想定したものである。具体的には、老人人口の伸びに比例して

公的福祉サービスが整備されるものと仮定した。

新ゴールドプラン A 型と B 型は、2000 年における公的福祉サービスの整備水準を新ゴールドプランの最終目標値と同一と仮定したものである。前者は、要介護老人総数はトレンド型と同じであるが、施設入所者が新ゴールドプランの最終目標値と同一になると仮定したケースである。トレンド型より、大幅に施設入所者が増加するのが特徴である。後者は、「寝たきりゼロ作戦」が功を奏し、在宅の重度要介護者の 3 割が中度の障害にふり替わると仮定したケースである。

在宅移行型とは、在宅福祉サービスが整備された結果、施設入所者や病院の長期入院者が大幅に在宅に移行した場合を想定したケースである。すなわち、病院の長期入院者の 2 分の 1 と、老人保健施設と各社会福祉施設の中度と軽度の要介護者の半数が、障害の程度は変わらずに、在宅に移行したとするものである。

これらの定義に基づき、1992 年時の要介護老人の動向のデータを基に、2000 年における要介護老人の動向別の推計結果が表 1 となる⁵⁾。詳細な計算手続きについては、拙稿 (1995) で述べてあるため、割愛する。

(2) 公的介護保険の給付金額の設定

次に、試算の前提条件となる公的介護保険の給付範囲や給付金額の設定を行う。

公的介護保険の給付対象者は、老人保健施設と病院の入院者を除く先に求めた要介護老人すべてとした。この要介護老人のうち、軽度の障害の者には健康老人に限りなく近い者が相当程度存在するはずだが、この数を正確に把握するのが困難なため、このような方法をとった。そのため、給付対象者は広めに設定してある。

各要介護老人への給付金額は、ドイツの公的介護保険の障害の程度別の給付金額をそのまま日本円に換算し、現物給付、現金給付とも各ランクの最高金額を支給するものとした (1 マルク=65 円換算)。なお、給付内容は、原則として現物給付とし、在宅の 1 年以上の長期寝たきり者には、在宅代替サービスを、有料老人ホームの要介護者には現金給付を行うものとした⁶⁾。

前節の議論に基づいて、現行の居所別・障害の程度別の介護費用と、公的介護保険を導入した場合の給付額、自己負担額、公費負担額 (措置費、運営費) をまとめたのが、表 2 である。以上が、試算の基礎データとなる。

2. 計算方法

要介護老人の動向と公的介護保険の給付金額が設定できると、公的介護保険の所要額、保険料負担額、他制度の介護費用への影響、国民の介護費用負担額の順に試算を行う。以下、順をおって要点のみを説明することとする。

表 1 のある居所と障害の程度 (i) の要介護老人の人数を N_i 、1 ヶ月あたりの給付金額を M_i とすると、年間の給付金額の合計額 C_i は、

$$C_i = N_i \times M_i \times 12$$

と表せる。これをすべての居所と障害の程度別に推計し、その合計額を公的介護保険の所要額とみなす。

保険料負担額は、公的介護保険の所要額を被保険者の範囲別の人数で除して求める。本研究では、被保険者数のデータを、便宜上 1994 年度の公的年金保険の財政再計算における、2000 年の国民年金保険の被保険者の分類に求めた。すなわち、現行の社会保険の被保険者の中心となっている、(1)第 1 号、第 2 号被保険者のみで負担する場合、(2)さらに第 3 号被保険者も負担、(3)さらに老齢年金受給者も負担、さらに(3)の受給者のうち現行の老人保健制度と同様に、70 歳以上の老人は保険料負担を要しないとした場合の 4 種類を設定した。

他の介護費用額への影響としては、大別して 3 種について求めた。1 つは、社会福祉施設入所者に費やされた措置費・運営費およびその自己負担額、病院の長期入院者および老人保健施設入所者に費やされた医療費とその自己負担額である。2 つめは、公的介護保険が導入されることで、問題の多い各種老人優遇税制の控除額の上乗せ額を廃止した場合の税の増収額 (税控除効果)⁷⁾、最後に在宅介護の自己負担額の変化額を求めた。

国民の介護費用負担額には、上記の介護費用だけでなく、在宅福祉事業費、施設整備費も対象に

表1 居所別・障害の程度別の要介護老人数

(単位:人)

年次	レベル	65歳以上人口	要介護老人数	在宅	老人保健施設	福祉施設				有料老人ホーム	病院 (65歳以上長期入院者)	老人病院	精神病院
						軽費老人ホーム A型	ケアハウス	介護老人ホーム	特別養護老人ホーム				
1992年	合計	16,230,000	1,866,012	1,184,485	52,749	254,556	1,521	62,668	175,967	8,522	365,700	285,311	25,085
	重度		804,970	289,000	23,451	125,447		6,141	119,306	1,372	365,700	285,311	25,085
	中度		125,803	70,136	25,190	27,000		3,948	23,052	3,477			
	軽度		935,239	825,349	4,108	102,109	1,521	52,578	33,610	3,673			
トレンド型 (2000年)	合計	21,699,000	2,659,185	1,748,006	70,324	340,333	2,034	83,785	235,262	11,392	488,929	381,452	33,538
	重度		1,189,535	499,699	31,353	167,719		8,211	159,508	1,834	488,929	381,452	33,538
	中度		205,798	131,374	33,678	36,098		5,278	30,819	4,648			
	軽度		1,263,852	1,116,933	5,492	136,517	2,034	70,296	44,935	4,910			
新ゴールドプラン A型 (2000年)	合計	21,699,000	2,659,185	1,501,809	280,000	488,185	100,000	83,785	290,000	23,491	365,700	285,311	25,085
	重度		1,189,535	490,740	124,482	204,831		8,211	196,620	3,782	365,700	285,311	25,085
	中度		205,798	19,233	133,712	43,268		5,278	37,990	9,584			
	軽度		1,263,852	991,836	21,806	240,086	100,000	70,296	55,390	10,125			
新ゴールドプラン B型 (2000年)	合計	21,699,000	2,659,185	1,501,809	280,000	488,185	100,000	83,785	290,000	23,491	365,700	285,311	25,085
	重度		1,042,313	343,518	124,482	204,831		8,211	196,620	3,782	365,700	285,311	25,085
	中度		353,019	166,455	133,712	43,268		5,278	37,990	9,584			
	軽度		1,263,853	991,836	21,806	240,086	100,000	70,296	55,390	10,125			
在宅移行型 (2000年)	合計	21,699,000	2,659,185	1,904,095	202,241	346,508	50,000	45,998	243,310	23,491	182,850	142,656	12,543
	重度		1,042,313	526,368	124,482	204,831		8,211	196,620	3,782	182,850	142,656	12,543
	中度		353,019	254,945	66,856	21,634		2,639	18,995	9,584			
	軽度		1,263,853	1,122,782	10,903	120,043	50,000	35,148	27,695	10,125			

注: ・65歳以上人口は、人口問題研究所「日本の将来推計人口 (平成4年9月推計)」の単位推計結果である。

・在宅の要介護老人数は、厚生省「国民生活基礎調査」(平成4年版)と大塚俊男・柄澤昭秀・松下正明・河口豊(1991)「老人性痴呆疾患対策、疫学と専門病棟整理に関する研究——疫学班」老人性痴呆疾患対策：長府科学研究費「痴呆疾患患者のケア及びケアシステムに関する研究」(平成2年度報告書)より、推計。

・病院の長期入院者とは、入院期間6ヵ月以上の患者を指す。厚生省「患者調査」(平成2年)より推計。ただし、一般病院は過大に、老人病院は過小推計になっている。

・その他、厚生省「社会福祉施設等調査報告」(平成5年)、同「老人保健施設等調査報告」より推計。

・軽費老人ホームB型の入所者は、自営ができる程度の健康状態であるとし、要介護老人には相当しないとみなした。

表2 現行制度における介護費用および公的介護保険給付内容の想定(1ヵ月あたり費用, 1994年価格)

