

季
刊

社会保障研究

Vol. 16, No. 2

社会保障研究所

1980





研究の窓

貧困研究の必要

松原治郎

経済の高度成長、生活様式における階層的平準化が進むなかで、いつの間にか、貧困層ないし貧困そのものの学問的関心が薄れてしまったかにみえる。しかしながら、世帯別の所得水準や消費支出額をみるかぎり、階層差は決してなくなっているとはいえないし、貧困層は厳然と存在する。

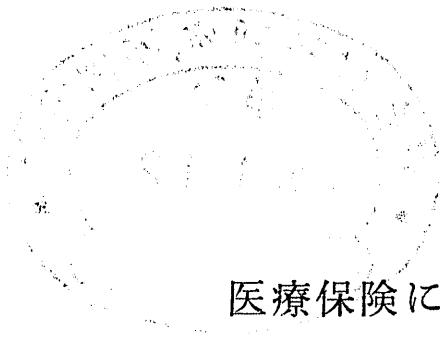
全国勤労世帯の昭和53年度の平均実収入は1人当り80,756円であるが、第1・10分位層のそれは23,433円にすぎない。消費支出でも、平均の55,264円に対して、第1・10分位層では37,951円である。また全国勤労世帯の昭和54年の年間1人当り消費支出の平均を100%とすると、第1・10分位の72.2%から、第10・10分位の146.5%までの開きがある。さらに被保護勤労世帯についていえば、一般勤労平均の62%程度でしかない。

もちろん第1・10分位層の世帯にしる、被保護勤労世帯にしる、消費支出はここ10数年来確実に伸びを示し、その限りでは、格差縮小の方向がうかがえないことはない。ただ問題は、消費支出の伸びの内容である。東京都の一般勤労世帯と被保護世帯について、消費支出の伸びにおける費目別寄与率をみていくと(厚生省保護課の計算による)、一般世帯では、昭和40年までは、圧倒的に食料費の伸びが寄与していたが、昭和40年代前半ごろから、雑費の寄与率が大きくなり、50年代に入ると7割近くの寄与率になっている。雑費なかんずく教養娯楽費の伸びが著しいことが、消費支出を増加させている主因に変わってきたわけである。それに対して被保護勤労世帯においては、昭和50年まで依然として食料費の寄与率が高く、50年代に入って、ようやく雑費の寄与率が上がってきている。それでも52年から53年にかけての伸びのうちの雑費の寄与率は4割弱である。

こうして一般勤労世帯では、すでに昭和40年代半ばに、消費支出の上での質的变化が生じていたのに、被保護勤労世帯では、やっと50年代に入ってから、やや変化がみられるようになった程度なのである。消費支出内部の各費目の構成比に関して、一般勤労世帯と被保護勤労世帯との間で違いの大きいものは、主食と家賃・地代と雑費の中の理容衛生の三つである。そのいずれも、被保護世帯の方が構成比の比率が高いのである。依然として主食費の圧力が大きいことがわかるし、住宅事情が劣悪で家賃にかなりの部分が食われてしまうことを示している。全体として雑費の占める割合は、一般勤労世帯と被保護勤労世帯との間に格差があるのに、その中で理容衛生だけは、絶対額の点ではほとんど差がなく、したがって構成比上のウェイトは被保護勤労世帯において大きくなってしまいうわけで、とくに子どもの散髪料金など落とすことが不可能なものだけが、ウェイトを占めてしまう。したがって同じ雑費といっても、教養娯楽やその他雑費などにウェイトの高い一般勤労世帯と、理容衛生や交通通信や教育費など生活必需的なものに比率がかかっている被保護勤労世帯と、まったく質を異にしている。

こうなってくると雑費という費目1本にくくるのは、どうも無意味な気がする。生活必需的なものは雑費からはずすほうがよさそうである。さらにいま必要なのは、同じように消費支出が伸びているといっても、内容の質が違ふことについて考慮しなければならない点であろう。

貧困層の生活実態については、質的につこんだ分析が、今後どうしても望まれる。また世帯の類型からいっても、貧困層については、高齢者世帯とか母子世帯とかの占める割合が大きくなりつつあるし、それにかかわってメ細かい生活内容の追求が望まれる。綿密な実態調査がいま要請されるところである。格差是正についても、単なる消費支出の数字の上での格差を問題にするだけではあまり意味がなくなっている。生活の質を問うことが望ましい。生保基準についても、格差是正方式よりも、かつてのマーケット・バスケット方式のような形にもどることが必要なようである。ただしそのバスケットに盛り込むべき内容については、かつてと違って生活の質を問うような何かが必要となる。どうも社会学的な因子を含んだ解析が望まれるように思える。貧困研究への社会学の出番ではないだろうか。



医療保険における世帯の給付と負担 (I)

——岩手県一戸町国民健康保険加入世帯の実態——

お茶の水女子大学家庭経済学研究会

I 研究目的および方法

§1 目 的

医療は国民の生命と健康を守る基本的な活動である。昭和30年代から経済成長に伴って福祉社会が志向され、また高齢化社会の到来が予測されて医療の重要性はいよいよ増大し、昭和36年度から国民皆保険の建前が発足した。しかし昭和50年頃よりの経済の低成長下にあっては医療保険制度のあり方について批判が起こり、健康保険制度の改正が緊急とされるような事態となった。改正の要請はマクロの立場からなされ、このためマクロの立場から保険者・被保険者負担と医療給付との関係はある程度解明されているが、被保険者とくに世帯の側に立った場合、現行の制度のもとでいかなる給付と負担になっているかの実態を明らかにしたものは皆無といって過言ではない。疾病は個人に生起する現象であって医療は対個人的なものであるが、保険税、自己負担等の医療費は世帯収入の中から支払われるものであるから、世帯の経済的条件と不可分のつながりをもつ。同時に個人に与えられる医療はひいては世帯の福祉水準を規定するものとなる。通常、世帯は健康な者、病弱な者、現に病気の者によって構成されているから、被保険者がいかなる世帯に属しているかという問題と、現行医療保険制度下における給付と負担、それによって受ける効用とは深い関連を持つものと考えられる。さらにまた、被保険者の受診行動と世帯のもつ要因との関連も無視することはできない。たとえば高齢者が診療機関を訪れるか否かは、地理的条件のみでなく、家族のあり方(介護者の有無など)が関係してくる。世帯的条件が受診行動をいかに規定するかという問題は今後、検討されなければならない。このような理由から

国民医療費というマクロの立場のバランスに基づいての改正を考える前に、医療を受ける世帯の福祉の立場からその実態を解明することは緊急の課題である。

他方、家計においては社会保障費の負担がかなり大きいといわれているが、その見返りが適正ならば必ずしも負担が大きいとはいえないであろう。しかし総理府統計局の家計調査結果では社会保障費や社会保障給付額はそれぞれ一括して示されていて、その内訳は不明であるし、そこに示された金額は社会保障費の方が給付額よりもはるかに大きく、近年では約5倍にも達している。それは貨幣で給付される以外の実物給付がここには計上されていないからである。この実態を解明するには社会保障の中の各分野についてそれぞれ費用と給付の対応関係をみなければならないが、すべての分野にわたって総括することはきわめて困難なので、種々の分野のうち医療、とくに日本全国に一貫して行なわれている国民健康保険をとり上げ、これについて給付と負担との対応関係をみることは、国保の実態を世帯の側から探るとともに、家計における社会保障費と給付の関係をも同時に解明することとなる。

しかし、世帯の側から給付と負担をみることは、レセプト、課税所得など世帯の秘密事項を扱うので市町村の理解と協力を得なければならず、また、個人に関する給付額および自己負担と世帯の支払う保険税とを結合することは技術的に困難であるので、これらがこれまでこの面の研究のなされなかった理由の一端と考える。したがってこの調査研究を達成するためにはまず市町村においてこの研究の意義を理解し協力を得ることが必要である。日本の医療費は西高東低といわれるので、私たちはまず日本の北東に当たる東北地方の中から、国

民健康保険加入者の多い農村部の中で協力の得られた岩手県二戸郡一戸町役場の特別な計らいにより昭和52年秋、同町の国民健康保険加入者の支出した保険税と医療給付を対応させてみる機会を得て研究を開始した。続いて昭和54年、西南に当たる九州地方の中から協力の得られた農漁村として長崎県西彼杵郡西彼町において同様の調査を行ない、さらに55年、日本のほぼ中央に位置し、人口構造、産業構造などにおいて日本のほぼ平均的な状態を示す静岡県掛川市の要請を受けて、前二者との関連がみられる農家と、前二者においてはきわめて少なかった農家以外の自営業を対象を集中して調査を行なった。これらにより国民健康保険を世帯の側からみた場合の効用乃至不効用を明らかにし、国保制度への政策提言となる基礎資料が得られ、同時に家計における社会保障の意義を一側面ではあるが明らかにすることができると考える。

§2 地域概況

1) 一戸町

一戸町は盛岡市北方 65km のところにあり、面積は 298km²、山村原野が83%を占めている。各河川の流域に集落と耕地が散在し、国道4号線沿いが多少市街地化している。町内は一戸、浪打、鳥海、小鳥谷、姉帯、中山の6地区に分かれ、昭和51年の人口22,645、世帯数5,326、1世帯当たり人口4.3である。産業は昭和50年で農業52.4%、卸小売業11.4%、サービス業10.2%、製造業9.7%、他はとるに足りない。国民健康保険加入世帯は69.3%、被保険者は66.4%である。医療機関は県立の2病院（一戸）、2診療所（小鳥谷、中山）、個人の開業医院3（内科1、歯科2、いずれも一戸）の計7ヵ所であり、無医地区（小鳥谷、姉帯、中山地区内）への対策として町で巡回診療、健康診断、患者輸送車の運行を実施している。また医療福祉対策として高齢者に対しては医療費の無料を68歳まで引き下げ、乳幼児に対しては3歳未満を無料としている。

2) 西彼町

西彼町は長崎市から大村湾沿いにバスで1時間北上した、西海橋の南に位置する農山漁村である。

面積69.5km²のうち山村53.1%、農地23.4%（水田、畑、果樹）、宅地その他23.5%で、産業は農業を中心とした第1次産業が58%を占めるがその中に漁業が10%含まれている。第2次産業17%、第3次産業25%である。町は16の地区からなり、国道206号線沿いの諸々に市街地がみられる。変化に富む海岸線と山頂まで耕やされた段々畑が美しい景観をなし、いずれの地区の道路も舗装され車の往来が自由である。昭和53年の人口9,647、世帯数2,224、1世帯当たり人口4.3である。医療機関は西彼町内の国道沿いに6医院（内科3、産婦人科1、精神科1、歯科1）あるが、住民はその他に隣接する琴海町の2病院、西海町の歯科医院と、遠くは長崎の大学病院、佐世保の2大病院を利用している。国民健康保険加入世帯は74%、被保険者は68%である。公費負担医療で特徴的なものは原爆被爆者医療を受ける者が多いことである。

3) 掛川市

掛川市は静岡県の中西部に位置し、東海道線で静岡より50分、浜松より30分、やや浜松寄りにある。北は赤石山脈、南に小笠山脈を控え、一種の盆地の中で、農村部13地区、市街地2地区、準市街地1地区の16地区から形成されている。気候は温暖で農作物に適し、特に小笠茶の産地の枢要都市となっている。東海道線および新幹線沿いの市街地は城下町あるいは宿場町として長く栄えてきたが、今日では市全体が全国10ヵ所の定住圏モデル都市に指定され、自然と農・住・商・工とレクリエーション施設が共存する町を志向している都市である。人口は昭和54年64,921、世帯数15,725、1世帯当たり人口4.1、昭和50年センサスでは第1次産業（ほとんど農業、主に稲と茶）24.3%、第2次産業37.2%および第3次産業38.5%、主要生産物は茶5,000トン（静岡県の10%を占める）、タテ型ピアノのほか、江戸時代からの葛布（葛の繊維で織ったもので敷物、壁掛などの実用品、民芸品）が有名である。医療機関は旧掛川に33、全市に45（病院3、診療所32、歯科診療所10）もつが、無医地区が8ヵ所みられる。国民健康保険加入世帯は医療費調査年次の昭和53年4月で51.1%、

被保険者39.9%である。

§3 調査の方法

1) 調査の内容

(1) 医療費調査

一戸町については昭和51年度、西彼町については52年度、掛川市については53年度の被保険者個人別受診状況と、さらにそれを世帯毎に括って世帯の支払った保険税・医療費の自己負担額との対応関係をみる。対応関係を説明するものとして、世帯の所得、家族構成のほか、後に述べる「国民健康保険に関する意識調査」より得られた家族の意識、生活環境などを用いる。

医療費調査のために用いた資料は次のものである。

(i) レセプト（これより世帯主との続柄、名前、生年月、月別受診日数・点数、控除の種類をとる）

(ii) 住民票

上期間中に国保による医療を受けなかった世帯員を把握し、かつ家族類型を知るために住民票より世帯別家族構成をとる。また国保加入状態別に純粋国保世帯（世帯員全員が国保加入者である世帯）、一部加入世帯、擬制世帯（世帯主が他の保険の被保険者であるが、他の世帯員が国保に加入している場合、世帯主が擬制的に国保加入者となっている世帯）に分けた。

(iii) 保険税課税台帳（これより世帯の課税対象所得と世帯の支払った保険税額をとる）

(2) 国民健康保険に関する意識調査

世帯員個別の健康状態、世帯の生活環境、暮し向き、医者へのかかり方、国保に関する意見などを軸とした面接調査で一戸、西彼、掛川という地域特性に応じて内容を若干変えた。

(3) 世帯における保健・医療関係費調査

診療代を含め、買薬、衛生用品、サービスなど保健医療に関する費用につき、止め置き（一戸は3ヵ月、掛川は1ヵ月）調査を行なう。

(4) 生活費に関する調査

課税対象所得と実際の所得との間にかなりギャ

ップがあるとみられるので、それを補うものとして1ヵ月間の生活費を把握するための生活費調査を一戸と掛川において行なった。費目別1ヵ月間の支出金額を記入する調査票を用い、止め置き調査とし、同時に1ヵ月間の平均的現金支出（税金、預貯金、ローン返済などは除く）を聞いておく。

2) 客体の選定

一戸調査においては一戸町が広範な地域にわたることと、道路・交通事情の不備などを考慮に入れ、さらに戸別面接調査の便を考えて、全地区の中より同様の性格の2地区を除き、特色のある4地区を選んだ。4地区の特色については後にふれる。医療費調査はこの4地区の中の国民健康保険加入世帯の3分の1（648世帯）をランダムに抽出した。第1次的に抽出された世帯の中には純粋国保世帯495、一部加入世帯144、擬制世帯9があり、ここでは主として純粋国保世帯を対象として分析を行なった。世帯における意識調査、保健・医療関係費調査、生活費に関する調査は純粋国保世帯の中から核家族世帯と直系家族世帯333世帯を対象に行なったが、回収世帯数は意識調査317（回収率95.2%）、保健・医療関係費調査および生活費調査284（回収率85.3%）であった。

西彼調査においては一戸に比して狭小な地域であり地区間に大きな特色の差がなく、また道路事情がよくて戸別面接調査の便がよいので16地区全地域にわたり、国保加入世帯の3分の1、537世帯を抽出する。このうち、純粋国保世帯369、一部加入世帯164、擬制世帯4で医療費調査の対象は主として純粋国保世帯とした。意識調査はこの中より核家族と直系家族の計239世帯に対して行なった。

掛川調査においては市街地を主としたが、前2調査との関連のため農村部をもとった。そのため全16地区のうち市街地として旧掛川、西南郷をとり、農村部はその中の類似した性格のもの（稲作、茶、医療機関の有無）の一方を落とすこととし、原田、東山、上内田、原谷、西山口、倉真、東山の7地区をとった。各地区の純粋国保世帯（市役所においてあらかじめリストアップされたもの）2,755世帯のうちから4分の1、688世帯、このう

ち課税対象所得を得られた 606 世帯を医療費調査の対象とした。意識調査、保健医療関係費調査および生活費に関する調査は調査人員の能力を考え、他地域と同程度の世帯数にするため、さらに地区をしばらく旧掛川、上内田、西山口、東山、倉真の 5 地区、460 世帯に対して調査を行なった。

§4 分析の枠組

ここでは医療費の給付と負担は、次のような内容で捉える。

給付は、世帯員(=被保険者)の 1 年間の受診日数、受診額(10円×点数)でみる。マクロデータとの比較上、個人別給付もみるが、ここでの焦点は、あくまで世帯に対する給付にある。

負担は、保険税、自己負担¹⁾、負担総額(保険税+自己負担)でみる。

最後に、給付と負担の対応関係をみるために、次の数値を使った。

$$\text{保険税負担率} = \frac{\text{保険税}}{\text{受診額}}$$

$$\text{自己負担負担率} = \frac{\text{自己負担}}{\text{受診額}}$$

$$\text{負担率} = \frac{\text{負担総額}}{\text{受診額}}$$

$$\text{受益率} = \frac{\text{受益額}}{\text{負担総額}}$$

$$\text{受益額} = \text{受診額} - \text{負担総額}$$

さて、マクロレベルでは、医療需要を左右する要因として、年齢、医療保険の給付率、所得、医療機会(施設数、医師数、交通の便等)、医学知識・情報・意識などがあげられる、そこでの知見をふまえた上で、世帯単位でみた場合の影響要因として、世帯の形態的特性(家族構成、家族規模、家族周期段階)、所得水準、受診機会の 3 つをとりあげ、家族周期と給付・負担、所得と給付・負担、受診機会と給付・負担別にみることにした。しかし、世帯に注目する本研究の特徴は、世帯の形態的特性に最もよく現われており、所得、受診を補足するものとなるだろう。具体的な分析方法

は、次の通りである。

i) 家族周期と給付・負担: 疾病およびそれに関連する給付は、何よりも年齢と深く関係しており、老人ついで乳幼児の疾病率が高いことはよく知られている。この両世代を含むか否か、すなわち世帯の年齢構成が世帯の受診状況把握における第 1 の軸と考える。ここでは世帯を、核家族世帯²⁾、直系家族世帯³⁾、単独世帯、その他の世帯⁴⁾の 4 つの類型に分けた後、核・直系家族世帯を中心に 10 歳間隔の夫年齢別グループ(直系・その他の場合には子世代の夫をとる。また、夫欠損の場合は妻の年齢をとる)に分けてみる。このグループを、夫年齢に従って横に並べることによって、家族周期の流れを表わしうるものと考え、各グループにおける給付と負担を連結することによって、家族周期の移行に伴う世帯の給付と負担を捉えることができる。家族周期の視点でみることによって、医療保険における所得再分配が、家族周期段階の移行過程で、いかに展開しているのかをみることができよう。また世帯は各段階に応じたニーズをもっているが、それに応えうる医療保険制度のあり方を検討する際の基礎的データを提供することになろう。とりわけ、老人医療の公費負担の問題は、ここでも最大の関心事である。

ii) 所得と給付・負担: ここでは、対象世帯を課税対象所得によって 5 分位に分け、所得水準が、給付と負担をどう規定しているかをみる。とりわけ窓口での 3 割負担が受診にどのような影響を与えるかに注目し、それを所得との関係でみる。また、保険税負担の所得階層との関係にも着目する。

iii) 受診機会と給付・負担: 人々の受診が医療機関の有無や交通事情に大きく左右され、「保険あって医療なし」の現実が存在することが指摘されている。ここでは、医療機会が給付と負担に与える影響をみるために、診療機関、交

1) 医療費のうち、国保から給付される 7 割分を差し引いた残り 3 割分からさらに公費負担分を差し引いたものをここでは自己負担と考える。

2) 夫婦のみ、夫婦と未婚の子供、片親と未婚の子供の三通りの構成をもつ家族を指す。

3) 両親と子供夫婦又はそれに未婚の孫、片親と子供夫婦(欠損を含む)又はそれに孫、これらに未婚の子供の同居、さらにこれらに祖父母の同居する 4 世代の四通りの構成をもつ家族を指す。

4) 前三者に含まれない世帯を指す。

通事情等の条件の異なる地区の負担と給付を比較する。

iv) 世帯における保健・医療関係費の実態：レセプトから得た医療費はいわば狭義の医療費であるが、家庭で支出する保健・医療費はより広い範囲を含んでいる。ここではその実態を把握すると同時に、受診、買薬利用という2つの行動が、代替的あるいは補填の関係にあるものと推測し、レセプトから捉えた負担の実態や意識調査結果にあらわれた人々の受診行動とも合わせて分析を試みる。

v) 世帯における受診額の大小と給付・負担：最後にこれまでの各パートの知見を統合する意味も含めて対象世帯の給付と負担の実態を統一的に捉えるため、受診額の小さい世帯、中位の世帯、大きい世帯の3階層に分けて給付・負担の関係をみ、現行保険制度下で受益の大きい層と小さいまたはマイナスの層とが、どの位存在するかを検討する。同時に、意識調査結果から得た、人々の国保への意識にあらわれた特徴についての考察を行なう。

本論文は、〔I〕〔II〕の2報にわたっているが、今回〔I〕は、農業人口が多数を占めると同時に人口の老齢化が進み診療機会にも恵まれない岩手県一戸町を、国保加入世帯の一典型としてとりあげ、一般的特性を前述の枠組に従って分析する。次回〔II〕は、一戸町との比較のため、長崎県西彼町および静岡県掛川市をとりあげることによって、世帯の給付と負担に関してより一般化をはかると同時に、給付と負担を規定する要因を検討する予定である。

II 結果——一戸町——

§1 対象世帯の一般的特性

昭和51年一戸町の国保加入世帯は69.3%、被保険者は66.4%で、全国平均国保加入世帯42.9%、被保険者38.8%に比べて、はるかに高い加入率を示している。

国保被保険者の特徴としてしばしば指摘されているのは、①高齢者を高率に含むこと、②零細自営業者と無職者が多数を占めること、③低所得層に偏在すること、④病弱者が相対的に多数存在す

表1 対象世帯の職業構成

(一戸町)

職 業	世 帯 数	
	世帯	%
非 農 家	210	42.4
農 家	283	57.2
専 業	100	20.2
兼 業	183	37.0
不 明	2	0.4
総 数	495	100.0

表2 対象者の年齢構成

(一戸町)

年齢階級	対 象 者		50年国勢調査 全 国 平 均
	人 数	割 合	
0～4 歳	230	7.9	8.9
5～14	515	17.6	15.4
15～19	271	9.3	7.1
20～29	415	14.2	17.7
30～39	308	10.6	15.8
40～49	402	13.8	13.9
50～64	487	16.7	13.2
65～69	118	4.0	3.1
70以上	173	5.9	4.9
総 数	2,919	100.0	100.0

表3 対象世帯の家族類型別分布

(一戸町)

家族類型	対 象 世 帯			50年国勢調査 全 国 平 均
	世帯数	割 合	平均世帯人員	
単 独 世 帯	25	5.1	1.00	6.7
核 家 族 世 帯	234	47.3	3.74	63.9
直系家族世帯	179	36.2	6.48	15.9
その他の世帯	57	11.4	5.74	13.5
総 数	495	100.0	4.82	100.0

(注) 国勢調査の全国平均の数値は普通世帯のみ

ること、⑤医療機会の乏しい地域に加入者が多く存在すること等である。このことが医療費を膨張させると同時に、国保財政赤字の最大の原因ともなっている。

そこでまず、一戸町の対象世帯が、この一般的属性にどう対応しているかをおさえておきたい。

表1は、きわめて大雑把に職業構成を示したものであるが、これによれば、専業、兼業を合わせ農家は全世帯の57.2%を占める。この数値は、一

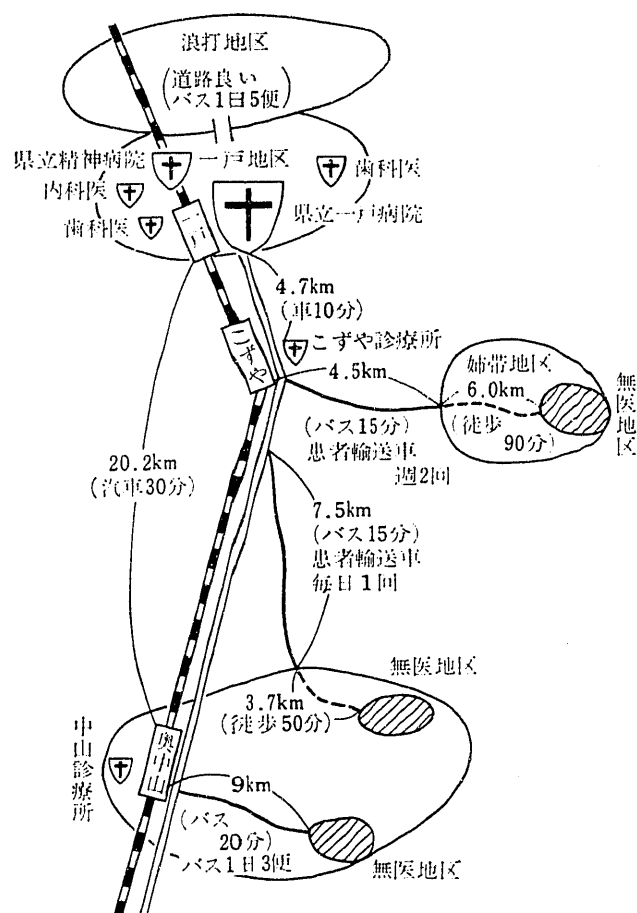


図 1 診療機関と交通事情

戸町の平均値に近似している。

次に表2により年齢構成をみると、15歳未満が25.5%、65歳以上の高齢者が9.9%を占めている。人口の高齢化が進んでいると同時に、現在なお多産多子の傾向を有していることを表わしている。両者の中間に位置する労働力年齢、特に15～39歳層が、人口ピラミッドに大きくほみを形造っており、若年層の社会的流出の激しさを物語っている。

さらに表3の家族類型別分布から知られるとおり、核家族世帯および単独世帯は全国平均に比して相対的に少なく（しかも単独世帯の44%は高年者世帯）、直系家族およびその他の世帯が半数近くを占めている。そのうえ、核家族、直系家族共に、全国平均を上回る世帯人員を有する。以上から、対象世帯の中には、乳幼児と高年者を共に含む、世帯規模の大きい直系家族世帯およびその他

の世帯が多数存在するとみることができよう。

最後に、診療機関および通院に関連する交通事情についてあげておこう。一戸町における診療機関は、図1に明らかなように、一戸駅、町役場を中心とした市街地の一戸地区に集中しており、浪打地区はこれに隣接している。しかし「無医地区」⁵⁾を含む中山、姉帯地区は、最も近い診療機関である診療所へもかなりの距離があることがわかる。しかもその診療所は、医師1名、入院施設なしという状況にある。町行政が患者輸送車の運行等の配慮をなしつつも、この地区の診療機関の貧困さは依然として解消されてはいない。

§2 調査結果の概要

1) 個人別給付状況

昭和51年度1年間の給付状況を日数、点数、1日当たり点数によってみると表4のようになる。調査対象者全平均の受診日数は12.3日、点数4132.3点(受診額41,323円)、1日当たり点数336.0点、これを1ヵ月当たりの診療費として厚生省調査と比べると本調査がかなり低い値を示している。

年齢階級別では乳幼児および高年者の日数、点数が高く、その中でも65歳以上の階級で受診の増加が顕著にみられる⁶⁾。高年者の中には間もなく死亡した人も含まれ、最後に長期、高額医療が施されたことの影響も大きい。しかし年齢と健康状態の関係は密接で、意識調査の結果によると50歳代までは体が弱いと回答している人が10%弱なのに対し、60歳以上では30%にふえ、年齢の上昇に伴う医療ニーズの増加が推測できる。そのことは付表として示した60歳代の給付状況で、60歳代の各年齢が50歳代以前に比べて明らかに日数、点数が高くなっていることにより裏付けられる。また一戸町では3歳未満、68、69歳を町の負担で無料診療しているので、それと受診との関係をみるた

5) 医療機関のない地区で、当該地区の中心的場所を起点として、半径 4 km の区域内に50人以上が居住している地区。

6) 本論文では乳幼児 0~5 歳，高年者 60 歳以上（但し，高齢者を含む），高齢者 65 歳以上とする。

表 4 個人年齢階級別、給付状況

年齢階級	人 数	日 数	点 数	1日当たり 点 数	1 ヶ月診療費	
					本 調 査	全 国
0 ～ 4 歳	230 人	12.9 日	2,451.4 点	190.0 点	2,043 円	3,652 円
5 ～ 9	246	9.9	2,018.9	203.9	1,682	2,087
10 ～ 14	269	7.1	1,414.9	199.3	1,179	1,759
15 ～ 19	271	6.8	2,711.1	398.7	2,259	1,722
20 ～ 24	221	4.4	1,051.4	239.0	876	2,546
25 ～ 29	194	7.6	1,720.8	226.4	1,434	3,122
30 ～ 34	140	7.0	2,196.9	313.8	1,831	3,169
35 ～ 39	168	11.6	2,902.5	250.2	2,419	2,963
40 ～ 44	214	7.4	1,810.7	244.7	1,509	3,427
45 ～ 49	188	10.6	3,860.6	364.2	3,217	3,656
50 ～ 54	183	10.7	3,656.9	341.8	3,047	5,712
55 ～ 59	147	13.4	5,425.2	404.9	4,521	5,998
60 ～ 64	157	16.4	6,616.3	403.4	5,514	7,762
65 ～ 69	118	35.9	17,627.2	491.0	14,689	9,915
70 ～ 74	68	32.6	14,055.0	431.1	11,713	16,019
75 ～ 79	60	53.7	22,923.5	426.9	19,103	
80 ～ 84	35	42.1	12,619.2	299.7	10,516	
85 ～ 89	8	22.5	6,561.0	291.6	5,468	
90 ～ 94	2	2.5	525.0	210.0	438	
全 平 均	2,919	12.3	4,132.3	336.0	3,444	4,779

(注) 1 ヶ月診療費の全国数値は昭和 51 年 5 月のもので、厚生省『国民健康保険医療給付実態調査報告』昭和 51 年度、p. 13 より、本調査の数値は昭和 51 年 4 月～昭和 52 年 3 月までの 1 年間の診療費を 12 等分したものの。

付表 個人年齢別、給付状況

(60歳代)

年 齢	人 数	日 数	点 数	1 日 当 り 点 数	1 ヶ 月 診 療 費
60 歳	31 人	22.0 日	9,374.1 点	426.1 点	7,812 円
61	22	11.6	4,067.3	350.6	3,389
62	41	15.0	5,658.8	377.3	4,712
63	31	16.4	6,688.3	407.8	5,574
64	32	16.0	6,854.4	428.4	5,716
65	29	28.1	14,469.2	554.4	12,058
66	21	49.5	25,218.3	509.5	21,015
67	25	12.8	4,532.5	354.1	3,777
68	20	36.2	14,203.4	392.4	11,836
69	23	60.5	32,084.5	530.3	26,737

7) 特別集計の結果

年齢階級	日数	点 数
0 ～ 2 歳	14.4 日	2,874.4 点
3 ～ 5	10.3	1,935.6
60 ～ 67	20.2	9,037.8
68 ～ 69	49.2	23,767.7

めに特別集計した結果⁷⁾では、乳幼児のうち 3 歳以上のものよりも、3 歳未満のものの方が、また 60 歳代の高年者では 60～67 歳より 68～69 歳が日数、点数ともに著しく高くなっていて、無料診療が受診にかなりの影響を及ぼしていることを示している。意識調査の結果でも高年者の場合、無料化対象者は些細な病気でも医者にかかる人の割合が多いのに対し、無料化対象でない年齢層は医療費が高いという理由もあって重い病気でないとい医者にかからない人の割合が多い。高年者にとっては無料であるがゆえにそのニーズを満たし得るし、一方時間的余裕のあることも受診の増加に拍車をかけていることになろう。1 日当たり点数は若年齢で低く、50 代後半から高くなる傾向がみられ、加齢に伴う疾病の複雑さを反映したものと思われる。

本調査結果と厚生省調査結果を年齢階級別に 1 人 1 ヶ月当たり診療費で比較すると、両者ともほぼ類似した動きを示しているものの、全体に本調査が幾分低い。その中で一戸独自の医療費全額控

表 5 1世帯当たり、1年間の給付と負担
——本調査とマクロデータとの比較——

項 目	本 調 査	一 戸 町	岩 手 県	国
世 帯 人 員	4.96人	4.16	3.58	3.08
日 数 ¹⁾	55.3日	53.9	69.3	60.1
受 診 額 ²⁾	185,790円	209,540	230,625	184,213
(世帯1人当たり)	37,458円	50,370	64,420	59,809
負 担 総 額 ³⁾	75,043円	76,099	93,895	79,486
保 険 税 ⁴⁾	48,880円	46,655	58,407	48,836
自 己 負 担 ⁵⁾	26,163円	29,444	35,488	30,650
負 担 率 ⁶⁾	40.4%	36.3	40.7	43.1
保険税負担	26.3%	22.3	25.3	26.5
自己負担	14.1%	14.0	15.4	16.6
負 担 率				
受 益 率 ⁷⁾	1.48倍	1.75	1.46	1.32

(注) マクロデータ上の用語および1世帯当たりデータの算出方法

1) 日数=(国・県・一戸町それぞれの日数合計)÷(国・県・一戸町それぞれの国保加入世帯数)

2) 受診額=(それぞれの療養諸費用額合計)÷(それぞれの国保加入世帯数)

3) 負担総額=(保険税)+(自己負担)

4) 保険税=(それぞれの保険税合計)÷(それぞれの国保加入世帯数)

5) 自己負担=(一部負担金-高額療養費等の償還分)÷(加入世帯数)

6) 負担率=(負担総額)÷(受診額)

保険税負担率, 自己負担率も負担負担率と同様の算出法

7) 受益率=(受診額-負担総額)÷(負担総額)

マクロデータ出典

厚生省保険局『昭和51年度国民健康保険事業年報』

岩手県『昭和51年度, 国民健康保険事業状況』

一戸町『昭和51年度, 国保事業にかかる諸統計』

除となる3歳未満, 68, 69歳を含む年齢階級では, それぞれ異なった動きがみられる。乳幼児に関しては本調査より全国が高いことから全国的には乳幼児の無料化と受診の関係は, 先に一戸町においてみられたほど大きいものとはいえないように思われるのに対して, 高年者の場合は65~69歳の階級で本調査が全国より高く無料化が受診に大きく影響することを示している。

表としては示さなかったが受診と季節の影響をみると, 積雪のある秋から冬にかけて受診日数が減少し, 1日当たり点数がやや増加する傾向がみられた。

また男女別では日数, 点数ともに若干の男女差があるが⁹⁾, いずれも有意な差は認められなかつた。

8) 男女別受診状況

性別	人数	日数	点 数	1日当たり 点数
男	1472人	11.8日	4,204.5点	356.3点
女	1447人	12.8日	4,058.9点	317.1点

た。

2) 世帯の給付と負担

本調査対象を世帯として捉え, 1世帯当たりの給付と負担を表5により考察し, 併せてマクロデータ⁹⁾と比較検討してみる。

調査対象の全世帯(648世帯)平均は受診日数55.3日, 受診額185,790円, 負担総額75,043円で, 負担総額が受診額に占める割合を負担率としてみると40.4%となる。負担総額はさらに保険税と自己負担に分けられ, それぞれの金額, 負担率ともに保険税が自己負担をかなり上回る。また受診額から負担総額を控除した受益額の負担総額に対する倍率を受益率としてみると1.48倍で, 全体として負担以上の利益を受けていることになる。

補) 一戸町の保険税賦課方式

一戸町の賦課方式は, 町村保険者の約96%がとっている「4方式」による。すなわち, 所得税(課税対象所得の3.6%), 資産割(固定資産税の50%), 均等割(被保険者1人当たり4,500円), 平等割(1世帯当たり8,000円)の合計額である。この結果, 51年度の保険税算定額の構成比は所得割40.8%, 資産割10.9%, 均等割34.0%, 平等割14.3%である。所得割, 資産割などいわゆる応能割の比重と残り二者による応益割の比重がほぼ50%ずつということになる。一戸町の保険税は全国平均より若干低くなっているが, 一戸町の世帯人員の大きさを考慮して, 1人当たり保険税の水準をみると, 一層低いことがわかる。

つぎに本調査とマクロデータとを比較すると, 1世帯当たり給付状況は日数, 受診額ともに本調査が岩手県の平均を下回り, 全国平均に近い数値を示している。しかし医療の需要は個人を対象としたものでそれぞれの世帯人員が異なるため, これを世帯1人当たりしてみると本調査が一戸町, 岩手県, 国の数値よりかなり低い。一戸町調査と本調査との差は, 本調査対象地域が一戸町の2地区を除いたもので, 全地区にわたるものでなかったことによるものと思われるが, 岩手県, 国との差は地域的に医療機関に恵まれていないこともあって, 個人別給付状況にみられたように本調査対