(単位: 円)

居所	現行制度		公的介護保険導入後			
	1人1ヵ月あたりの介護費用(A)	自己負担額(B)	給付金額(C)	自己負担額(D)	措置費(A)-(C)-(D)	運営費(A)-(C)-(D)
在宅	重度	213,202	合計 213,202	182,000	31,202	
	介護費用 36,511					
	機会費用 176,691					
	中度	160,377	合計 160,377	117,000	43,377	
	介護費用 29,114					
	機会費用 131,262					
	軽度	80,188	合計 80,188	49,000	31,188	
	介護費用 14,557					
	機会費用 65,631					
有料老人ホーム	施設により異なる	全額自己負担	重度 84,500 中度 52,000 軽度 26,000			
特別養護老人ホーム	合計(措置費) 286,320 生活費 64,420 事務費 221,900	所得に応じて (平均 33,600円)	182,000	64,420	39,900	
養護老人ホーム	合計(措置費) 173,430 生活費 50,930 事務費 122,500	所得に応じて (平均 17,900円)	117,000	50,930	5,500	
軽費老人ホーム(A型)	合計(運営費) 162,930 生活費 50,930 事務費 112,000	合計 60,930～ 生活費 50,930 事務費 10,000～ (平均 60,930円)	49,000	59,330		54,600
軽費老人ホーム(ケアハウス)	合計(運営費) 120,340 生活費 43,240 事務費 68,700 管理費 8,400	合計 61,820～ 生活費 43,420 事務費 10,000～ 管理費 8,400 (平均 61,820円)	49,000	51,820		19,520
老人保健施設	入所者基本施設療養費 264,800	利用料 (約 60,000円)				
特例許可老人病院	入院医療診療報酬 332,340	合計 112,328 一部負担金 21,000 食費 18,000 保険外負担 68,162 差額ベッド 5,165				
精神病院	入院医療診療報酬 251,130	合計 124,278 一部負担金 21,000 食費 18,000 保険外負担 80,112 差額ベッド 5,165				
一般病院	入院医療診療報酬 569,790	合計 124,278 一部負担金 21,000 食費 18,000 保険外負担 80,112 差額ベッド 5,165				

注: ・在宅介護費用は, (財) 長寿社会開発センター(1993)『高齢者在宅介護費用の研究』より障害の程度別の介護費用および機会費用をそれぞれ消費者物価指数で調整した数値である。

・特別養護老人ホーム, 養護老人ホームの自己負担額は, 厚生省『社会福祉行政業務報告』, 厚生省『社会福祉施設調査報告』からの平均推定値である。

・軽費老人ホームの自己負担額は, 年金受給者平均受給額に相当する事務費を負担するものと仮定した。

・医療施設の保険外負担は, 二本立(1992)『90年代の医療と診療報酬』勁草書房所収の平均値を消費者物価指数で調整した。

・医療施設の差額ベッド料は, 中医協『1989年医療経済実態調査』より推計した。

・社会福祉施設の介護費用(A)は, 特甲地定員50人ベースの数値である。各自治体の上乗せ給付や痴呆性老人加算や病弱者介護加算等は, 省略した。

加えた⁸⁾。この合計額を2000年における20歳以上の人口で除して、1人あたりの介護費用負担額を求めた。いずれの金額も1994年の実質価格で表示してある。

IV 計算の結果と考察

前述の計算方法に基づいて、公的介護保険を導入した場合の影響の試算を行った。それでは、以下、考察を始めよう。

1. 公的介護保険の所要額

表3は、要介護老人の動向ケース別に、2000年における公的介護保険の所要額をその給付対象者の居所別に掲載している。

表3の最下部にある公的介護保険の所要額の合計額をみると、在宅介護中心の在宅移行型が最も高額に、施設中心型でかつ重度の要介護者の少ない新ゴールドプランB型が最も低額になっている。各ケースの所要額の大小は、表1の公的介護保険の医療施設入所者を除く給付対象者の人数の大小にほぼ一致している。ところが、給付対象者1人あたりの平均給付金額で比較すると、トレンド型126万円、新ゴールドプランA型128万円、新ゴールドプランB型122万円、在宅移行型129万円という差がみられ、給付対象者数以外にも、所要額を左右する要因があると思われる。以下、各内訳ごとに検討を行おう。

まず、表3の一番上の在宅の所要額をみると、各ケースとも在宅の要介護者が最も多いため、突出した額となっている。しかし、同じ施設中心型である新ゴールドプランA型とB型の在宅の所

要額を比較すると、1317億円の差が現れる。この2ケースは、在宅の要介護老人数は同じであるが、後者は、前者より重度の要介護者の割合が少ないという違いがある。つまり、給付対象者のうち重度の障害者の占める割合が減少することで、高額な給付対象者数が少なくなり、結果として在宅の要介護者全体に要する給付額も節減されるのである。リハビリや予防に努め、要介護老人の自立を促すことは、要介護者本人だけでなく、社会全体にとっても、介護費用を節減できるというメリットをもたらすといえる。

また、在宅の所要額を比較する場合、在宅代替介護に要する費用も考慮しなければならない。他の居所の重介護老人に比べ、在宅の場合は、在宅代替介護の額が給付金額に上乗せされることになる。そのため、要介護者数が同じであっても、施設中心型より在宅中心型の方が、公的介護保険の所要額はより高額となるのである。

特別養護老人ホーム、養護老人ホーム、軽費老人ホーム入所者への給付金額も、ほぼ給付対象人数の大小に従っている。しかし、1人あたり給付金額の平均値をとると、トレンド型と新ゴールドプランA、B型では、20万円近い差が生まれる。この理由は、施設間の要介護老人の障害の分布が変化したことによる。新ゴールドプラン型では、トレンド型に比べ、比較的障害の軽いケアハウスの入所者が急増したのに対し、特別養護老人ホーム、養護老人ホームなどの入所者は横ばいで、施設中心型の新ゴールドプラン型は軽度の要介護老人、つまり給付金額が低い層が大半を占めたため、施設入所者への給付額がそれほど多額にならなかったのである。その結果、合計額で比較して

表3 公的介護保険の所要額 (2000年)

(単位: 100万円)

給付対象者の居所	トレンド型	新ゴールドプランA型	新ゴールドプランB型	在宅移行型
在宅	1,999,848	1,748,115	1,616,441	2,238,664
(うち 在宅代替介護)	67,300	66,136	46,295	70,938
特別養護老人ホーム	513,812	633,360	633,360	531,389
養護老人ホーム	117,634	117,634	117,634	64,581
軽費老人ホーム	12,516	67,267	67,267	33,634
有料老人ホーム	6,292	12,974	12,974	12,974
合計	2,650,103	2,579,351	2,447,676	2,881,243

表4 公的介護保険の1人あたり保険料負担額(2000年:1994年価格)

	トレンド型	新ゴールド プランA型	新ゴールド プランB型	在宅移行型
(A)公的介護保険所要額(100万円)	2,650,103	2,579,351	2,444,676	2,881,243
〈被保険者数〉(万人)				
(イ)第1号被保険者+第2号被保険者数	5,891	5,891	5,891	5,891
(ロ)第3号被保険者数	1,295	1,295	1,295	1,295
(ハ)負担可能高齢者数(老齢年金受給者数/2)	1,045	1,045	1,045	1,045
(ニ)うち70歳未満老齢年金受給者数	682	682	682	682
(ホ)全世代で負担するとした場合のベース(イ+ロ+ハ)	8,231	8,231	8,231	8,231
〈1人1ヵ月あたり保険料負担額〉(円)				
(1)第1号・第2号被保険者のみで負担(A)/(イ)	1,874	1,824	1,729	2,038
(2)さらに第3号被保険者も負担(A)/(イ+ロ)	1,537	1,496	1,417	1,671
(3)さらに老齢年金受給者も負担(A)/(ホ)	1,342	1,306	1,238	1,459
老齢年金受給者を70歳未満にした場合(A)/(イ+ロ+ニ)	1,403	1,366	1,295	1,526

注:被保険者数は、1994年度の財政再計算結果のうち、2000年における国民年金の被保険者数の予測による。

70歳未満老齢年金受給者数=負担可能高齢者数×(65~69歳人口/65歳以上人口)。

人口数は、人口問題研究所「日本の将来推計人口(平成4年9月推計)」の中位推計結果を用いた。

も、施設中心型は最も低額に抑さえられることになっている。

以上のことから、公的介護保険の所要額に影響を与えるのは、給付対象者の人数の大小だけでなく、居所や障害の程度の動向も含まれるということがわかった。つまり、重介護老人の割合が高いほど、特に他の居所に比べ、給付額が高額な在宅の重介護老人の占める割合が高いほど、公的介護保険の所要額をおし上げる傾向があるということが明らかになった。

2. 公的介護保険の保険料負担額

次に、先に求めた公的介護保険の所要額から、公費負担2分の1をいれた場合の、保険料負担者の範囲設定別に、1人1ヵ月あたりの保険料負担額を試算した結果が、表4となる。

表4をみると、要介護老人の動向にかかわらず、おおむね1人1ヵ月平均2000円前後の保険料負担となることがわかる。給与所得者の月収を1ヵ月30万円と仮定すると、月額2000円の保険料負担は、給与額の0.6%の保険料率に相当する。

保険料負担者の範囲設定による保険料負担額の違いをみると、最大月額500円程度の差がある。保険料率に換算すると、わずか0.1%程度の差にすぎないが、要介護者の増加による将来の保険料

率の上昇と世代間の公平を考慮すると、できるだけ広い層で負担をすることが適切と思われる。

3. 公的介護保険導入による介護費用負担への影響

次に、公的介護保険導入による影響を、既存制度の介護費用や社会全体の介護費用額の変化額から検討を行うこととする。

(1) 既存制度の介護費用の変化

表5は、要介護老人の動向別に、上から、公的介護保険所要額、在宅福祉事業費、施設整備費、措置費・運営費、施設入所自己負担額、医療費(自己負担額を除く)、老人保健施設および入院自己負担額、税控除効果、実質国民負担額、国民1人1ヵ月あたり負担額を掲載している。

()内の数値は、公的介護保険を導入しなかった場合と比較した、各費目の増減を表している。ただし、医療費(f)と老人保健施設および入院自己負担額(g)は、表2に示した公的介護保険の制度設計で、医療施設の入所者を給付対象外としたため、介護保険の影響を直接受けるわけではない。そこで、両費目の()内の数値は、トレンド型を基準とした費用の増減を表すこととした。在宅福祉事業費、施設整備費については、公的介護保険の導入の有無にかかわらず、公費でなされる所与

表5 公的介護保険導入による介護費用負担への影響

(単位: 100 万円)

費目	トレンド型	新ゴールドプランA型	新ゴールドプランB型	在宅移行型
公的介護保険所要額 (a)	2,650,103	2,579,351	2,444,676	2,881,243
在宅福祉事業費 (b)	153,139	284,789	284,789	284,789
施設整備費 (c)	125,183	181,386	181,386	181,386
措置費・運営費 (d)	131,264 (-892,007)	177,241 (-1,158,979)	177,241 (-1,158,979)	135,962 (-882,023)
施設入所自己負担額 (e)	248,044 (+119,605)	347,824 (+128,186)	347,824 (+128,186)	252,419 (+102,079)
医療費 (f)	2,948,619 —	2,763,940 (-184,679)	2,763,940 (-184,679)	1,534,939 (-1,413,680)
老人保健施設および入院自己負担額 (g)	232,659 —	337,640 (+104,982)	337,640 (+104,982)	213,634 (-19,025)
税控除効果 (h)	334,465 (+334,465)	334,465 (+334,465)	334,465 (+334,465)	334,465 (+334,465)
実質国民負担額	6,823,476	7,006,636	6,871,961	5,818,836
国民1人1ヵ月あたり負担額 (円)	6,908	7,094	6,957	5,891

注1: 実質国民負担額 = (a) + (b) + (c) + (d) + (e) + (f) + (g) + (h)

注2: ()内の数値は、医療費(f)と老人保健施設および入院自己負担額(g)は、トレンド型を基準とした増減額を、その他の費目については、公的介護保険が導入されなかった場合と比較した増減額を表している。

のものとして説明を割愛した。以下、各介護費用の変化について検討を進めよう。

① 措置費・運営費

措置費・運営費(d)をみると、いずれのケースでも、()内の数値がマイナスであり、公的介護保険を導入したことによって、費用が減少している。特に、施設入所者中心の新ゴールドプランA型、B型について際だっている。この理由は、措置費や運営費の一部が、公的介護保険の給付と、施設入所者の自己負担の強化によって肩代わりされたためである。そのため、公的介護保険を導入しなかった場合と比較すると、約15%程度の費用となり、極端に公費が縮小される。とはいっても、公的介護保険の所要額の半額を、公費負担で賄うとなれば、単純計算でも、措置費・運営費の軽減額以上の新たな公費負担が必要となり、費用負担面からみても、公的責任が軽減されるというわけではないことが分かる。

② 施設入所自己負担額

次に、施設入所自己負担額(e)を見ると、いずれのケースも費用負担が増加している。これは、徴

収方法を現行の措置制度における所得比例ではなく、定額の負担という前提条件にしたため、平均値だけで比較すると、定額負担の方が高額になってしまったためである。しかし、現行の施設入所者に占める低所得者の割合が高いことを考えれば、必ずしも、自己負担の強化とは言いきれない。しかし、低所得者の負担を免除あるいは軽減する等の措置が必要であることはいうまでもない。

③ 医療費

医療費(f)をみると、在宅移行型が特に低額に抑えられていることが目につく。在宅移行型は、他ケースに比べ病院の長期入院者がかなり少ないためであり、トレンド型と比較すると約1兆4000億円の医療費が節減されたことになる。仮に今、両ケースの医療費の差額1兆4000億円を、20歳以上の国民に還元したとすると(公費負担は無視する)、単純計算で、医療保険料を約1人1ヵ月あたり1800円程度も引き下げることが可能となる。これは、勤労者の平均月給を30万円と仮定すれば、約0.6%の保険料の引き下げに相当する。

また、トレンド型と新ゴールドプランA型を比

較すると、医療施設入所者は、後者の方が約8万人多いにもかかわらず、医療費は低額となっている。この理由は、両ケースの病院と老人保健施設入所者の比率の違い、トレンド型は病院の長期入院者の比重が高く、新ゴールドプランA型は老人保健施設の比重が高いという違いによる。表2にあるように、要介護老人1人あたりの介護費用は、老人保健施設より病院の方がかなり高額になる。そのため、病院入院者が多いトレンド型は、新ゴールドプランA型より多少人数が減少しても、なお高額な医療費を必要とするのである。

ただし、医療費については、高齢者は慢性疾患を患っている者が多く、入院に限らず、外来患者が増加すれば、長期入院者の減少による医療費の節減効果は薄れてしまうかもしれない。しかし、それを考慮してもなおいわゆる社会的入院者の減少が、医療保険料率の上昇幅を抑制する効果があることは、間違いないといえよう。

④ 老人保健施設および入院自己負担額

表5をみると、老人保健施設および入院自己負担額(g)は、先にみた医療費とは若干異なる。施設中心の新ゴールドプランA型とB型の自己負担額は、トレンド型より強化され、在宅移行型で若干負担が軽減されるという結果になった。在宅移行型の自己負担額が軽減されたのは、医療施設入所者そのものが、大きく減少したためである。反対に、新ゴールドプランA型とB型の自己負担額の増加は、トレンド型より医療施設入所者そのものが増加しただけでなく、法定自己負担額が低額な病院の長期入院者から、自己負担が病院より高額な老人保健施設の入所者が相対的に増加した形になったためである。