9) マクロでは世帯別の算出はなされていないので, 表5の注に示した方法により, 本調査結果と対応し得るような資料を作成した。

表 6 家族類型, 夫年齢別, 1 世帯当たり給付と負担

家族類型 夫 年 齢	世帯数	平均世 帯人員	受 診 数	受 診 額	(世帯1 人当り)	負担総額	保 險 税	自己負担	負担率	保険税 負担率	自己負 担率	受益率
全 平 均	世帯 495	人 4.82	日 58.1	円 187,097	円 38,817	円 78,358	円 50,693	円 27,665	% 41.9	% 27.1	% 14.8	倍 1.39
核 家 族 世 帯	234	3.74	37.4	110,307	29,494	60,081	39,632	20,449	54.5	35.9	18.5	0.84
30歳未満	12	3.25	34.1	61,810	19,018	29,248	21,956	7,292	47.3	35.5	11.8	1.11
30 歳 代	48	4.19	50.2	113,737	27,145	63,420	35,555	27,865	55.8	31.3	24.5	0.79
40 歳 代	78	4.26	28.6	59,248	13,908	57,167	42,824	14,343	96.5	72.3	24.2	0.04
50 歳 代	57	3.49	30.2	127,596	36,560	61,968	45,636	16,332	48.6	35.8	12.8	1.06
60 歳 代	31	2.77	39.9	159,907	57,728	77,240	39,960	37,280	48.3	25.0	23.3	1.07
70歳以上	6	2.00	56.5	256,517	128,259	40,390	15,077	25,313	15.7	5.9	9.9	5.35
不 明	2	2.50	200.0	610,065	244,026	17,963	16,580	1,383	2.9	2.7	0.2	32.96
直系家族世帯	179	6.48	85.9	290,463	44,825	105,404	67,820	37,584	36.3	23.3	12.9	1.76
30歳未満	31	6.61	71.6	279,307	42,255	104,996	65,825	39,171	37.6	23.6	14.0	1.66
30 歳 代	44	6.98	78.1	233,537	33,458	107,120	60,273	46,847	45.9	25.8	20.1	1.18
40 歳 代	74	6.15	87.3	321,626	52,297	105,679	68,608	37,071	32.9	21.3	11.5	2.04
50 歳 代	20	6.20	117.6	325,150	52,444	99,573	78,690	20,883	30.6	24.2	6.4	2.27
60 歳 代	9	7.22	93.7	281,340	38,967	115,339	83,629	31,710	41.0	29.7	11.3	1.44
70歳以上	1	4.00	70.0	223,120	55,780	49,483	43,810	5,673	22.2	19.6	2.5	3.51
単 独 世 帯	25	1.00	31.0	132,259	132,259	22,349	12,466	9,883	16.9	9.4	7.5	4.92
その他の世帯	57	5.74	68.1	201,792	35,155	93,023	59,086	33,937	46.1	29.3	16.8	1.17

象者の受診が全体に低いことによる。負担総額も本調査が岩手県、国をやや下回り、これは一戸町独自の無料化対象者の拡大による自己負担の差によるものである。受診額と負担額の関係を負担率、受益率としてみると、いずれも本調査が岩手県に近く、全国平均に比べて負担が軽く受益が大きい結果となっている。

なお、これ以後の世帯分析は一部加入世帯、擬制世帯を除いた純粋国保世帯(495世帯)のみを対象とする。

§3 家族周期と給付・負担

1) 家族類型別給付と負担

ここでは、世帯を核家族世帯、直系家族世帯、単独世帯、その他の世帯の4類型に分け、その給付と負担を概観する。表6によって給付と負担の状況を、表7、8、9によって家族構成をみよう。

核家族世帯は、4類型中、負担率が最も高く、受益率の最も低い類型である。これは、世帯人員3.7人、高年者を含む世帯2割弱という家族構成からも予測されるように、年間世帯当たり受診額

約11万円という低い給付に影響されたものである。負担は、保険税、自己負担ともに全平均を下回るものの、負担率は54.5%と高率を示し、受益率は0.84倍と低い。

直系家族世帯は、核家族世帯とは対照的に、受益率の高い類型である。世帯人員6.5人、9割近い世帯が高年者を含むという家族構成から予測されるように、年間世帯当たり受診額は約29万円と核家族世帯の3倍近い給付を受け、負担は保険税においても自己負担においても、ともに4類型中最大値を示すものの、負担率は単独世帯について低い。受益率は1.76倍となっている。

単独世帯は、受益率4.92倍と高受益の類型である。これは世帯1人当たり約13.2万円と、他のタイプの3～4倍にも及ぶ著しく高い受診額と、とりわけ低い負担からもたらされたものである。

補) ただし、この単独世帯を夫年齢別にみると、40歳代以下の受益率はマイナスであり、50歳代以上における高い受益率がこの結果をもたらしたものである。これは、単独世帯の約半数が高年者であり、この層に特に高い受診がみられること、および3割負担の年齢層で逆に受診が低いことによっている。

表 7 家族類型、夫年齢別、乳幼児・高齢者の有無

家族類型 夫年齢	総数	乳・高 とも含 まい	高のみ 含む	乳のみ 含む	乳・高 とも含 む
全平均	% 世帯 100.0 (495)	% 55.4	% 23.4	% 17.4	% 3.8
核家族世帯	100.0 (234)	80.8	5.1	14.1	0
30歳未満	100.0 (12)	16.7	0	83.3	0
30歳代	100.0 (48)	68.8	0	31.2	0
40歳代	100.0 (78)	91.0	1.3	7.7	0
50歳代	100.0 (57)	94.7	1.8	3.5	0
60歳代	100.0 (31)	93.5	6.5	0	0
70歳以上	100.0 (6)	0	100.0	0	0
不明	100.0 (2)	0	100.0	0	0
直系家族世帯	100.0 (179)	23.5	41.3	25.1	10.1
30歳未満	100.0 (31)	6.5	3.2	80.6	9.7
30歳代	100.0 (44)	40.9	6.8	38.6	13.6
40歳代	100.0 (74)	29.7	58.1	4.1	8.1
50歳代	100.0 (20)	0	95.0	0	5.0
60歳代	100.0 (9)	0	77.8	0	22.2
70歳以上	100.0 (1)	0	100.0	0	0
単独世帯	100.0 (25)	80.0	20.0	0	0
その他の世帯	100.0 (57)	40.4	43.9	14.0	1.8

(注) 乳幼児 0~2歳, 高齢者 65歳以上.

なお, その他の世帯は, 給付・負担, および給付と負担の関係において, いずれも核家族世帯と直系家族世帯の中間的な数値を示し, 受益率は 1.17 倍である。

以上, 家族類型別給付と負担を概観したが, 受益の高い類型, すなわち, 受益率が 1 倍以上の類型は, 単独世帯, 直系家族世帯, その他の世帯であり, 受益額が負担を下回る類型は, 核家族世帯であることが明らかとなった。そして, 単独世帯の夫年齢別傾向にも, その一端がうかがわれるように, 受益には, 世帯員の年齢別構成が大きく影響していると推測される。

そこで以降は, 核家族世帯, 直系家族世帯に限定し, 家族周期段階の移行に伴う給付と負担の動きをみていくこととする。

2) 核家族世帯・夫年齢別の給付と負担

前項で, 核家族世帯は他の類型に比し, 受益の低い類型であることが明らかとなったが, ここでは, その給付と負担を夫年齢別に考察する。給付, 負担, 給付と負担の関係は表 6 に, また, 乳幼児,

表 8 家族類型、夫年齢別、乳幼児の有無とその数

家族類型 夫年齢	総数	無	1人	2人	3人
核家族世帯	% 世帯 100.0 (234)	% 75.2	% 16.2	% 7.7	% 0.9
30歳未満	100.0 (12)	8.3	58.3	33.3	0
30歳代	100.0 (48)	35.4	37.5	25.0	2.1
40歳代	100.0 (78)	83.3	12.8	2.6	1.3
50歳代	100.0 (57)	94.7	5.3	0	0
60歳代	100.0 (31)	100.0	0	0	0
70歳以上	100.0 (6)	100.0	0	0	0
不明	100.0 (2)	100.0	0	0	0
直系家族世帯	100.0 (179)	50.8	29.6	15.1	4.5
30歳未満	100.0 (31)	9.7	54.8	32.3	3.2
30歳代	100.0 (44)	25.0	36.4	27.3	11.4
40歳代	100.0 (74)	73.0	20.3	5.4	1.4
50歳代	100.0 (20)	80.0	15.0	0	5.0
60歳代	100.0 (9)	66.7	22.0	11.1	0
70歳以上	100.0 (1)	100.0	0	0	0

(注) 乳幼児 0~5歳.

表 9 家族類型、夫年齢別、高齢者の有無とその数

家族類型 夫年齢	総数	無	1人	2人	3人
核家族世帯	% 世帯 100.0 (234)	% 82.1	% 12.8	% 5.1	% 0
30歳未満	100.0 (12)	100.0	0	0	0
30歳代	100.0 (48)	100.0	0	0	0
40歳代	100.0 (78)	97.4	2.6	0	0
50歳代	100.0 (57)	98.2	1.8	0	0
60歳代	100.0 (31)	0	77.4	22.6	0
70歳以上	100.0 (6)	0	33.3	66.7	0
不明	100.0 (2)	0	50.0	50.0	0
直系家族世帯	100.0 (179)	15.1	46.4	35.8	2.8
30歳未満	100.0 (31)	58.1	29.0	12.9	0
30歳代	100.0 (44)	18.2	45.5	36.4	0
40歳代	100.0 (74)	1.4	56.8	40.5	1.4
50歳代	100.0 (20)	0	60.0	40.0	0
60歳代	100.0 (9)	0	0	66.7	33.3
70歳以上	100.0 (1)	0	0	0	100.0

(注) 高齢者 65歳以上.

高齢者の有無など家族構成については, 表 7, 表 8, 表 9 に示した。

まず, 最も夫年齢の若い 30 歳未満は, 他の年齢層に比し, 給付, 負担ともに小であるが, 受益率は 1.11 倍と核家族世帯の中では高率である。給付が小である理由は, 世帯員数が小さく, 約 9 割の世帯に病気にかかりやすい乳幼児を含むものの, 高齢者は含まず, 親世代も, 最も受診の低い年齢

層にあるためであろう。乳幼児の受診額は個人の受診状況でみると高年者の約3分の1であり、高年者ほどの影響は与えていない。負担についても、保険税が小であるうえ、8割強の世帯に3歳未満の全額控除対象者を擁することから、自己負担は約7千円と核家族世帯中最も小さい。

ついで夫年齢30歳代になると、給付、負担の状況は核家族世帯平均の傾向に近く、受益率0.79倍となる。そして、保険税は核家族世帯の平均以下であるが、自己負担負担率が24.5%と全類型中でも最も高いことが注目される。これは乳幼児を含む世帯6割強のうち、半数に全額控除の対象とならない3歳から6歳までの幼児が含まれるため、比較的受診が大であるのに比し、公費負担の恩恵に浴する機会が少ないためである。

夫年齢40歳代は、さらに負担増の年代である。負担率はいずれの類型を通じても最高の96.5%にのぼり、受益はほとんどない。負担増の原因は、乳幼児、高年者を含む世帯がわずか2割、しかも3歳未満と68歳以上を含む世帯が1割弱であって、医療ニーズが低い年代である一方、所得、世帯員数が大であって、保険税が大きく、自己負担も高水準であることによる。保険税負担率も72.3%と最高率を示している。

夫年齢50歳代、60歳代になると、受診は急増、加齢に伴って増大傾向を示し、50歳代、60歳代の受益率は、約1.1倍となる。そして負担内容は、50歳代で保険税が高く、自己負担が低いのに比し、60歳代では自己負担が高くなる。50歳代で自己負担が低いのは、年齢構成からは説明しにくく、グループの中に、高額医療費の控除を受けている世帯があるのではないかとと思われる¹⁰⁾。60歳代で自己負担が高いのは、高年者が全世帯に含まれるにもかかわらず、全額控除対象である68歳以上の高齢者を含む世帯が、約7%と低いことの影響であろう。50歳代、60歳代は、負担が大であるにもかかわらず、給付も大であるため受益率の高いグル

ープに入る年齢層である。

夫年齢70歳以上になると、給付はさらに大、負担が小で受益率が5.4倍にも達する受益最大のグループである。受診の急増は、加齢に伴うニーズの増大と全額控除という施策の効果であろう。保険税も低負担ではあるが何よりも受診額が著しく大であることが、受益率を最大にした原因といえよう。

3) 直系家族世帯・夫年齢別の給付と負担

直系家族世帯が受益率の高い類型であることは前述したが、ここでは、直系家族世帯の給付と負担を核家族世帯と同様、夫年齢別にみる。給付・負担の状況は表6に、家族構成は表7, 8, 9に示した。

まず夫年齢30歳未満についてみると、受益率は直系家族世帯の中ではやや低いものの、核家族世帯の同年齢グループにくらべ、かなり高く、1.66倍である。乳幼児を含む世帯は約9割と核家族世帯と類似しているの、さらに4割強の世帯に高年者を擁していることが、この差をもたらしたのであろう。直系家族の他グループに比しては自己負担が高く、親世代に全額控除対象前の高年者が3割近く含まれている影響がみられる。保険税は核家族同年齢グループの約3倍にあたるが、負担率は低い。

夫年齢30歳代になると、高年者のいる世帯は8割強と増加するが、受診額は小さく、受益率は1.2倍と低く、直系家族世帯の中で最低となる。世帯員の構成からみると医療ニーズはかなり高いという予想に反している。全額控除対象者を含む世帯が約6割と直系家族世帯中最も少ないことからみて、全額控除対象前の高年者に、受診抑制の傾向があるのではないかとと思われる。自己負担が大きいのも、控除対象者が少ないことによるものであろう。

夫年齢40歳代、50歳代になると、高年者が全世帯に含まれ、全額控除対象者も40歳代で約7割、50歳代では全世帯にいる。給付は両グループともほぼ同額で、直系家族世帯中の最高額を示し、受益率も2倍以上と、著しく高い。これらは、高年者、とりわけ68歳以上の全額控除対象者を含む世

10) 個人受診状況よりみて、50歳代は受診が次第に増加する年齢段階であるが、個人差が大きいのではないかとと思われる。ちなみに受診日数の変化係数をみると50歳代男性はその前後の年齢層に比し変化係数が高い。

帯の多いことが、受診を著しく増加させたものであろう。負担は両グループとも直系家族世帯平均と大差ないが、50歳代で自己負担が著しく小となるのは全額控除対象者の存在との関連を示すものである。

夫年齢60歳代は、全世帯に高年者がおり、その半数が68歳以上の高齢者である。しかし給付は直系家族世帯の中でやや小さく、全世帯に全額控除対象者を含むにもかかわらず、受益率は1.4倍と30歳代について低い。これは、対象者の親世代は全額控除の対象となっているが、対象者である子世代のほとんどが全額控除対象前の高年者で、この人々に受診抑制の傾向があるのではないかと推測される。また、負担が高水準で、この負担の大きいことが受益率の低下にもつながっている。負担の内訳では保険税が著しく高く、自己負担が低い。自己負担が低いのは、全額控除対象者の受診に対象外の人々の受診抑制が加わったためであろう。保険税が高いのは、所得と資産が高く、世帯員数が多いことの影響である。

4) 要 約

以上、給付と負担を家族類型、夫年齢別に分けて考察してきたが、ここではそれらをまとめ、家族周期段階の移行に伴う給付と負担の推移を総括

してみよう。図2、3は、核家族世帯、直系家族世帯の受診額、負担総額、保険税の周期的推移を描き、図4、5は受益率、負担率の推移を描いたものである。

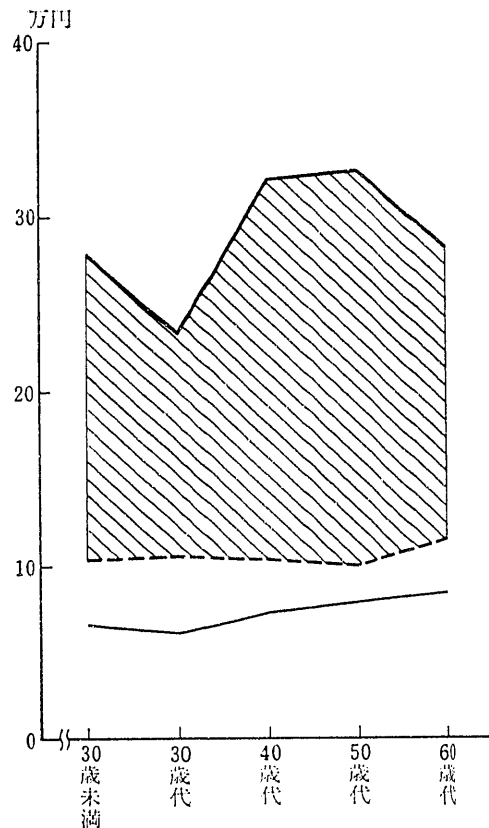


図3 夫年齢別、直系家族世帯の給付と負担

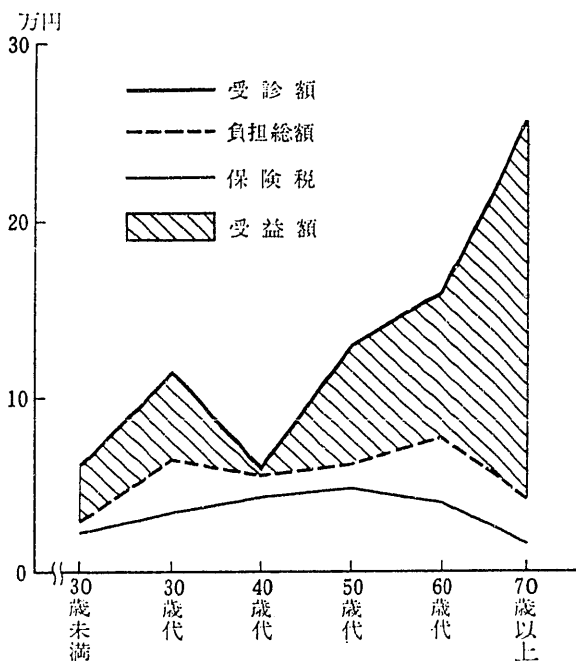


図2 夫年齢別、核家族世帯の給付と負担

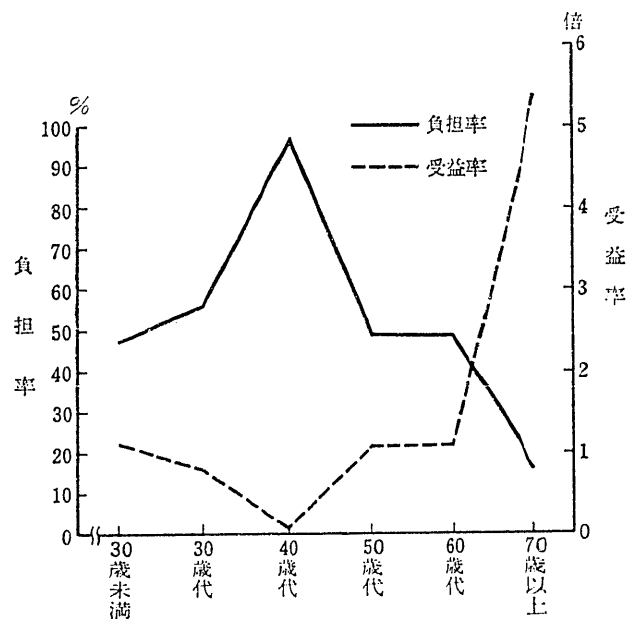


図4 夫年齢別、核家族世帯の負担率と受益率

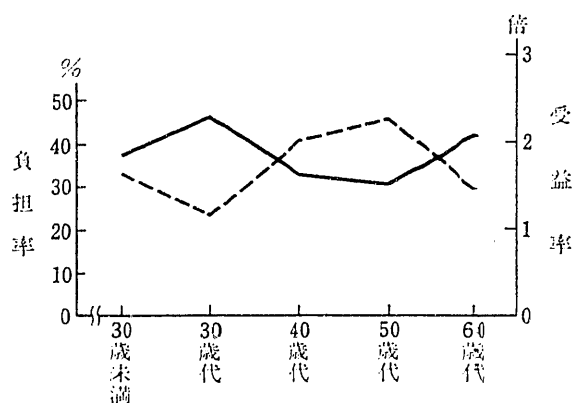


図5 夫年齢別、直系家族世帯の負担率と受益率

世帯の基本型と考えられる核家族世帯の給付と負担は、こどもの年齢（病気をしやすい乳幼児か否か）と夫婦の年齢（健康な若い世代か中年以降か）の組み合わせによってきまる。これまでの分析の結果、給付・負担に関して次のような波が描かれるといえよう。

夫年齢30歳未満は乳幼児を抱えるため、比較的受益率の高い時期である。やがてこどもが成長するにつれ、健康に恵まれた段階に達する。30歳代、40歳代がこれに当たり、受益率は低水準で、主として負担を担う時期である。

ついで夫婦の健康な時代が過ぎる50歳代で再び受益率が拡大し、特に60歳代以降では最も受益率の高い時期に達する。50歳代の人々の受診には個人差が目立ち、健康でいる場合も少なくないが、他方、大きな病気をする者が出てくる時期であると推測される。保険税は50歳代まで順次上昇したのち、下降に転ずる。これは加齢に伴う所得の上昇に比例している。しかし、自己負担に関しては、全額控除の対象である高齢者の有無による影響が大きく、比較的病気をしやすいが全額控除の対象とはならない3歳から6歳の幼児、60歳から67歳の高年者の存在が自己負担を膨張させる要因となっている。30歳代、60歳代の世帯にその傾向がうかがわれるといえよう。

他方、直系家族世帯は、核家族世帯に対象者の親世代を重ね合わせた家族構成であるから、核家族世帯の給付と負担の推移に親世代の給付・負担が加わった形をとる。直系家族世帯は構成が複雑

なうえ、世帯人員がかなり多いため、給付・負担の推移は核家族世帯ほど明瞭であるとは言い難い。特に高年者の受診は個人差が大きいという点もはじめに指摘しておかねばならない。

さて、夫年齢30歳未満から30歳代は、親世代が比較的健康な状態にあるが、受診は世帯規模を考慮しても核家族世帯の倍以上あり、高年者の存在によるところが大きい。やがて親世代が高年齢に達する夫年齢40歳代、50歳代は医療ニーズの最も高い時期で、受診は著しく高水準に達し、60歳代で再び下降する。核家族世帯と同様、全額控除の対象とならない幼児、高年者の存在が自己負担を拡大させると同時に、場合によっては受診を抑制する傾向が、夫年齢30歳代および60歳代において認められた。保険税は加齢に伴う所得の上昇に応じて順次上昇しているが、他方、自己負担は逆に高齢者比率が高いほど小さくなるので、結果的には、負担総額は各段階ほぼ均等にならされ、核家族世帯のように、周期段階に伴って受益と負担の時期が入れかわるというパターンは明瞭には認められない。核家族世帯においては異年齢間での所得再分配が行なわれているのに対し、直系家族世帯においては、同一世帯内あるいは同年齢世帯内での世代間再分配が展開していると言ってよいだろう。

なお、意識調査の結果によって、“保険税は高いと思うか”との問いに、「高いと思う」と答え、“治療費を払うとき、負担が重いと思うか”との問いに、「いつも（ときどき）負担が重いと思う」と答えた割合をみていくと、核家族世帯では全体に負担感が大きく、しかも夫年齢別の負担感の差異は、現実の負担額の差異に対応している。直系家族世帯にあっても、金額にあらわれた受益の大きさに比較し、負担感はかなり重いと推察される結果であった。

世帯にとって、負担が各周期段階で現実によどのようなものであるか、世帯が医療保険による受益をどう受けとめ、いかなる意識で保険制度をとらえているかなどについてのより深い検討は、§7以降の課題としたい。

表 10 所得階層別, 1世帯当たり給付と負担

所得階層	世帯数	平均世帯人員	受診数 （世帯1人 当たり）	受診額 （世帯1人 当たり）	負担総額	保 險 税	自己負担	負担率	保険税率 負担率	自己負担 率	受益率		
全 平 均	495	4.8	58.1	12.1	187,097	38,817	78,358	50,693	27,665	41.9	27.1	14.8	1.39
I	99	3.0	48.0	16.0	213,608	71,203	37,386	15,726	21,660	17.5	7.4	10.1	4.71
II	99	4.4	42.4	9.6	92,853	21,103	51,014	31,931	19,083	55.0	34.4	20.6	0.82
III	99	4.8	53.9	11.2	155,457	32,387	67,955	42,718	25,237	43.7	27.5	16.2	1.29
IV	99	5.6	67.6	12.1	247,092	44,124	100,190	61,173	39,017	40.6	24.8	15.8	1.47
V	99	6.2	78.9	12.7	226,476	36,528	135,250	101,924	33,326	59.7	45.0	14.7	0.67

表 11 乳幼児・高齢者を含まない世帯の所得階層別, 世帯1人当たり給付と負担

所得階層	世帯数	受診日数 (世帯1人当たり)	受診額 (世帯1人当たり)	自己負担率		
全平均	世帯 274	日 36.3	円 111,893	% 21.6		
I	61	30.3	11.7	122,695	47,190	14.6
II	70	31.2	7.8	69,101	17,275	24.2
III	52	31.6	8.1	89,539	22,959	27.4
IV	49	44.3	9.4	134,108	28,534	24.1
V	42	49.9	9.4	169,285	31,941	21.3

(注) 乳幼児0~2歳, 高齢者68歳以上。

§4 所得と給付・負担

所得と給付・負担の関係をみるため, 純粋国保世帯495世帯を課税対象所得5分位階層(各階層99世帯)に分けて考察する。ここでは“所得”を負担を基礎的に裏づける支払能力と解釈し, とくに給付状況に及ぼす自己負担(窓口での3割負担)と, 負担の中で大きな割合を占める保険税の分析に重点を置く。

1) 所得と給付状況

給付状況は表10に示したように, 受診日数, 受診額ともに第I階層を除くと第II階層から第V階層へと階層が上がるに従って高くなる傾向がみられる。このことは世帯人員の影響を除いた世帯1人あたりにしても同様である。この中でとくに受診日数, 受診額ともに高い第I階層を採り出して世帯の属性を検討してみると, 世帯規模は単身者20%(全体では5%), 2人世帯28%(全体では11%)と小規模世帯の割合が多い。また, 職業では非農家が58%(全体では42%)を占め, その内訳も恩給や年金受給者等の無職, 日雇労働者が多く, いわゆる自営業の割合は少ない。年齢別構成

では60歳以上が34%を占め, その多くが独居老人, 老夫婦のみの世帯と思われる。他方3歳未満の乳幼児は4%にすぎない。さらに給付状況からみると受診額100万円を超える世帯が本調査対象全体で13世帯あるが, そのうちの5世帯がこの第I階層に含まれており, とくに入院, 長期療養者, 重度身体障害者で年間400万円を超える者もいる。一般にいわれる“貧困と疾病の悪循環”の一面を表わすものと思われる。

次に窓口で支払う自己負担が給付状況(受診日数, 受診額)に及ぼす影響をみるために, 自己負担の免除される3歳未満の乳幼児と68歳以上の高齢者を含まない世帯のみとりあげ, 所得階層別に比較すると表11のようになる。まず世帯当たりの受診日数は第I階層30.3日から第V階層49.9日まで順次増大している。受診額は第I階層の約12.3万円を除くと, 最低の第II階層約6.9万円から順に増大し, 第V階層では最高の約16.9万円となる。これを世帯1人あたりにすると, 受診日数, 受診額ともに第I階層が最高で第II階層が最低, 第II階層以上第V階層まで階層の上昇とともに順次増大の傾向がうかがわれる。第I階層の日数, 受診額が際立って大きくなっているのは前述のとおりで例外と考えられる。したがって第IIから第Vまでの給付状況をみると, 日数, 受診額ともに低所得層ほど小さく, 階層が上がるほど増大する傾向がみられる。すなわち低所得層ほど受診が少なく, 高所得層ほど多く受診していることを示している。ここでは所得階層と年齢との関係についてはひとまず除外しているが, 少なくとも3歳未満の乳幼児, 68歳以上の高齢者を含まない, 自己負担負担率の比較的高い世帯においては, 窓口で支払う3

表 12 4 人 世 帯 の 負 担 状 況

所得階層	世帯数	平均世帯員 人	負担総額 (a) 円	保 険 税 (b) 円	自己負担 (c) 円	課税対象 所得 (d) 円	$\frac{a}{d}$ %	$\frac{b}{d}$ %	$\frac{c}{d}$ %
全 平 均	99	4.0	63,034	45,565	17,469	802,732	7.9	5.7	2.2
I	16	4.0	33,747	18,601	15,146	135,103	25.0	13.8	11.2
II	26	4.0	45,359	28,752	16,607	443,359	10.2	6.5	3.7
III	25	4.0	57,382	43,209	14,173	685,084	8.4	6.3	2.1
IV	20	4.0	84,095	57,910	26,185	1,081,598	7.8	5.4	2.4
V	12	4.0	117,059	102,280	14,779	2,251,871	5.2	4.5	0.7

割の自己負担によってある程度受診が抑制されている傾向がみられた。

2) 所得と負担状況

次に負担状況について考察する。ここでは世帯人員の影響を取り除くために4人世帯のみ(99世帯)に限って分析してみた。表12に示すとおり、まず保険税についてみると、第I階層約1.9万円から指数曲線上に増大していき、第V階層では約10.2万円、4人世帯の平均は約4.6万円であった。すでに触れたとおり一戸町では保険税の算定基準を、所得によって規定される応能割と、世帯人員によって規定される応益割をほぼ半々と定めているので、上記のように高階層ほど保険税が高いのは当然の結果であるといえる。しかし、金額上は確かに低所得層ほど負担が軽く高所得層ほど負担が重くなっているものの、はたして所得に占める割合をみた場合にも低所得層ほど負担が軽くなっているかどうかは疑問である。そこで各階層ごとに課税対象所得¹¹⁾に占める保険税の割合を算出してみたところ、第I階層では13.8%と最も大きく、順に小さくなり、第V階層では4.5%と、第Iの3分の1に及ばない結果となり、低所得層ほど保険税が大きな負担となっていることが明白に示された。

次に自己負担であるが、すでに受診行動への影響についてとり上げているので、ここでは4人世帯のみの結果を示す。階層別の自己負担について

は、受診の際に自己負担を免除される者の構成による影響が最も大きいため、所得との関連を明確に示すことはむずかしい。しかし所得に占める割合をみると、第I階層では11.2%とかなり高く、順に小さくなり、第V階層はわずか0.7%で第Iの16分の1にすぎない。意識調査では、「医療費が高いため医者にかかれなかったことがある」という回答は非常に少なかったが、表12の結果は、窓口での自己負担が低所得層にいくほど大きな負担となることを示しているといえよう。

さらに負担総額についてみると、階層が上がるに従い、負担総額も上昇している。しかし、所得に占める割合をみると第I階層は25.0%で順次小さくなり、第V階層では第Iの5分の1に満たない5.2%となっている¹²⁾。

以上の結果から、負担は金額のうえでは累進的であるが、所得に占める割合という点では、所得が低いほど負担が重いという状況が明らかとなった。

3) 給付と負担の関係

給付と負担の関係をみるために、負担率、保険税負担率、自己負担負担率、受益率を算出した結果は表10のようにになっている。第I階層の負担率は他の階層に比して著しく小さく、受益率は大きくなっているが、これはすでに述べたように特殊な世帯を含むため受診額がきわめて高額であることに起因するものと思われる。第II階層以上についてみると、負担率、保険税負担率は第V階層が最も大で、ついで第II、第III、第IVと縮小し、

11) 課税対象所得は、実際の所得とかなり開きがあるので、実額をそのまま使うのは適切とはいえないだろう。しかし、所得として使えるものはこれ以外になかったため、便宜上使用した。但し世帯を所得に従ってランク付けする上で有効であることを、生活費調査との対比などによって確認している。

12) すでに11)でも指摘したとおり、ここで割合を示す数字の絶対値は意味をもたない。ここでは割合の大小のみをみることにした。

表 13 地区別、年齢階級別、給付状況

年齢階級	一 戸			浪 打			中 山			姉 帯		
	人 数	日 数	点 数	人 数	日 数	点 数	人 数	日 数	点 数	人 数	日 数	点 数
全 平 均	100.0% (844人)	17.0	5,735.0	100.0% (872人)	11.3	3,969.5	100.0% (934人)	9.6	3,033.8	100.0% (269人)	10.1	3,445.9
0～2歳	5.3%	19.1	4,110.8	3.4%	12.6	2,040.7	6.6%	11.9	2,344.9	4.1%	14.7	3,074.4
3～5	4.3	14.6	2,498.5	3.0	12.4	2,683.2	5.8	7.0	1,300.4	3.3	7.4	1,336.1
6～14	14.8	12.0	2,515.6	15.8	6.6	1,125.0	19.2	6.8	1,445.4	11.2	7.6	1,510.0
15～19	7.7	6.6	1,914.3	10.0	9.4	5,421.0	10.2	5.4	1,310.2	8.9	3.2	589.8
20～29	13.3	6.2	1,482.8	12.6	4.7	928.1	16.2	7.6	1,804.2	15.6	2.7	609.8
30～39	10.9	10.4	2,373.9	9.7	9.2	2,820.6	10.9	7.1	2,137.7	10.8	16.5	4,103.4
40～49	12.7	11.2	2,497.7	15.7	7.6	2,366.1	11.9	8.3	3,744.0	17.5	8.6	2,261.4
50～59	12.9	16.5	6,850.5	11.4	11.5	4,174.8	9.9	8.8	2,432.5	11.2	5.9	2,763.9
60～67	9.5	22.5	9,125.3	8.4	18.3	8,305.5	5.9	20.4	8,873.0	8.9	18.0	11,351.2
68～69	1.2	67.6	38,624.1	1.9	29.5	9,712.4	1.0	86.9	47,878.0	2.6	22.4	5,679.3
70～79	4.7	66.1	30,184.1	6.5	33.2	13,926.9	2.0	28.1	8,897.1	4.5	30.3	13,408.9
80～	2.7	57.0	17,586.9	1.5	15.8	4,537.2	0.5	15.4	3,397.8	1.5	16.8	3,685.0
高齢者比率	18.1	—	—	18.3	—	—	9.4	—	—	17.5	—	—
乳幼児比率	9.6	—	—	6.4	—	—	12.4	—	—	7.4	—	—

自己負担負担率は第Ⅱから階層が上がるに従って小さくなる傾向がみられる。しかし、その結果から明らかな法則性を導き出すことは、非常に困難である。強いていえば、特殊事情をもつ第Ⅰ階層と、特に大きい保険税負担をもつ第Ⅴ階層を除くと、所得階層の下のものほど3つの負担率はともに大きいということになる。ただ第Ⅴ階層に関する限り、負担率が高く受益率が低いのは、保険として期待される結果と捉えることもできるが、所得に対する負担の割合をみる限りは、必ずしも負担が大きいとはいえないようである。

4) 要 約

以上、所得階層別分析の結果、給付状況については、例外的な長期療養者等を含む第Ⅰ階層を除いて第Ⅱ階層以上でみると、低所得層ほど受診日数、受診額が小さく、階層が上がるほど大きくなる傾向がみられる。これにはさまざまな要因が想定されるが、特に自己負担が免除される3歳未満の乳幼児と68歳以上の高齢者を含まない世帯、つまり自己負担負担率の高い世帯において、この傾向がより顕著であることから、窓口で支払う3割の自己負担が受診を阻害する要因になっていることが推察される。

負担状況については、保険税、自己負担とも、絶対額の上では低所得層において小さく、階層が

上がるほど大きくなっていることから、ある程度所得再分配の効果と考えられるが、課税対象所得に占める割合で比較した結果は、逆に低所得層ほど大きな負担になっている。税負担が低所得層において重いという、しばしば指摘される状況が、ここにもうかがわれよう。

これらの結果からみて、現在の3割負担の是非および適正割合の検討がなされるべきであると同時に、保険税算定における所得の適正な評価（具体的には逆進的な課税をどう是正するのかという点、および保険税上限額の引上げの問題を含めた高所得層への課税の見直し）の方向が考えられてしかるべきであろうと思われる。

§5 受診機会と給付・負担

受診機会が受診にいかなる影響を及ぼすかをみるため、一戸町の4地区別の給付と負担についてみる。Ⅱの§1で診療機関および交通事情について述べたとおり、一戸地区は国鉄一戸駅を中心に発達した市街地、浪打地区は一戸地区に隣接する比較的標準的な農村部、姉帯地区は無医地区を含む農林業地帯、中山地区は面積が広く、診療所をもつ一方無医地区もある豪雪地帯で、酪農を含む農林業が中心の地帯である。一戸地区を除く3地区、とりわけ姉帯、中山の受診機会は貧困な状況

にあるといえる。

1) 受診機会と給付状況

(1) 個人別、地区別給付状況

地区別の給付状況を年齢階級別に示したものが表13である。各地区を平均値と比較すると、日数、点数共に受診機会に恵まれた一戸地区がとびぬけて高く、かなりの差をもって浪打地区が続き、中山地区が最低値を示している、受診機会の大小が受診に明確に反映されているように思われる。しかし給付状況は、受診機会の大小だけでなく、年齢構成の違いによっても影響を受けるので、各地区の年齢構成の特徴をおさえておく必要がある。まず高年者比率は一戸、浪打が18%台で最も高く、姉帯が17%台と若干少ないもののそれほど大きな違いをもたないのに対して、中山は9.4%と高年者比率がきわめて低い。また6歳未満の乳幼児比率は、中山で12.4%と最も高く、浪打、姉帯がおのおの6.4、7.4%と低い値を示し、一戸が中山と浪打、姉帯の中間に位置している。以上の点から、中山地区は、他の3地区とかなり異なった年齢構成をもつ地区であるが、中山を除く他の3地区の間には、年齢構成上、それほど大きな違いは存在しないとみてよかろう。この点を念頭においた上で、各地区の年齢階級別の給付状況をみてゆくと、日数、点数の平均値にみられる4地区の格差が、若干の入れかえはあるものの、年齢階級別にも認められる。すなわち、一戸地区の受診は、年齢別にみても全般に高く、逆に中山、姉帯では低い。しかも、こうした地区間の差は、68歳以上の高齢者において著しく、一戸の高齢者の受診額が、きわめて大きいのに比して他の3地区では小さい。その中でも、中山、ついで姉帯の受診額の小さいのが目立っている。中山地区の平均受診額が最小であるのは、高年者比率が低いためというだけではなく、高年者そのものの受診も、受診機会の不足ゆえに抑制されざるをえない状況にあるためと考えてよかろう。また、年齢構成上、比較的似かよった特徴をもつ一戸と姉帯の平均受診額にみられる差は、とくに高年者層における受診の差によってもたらされたものと思われる。

このように受診機会の不足が受診を抑制する事

表 14 “ちょっとした病気でも医者にかかりますか”
(意識調査結果)

地 区	総 数	ちょっとした 病気でも かかる	重い病気で ないから	どちら ともい えない	無回答
全 平 均	% 人 100.0 (1,442)	% 37.3	% 50.0	% 12.1	% 0.6
一 戸	100.0 (423)	39.5	47.5	12.5	0.5
浪 打	100.0 (446)	39.2	41.8	18.6	0.4
中 山	100.0 (472)	34.3	58.5	6.8	0.4
姉 帯	100.0 (101)	33.7	56.4	6.9	3.0
(再掲)無医地区	100.0 (57)	30.8	61.6	7.6	0

表 15 医者に行きたくても行けなかったこと
ある人の理由 (意識調査結果)

地 区	総 数	行く時 間がな かった ので	交通の 便が悪 いので	医療費 が高 い ため	その他
全 平 均	% 人 100.0 (278)	% 54.7	% 22.0	% 15.8	% 22.7
一 戸	100.0 (61)	60.7	6.6	6.6	23.0
浪 打	100.0 (75)	62.7	14.7	14.7	16.0
中 山	100.0 (112)	49.1	32.1	18.8	27.7
姉 帯	100.0 (30)	43.3	33.3	26.7	20.0
(再掲)無医地区	100.0 (40)	32.5	55.0	32.5	22.5

(注) 複数回答を含む。

実は、意識調査の結果からも裏付けられる。表14にみられるように、「重い病気でないと医者にかからない」という回答は、中山、姉帯で最も多い。その中でも無医地区¹³⁾はさらに高い割合を示している。また「医者に行きたくても行けなかったことがある」とした者の理由として交通の不便さをあげた者は、表15のとおり、中山、姉帯地区で高いが、とりわけ無医地区では55%と、他地区に比べて著しく高い。

(2) 世帯別、地区別給付状況

個人別に、4地区の給付状況を比較した結果認められた傾向は、世帯別の比較においても確認された。表16に示されたとおり、受診額は浪打ついで一戸で高く、姉帯で最低値を示す。世帯規模の違いをとり除くため世帯1人当たりに換算して比較した結果、一戸が最も高く浪打がこれにつづき、姉帯、中山は前二者に比べるときわめて低い水準

13) 本調査対象地区内の無医地区を指す。姉帯に1ヵ所、中山に2ヵ所ある。

表 16 地区別, 1 世帯当たり給付と負担

地 区	世帯数	平均世帯人員	受診日数	(世帯1人当たり)	受診額	(世帯1人当たり)	負担総額	保険税	自己負担	負担率	保険税負担率	自己負担率	受益率	受益額
			日	日	円	円	円	円	円	%	%	%	倍	円
全 平 均	世帯 495	4.8	58.1	12.1	187,097	38,817	78,358	50,693	27,665	41.9	27.1	14.8	1.39	108,735
一 戸	171	3.9	63.9	16.5	199,684	51,600	78,462	50,938	27,524	39.3	25.5	13.8	1.54	121,222
浪 打	139	5.1	60.0	11.8	213,177	41,965	84,872	54,869	30,003	39.8	25.7	14.1	1.51	128,305
中 山	141	5.8	53.5	9.3	168,507	29,255	76,573	48,510	28,063	45.5	28.8	16.7	1.20	91,934
姉 帯	44	4.7	44.8	9.6	115,330	24,643	63,101	43,558	19,543	54.7	37.8	16.9	0.83	52,229
(再掲)無医地区	53	6.5	47.5	7.3	169,505	26,038	76,698	49,248	27,450	45.3	27.1	14.8	1.21	92,807

(注) 無医地区世帯数は全体の 10.7 % を占め, 地区別では中山地区の 29.8 %, 姉帯地区の 25.0 % に当たる。

表 17 地区別, 乳幼児・高齢者を含む世帯の割合

地 区	総 数	乳幼児を含む世帯	高齢者を含む世帯
	% 世帯	%	%
全 平 均	100.0 (495)	21.2	27.3
一 戸	100.0 (171)	17.0	23.4
浪 打	100.0 (139)	17.3	40.3
中 山	100.0 (141)	31.2	17.0
姉 帯	100.0 (44)	18.2	34.1
(再掲)無医地区	100.0 (53)	26.4	22.7

(注) 乳幼児 0~2 歳, 高齢者 68 歳以上。

にあることがわかる。特に姉帯の受診額は、一戸の半分にすぎない。世帯の年齢構成の違いが受診額に差異をもたらしていることも考えられるので、乳幼児、高齢者を含む世帯の割合を地区別にも求めたのが表17である。乳幼児を含む世帯は、中山でとびぬけて高く、他の3地区はほぼ同水準、高齢者を含む世帯割合は、浪打が最も高く、姉帯がこれにつづき、中山が最低である。この点から考えれば乳幼児を含む世帯割合の点で一戸、浪打と同水準、高齢者を含む世帯割合の点で浪打について高い水準にある姉帯において受診額が小さいのは、明らかに受診機会の貧困が受診を抑制しているためとみてよからう。

2) 受診機会と負担状況

地区別の負担状況も同じく表16に示した。まず保険税は浪打、ついで一戸で高く、姉帯で最も低い。無医地区の保険税は、一戸より若干下回る程度で決して低くはない。それはいうまでもなく保険税の算定が、所得と世帯規模によって規定され、受診機会の大小は考慮されないことによってもたらされたものである。

次に自己負担は、浪打で最も高く、一戸、中山、

無医地区がほぼ同一額、姉帯のみが著しく低い。これは受診額にほぼ対応したものと見えるが、中山、無医地区の自己負担が受診額に比してやや高いのは、無料化対象の高齢者が少ないためであろう。

以上の結果から、負担総額は浪打で最も高く、一戸、中山、無医地区が続き、姉帯がひときわ低いという状況になっている。

3) 給付と負担の関係

表16によれば、受益額は、一戸、浪打が12万円台で最も高く、中山、無医地区が一段低く9万円台、姉帯はさらに低く5万円台である。

保険税負担率は、一戸、浪打が25%台で最も低く、無医地区、中山がつづき、姉帯は37.8%とぬきん出て高い。姉帯の保険税額は他地区より若干低かったにもかかわらず、受診そのものが低いために、このような結果がもたらされたものである。

自己負担負担率にも似かよった傾向がみられ、一戸、浪打が14%前後で低く、無医地区が続き、中山、姉帯が17%弱と最も高い。中山で自己負担負担率が高いのは、先にみたとおり、受診の高い乳幼児が多いこと、および無料化対象の高齢者が少ないことによるものと思われる。また、姉帯の場合には高齢者数は決して少なくはないが、表13でみたとおりこの高齢者自身の受診が低いために、無料化によってもたらされるはずの受益が小さいものと思われる。

以上から、負担率は一戸、浪打両地区が39%台で最も低く。中山地区、無医地区が45%台、姉帯地区が55%弱で最も高い。したがって受益率は、医療機会に恵まれた一戸が1.54倍であるのに対し

表 18 地区別, 1世帯当たり, 1ヵ月間の保健・医療関係費

地 区	世 帯 数	保健・医療 関係費総額	診 療 費	買 薬	治 療 代	栄 養 剤	他の医療費	予 防 費	そ の 他
全 平 均	275	6,683	4,573	1,115	317	241	359	46	33
一 戸	92	7,199	4,929	1,082	389	263	385	127	23
浪 打	85	3,963	1,899	1,057	296	221	460	28	2
中 山	78	8,574	6,495	1,188	270	286	247	0	87
姉 帯	20	8,533	6,759	1,228	255	43	248	0	0

- (注) 1. 診療費=医療機関の窓口で支払った治療費
 治療代=針, 灸, マッサージ, 骨つぎ等
 他の医療費=メガネ, コンタクトレンズ, 脱脂綿等
 予防費=人間ドック, 予防接種
 2. 診療費, 買薬, 治療代の中には, それぞれに要した交通費を含む。

て, 中山1.20倍, 姉帯0.83倍という低い水準にとどまっている。

4) 要 約

受診機会に差のある4地区の給付と負担の比較から, 受診機会の格差が, 受診に格差をもたらすことが明らかとなった。医療保険制度は, 本来受診の平等性をめざすものであるにもかかわらず, 一戸地区と姉帯, 中山地区の間の給付格差に浮きぼりにされているように, 受診機会の不均等のために, 給付における地域格差が生じている。他方, 保険制度における保険税負担は, 受診機会の格差を考慮することはないがゆえに, 給付においてみられるような差はみられない。その結果, 同一の負担を負う被保険者の間で, 受診機会に恵まれているか否かの違いから, 受益における不平等が生じることになる。

なお, 意識調査結果では, 医療について困っていることとして受診機会の不足に関連する内容をあげた世帯はわずかに25.9%であった(複数回答を含む)。とりわけ, 医師1名, 入院設備なしという診療所からバスで30分以上かかる姉帯, 中山地区の人々の7割以上が, 「医療について困っていることはない」と回答していることを考えると, 一戸町の人々の医療に対する要求水準は驚くほど低いといわざるをえない。

§6 世帯における保健・医療関係費の実態

これまで考察を行ってきた国民健康保険制度内の医療費のほかに, 各世帯においては買薬, 保

表 19 地区別, 1世帯当たり, 1ヵ月間の生活費に占める保健・医療費

地 区	保健・医療費 (A)	生活費 (B)	(A)/(B)
全 平 均	5,835	116,991	5.0
一 戸	6,295	127,585	4.9
浪 打	3,487	103,652	3.4
中 山	7,228	126,598	5.7
姉 帯	8,273	91,943	9.0

- (注) 保健・医療費とは, 保健・医療関係費総額から交通費を除去したもの。

険外の入院費・付き添い看護料, 針・灸・マッサージあるいは通院のための交通費といった保健・医療に関する費用が支出されている。これらの保健・医療関係費は, 各世帯の生活費の中で, どの程度の負担割合を占めているのであろうか。また, 十分とはいえない一戸町の医療環境下において保健・医療関係費は診療の補填として, どのような意味をもつのであろうか。

一戸町で昭和53年12月~54年2月にわれわれが実施した保健・医療関係費調査の結果によれば, 表18にみられるように, 一戸町の世帯当たり1ヵ月間の保健・医療関係費総額は, 約6,700円である。そのうち, 診療費が約4,600円で総額の68%を占め, ついで買薬が約1,100円で, 総額の17%に当たる。

全国平均の1世帯当たり1ヵ月間の保健・医療費は, 総理府統計局の家計調査(昭和53年12月, 54年1月, 2月平均)によると5,339円である。

われわれの調査の保健・医療関係費総額には, 診療その他のために要した交通費が含まれている

ため、交通費を除いて比較すると、表19に示したように一戸町の保健・医療費は、1世帯当たり1ヵ月5,835円であり、全国平均を約500円、上回っている。さらに、生活費¹⁴⁾の中で、保健・医療費の占める割合を比較すると、全国平均では2.4%、本調査では5.0%と、本調査結果の方が保健・医療費の家計に占める割合は著しく高いという結果になった。本調査の生活費には、米、野菜の自給等現物消費が含まれていないという生活費調査方法の問題や、12～2月という調査時期の及ぼす影響等により、全国平均との正確な比較は不可能であるが、この結果からみるかぎり、本調査世帯における保健・医療費の家計負担は全国レベルより大きいといえることができる。所得水準が高いとはいえない一戸町の世帯において、かなり高率の医療関係費が支出されているのはなぜか。この点について以下考察していくことにする。

家計が支払う保健・医療関係費の診療に対する補填的意味には3つある。第1は診療費が高いから買薬その他で代替する、第2には診療機関がないから、あるいは医者へ行く時間がないから買薬などで代替する、第3には医師による治療自体への補填的意義である。

意識調査によれば、医療費が全額控除される0～2歳と68歳以上では、買薬や置き薬を「全く使わない」という回答が他の年齢層に比べて多い。保健・医療関係費を費目別に考察してみると、買薬に対する支出額が高いのは、夫年齢が35～44歳の層である。また、高齢者を含まない世帯の支出額は3,455円で、高齢者を含む世帯の支出額3,161円を上回っており、先の意識調査の結果とあわせて、高齢者の買薬利用は少なく、比較的若い世帯が買薬に支出していることが明らかになった。栄養剤への支出も、高齢者の有無にかかわらず、世帯主年齢40～44歳を最高にして上下に減少しており、若い世帯の利用が多い。医療費3割負担の年齢層、特に仕事の忙しい成人層では買薬等を利用

することによって、受診の代替を行なっていると考えられ、意識調査においても、6歳～67歳では、「重い病気でない」と医者にかからない」と答えた者が多く57.1%（全体では50.0%）、「医者に行きたくても行けなかったことがある」と答えたものが20%（全体では19.3%）を占める。

次に、診療費負担が大きいために買薬で代用する傾向はないだろうか、保健・医療関係費総額は、生活費が高い世帯ほど高く、保健・医療関係費内の各費目それぞれが生活費との正の相関にあり、特に栄養剤等にその傾向が強い。買薬の支出にも生活費との相関がみられ、意識調査の結果からも、診療費負担が大きいために買薬ですませるという傾向はみられなかった。

最後に、受診機会の不足が、受診の代用としての買薬利用を促すことはないかという点を検討しよう。この点で注目すべき現象は、表19からわかるとおり、生活費が他地区より著しく低く、受診機会に恵まれない姉帯地区において、買薬への支出が他地区よりも多いという点である。この地区では、置薬の利用率（全世帯に対する利用世帯の割合）は高いが、ややぜいたくな栄養剤や針・灸・マッサージ等の治療代はわずかである。これらのことから、姉帯地区では医療施設の不足、気候条件、その他の生活環境の影響を受けて保健・医療関係費の必需的意味が強いと言える。この傾向は、医療施設の不足している中山地区にも同様にみられる。

以上の結果、世帯の負担する保健・医療関係費は、世帯員の年齢、地域の医療環境（受診機会）、さらには所得階層によって、その内容や意味が異なることが明らかである。すなわち労働力年齢にある成年層では、仕事が忙しいという理由から、買薬による代替が行なわれ、保険による受益の小さい傾向に、さらに拍車をかけている状況を指摘することができよう。第2には、受診機会に恵まれない地区で、医者へ行くこと自体が容易でないため、代用として買薬・置薬利用が多く、保健・医療関係費を膨張させる傾向がみられる。なお、診療費が高いために、買薬利用をするという傾向はみられなかった。

14) この生活費とは、I-§3調査方法の(4)に述べた生活費調査によるもので1ヵ月間の平均現金支出である（非消費支出、現物消費は除外）。全国平均は総理府統計局家計調査の消費支出をとっている。

表 20 受診額 3 分位階層別, 1 世帯当たり給付と負担

受診額 3 分位階層 家族類型		世帯数	平均世 帯人員	受診額	負 担 額	保険税	自 己 負担	受益額	負担率	保険税 負担率	自己負担 率	受益率	負担が給付を 上回る世帯数	
全 平 均		世帯 495	人 4.82	円 187,097	円 78,358	円 50,693	円 27,665	円 108,738	% 41.9	% 27.1	% 14.8	倍 1.39	世帯 213	% 43.0
I	平 均 (世帯 1 人 当たり)	165(100.0)	3.96	17,410	42,833	38,126	4,708	△25,423	246.0	219.0	27.0	△ 59.4	141	85.8
	単 独 世 帯	—	—	4,396	10,816	9,628	1,189	△ 6,420	—	—	—	—	—	—
	核 家 族 世 帯	12 (7.3)	1.00	5,473	13,831	12,189	1,642	△ 8,358	252.7	222.7	30.0	△ 60.4	10	83.3
	核 家 族 世 帯	112(67.9)	3.60	17,186	40,794	35,927	4,867	△23,608	237.4	209.0	28.3	△ 57.9	95	84.8
	直系家族世帯	32(19.4)	6.00	22,423	61,646	56,269	5,377	△39,223	274.9	250.9	24.0	△ 63.0	29	90.6
II	平 均 (世帯 1 人 当たり)	165(100.0)	4.80	74,528	70,186	52,377	17,809	4,342	94.2	70.3	23.9	6.2	69	41.8
	単 独 世 帯	—	—	15,527	14,622	10,912	3,710	905	—	—	—	—	—	—
	単 独 世 帯	9 (5.5)	1.00	65,898	25,523	8,513	17,010	40,375	38.7	12.9	25.8	158.2	0	0
	核 家 族 世 帯	72 (43.6)	3.92	73,591	63,783	44,866	18,917	9,808	86.7	61.0	25.7	15.4	23	31.9
	直系家族世帯	60 (36.4)	6.10	77,606	80,308	63,617	16,691	△2,702	103.5	82.0	21.5	△ 3.4	32	53.3
III	平 均 (世帯 1 人 当たり)	164(100.0)	5.70	469,353	122,056	61,580	60,477	347,297	26.0	13.1	12.9	284.5	3	1.8
	単 独 世 帯	—	—	82,343	21,413	10,804	10,610	60,929	—	—	—	—	—	—
	単 独 世 帯	4 (2.4)	1.00	661,930	40,757	22,190	18,567	621,173	6.2	3.4	2.8	1524.1	0	0
	核 家 族 世 帯	50 (30.3)	3.78	371,767	97,956	40,398	57,558	273,811	26.3	10.9	15.5	279.5	1	2.0
	直系家族世帯	87 (52.7)	6.92	535,849	138,808	74,969	63,839	397,041	25.9	14.0	11.9	286.0	2	2.3

(注) 1. 第 I 分位: 受診額の小さい世帯, 第 II 分位: 受診額の中位の世帯, 第 III 分位: 受診額の大きい世帯。
 2. 各分位とも, 家族類型のうちその他の世帯は削除した。
 3. 負担が給付を上回る世帯数の割合は, 各分位のそれぞれの世帯数に対するもの。

§7 世帯における受診額の大小と給付・負担

II の §3, 4, 5 を通じて, 家族周期, 所得, 受診機会の 3 つの要因別に, 給付と負担の実態を明らかにしてきた。そこから, 世帯には病気をしやすい世帯 (受診額の大きい世帯) としにくい世帯 (受診額の小さい世帯) とがあり, そのおのものが, 現在の医療保険制度の枠に規制された負担を負っていることが読みとれた。ここでは, この給付と負担のあり方を, 一層きめ細かく解明しようと思う。方法としては, 全世帯を受診額の小さい方から大きい方へ順次並べたのち 3 等分して, 第 I 3 分位階層 (受診額の小さい世帯), 第 II 3 分位階層 (受診額の中位の世帯), 第 III 3 分位階層 (受診額の大きい世帯) としたうえで, 各階層について, 給付と負担をみる。その結果は表 20 にまとめた。

まず, 各階層の家族類型別構成比をおさえておこう。全世帯の家族類型別構成比は, 単独世帯 5.1%, 核家族世帯 47.3%, 直系家族世帯 36.2% であるが, この割合と比較して, 第 I 階層では単独 7.3%, 核家族 67.9%, 直系家族 19.4% と, 核

家族の割合が非常に大きく, 直系家族の占める割合は平均を下回る。第 II 階層では単独 5.5%, 核家族 43.6%, 直系家族 36.4% と, ほぼ全世帯の分布に近い値をとる。最後に, 第 III 階層では, 単独 2.4%, 核家族 30.3%, 直系家族 52.7% と, 直系家族世帯の占める割合が圧倒的に大きい。換言すれば, 核家族, 単独世帯おのこの約半数は第 I 階層に, 直系家族の約半数は第 III 階層に含まれていることになる。このことは, 高年者を多く含む世帯規模も大きい直系家族の給付が高いという, すでに明らかにされてきた傾向を裏付けるものである。

次に, 各階層中に負担が給付を上回る, いわば現時点で国保による利益を受けない世帯がどのように分布しているかをおさえておこう。

全体では 213 世帯 (43.0%) が該当する。第 I 階層の 85.8%, 第 II 階層の 41.8%, 第 III 階層の 1.8% がこれに当たる。家族類型別には, 核家族世帯に 50.9% と最も多く存在し, ついで単独世帯に 40.0%, 直系家族世帯に 35.2% の割合でみられる。

以上の点を念頭に置いた上で, 3 階層おのこの

について、給付と負担の実態をみていくことにする。まず第Ⅰ階層は、受診額17,410円に対して負担総額42,833円であるため、受益額はマイナス25,423円であり、受診がもともと低いために、いきおい自己負担も少額である。他方、保険税は固定的な性格のものであるため3階層間の差はきわめて小さい(特に1人当たりの金額に明瞭に表われている)。そのため第Ⅰ階層の保険税負担率は一層大となり219%(受診額の2.19倍)に達している。この階層に属するのは、高年者や乳幼児を含まずあまり医者にかかることのない、最も健康な状態にある世帯と考えられよう。現時点では受益のないこれらの世帯にとって、家計に占める保険税負担がどのようなものであるのか、また、保険制度がいかなる意識で受けとめられているのかという点が、ひとつの課題として残されよう。

第Ⅱ階層は、受診額74,528円に対して負担総額70,186円であるため、受益額は4,342円とわずかにプラスに転じている。この中で単独世帯だけは、受益額がかなり大きい。第Ⅰ階層に比して受診額が増しているのに対応して自己負担も増加しているが、月平均に換算した金額は5,849円でそれほど大きいものではない。負担率は94.2%、うち保険税負担率は70.3%と高率を占めている。ここでも第Ⅰ階層と共通する問題が指摘されよう。すなわち、現在、金額の上でみる限り、国保加入による損益のほとんどない状態にある加入世帯にとって、保険税、自己負担などの負担が、家計にどのような影響を与えているのか、また支払っている負担と受ける医療の内容を合わせ考えたとき、現行保険制度をどう受けとめているかが問題となろう。こうして、第Ⅰ階層と第Ⅱ階層に属する、全世帯の3分の2の世帯が、平均値でみる限り受益額マイナス(第Ⅰ階層)がわずかに上回る(第Ⅱ階層)という状況にあり、さらに第Ⅰ階層の85.8%、第Ⅱ階層の41.8%、つまり第Ⅰ、第Ⅱ階層世帯の約69%が、受益額マイナスの世帯であることがわかる。

最後に第Ⅲ階層は、受診額469,353円で、第Ⅰ階層の約27倍、第Ⅱ階層の6.3倍に達し、1人当たりでみても82,343円で、第Ⅰ階層の18.7倍、第Ⅱ階層の5.3倍である。他方負担総額は122,056

円であるため受益額は347,297円となり、受益は負担の約2.8倍に達している。負担率は26.0%、その中の保険税負担と自己負担はほぼ同額である。

ところで、すでにみてきたとおり、給付(受診額)は、高年者、乳幼児を含む世帯、最低所得層および最高所得層(これら所得層は、家族類型や世帯規模との関連を無視できないが)で、また地区としては一戸地区において高かった。試みに、3階層について、家族類型、所得、地区別の比較をした結果、ほぼ上記の傾向が確認された(第Ⅱ報で詳述)。但し、直系家族の夫年齢別の傾向は§3で明らかになったこと、すなわち夫年齢40歳代、50歳代は、受診額が大とされたのに反して、ここではむしろ第Ⅰ階層にこの世代の世帯が多くみられた。これは、直系家族の場合家族構成が複雑であるため、核家族の場合のように受診の水準が周期段階によって著しく異なるというよりも、全周期段階に比較的均等にならされる傾向があること、また高年者の受診が全般的には著しく高いものの、個人差が大きいことを物語るものではないかと推測される。

さて、第Ⅲ階層の受益額はきわめて大きいものであるが、加入世帯にとって、保険税、自己負担は果たしてどの程度の家計負担となっているのであろうか。負担総額を月当たりで換算すると約1万円となる。総理府家計調査からは、保険税、狭義の医療費、その他の医療費などを合計したものを捉えることができないため、上の負担額を家計調査に直接照らし合わせることはできない。そこでここではわれわれの行なった生活費調査の結果を使って検討してみた。生活費調査は、税金、預貯金、ローン返済等を除外し、また現物収入を計算に入れない現金消費支出に限定されているが、その結果、1ヵ月の平均消費支出は115,250円で10万円台にモードがある。しかも姉帯地区は平均約8.6万円、浪打地区は10万円と全平均をかなり下回っている。以上に食料の自給分が加わったとしても、一戸町の消費水準が低いことは明らかである。こうした条件をもつ加入世帯にとって、月平均1万円の負担(うち現金で支出する自己負担分は半分)は、決して軽いものではない¹⁵⁾。同時

表 21 “あなたのうちでは今の国保制度で損をしていると思いますか、得をしていると思いますか”
(意識調査結果)

家族類型	総数	非常に得をしている	得をしている	得でも損でもないと思う	損をしている	非常に損をしている	わからない	無回答
全平均	% 世帯 100.0 (313)	% 3.2	% 14.1	% 38.7	% 19.5	% 5.1	% 13.1	% 6.4
核家族世帯	100.0 (174)	3.4	9.8	38.5	21.3	6.3	20.7	0
直系家族世帯	100.0 (118)	3.4	17.8	39.8	17.8	4.2	0	16.9
単身世帯	100.0 (8)	0	25.0	12.5	12.5	0	50.0	0

(注) 家族類型のうちその他の世帯は削除した。以後表 25 まで同様。

に、自己負担が現在の水準にとどまっているのは、老人医療費をはじめとする公費負担に負うところ大であり、仮に公費負担がないとすれば、膨大な受診額に対する家計負担は現在の水準にとどまりえないであろう。保険税額の引上げも同様の結果をもたらす。

第III階層について問題にすべき点は、多額の受診額に対する家計負担が、果たして負担となっているのかいないのかであり、また、金額の上からみる限り現行保険制度による受益にあずかる被保険者が、国保をどう受けとめているかということであろう。

この節から明らかになった課題については、§8 で引き続き検討したい。

§8 国民健康保険制度に対する意識

医療保険制度は保険である限り、あらゆる世帯が常に受益するものでないのは当然である。§7 でみたとおり、加入世帯の約3分の1がニーズの高い世帯であり高い給付を受けていたが、それは保険に加入していればこそ可能となるものである。しかし意識調査にみる保険制度および負担に対する意識には予想外の傾向がみられた。表21にみられるとおり意識調査において、“今の国保制度で損をしているか得をしているか”との設問に対し、「非常に得をしている」「得をしている」のどちらかに回答した世帯は、全世帯中わずか17.3%にすぎない。その中でも核家族世帯は13.2%（直系家

表 22 “国保に入っていることによって医者にかかりやすくなっていると思いますか”
(意識調査結果)

家族類型	総数	非常に かかりやす くなっている	かかりやす くなっている	かわら ない	わから ない
全平均	% 世帯 100.0 (313)	% 18.5	% 49.8	% 23.0	% 8.6
核家族世帯	100.0 (174)	15.5	51.1	23.6	9.8
直系家族世帯	100.0 (118)	24.6	45.8	23.7	5.9
単身世帯	100.0 (8)	12.5	75.0	12.5	0

族世帯は21.2%)と低率である。§7の第III階層を大雑把に得をしている世帯と捉えたと、その世帯の割合より意識の上では15~20%ほど下回っているといえよう。反対に、「損をしている」「非常に損をしている」のどちらかに回答した世帯は全世帯中24.6%で、「損でも得でもない」と回答した世帯が38.7%を占める。先の表20から、負担が給付を上回る世帯は43.0%、ほぼ同額は大雑把にみて20~25%と推定されるので、意識調査で「損」と答えた世帯は実際に損をしている世帯数を下回っているが、「損」「どちらでもない」の両者を合計した数値は、レセプトから得られた結果から大きくはずれるものではない。核家族および直系家族をそれぞれ年齢別にみると、若干のくいちがいはあるものの全体として、意識はレセプトから得られた年齢別の給付・負担の実態をある程度反映していると考えてよいだろう。ただし人々の意識をみる限り、現実には多額の給付を受けている世帯においても、必ずしも現在の保険制度に対する受益感が明確であるとはいいがたい。

他方で、“保険に入ることによってあなた（の家族）は医者にかかりやすくなっているか”という設問に対して、表22にみられるとおり全世帯の

15) ただし、この生活費は、3階層の平均値であって第Ⅲ階層のものではないので、第Ⅲ階層の負担総額と直接比較することはできない。ちなみに、他の2階層の月平均総額は第Ⅰで約3,600円、第Ⅱで5,800円である。

表 23 “今払っている保険税は高いと思いますか”
(意識調査結果)

家族類型	総 数	高いと 思う	高いと思 わない	どちら ともい えない	わか らない	無回答
全 平 均	% 世帯 100.0 (313)	% 71.9	% 10.5	% 13.4	% 3.8	0.4
核家族世帯	100.0 (174)	75.3	10.9	10.9	2.9	0
直系家族世帯	100.0 (118)	67.8	10.2	17.8	3.4	0.8
単 独 世 帯	100.0 (8)	75.0	12.5	12.5	0	0

表 24 “診察料を払うとき負担が重いと思うことが
ありますか” (意識調査結果)

家族類型	総 数	いつ も負 担が 重 い 思 う	き き う と 思 う	め っ た に 思 わ ない	全 く 思 わ ない	わ か ら ない	無回 答
全 平 均	% 世帯 100.0 (313)	% 14.7	% 36.1	% 23.3	% 16.0	% 2.9	% 7.0
核家族世帯	100.0 (174)	13.8	35.1	23.6	17.2	0	10.3
直系家族世帯	100.0 (118)	14.4	39.0	23.7	13.6	6.8	2.5
単 独 世 帯	100.0 (8)	25.0	25.0	25.0	12.5	0	12.5

表 25 医療費について困っていることとして
“自己負担の医療費が高すぎる”をあげ
た世帯 (意識調査結果)

家 族 類 型	総 数	割 合
全 平 均	% 世帯 100.0 (313)	% 16.0
核家族世帯	100.0 (174)	14.9
直系家族世帯	100.0 (118)	16.1
単 独 世 帯	100.0 (8)	0
(再掲)高齢者を含む世帯	100.0 (144)	9.7

68%までが、「かかりやすくなっている」と答えており、この点での受益感は大い。両者の一見矛盾する意識はなぜ生まれるだろうか。

保険に入っていることによって、いかなるときでも受診可能であるという保障と安心感の点で、保険のメリットを否定する者は少ない。現行の保険制度下では、軽度の疾病に関しては経済的不安をほとんどもつ必要がなくなっている点は、しばしば指摘されている。「医者にかかりやすくなっている」と答える背景には、こうした事情が存在するといえよう。

しかしそれにもかかわらず、“負担”に対する負担感、決して小さいものではない。負担に対する人々の意識は、次の2つの回答にあらわれて

いる。第1に、表23に示されているように、“保険税は高いか否か”について全世帯の71.9%までが高いとしている。特に核家族では75.3%と高い(直系家族では67.8%)。第2に、表24のように“診察料の支払い時に負担が重いと思うことがあるか否か”に関しては、全世帯の50.8%が「重いと思うことがある」としている。

このように医療保険制度下での人々の負担感の大きさをまず指摘できよう。しかしこれとは別に“医療について困っていることがあるか”という設問に対して医療費の高いことをあげたのは表25のようにわずか16%にすぎなかった。前問とこの設問とのギャップの生まれるひとつの理由は、先にもふれたとおり、軽度の疾病に関する医療費の自己負担は、それほど大きなものではないということ、また医療費を負担と思うことはあっても、やむをえない支出であるという意識が存在し、その他の項目とは同列に考えない傾向があるのではなかろうか。医療費負担で最も問題をはらんでいるのは、入院も含めて疾病の程度の重い場合や保険対象外の負担にこそあるのではないかと推測されるが、今回の意識調査はその問題を考慮しなかった点で不充分であったと反省される。

§7, 8を通じて、給付・負担の実態と被保険者の受益感・負担感の関係について指摘する必要があると思われるのは、少なくとも受診額の大きい世帯(第III階層)においては、金額の平均値でみる限り給付は負担を大きく上回り、1世帯の年間給付額は膨大な額に達していることからして、先の受益感・負担感のもち方は正当性をもたないにもかかわらず、現実には負担感が大きく、保険制度による受益感が必ずしも大きいといえないのはなぜなのかということである。この点について第1に考えられるのは、金額で示された給付(つまり医療費)が果たして適正なものであるのかどうかという問題である。どれだけ高額の給付を受けようとも、その妥当性が納得されない限りは負担と給付の金額を比べて判断することは意味をもたない。実物で給付を受けている被保険者は、実際に金額としてどれだけの給付を受けているのかを知るすべをもたないのであるから、被保険者が受

けた医療によって感ずる充足感と医療費との関係が、納得ゆくものでない限り受益感とはならない。実際には両者の間に大きなギャップが存在しているように思われる。このことは、受診額の大きい世帯のみならず全世帯に通じることである。現在ますます膨張しつつある医療費の適否を問いたす必要性がここにあるように思われる。

第2に、所得階層別の分析結果から明らかになったとおり、現在の負担が低所得層ほど所得に占める割合が大きく、負担感を生じさせているという点である。

第3に、受診額の大きい世帯は受益額も当然大きい。他方自己負担そのものも決して軽いとはいえない現実があるという点である。無料化対象となる前の高年者を含む世帯での自己負担が膨張し、受診抑制の傾向も読みとれるという状況は、このことを端的に物語っている。

第4に、すでに述べたが、本調査では除外してしまった保険対象外の医療費（差額ベット、付添看護料、歯科材料差額）の負担が、むしろ意識されているのではないかという点である。保険対象医療と対象外医療が合わせて検討されなければならぬゆえんであるが、これは今後の課題となろう。

医療費膨張による保険財政逼迫の打開のため、保険税の増税、老人医療費の有料化の方向が打ち出されている。しかしすでに現在の国保制度下で実質的な受益のない世帯が少なくとも、核、直系、単独世帯の3分の2に及び、しかも人々の受益感には受益実態を下回る数で示され、税、自己負担ともに負担感が大きいことを考えると、この打開策は抜本的な解決策にはならないばかりか、保険制度の意義を疑わせるものともなろう。質の問題を含め医療制度そのものが問われねばならぬ理由がここに存在するものと思われる。

§9 結 語

本報は主に一戸町国民健康保険加入世帯の給付と負担の実態を、世帯の側から捉えることを目的として分析をしてきた。その結果については各セクションごとに要約を付してあるので、ここでは紙数の関係上くり返し要約することは避け、重要