⑤ 税控除効果

税控除効果(h)は、数種の老人優遇税制について、若年層と同じに設定した場合の税収の増額を表す。これらの控除の対象者は、ある程度限定された層であるが、約3345億円の増税となっている。この増収分については、単なる増税に終わらないように、介護施策の費用に用いる、あるいは消費税の税率引き上げ幅を小さくするなどの方策が必要となる。

(2) 実質国民負担額と国民1人1ヵ月あたり負担額

以上、各費目について検討を行ってきたが、ここで表5の在宅介護自己負担額を除く各費目を合計すると、国民の金銭的な介護費用負担額を求められる。そして、この実質国民負担額を、表4の全世代で負担するとした場合の人数8231万人で等しく負担すると仮定した額が、国民1人1ヵ月あたり負担額となる。

表5の最下段の国民1人1ヵ月あたり負担額を比較すると、新ゴールドプランA型が最も高く、ついで新ゴールドプランB型、トレンド型、在宅移行型の順で低額になっていく。とはいっても、先の3ケースの負担額の差は、月額200円もなく、定義の設定いかんで、数値の大小は入れ替わる可能性は十分ある。ここでは、むしろ在宅移行型の負担額に着目したい。他の3ケースに比べ、在宅移行型の負担は1000円以上も低額である。表3でみたように、在宅移行型は、公的介護保険の所要額が最も高く、そのため、国民の保険料負担額が最も高いケースであった。しかし、介護施策全体でみると、要介護老人が大量に在宅に移行した分、他の介護施策の費用が軽減され、そして介護費用の高い病院の長期入院者が、相対的に費用の低い施設や在宅に移行したことにより、介護費用全体の効率化がはかられ、結果的に在宅移行型の介護費用負担が、最も低額となったのである。ここから、在宅中心型の介護政策は、公的介護保険の保険料負担は増加するものの、制度全体を通じた介護費用負担は最も低額になるということができよう。

また、定義が異なるため、単純比較には注意が必要であるが、()内の数値を差し引きすると、いずれのケースもマイナスの数値となり、公的介護保険によって、あたかも介護費用が軽減されるかの印象を受けるが、その額も公的介護保険所要額を相殺するほどには及ばない。公的介護保険の所要額の大半が、在宅の要介護者に支給され、これまで無償であった在宅介護費用を金銭的に評価し、この部分を保険料負担で賄うわけであるから、国民の介護にかかわる負担がある程度増加するこ

とは、やむをえないことである。それでも、介護システムを整合化し、社会全体の介護費用の効率化を達成することで、こうした負担を和らげる効果はかなり期待できると言えよう。

V 結 論

以上、公的介護保険の費用負担のあり方を概観し、その所要額や保険料負担額、導入による諸効果について、試算を行ってきた。その結果、以下の点が明らかになった。

第1に、公的介護保険の制度設計は、保険料負担者は、高齢者やいわゆるパート労働者を含む広い範囲に求め、給付方法は、原則現物給付とし、現金給付も選択できる道を残すのがよいであろう。現行の社会福祉入所者の介護費用は、公的介護保険の給付と自己負担額、そして公的責任を残すという意味でも、公費負担もいれるのが、適切である。

第2に、公的介護保険の所要額および保険料負担額は、給付対象者数に比例して高くなるが、給付額の多い在宅の要介護者や重度の要介護老人が占める割合が高いほど、その額は多額になる傾向がある。

第3に、公的介護保険による介護費用への影響は、要介護老人の動向に大きく左右される。社会的な介護費用の効率化には、介護システム全体の整合化、例えば社会的入院者の減少などの条件が必須であり、リハビリや在宅介護の充実に努めることが最終的な国民の介護費用負担を最も軽減させることが明らかになった。

公的介護保険の制度設計には、さまざまな配慮が求められる。特に、本研究の前提条件である給付金額をはじめとする制度設計には、多くの問題点が残されている。医療施設が介護施設に転換していく可能性や入所者の実態の把握、社会福祉入所者にかかる介護費用を公費、利用者負担、介護保険給付でどのようにシェアしていくべきかは、低所得者への対応や施設運営の方法とも併せて、熟慮しなければならない。今後の課題である。

公的介護保険の導入は、介護リスクを社会的に

シェアし、特に在宅介護の負担を和らげる方法の1つとして、十分意義があると思われる。しかし、公的介護保険の導入が、すべての介護問題を解消するわけではない。介護マンパワーをいかに確保するか、財政調整をどうするかなど、さまざまな課題が残されている。そして、「保険あって介護なし」という状況にならないよう、民間も含めた介護施設・サービスの一層の充実や各制度の連携など、介護システム全体の整備が必要条件であり、そうした条件が整った上で、公的介護保険はより大きな効力を発揮するといえよう。

* 本研究は、「高齢化社会における社会保障周辺施策に関する理論研究事業」研究会の筆者執筆分に若干の修正を加えたものである。

注

- 1) 入院の自己負担額としては、実際にはこのほかに、お世話料や差額ベッドなどの名目で、かなりの負担が求められる。ただし、病院間でかなりばらつきがあるのが現状である(二木, 1992)。
- 2) 1995年6月に成立したいわゆる介護休業法では、休業中の所得保障については、「保険料を免除することは他の被保険者や事業主などの負担増につながりコンセンサスの形成が必要、また年金・保険財政への影響など財源面での検討が必要などの理由から先送りされた」(『社会保険旬報』1995年6月21日, p. 21)。
- 3) ドイツの公的介護保険でも、在宅で介護されている要介護者は、現物給付と現金給付または両者の組み合わせ受給が認められている。現金給付に関しては、「要介護者が介護手当でその範囲にふさわしい介護者による基礎的介護と家事援助を適切な方法で自ら確保していること」が条件とされ、また現金給付が現物給付の金額より低額に設定されている点など、モラルハザードの防止を考慮し、現物給付を選択するインセンティブが働くよう制度設計されている。この点は、大いに参考にすべきであろう。
- 4) 新ゴールドプランの最終整備目標値のうち、施設に関する数値目標は、特別養護老人ホーム29万床、老人保健施設28万床、ケアハウス10万人分などである。
- 5) 厚生省「要介護高齢者の将来推計」によると、2000年の寝たきり老人数、要介護の痴呆性老人、虚弱老人数の合計は280万人と推計されている(『厚生白書 平成7年版』, p. 258)。本研究の推計結果は、この数値より過小推計になっている。
- 6) ドイツの公的介護保険における障害の程度は、3ランクにさらにガンなどの末期患者を対象とす

る合計4ランクが設定されているが、本研究では、対象者数を把握するのが困難なため、最高ランクは計算対象からはずした。医療保険とのバランスを考慮し、利用者負担を費用の1割として、給付を行うという素案もあるが(『厚生福祉』1995年6月14日)、利用金額が把握できないため、このような方法をとった。

- 7) 老年者控除、特別障害者控除、老人配偶者控除、老人扶養控除、同居老親等扶養控除、同居特別障害者扶養控除について、国税庁『税務統計から見た民間給与の実態』、『税務統計から見た申告所得税の実態』より、所得税、住民税の控除効果を試算した。このほかに、介護を意図した控除として、おむつにかかる費用等の医療費控除があるが、適用者数が統計から把握できず、対象から除いた。これらは、厳密には、介護費用を意図していないものも含まれている。
- 8) 両費用は、公的介護保険ではなく、公費で賄われるものと仮定した。在宅福祉事業費は、1994年度のホームヘルパー、デイサービス、ショートステイのゴールドプランの整備目標値と支出額の予算ベースの数値を基に、2000年の同整備目標値から、各サービスの支出額を求めた。この伸び率が、在宅福祉事業費合計の伸び率と一致すると仮定して、2000年時の事業費を推計した。施設整備費は、1994年と2000年の施設入所者数の比を、1994年予算にかけて2000年の数値を求めた。ストックコストは、含まれない。なお、これらのサービス量は、実際には新ゴールドプランの目標値以上の水準が必要となろうが、この不足分の供給主体については、本論ではふれなかった。