と思われる幾点かをあげておきたいと思う。

- i) 受診額が急速に上昇する60歳代、とりわけ特別控除対象前の60～67歳層は、個人差はあるものの一般的には医療ニーズの高い年代であるが、3割の自己負担ゆえに負担はかなり大きく、受診抑制傾向もみられる。
- ii) 現行の保険税および自己負担の所得に対する割合は、低所得層ほど大きいという傾向がみられる。そのことが受診抑制を招くと同時に、保険制度に対する受益感を低下させるものとなっている。
- iii) 受診機会からみた地域格差は、一戸町の内においてすら明らかで、診療機関に恵まれない地区住民は、均等の保険税負担を負っているにもかかわらず受益にあずかれないのみか、受診の代用としての買薬・置薬等の利用のため保健・医療費の家計負担は、かえって大きくなるという矛盾した状況に置かれている。
- iv) 国民医療費の急膨張という事態があるにもかかわらず、現行国保制度に対する被保険者の受益感には、決して高いものとはいえない。その背景には、受診に要した医療費が、被保険者には知らされないという問題、保険税負担の適否、医療費そのものの矛盾、保険対象外医療費の存在、受診機会の偏在等々、今日の医療体制そのものからんだ問題が横たわっていると思われる。

これらの点をふまえて、第II報では一戸町に、長崎県西彼町、静岡県掛川市の2地域を加え、一戸町での給付・負担の特性が、社会的条件の異なる他地域にも共通する傾向であるのか、もしそうでないならいかなる変化を示すかという点について、種々の角度から検討することによって、現行医療保険制度の特質と問題点をさらに掘り下げる予定でいる。

補) 本調査研究は、昭和53年度トヨタ財団、および52、54年度生命保険文化センターの研究助成金を受けて実施した。ここに謝意を表する。

研究会のメンバーは、以下の10名である。

伊藤秋子（お茶の水女子大学）

磯村浩子（国民生活センター）
臼井和恵（川村女子短期大学）
小野信寿（お茶の水女子大学）
西村晶子（元お茶の水女子大学）
鬼頭由美子（湘北短期大学）

馬場紀子（共立女子短期大学）
福田協子（お茶の水女子大学）
宮本みち子（千葉大学）
横田明子（お茶の水女子大学）

アメリカにおける社会保障訴訟の問題点

——連邦裁判所の管轄権の問題を中心として——

石橋 敏 郎

I はじめに

アメリカ合衆国は、1935年連邦社会保障法¹⁾のなかで「社会保障(social security)」という用語を初めて使用した国として、また、ニューディール以後、社会保障制度を急激に発達させた国としてよく知られているが、その制度の紹介の作業に比して、これを法的に取り扱おうとする試みはさほど多くなされてこなかったようである。その理由としては幾つか挙げられようが、筆者は、特に連邦制という特殊な政治形態が合衆国の社会保障制度の理解を一層困難なものにしている原因のひとつであると考えている。すなわち、連邦政府と州政府との間に独自の権限分配を行なっている結果、社会保障制度の管轄・運営方式、および、その制度上の権利を貫徹させるための争訟手続がおのずと複雑な様相を呈さざるをえなくなるからである。本稿は、合衆国における社会保障訴訟がどのような点で特殊な問題を含んでいるのか、連邦制度からくる制約とでもいった問題点を、主として連邦裁判所の社会保障訴訟管轄権の観点から眺めてみようとするものである。

伝統的に、合衆国では、財産的権利と精神的自由とを峻別し、その区分を基礎に連邦裁判所の管轄規定がつくられており、また両者の間には司法審査を及ぼす際の適用基準に差異があるとの見解が支配的であった²⁾。ところが、比較的最近になって、そのような単純な二分説への反省を迫るものとして社会保障訴訟が登場してくるのである。二分説への批判は大まかに言って2つの点で起こ

ってきた。まず、ひとつは、近年連邦政府が社会保障の分野へ積極的に介入してきている現状であるにも拘らず、従来の「財産・精神的自由二分説」を基礎にした連邦裁判所の管轄権規定では、審理を受ける以前の段階で社会保障事案が却下せられてしまう危険があることである。もうひとつは、司法審査を及ぼす基準についてであるが、これまでのごとく、財産的権利には立法裁量が強く働き、精神的自由に関する事案にはより厳格な司法審査が及ぶといった機械的な解決方法は、もはや社会保障受給権が対象となっている事件にそのまま適用するわけにはいかないという認識である。前者を訴訟手続面での問題点、後者を実体審査面での問題点ということができよう。本稿の取り扱う範囲は前者の管轄権をめぐる議論に限定されており、後者の立法裁量に関する議論については他の論者の労作に譲り³⁾、私としては簡単な付表を末尾に添付しただけに限ったことをおことわりしておく。

II 連邦社会保障関係立法の成立根拠

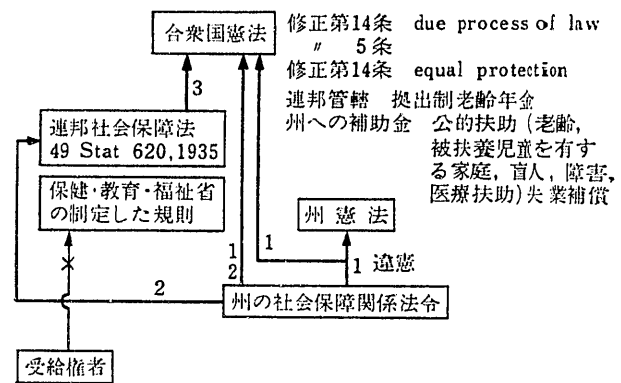
連邦制度下にあっては社会保障法も州法と連邦法という2つの法源として成立することが可能である。しかしながら、合衆国憲法は州法の規制領域を一般的とし、連邦法の領域は憲法1条に列挙される連邦議会の立法管轄権限内に属していなければならないことになっているので、連邦法の成立には憲法上の重大な制約があると言わねばならない。わが国のごとく明文の生存権規定を有して

1) Social Security Act, 49 Stat. 620 [1935], 42 U. S. C. §301-06, 601-10, 1201-06, 1351-55 [1970].

2) 芦部信喜、憲法訴訟と「二重の基準」の理論、公法の理論下I [1977].

3) 戸松秀典、憲法訴訟と「立法府の裁量」の理論——アメリカにおける社会保障訴訟をめぐる、成城法学1号 [1978]; 米沢広一、福祉受給権をめぐる憲法問題——アメリカにおける特権論崩壊後の判例理論の検討(一)(二)(三)、民商法雑誌78巻6号, 79巻1号, 79巻2号 [1978].

いない合衆国にあっては、そもそも連邦の社会保障法なるものはどのように成立しうるのかという疑問が起きてくる。当然のことながら、これまでの連邦社会保障立法はその成立根拠を全く別の、異質とも言うべき管轄条項に置きながら制定されてきた。例えば、1935年連邦社会保障法は連邦議会の租税徴収権限（憲法1条8節1項）に基づいて成立したものだし、鉄道労働者の年金・失業・労災関係立法は⁴⁾、州際通商規制条項（Interstate Commerce Clause, 1条8節3項）を根拠に、また、港湾労働者や船員の労災立法は連邦裁判所の海事管轄権（3条2節1項、1条8節18項）を根拠にしているといった具合である⁵⁾。それゆえ、その初期の段階にあっては、各連邦法は、必然的にそのような社会保障立法を制定する権限を議会が有しているのかどうかという管轄権レベルでの違憲訴訟に遭遇することになるのである⁶⁾。それぞれの連邦社会保障立法が憲法規定からみて合憲性を維持できるかどうかはここで詳しく論ずることをしないが、この憲法上の成立根拠条項は、後述する連邦裁判所の管轄権の問題とも関連を持ってくる。というのは、連邦裁判所の管轄規定は一応憲法に列挙された事項を基礎にしているので、連邦社会保障立法のあるものは、海事管轄権に準拠して、またあるものは、租税管轄権⁷⁾や州際通商管轄権⁸⁾に準拠して事案を連邦裁判所の審理下にもたらすことができると主張することも可能だからである。



- 【例】 1. 生活保護受給要件としての5年の居住要件の違法性
2. 母子世帯への公的扶助打切に際し事前の聴聞手続を受けなかったことの違法性
3. 連邦の遺族保険を被保険者が女性である場合には、未成年の子供にのみ支給することの違法性

図 連邦制度の下における社会保障訴訟の形式

III 連邦憲法、連邦社会保障法、州社会保障立法の関係

合衆国における社会保障訴訟は、その形式からいって次の4つの場合が存在する。すなわち、i) 州の社会保障法令が州憲法に違反すると主張する場合、ii) 州法令の連邦憲法違反を主張する場合、iii) 州法令が連邦社会保障法の規定に違反すると主張する場合、iv) 連邦社会保障法が連邦憲法に違反すると主張する場合の4つである（図表参照）。このうち、州法令の連邦憲法違反を主張する場合には、州に対して行為を義務づける形で規定されている修正第14条の「正当手続条項 (Due Process Clause)」または、疑わしい類別を含む差別を禁止する同条「平等保護条項 (Equal Protection Clause)」を根拠にして争うことになるが、他方、1935年制定の連邦社会保障法の規定が連邦憲法に違反するという訴訟では、連邦が個人に対して保護を宣言するという形で規定されている修正第5条「正当手続条項」を援用することになるのである⁹⁾。

4) Federal Employers' Liability Act, 35 Stat. 65 [1908]; Railroad Retirement Act, 48 Stat. 1283 [1934]; Railroad Unemployment Insurance Act, 53 Stat. Act, 1113 [1939].

5) Longshoremen's and Harbor Workers' Compensation Act, 44 Stat. 1424 [1927]; Merchant Marine Act, 41 Stat. 1007 [1920].

6) 連邦港湾労働者災害補償法の成立過程については、石橋敏郎、アメリカにおける港湾労働者災害補償をめぐる法適用問題の史的展開(上)、九大法学37号[1979]。連邦使用者責任法の違憲判決については Employers' Liability Cases, 207 U.S. 463 [1908] 参照。

7) 28 U.S.C. §1340 [1964].

8) 28 U.S.C. §1337 [1964], see Pugach v. Dollinger, 277 F.2d. 739 [1960], aff'd per curiam, 365 U.S. 458 [1961].

9) だとすると連邦社会保障法が問題となった事件では、憲法条文上では、「平等保護条項」を援用できないようにみえるが、裁判所は、修正5条の「正当手続条項」のなかに平等保護条項を含めしめるという考え方を取っている。実質的には、平等保護の基準に沿って判断が行なわれる仕組みになっている。see Bolling v. Sharpe, 347 U.S. 497 [1954].

どういった種類の社会保障給付がどのような形で訴訟に登場してくるかは、連邦社会保障法の規定する給付の種類にかかっている。現在のところ、連邦が直接管理運営するものとして老齢・遺族・障害・老人健康保険制度(OASDHI)があり、このほかに、連邦法の定める一定の基準を満たす場合に州への補助金(grants)を出すという形で運営される各種の公的扶助制度(老齢・盲人・廃疾・被扶養児童を有する家庭に対する扶助)や、連邦賃金支払税のうち90%まで相殺して州の失業保険事業に充当できるとする失業補償制度があり、これ以外の給付は州の社会保障行政として運営されている。そこで、例えば州が独自に実施する一般扶助(general assistance)に関する訴訟は州法令が州憲法または連邦憲法に違反するという形で提起されるのに対し、老齢年金(old-age insurance)に関する訴訟は、連邦憲法と連邦社会保障法との関係として、また同じく公的扶助であっても、連邦の補助金により運営される「被扶助児童を有する家庭に対する援助(AFDC)」についての争いは、州法令が連邦社会保障法の規定に違反するとして提起されることもあるわけである。かくて、合衆国の社会保障訴訟は、その政治的二重構造からくる立法管轄・司法管轄の交錯のゆえに、一層複雑な様相を呈してくるのである。

IV 社会保障訴訟に対する連邦地方裁判所の管轄

社会保障受給権者は自己の権利が侵害された場合、原則としては州裁判所にも連邦裁判所にもどちらにでも訴訟を提起しうるのであるが、現実には受給権者は事案を連邦の裁判所へ訴えようとする傾向があることを指摘しておかねばならない。これは次のような理由によるものだと言われている。i) 連邦裁判所は概して黒人の利益の保護において州裁判所に優っているとの意識があること¹⁰⁾、ii) 連邦社会保障法の果たす役割が次第に広い範囲に及ぶようになり、重要な分野の訴訟は

連邦法の解釈に係わるものが多いこと¹¹⁾、iii) 連邦社会保障法を通じての統一的な解釈には、連邦裁判所の方が便利であること、iv) 連邦裁判所の判断は管轄行政庁たる「保健・教育・福祉省(Department of Health, Education, Welfare)」に対して拘束力を持つことである。したがって、連邦裁判所に提訴しようとする傾向があるにもかかわらず、それを受理する窓口たる連邦裁判所の管轄権が整備されていないということは、受給権者に重大な不利益を及ぼすものと言わねばならない。

連邦地方裁判所に社会保障訴訟が提起された場合、裁判所が司法審査を及ぼしうるか否かを判断するに当り、重要な幾つかの規定がある。まず、1871年の公民権法(Civil Rights Act)¹²⁾の実質部分に相当する規定で、訴訟原因について定めた合衆国法典42篇1983条が挙げられる。

「州の制定法・命令・規則・慣習を口実として、合衆国憲法及びその他の法により与えられる権利・特権または免除を剝奪したる者は、その行為により侵害を受けた当事者に対して責任を有する¹³⁾。」(以下1983条として引用)

たいていの社会保障訴訟は、平等保護条項か正当手続条項違反を理由として提起されるので、同条にいう「合衆国憲法により与えられる権利」に該当することは間違いなく、連邦裁判所が取り上げる訴訟原因が形成されたということになるわけである。もし、連邦社会保障法や保健教育福祉省の規則に違反すると主張する場合だと、受給権者は社会保障法や連邦行政庁規則の与える利益が、1983条に言う「その他の法により与えられる権利・特権・免除」に当たることを主張する必要がある¹⁴⁾。

次に、管轄部分の規定は2つある。ひとつは、所謂「連邦問題管轄(Federal Question Jurisdiction)」と呼ばれる1875年裁判所法(Judicial Act)の規定

11) 州制定法違反を理由に州の社会保障行政の是正を求める訴訟のなかでも、結局、連邦社会保障法の解釈が問題となることがある。see *State ex rel. Dean v. Brandjord*, 108 Mont. 447, 92 P. 2d 273 [1939].

12) Civil Rights Act of 1871, ch. 22, §1, 17 Stat. 13 [1871].

13) 42 U.S.C. §1983 [1964]

14) 詳しくは、Notes, Federal Judicial Review of State Welfare Practices, 67 Columbia L. Rev. 84 at 109-110 [1967] 参照。

10) Notes, Federal Judicial Review of State Welfare Practices, 64 Columbia L. Rev. 84, at 95 [1967].

であり、連邦裁判所が些細な事件に煩わされることのないよう1万ドル以上の係争事件に限るという制限が置かれている。

「連邦地方裁判所は、争点となっている事項が1万ドルを越え、且つ、連邦憲法・法及び条約から起こってくる問題について管轄権を有する。¹⁵⁾」(以下1331条として引用)

もうひとつは、公民権管轄と呼ばれるもので、1871年公民権法の管轄部分を法典化したものである。

「連邦地方裁判所は、法的根拠に基づき当事者によって提起された以下の民事訴訟の第1審管轄権を有する。

(3) 市民の平等権を規定する (for equal rights) 合衆国憲法または議会の立法が保証しているところの権利・特権・免除を、州の制定法・命令・規則・慣習を口実に剝奪された合衆国市民の救済訴訟。……¹⁶⁾」(以下1343条(3)項として引用)

このほかにも、特殊な管轄規定があるが、社会保障訴訟の管轄は主としてこの2つの規定のどちらかに準拠して認定されているようである。この2つの管轄規定の関係をどのように解釈すればよいのかについて、その後の判例の指針となったものは、1939年集会の許可制を定めた市条例の合憲性が争われた事件 *Hague v. Committee for Industrial Organization*, 307 U.S. 496 [1939] におけるストーン判事 (J. Stone) の補足意見である。すなわち、彼は、1331条は「財産的権利」を対象とした管轄規定であり、他方1343条(3)項の方は、「人格的自由 (personal liberty)」が侵害された場合のそれであると説いたのである。その結果、多くの社会保障訴訟が連邦裁判所の舞台に登場することを拒否されたのであった。というのは社会保障受給額で1万ドルを越えるケースはほとんどなかったし、またどの範囲で1万ドルを算定するのかその基準が曖昧なままだったからである¹⁷⁾。

それでは、この2つの管轄条項と社会保障訴訟との関連について、先ほど示した4つの訴訟形式に分けて検討してみることにしよう。

(1) 州の社会保障法令が連邦憲法に違反するとして争う場合

連邦社会保障法を介在させずに、直接連邦憲法違反を問うような場合には(付表9, 10, 13, 16, 17, 18, 19, 21事件参照)、それが平等保護条項違反を請求の根拠にしている限りで、1343条(3)項の「市民の平等権を規定する合衆国憲法」に該当し、公民権管轄が肯定されることになる。このほか、遺族年金受給を理由に AFDC の額を切り下げるコネチカット州福祉省の規則が連邦憲法の平等保護条項に違反するとして争った事件 *Johnson v. Harder*, 438 F. 2d. 7 [1971] における第2巡回控訴裁判所のごとく、1343条(3)項の「平等権」に言及することなしに、社会保障受給権は「社会において生存する権利」に関するものであり、人格的権利の領域にも関わっているとする立場から、連邦裁判所の管轄権を漠然と認める判決もあった¹⁸⁾。

ところが、このような管轄上の二分説を正面から否定しようとする最高裁判所の判決が最近現われてくることになる。*Lynch v. Household Finance Corp.*, 405 U.S. 538 [1972] がそれである。この事件は、事前の告知・聴聞の機会を与えずに銀行預金の差押通告処分を行なうことを許容する州法の合憲性が争われたものであったが、最高裁は、「人格的自由と財産的権利との境界線を引くことは本質的に困難であり、両方の権利が関連し合っている混成の事件も少なくない」と述べて、従来の二分説への反省をこめて、本件に対する連邦裁判所の管轄権を認めている。最高裁は続けて次のごとく言う。

「……人格的自由と財産的権利との二分法は間違っている。財産が権利を有するのではない。人々が権利を有するのである。言論の権利や移動の権利と同様、不法な剝奪なしに財産を享有

15) Judiciary Act of 1875, ch. 137, §1, 18 Stat. 470 [1875], now 28 U.S.C. §1331 [1970].

16) 28 U.S.C. §1343(3) [1970].

17) Notes, Federal Jurisdiction over Challenges to State Welfare Programs, 72 Columbia L. Rev. 1404 [1972].

18) The Supreme Court, 1971 Term, 86 Harv. L. Rev. 10at, 204 [1972].

する権利は、それが社会保障給付であろうと預金通帳であろうともまさしく人格的権利なのである。……¹⁹⁾」

この判決は直接社会保障給付を対象としたものではないので、社会保障訴訟に対する先例性は未だ明確ではないが、連邦裁判所の管轄権に関する限りで、財産的権利と人格的権利との中間的形態の権利の存在を唱え、これを連邦管轄のなかに取り込もうとする方向を示唆したものとして注目される。

州法令の連邦憲法違反を主張する事件において、社会保障受給権が特別の性格を持つ権利であることを指摘する判例は少なからずあるが、そのことのゆえに、連邦の管轄権を設定する最高裁判決は今のところ見当らない²⁰⁾。この範疇に属する訴訟は、平等保護条項を根拠におく以上は、1343条(3)項の適用が認められ、実際には管轄権設定にそれほどの障害はないものと思われる。

(2) 連邦社会保障法の定める社会保険の部分 (老齢・遺族・障害)に関する訴訟

連邦政府が直接管理運営する社会保障制度をめぐる訴訟については(付表7, 8事件)、1939年改正により、社会保障法205条(g)項が設けられ連邦裁判所の管轄が明確にされた。

「〔連邦の運営する老齢・遺族・障害年金に関する司法管轄〕

保健教育福祉省長官の最終決定の後、個人は決定送達から60日以内に民事訴訟によって、その決定の司法審査を受けることができる。この訴訟は原告の居住する地の連邦裁判所に提起される。²¹⁾」

(3) 州の法令が連邦社会保障法の規定に違反すると主張して訴訟を起こす場合

連邦社会保障法が改正を重ね、給付の種類・内容が充実し、それに伴い適用範囲が拡大してくると、当然この種の訴訟が増加することが予想される。しかしながら、連邦裁判所の管轄権との関係ではかなり問題の多い訴訟の型である(付表2, 3, 5, 6, 12事件参照)。

①合衆国法典42篇1983条の定める訴訟原因

文言からみて、1983条が制定法の権利を根拠にした訴訟を予定していることは確かである。ところが、問題なのは、この条項が1871年制定の人種差別禁止法案たる公民権法の一部であったこともあり、果たして1983条にいう「合衆国の法によって与えられる権利」のなかに、連邦社会保障法の規定する社会保障給付が含まれるのかどうかという疑問である。現に、連邦法の課税と州のそれとが衝突した事件 *Holt v. Indiana Manufacturing Co.*, 176 U.S. 68 [1900] において、連邦最高裁は、1983条にいう「合衆国の法 (laws)」とは単に公民権法案のみを指すと判示している²²⁾。*Holt* 判決は、現在明らかな形で覆されてはいないものの、最近の下級審判例はこれを採用していないし、最高裁も *Holt* 判決の狭い解釈を拒否する方向を示しているようである。例えば連邦裁判所法の定める義務にしたがって3日間の陪審に出席したために解雇された教師の地位保全訴訟たる *Bomar v. Keyes*, 162 F.2d.136 [1947] では、控訴裁は、裁判所法が1983条の「法」に含まれることにいささかの疑義をもはさんでいない²³⁾。また、AFDC支給手続の遅滞は、連邦社会保障法および保健教育福祉省

19) *Lynch v. Household Finance Corporation*, 405 U.S. 538, at 552 [1972].

20) 例えば、*Dandridge v. Williams*, 397 U.S. 471 [1971] におけるスチュワート判事の多数意見は、社会保障給付の特殊性を次のように認めているが、そのことのゆえに連邦裁判所の管轄が設定されると言っているわけではない。

「経済社会立法上の権利と本件で問題とされている〔公的扶助の〕権利との間には決定的なほどの違いがある。合理性の基準が州による経済規制に主として関連している前者に対して、本件では窮乏状態に陥っている人間の最も根源的なニーズが関係しているからである。」

21) 42 U.S.C.A. § 405 (g).

22) *Holt v. Indiana Manufacturing Co.*, 176 U.S. 68, at 72 [1900].

この事件は、会社の有形財産に課される税を徴収しようとした州官吏に対して、原告が、課税の大部分は連邦法によって州の課税対象に属しないとされている特許権に対するそれであると主張して争ったものである。最高裁は、「合衆国の法」によって与えられた権利の剥奪であるとする原告の論証を退け、1983条は公民権法案のみを予定しているのであるから本件には適用されないと述べている。

23) *Bomar v. Keyes*, 162 F. 2d. 136, cert. denied, 332 U.S. 825 [1947].

規則に違反するとして争われた事件²⁴⁾にあっても、連邦社会保障法は1983条の述べる「法」に該当し、それゆえ連邦裁判所は1343条(3)項により管轄権を有すると明言している。最高裁も同様の解釈を取っているとみなしうる判決傍論の部分がある。

「1983条のもとにおいて、官吏は、公民権法の与える権利ばかりでなく、憲法や他の制定法の与える権利の侵害についても損害賠償の責を負わねばならない。……²⁵⁾」

次に、連邦社会保障法を1983条の枠内にもたらず別の障害も考えられる。すなわち、受給権者は連邦社会保障法が「権利を与えている(any rights……secured by the Constitution and laws)」ことを立証しなくてはならないかもしれないからである。連邦社会保障法は、直接個人に一定の社会保障を受ける権利を賦与しているわけではなく、また、州も同法の社会保障計画に参加するよう強制されてはいないのであるから、1983条の要件たる「権利を保障した法」に当たらないとする考え方もある²⁶⁾。しかし、連邦社会保障法は居住要件や聴聞手続等の最低基準を定め、その基準を満たす州制度のみが連邦の補助金を受けうる仕組みとなっているところから、少なくとも連邦法の水準までは受給権者も保護されることになるのであり、やはり連邦社会保障法も一定の権利を個人にも保障した法と解するのが妥当であろう²⁷⁾。

②合衆国法典28篇1343条(3)項に基づく連邦裁判所の管轄権

連邦社会保障法の与える権利の侵奪は、1983条の訴訟原因を構成すると言いたとしても、さらに進めて、連邦裁判所が1343条(3)項の公民権管轄規定に基づいて社会保障法違反を理由とする訴えを受理できるかどうかはまた別の問題である。1943条(3)項を根拠に連邦社会保障法違反事件を管轄できると述べることは一層困難であるように思われる。というのは、1343条(3)項は「市民の平等権

を規定する立法が保証しているところの権利を……剝奪された場合 (To redress the deprivation of any rights……secured by the Constitution of the United States or by any Act of Congress providing for equal rights of citizens or of any persons……)」という表現になっており、この文言からみると、連邦社会保障法は到底「市民の平等権を規定した立法」とは言えそうにないからである。

「平等権を規定する立法」とはいかなるものかその意味を考える上においては、この用語が現在の1343条(3)項に盛り込まれた歴史的経緯を辿ってみることも有意義であろう。もともと公民権事件に対する連邦裁判所の管轄が認められたのは1871年法においてであるが、1871年法では、地方裁判所と巡回控訴裁判所の両方に第1審管轄権が認められていた。すなわち、1871年改訂法典563条(12)項では「合衆国のいかなる法によっても保証されたすべての権利 (any right secured by any law of the United States) が州法を口実に剝奪された場合の救済訴訟」は地方裁判所が管轄するとなっていたが、他方、同法典629条(16)項は「市民の平等権を規定する法により保証される権利 (any right secured by any law providing for the equal rights of citizens)」を侵害された場合の救済は連邦巡回控訴裁判所の管轄に属すると明言していた²⁸⁾。少なくとも、「平等権」という用語が挿入されている以上、すべての法的権利を想定しているのではなく、憲法により権威づけられた特別の権利つまり公民権法の権利のみが念頭に置かれたのだと推察するのが自然であろうし、1871年法の起草者もそのように述べているようである²⁹⁾。これに対して、地方裁判所の管轄規定中の「合衆国の法によって保証されたすべての権利」については、巡回控訴裁判所の管轄規定同様公民権法の権利を指していると限定解釈すべきなのか、それとももっと広い範囲の権利を含んでいるのか明確ではない。その後1911年に上記2つの条文を統合して現在の

24) Warrell v. Sterrett, (1968-1971 Transfer Binder) CCH Pov. L. Rep. 10, 575 (N. D. Ind. 1969).

25) Greenwood v. Peacock, 384 U.S. 808 at 829-30. (1966).

26) Rosado v. Wyman, 414 F. 2d. 170 (1969).

27) Rosado v. Wyman, 397 U.S. 397 (1970).

28) Rev. Stat. §§563, 612 (1875).

29) 1 Revision of U. S. Stat. Title 13, at 63 (1872 draft); Notes, Federal Jurisdiction over Challenges to State Welfare Programs, 72 Colum. L. Rev. 1404, at 1422 (1972).

1343条(3)項が草案されることとなり、結局控訴裁判所の管轄規定たる 629 条(16) 項の方が採用されることとなった³⁰⁾。ここでも1911年法はなぜ 629 条(16) 項を採用したのかその理由を明らかにしてはいない³¹⁾。

ともあれ、条文の形式および制定史から言って、1343条(3)項が公民権法案を予定した規定であることは否定できまい。最高裁判所も、1343条(3)項によって連邦社会保障法違反を原因とする訴訟の管轄権が連邦裁判所に発生するかどうかに関しては一貫して否定的見解を取り続けてきている。King v. Smith, 392 U. S. 309 [1968] において、最高裁はアラバマ州の「代替夫(substitute father)条項³²⁾」を連邦社会保障法違反としながら、1343条(3)項にのみ依拠して事案を連邦裁判所の管轄となしうることについては難色を示している。

「われわれは、問題となっている州の AFDC 規定が連邦法に違反するというその理由だけで、連邦裁判所に持ち出すことができるかどうか未だ見解を示していない。³³⁾」

判例のなかには、1983条と1343条(3)項とが同一の広がりを持つと考え、1983条により形成された訴訟原因には1343条(3)項の管轄が当然付与されるかのごとき論旨を展開しているものも見受けられるが³⁴⁾、その後の判例は、この見解を完全に退けているようである。例えば、Rosado v. Wyman, 414 F. 2d. 170 [1970] は、はっきりと社会保障法は平等権に関する立法とは関係がなくそれゆえ

1343条(3)項は適用されないと判示しており、また、McCall v. Shapiro, 416 F. 2d. 246 [1969] 事件のスミス判事も連邦議会は1983条に基礎を置く訴訟事件のすべてを1343条(3)項の管轄下にもたらし意図ではなかったと結論づけている³⁵⁾。

そこで、最高裁は、連邦社会保障法違反を理由とする訴訟になんとか連邦裁判所の管轄を認めようとして、「関連訴訟管轄(pending jurisdiction)」と呼ばれる判例法理(judge-made doctrine)を考案した。「関連訴訟管轄」とは、連邦管轄権は憲法または議会立法の規定に依らなければならないとする原則³⁶⁾の例外をなすもので、社会保障法違反というそれだけの主張では連邦管轄を満たさない場合であっても、他のもうひとつの「実質的連邦問題(substantial federal question)」を構成する訴訟原因と抱き合わせる格好で、連邦の司法管轄を認めようとするものである³⁷⁾。この法理の適用にはおよそ次のような要件が必要であると言われている。

i) 合衆国憲法または法律から起こってくる請求が裁判所に事物管轄を与えるだけの十分な実体(substance)を備えていること。ii) 管轄付与請求と関連請求とは「動いている事実関係の共通の核(a common nucleus of operative fact)」から派生したものであること³⁸⁾。そして、この管轄権の付与は強制的なものではなく、訴訟当事者の裁判経済・便宜・公平の観点から裁判所の裁量によって与えられる。したがって、明らかに連邦社会保障法違反ということで問題が解決する場合——例えば、聴聞手続の不存在、長期の居住要件等——であっても、管轄権の否認を避けるために、憲法上の平等保護条項や正当手続条項違反をも合わせて

30) Judiciary Act of 1911, ch. 231, §24(14), 36 Stat. 1092 [1911].

31) S. Rep. No. 388, pt. I, 61st Cong., 2d Sess. 2 [1910].

32) アラバマ州法は、可働能力ある男性と同棲している母親には AFDC の支給を停止する旨の「代替夫条項」を有していた。判決は次のごとく言う。社会保障法 §406(a) (42 U. S. C. §606(a)) は片親の死亡、長期の不在、物理的・精神的無能力の場合に児童を有する家庭に援助を与える趣旨である。ここで言う「親」とは、州法上扶養の義務を負っている者のことであって、〔道義的には問題だとしても〕そのような義務を持たずただ母親と同棲しているだけの「代替夫」を含むものではない。King v. Smith, 392 U. S. 309, at 327 [1968].

33) King v. Smith, 392 U. S. 309, at 312 n. 3. [1968].

34) Bomar v. Keyes, 162 F. 2d. 136, cert. denied, 332 U. S. 825 [1947].

Comment, The Civil Rights Act and Mr. Monroe, 49 Calif. L. Rev. 145, at 150 [1961].

35) その他、連邦通信法(Federal Communication Act, 47 U. S. C. §605 [1970])をめぐる訴訟において、1343 条(3)項は適用されないとした判例 McGuire v. Amrein, 101 F. Supp. 414 [1951] も同旨の理由を述べている。

36) U. S. Const, art. III, §2; Ex parte McCordle, 74 U. S. (7 Wall.) 506 [1869]; Sheldon v. Sill, 49 U. S. (8 How.) 441 [1850].

37) 「関連訴訟管轄」について詳しくは、Case Comments, Federal Jurisdiction: Supreme Court Strains to Provide a Federal Forum for Challenges to State Administration of Welfare Programs, 59 Minnesota L. Rev. 761 [1975].

38) United Mine Workers v. Gibbs, 383 U. S. 715 [1966].

主張し、裁判所をして「実質的かつ些細でない憲法上の争点 (substantial, nonfrivolous constitutional claim)」が提示されていると言わしめる必要があるわけである。現在のところ、最高裁はこの「関連訴訟管轄」を社会保障事件に進んで導入しようとしているように見受けられる³⁹⁾。

③合衆国法典28篇1331条に基づく連邦裁判所の管轄権〔所請「連邦問題管轄権 (Federal Question Jurisdiction)」〕

1331条には、連邦裁判所の過重業務を軽減し、些細な論争に煩わされるのを防ぐために1万ドル以上の係争金額を有する事案に限るという制限規定が置かれているが、実際には、多くの社会保障訴訟が憲法条項と組み合わせられた形で提起され、1343条(3)項の規定を通じて連邦裁判所に流れ込んでくるので、業務の軽減という目的にはさほど貢献していない⁴⁰⁾。社会保障給付は個々の受給額としては1万ドルにとうてい及ばないが、かといって、社会保障訴訟が「些細な論争 (trivial controversies)」ということでは決してあるまい。アメリカ法律家協会 (American Law Institute) は、合衆国憲法および法律に基づいて主張されるすべての民事事件に管轄を認めるべく係争金額の制限を撤廃すべきであると提案している⁴¹⁾。立法論はともかくとして、この1331条は係争金額の制限にもかかわらず、1343条(3)項が連邦社会保障法違反事件の管轄には援用できないとの見解がほぼ定着している現状にあっては、連邦社会保障法をめぐる訴訟を直接対象としうる可能性のある重要な管轄条項の1つであることは間違いない。1331条はこの意味においてなお論議しうる価値を有しており、また、実際にもこの条項を援用する例がしばしば見受けられる。

この条項を援用しうる鍵は1万ドルをどのように査定するかである。ここですぐ思い浮かぶのは、

集合代表訴訟 (class action) の方法であり、とりわけそれまで残っていた概念的道具だてを廃止し、より機能的な集合代表訴訟要件を提示した1966年の連邦民事訴訟手続規則23条改正のことである⁴²⁾。この疑問については、株式所有者のクラスアクション訴訟を取り扱った事件 *Snyder v. Charles Harris*, 394 U.S. 332 [1969] のなかで、最高裁は係争金額の統合の可否は、民事訴訟手続規則23条の範疇に属しているのではなく、あくまでも1331条の文言たる「係争事件の金額 (the matter in controversy exceeds the sum or value of \$ 10, 000)」という部分に関する問題であると述べて⁴³⁾、連邦裁判所の管轄が1331条の解釈にかかっていることを明らかにしている。

個々の請求金額の統合という点では、従来から分離可能な社会保障受給権の性質上、請求金額の合算は許されないと考えられているが、しかし、例外的にこれを認めようとする下級審判例も有力である。*Bass v. Rockefeller*, 331 F. Supp. 945 [S. D. N. Y. 1971] をみてみよう。1971年 New York Social Services Law の改正によって、医療扶助額が低下し、また幾つかの特別給付やサービスが削除されたので、原告らはこの州法改正は、保健教育福祉省長官の承認なしに医療扶助資格および給付内容を減ずることを禁止した社会保障法1902条(d)項に違反するとして訴えを起こした。その際に原告らが依拠した管轄条項は1331条であった。連邦地方裁判所はおよそ次のような理論構成をとって原告らの請求を容認している。つまり「社会保障法1902条(d)項は、給付が減額される以前に、連邦行政庁の承認を受ける権利を個人に付与したもので、また、医療基金割当相当額を受給権者に保証したものでない。そうではなくて、同条項は、医療の必要なクラス全体として不意に減額されない基金を持つ権利を保護しようとしたものである。それゆえ、係争金額は、個々の受給権者

39) *Rosado v. Wyman*, 397 U.S. 397 [1970]; *King v. Smith*, 392 U.S. 309 [1968].

40) Note, *The Constitutional Implications of the Jurisdictional Amount Provision in Injunction Suit against Federal Officers*, 71 Colum. L. Rev. 1474 [1971].

41) American Law Institute, *Study of the Division of Jurisdiction between State and Federal Courts* [1969].

42) Fed. R. Civ. P. 23, Advisory Comm. Notes, 39 F. R. D. 69, 98-99 [1966], 集合代表訴訟 (class action) については、田中英夫・竹内昭夫、法の実現における私人の役割(2)、法学協会雑誌89巻3号262頁；田中英夫、英米の司法、318頁参照。

43) *Snyder v. Harris*, 394 U.S. 332, at 336 [1969].

の請求額ではなく、州が減額した医療計画全体の額であり、これは軽く1万ドルを越すことになる」と。裁判所は、連邦社会保障法は一定レベルの給付またはサービスを受ける権利を個々人に保証したのではなく、連邦の基準に適合した州社会保障制度に加入する権利を保証しているのであるから、それは支給を受ける階層全体の基金を意味し、「分離できない共通の権利 (common, undivided right)」であるという理由で、1331条の係争金額を満たすと判断しているようである。連邦社会保障法は直接個々の受給権者に社会保障給付を受ける権利を与えたものではないという点が、結果的に1331条の管轄要件を充足させることになるのは、いささか詭弁の感を免れないが、社会保障訴訟を対象とした管轄規定のない法体系のなかにあってなんとか事案を司法審査の舞台に引き上げようとする裁判所の苦心の方策であったと評価することはできよう。

係争金額のもう一つの査定方法は、原告側の請求する金額ではなくて、原告勝訴の場合被告が社会保障法の規定遵守のために必要となる金額を基準にすべきだという考え方である⁴⁴⁾。連邦裁判所の業務過重の軽減という目的からすれば、どちらの側の財政的利害関係が大きいかということは本来問題とならないはずであるが、しかし一般に裁判所は被告の利害より原告の利害の方に目を向けてきた。St. Paul Mercury Indemnity Co. v. Red Cab Co., 303 U.S. 283 [1938] 判決の確立した原則によれば、「法律に別段の定めがなければ、請求が信頼できるものである限り、原告の請求金額が決定要因⁴⁵⁾」だからである。とはいえ、特に差止命令の事案では別の見解も見受けられる。

「係争事項の決定につき、われわれは原告の申立によって成し遂げられようとしている客体に

注目する。係争金額を決める基準は、その判決によってどちらかの当事者に対して生じるところの金銭的結果にはかならない⁴⁶⁾。」

社会保障事件に「被告側係争金額の理論 (The defendant's viewpoint rule)」を適用するには2つの障害がある。最初の障害は、この理論は被告が事件を連邦裁判所へ移送 (remove) する際に援用されてきたということである。移送事件の場合は被告の側から係争金額を評価することも可能であるが、裁判所は、その他の場面にこの理論を適用することを差し控えてきた。第2に、係争事件に直接含まれていない訴訟物や当事者について述べる判決の傍論的部分は、係争金額の決定にはならん考慮されないとすることである⁴⁷⁾。原告に与えられる給付とそれにかかる被告の費用とは、被告訴訟の判決が出たときにすべての社会保障受給権者に支払わなくてはならなくなる金銭の総額ではなくて、訴訟のときに両当事者間に存在する対価値のそれであるからである⁴⁸⁾。しかしながら、もし受給権者が集団で原告側に加わるような場合だと、「被告側係争金額の理論」は、前述した係争金額統合の問題を迂回するひとつの方法となるのかもしれない。

その他、受給権侵害からくる精神的打撃を金銭的に評価してはどうかという主張がある。Rosado v. Wyman, 304 F. Supp. 1356 (1969)事件の第1審判事となった J. Weinstein は、医師や social worker の証言に基づき、AFDC 受給権を侵害された場合の児童への悪影響を説き、「そういった事実を無視して係争金額が1万ドルを下回っているとだけ述べることはできない⁴⁹⁾」と言っている。これに対し、第2巡回控訴裁判所は、そのような間接の精神的損害はあまりにも漠然としすぎており、金銭的な価値基準になじまない権利が対象と

44) 被告側係争金額の理論 (The defendant's viewpoint rule) は、特に差止命令訴訟 (injunction actions) に適用され、そこでは、原告の請求する賠償額ではなく、保護される権利の価値や防止される損害の範囲が査定基準となっている。W. Barron & A. Holtzoff, Federal Practice and Procedure §24, at 111-13 (Wright ed., 1960).

45) St. Paul Mercury Indemnity Co. v. Red Cab Co., 303 U.S. 283, at 238 [1938].

46) Ronzio v. Denver & R.G.W.R.R. Co., 116 F. 2d. 604 at 606 [1940]. 最近の事件では Tatum v. Laird, 444 F. 2d. 947 [1971].

47) Moore, Federal Practice, 0.91 [1], at 825-28 (2d. ed. 1972).

48) Hatridge v. Aetna Gas. & Sur. Co., 415 F. 2d. 809 [1969].

49) Rosado v. Wyman, 304 F. Supp. 1356, at 1364 (E. D. N.Y. 1969).

なっているときには1331条の係争金額要件は満たされないとして、第1審の判断を覆えした⁵⁰⁾。確かに、連邦社会保障法それ自体は、州の社会保障制度が備えていなければならない枠組を設定したもので、直接的には受給権者は州の行政行為によって社会保障給付を受ける仕組みとなっているが、かといって、そのことが社会保障の権利化に無関心または無力であることを意味してはいまい。社会保障事件が社会において生存する権利を対象としている以上、管轄権問題においてなんらかの特別の配慮が払われることはむしろ当然であろう。Tenney 判事は、そのことを、Bass v. Rockefeller, 331 F. Supp. 945 [1971]判決のなかで次のように述べている。

「……係争金額はただ単に原告の金銭的損害額によってのみ決定されるのではなく、保護を求められている権利の価値によっても評価される。……健康な人間として社会において生存する権利は1万ドル以上の価値を有している。」

(4) 保健教育福祉省長官のなした補助金打切処分を争おうとする場合

政治的配慮から、連邦はめったに州への補助金打切処分を行なわないが、連邦社会保障法の規定上は、長官による連邦基準不適合との判断が出ると、補助金打切措置がとられることとなっている⁵¹⁾。この場合、打切を宣告された州は長官の行なった適合性認定の当否を連邦控訴裁判所に審査請求できることになっているが⁵²⁾、それではこの処分により決定的な影響を受ける受給権者は長官の打切処分の当否を争うことができるのであろうか。保健教育福祉省に対して私人の審査請求を認める明文の規定は連邦社会保障法にも行政規則にも存在してはいない。また、1966年ジョージア州とアーカンソー州の「代替条項」をめぐって受給権者が保健教育福祉省に社会保障法適合性判断を請求したことがあったが、なんらの返答も得られていないところをみると、保健教育福祉省は個人には

州の社会保障行政の審査を請求する権利は認められていないと考えているようである⁵³⁾。長官の打切処分に関する訴えは管轄権の点においても問題がある。まず1万ドルの制限付とはいえ1331条の援用が考えられよう。もっとも、これは係争金額を個人の受給額として計算するのではなくて、州に対する連邦の補助金総額全体を評価するという前提での立論であるから、係争金額の査定方法の箇所ですべてと同じ困難が残されている(前記IV(3)③参照)。その他、もともと連邦社会保障法の憲法上の成立根拠は租税徴収権限(第1条8節1項)であったのであるから、租税事件管轄権⁵⁵⁾に準拠してはどうかという提案もありえようが、この管轄規定は、あくまでも合憲判断の出た連邦社会保険の部分(老齢年金・遺族年金)にしか効力を有しないであろう⁵⁴⁾。民事訴訟手続法1361条は、「原告に対して負っている義務の履行のために、あらゆる連邦の機関を強制する職務執行命令(mandamus)の性質を有する訴訟は連邦裁判所が管轄する。」と規定しているが、この規定も、すでになされた長官の適合性判断が裁量権の濫用であるとして司法審査を求める場合を想定してはいないし、また、社会保障給付が同条項にいう「原告に対して負っている義務」に当たるかどうかも疑問であるので、援用には否定的にならざるをえまい。下級裁判所の判例のなかには、連邦社会保障法1316条(a)(3)項⁵⁶⁾の規定——すなわち、打切処分を受けた州は、長官の認定の正否を争って巡回控訴裁判所に出訴できるとする規定——は、単に州のみに出訴権を与える趣旨ではなく、受給権者個人も同規定に基づき当該処分の司法審査を裁判所に提起できると述べるものもあるが⁵⁷⁾、これは無理な解釈というほかはない。今後連邦社会保障法のなかに、受給権者の争訟手続が創設されることが肝要であろう。

53) Notes, Federal Judicial Review of State Welfare Practices, 67 Colum. L. Rev. 84, at 91 [1967].

54) 28 U.S.C. §1340.

55) Steward March. Co. v. Davis, 301 U.S. 548 [1937].

56) 28 U.S.C. §1316(a)(3).

57) National Welfare Rights Organization v. Finch, 429 F.2d. 725 [1970].

50) Rosado v. Wyman, 414 F.2d. 170 [1969].

51) 42 U.S.C. §§304, 604, 1204, 1354 [1964].

52) 42 U.S.C. §1316(a)(3) [Supp. I, 1965].

V 連邦裁判所の管轄を制約する法理

(1) 最初の管轄の法理(Primary Jurisdiction)

これは、誰が論点の決定者であるかを問うものであり、裁判所は適切な行政機関が判断を下すまでその管轄権を行使すべきでないという主張である。例えば、Rosado v. Wyman, 397 U. S. 397 [1970]において、被扶養児童を有する家庭に対する援助(AFDC)額を切り下げたニューヨーク州法が連邦社会保障法の規定に違反するとした受給権者側に対して、州側は新しい制定法が連邦法の基準に合致しないかどうか保健教育福祉省長官の適合性判断が出るまで裁判所は管轄権を行使すべきでないと反論している。これがこの法理の援用例に当たろう(J. Blackの反対意見は州側の主張を採用している⁵⁸⁾)。この法理は、関係行政機関と裁判所の役割の調整、裁判所は行政機関の持つ専門的知識に関する利益を享受すべきこと等の理由で正当とされているが、連邦社会保障法に個人の審査請求手続が定められていないこともあって、今のところ、最高裁はこの法理を採用していないようである。

(2) 州の行政救済を尽くしていること

(Exhaustion of State Administrative Remedies)

これは審判者が誰かということよりむしろ、司法審査が適当とされる時期が何時かの問題である。包括的な規制制度を設けることに対する州の重大な利害と州行政機関の持つ専門的知識性がこの法理を裏付けている⁵⁹⁾。AFDC 援助を与えるにつき父親からの遺棄または分離があった後少なくとも3ヵ月の待機期間を必要としたカリフォルニア州法の違憲性が争われた事件⁶⁰⁾、および、「代替夫(substitute father)条項」を設けて連邦のAFDC 計画を制限することの違憲性が争われた事件⁶¹⁾において、最高裁は「州の公的扶助計画が連

邦法の要件を満たしているかどうか州の機関が公平な決定を下すとは限らない。受給権者の生存は行政審査の遅延によってきわめて危くされる⁶²⁾。」と述べて、一応この法理を採らない姿勢をみせている。しかし、州の公的扶助計画自体は有効であり、単に1ヵ月90ドルか135ドルかという2つの最高支給基準のどちらに該当するのかといった行政の方法のみが問題である場合には、州の行政救済を尽くしていることが要求される⁶³⁾。

(3) 連邦裁判所の管轄自己規制(District Court Abstention)

これは、州法の支配する領域、または、まだ州法によって解決されていない問題が提起されている場合には、連邦裁判所は自己の裁量によって管轄権の行使を差し控えるべきだとする考え方であり、その理由として、不必要な憲法訴訟を避けること、連邦と州との摩擦を最小限にすること等が挙げられている。扶助給付金を紛失もしくは窃盗された場合さらに特別の給付をしないとする州規則の違憲性が争点となった事件 Sanchez v. Wyman, 318 F. Supp. 827 [1970]において、巡回控訴裁判所は、「どの州も複雑な公的扶助計画のために独自の規則を定めることもできるし、〔憲法問題として取り上げなくても〕その規則の解釈によって事案を解決できることがある⁶⁴⁾。」と述べて、連邦裁判所の管轄自己規制を有効と判示している。この法理の援用は、問題となっている事案の「憲法関連性」の度合、すなわち「議論全体の核が州法の範囲内のものであるかどうか⁶⁵⁾」に依存していると言えようが、現実の社会保障訴訟は連邦法の解釈とも結びついていることが多く、また、解決の遅延は受給権者に重大な不利益をもたらすことを考えると、その安易な拡大的適用には危険があろう。

58) Rosado v. Wyman, 397 U.S. 397, at 430-435 [1970].

59) Comment, Exhaustion of State Remedies under the Civil Rights Act, 68 Colum. L. Rev. 1201 [1968].

60) Damico v. California, 389 U.S. 416 [1967].

61) King v. Smith, 392 U.S. 309 [1968].

62) King v. Smith, 392 U.S. 309 at 311-315 [1968]; Damico v. California, 389 U.S. 416 at 417 [1967].

63) Metcalf v. Swank, 305 F. Supp. 785 [1969], aff'd, 444 F.2d. 1353 [1971].

64) Sanchez v. Wyman, 318 F. Supp. 827, at 828 [1970].

65) Reetz v. Bozanich, 397 U.S. 82, at 86-87 [1970].

付表 合憲性判断の際に用いられた基準〔合理性のテスト：●，厳格な審査のテスト：○，中間の型：◎，「反証を許さない推定」(Irrebuttable Presumption) の基準：◎〕

	事 件 名	問題となった受給権	対象となった法令	根 拠 条 項	判 決	基準
1	Flemming v. Nestor 363 U. S. 603 [1960]	国外追放処分を受けた外国人に老齢年金の支給を打ち切ることの合否	社会保障法 §202(n)	修正 5 条 due process	合 憲	●
2	Dandridge v. Williams 394 U. S. 471 [1970]	要扶養児童を有する家庭への扶助 (AFD C) につき月250ドルの最高限度を定める メリーランド州保障局規則は、多子家族に不利	メリーランド州社会 保障局の規則	社会保障法 §402(a) (10) 修正14条 平等保護	"	●
3	Jefferson v. Hackney 406 U. S. 535 [1972]	AFDCの給付を必要基準(need)から25%減額する際に、部外収入の控除前に計算する方法の合否	テキサス州行政庁規則	社会保障法 §402(a) (23)他 修正14条 平等保護	"	●
4	Richardson v. Belcher 404 U. S. 78 [1971]	連邦の障害保険と W. Va 州労災補償給付との間の併給減額条項の合否	社会保障法 §424 (a)	修正 5 条 due process	"	●
5	King v. Smith 392 U. S. 309 [1968]	AFDC 給付の条件の 1 つたる代替夫条項 (substitute father) の合否	アラバマ州行政庁規則	社会保障法 §601-609 修正14条 平等保護	連邦社会 保障法違反	
6	Rosado v. Wyman 397 U. S. 397 [1970]	N. Y 市民の AFDC 給付額を切り下げる N. Y 州法の合否。他郡市民との給付格差。	ニューヨーク州法	社会保障法 §402 (a) (23) 修正第14条平等保護	"	
7	Weinberger v. Wiesenfeld 420 U. S. 636 [1975]	連邦遺族保険は被保険者が男の場合は、寡婦と未成年の子供に給付されるのに対し、被保険者が女の場合には未成年の子供のみとするものの合否	社会保障法 §402(g)	修正 5 条 due process (実質は平等保護)	違 憲	◎
8	Califano v. Goldfarb 97 S. Ct. 1021[1977]	連邦の遺族保険はすべての寡婦に支給されるのに、男やもめには、被保険者たる妻が生活費の半分以上を負担していたことを条件とする規定の合否	社会保障法 §402 (f)(1)(D)	"	"	◎
9	Graham v. Richardson 403 U. S. 365 [1971]	州の行なう障害者扶助の受給要件として外国人には 15 年間の居住要件を課す州法、生活保護を外国人に対し拒否する州法の合否	アリゾナ州法 ペンシルバニア州法	修正14条平等保護	"	○
10	Weber v. Aetona Gas. & Sur. Co. 406 U. S. 162 [1972]	認知されていない非嫡出子には遺族保険の受給資格を認めない州労災法の適否	ルイジアナ州労災法	"	"	◎
11	Mathews v. Lucas 96 S.Ct. 2755[1976]	非嫡出子には、生活費を父親から得ていたことを遺族給付の要件とするのに、それ以外の子供には無条件で支給する連邦法の合否	社会保障法 §402 (d)(3)	修正 5 条 due process (実質平等保護)	"	◎
12	Maher v. Roe 97 S. Ct. 2376[1977]	連邦社会保障法の定める医療扶助を、医学上必要とされる堕胎にのみ限定する州法の規定の合否	コネチカット州法	社会保障法 §1936 修正14条平等保護	合 憲	●
13	Geduldig v. Aiello 417 U. S. 484 [1974]	労災法の適用のない一時的労働不能をカバーする保険制度 (労災出) から正常妊娠を排除している州法の合否	カリフォルニア州法	修正14条平等保護	"	●
14	U. S. Department of Agriculture v. Moreno 413 U. S. 528 [1973]	血縁関係にない者を含む世帯には、低所得者対策としての食料切符を支給しない旨定める連邦法の合否	連邦食料切符法 7 U. S. C. § 2012(e)	修正 5 条 due process (実質は平等保護)	違 憲	◎
15	U. S. Department of Agriculture v. Murry 413 U. S. 508 [1973]	別の世帯の被扶養者を含む世帯には食料切符を支給しない旨の連邦法の合否	" §2014(b)	"	"	◎
16	Goldberg v. Kelly	事前の聴聞手続(fair hearing)なしに、	ニューヨーク州行政	修正14条	"	◎

	397 U. S. 254 [1970]	AFDC の受給および N. Y 州の生活保護を打ち切る N. Y 州行政庁の行為の合否	庁規則	due process			
17	Sapiro v. Thompson 394 U. S. 618 [1969]	AFDC の受給要件として 1 年間の居住を課す州法の合否	コネティカット州法	修正14条平等保護	違	憲	●
18	Pease v. Hansen 404 U. S. 70 [1971]	州が独自に行なう生活保護の受給要件として 1 年間の居住を要求することの合否	ミネソタ州法	修正14条平等保護	"		●
19	Memorial Hospital v. Maricopa County, 415 U. S. 250 [1974]	困窮者に対する医療扶助を受けるための 1 年間の居住要件	アリゾナ州法	"	"		●
20	Mathews v. Eldridge 96 S. Ct. 893 [1976]	連邦の障害保険を治療を理由に打ち切られるに際し、事前の聴聞手続なしに決定した連邦行政庁の行為	連邦保健教育福祉省 (HEW) 規則	修正 5 条 due process	合	憲	●
21	Turner v. Dep. of Employment Security 96 S. Ct. 249 [1975]	失業補償を受けていた原告が出産をはさむ18週間支給を認めないユタ州法のために支給を停止されたことの合否	ユタ州法	修正14条平等保護	違	憲	◎

VI まとめに代えて

最後に、合衆国の連邦制度が内包している社会保障訴訟管轄問題の発端を指摘して本稿のまとめに代えたいと思う。そもそも、この問題は、1787年当時の連邦憲法が社会保障立法の成立を予期しておらず、連邦政府管轄事項としての認識を欠いていたという事実と、それにもかかわらず、20世紀になって（特にニューディール以後）社会保障に対する連邦の介入と活動の要請とが必然的となったという事実との間で起こる矛盾にその出発点を有していた。連邦裁判所の管轄は、憲法上の立法管轄・司法管轄規定を根拠につくられているために、社会保障訴訟を取り上げる直接の規定が存在しておらず、ここに至って、社会保障訴訟管轄権の問題がにわかに注目を浴びることとなった。裁判所は、従来からの財産管轄権と公民権管轄権

のどちらかに連結させることでこの問題の解決を図ろうとしているが、両者の管轄規定の性格と制定史の語る趣旨からいって、この方法がかなりの無理を含んでいることは自明のところである。社会保障受給権を対象とする事案は、これまでの財産的権利と精神的自由との二分説を単純に適用することでは解決されないという自覚のもとに、立法裁量の働く余地を縮小させるべく実体審査面での法理の探究がなされていると同様、それを手続的側面で支える管轄権においてもまた従来の二分説は重大な反省を迫られることとなった。

社会保障がますます連邦関心事として定着してきているとき、そして、連邦社会保障法を通じての統一的解釈には連邦裁判所が適役であるとの見解の一致がみられるとき、社会保障訴訟に関する連邦司法管轄権の整備が早急に望まれる所以である。

コール仮説と日本の人口老齡化

馬 場 啓之助

コール仮説 ここで検討の対象にしたいのは、コール Ansley J. Coale¹⁾ が1956年に死亡率の低下は一般に考えられているように人口の老齡化をもたらすものではなく、むしろ人口若返りを生むといった主張を提示した逆説的な仮説である。この仮説を日本の経験に適用してみた場合はたして十分な説明力をもつかどうかを検討してみることが、このノートの主題になる。

コールは後年(1964年)この仮説をその「人口はどのように老齡化するか若返るか」('How a Population Ages or Grows Younger')という解説論文のなかで次のように要約している。(1)「われわれの大半のものは多分、死亡率が削減され人々が平均して永生きするようになれば、人口は老齡化するであろうと考えることであろう。ところが答えは驚くべきことには、死亡率の削減は出生率の低下よりもはるかに少なくしか、それも多くの人が考えるであろう方向とは逆の方向において影響して、死亡率の削減による寿命の延伸は人口を多少とも若返らすというひねくれた結果をもたらすのである²⁾。」コールは死亡率の低下の影響についていわば逆説的な命題を提示しているのである。この逆説的な命題の根拠としては(2)に示す状況判断が提示される。

(2)「寿命が低い水準から65歳ないし70歳まで伸びてくるあいだ、いちばん目立つ生存率の改善はいつも幼少期と少年前期において起こってきたように思われる。このことの故に死亡率の削減は人口の若返りをもたらすという結果を生んできたのである。もっともこの結果は同時に起こった出生率の低下という、はるかに力強い力によって目立たなくされてはきたのだが³⁾。」

この要約によれば、コール仮説は寿命の延伸が幼・少

年期の病気の克服・生命の維持に力点をおいて進められてきたといった状況判断にたって、死亡率の削減は幼・少年人口の増加をもたらすから出生率の増大と同様の効果を生むと考えて、出生率の低下とは相反的な効果をもたらすとの判断に達したのであろう。したがってコール仮説にとっては死亡率の削減がいつも幼・少年の病気の克服・死亡の抑制に重点をおいて進められてきたし、今後もこの傾向は変わらないといった状況判断が前提となっており、その仮説の妥当性はこの状況判断に制約される。

コール仮説にとって死亡率の削減が幼・少年の病気の克服・死亡の抑制に重点をおいて進められてきた——かりに「ケース(1)」と呼ぶ——状況が重要であり、ケース(1)の範囲内においてはコール仮説は疑いもなく正しい。しかしながら寿命の延伸が中高年期の病気の克服・生存の維持に重点をおくようになれば、つまりケース(2)の状況のもとでは、コール仮説とは異なった判断が成り立たないこともなく、寿命の延伸が人口若返りではなく、かえって人口老齡化に貢献するといった逆の方向をもった仮説に転化しないものでもない。この点の吟味がこのノートの主題になる。

検討の方法と資料 1956年に発表された著名な報告『人口の老齡化とその経済的社会的な意義』(*Aging of Population and its Economic and Social Implications*, New York, 1956)において国連経済社会部は、コール論文を参考文献とし引用しているが、人口老齡化を検討するのに「標準生命表」を用いて寿命の延伸と総再生産率の変化に対応して60歳以上の老年人口の総人口に占める比率の変動を解明している⁴⁾。これによると、寿命の延伸よりも総再生産率の低下のほうが老人人口比率にあたる変動効果は明らかに大幅である。たとえば総再生産率が2.5人であれば、寿命が20歳から70.2歳まで延伸しても老人人口(この場合60歳以上人口)比率

1) Ansley J. Coale, 'Effects of Changes in Mortality and Fertility on Age Composition.', *The Miebark Memorial Fund Quarterly*, Vol. xxxiv, Jan. 1956, pp. 79-114.

2) Ansley J. Coale, 'How a Population Ages or Grows Younger,' *Population: The Vital Revolution*, edited by Ronall Friedjman, chap. 3, Chicago, 1964, p. 40.

3) *op. cit.*, p. 51.

4) United Nations, Dept of Economic and Social Affairs, *Aging of Population and its Economic and Social Implications*, *Population Bulletins*, No. 26, New York, 1956, Table 15, p. 26.

表 1 標準生命表——生誕時の10万人が年齢別に減少していく生存者数を表示

男子	出生時の10万人につき出生時の平均余命別の生存者数					
	20歳	30歳	40歳	50歳	60.4歳	70.2歳
歳0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
1	66,769	74,441	80,427	85,622	91,553	97,033
5	48,876	62,201	72,050	80,180	88,573	96,087
10	44,523	58,871	69,672	78,599	87,579	95,697
20	39,182	54,123	65,943	75,900	85,831	94,842
30	32,226	47,064	59,888	71,240	82,744	93,399
40	24,198	39,257	53,321	66,247	79,336	91,410
50	15,307	29,761	44,894	59,345	73,900	87,610
60	7,900	19,353	33,603	48,466	64,008	78,710
70	2,975	9,329	19,466	31,847	46,000	60,227
80	483	2,142	5,993	12,198	20,646	30,322

女子	20歳	30歳	40歳	50歳	60.4歳	70.2歳
0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
1	69,324	76,627	82,441	87,125	92,941	97,663
5	50,372	63,834	73,805	82,136	90,044	96,860
10	45,703	60,294	71,307	80,515	89,160	96,568
20	39,519	54,843	67,090	77,615	87,488	95,926
30	31,724	46,994	60,539	72,940	84,686	94,786
40	23,316	38,708	53,698	67,981	81,511	93,136
50	15,648	30,452	46,318	62,064	77,105	90,089
60	9,134	21,451	36,706	53,076	69,302	83,642
70	3,920	11,420	23,067	37,747	53,770	68,831
80	743	2,970	7,898	16,086	27,082	38,977

(1) 10万人の生誕児が年齢別に出生時の平均余命(寿命)段階別にどれだけ生存していくかを表示した標準生命表である。生存者数は10万に対して何%かは容易に読みとれる。

(2) 直前の寿命段階に較べて15%かた生存者数が増加した年齢層をゴチで表示してみた。

(3) United Nations, Dept of Economic and Social Affairs, Aging of Populations and its Economic and Social Implications, Population Bulletins No. 26 (New York, 1956), Table 14, p. 23 より引用。

は5.2%から5.9%へしか伸びないのに、寿命を50歳に固定しておいても、総再生産率が4人から1人に低下すれば、老人人口比率は2.7%から21.9%へと大幅に増大する。だから人口高齢化にとって主要な要因は出生率の低下にあって、死亡率の削減は副次的な要因にすぎないことは疑いもなく明白である。しかしそれだからと言って、死亡率の削減による寿命の延伸が、コール仮説が想定するように、ケース(1)の姿をたどってきた今後もたどるときめてかかってよいわけではない。ケース(2)が成立しないものとは限らない。

国連が利用した「標準生命表」を表1として掲げてみる。この表においてゴチで表示しておいたのは、寿命の

延伸によってその生存率が前の寿命段階より15%以上の幅をもって上昇した年齢グループである。この年齢グループが生存率改善の頂点を形作るとみてよい。表1によれば、(i)20歳から30歳に寿命が延伸した際、男性の場合生存率改善の頂点は40歳のグループにあるが、女性の場合は頂点が20歳から50歳のグループに広くわたっている。(ii)この年齢グループの頂点は寿命の延伸が進むにつれて漸次中高年に移っていくが、いやがて人口高齢化の勢いは鈍化していき男性の場合寿命が70歳台になるともはや生存率が15%以上の幅で伸びる年齢グループは存在しなくなり、女性の場合はわずかに70歳のグループにこれを見るだけになる。

この表1による限り、寿命の延伸につれて生存率改善の頂点が漸次中高年に移行しているので、前記死亡率削減のケース(1)からケース(2)へ移行しているとみてよく、コール仮説の状況判断とは異なっており、ケース(2)の状況に基づいて逆の方向をもった仮説が導きだせるかも知れない。もっとも(i)の指摘は寿命の70歳台への延伸ではまだ寿命の延伸だけで人口高齢化をもたらすわけにいかないことも示しているが、それにしてもコール仮説の説くように寿命の延伸が人口若返りをもたらすとだけ主張することはできない。

これは国連の「標準生命表」に基づいて言えることである。日本の人口統計によっても同様なことが言えるかどうか吟味してみたい。吟味の要点は、寿命の延伸が生存率伸張の頂点を中高年層に移行しているかどうかにかかれる。資料は『日本人口の動向』(人口問題審議会編、昭和49年刊)に用意されている。その資料編の第44表「男女別出生時の平均余命および生存数の推移」は、寿命(e_0)の延伸につれて男女別に15歳時点の生存率(l_{15})と65歳時点の生存率(l_{65})の推移を表示している。ここでの吟味はこの第44表の計数を対数転換して統計分析にかけることによっておこなわれる。この第44表を対数転換して表示すれば表2のようなになる。

この表2について寿命の対数値($\log e_0$)を説明変数とし65歳時点の生存率($\log l_{65}$)および15歳時点の生存率($\log l_{15}$)をそれぞれ被説明変数として

$$(1) \log l_{65} = A + B_1 \log e_0$$

$$(2) \log l_{15} = A + B_2 \log e_0$$

を計測し、 B_1 を B_2 と比較して B_1 のほうが B_2 よりも充分大であれば、ケース(2)の状況が妥当し、コール仮説が主張するように「寿命の延伸は人口を多少とも若返らすというひねくれた結論をもたらす」どころではなく、「寿命の延伸は人口高齢化を幾分促進する」ことになる

表 2 男女別出生時の平均余命および生存率の推移

Period	$\log m\dot{e}_0$	$\log f\dot{e}_0$	$\log ml_{15}$	$\log fl_{15}$	$\log fl_{65}$	$\log fl_{15}$
1921-25	1.62387	1.63548	1.48452	1.86015	1.54435	1.86484
1926-30	1.65147	1.66782	1.52909	1.87911	1.59761	1.88379
1935-36	1.67136	1.69574	1.55892	1.89817	1.63898	1.90372
1947	1.69949	1.73207	1.60038	1.91860	1.69148	1.92412
1950-52	1.77503	1.79913	1.74125	1.95434	1.79828	1.95818
1955	1.80345	1.83091	1.79126	1.96935	1.84884	1.97301
1960	1.81504	1.84527	1.81145	1.97712	1.87628	1.98147
1965	1.83084	1.86284	1.83935	1.98567	1.90287	1.98917
1970	1.84092	1.87338	1.85942	1.98923	1.91771	1.99204
1972	1.84813	1.88035	1.87164	1.99027	1.92645	1.99286

(注) 1. $m\dot{e}_0$ は男子出生時の平均余命すなわち寿命, $f\dot{e}_0$ は女子のそれ, l_{65} は65歳時点の生存率, l_{15} は15歳時点の生存率, 添字の m は男子, 添字の f は女子を示す。単位は平均余命は年, 生存率はパーセントである。
2. 『日本人口の動向』(人口問題審議会編, 昭和49年刊) よりとった計数を対数に転換したものである。

とみる。

これに続いて $\log e_0$ の二次の項を説明変数として

$$(3) \log l_{65} = A + B_3 (\log e_0)^2$$

が成立すれば, 人口老齡化をもたす弾性値は

$2 \log e_0 B_3$ の値をとるから, 弾性値は $\log e_0$ とともに増大していき, 「寿命の延伸は人口老齡化を加速する」ことが明らかになる。

これに関連して

$$\log l_{65} = A + B_3 (\log e_0)^2$$

の代りに

$$\log l_{65} = A + C \log e_0 + D (\log e_0)^2$$

といった重相関式を採用することが適当か否かに関して補足的吟味を加えるよう試みる。これが吟味の方法および資料である。

検討の結果 検討の対象となる計数は表2に対数化して表示しておいた。表示した $\log m\dot{e}_0$ と $\log ml_{65}$ との相関関係を分析してみると

$$(1) \log ml_{65} = -1.22594 + 1.7451 \log m\dot{e}_0$$

$$r^2 = 0.9995$$

が成立し, $\log m\dot{e}_0$ と $\log ml_{15}$ の間には

$$(2) \log ml_{15} = 0.39797 + 0.5719 \log m\dot{e}_0$$

$$r^2 = 0.9916$$

が成立する。なおここで添字の m は男性のそれであることを示す。

これによると, 男性の場合寿命の延伸に対応する青年15歳の生存率改善の弾性値は0.5719であり, 老人65歳の生存率改善の弾性値は1.7451である。すなわち出生時の平均余命が1%伸びるのに対応して15歳と65歳の生存率

はそれぞれ0.5719%および1.7451%伸びることを示している。明らかに寿命延伸に伴う生存率の伸張の重点は青年になくて老人にあることは明らかである。寿命の延伸の効果はコール仮説の主張するように人口若返りにあるのではなく, 日本の場合人口老齡化にあることが証明されたとみてよい。

次に女性の場合である。 $\log f\dot{e}_0$ と $\log fl_{65}$ ないし $\log fl_{15}$ の相関関係を分析してみると

$$(3) \log fl_{65} = -1.001947 + 1.5675 \log f\dot{e}_0$$

$$r^2 = 0.9854$$

$$(4) \log fl_{15} = 1.00801 + 0.5265 \log f\dot{e}_0$$

$$r^2 = 0.9883$$

が成立する。ここで添字の f は女性を示すことは言うまでもない。(3) (4)両式を比較してみると男性の場合と同じく女性の場合もまた寿命の延伸は15歳時点の生存率改善の弾性値より65歳時点の生存率改善の弾性値のほうが充分大であることがわかる。これから男女ともに寿命の延伸が生産年齢入口の人口よりも老人人口の入口に対して生存率伸張のより強い効果を及ぼしていることがわかる。もし15歳時点の生存率の延伸に大きな効果を表わし前記ケース(1)が効果を示すならとにかく, ケース(2)の効果のほうが大きい以上, 寿命の延伸は日本の場合人口老齡化をうながしたとみるほかはない。

しかも寿命の延伸は人口老齡化を促進するだけでなく, これを加速していることが知られる。このことを明らかにするには, 前記相関式の説明変数として寿命 ($\log e_0$) の代りにその二次の項 ($(\log e_0)^2$) をもってくればよい。そうすると

$$(5) \log ml_{65} = 0.16002 + 0.5012 (\log m\dot{e}_0)^2$$

$$r^2 = 0.9995$$

$$(6) \log fl_{65} = 0.3595 + 0.4443 (\log f\dot{e}_0)^2$$

$$r^2 = 0.9859$$

の両式が成立する。これによれば, 男女ともに弾性値は $2B_3 (\log e_0)$ の形をとるから, 寿命の延伸とともに弾性値は大になっていき, 加速されていくことがわかる。

なおこの人口老齡化の加速を証明するのに

$$\log l_{65} = A + B_3 (\log e_0)^2$$

といった単純相関式を用いたが

$$\log l_{65} = A + C (\log e_0) + D (\log e_0)^2$$

といった重相関式の採否についても説明しておかなくてはならない。次節にこの点補足説明を加えておくことにしよう。

補足的な吟味 前記単純相関式の代りに説明変数として寿命 ($\log e_0$) にその二次の項 ($(\log e_0)^2$) を付加して重

相関式を求めると、計数を小数点以下5ケタをとり6ケタで四捨五入する場合

$$(7) \log_m l_{65} = 5.92809 - 6.6403 \log_m e_0 + 2.4080$$

$$(\log_m e_0)^2$$

$$R^2 = 0.9861$$

$$(8) \log_r l_{65} = -0.79405 + 1.3115 \log_r e_0 + 0.07250$$

$$(\log_r e_0)^2$$

$$R^2 = 0.9855$$

が得られた。この重相関式は計測上成立するのだが、試みに(7)式について小数点以下のケタ数を6ケタまでとってみると、それだけで(7)式のパラメーターは-6.6403から19.95807に増大し、2.4080は-5.2335に変化していき、符号が転換し計数は大幅になって不安定である。重相関式の計測には小数点以下5ケタでは計数の安定は得られないことを思い知らされた。岸研究員が小数点以下15ケタをとって計測されたところによれば

$$(7') \log_m l_{65} = 1.07298 - 1.05188 \log_m e_0 + 0.80349$$

$$(\log_m e_0)^2$$

$$R^2 = 0.9997$$

が成立した。

これによると、(1)式の $\log_m e_0$ にかかるパラメーターは1.7451であったものが $(\log_m e_0)^2$ を説明変数に加えたために、 $(\log_m e_0)^2$ のパラメーター0.80349と $\log_m e_0$ のそれ-1.05188に分解した形になって、符号の転換が起こってしまう。ここで誤差と t-value の吟味をしてみると、

(イ)係数0.80349に対しては誤差 (S_3) は0.23429であり、t-value は3.42977であり、信頼係数は99%を越えているが、(ロ)係数1.05188に対しては誤差 (S_2) は0.81540であり、t-value は1.29002であり、信頼係数は90%に達せず、わずか85%を越えているにすぎない。このように(7')式を(1)式に換えてみても、係数のマイナス転換が起こって精度が改善されるわけではない。