参考文献

- 宇野 裕 (1994)「老人介護の社会的費用」社会保障研究所編『社会保障の財源政策』、東京大学出版会
奥野正寛・吉川 洋 (1992)「高齢化政策の理論的基

- 礎」金森久雄・島田晴雄・伊部英男編『高齢化社会の経済政策』、東京大学出版会
城戸喜子 (1989)「高齢者介護の各種費用と家族介護者への介護手当」『総合社会保障』1989年10月
経済企画庁総合計画局編 (1987)『高齢者の実態と21世紀福祉社会の展望——福祉分野における民間活力の導入』、社会保険研究所
健康保険組合連合会社会保障研究室 (1994)『ドイツ介護保険法 概要・法文』
沢村幸生 (1988)「介護費用をどう調達するか」『厚生福祉』1988年6月29日
全国社会福祉協議会・社会福祉研究情報センター (1989)『介護費用のあり方——その社会的負担を考える』、中央法規出版
都村敦子 (1992)「税制および社会保障制度における家族の取り扱い——家族の変容・労働の変容への対応」金森久雄・島田晴雄・伊部英男編『高齢化社会の経済政策』、東京大学出版会
二木 立 (1992)『90年代の医療と診療報酬』、勁草書房
堀 勝洋 (1994)「介護費用の財源政策」社会保障研究所編『社会保障の財源政策』、東京大学出版会
丸山 桂 (1995)「公的介護保険の所要額とその経済的效果について」『高齢化社会における社会保障周辺施策に関する理論研究事業の調査研究報告書II』、(財)長寿社会開発センター
村上雅子 (1993)「介護保障と財源調達」隅谷三喜男・日野原重明・三浦文夫・京極高宣・堀勝洋編著『長寿社会総合講座2 長寿社会の社会保障』、第一法規出版
山崎泰彦 (1991)「高齢社会と介護保障政策——社会保障システム主体の総合的政策の提案」『季刊・社会保障研究』Vol. 26, No. 4
(財)長寿社会開発センター (1993)『高齢者在宅介護費用の研究』
(まるやま・かつら 社会保障研究所研究員)

書 評

橘木俊詔・下野恵子著『個人貯蓄とライフ・サイクル』（日本経済新聞社，1994年）

八 代 尚 宏

高齢化社会についての著作や論文は数多いが，その経済的社会的なインパクトの大きさについて具体的に論じたものは少ない。本書は，その数少ない例外であり，勤労と貯蓄に関する諸問題を，ライフ・サイクルの視点に基づいて分析した労作である。こうした社会政策の重要な課題が，両著者のようなトップレベルの実証経済学者によって，綿密に分析されたことが，1994年度の「日経・経済図書文化賞」授賞の大きな背景となっている。

著者は，その「まえがき」のなかで，本書のねらいとして，①経済理論と実証分析の融和を目指したこと，②経済効果の測定に際して数量分析を基本としたこと，③望ましい政策との結びつきを念頭に置いたこと，等の3点をあげている。評者は，このうち，以下で詳細に検討するように，①と②の点については，著者の目的が十分に果たされていると考えるものの，最後の③の政策面については，いくつかの問題点を指摘したい。以下では，本書の主要な分析項目に絞って，コメントする。

1. 高齢者の就業行動分析

日本の高齢者の生活を考える場合に，ひとつの大きなカギとなる点は，高齢者の高い就業率をもたらしている要因である。これははたして，①年金と個人の貯蓄だけでは生活してゆけない高齢者が多く存在するためか，それとも，②働かなくとも生活に困らないものの，それでも主として「健康のために」働きたいというような高齢者層が多いためであろうか。もし前者であれば，今後の公的年金水準の向上とともに，高齢者の就業率は低下するであろうが，逆に後者であれば，高齢者の経済的な地位の向上とその就業率との間には，必ずしも明確な関係は見られないであろう。

著者は，これらの点に関し，高齢者の就業行動を，労働省「高齢者就業等実態調査（1980年）」の個票デ

ータを用いて計量分析を行っている。ここで用いられるモデルは，高齢者の就業・非就業の選択が，その経済的な条件の制約のもとで，家計の効用を最大化するように行われるとする標準的なものである。こうした個票を用いた分析は，最近，頻繁に行われるようになっていたため，以下ではやや詳細ではあるが，いくつかの注意すべきポイントについて検討する。

ここでの被説明変数は，就業確率であり，主要な説明変数は，本人の仕事や年金収入，他の世帯員の収入等の経済的な要因と，年齢，健康状態，地域特性等の非経済的な要因である。こうしたモデルを実際の個票データを用いて推計する場合には，以下のような点をどう処理するかが，大きな課題となる。

まず第1のポイントは，これが就業確率モデルであるから，本人の仕事収入に関して，現実に就業を選択した者だけでなく，非就業を選択した者についても，就業・非就業を決定するに当たって「提示された市場賃金率」が必要となる。すなわち，非就業を選択した者は，自らに提示された市場賃金率が，本人が働いてもよいと考える水準（留保賃金率）を下回っていたために，そうしたものと考えるのである。もっとも，ここで非就業者に提示された「市場賃金」は，個票データからは得られないため，それを推定する必要があり，この推定賃金率として何を用いるかが，高齢者の就業行動を分析するひとつのポイントとなる。筆者は，高齢者の就業希望者はパート・タイム勤務を希望する場合が多いことから，パート・タイム雇用者の平均賃金を用いている。しかし，高齢者が定年退職後に再就職する場合に，すべてがパート就業を選択するわけではない。例えば，高齢者に提示される市場賃金にもっとも近いものとして，労働省「賃金構造基本調査」における，各々の高齢者に対応した年齢層の初任給（勤続0年）の賃金率を用いるという選択も考えられよう。このように異なる前提のもとで，推計した結果にどれほ

どの違いが生じるかも興味深い点である。

第2のポイントは、高齢者の就業に影響を及ぼすものとして時間当たりの賃金率か、それとも月ベースの賃金かの選択である。著者はこの点について、先行研究である島田・清家他(1981)の用いた手法と異なり、月ベース賃金を用いている。こうした手法を用いた根拠としては、「雇用者にとって労働時間は一般に固定的であり、月収と賃金率のどちらを用いてもよい」としている。

しかし、高齢者の就業・非就業の選択に際しては、体力的な面からも、既婚女性の場合と同様に、賃金率だけでなく、就業時間も重要な要素となる。その意味で、企業の指定する労働時間に服さなければならない一般の男子雇用者と同様な扱いがはたして妥当であろうか。この点については、先の非就業を選択した高齢者に提示される市場賃金としてパート賃金を用いたこととの整合性も含めて、やや問題点が残る。

この点に関する「望ましい解決方法」としては、時間当たりの賃金率を説明変数とした就業確率関数と、就業者の属性(性別、年齢別)の情報も含めた労働時間選択関数とを同時に推定することであろう。もっとも、こうした推計上の整合性にあまりこだわりすぎると、実態からかけ離れた推計結果に陥る危険性もあろう。とくに「高年齢者就業等実態調査」の調査票には、月ベースの賃金と就業時間が記入される方式となっているが、これから逆算した時間当たり賃金率は、しばしば不自然な値を取る場合も多いという難しさもある。