(8)式を岸研究員の計測によって(8')式に置き換えると、

$$(8') \log_r l_{65} = -0.37671 + 0.83769 \log_r e_0$$

$$+ 2.0659 (\log_r e_0)^2$$

$$R^2 = 0.99982$$

となる。(3)式の $\log_r e_0$ にかかるパラメーターは1.5675から、 $(\log_r e_0)^2$ の係数0.20659が加わったこともあってか、0.83769に縮小するが、この係数の誤差 (S_2) は0.49365であり、その t-value は1.69695であるのに対して、パラメーター0.20659の誤差 (S_3) は0.13994、その t-value は1.47627である。いずれも信頼係数は90%を越

表3 寿命・出生率・死亡率および年齢時点の生存率

	寿命	出生率	死亡率	65歳時点の生存率	15歳時点の生存率
	年	%	%	%	%
1921-25	42.69	36.2(イ)	25.4(イ)	32.770	72.863
1926-30	45.68	34.9(ロ)	20.3(ロ)	36.737	76.113
1935-36	48.27	31.6	16.8	39.884	79.609
1947	52.06	34.3	14.6	44.496	83.440
1950-52	61.05	28.1	10.9	58.980	90.421
1955	65.71	19.4	7.8	66.223	93.582
1960	67.78	17.2	7.6	69.997	95.346
1965	70.38	18.6	7.1	74.521	97.146
1970	72.07	18.8	6.9	77.544	97.869
1972	73.25	19.3	6.5	79.417	98.079

(1) 寿命および年齢時点の生存率は男女別を人員ウェイトで総平均した。

(2) 出生率および死亡率は寿命の年次に対応する年次のものであり、(イ)は1920年、(ロ)は1925年であるほか、単年のものはその年次のまま、複数年期間のものはその最初の年次をとった。

(3) 人口問題審議会編『日本人口の動向』(昭和49年刊)の資料編の統計によった。

えている。単純相関式(3)に較べて判別係数も大きくなっており、係数の信頼係数も高いから置き換えるに値いすると言ってよい。

寿命・出生率・死亡率の関係 これまで寿命を説明変数とし15歳時点と65歳時点の生存率を被説明変数としてその相関関係を分析してきた。それによって寿命の延伸につれて生存率の改善の頂点が移動していく関係を明らかにしようとした。しかし寿命を独立変数として先決されると考えていたわけではない。寿命は明らかに出生率および死亡率によって規定されて変動するはずである。この節では寿命を被説明変数とみて、出生率および死亡率を説明変数としてその相関関係を計測してみる。ただし相関関係の計測を男女別に企てるのではなく男女合わせて全体の動きをみていくことにする。そのために男性の寿命と女性の寿命を総平均し年数を単位として表示し、出生率と死亡率とは1000分の1を単位とする。

寿命の延伸と出生率の低下の間には

$$(9) \log e_0 = 2.63598 - 0.6217 \log x$$

$$r^2 = 0.8803$$

の関係があったことがわかった。ここで $\log x$ は出生率の対数値である。死亡率の対数値を $\log z$ とすると

$$(10) \log z = -1.06975 + 1.5148 \log x$$

$$r^2 = 0.8825$$

が成立する。わが国の場合も1920年(大正9年)以来出生率も死亡率も低下し始めて、計数上はたがいに相関し合っている。もっとも出生率のほうはその低下傾向は戦

後のベビー・ブームによって逆転した後1950年から1961年にかけて急激に低下し、その後ゆるやかに回復したが、1949年以降再び低下し続けている。その変異係数は0.9219である。死亡率のほうはこういった波動もなく堅実に改善されていった。その変異係数は0.08420であり、出生率のそれよりもはるかに小さい。

寿命と死亡率との間には

$$(11) \quad \log e_0 = 2.34210 - 0.4046 \log x \\ r^2 = 0.9913$$

の相関関係式が成立する。

ここで(9)式と(11)式を総合して重相関式を求めると、小数点以下5ケタの範囲では

$$(12) \quad \log e_0 = 2.15133 + 0.0527 \log x - 0.4329 \log z \\ R^2 = 0.9918$$

が一応成立する。しかしこれでは(9)式でマイナスであった $\log x$ の係数がプラスに転換し説明し難い事態が生ずるので、小数点以下5ケタでは不安定であるおそれがあることを考えて、小数点以下15ケタをとってみると、岸研究員の計測では

$$(12') \quad \log e_0 = 2.15266 + 0.04857 \log x - 0.43291 \log z \\ R^2 = 0.9916$$

となる。誤差を係数とともに表示すると

(イ) 係数0.04857に対しては誤差0.07341

(ロ) 係数0.4329に対しては誤差0.04501

であり、t-value は(イ)が0.066163、(ロ)が9.61798である。信頼係数は(イ)については75%にも達しないが、(ロ)は9995%を越える。そうであるにしても、単純相関式をわざわざ総合してみるまでのことはないと言うほかはない。この重相関式では寿命は出生率の上昇とともに延伸し死亡率の低下とともに延長していくことになって、説明し難

いことになるからである。(12')の重相関式の代りに(9)式と(11)式の単純相関式を使うほかはない。

日本の人口高齢化の総括 ここで寿命・65歳時点の生存率および15歳時点の生存率の相関関係を男女性別の区別をこえて総合して提示してみると、

$$(13) \quad \log l_{65} = -1.17469 + 1.6488 \log e_0 \\ r^2 = 0.9997$$

$$(14) \quad \log l_{15} = 0.97602 + 0.5472 \log e_0 \\ r^2 = 0.8884$$

のようになる。男女総合しても青年人口の生存率よりも老人人口の生存率のほうが伸張が激しく、しかもそれは寿命の延伸に伴って加速されていく。それは加速式

$$(15) \quad \log l_{65} = 0.2659 + 0.4706 (\log e_0)^2 \\ r^2 = 0.9993$$

が成立するからである。

日本の人口の寿命の延進は

$$(9) \quad \log e_0 = 2.63598 - 0.6217 \log x$$

に示したように出生率の低下によって促進されていき、また死亡率が改善されれば

$$(11) \quad \log e_0 = 2.34210 - 0.4046 \log z$$

に示されるように促進されて、出生率の低下と死亡率の改善は寿命の延伸について相乗効果を発揮していく。しかも老人人口の生存率は

$$(15) \quad \log l_{65} = 0.2659 + 0.4706 (\log e_0)^2$$

に示すように寿命の延伸につれて加速されていくのである。

このような次第で(9)、(11)、(13)、(14)および(15)の5式はわが国の人口高齢化をささえる主要な相関式である。

社会保障の国民経済的地位に関するモデル分析

目 次

研究の概要

第1章 社会保障給付の物価スライド化の影響

I 序 論

II 社会保障短期モデル

III スライド化の影響測定

IV 特定目的のための政策

第2章 長期社会保障モデルの計測と分析

I はじめに

II モデルの構造

III モデルのシミュレーション

IV Aging の経済学について

V おわりに

社会保障モデル作成研究会

主 査：市川 洋（筑波大学教授）

林 英機（経済企画庁経済研究所主任研究
官）

馬場啓之助（社会保障研究所長）

岸 功（社会保障研究所研究員）

本研究は、昭和54年度において、社会保障研究所が、
社会保障の国民経済的役割という研究課題を、外部の研究
者の参画を得て研究した成果である。

研究の概要

I はじめに

わが国では、人口構成の高齢化に伴って、社会保障給
付費が急激に増大し、国民経済や国民生活に大きな影響
を及ぼすものと予想される。そのような局面を迎えるに
あたり、社会保障への資源配分や負担の問題を計量的に
検討することの意義は増している。

たとえば、社会保障部門の支出がどのような集団へ最
終的に帰着するのか、社会保障部門が総貯蓄や資本形成
にどう影響するか、あるいは社会保障給付が人々の貯蓄
行動や就労にどう作用するのか、さらに生活安定にどれ
ほど寄与するものなのか、などという問題に対して実証
的研究が必要であろう。

そこで、本研究では、社会保障が国民経済や国民生活
に及ぼす経済的效果を計量モデルにより解析する方法の
開発を研究課題にして研究をおこなった。その際の手が
かりとしたのが EC モデルであるので、次に若干、EC
モデルにふれておきたい。

II EC モデルとの関連

EC は1968年7月に「社会保障の経済的效果」という
報告書を発表した。その中で扱ったモデルは、国民経済
の循環構造の中に社会保障制度を位置づけて、その給付
改善がもたらす影響を測定したトランスファー・モデル
と、この制度が経済成長に及ぼす影響を測定するための
動学モデルにより構成されている（EC のトランスファ
ー・モデルの概略およびそれを日本に適用する試みと、
動学モデルは、市川洋ほか「国民経済計算と年金制度」、
年金研究年報、第1巻、pp.9～72、年金制度研究開発基
金、昭和54年、にみることができる）。

本研究は上記の研究論文の成果を踏まえて始められ
たが、ひきつがれた点としては具体的には次のようなもの
がある。家計部門を勤労者家計と資本家家計に分割した
のに対応して、消費支出や負担を分割したこと。一般政
府を中央・地方政府と社会保障基金に分割したこと。ま
た、社会保障の給付引上げに伴う財源調達方法のちがい
がもたらす影響の測定。とくに雇用に与える効果を明示
すること。しかし、同時にとくに改善しなければならない
とされたのは、トランスファー・モデルにおける乗数
分析の比較静学的分析手法より、短期的変動をも考慮に
入れた短期分析の手法に移り、社会保障の政策効果分析
に利用できるようにすること、とくに物価への影響を明
示的に扱えるようにすることであった。これがトランス
ファー・モデルを短期モデルに発展させることにした所
以である。

また、動学モデルについては、上記論文において、長
期プロトタイプモデルがすでに検討されていたが、本研
究では、シミュレーション可能などころまでモデルを具
体化することが第1の課題とされた。EC の原モデルで
は、社会保障貯蓄が資本形成にどう寄与するかという側
面に重点があると思われるが、本研究では人口高齢化の
影響を測定するという側面から検討を加えた。

III 社会保障短期モデル

短期モデルは第1章「社会保障給付の物価スライド制の影響」にまとめられている。

われわれのモデルは18本の方程式から構成されている。そして、最初のシミュレーションは社会保障給付が1兆円引上げられた場合に、負担増や政府投資削減で財政収支バランスを保つケース、あるいは赤字のままにするケースについての分析である。その際、給付引上げを一律に物価スライド制でおこなう場合とそうでない場合——非スライド制と以下略称する——とに分けて分析した。

給付引上げが物価や雇用に及ぼす影響はケースにより異なることが明らかにされたが、給付引上げが雇用拡大や物価安定という政策目標と矛盾しない方策が望ましいことは言うまでもない。今回用いたモデルのもとでは、引上げと負担増を同時におこなう場合には、勤労所得税(社会保障負担を含む)による負担増が他の方法よりも悪影響が小さいという結果になっている。しかし、モデル自体の問題もさることながら、高成長期には物価上昇のもとで減税がおこなわれたのに対し、ここでは負担増が問題とされているが、負担増と同時にたとえば公共支出の変更をやったらどうなるか、というような複数政策の併用についても検討の余地が残されている。

つぎのシミュレーションは、給付引上げと物価や雇用との摩擦をなくすための政策を考えるためのもので、ひとつの実験として分配率変更の効果を検討した。ついで、給付引上げと失業率一定という条件のもとでの諸政策の効果、さらに、給付引上げと物価一定という条件のもとでの諸政策の効果についての測定をおこなった。

今回の短期モデルは、給付引上げの財源の求め方と同時に、給付引上げと諸政策目標との調和のための政策動員を検討するために用いられているわけである。この短期モデルは試運転の段階のもので、財政バランスや、給付内容の細分化などについて、小型のモデルなりの改善も必要であり、また、社会保障給付と物価・雇用との関連の理論的分析も必要ではないかと考えている。

IV 社会保障長期モデル

長期モデルは、第2章「長期社会保障モデルの計測と分析」で扱っている。

まずわれわれが作成したモデルを簡単に説明しておこう。

はじめに、就業者数と前期資本ストックをコブ-ダグラス型生産関数に与えて実質GNPを求め、外生的に決め

られたGNPデフレーターにより名目GNPに変換する。それにより、政府と社会保障の収入と支出が決まり残余として政府貯蓄および社会保障基金貯蓄が決まる。

つぎに、前期資本ストックから固定資本減耗を決める。これと、すでに求められている政府および社会保障の消費や貯蓄を合わせたものを名目GNPから差引くことにより民間(家計と企業)の可処分所得が得られ、貯蓄関数を介して民間貯蓄が決まる。

このようにして求められた政府と社会保障基金と民間の貯蓄合計が投資総額となる。投資額から、まず、外生的に与えられている政府と社会保障による投資を控除し、さらに、投資関数で求めた民間住宅投資と在庫増とを差引くと、残差として企業設備投資が決まる。これが次期の生産に投入されるわけである。

したがって、このモデルでは政府と社会保障基金の貯蓄(またはマイナスの貯蓄)、それに外生的に与える政府投資とが、総資本形成や生産の拡大・縮小に大きな役割を果たすことになる。

また、問題の社会保障給付や負担は社会保障基金の支出と収入の一部を構成することによりモデルに組み込まれているから、当然、貯蓄に影響を与えることになる。

報告書では、このモデルに年金支給開始年齢、社会保障負担、政府支出にいくつかの想定を施して昭和100年まで試みた模擬実験の結果が10ケースについて述べられている。ここでのシミュレーションは、たとえば年金受給者数がどうなるかを予測しようということを目的としているわけではない。むしろ、年金受給者数の予測はそれ自体としてきわめて重要であるが、ここでは、それは別途計算して外生的に与えている。

シミュレーションの際、外生的に与える変数のうち重要と思われるものを本文の表Ⅲ-2に示してあるが、ここでの年金受給者数というのは、厚生年金の各年度の老齢年金額を基準にして受給者数を換算したものであることに注意を要する。

また、年金給付水準、医療費、社会保障負担はGNPに関連づけられた関数により算出されるため制度的要因は表面に現われていない。

ここまでの説明でもわかるように、われわれのモデルは、マクロ経済モデルに社会保障を独立した部門として持ち込む方法についてわれわれなりの工夫はしてはみたものの、まだ、モデル自体としては輪郭を描いた段階のものであり、プロトタイプと呼ぶ所以である。

したがって、年金給付であれば、給付水準や受給者数の与え方、医療給付であれば、医療費関数そのもの、さ

らに労働力人口の年齢構成変化を生産関数にどう反映させるか、などの点が大きな検討課題として残されている。

シミュレーション結果にはふれないでおくが、人口推計との関連を述べておきたい。われわれが用いた将来人口は、総人口が昭和80年にピークとなるのに対し、65歳以上人口の実数がピークとなるのはそれより15年おそい昭和95年（70歳以上人口のピークは昭和100年）である。それに対しわれわれが推計した就業者数は絶対数のピークは昭和75年でそれ以降は減少するというものである。これらのピークのタイム・ラグそれ自体も重要ではあるが、長期社会保障モデルは、人口推計、就業者推計へ依存する面が大きいから、モデルによる模擬実験において

は、条件設定とは別に、これら変数の与え方にもさらに検討を加え、幾通りか試みる必要があるように思われる。

（付 記）

なお、報告書は研究会メンバーの共同執筆であるが、第1章は主に市川が、第2章は林が分担したものである。

また、三上英美子氏（当時、慶応義塾大学大学院）には計算作業などで御協力いただいた。記して謝意を表したい。

第1章

社会保障給付の物価スライド制の影響

市川 洋・林 英 機・馬場啓之助・岸 功

I 序 論

このところ、福祉年金給付単価の引上げが予算修正の年中行事化してきた。しかしながら、福祉年金給付引上げは国民年金の5年および10年年金等にまず第1に波及し、連鎖的に年金給付全体のバランスにかかわってくるから、数十年後にきわめて重くなる年金負担の可能性まで検討しなければ、年金給付引上げの決断はできないはずである。そこで、福祉年金についても、他の年金と同様の消費者物価スライド制導入を検討すべき時にきていると思われる。

医療の価格は、診療報酬点数に具体的に示されている。物価上昇にともない、点数は改訂されているが、その間隔は一定しているわけではない。この10年間余の点数改訂は、昭和42年、45年、49年2月と10月、昭和51年4月（医科）と8月（歯科）、昭和53年2月に、ほぼ2年あるいは3年おきに行なわれている。昭和49年のみは年間2回の改訂が行なわれたが、これは石油危機とともに起こった狂乱物価の影響是正のための特別措置と考えてよいであろう。一般に、点数改訂が行なわれてから2年程度経過すると、その間の物価上昇が無視しえない場合は、点数改訂の声が強まり、点数改訂が行なわれることとなる。もし診療報酬がある程度物価にスライドしておれば、診療側の収入の変動は平準化され、経営の安定に資するであろうし、点数改訂にともなう政治的、事務的コストも節約可能であろう。そして国民医療費が10兆円を超えた現在、診療報酬点数が物価にスライドすると、経済に大きな影響を与えるのである。

社会保障制度の中で物価に対するスライドがかなりズレているものは上記のほかにもいろいろあるが、標準報酬月額上限もその一例である。上限改訂は法改正を要するが、政管健保の上限は昭和32年から41年まで5.2万円、41年4月から48年9月まで10.4万円、48年10月から51年6月まで20万円、51年7月から52年12月まで32万円、53年1月以降38万円に現在に至っている。最近是比较的しばしば改訂されるようになったが、長期間据置いてい

なり2倍にするのは、いささか難にすぎられる。

ここで、社会保障給付をマクロ的に物価（GNPデフレーター）に並行させる政策を考察しよう。この政策は物価上昇にともなう不均衡をもたらさないから、不均衡解消のため政治的圧力も発生させない。しかしながら、社会保障給付全体の物価スライド化は、インフレを加速する可能性がある。国民年金や厚生年金の年金給付は、前年度の消費者物価指数でスライドさせているが、1年のタイム・ラグがある。このタイム・ラグは狂乱物価現象が再来した場合、バッファーとして働き、インフレにブレーキを当初はかけるであろうが、それは年金受給者の給付目減りの負担がもたらす結果である。社会保障給付の物価スライド化が結果としてインフレを加速させたとしても、社会保障はインフレの加害者であるわけではない。

社会保障給付を、年金式に物価に「自動的に」スライドさせることをここでは「スライド」と呼ぶことにする。診療報酬点数表、福祉年金給付、児童手当等は、物価に自動的にスライドして決めるシステムになっていないから、長期的にみて結果的に物価水準に並行しているとしても、ここではスライドとは呼ばないこととする。

社会保障給付をスライド制にした場合と非スライド制にした場合を比較して、物価だけではなく、経済全体にどのように影響するかを調べることは重要である。以前は社会保障の規模自体が小さかったから、社会保障が経済全体に及ぼす影響はあまり問題にしくても済んだ。しかしながら、これからは社会保障セクターは年々巨大化する。人口の高齢化とともに、年金を中心として社会保障が国民経済に大きなウェイトを占めようとしている。今後は社会保障計画、特に年金計画は、長期経済計画の中で組まねばならなくなるであろう。

社会保障の長期的な動きは、人口の高齢化現象と密接に関連するから、社会保障は本来長期的に考えるべきものである。しかしながら、短期的な影響も無視できない。長期計画の下で短期政策をつみ重ねることとなる。そこで、社会保障給付のスライド化の経済効果を測定するために、「社会保障短期モデル」を開発し、さらにスライ

ド化の経済効果以外の、社会保障の経済的影響計測目的にも活用できるよう、社会保障モデルの作成・整備を行なうこととし、ここで行なうのはその中間報告である。

ここでスライド制の影響測定に使用するモデルは超小型モデルであって、ほとんどの計算は電卓で行なわれた。これは、大きなモデルにすると、多額の経費を必要とする電子計算機を使用せねばならず、予算上の制約から手計算可能な範囲にモデルのサイズが決められた。社会保障研究者の多くは、われわれ同様に予算的、人的に電子計算機使用上制約があると思われるが、本モデル程度の規模であれば、社会保障問題にマクロ計量経済モデルが十分活用可能と思われる。

II 社会保障短期モデル

社会保障短期モデルは次の18本の式よりなる。このうち半分の9本は定義式である。計測期間は、国民経済計算の詳細な内訳が公表されている昭和45年度から53年度までである。

社会保障短期モデル方程式

(計測期間：昭和45～53年度)

(単位10億円)

(係数の下の()内はt比である)

(1) 勤労所得からの消費関数

$$\frac{CL}{P} = 5140.099 + 0.662280 \frac{(YL - TL)}{P}$$

(1.63) (10.66)

$$R^2 = 0.9336 \quad SD = 1421.49 \quad DW = 0.9778$$

YL: 雇用者所得および個人業主所得(財産等所得以外の個人所得)

CL: YLからの消費

TL: YLからの直接税

P: 総需要(GNPプラス輸入)のデフレーター

(2) 税引き後の財産等所得からの消費関数

$$\frac{CQ}{P} = 796.5538 + 0.752579 \frac{YZ}{P}$$

(1.06) (8.86)

$$R^2 = 0.9066 \quad SD = 259.28 \quad DW = 1.6317$$

CQ: YQからの消費(財産等所得からの消費に等しい)

YZ: 税引き後の財産等所得

(3) 投資関数

$$\frac{I}{P} = 10,903.07 + 0.243691 \frac{YQ}{P} + 0.566982 \frac{YQ_{-1}}{P_{-1}}$$

(5.11) (2.61) (5.01)

$$R^2 = 0.8855 \quad SD = 354.25 \quad DW = 3.2868$$

I: 民間総資本形成

YQ: 法人所得および財産等所得

(この関数のみ計測期間は昭和49～53年度)

(4) 国民総支出バランス式

$$CL + CQ + \overline{CR} + I + \overline{IG} + \overline{CG} + \bar{E} - M = V$$

CL: YLからの消費

CQ: YQからの消費

$\overline{CR}$: 社会保障給付および社会扶助金(外生)

I: 民間総資本形成

$\overline{CG}$: 政府最終消費支出(外生)

$\overline{IG}$: 政府総資本形成(外生)

$\bar{E}$: 輸出等(外生)

M: 輸入等

V: 名目GNP

(5) 実質国民総支出バランス式

$$\frac{(CL + CQ + \overline{CR} + I + \overline{CG} + \overline{IG} + \bar{E})}{P} - \frac{M}{PM} = O$$

P: 総需要(GNPプラス輸入)のデフレーター

M: 輸入等

PM: 輸入デフレーター

O: 実質GNP

(6) 分配関数

$$YL = \bar{l} \cdot V$$

YL: 雇用者所得および個人業主所得(財産等所得以外の個人所得)

$\bar{l}$: YLの分配率(外生)

V: 名目GNP

(7) 分配関数

$$YQ = \bar{m} \cdot V$$

YQ: 法人所得および財産等所得

$\bar{m}$: YQの分配率(外生)

(8) 法人所得関数

$$YC = \bar{\pi} \cdot YQ$$

$\bar{\pi}$: YQに対するYCの比率(外生)

YC: 法人所得

(9) 財産等所得関数

$$YZ = (YQ - YC) - (TQ - TC)$$

YZ: 税引き後の財産等所得

YQ: 法人所得および財産等所得

YC: 法人所得

TQ: YQからの直接税

TC: YCからの直接税

(10) 租税関数

$$TL = -2532.202 + 0.184223 YL$$

(-3.90) (26.52)

$$R^2 = 0.9875 \quad SD = 663.12 \quad DW = 0.9440$$

YL: 雇用者所得および個人業主所得(財産等所得以外)

の個人所得)

TL : YL からの直接税および社会保障負担

(11) 租 税 関 数

$$TQ = -3813.799 + 0.506822 YQ$$

(-1.96) (5.96)

$$R^2 = 0.8120 \quad SD = 1257.27 \quad DW = 1.8833$$

TQ : YQ からの直接税

YQ : 法人所得および財産等所得

(12) 租 税 関 数

$$TC = \bar{e} \cdot TQ$$

TC : 法人税

$\bar{e}$: TQ に対する TC の比率(外生)

(13) 租 税 関 数

$$TI = 295.0471 + 0.066105 V$$

(1.83) (49.00)

$$R^2 = 0.9946 \quad SD = 286.07 \quad DW = 1.3130$$

TI : 間接税

V : 名目 GNP

(14) 輸 入 関 数

$$\frac{M}{PM} = -3607.012 + 0.136728 \left(O + \frac{M}{PM} \right)$$

(-2.47) (9.84)

$$R^2 = 0.9229 \quad SD = 568.47 \quad DW = 1.7164$$

M : 輸入等

PM : 輸入デフレーター(外生)

O : 実質 GNP

(15) デフレーター関数

$$P = 0.721899 - 0.021957 \frac{O}{L} + 0.056411 \frac{YL}{L}$$

(12.33) (-4.68) (23.23)

$$+ 0.140 \frac{PM}{L}$$

(14.31)

$$R^2 = 0.9998 \quad SD = 0.00488 \quad DW = 2.4776$$

P : 総需要のデフレーター

L : 就業者数

YL : 雇用者所得および個人業主所得(財産等所得以外の個人所得)

O : 実質 GNP

PM : 輸入デフレーター(外生)

(16) 失業率関数

$$U = 0.059711 - 0.108530 \frac{I + \bar{IG}}{YL + YQ + TI - \bar{SB}}$$

(10.36) (-7.59)

$$R^2 = 0.8763 \quad SD = 0.001444 \quad DW = 1.8642$$

U : 失業率

I : 民間総資本形成

$\bar{IG}$: 政府総資本形成(外生)

YL : 雇用者所得および個人業主所得(財産等所得以外の個人所得)

YQ : 法人所得および財産等所得

TI : 間接税

$\bar{SB}$: 補助金(外生)

(17) 就業者数関数

$$L = \bar{LF}(1 - U)$$

L : 就業者数

$\bar{LF}$: 労働力人口(外生)

(18) 分配国民所得バランス式

$$V = YL + YQ + TI + \bar{D} + DP - \bar{SB}$$

V : 名目 GNP

$\bar{D}$: 統計上の不突合(外生)

DP : 固定資本減耗

$\bar{SB}$: 補助金(外生)

社会保障短期モデル変数表

$\bar{CG}$	政府最終消費
CL	財産等所得を除く個人所得(YL)からの消費
CQ	法人所得および財産等所得(YQ)からの消費
CR	社会保障給付からの消費(社会保障給付と社会扶助金の合計)
$\bar{D}$	統計上の不突合
DP	固定資本減耗
$\bar{E}$	輸出等
e	TQ に対する TC の比率
I	民間総資本形成
$\bar{IG}$	政府総資本形成
L	就業者数
$\bar{l}$	YL の分配率
$\bar{LF}$	労働力人口
M	輸入等
$\bar{m}$	YQ の分配率
$\bar{n}$	YQ に対する YC の比率
O	実質 GNP
P	総需要 (GNP プラス輸入) のデフレーター
$\bar{PM}$	輸入のデフレーター
$\bar{SB}$	補助金
TC	法人所得からの直接税
TI	間接税
TL	YL からの直接税および社会保障負担
TQ	YQ からの直接税
U	失業率
V	名目 GNP
YC	法人所得
YL	雇用者所得および個人業主所得
YQ	法人所得および財産等所得
YZ	税引き後の財産等所得

(注) 変数の上にバーの付いている変数は外生変数である。

各変数の数値作成方法は、市川ほか「国民経済計算と年金制度」年金研究年報、第1巻、年金制度研究開発基金、昭和54年を参照されたい。

(1) 勤労所得からの消費関数

ここでは所得を、投資の説明変数に使用する法人所得および財産等所得と、それ以外の所得（仮りに勤労所得と呼ぶ）に分け、そして勤労所得に対する消費を税引き後の勤労所得で説明する。社会保険料は個人税に含めてある。この消費 CL は社会保障給付 CR による消費を含まない。 CR は別途詳細に取り扱われる。社会保障研究のためのモデルとしては、方程式に工夫をこらすよりも、社会保障の対象となる家計の所得と消費、所得移転を調べて、データを加工することに工夫をこらすほうが得るところが大であろう。このためには、所得階級別、所得種類別の世帯数、所得および移転と消費のデータが重要であるから、これらの資料の整備が望まれる。

(2) 税引き後の財産等所得からの消費関数

YZ は利子、配当、賃貸料所得（個人分）から個人分消費者負債利子等を控除したものである。賃貸料所得は帰属所得を含む（帰属所得とは、例えば持家に住んでいる人について、もし賃貸したと仮定すると得られるであろう賃貸料をいったん賃貸料所得に計上し、同額を住居費として消費にも計上する、みなし計算のことである）。 CQ は法人所得および財産等所得 YQ からの消費であるが、法人所得は消費にまわらないので、財産等所得からの消費のみに算入されている。 CQ は、財産等所得からまず帰属所得を控除し、それに家計調査の最高所得層の消費性向を乗じ、帰属住居費を加えたものである。帰属所得は同額が住居費にも計上されているため、このように CQ が作成されている。

(3) 投資関数

実質投資を本年および前年の、法人および財産等所得の実質値で説明している。法人所得は法人企業設備投資、財産等所得は個人住宅投資を説明するように、 YQ が作られている。個人業主の投資もある程度オーダーに達しているので、さらに説明変数に使用するデータに工夫をこらす余地はあると思われる。この関数のみ計測期間が昭和48～49年の狂乱物価以後になっているが、昭和48年秋から昭和49年春までの狂乱物価時期を境界として高度成長時代が低成長時代に入れ替わり、投資の動きが大幅に変化しているので、経済に最も重要な影響を与える投資を説明する関数は、低成長時代のデータで計測を行なった。

説明変数である法人および財産等所得 YQ は税引き後のものを使用するのが望ましいが、税引き後の YQ の値は投資の動きを十分追っておらず、在庫品評価調整前の値を使用するとモデルが複雑化するため、あえて(3)の

形を採用した。今後このモデルを改善するには、前述のように社会保障部門についてデータ段階から工夫をこらすとともに、投資関数を、あまりモデル全体を複雑化しないで改良することが重要である。モデル全体をあまり大型化、精密化することは、社会保障以外のことに大きな力を注がねばモデルの保守と運転はできないから、計量モデルの専門組織と協同研究するのではない限り、乏しい予算と人員の制約下にあるわれわれの社会保障研究には適当でない。

(4) 国民総支出バランス式

消費は勤労所得 YL からの消費 CL 、財産等所得からの消費 CQ と、社会保障給付および社会扶助金からの消費 CR に分けられる。ここでは、年金や医療等の社会保障給付および生活保護費等の社会扶助金は、全額消費にまわるとみなした。医療給付は現物給付だから、もちろん全額消費にまわっているが、年金や失業給付はどの程度消費にまわり、どの程度貯蓄にまわるか、あまり明らかでない。また、老人世帯が過去の貯蓄を引き出して生活費にあてる「負の貯蓄」の実態も十分明らかでない。ここで、ここでは給付が全額消費にまわる、とした。今後社会保障短期モデルを改善してゆく1つのポイントは、ここにある。特に所得移転を精密化し、そこからの消費を明らかにする必要がある。

(5) 実質国民総支出バランス式

総需要と輸入について、別のデフレーターが使用されている。輸入デフレーターは原油価格の引上げ等の要因の影響を受けるため、外生変数となっている。総需要デフレーターは、モデル全体を単純化するため、1つにしぼられている。

(6), (7) 分配関数

勤労所得 YL と法人・財産等所得 YQ が GNP に占める分配率 $\bar{l}$, $\bar{m}$ を外生的に与えることによって分配を決定している。シミュレーションの段階でこの分配率に変更が加えられるが、シミュレーションを行なうのに便利のように、簡単な形にしてある。

(8), (9), (12) 法人所得, 財産等所得, 法人税関数

(2)の CQ がもし YQ だけで説明できれば、この3つの関数は不要であるが、 CQ は財産等所得 YZ からの消費のみ計上してあるから、 YQ から法人分を除去するためにこれらの関数が必要となる。法人所得 YC および法人税 TC は、いずれも YQ , TQ の一定割合とし、モデルの単純化が図られている。

(10), (11), (13) 租税関数

きわめて簡単な形をしているが、シミュレーションにおいて税率の引上げ等の操作が行なわれる。

(14) 輸入関数

実質輸入が実質総需要で説明される。

(15) デフレーター関数

説明変数は、労働の生産性 O/L , YL/L , 輸入デフレーター $\overline{PM}$ の3つである。就業者1人当り実質 GNP, O/L は労働の生産性であるから、これが上昇することは物価引下げの影響をもち、 O/L の係数はマイナスになっている。就業者1人当り勤労所得 YL/L はコストプッシュ要因であるから、その係数はプラスになっている。輸入デフレーターが総需要デフレーターに及ぼす影響は0.14となっている。

(16) 失業率関数

デフレーター関数とならんで、社会保障短期モデルにおいて中心的な役割を果たすものである。失業率を引き下げるとは、社会保障において基本的であって、老人といえども年金で面倒をみるよりも、雇用確保で面倒がみられるならそのほうが数倍優れた政策だからである。雇用拡大のためには産業活動が盛んでなければならない。失業率 U の説明変数に YQ を使用する方法も考えられるが、ここでは民間投資 I と政府投資 IG の和の占める比率で説明される。 YQ は I の説明変数の中に含まれている。

(17) 就業者数関数

労働力人口から失業者数を差引いて就業者数とする定義式である。

(18) 分配国民所得バランス式

この式は内生変数 DP (固定資本減耗) を残差として求める機能のみを有している。

III スライド化の影響測定

社会保障給付の物価スライド制の影響測定には、「社会保障給付スライド化の影響測定式」の1から4までの式を使用して行なわれる。昭和53年度の社会保障給付 $\overline{CR}$ の実績値は20,147.3(10億)円であった。

非スライド制の場合は、 CR を1兆円増額した場合の経済全体に与える影響を測定するのであるが、給付の増分 ΔCR を1兆円とおくのである。

それに対してスライド制の場合は、給付 CR は物価 P に比例するのであるから、

$$CR = P \cdot X$$

とおく。 P は物価(総需要デフレーター)であり、 X は物価スライド指数を乗ずる以前の給付の値である。

ここで、 P は昭和53年度実績値を使用せずに、社会保障短期モデルの外生変数に昭和53年度実績値を入れて算出された「標準値」を使用する。標準値は表1に示されている。

上式より X を求めるには、 P の標準値は1.7681で、 CR は20,147.3(10億)円であるから

$$X = 11,394.9(10億)円$$

と逆算される。したがって、スライド制の場合、給付 CR を1兆円引き上げるということは、 X の引上げに換算すると

$$\begin{aligned} \Delta CR &= 1 \text{ 兆円} = P \cdot \Delta X \\ &= 1.7681 \cdot \Delta X \end{aligned}$$

$$\Delta X = 565.6(10億)円$$

ということになる。

社会保障給付スライド化の影響測定式

(単位10億円)

1 社会保障給付等

$$\begin{aligned} \text{(非スライド)} \quad (1-1) \quad CR &= \overline{CR} + 1000 \quad \overline{CR} = 20,147.3 \\ &\quad (\overline{CR} \text{ は昭和53年度実績}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(スライド)} \quad (1-2) \quad CR &= P(\overline{X} + \Delta X) \quad \overline{X} = 11,394.9 \\ \Delta X &= 565.6 \end{aligned}$$

2 租税関数

$$(2-1) \quad TL = -2532.202 + (0.184223 + a)YL$$

$$(2-2) \quad TQ = -3813.799 + (0.506822 + b)YQ$$

$$(2-3) \quad TI = 295.0471 + (0.066105 + c)V$$

a, b, c はそれぞれ勤労所得、法人・財産等所得、間接税の税率増加分

3 政府投資

$$(3-1) \quad IG = \overline{IG} - d$$

d は政府投資のカット分

4 分配率変更

$$(4-1) \quad YL = (l - r)V \quad l = 0.64591 \quad (\text{昭和53年度実績})$$

$$(4-2) \quad YQ = (\overline{m} + r)V \quad \overline{m} = 0.15488 \quad (\text{昭和53年度実績})$$

(1) 給付引上げ、その分増税

表1は、社会保障給付を1兆円引き上げるに際して、3つの財源調達方法、つまり、勤労所得税(社会保障負担含む) TL , 法人・財産所得税 TQ , 間接税 TI をそれぞれ1兆円分引き上げて財政バランスをとった場合における、経済に与える影響を社会保障短期モデルで計算した結果を示している。

勤労所得税(社会保障負担を含む) TL 増税の場合は、 $a > 0, b = c = d = 0$ であるが、 a は標準値から算出される。まず、 $\Delta TL = a \cdot YL$ を求めるに先立って、 YL を求めておこう。 l の実績値は0.64591で、標準値の V は202,085(10億)円であるから、分配関数(6) $YL = l \cdot$

表 1 給付引上げ, その分増税の場合

		標準 (給付引上げなし 増税なし)	勤労所得税増税 $a > 0$		法人・財産所得税増税 $b > 0$		間接税増税 $c > 0$	
			非スライド制	スライド制	非スライド制	スライド制	非スライド制	スライド制
物 価 P (%)		176.81	177.22	177.31	177.89	178.05	178.12	178.36
失 業 率 U (%)		1.9575	1.9655	1.9669	1.9772	1.9807	2.0042	2.0085
就業者数 L (万人)		5,887.85	5,887.36	5,887.28	5,886.66	5,886.45	5,885.04	5,884.78
実質 GNP O (10億円)		112,557	112,688	112,699	112,835	112,900	112,893	112,955
名目 GNP V (10億円)		202,085	202,813	202,959	203,964	204,272	204,348	204,766
標準との差	P (%)	...	0.41	0.50	1.08	1.24	1.31	1.55
	U (%)	...	0.008	0.0094	0.0197	0.0232	0.0467	0.051
	L (万人)	...	-0.49	-0.57	-1.19	-1.40	-2.81	-3.07
	O (10億円)	...	131	142	278	343	336	398
	V (10億円)	...	728	874	1,879	2,187	2,263	2,681
注		外生変数に昭和53年実績値を入れたもの	社会保障給付 1 兆円引上げ その分勤労所得に対する負担率を上げる		社会保障給付 1 兆円引上げ その分法人・財産所得に対する負担率を上げる		社会保障給付 1 兆円引上げ その分間接税率を上げる。 あるいは一般消費税創設	

V を用いると, $YL=130,529$ (10億) 円となる。そこで, 給付増に見合う増税額は 1 兆円であるから,

$$a \cdot YL = 1,000 \text{ (10億) 円}$$

YL を代入して,

$$a = 0.007661$$

となる。

同様にして法人・財産所得税 TQ を増税する場合は, $\Delta TQ = b \cdot YQ$ であるから, まず, 分配関数 (7) $YQ = m \cdot V$ に $m = 0.15488$ と V を代入すれば, $YQ = 31,298.9$ (10億) 円が求められ, $\Delta TQ = 1$ 兆円 $= b \cdot YQ$ より, $b = 0.031950$ を得る。

つぎに, 間接税 TI を増税する場合は, $\Delta TI = c \cdot V$ $= 1$ 兆円であるから, V を代入すれば, $c = 0.004948$ となる。

さて, 上で求めた a の値は, YL の値が標準値に等しい場合に, 租税 TL が 1 兆円増収となるように求められている。したがって, 表 1 のように「給付引上げ, その分だけ増税」の計算を行なったときに, V の値が標準値より大きくなった場合には, YL も標準値をこえているから, TL の増加分つまり増税額は給付増に見合う 1 兆円を上廻ることとなる。

また, スライド制の場合, 物価 P が標準値と変わっていないケースでは, 標準ケースの給付額に 1 兆円プラスすることになるが, 物価 P が標準値を上廻ったケースでは, 給付は物価にスライドしているため, 給付引上げ幅も 1 兆円を上廻ることとなる。給付の 1 兆円引上げは, スライド制の場合は, あくまでも標準ケースの物価水準によって算出したときの 1 兆円引上げ, すなわちスライ

ド前の給付の 1 兆円引上げという意味であり, 名目額がいくらになるかは新しい物価水準に応じて違ってくる。非スライド制の場合は, 物価上昇が大きい場合でも, 給付引上げ幅は 1 兆円に止まることとなる。

表 1 において, 標準との差で検討するのが見やすい。すべてのケースについて, 物価は上昇するが, 上昇幅はスライド制のほうが大きい。給付引上げは物価を上昇させる傾向があるが, スライド制の場合は物価上昇がさらに給付引上げにつながるためである。非スライド制の場合は物価上昇はスライド制より低い, 物価上昇に基づく給付目減りは補われない。その分は受給者の実質給付の減少となる。法人・財産所得税増税および間接税増税の場合は, スライドのほうが物価は 0.2 程度高いが, 勤労所得税の場合は 0.1 に止まっている。物価上昇程度は勤労所得税が最も小さく, 間接税が最も大きいのは当然であるが, 非スライド制とスライド制の差も, 間接税が最大である。

この物価の動向は, 失業率 U および就業者数 L にも同様に反映している。 U で論じてても L で論じてても同じであるので, わかりやすい就業者数 L で論じよう。標準との差で観察して, 給付引上げ, それと同額の負担引上げは雇用減をもたらすが, その影響は物価の場合と同様にスライド制のほうが大である。就業者数の動きは物価の動きときわめてよく似ており, 勤労所得税増税の場合雇用減は最小, 非スライド制とスライド制の差も最小で, 間接税の場合は最大である。ただ, 雇用減は間接税において非スライド制とスライド制の差はあまり大きくない。実質 GNP はスライド制で間接税増税の場合が大

表 2 給付引上げ、増税以外の対策の場合

	標準 (給付引上げなし 増税なし)	政府投資カット		放 置(給付引上げのみ)	
		非スライド制	スライド制	非スライド制	スライド制
物 価 P (%)	176.81	176.93	176.92	178.05	178.32
失 業 率 U (%)	1.9575	2.0202	2.0205	1.9813	1.9855
就業者数 L (万人)	5,887.85	5,884.08	5,884.06	5,886.42	5,886.16
実質GNP O (10億円)	112,558	112,515	112,529	112,918	112,967
名目GNP V (10億円)	202,085	202,159	202,172	204,304	204,732
標準との差	P (%)	...	0.12	0.11	1.24
	U (%)	...	0.0627	0.0630	0.0238
	L (万人)	...	-3.77	-3.79	-1.43
	O (10億円)	...	-42	-28	360
	V (10億円)	...	74	87	2,219
注		外生変数に昭和53年度実績値を入れたもの	社会保障給付 1 兆円引上げ 政府投資 (たとえば公共事業) 1 兆円引下げ	社会保障給付 1 兆円引上げ 歳入増あるいは政府支出カットの措置をとらない。財政赤字拡大の場合	

となる。負担の重みが直接身に感じられる勤労所得税増税（社会保険料を含む）が経済に対して最も中立的で、物価や雇用に与える副作用、およびスライド制と非スライド制の差が最も小さい。

(2) 給付引上げ、増税以外の対策

増税および所得政策以外の対策の影響が表2に示されている。公共事業の削減等により、政府投資を1兆円カットする場合、社会保障給付を1兆円引き上げるだけで、何も収入増対策をとらずに放置する場合が算出されている。行政改革等による政府消費の1兆円カットという場合も考えられるのであるが、このモデルにおいては政府消費は非スライド制については、社会保障給付と全く同じに取り扱われているので、省略されている。

表2に示すとおり、両政策の物価に与える影響は、政府投資カットが増税の場合を含めた諸政策のうちで最も小さく、勤労所得税増税の場合の1/4程度ですんでいる。この場合はスライド制のほうが物価上昇は少なくですんでいる。放置した場合の物価上昇は、非スライド制で1.24、スライド制で1.49と大きなものであるが、間接税増税よりも小さい。もともと間接税は価格転嫁を前提とする税であるから、給付増の物価押し上げ要因に間接税増税分の価格転嫁が加重されて、間接税増税は物価および雇用に悪影響が現われる。これは、財政の収支バランスをとるためのツケが物価にくる間接税の有する本質的な性格のためである。われわれのモデルはきわめて簡単化されているため、財政収支をとるためのツケが必ず

しも全ケースについて十分明らかにされているわけではないけれども、大まかな傾向は現われていると思われる。

雇用に対する影響を、就業者数について表2の「標準との差」で観察すると、政府投資カットの場合が最悪である。物価に対して最も良い政府投資カットは、当然のことながら雇用減を招く。これは、失業率関数の分子に民間投資 I と政府投資 IG の和が入っているためである。表2では、政府投資カットを行なった場合、非スライド制とスライド制の差は僅少であるが、これは物価上昇がこの場合は少なく、このためもともと非スライド制とスライド制に開きがあり生じていないためである。

放置した場合は、財政赤字は埋められていない。当然物価上昇は大きい、雇用にかなりの悪影響が発生している。物価上昇の大きいスライド制のほうが、雇用減もまた大きい。これは、失業率関数の分子に入っている政府投資 IG が物価上昇で目減りをきたし、政府投資カットに似た効果を現わすためである。これらの政策を通じて、物価および雇用に最も影響が小さく、副作用の少ないのは勤労所得税増税であって、社会保険料率の引上げ等もこれに含まれる。

さて、ここまで述べたことは、物価スライド制、非スライド制の下で社会保障給付を1兆円引き上げること前提として、その増額に見合う財源を負担増あるいは政府投資削減でまかなう場合、またはなんら収支バランスに配慮しない場合の経済的影響について、検討したものである。そして、採用された政策に応じて、給付増は物価や雇用に異なった影響をもつことがわかった。

表3 所得政策の効果

 $(l=\bar{l}-r, m=\bar{m}+r)$

		$r=0.1\%$		$r=0.2\%$		$r=0.3\%$		$r=0.4\%$		$r=1.0\%$	
		非スライド制	スライド制	非スライド制	スライド制	非スライド制	スライド制	非スライド制	スライド制	非スライド制	スライド制
物 価	$P(\%)$	177.71	177.87	177.32	177.41	176.94	176.91	176.15	176.05	174.25	173.79
失 業 率	$U(\%)$	1.9791	1.9821	1.9770	1.9787	1.9749	1.9754	1.9707	1.9685	1.9600	1.9515
就業者数	L (万人)	5,886.55	5,886.37	5,886.67	5,886.57	5,886.80	5,886.77	5,887.05	5,887.18	5,887.69	5,888.21
実質 GNP	O (10億円)	113,051	113,096	113,205	113,230	113,357	113,377	113,670	113,633	114,431	114,313
名目 GNP	V (10億円)	204,121	204,406	203,904	204,066	203,692	203,690	203,252	203,054	202,199	201,378
標準との差	P (%)	0.90	1.06	0.51	0.60	0.13	0.10	-0.66	-0.74	-2.55	-3.02
	U (%)	0.0216	0.0246	0.0195	0.0212	0.0174	0.0179	0.0132	0.0114	0.0025	-0.006
	L (万人)	-1.30	-1.48	-1.18	-1.28	-1.05	-1.08	-0.80	-0.67	-0.16	0.36
	O (10億円)	493	538	647	672	799	819	1,112	1,075	1,873	1,755
	V (10億円)	2,036	2,321	1,819	1,981	1,607	1,605	1,167	971	114	-707
注		社会保障給付1兆円引上げ。勤労所得の分配率を0.1%引下げ。法人・財産所得の分配率を0.1%引上げ。		社会保障給付1兆円引上げ。勤労所得の分配率を0.2%引下げ。法人・財産所得の分配率を0.2%引上げ。		社会保障給付1兆円引上げ。勤労所得の分配率を0.3%引下げ。法人・財産所得の分配率を0.3%引上げ。		社会保障給付1兆円引上げ。勤労所得の分配率を0.5%引下げ。法人・財産所得の分配率を0.5%引上げ。		社会保障給付1兆円引上げ。勤労所得の分配率を1%引下げ。法人・財産所得の分配率を1%引上げ。	

(3) 給付引上げ, 物価安定, 雇用改善

本モデルは18本の方程式と18個の内生変数よりなっている。このうち、たとえば失業率 U を一定におさえるような政策を考えるとすれば、 U 一定の条件を設定するわけだから、他の条件、たとえば分配関数 $YL=\bar{l} \cdot V$ を方程式から外ずしてしまえば、内生変数について解くことができる。

表1, 2で観察されるように、社会保障給付の引上げは、そのままでは物価 P および失業率 U の上昇をもたらす。 P あるいは U を一定におさえるシミュレーションはIVにおいて検討するが、ここでは P および U の上昇をおさえるひとつの方法として以下に述べるような計算を試みることにした。それは、給付増による財政収支のアンバランスの改善には直接は寄与しないが、物価と雇用を同時に改善するような「所得政策」の効果の測定である。ただし、ここで所得政策というのは、シミュレーションのケースに付した名前に過ぎず、別の名前たとえば「分配率変更」とよんでも差支ない。さて、ここでいう所得政策は二通りあって、第1のものは勤労所得 YL の分配率を r だけ引き下げ、その分を人・財産所得 YQ にまわすものである。

$$YL=(\bar{l}-r)V=(0.64591-r)V$$

$$YQ=(\bar{m}+r)V=(0.15488+r)V$$

第2の所得政策は、勤労所得 YL の分配率を固定しない

ものであって、「失業率一定」あるいは「物価一定」等の条件を入れたとき、これらの条件の新規設定の代りに「分配率一定」の条件をはずすものである。ここでは第1の所得政策を考察する。

表3に、 r のいろいろな値に対する経済状態が示されている。所得政策自体は財政収入をもたらすものではないから、表2の「放置」の場合と同様に、社会保障給付を1兆円引き上げた場合の財政は、1兆円の赤字のまま止まることとなる。表3の左端から右端に移るに従って、所得政策が強化される。左端は、 $r=0.1\%$ 、つまり、 $l=0.64491$ の場合であって、所得政策の程度は最も弱く、「放置」の場合に近いものである。

放置の場合は、所得政策において $r=0$ とおいたもの、と考えられるので、放置のケースから表3の左端に移り、右端に移行するにつれ、その効果が現われてくる。所得政策は物価と雇用の両方に良い影響をもたらす。放置のケースは、社会保障給付1兆円引上げ、負担増なしで財政赤字放置という意味であるが、 r の値を大きくするにつれ、物価の上昇と雇用減は改善に向かう。 $r=0.5\%$ ではすでに物価に対する影響は逆に引下げにまわっており、雇用減は残留している。この段階では物価引下げはスライドのほうが大であり、雇用減もスライドのほうが小幅ですんでいる。 $r=1.0\%$ に至ってスライドは雇用も増に向かう。物価下落も3ポイントと大きくなる。しかしな

表 4 失業率 U を一定におさえるための政策

		勤労所得 税率の変 更	法人・財 産所得税 率の変更	間接税率の変更		政府投資の調整		所得政策 1 (r を変数とする)		所得政策 2 (l を変数とする)	
				非スライ ド制	スライ ド制	非スライ ド制	スライ ド制	非スライ ド制	スライ ド制	非スライ ド制	スライ ド制
物 価 P (%)		176.81	176.81	178.05	178.27	178.82	179.47	173.75	174.58	176.15	176.20
失 業 率 U (%)		1.9575	1.9575	1.9575	1.9575	1.9575	1.9575	1.9575	1.9575	1.9575	1.9575
実 質 GNP O (10億円)		112,557	112,557	112,197	112,980	113,138	113,319	114,644	114,073	113,288	113,224
名 目 GNP V (10億円)		202,085	202,085	204,304	204,692	205,686	206,832	201,912	201,964	202,561	202,512
税率等の増減	勤 労 所 得 税 率 a (%)	1.16	18.9	$\Delta 0.508$	$\Delta 0.060$	$\Delta 922$	$\Delta 820$	1.126	0.823	0.354	0.324
	法 人・財 産 所 得 税 率 b (%)										
	間 接 税 率 c (%)										
	政 府 投 資 減 d (10億円)										
	分 配 率 r の 変 更 (%)										
勤労所得分配率 l 引下げ (%)											
標準値との	P (%)	0	0	1.24	1.46	2.01	2.66	-3.06	-2.23	-0.66	-0.61
	O (10億円)	0	0	-360	423	581	762	2,087	1,516	731	667
	V (10億円)	0	0	2,219	2,607	3,601	4,747	-173	-121	476	427
注		社会保障給付 1 兆円引上げ。 U 一定にするための a , b の逆算。スライドに無関係となる。物価に変動をきたさない。		社会保障給付 1 兆円引上げ。 U 一定にするための c を求める。		社会保障給付 1 兆円引上げ。 U を一定に保つための政府投資の減 d を決める。		社会保障給付 1 兆円引上げ。 U 一定にするため、分配率 l , m を r だけ動かす。 $l = \bar{l} - r$, $m = \bar{m} + r$, r を変数とする。		社会保障給付 1 兆円引上げ。 U を一定にするため、 $l = \bar{l}$ の条件をはずし勤労所得 YL は U 一定の条件から求める。	

がら実質 GNP は標準値よりも大幅に大となる。非スライドは強力な所得政策にもかかわらず、なお若干の雇用減を残している。労働所得の分配率を引き下げる所得政策の効果は強烈である。

IV 特定目的のための政策

ここで、社会保障給付を 1 兆円増加させ、かつ失業率 U に変化が起きないような政策、および社会保障給付を 1 兆円増加させ、かつ物価 P に変化が起きないような政策を、非スライド、およびスライドの各場合について求めてみよう。ここでは、前出の「社会保障給付スライドの影響測定式」における、 a , b , c , d の各パラメータが、求めるべき変数となる。所得政策については、政策 1 と政策 2 に分けられる。所得政策 1 においては、 $l = \bar{l} - r$, $m = \bar{m} + r$ と分配率を定め、失業率 U を一定にする条件を入れる代りに変数 r について $r = 0$ の条件をはずして、 r について解くものである。所得政策 2 は、法人・財産等所得 YQ の分配率は $\bar{m}$ のまま固定し、失業率 U 一定の条件をはずすものである。 YL は、 U 一定とおいた式から求められることとなる。

(1) 給付引上げ、失業率一定

表 4 に、失業率 U を一定にしたまま、社会保障給付を 1 兆円引き上げるための政策が、非スライド制およびスライド制の各ケースについて示されている。

労働所得税率および法人・財産所得税率の変更を行なう場合は、 P , U , Q , V は標準のケースと同一となり、非スライドとスライドで差を生じない。このケースでは、物価に変動を生じない。ただし、法人・財産所得に対する要引上税率は 18.9% の大幅なものとなり、限界税率 50% に上乗せするには税負担が過重であるので、法人・財産所得に対する税率引上げ政策は現実的でない。表 1 において、 a は 0.7661% で財政収支が標準値で均衡した。表 4 の a は 1.16% で、かなりの増税である。これで社会保障給付 1 兆円引上げの効果が打ち消されるのである。

間接税率はマイナスの値を示している。これは間接税を減税することを意味しており、社会保障財政は赤字幅を拡大する。間接税増税には好ましくない副作用が多かったが、それは一方では間接税減税に好ましい副作用があることを意味する。しかし、この場合は財政赤字を拡大するから、その意味で問題がある。ただし、スライド制の場合は間接税の減税すべき税率は、ほんのわずかに

表 5 物価を一定にする政策

	勤労所得 税率の変 更	法人・財 産所得の 変更	間接税率 の変更	政府投資 のカット
物 価 P (%)	176.81	176.81	176.81	176.81
失 業 率 U (%)	1.9412	1.9412	0.7924	2.0499
就業者数 L (万人)	5,888.83	5,888.83	5,957.81	5,882.3
実質 GNP O (10億円)	112,051	112,051	113,361	111,928
名目 GNP V (10億円)	201,173	201,173	203,535	200,949
税率等 の増減分	勤労所得税率 a (%) 法人・財産所得税率 b (%) 間 接 税 率 c (%) 政府投資減 d (10億円)	1.89 30.94	 $\Delta 19.64^*$	 1,783
標準と の差	U (%) L (万人) O (10億円) V (10億円)	-0.0163 0.98 -506 -912	-0.0163 0.98 -506 -912	-1.1651 69.96 804 1,450
				0.0924 - 5.55 -629 -1,136

(注) 1. * 間接税率は標準で6.6%である。19.6%の減税は不可能で、このケースは不成立。

2. 社会保障給付は1兆円引き上げる。税率変更は物価を上昇させないよう決定されるので、財政収支はバランスしない。

すぎないことに留意を要する。なお、非スライド制の場合は実質 GNP の低下をきたす。

政府投資の調整はマイナスの値を示している。これは、例えば公共事業を増加させることを意味している。目的が失業率を一定に保つことにあって、財政収支のバランスは目的に入っていないため、こうなるのである。

この場合も、スライド制のほうが必要政府投資は少なくすむ。ただし、物価上昇はスライド制のほうが大である。

所得政策 1 においては、非スライド制では分配率の変更幅は 1.126 % と大きくなるが、スライド制の場合は 0.823% と非スライド制に比較すれば小幅ですむ。物価引下げもスライド制のほうが小幅でよく、非スライド制ほどドラスティックにしないでよい。雇用を一定に保つ間接税政策や公共事業政策が、物価を押し上げるのに対し、所得政策は物価と雇用に有効に働くから、租税政策、支出政策と所得政策の組合わせが有効である。

所得政策 2 は勤労所得の分配率のみを条件からはずし、法人・財産所得 YQ の分配率は一定のままにおくものである。所得政策による分配率変更幅は政策 1 よりも小幅ですむけれども、政策 1 のほうが理論的に望ましいと思われる。

(2) 給付引上げ、物価一定

社会保障給付を 1 兆円増加させ、かつ、物価を一定にするための政策を表 5 に示す。この場合は物価が変化しないのだから、当然スライドと非スライドに差が生じない。この場合は、必要な政策はかなり非現実的なものが多くなる。勤労所得税率引上げは 1.89% ですむから、この場合現実的である。法人・財産所得に対する税率の要引上げ幅は実に 30.94 % に達し、非現実的である。間接税率の変更はマイナス 20% に近いが、もともと間接税率は 6.6% であるため、6.6% 以上は減税不可能であり、このケースは成立しない。政府投資のカットは 1,783 (10 億) 円であって財政黒字を生むが、雇用減がかなり発生するため、問題があると思われる。

執筆者紹介 (執筆順)

まつ ばら はる お	松 原 治 郎	東京大学教授
いし はし とし ろう	石 橋 敏 郎	九州大学法学部助手
ば ば けいの すけ	馬 場 啓之助	社会保障研究所長
いち かわ ひろし	市 川 洋	筑波大学教授
はやし ひで き	林 英 機	経済企画庁経済研究所主任研究官
きし いさお	岸 功	社会保障研究所研究員
も ばら とし みつ	曾 原 利 満	社会保障研究所主任研究員

第 2 章

長期社会保障モデルの計測と分析

林 英 機・市 川 洋・馬場啓之助・岸 功

I はじめに

社会保障の水準を例えば対国内総生産の比率でみると、時期はやや古くなるが、表 I-1 でみるようにわが国の水準はまだあまり高いとはいえない。しかし、わが国はすでに制度的に欧米諸国並みの社会保障制度を備えており、これらの制度が成熟していくにつれて、社会保障の水準は急速に拡大していくことが予想される。さらに、わが国は今後数十年のうちにかつて世界でも類をみなかったような高年齢化社会を急激な速度で迎えることが予想されている（表 I-2 および表 I-3）。

社会保障制度の整備水準および成熟度と人口高齢化度との関係を国際クロスセクションによる回帰分析でみると次のようになる。ここで、

SC/NI ：国民所得に対する社会保障給付の割合

$SC/POP65$ ：65歳人口 1 人当たり社会保障給付

NI/LF ：就業者 1 人当たり国民所得

$POP65/POP$ ：総人口に対する 65 歳以上人口の割合

NI/POP ：総人口 1 人当たり国民所得

$$SC/NI = -0.102206 + 1.136932 \frac{POP65}{POP}$$

(-4.63) (6.46)

$$+0.223396 \frac{SC}{POP65} \frac{NI}{LF}$$

(10.23)

$$\bar{R}^2 = 0.8893 \quad SD = 0.0171155 \quad DW = 1.2541$$

$$SC/NI = -0.120958 + 1.196241 \frac{POP65}{POP}$$

(-11.76) (14.97)

$$+0.102416 \frac{SC}{POP65} \frac{NI}{POP}$$

(23.95)

$$\bar{R}^2 = 0.9770 \quad SD = 0.00779369 \quad DW = 1.9875$$

データは OECD 加盟 21 カ国の 1971 年のクロスセクションデータによる。データ出所は以下のとおりである。

SC ：ILO, The Cost of Social Security, 1967—1971, 1976.

NI ：OECD, National Accounts of OECD Countries, 1960—1977, 1979.

$POP65$, POP , LF ：OECD, Labour Force Statistics, 1967—1978, 1980.

$\frac{SC}{POP65} \frac{NI}{LF}$, あるいは, $\frac{SC}{POP65} \frac{NI}{POP}$ を社会保障制

度の整備水準および成熟度を示すものと考え、 SC/NI で測定される社会保障水準は、人口の老齢化度と社会保障制度の整備および成熟度によって基本的に決定さ

表 I-1 社会保障給付の国内総生産に対する比率

(単位：%)

年 次	カナダ	アメリカ	日 本	オーストラリア	ベルギー	フランス	西ドイツ	イタリア	オランダ	ノルウェー	スウェーデン	イギリス
1960	9.0	6.3	4.5	8.1	13.7	12.5	14.6	11.0	10.4	9.0	10.7	10.2
1965	9.1	6.5	4.6	8.4	14.6	14.7	15.6	13.8	14.8	10.5	13.4	11.0
1967	10.5	7.3	5.1	8.7	15.7	—	17.4	14.2	17.3	11.4	15.6	11.9
1968	12.0	7.7	5.0	8.5	16.8	13.1	17.1	14.9	17.9	12.1	16.9	12.7
1969	12.5	8.2	4.8	8.4	16.4	13.4	16.6	15.1	18.5	12.9	17.6	13.0
1970	13.2	8.8	4.8	8.7	16.5	13.5	15.9	15.1	19.1	14.4	18.4	13.1
1971	14.4	9.8	5.0	8.9	16.9	13.9	16.3	16.9	20.2	15.7	20.1	13.2
1972	12.1	11.3	5.0	9.5	18.1	18.0	17.5	18.0	21.5	16.9	20.3	13.3
1973	13.5	11.6	5.4	10.2	18.6	18.5	17.9	17.6	22.4	17.4	21.0	13.7
1974	13.5	11.7	5.5	10.6	19.4	19.1	19.4	19.7	23.9	17.2	23.9	13.6

(出所) ILO, The Cost of Social Security, 1967—1971 (1976).
同, 1972—1974 (1979).

表 I-2 総人口に占める65歳以上人口の割合

(単位: %)

	カナダ	アメリカ	日本	オーストラリア	ベルギー	フランス	西ドイツ	イタリア	オランダ	ノルウェー	スウェーデン	イギリス
1945	7.1	7.3	4.8	7.7	9.9	11.7	8.8 ¹⁾	7.8 ²⁾	7.2	9.2	9.9	10.3
1950	7.7	8.1	4.9	8.1	11.1	11.8	9.3	8.1	7.7	9.6	10.2	10.9
1955	7.7	8.5	5.3	8.4	11.5	11.6	9.9	8.8 ³⁾	8.4	10.1	10.9	11.5
1960	7.6	9.2	5.7	8.5	12.0	11.6	10.6	9.1	8.7	11.1	12.0	11.9
1965	7.7	9.3	6.3	8.5	12.6	12.6	11.6	9.9	9.6	12.0	12.9	12.2
1970	7.8	9.9	7.1	8.3	13.4	13.4	13.2	10.6 ⁴⁾	10.2	12.9	13.7	13.0
1975	8.5	10.7 ⁵⁾	7.9	8.8 ⁵⁾	13.9	13.8 ⁶⁾	14.5	12.3 ⁵⁾	10.8	13.7	15.1	14.2

(出所) UN, Demographic Yearbook, 国勢調査, 各年。

(注) 表中の 1) は1946年, 2) は1947年, 3) は1957年, 4) は1971年, 5) は1976年, 6) は1978年の数値である。

表 I-3 人口高齢化の速度の国際比較

	65歳以上人口の総人口に占める比率の到達年次		所要年数
	5%	12%	
フランス	1790年	1960年	170年
西ドイツ	1890	1965	75
スウェーデン	1855	1960	105
イギリス	1910	1970	60
日本	1950	1995	45

(出所) 大河内一男監修「皆年金下の新年金体系」(昭和53年), 第1章, 表1 (資料はUN, "The Aging of Population and its Economic and Social Implications (1956), 等)。

れるものと思われる。

かくして、人口の急速な高齢化と社会保障制度の成熟により、将来のわが国の社会保障給付は急激に増大し、それをまかなうための負担も上昇していかざるをえない。このような指摘はすでにさまざまな方面からなされているし、またこのような事態は避け難い事実であるという認識も定着しつつある。このような将来の社会保障制度の姿の1つの予測は、例えば厚生省が行なう年金の財政計算(42)にみられ、これらは将来相当程度の負担の上昇がなければ、年金財政は破滅的な事態を迎えることを示唆している。

しかし、社会保障の給付と負担の関係の分析は多くの場合、理論的なモデルを別にすれば、ある経済成長(あるいは経済状態)を仮定し、その下での社会保障収支をみるという形で行なわれており、社会保障と経済との相互関係が扱われることはない。

かくして、われわれが以下に提示するようなモデルを作成する際の関心は次のようなところにある。

- ①人口の高齢化の経済成長に与える影響。
- ②人口の高齢化の社会保障収支に与える影響。

③人口の高齢化に伴う社会保障収支の拡大と経済成長の相互関係。

①の問題は社会保障プロパーの問題ではないけれども、拡大していく社会保障を支えるための経済的余力の如何をみる上で重要な問題となる。

以上のような3つの観点から分析を行なうことが可能であるようなモデルの作成がわれわれの課題である。しかし、この課題は、以下で示すモデルでは十分に果たされているとはいえない。これらのモデルはまだ試算段階のものであり、今後多くの検討と改良を加えていくものである。われわれは現在のモデルをプロトタイプ長期社会保障モデルと仮称している。このような途中段階のモデルとそのシミュレーション結果を敢えて提示するのは、われわれがこのようなモデルを作成するに至った動機はきわめて重要なものであろうというわれわれの予想に基づいて、このモデルの今後の改善のために多くの批判、示唆、提案を仰ぎたいためである。

以下の構成は、次のようになっている。第II章では、モデルの方程式体系およびその構造について述べる。第III章では、このモデルのシミュレーション結果について述べる。第IV章では、われわれが目を通した Aging の計量経済学についての展望を述べ、今後のわれわれのモデルの改善の方向について考える。

II モデルの構造

(1) モデルの方程式体系

プロトタイプ長期社会保障モデルは以下のような32本の方程式によって構成されている。このモデルは、新SNA データに基づく、年度モデルであり、このため各方程式の推定期間は、昭和40～53年度あるいは45～53年度に限定されたものとなる。

①生産関数

$$\log \frac{O_t}{L_t \bar{U}_t} = 1.793608 + 0.328051 \log \frac{K_{t-1}}{L_t} + 0.005671 \bar{t}$$

(91.20) (43.15) (10.61)

$$\bar{R}^2 = 1.0000 \quad SD = 0.000217991 \quad DW = 3.5041$$

②就業者数

$$L_t = (\sum l_{it} \bar{P}L_{it}) \times (1 - UM_t)$$

③名目GNP

$$V_t = \bar{P}t O_t$$

④所得処分

$$V_t = Dpt + Y_t + Cgt + Sgt + Cst + Sst + \bar{D}t + \bar{F}t$$

⑤貯蓄投資バランス

$$St + Dpt + \bar{D}t + \bar{F}t = It + (\bar{X}t - \bar{M}t)$$

⑥貯蓄総額

$$St = Spt + Sgt + Sst$$

⑦民間貯蓄

$$Spt = 1891.361 + 0.196760 Y_t$$

(2.89) (26.03)

$$\bar{R}^2 = 0.9811 \quad SD = 1170.18 \quad DW = 1.1103$$

⑧一般政府バランス

$$Cgt + Tgrt + Tgst + Pgt + Sgt = Tt$$

⑨一般政府から民間部門への純移転

$$Tgrt = -5560.179 + 0.059619 V_t$$

(-16.34) (30.60)

$$\bar{R}^2 = 0.9957 \quad SD = 109.611 \quad DW = 1.5131$$

⑩一般政府から社会保障基金への純移転

$$Tgst = -2222.813 + 0.026485 V_t$$

(-8.03) (16.71)

$$\bar{R}^2 = 0.9858 \quad SD = 89.1749 \quad DW = 2.5762$$

⑪社会扶助金

$$Pgt = -2096.712 + 0.031667 V_t$$

(-11.20) (29.55)

$$\bar{R}^2 = 0.9954 \quad SD = 60.2853 \quad DW = 1.7592$$

⑫一般政府最終消費支出

$$Cgt = -59.46748 + 0.095806 V_t$$

(-0.06) (16.36)

$$\bar{R}^2 = 0.9852 \quad SD = 329.538 \quad DW = 2.0715$$

⑬租税収入

$$Tt = -989.2873 + 0.170488 V_t$$

(-1.50) (31.01)

$$\bar{R}^2 = 0.9866 \quad SD = 1165.585 \quad DW = 1.6022$$

⑭社会保障基金バランス

$$Cst + Pst + Sst = SCTt + Rst + Tgst$$

⑮社会保障基金最終消費支出

$$Cst = -26.25230 + 0.001588 V_t$$

$$\bar{R}^2 = 0.9838 \quad SD = 9.73024 \quad DW = 1.4141$$

⑯社会保障給付

$$PSt = PNt + SPMt$$

⑰年金給付

$$PNt = PNxt \cdot \bar{P}LNt$$

⑱年金給付原単位

$$PNxt = \bar{x}_t \cdot \frac{V_t}{L_t}$$

⑲0～14歳医療費

$$PMIt = -159.4390 + 0.011145 \frac{V_t}{L_t} \cdot \bar{P}LI_t$$

(-4.30) (22.28)

$$\bar{R}^2 = 0.9841 \quad SD = 35.7105 \quad DW = 1.9548$$

⑳15～59歳医療費

$$PMA_t = -1860.205 + 0.026476 \frac{V_t}{L_t} \cdot \bar{P}LA_t$$

(-13.27) (44.74)

$$\bar{R}^2 = 0.9980 \quad SD = 44.4967 \quad DW = 1.6268$$

㉑60歳以上医療費

$$PMOt = -499.7153 + 0.067010 \frac{V_t}{L_t} \cdot \bar{P}LO_t$$

(-5.91) (28.86)

$$\bar{R}^2 = 0.9905 \quad SD = 90.8036 \quad DW = 2.6193$$

㉒国民総医療費

$$PMt = PMIt + PMA_t + PMOt$$

㉓医療給付

$$SPMt = -247.3243 + 0.778184 PMt$$

(-9.55) (234.07)

$$\bar{R}^2 = 0.9999 \quad SD = 11.9475 \quad DW = 1.6003$$

㉔社会保障負担

$$SCTt = -5970.349 + 0.099710 V_t$$

(-17.11) (49.90)

$$\bar{R}^2 = 0.9984 \quad SD = 112.415 \quad DW = 3.3188$$

㉕社会保障基金へのその他の移転

$$\bar{R}st = -26.17419 + 0.075898 SFS_{t-1}$$

(-0.80) (43.43)

$$\bar{R}^2 = 0.9963 \quad SD = 35.0415 \quad DW = 2.6111$$

㉖社会保障基金資産ストック

$$SFS_t = SFS_{t-1} + Sst$$

㉗固定資本減耗

$$Dpt = 5797.317 + 0.069185 P_{it-1} K_{t-1}$$

(5.89) (13.78)

$$\bar{R}^2 = 0.9594 \quad SD = 1184.28 \quad DW = 1.3910$$

㉘総資本形成

$$It = Ipt + Iht + Jt + \bar{I}gt$$

㉙民間住宅投資

$$Iht = -392.2698 + 0.077422 V_t$$

(-1.13) (26.56)

$$\bar{R}^2 = 0.9819 \quad SD = 618.025 \quad DW = 1.3083$$

⑩在庫品増加

$$J_t = 0.099848 (V_t - V_{t-1})$$

(7.02)

$$\bar{R}^2 = 0.5458 \quad SD = 748.084 \quad DW = 0.7003$$

⑪資本ストック

$$K_t = (1 - \bar{k}_t) K_{t-1} + \frac{I_{pt}}{P_{it}}$$

⑫企業設備投資デフレーター

$$\log Pit = 0.024657 + 0.754017 \log \bar{P}_t$$

(2.25) (23.14)

$$\bar{R}^2 = 0.9763 \quad SD = 0.0357156 \quad DW = 0.6573$$

(内生変数)