最後に、ここで対象となる高齢就業者について、著者は雇用者(サラリーマン)と農家など自営業・家族従業者とをまとめて分析しており、農林水産業地域ダミーを説明変数に加えている。しかし、本来、高齢者の就業行動は、定年や指定労働時間の制約の厳しい雇用者と、それらの制約を受けない自営業の場合とでは、大差があり、また高齢者の属性も大きく異なるであろう。このため、最初から雇用者と自営業とのサンプルを分けて分析するという選択肢も考えられよう。

2. 在職年金制度と高齢者の就業行動

労働と社会保障の境界領域における大きな問題のひとつが、厚生年金における「在職老齢年金制度」による高齢者の就業行動の抑制効果の大きさである。厚生年金制度では、60～64歳層の年金受給資格を勤労所得額にリンクして定めており、賃金所得が一定額以上に

なると、その大きさに比例して年金給付額が減らされる仕組みとなっている。このため、この年齢層の年金受給者にとっては、賃金所得額が増えても、他方でそれ以上に年金給付額が減らされるために、両者を合わせた総収入はむしろ減少するという状況にある。こうした実質的に100%以上の限界所得税を課されるのと同じような状況では、低賃金労働を積極的に選択することが、この年齢層の高齢者にとっては合理的な選択となる。

著者は、「高齢者就業等実態調査(1983年)」の個票を用いて、こうした高齢者の低賃金選択行動を分析し、具体的な統計データを示して、それが労働時間の短縮によるのではなく、時間当たり賃金率の低下という形で現れていることを示している。この点は、同じデータを用いて分析を行った清家(1993)の結論とは正反対である。これは、清家(1993)が指摘しているように、現実の受給者ではなく、厚生年金の受給資格をもつ者ともたない者との間で、時間当たり賃金率を比較しなければ、サンプル・セレクション・バイアスに陥るという面もあるのではないだろうか。

また、在職年金は、本来、低賃金就業の高齢者の生活保障を目的としているはずのものであるが、著者も指摘しているように、高齢者の生産性以下に賃金を抑制することにより、事実上の「企業に対する補助金」となっている。また、この結果、在職年金制度の対象となる高齢者層では、このように低賃金での就業を選択する高齢者と、当初から受給資格を放棄して高賃金の職に就く層との二極分化が生じ、高齢者層内部での所得分布の悪化をもたらす一因となっていることを指摘している。

それにもかかわらず、このような企業補助金としての「在職老齢年金制度」に対して、著者が、高年齢者に対する労働需要を創出するものとして、「積極的に評価すべき(p.131)」との政策的な結論に対して、評者は大きな疑問を抱かざるを得ない。著者も別の箇所では指摘しているように、定年退職後の高齢者は、年功賃金制度の制約から外れた「競争市場」にある。そうであれば、はたして企業に対して補助金を与えなければ、高齢者が雇用されないかどうかは、それを支持するような企業の高齢者労働需要についての実証分析がない限り、やや疑問の余地があるのではないか。

こうした制度は、本来、年金制度が未成熟であり、年金給付水準が低いため、低賃金労働と合わせてよう

やく生活できた高齢者を想定している。今後の高齢化社会における労働供給不足のもとで、質が高く、就業意欲もある高齢者の人的資源を有効に活用するためには、「高齢者がその能力に見合った就業を人為的に妨げるような制度は、大きな損失（清家，1993）」という見方を評者も支持したい。

3. 公的年金制度の所得再分配効果

高齢者の生活を支える手段として、公的年金の重要性はますます高まっている。著者は、厚生年金制度について、その内部収益率の学歴別格差を同一世代内と世代間について分析している。まず、世代内の所得再分配については、学歴の低いほど収益率が高いという結果が得られており、これは加入年数を等しくするといっそう顕著となる。また、配偶者をもつ者は、遺族年金や加給年金により、そうでない場合よりも収益率が1%ポイント弱高いという結果が得られているが、これは無業の妻に対する保険料なしの基礎年金をも含めるとより大きなものとなろう。さらに、厚生年金の収益率が急速に低下しており、「世代間での所得移転が若年世代から高年世代へとかなりの程度発生している」としている。

評者が著者に対して、異論をもつのは、こうした綿密な分析自体ではなく、その政策的な結論についてである。すなわち、著者は一方では、「公的年金には世代間の連帯意識も期待されているので世代間で所得移転が起こることはさほど非難されることではない（p.169）」としている。また、他方では、「公的年金は法による強制力を持っているため、……これ以上の（内部収益率の）低下が起こるのであれば、国民の公的年金への信頼感を保持できないかもしれない」としている。しかし、こうした異なる論理を調整する基準として、単に現状追認的な「これ以上」という表現は不十分ではないだろうか。例えば、八田・小口（1990）では、過去の政策効果を一部相殺するような提案もなされており、過去の政策の効果が、すべて不可逆的なものでもない。なお、とくに、「公的年金はすべての国民の最低生活保障を目指すものであり、収益率だけで評価するのは危険である（p.169）」という表現は、筆者が分析対象としている公的年金制度が、多大の報酬比例部分も含んだ厚生年金であることを考えると、やや疑問が残る。

また、政策提言についての終章では、公的年金の改革案として、①各年金制度間の統合、と②社会保険を租税方式に移行、をあげているが、これらはいずれも、税・社会保険負担の双方を含んだ世代間の所得再分配を、著者のいうように「これ以上増やさない」ための手段として有効であるかどうかは、本書では明らかにされていない。著者のいう「バラマキ給付という過去の政策失敗を繰り返さない」ためにこそ、「世代間の助け合い」といった曖昧な概念を、まず具体的に定義することから始めなければならないのではないか。

4. おわりに

本書は、以上の点の他にも、ライフ・サイクルと貯蓄という観点から、公的年金と私的貯蓄との関係にも重点を置いている。生命保険については、その貯蓄（満期保険金）と保険（死亡保険金）という二面性に注目し、「死亡保険金・満期保険金（D/M）比率」を用いて生命保険需要の分析を、やはり個票データを用いて行っている。これらはこれまでの金融論と社会政策との谷間を埋める貴重な実証研究といえよう。

本書のもっとも大きな貢献は、すでに見たように、個票データを用いた実証分析の具体的な手法を明らかにしたことであり、評者を含めて同様な分析を志す研究者にとって、貴重な座右の書となっている。ただ、惜しむべくは、著者の論理的で詳細な実証分析と、やや唐突な政策的な結論との結びつきが、必ずしも明らかとなっていないことを、本書のもつ重要性に鑑み、あえてコメントしたことを容赦いただきたい。なお、読者は、本書と共通な分野についての別の研究成果である、参考文献等を参照されることにより、いっそう多くの成果を得られるであろう。

参考文献

- 八田達夫・小口登良（1990）『年金改革』現代経済研究グループ編『日本の政治経済システム』、日本経済新聞社
- 島田晴雄・清家篤他（1981）『労働市場機構の研究』、経済企画庁経済企画庁研究所研究シリーズ
- 清家 篤（1993）『高齢化社会の労働市場』、東洋経済新報社
- 樋口美雄（1991）『日本経済と就業行動』、東洋経済新報社
- 中馬宏之（1994）『労働経済学』、新世社
- （やしろ・なおひろ 上智大学国際関係研究所教授）

大沢真知子著『経済変化と女子労働：日米の比較研究』（日本経済評論社，1993年）

水 野 朝 夫

1994年において、わが国の就業者数は6453万人であり、このうちの約40%（2614万人）は女子によって占められていた。しかもこの比率は、短期的には若干の変動を示しながらも、最近までの40年間にわたって驚くほど安定的に推移してきた。しかしながら、経済全体に占める農業部門の比重の低下に代表される産業・就業構造の高度化の過程で女子の家族的就業は減じ、これに代わって女子の雇用労働者化が着実に進行した。今や女子就業者の8割近くが雇用者として仕事に就いている。そしてこのような女子労働者の雇用労働化が一方ではサービス経済化と密接に結びついており、また他方ではわが国の出生率の低下へ導いていることは、多くの論者によって指摘されているところであるが、これらの因果連鎖に関してはいまだ十分に解明されていない点も残されている。

また雇用者としての女子がどのような労働条件のもとで仕事に従事しているのか、あるいは彼女らの人的資源が有効に活用されているかの問題は、今後に予想される「労働供給制約」のもとで女子労働への依存度が強まらざるを得ないとすれば、大きな社会的関心事のひとつとなるのは当然である。周知のように、いわゆる「男女雇用機会均等法」が施行されて以降、はや10余年が経過した。この法律は多くの点で雇主に努力義務を課しているにすぎず、その意味でも女子労働をめぐる雇用の制度や構造を激変させるような効果は期待され得ないけれども、法律の施行が女子の職場環境や労働条件の改善にどのような寄与をなし得たかは興味深い問題である。

このような解明すべき多くの課題を抱えている女子労働を正面に据えた研究が本書であり、本書は以下のように構成される（サブタイトルは省略）。

- 第1章 女性の社会進出を促した経済変化
- 第2章 既婚女性の労働供給分析
- 第3章 男女間賃金格差と女性の就業行動

第4章 日本的雇用慣行と男女間賃金格差

第5章 技術変化が雇用に与える影響

第6章 正規・非正規従業員の賃金格差拡大の背景

第7章 経済変化にともなう結婚と出生の変化

第8章 女子労働をめぐる公共政策

第9章 21世紀に向けての政策提言

すでに本書に対しては『日本労働研究雑誌』（1994年2・3月号および同10月号）において書評がなされており、部分的に重複するかもしれないが、まず最初に重要であろうと思われるのは女子の「雇用就業者」に対する著者の分析視角である。この点について「はしがき」によれば、本書が問題にしているのは、就業や出生の決定（選択）に際して、女子が合理的に行動しているかどうかではなく、経済の変化がこの女子の選択をどう変えてきたかであるという。経済の変化は女子に開かれた選択肢を変え、またこの変化に対応して女子の行動が変化していくからである。この変化のプロセスを国際比較のなかで分析しようとするのが第1章から第3章である。また、経済構造の変化に迅速に対応していかなければならない企業の内部組織に確立された雇用慣行のなかに、女子や高齢者の有効活用を阻む要因が存在することに着目し、それが男女間賃金格差にどのような影響を及ぼしているか、また同じように経済の変化が出生や結婚にどのような作用を及ぼしているかを、実証的に分析しようとするのが第4章から第6章、および第7章である。そして最後の2つの章は、その表題が示すように、政策的問題にかかわっている。

さて、本書には「日米の比較研究」という副題が付せられているが、これを明示的に意識して分析を試みているのが第1章である。特にここでは、既婚女性が家の外で働くことが家庭と就業（家計内生産と市場生産）の両立を困難にし、結婚の延期と子供数の減少を通して、女性がこの両立を図っていると見、日米の経

験を通して女子の社会進出を促した経済的要因を探る。著者によれば、女子の社会進出に寄与した背景要因には米国と日本との間に数十年の時間差があるけれども、共通に確認され得る要因としては経済発展の過程で発生する産業構造と職業構造（特に生産工程職業から事務的職業への移行）、この事務的職業の拡大に寄与した女子に有利な技術革新（米国におけるタイプライターの発明と、日本におけるコンピューターの職場への導入）、ならびに供給サイドにかかわる高学歴化などが指摘される。

第2章は既婚女子の労働供給メカニズムの分析に充てられる。（既婚）女子の雇用就業率は15～19歳を除くすべての年齢階級で時間的に大きく上昇してきているが、本章の中心は1987年の就業構造基本調査データにプロビット分析も適用し、有配偶女子の年齢別雇用就業率を推定することにある。推定結果は女子労働力率の決定因に関する多くの先行研究の結果と整合的であり、6歳以下の子供があり、夫の収入が高く、かつ人口集中地域に住んでいる有配偶女子ほど雇用就業確率が低くなる傾向があり、また女子自身の学歴は当該確率を高める効果をもつ。もちろん、これら要因の正負の効果は年齢によって決して同じではないが、本章の目玉は何といっても就業の動機を異にする正規従業員と非正規従業員に分けて類似の分析を適用したことであろう。なぜなら、例えば分析結果は、女子が正規従業員として働くためには子供を減らすか（出産の延期）、そうしないためには非正規従業員として働くかの選択を迫られていることを示唆する。もしそうなら、従業員の正規・非正規別、そして年齢別の雇用就業確率に対する諸要因の差別的効果は、女子が希望する就業の実現のためにどのような政策的対応が必要であるかの判断材料を提供してくれるからである。

雇用者としての女子労働をめぐる最も重要な研究領域の1つは、男子と女子の間に存在するきわめて大きな賃金格差の解明である。第3章では、この種の格差が生じる理由を男子と女子の間のライフサイクルにおける人的資本の蓄積パターンの違いに求め、教育年数や勤続年数によって代理される人的資本の蓄積の変化、またそれが男女間賃金格差に及ぼす影響を考察する。その結果、男女間の賃金格差の主因が勤続年数の差異にあると結論される。もし相対的に短い女子雇用者の勤続年数が女子の結婚退職を前提とした教育訓練や配置転換にあるとしたら、問われるべきは企業の差別的

な雇用管理ということになる。その意味で、日本的雇用慣行と結びつけて男女間賃金格差を吟味しようとする第4章は第3章と一体のものである。

この第4章では、まず欧米で展開されてきた多様な差別理論を概観し、同時にわが国における男女間賃金格差に関する先行研究をサーヴェイしたあと、企業による雇用管理のあり方が鋭く反映される男女間賃金格差の規模別考察に進む。そこから得られた事実認識の1つは、企業の中核に位置する労働者（具体的には大企業の大卒労働者）ほど、男女間の勤続年数の大きな差と結びついて、賃金の男女間格差が大きいということである。このため、男女間賃金格差の要因を解明するために企業規模の效果に着目し、賃金関数を推定することによって、労働者の能力格差を考慮しない場合の格差と、産業間の賃金水準の違いや労働者の学歴・勤続年数・年齢、およびこれら変数に伴う賃金上昇の違いを考慮したあとの「真の」規模間賃金格差を推計する。後者のタイプの賃金格差は男子で16.4%にすぎないのに対し、女子では30.6%であり（前者のタイプの賃金格差は44.1%）、女子の規模間賃金格差の7割は規模間に見られる教育年数・勤続年数・年齢などで代表される熟練形成の違いでは説明し得ない。それを説明するのは、大企業ほど年齢が高くなるとともに労働者の職務能力と実際の賃金との間の乖離が大きくなる賃金制度のもとで、その乖離が進まないうちに早期退職を促す制度の存在にある。

第5章は、1980年代において顕著であった職場における高学歴化の進展を技術変化と関連づけて考察するものであるが、一足飛びに正規・非正規従業員の間の賃金格差を取り上げている第6章を紹介したい。本書の中心が賃金格差の分析に向けられていると思われるからである。著者は正規・非正規従業員の実態、企業が非正規従業員を雇用する理由、ならびにパートタイマーの就業上の特徴などを吟味したあと、近年におけるパートタイマーと一般労働者の間での賃金格差の拡大傾向の理由を問う。その際に、このような賃金格差は一般労働者の平均賃金のより急速な上昇によってもたらされたものであるから、一般労働者の賃金の堅調な伸び、一般労働者の需要の停滞ならびにパートタイマー需要の増大をもたらしした経済要因を分析することが必要であるとし、企業の労働需要構造の変化を明らかにするために賃金関数を推定する。その結果、一般労働者は勤続や年齢に伴う賃金上昇が相対的に大きく、

かつ勤続の上昇に伴う賃金上昇が減速するのに対し、パートタイマーでは勤続に伴う賃金上昇が加速し、しかもこの賃金上昇が時給よりも賞与の増加と結びついている。しかも両タイプの労働者の人的資本の蓄積の差がコントロールされたとしても、対象とされている賃金格差の4分の1程度しか説明され得ないから、この種の賃金格差を成立させている要因は、個人の生産性に直接に比例せず、またパートタイマーには支払われない様々な手当の支給を含んでいる正規従業員の賃金制度そのものにあるという。この制度のもとでは、内部労働市場における賃金の硬直性を防ぐためにも、非正規労働者の比率を高め、正社員とは別の人事管理が必要となる。

女子の社会進出と出生率の低下については大きな社会的関心が払われてきたが、この関連性をバツツとワードのモデルに立脚して実証的に分析しようとしたのが第7章である。その結果はモデルの予言と一致し、1960年から80年における合計特殊出生率あるいは年齢別特殊出生率の動きに対して、夫の所得は概して正の、妻の市場賃金あるいはこの市場賃金と雇用就業率の変差項は負の効果をもつ。それゆえ、女子の市場賃金の上昇による雇用就業率の増大は出生率を抑制する方向に働いており、またこの効果は女子の就業機会が拡大するにつれて、全体の出生率に影響を及ぼすようになってきたことが確認されている。

以上において、私は、実証分析から得られたファインディングスを中心に本書の内容を紹介した。紙幅の関係もあって、著者の分析結果を十分に伝えきれていないのではないかと危惧されるが、上述からも理解されるように、本書は女子の労働市場への参入から、参入後の労働条件と雇用管理のあり方、女子の雇用就業が出生力に及ぼすインパクト、さらには政策的問題にいたる、きわめて幅広い問題領域に取り組んだ、内容豊かでレベルの高い研究書であり、女子労働に関する研究の水準を大いに高めたものと評価され得る。特に労働市場が階層化されており、このもとで女子の雇用労働者化が進展している場合には、男子と女子との間の、また女子労働者の内部における正規従業員と非正規・パートタイマーとの間での賃金や雇用管理をめぐる「格差」は、きわめて重要な研究領域を構成している。その意味で、著者が計量分析の手法を採用しつつ、今述べた種類の賃金格差の形成要因を解明し、それを通してわが国労働市場の階層的構造に迫ろうとし

た努力に賛意を表したい。

これとの関連でいえば、女子労働をめぐる今1つの重要な研究領域はいわゆる性別職業分離と呼ばれている問題である。先行の研究によれば、性別職業分離の程度はいわゆる先進国のなかで米国が最も大きく、日本は逆に最も小さいことが確認されている。なぜ性別職業分離が最も小さいわが国で、男女間賃金格差が国際的に見て最大となるのであろうか。本書の副題が日米比較となっていることを考えるとき、わが国の特異な性別職業分離のもとで発生している問題点に分析のメスが加えられるべきではなかったかと思われる。

また本書の題名は『経済変化と女子労働』であり、著者は「はしがき」で「本書は、経済が発展するとなぜ女性の社会進出がふえるのか、既婚女性の就業はどのような経済要因によって説明できるのか、女性の就業がふえているにもかかわらず、男女間賃金格差が縮小しないのはなぜか、そして、このような経済変化が私たちの結婚や出産にどのような影響を与えるのか、ということアメリカと比較したもののである」と記されている。この研究目的から判断するなら、本書は女子労働をめぐる諸問題の変化の過程を分析することにあつたと思われる。そのための実証分析において、多くの時系列データが用意された。しかし、著者が多大なエネルギーを投入され、本書を価値ある研究書たらしめているのに貢献した計量的作業が横断面分析に限定されている(第7章を除く)のは惜しまれる。横断面分析の結果と時系列分析の結果はしばしば一致しない。厳密な比較はできないけれども、第2章の分析では世帯主所得の上昇が雇用就業率を低下させることが確認されているが、第7章(表7-2に対する注2)の時系列分析では逆の効果が発生している。横断面分析から長期的な含意を引き出すことが難しいだけに、時系列データに基づいた今後の計量的作業を期待したい。また細かいことで恐縮であるが、『就業構造基本調査』の著者名に該当する部分が「労働省」と表記されている箇所があるが、この統計資料を利用する1人として、この誤記は気になる点である。もちろん、それによって、本書の内容そのものが損なわれるものではない。

本書は、著者が関心を払った研究課題に関する先行研究が幅広くサーヴェイされ、それが手際よく紹介されている。その意味でも、女子労働と労働市場をめぐる諸問題についてきわめて豊富な情報が盛り込まれ、大きな礎石となり得る研究書である。今後のわが国で

ますます重要になるであろう女子労働とジェンダーの問題に関心のある多くの人びとに本書が読まれることを期待したい。

(みずの・あさお 中央大学教授)

編集後記

30度以上の真夏日が続いた今年の夏もようやく終わりに近づき、秋の気配を感じるようになってきた。読者諸兄はどのようにこの夏を乗り切ったのでしょうか？

毎年、「今年の夏は今までで一番暑かった」とか「寒い方が暑い方よりずっとましだ」と思うのは忘れっぽくて堪え性のないわたしだけであろうか？

忘れっぽいといえば、一時期、「マーフィーの法則」という本がブームになった。不幸の経験法則をまとめたもので、「トーストのバターを塗った面が下を向いて落ちる確率は、カーペットの値段に比例する」などある。こういったものは、実際にはバターの塗った面を下にしてトーストが落ちる確率はカーペットの価格から独立した事象であるにも関わらず、安いカーペットをひいたときにもバターを塗った面を下にしてトーストが落ちていたということは忘れ、高いカーペットのときにだけバターを塗った面を下にしてトーストが落ちたという悔しいことだけをよく覚えている悲観的な人の錯覚だ、と私は思っていた。

しかし、この「マーフィーの法則」を科学的に証明するおもしろい本が最近出版された。『大不幸ゲーム』（逢沢明著 光文社）である。詳細は省略するが、ランダムウォーク理論によると、ラッキーな出来事とアンラッキーな出来事の発生する確率がそれぞれ二分の一ずつであっても、アンラッキーな出来事ばかりが続く人は意外と多いことがわかるという。

気象庁によると、今年の夏は観測史上最も暑い夏であったことが発表された。やれやれ、今年の夏に限っては、去年の暑さを忘れたわけではなく本当に暑かったのだ。ようやく秋がくる。

(K 平)

編集委員長 塩野谷祐一（社会保障研究所長）

編集委員 井堀利宏（東京大学教授）

貝塚啓明（中央大学教授）

郡司篤晃（東京大学教授）

佐野陽子（慶応義塾大学教授）

地主重美（駿河台大学教授）

庄司洋子（立教大学教授）

清家 篤（慶応義塾大学教授）

都村敦子（日本社会事業大学教授）

直井道子（東京学芸大学助教授）

橋本宏子（神奈川大学教授）

平岡公一（明治学院大学教授）

宮澤健一（社会保障研究所顧問）

宮島 洋（東京大学教授）

伏見恵文（社会保障研究所研究部長）

高木安雄（社会保障研究所調査部長）

編集幹事 栃本一三郎（社会保障研究所主任研究員）

駒村康平（社会保障研究所研究員）

丸山 桂（社会保障研究所研究員）

季刊

社会保障研究 Vol. 31, No. 2, Autumn 1995（通巻129号）

平成7年9月25日 発行

定価2,060円（本体2,000円）

編集・発行所

社 会 保 障 研 究 所

〒107 東京都港区赤坂2丁目19番8号

赤坂2丁目アネックスビル内

電話 (3589) 1381

製作・発売

財団法人 東京大学出版会

〒113 東京都文京区本郷7丁目3番1号

電話 (3811) 8814 振替 00160-6-59964

印刷・製本 三美印刷株式会社