O: 実質 GNP

L: 就業者数

K: 資本ストック

V: 名目 GNP

Dp: 固定資本減耗

Y: 家計と企業の可処分所得

Cg: 一般政府最終消費支出

Sg: 一般政府貯蓄

Cs: 社会保障基金最終消費支出

Ss: 社会保障基金貯蓄

S: 貯蓄総額

I: 国内総資本形成

Sp: 民間貯蓄

Tgr: 一般政府から民間部門への純移転

Tgs: 一般政府から社会保障基金への純移転

Pg: 社会扶助金

T: 租税収入

PS: 社会保障給付

SCT: 社会保障負担

Rs: 社会保障基金へのその他の移転

PN: 年金給付

SPM: 医療給付

PNX: 年金給付原単位

PMI: 0~14歳医療費

PMA: 15~59歳医療費

PMO: 60歳以上医療費

PM: 国民総医療費

SFS: 社会保障基金資産ストック

Pi: 企業設備投資デフレーター

Ip: 企業設備投資

Ih: 民間住宅投資

J: 在庫品増加

(外生変数)

U: 稼働率代理変数

li: 年齢別労働力参加率

PLi: 年齢別人口

t: タイムトレンド

P: GNP デフレーター

D: 統計上の不突合

F: 海外へのその他の移転

X-M: 経常海外余剰

PLN: 年金受給者数

x: 年金給付原単位率

PLI: 0~14歳人口

PLM: 15~59歳人口

PLO: 60歳以上人口

Ig: 一般政府および社会保障基金総固定資本形成

UM: 失業率

k: 資本除却率

(2) 個別方程式について

以下では、上記のモデルの個別の方程式の計測についての問題点を示す。

1) 生産関数

このプロトタイプモデルでは、実質 GNP を被説明変数とする単一の生産関数を用いている。これを多部門化することも不可能ではないであろうが、単一の関数を用いたことの直接的な理由は単にモデルを複雑なものにしないということのみである。生産関数の型はコブ・ダグラス型であり、技術進歩をタイムトレンドで説明するという最も単純なものである。資本ストックにラグがついている理由は、モデルを逐次決定にして解きやすくしただけであり、他意はない。稼働率については適当なものなかったもので、実質 GNP の各ピークをつないだものを潜在的 GNP の系列とみなし、これと実質 GNP の実績値との比率をもって稼働率の代理変数とした。

新 SNA に基づく GNP と資本ストックの推計は、昭和40年以降しか行なわれていないので、生産関数の計測期間は41~53年度の13年間となり、サンプル数は13と少ない。上記のようなスペシフィケーションによる推定結果は、いくつかの計測期間をとって推定を行なってみたが、そのほとんどが資本装備率(K_{-1}/L)あるいはトレンド(t)のいずれかの符号がマイナスとなり、きわめて不良であった。説明変数に(K/L)を用いた場合の結果も同様であった。(K_{-1}/L)と t の双方が符号条件を満たす推定結果は、推定期間を昭和49—53年度にとった上記の

結果である。 (K_{t-1}/L) の係数は約0.33ときわめて小さい。これは、49～53年度が長期化した不況期を含むためと考えられる。また、 t の係数も高度成長期についての計測結果にみられるものよりもかなり小さいようである。要するに、この生産関数は典型的な低成長期における関数であるといえる。したがって、このような関数をもって長期の補外を行なうことは、日本経済を低成長経済として規定してしまうことになるであろう。したがって、モデルの外挿にあたっては、49～53年度の推定から得られた技術進歩率が将来も続くものとして、41～53年度について、次のような推定を行なったものを用いた。

$$\left(\log \frac{O_t}{L_t U_t} - 0.005671 t\right) = 1.218994 \quad (15.23)$$

$$+ 0.501732 \log \frac{K_{t-1}}{L_t} \quad (18.79)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9670 \quad SD = 0.0422606 \quad DW = 0.3118$$

この関数はフィットもあまりよくなく、ダービン・ワトソン比はきわめて不良であるが、現在利用可能なデータから得られる関数としてはやむをえないものと考えられる。

今後、生産関数の推定にあたっては、より長期のデータが利用可能になること、および49～50年にかけての不況期とそれを境にしての成長率の屈折をうまく説明するような要因を見出すことが必要であろう。

生産関数の外挿にあたって注意すべき点は技術進歩と労働力の質の問題がある。41～53年度のデータを用いた生産関数では、推定期間の短さやその短い期間に長期化した不況を含むために、ほとんど有意な技術進歩の推定値を得ることができなかった。一応、49～53年度について得られた0.005671という係数を用いているが、これはかつて高度成長期について得られたものよりもかなり小さい。今後、高度成長にみられたような技術進歩がみられると考えることはおそらくできないであろうと思われるが、とはいえ、どのような技術進歩率を外挿にあたって用いてよいかわからないので、当面、上記の係数を用いることにした。この点もより長期のデータ系列が作成されるのを待って再推定を行なう必要のあるところである。

労働力については、今後人口が老齢化していくにつれて、若年労働力の比率が低下し、中高年齢層の比重が高まっていくものと思われる。労働力の中高年齢化が労働の生産力にどのような影響を与えるかは必ずしも一概にはいえない。一般的にいえば、若年労働力は体力と適応力で勝り、中高年労働力は経験と熟練で勝ると考えられ

る。しかし、労働力が中高年化することは、経済の活力が少なくなることと考えてよいであろうから、労働力の中高年齢化の生産への影響を推定することが必要である。このひとつの方法は労働力の平均年齢指数

$$\frac{\sum y_{it} L_{it}}{\sum L_{it}} \bigg/ \frac{\sum y_{io} L_{io}}{\sum L_{io}}$$

(ここで、 y_i は年齢区分 i の平均年齢、 L_i は i 区分の就業者数である)を求め、それぞれ各年度の就業者数を割り引いた、年齢構成修正後の就業者数を用いて、生産関数を推定してみることであろう。今回の推定ではこの試みは行なっていないし、また利用可能なデータ期間が短いため、これを行なってもおそらく有意な結果は得られないものと考えられる。この点、より長期の生産および資本ストックのデータが利用可能になることが待たれるところである。

2) 人 口

このモデルは昭和100年度までの外挿を行なうことを意図しているので、人口の将来推計値としてどのようなものを使用するかということはきわめて重要である。人口の推計において特に重要であるのは、1夫婦当り平均子供数(合計特殊出生率)の予測である。既存の人口の生存率は、平均寿命がわずかず上昇していくことを想定して行なわれ、推計者によって大きな相違が生ずることはないが、出生に関する予測は経済的社会的要因に基づくかなりの不確実性を伴うので、将来人口の推定値に差が生ずるのは、この出生率の予測いかんによるところが大きい。

わが国の政府機関による人口の将来推計としては、厚生省人口問題研究所による推計(43)がある。この推計の前提は次のようなものである。石油ショック以後の出生率の低下は、その後数年で回復し、それ以前の水準に回復する。長期的には、高、中、低の出生率の仮定を設定して、この3つの仮定に基づく推計を行なう。高位推計では平均子供数は2.15児、中位推計では2.10児、低位推計では2.05児と仮定されている。

その後の出生率の推移をみると、昭和49年には2.05児であったものが、50年には1.91児、51年には1.85児、52年には1.80児、53年には1.79児と低下を続け、人口問題研究所の予測を下まわる動きを示している。

このような低い出生率が今後においても定着するとの想定の下に行なわれた推計が安川による推計(49)である。この推計では、出生率の上限を1.75児、下限を1.65児、中間を1.70児と仮定している。

このような推計の方法の詳細をわれわれが扱うことは

表 II-1 人口問題研究所中位推計値

年 次	人 口 (1000人)				構 成 比 (%)		
	総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
昭和50年	111,934 ^(注)	27,187	75,843	8,858	24.29	67.76	7.91
55年	117,563	28,229	78,898	10,436	24.01	67.11	8.88
60年	122,333	28,014	82,410	11,909	22.90	67.36	9.74
65年	126,280	26,482	85,889	13,909	20.97	68.01	11.01
70年	130,065	26,148	87,414	16,503	20.10	67.21	12.69
75年	133,676	26,953	87,662	19,061	20.16	65.58	14.26
80年	136,473	27,990	87,399	21,084	20.51	64.04	15.45
85年	138,102	28,000	87,006	23,096	20.27	63.00	16.72
90年	138,724	27,135	85,876	25,713	19.56	61.90	18.54
95年	139,067	26,634	86,275	26,158	19.15	62.04	18.81
100年	139,491	26,996	87,223	25,272	19.35	62.53	18.12
105年	139,786	27,729	87,510	24,547	19.84	62.60	17.56
110年	139,748	27,937	87,434	24,377	19.99	62.57	17.44
115年	139,528	27,481	86,973	25,074	19.70	62.33	17.97
120年	139,635	27,042	87,134	25,458	19.37	62.40	18.23
125年	140,013	27,149	87,519	25,345	19.39	62.51	18.10

(出所) 厚生省人口問題研究所〔43〕。

(注) この推計当時では50年国勢調査の1%抽出結果が用いられている。このうちには年齢不詳分が含まれている。

表 II-2 安川 1.75 児 推 計 値

年 次	人 口 (1000人)				構 成 比 (%)		
	総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
昭和50年	111,893	27,220	75,809	8,866	24.33	67.75	7.92
55年	116,787	27,506	78,869	10,517	23.53	67.47	9.00
60年	120,079	26,011	82,389	11,990	21.61	68.44	9.96
65年	122,568	23,146	85,991	13,948	18.80	69.86	11.33
70年	124,709	21,906	86,849	16,690	17.46	69.23	13.30
75年	126,566	22,175	85,854	19,505	17.39	67.32	15.29
80年	127,473	22,589	84,359	21,748	17.55	65.55	16.90
85年	126,833	22,051	82,392	23,916	17.18	64.19	18.63
90年	124,896	20,610	79,510	26,633	16.26	62.73	21.01
95年	122,233	19,254	78,007	27,178	15.47	62.69	21.84
100年	121,819	18,715	76,800	26,304	15.36	63.04	21.59
105年	118,964	18,694	74,762	25,508	15.71	62.84	21.44
110年	115,825	18,484	72,051	25,290	15.96	62.21	21.83
115年	112,476	17,759	68,611	26,106	15.79	61.00	23.21
120年	109,083	16,799	66,427	25,857	15.40	60.90	23.70
125年	105,751	16,080	64,967	24,704	15.21	61.43	23.36

(出所) 安川〔49〕。

当を得たものではないので、ここでは人口問題研究所の中位推計値と安川推計の1.75児推計の結果を示すと、表II-1～3のようになる。両推計には、総人口の推移や年齢構成の変化には大きな差がある。人口問題研究所の場合でも、日本は未曾有の高齢化社会を迎えることになるのであるが、安川1.75児推計では高齢化の進行はさらに

著しいものとなる。

人口問題研究所の出生率の想定が大きく狂ったことは事実であり、最近、人口問題審議会がこの改訂を示唆する報告を提出している。これによれば、出生率は今後もしばらく低下を続けるが、その後2.0児まで回復するものと予想している。

表 II-3 年 齢 構 造 指 数

	人口問題研究所中位推計値				安川 1.75 児 推 計 値			
	従属人口 指 数	年少人口 指 数	老年人口 指 数	老 年 化 指 数	従属人口 指 数	年少人口 指 数	老年人口 指 数	老 年 化 指 数
昭和50年	47.53	35.85	11.68	32.58	47.60	35.91	11.70	32.57
55年	49.01	35.78	13.23	36.97	48.21	34.88	13.33	38.24
60年	48.45	33.99	14.45	42.51	46.12	31.57	14.55	46.10
65年	47.03	30.83	16.19	52.52	43.14	26.92	16.22	60.26
70年	48.79	29.91	18.88	63.12	44.44	25.22	19.22	76.19
75年	52.49	30.75	21.74	70.72	48.55	25.83	22.72	87.96
80年	56.15	32.02	24.12	75.33	52.56	26.78	25.78	96.28
85年	58.73	32.18	26.55	82.49	55.79	26.76	29.03	108.46
90年	61.54	31.60	29.94	94.76	59.42	25.92	33.60	129.22
95年	61.19	30.87	30.32	98.22	59.52	24.68	34.84	141.16
100年	59.92	30.95	28.97	93.61	58.62	24.37	34.24	140.55
105年	59.74	31.69	28.05	88.52	59.12	25.00	34.12	136.45
110年	59.83	31.95	27.88	87.26	60.75	25.65	35.10	136.82
115年	60.43	31.60	28.83	91.24	63.93	25.88	38.05	147.00
120年	60.25	31.03	29.22	94.14	64.21	25.29	38.93	153.92
125年	59.98	31.02	28.96	93.35	62.78	24.75	38.03	153.62

(出所) 厚生省人口問題研究所〔43〕, 安川〔49〕。

(注) 従属人口指数 = $\frac{0 \sim 14 \text{ 歳人口} + 65 \text{ 歳以上人口}}{15 \sim 64 \text{ 歳人口}} \times 100$

年少人口指数 = $\frac{0 \sim 14 \text{ 歳人口}}{15 \sim 64 \text{ 歳人口}} \times 100$

老年人口指数 = $\frac{65 \text{ 歳以上人口}}{15 \sim 64 \text{ 歳人口}} \times 100$

老年化指数 = $\frac{65 \text{ 歳以上人口}}{0 \sim 14 \text{ 歳人口}} \times 100$

われわれのモデルでは、将来人口の推計は将来の労働力および社会保障の受給者数にかかわりをもつ。将来人口としてどのような推計を用いるかということについての絶対的な決め手はないが、われわれはシミュレーションを行なう際の将来人口としては、安川1.75児推計を用いることとした。つまり、夫婦当り子供数はほぼ現状のまま横ばいという想定をとったことになる。この推計によると、人口は昭和80年で1億2,747万人でピークに達し、その後は減少に転じることになる。人口問題研究所の推計と比べると、出生率が低く設定されているため、0～14歳人口の割合は低くなるが、65歳以上人口の割合は高くなる。年少人口の低下がより著しいために、従属人口指数はわれわれのシミュレーションが対象とする昭和100年までは人口問題研究所推計を下まわることになるが、やがてはそれを上まわることになる。一方、老年人口指数は人口問題研究所推計を大幅に上まわり、特に老年化指数は著しく高いものとなる。この結果、昭和100年では5人のうち1人強が65歳以上の老人であるという未曾有の高齢化社会が到来することになる。また、15～64歳人口も昭和70年をピークに減少に転じ、後に示

すように、この人口構成に基づく労働力人口は昭和75年を過ぎると減少に転じるということになる。

このような人口や労働力人口の減少が生じると考えられる場合、人口政策的な観点からみてそのような傾向が放置されるかどうかということについては問題があり、それを喰い止めようとするなんらかの手段がとられるかもしれない。しかし、急速に増加する高齢人口を支えるための負担増加に対応するために、夫婦が子供をもつことを控えるという傾向が持続するという予想の下に、出生率は回復しないという有力な考え方もある。

現在のわれわれのモデルでは人口は5歳年齢階級別に外生変数として与えられるという形をとっている。安川1.75児推計はわれわれがモデルのシミュレーションを行なう場合の将来人口推計値の1つの代表として採用したものであり、その他の人口推計値を用いたシミュレーションを行なうことも可能である。

人口に関するわれわれのモデルの将来の発展の方向は、出生率と死亡率を経験的に決まる外生的パラメーターとして与え、基準年次人口にそれらに乗じて人口をモデル内で推計していくような人口決定式を含めることである。

表 II-4 労働力参加率の推移(総数)

(単位: %)

	総 数	15~19歳	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60~64	65~
1960	69.2	50.8	79.0	74.3	76.4	76.0	77.8	77.5	74.4	69.8	62.1	39.8
1965	65.7	36.1	78.0	72.6	74.1	78.2	78.5	77.1	74.3	68.9	61.0	37.0
1966	65.8	38.0	77.8	72.5	73.8	78.1	79.3	77.6	75.1	69.3	60.7	36.6
1967	65.9	37.8	76.9	72.7	74.3	77.8	79.4	78.2	75.5	65.5		36.1
1968	65.9	37.5	76.2	72.5	73.7	78.2	80.4	78.4	75.5	69.1	59.8	33.5
1969	65.5	34.3	75.3	71.7	73.2	77.7	80.5	78.2	75.4	69.1	59.6	33.0
1970	65.4	32.5	75.6	71.2	72.9	77.7	80.1	78.6	75.6	68.6	59.2	31.8
1971	65.0	31.2	75.4	70.4	71.9	76.8	79.9	78.4	75.0	69.6	58.6	30.4
1972	64.4	27.9	74.5	70.2	71.8	76.8	79.6	79.0	74.3	68.6	57.1	29.4
1973	64.7	26.7	73.6	71.0	72.5	77.3	80.3	79.5	75.2	69.4	57.8	29.9
1974	63.7	23.9	71.8	70.3	71.5	76.5	79.4	79.6	74.5	68.3	57.0	28.8
1975	63.0	21.1	71.1	70.1	71.0	76.0	78.9	79.2	75.1	67.8	56.9	27.9
1976	63.0	19.1	70.7	71.1	71.2	76.2	79.0	78.9	76.1	67.9	56.5	27.2
1977	63.2	19.0	70.0	71.8	72.5	76.5	79.9	79.8	76.4	67.6	56.2	26.8
1978	63.4	19.1	70.0	71.5	72.8	77.5	80.3	80.3	76.8	68.6	56.4	26.8
1979	63.4	18.3	69.8	72.3	72.8	78.1	80.8	80.5	77.1	68.7	56.0	26.5

(出所) 総理府統計局, 労働力調査

表 II-5 労働力参加率の推移(男子)

(単位: %)

	総 数	15~19歳	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60~64	65~
1960	84.8	52.7	87.8	95.5	96.6	96.2	96.8	95.9	94.9	88.9	81.4	56.9
1965	81.7	36.3	85.8	96.8	97.0	97.1	97.0	96.8	95.0	90.0	82.8	56.3
1966	81.7	37.9	85.7	96.9	97.2	97.2	96.9	96.4	95.4	90.4	82.5	56.0
1967	81.6	36.9	83.6	96.7	97.4	97.2	97.5	97.3	95.4	86.3		54.5
1968	82.1	37.0	82.2	97.5	98.0	97.8	97.5	97.4	96.2	91.1	81.9	52.1
1969	81.9	33.7	80.4	97.2	97.7	97.7	97.7	97.2	96.1	91.6	82.2	51.3
1970	81.8	31.4	80.7	97.1	97.8	97.8	97.5	97.0	95.8	91.2	81.5	49.4
1971	82.2	30.7	81.3	97.9	98.1	97.8	97.8	97.2	96.3	92.2	81.4	48.0
1972	82.1	27.4	81.2	97.3	97.9	97.9	97.6	97.5	95.9	92.2	80.4	46.8
1973	82.2	25.4	79.7	97.7	98.4	98.3	98.0	97.0	96.5	92.1	81.0	46.7
1974	81.8	23.6	77.9	97.2	98.3	98.1	98.0	97.2	95.9	92.1	80.2	45.7
1975	81.4	20.5	76.5	97.2	98.1	98.1	97.6	96.7	96.2	92.2	79.4	44.4
1976	81.2	19.1	75.1	97.5	98.0	98.1	97.4	96.8	96.8	91.3	80.0	43.1
1977	80.6	18.3	72.6	97.3	98.2	97.5	97.6	97.4	96.4	90.6	78.5	42.1
1978	80.3	18.1	71.6	96.2	97.7	98.0	97.6	97.2	95.7	90.9	78.4	41.5
1979	80.2	18.0	70.1	96.3	97.8	98.1	98.1	97.2	95.6	91.9	77.1	41.1

(出所) 総理府統計局, 労働力調査

このような人口決定式を含み, 人口と経済成長のかかわり合いを検討しようとするモデルには Denton および Spencer [13] などがあり, このような方向のモデルの拡充も検討に値するものと考えられる。

3) 労働力人口および就業者

現在のわれわれのモデルでは労働力人口は5歳階級別人口に外生的に与えられる各年齢階級別の労働力参加率を乗じて算出される。これに(1-外生的摩擦的失業率)を乗じたものが就業者として生産活動に参加し, 将来の

経済成長を決定することになる。人口の将来推計および労働力参加率の予測がきわめて重要となる所以である。

わが国の近年の労働力参加率の推移をみると, 表 II-4 ~ 6 のようである。男子および女子ともに労働力参加率は25~59歳については安定しているが, 全体では傾向として微減を続けてきた。この理由は, 高校進学率や大学進学率の上昇による若年層の参加率の低下と高年齢層のその低下である。このような傾向は, 後に示すように世界の各国においてもみられる傾向であるが, 高年齢層

表 II-6 労働力参加率の推移(女子)

(単位: %)

	総数	15~19歳	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60~64	65~
1960	54.5	49.0	70.8	54.5	56.5	59.0	60.9	60.7	54.9	49.7	43.0	25.6
1965	50.6	35.8	70.2	49.0	51.1	59.6	63.2	60.9	55.8	49.8	39.8	21.6
1966	50.9	38.0	70.1	48.7	50.6	59.1	64.1	62.3	57.5	50.2	40.4	21.7
1967	51.2	38.8	70.0	49.2	51.1	58.0	63.3	63.1	58.2	46.4		21.6
1968	50.7	38.1	70.1	48.0	49.6	58.5	64.2	63.3	57.9	49.6	39.4	18.9
1969	50.1	35.0	70.0	47.0	48.9	57.6	63.8	63.0	57.9	49.6	39.0	18.5
1970	49.9	33.6	70.6	45.5	48.2	57.5	62.8	63.0	58.8	48.7	39.1	17.9
1971	48.8	31.7	69.2	43.3	46.1	55.9	62.2	61.7	57.8	50.2	38.5	16.7
1972	47.7	28.5	67.5	42.9	45.8	55.4	62.0	62.5	57.5	49.2	37.7	15.5
1973	48.3	28.1	67.4	44.4	46.7	56.3	62.1	62.7	58.8	50.4	38.3	16.9
1974	46.5	23.9	65.9	43.3	44.9	54.7	60.6	62.4	57.5	49.0	37.8	15.7
1975	45.7	21.7	66.2	42.6	43.9	54.0	59.9	61.5	57.8	48.8	38.0	15.3
1976	45.8	19.1	66.4	44.3	44.4	54.3	60.3	61.4	58.1	49.6	37.4	15.2
1977	46.6	19.8	67.6	46.0	46.2	55.5	62.1	62.2	58.5	49.8	38.2	15.3
1978	47.4	20.2	68.3	46.6	47.6	57.2	62.9	63.9	59.0	51.0	38.4	15.8
1979	47.6	18.6	69.9	48.2	47.5	58.2	63.8	64.1	59.1	50.7	38.8	15.6

(出所) 総理府統計局, 労働力調査

の参加率の低下の理由はまだ必ずしも十分に明らかにされていない。この理由の1つとしては、農業人口の減少等による就業構造の変化に伴う個人業主や家族従業者の比率の低下が考えられるが、社会保障の拡大がその有力な一因であるという考え方もある。

そこで、昭和100年度に至る各年齢別労働力参加率をどのように予測するかという問題であるが、これはきわめて困難な問題である。われわれの利用し得た年齢別労働力参加率の予測は厚生省人口問題研究所〔47〕によるものであるが、その予測の最終時点は昭和60年である。また、その予測方法は、どちらかといえば過去のトレンドを将来に延長しようとするものである。しかし、この予測値は現在までのところはかなり的中しているが、但しそれが予測した傾向が今後も続くかどうかはわからない。例えば15~19歳層の労働力参加率の低下傾向の予測などは、現実のテンポと比較してかなりの中しているのであるが、実際のデータをみればここ数年はその予測値の低下テンポを下回っており、この予測値の低下傾向をそのまま利用することには問題があるかもしれない。しかし、われわれは第一次的接近としてこの人口問題研究所の労働力参加率の予測値を用いることとした。

労働力人口のわれわれの一次推計については、先に述べた安川1.75児推計に人口問題研究所推計の労働力参加率を乗じて求めた。但しこの参加率は昭和60年までしか推計されていないので、昭和60年以降の労働力参加率は60年のものを固定して用いた。この固定化が正しいかどうかは、目下のわれわれの段階では、全くわからない。

しかし社会保障給付の拡大が高年齢層の労働力参加率を低下させるという仮説が正しいとすれば、今後のわが国の社会保障の拡充は高年齢層の参加率をさらに低下させるであろうという予測もなり立たないわけでもない。人口問題研究所の予測値を固定して用いても、労働力参加率の低い高年齢人口の増加や、安川推計を用いた場合、若年人口の伸びの低下によって、全体的な労働力参加率は低下し、また、将来の労働力人口は減少していくということになる。

但し、この計数は昭和60年における労働力参加率を固定した場合の結果である。将来、高年齢層の就業を高めることができるような就業および雇用構造の改変があるとすれば、高年齢層の労働力供給率を高めていって、全体としての労働力の供給を増加させていくという方策もありうるわけである。また、当然のこととして、安川1.75児推計よりも高い人口増加率が考えられるならば、労働力供給も当然増加し、生産力も高まる。

上に述べたように、人口や労働力の推計は、一見高い確率をもって予測されそうな感じがするが、ごくわずかな予測の誤差は急激な変化を迎えようとするわが国経済の将来像に重大な相違を生じてくることになる。われわれが採用した安川1.75児人口推計と人口問題研究所の労働力参加率の予測は、われわれのモデルのシミュレーションの1つのケースにすぎない。

なお、生産関数に与える就業者数の推計は、実際には、各年の労働力人口に(1-失業率)を乗じるという方法ではなく、昭和54年度の労働力調査により得られる就業者

数を各年の推計労働力人口によって補外するという方法で推計したものをを用いている。また、このモデルは、国民経済計算の特に財政部門の推計の詳細が年度ベースでしか推計されていないため、モデルの推定は年度ベースで行なわれているが、人口や労働力の予測は暦年ベースでしか行なわれていないため、簡便法として、将来予測においては年次予測値を年度計数として用いている。

4) デフレーター

このモデルに現われる実質値は実質 GNP と資本ストックのみであり、他はすべて名目値である。したがって、このモデルにおけるデフレーターは GNP デフレーターと企業設備投資デフレーターの2つのみである。これは、GNP は生産関数によって実質水準で決定されるが、財政や社会保障バランスは名目で決定され、さらに名目で表示される貯蓄投資バランスで決定される企業設備投資は実質化されて次期の資本ストックに加算されなければならないからである。GNP デフレーターは外生変数として与えられ、企業設備投資デフレーターは GNP デフレーターとの間の弾性値によって決定されるような形をとっているのであるから、事実上はこのモデルのデフレーターは外生的に決定されていることになる。

このような形をとったのは、このモデルがなお試算的なモデルであるので、モデルの体系をあまり複雑にしないためであった。しかし、最近では価格決定にはある程度は内生化する国内的要因のほかに、各種資源価格をはじめとする海外からの影響が大きくなっている。したがって、将来のデフレーターの予測に際しては、モデル内で決定される国内的要因が内生化したとしても、このような海外的要因は外生的要因として予測されていかねばならない。このように考えれば、デフレーターの予測を行なう際の苦勞の結果はデフレーターを全く外生としてしまった場合のそれと同じであり、われわれが作成しようとしたプロトタイプモデルにおいては第一次的接近としてデフレーターを外生におくこととした。

もちろん、将来このモデルが拡大されていく際には、これらのデフレーターの内生化は当然行なわれていくべき課題である。

5) 所得処分方程式

この方程式は総所得を消費と貯蓄に分離する方程式である。右辺に現われる項目のうち、家計と企業の可処分所得 Y は以下の貯蓄関数によって消費と貯蓄に分離される。

6) 貯蓄投資バランス

この方程式の右辺に立つ国際収支バランス $(X-M)$ は

このモデルでは外生変数として扱われる。この理由は、輸入等 M は国内経済活動の関数として内生化することが可能であるものの、輸出の主たる決定要因である世界貿易量ないしは世界経済活動量は外生的に想定せざるをえず、そうとすれば便宜的に $(X-M)$ 全体を外生としておくことも許されよう。 $(X-M)$ はこのモデルのシミュレーションにおいてはゼロとおかれる。すなわち、国際収支は常にバランスしていると想定するのが、われわれの第一次接近である。われわれのモデルは従来の社会保障の姿と経済成長の姿との関係を考えようとするものであるから、一応海外からの要因はここで遮断したわけである。

また、この式をみてわかるように、総資本形成は貯蓄総額と固定資本減耗によって決定されることになる。

7) 貯蓄総額

貯蓄総額は事実上総資本形成を決定することになる。貯蓄総額は民間貯蓄、一般政府貯蓄、および、社会保障基金貯蓄からなる。なお、あらかじめ述べておくが、われわれがいう一般政府は国民経済計算でいうそれとは定義が異なる。国民経済計算でいう一般政府とは、中央政府、地方政府、社会保障基金の3つの部門からなるが、われわれのモデルでは社会保障基金を1つの独立部門として扱いたいために、便宜上、中央政府と地方政府のみを併せたものを一般政府と呼んでいる。

民間貯蓄は以下で説明する民間貯蓄関数から決定されるが、一般政府貯蓄と社会保障基金貯蓄はそれぞれの部門の収支バランスから決定されるようになっており、したがって、この両政府部門が大幅な赤字を出したとすれば、それは民間総資本形成をクラウドアクトすることになる。

8) 民間貯蓄関数

この関数は、社会保障の計量経済学研究者にとって、全く不満足な関数であろうし、われわれにとってもそのとおりである。後のサーヴェイで示すように、社会保障の貯蓄に与える効果の研究は実証的にも理論的にもこの分野の1つのトピックとなっているからである。

しかし、後に展望するような貯蓄関数（あるいは消費関数）の計測は現在のわが国の国民経済計算データからは望めないということである。日本の国民経済計算はその大部分を国連が提示した新 SNA にのっとっており、それは世界に誇るべきものであるが、全体系の推計は昭和45年以降に限られており、またわれわれがこの分野で必要とする変数の多くは四半期推計をもたない。したがって、多くの説明変数を含む精緻な関数の推定のために

はまず第1に推定の自由度が明らかに不足するのである。また、年金制度がまだ十分に成熟するに至っていないわが国では適切な社会保障関係の変数を推計することが可能であるかどうかということにも疑問がある。

したがって、当面のところは、われわれは貯蓄と社会保障との関係をみるができるようななんらかの社会保障変数を含む貯蓄関数の推定を断念した。このためには、国民経済計算における長期系列の推計を待つとともに、関連する社会保障関連指標の推計をも必要とするからである。

社会保障が貯蓄に有意な影響を与えうるかどうかということにはそれらがプラスの影響にしてもマイナスの影響にしてもさまざまな疑問が出されているし、年金制度の整備がやや立ち遅れた感じのあるわが国では、現在までの社会保障制度の拡充の結果がわが国の貯蓄率に有意な結果を与えたかどうかということには大きな疑問もありうる。しかし、わが国におけるこの点の研究をわれわれは完全に断念していないし、またするべきではない。わが国の場合、この分野における研究の不備の原因となるところはこの分野でのデータの不足であるからである。

以下、このモデルでの貯蓄関数について述べなければならない。ここでの貯蓄関数はモデルの単純化のため、次のように2つの変数の関係をとったものとなっている。被説明変数は家計と企業の貯蓄であり、説明変数は家計と企業の可処分所得である。企業の可処分所得は貯蓄であるから、この関数は家計と企業の貯蓄を家計の可処分所得と企業の貯蓄で説明しているということになる。

この関数はプラスの切片をもって計測されている。民間貯蓄関数がプラスの切片をもつ理由は、石油ショックを契機とした不況に伴う企業所得の停滞によるものと考えられる。したがって、この関数を用いることは家計と企業を含めた民間部門の平均貯蓄率が長期的に低下していくということを仮定していることになる。このような仮定が正しいかどうかということには疑問もありうるが、われわれはこのモデルの一次的シミュレーションを行なうことに際しては一応この仮定をとることにした。この貯蓄関数の今後における改善の方向としては先に述べた社会保障変数のほかにも指摘されている多くの貯蓄決定要因を加えて関数をより精緻なものとしていくことであろう。また家計と企業の貯蓄行動は当然異なるから、その際には家計と企業を分離することも必要となるであろう。

9) 一般政府バランス

ここでいう一般政府の意味は先に述べたとおりである。

この方程式は一般政府の収入と支出のバランスを示すものであり、残差として一般政府貯蓄が決定される。

10) 一般政府から民間部門への純移転

この項目は一般政府の各種の民間部門への移転の支払い（支払い財産所得、補助金等）から民間部門からの移転の受取り（受取り財産所得等）を差引いて純計化したものである。

11) 一般政府から社会保障基金への純移転

これは先に定義した社会保障基金への繰入れである。一般政府間の移転は相殺される。この繰入れ分は名目GNPの関数となっており、これは今後とも繰入れ分が名目GNPに比例して増加していくということを仮定している。これに代るスペシフィケーションとしては、社会保障給付を説明変数とすることも考えられる。

12) 社会扶助金

一般政府から民間部門への移転の一項目であるが、その社会福祉の意味を考えて独立の項目として扱った。これらは生活保護費や種々の社会福祉給付からなる。これらは社会保障給付のように特定の基金をもたない。

13) 一般政府最終消費支出

一般政府部門の最終消費支出であり、やはり名目GNPによって説明される。

14) 租税収入

このモデルにおける租税関数はすべての税収を名目GNPで説明するという単純な形をとっている。これは、このプロトタイプモデルでは分配部門が十分に詳しく作成されていないことがその理由であって、分配部門を精緻化し、租税関数をより制度式らしい形で作成することは可能である。これは、このモデルの将来の拡大方向として考えたいと思う。

現在のプロトタイプモデルでは、かくして行動方程式によって説明される一般政府の諸変数はすべて名目GNPで説明されることになり、その結果、一般政府貯蓄は各方程式を合算したものと表わされることになる。

15) 社会保障基金バランス

社会保障基金のバランスを示すものであり、社会保障基金の貯蓄はやはり他の項目の残差として求められる。

16) 社会保障基金最終消費支出

社会保障基金の最終消費支出も便宜上名目GNPによって説明される。

17) 年金給付

社会保障給付は年金給付と医療給付とに分けられる。実際には、われわれの用いる年金給付とは、国民経済計

算における社会保障給付から医療給付を除いたものであって、年金以外のものも含んでおり、年金等給付とよぶほうが正しいのであるが、便宜上年金給付とよんでおく。

年金給付は、受給者1人当たり給付を意味する給付原単位を受給者数に乗じることによって求められる。モデルの推定期間中の給付原単位は、給付総額を期間中の受給者数で割ることによって求められるが、外挿期間中のそれは就業者1人当たり名目GNPの何%を年金として給付するかという形で決定される。この比率を年金給付原単位率と名づけることにする。したがって、年金給付は原単位率×就業者1人当たりGNP×年金受給者数として決定されることになる。原単位率と年金受給者数は外生的に与えられる。この理由は、原単位率の想定は将来の年金水準に対する価値判断の問題であり、受給者数は将来の人口動向や現在および将来の各年金制度への加入者の動向からかなりの精度で予測可能であるからである。

まず、年金受給者数の予測値について述べる。将来の年金受給者数の予測は、厚生省が5年ごとに年金財政の再計算を行なう際に長期の系列が作成されている。しかし、年金制度にはさまざまなものがあり、その給付水準もそれぞれ異なるので、各制度の受給者数を単純に加算するという形で将来の年金受給者の予測値を求めることはできない。

そこでわれわれは昭和55年度における年金財政計算資料を基礎として、各制度の給付額を厚生年金保険の老齢年金ベースの1人当たり給付額で割ることにより、厚生老齢年金を受給した場合の受給者数を求め、それらを合算することにより、厚生老齢年金ベースでの受給者という形に統一された受給者数を推計した。この計算は、厚生省の年金財政計算に基づき、支給開始年齢60歳の場合と、20年後に65歳に引き上げた場合の2つの場合について行なった。

外挿に用いられる給付原単位率は昭和53年度の（受給者1人当たり給付）／（就業者1人当たり名目GNP）として求められる原単位率を次の計算で引き伸ばすことによって推計した。

厚生年金財政計算の標準報酬総額÷被保険者数＝被保険者1人当たり標準報酬

厚生老齢年金1人当たり年金額÷被保険者1人当たり標準報酬＝厚生年金財政計算ベースの年金給付原単位

われわれの給付原単位は就業者1人当たりGNPで計算されるようになっているが、年金水準の引上げ率は同じとしてこの財政再計算ベースの引上げ率をもって昭和53年度の給付原単位率を補外することにした。

このように、将来の年金受給者数と給付原単位率はともに年金財政再計算に基づいて推計されているが、年金財政再計算はすべての価額が昭和55年価格表示であるのに対して、われわれの年金推計は名目額によって行なわれるようになっている。したがって、われわれの年金給付推計は一応年金財政再計算の給付予測を名目で行なうような形に改めたといえるであろう。

また、先に述べたように、将来人口推計の差異も年金受給者数に影響を及ぼすと考えられるが、この点には特に考慮は払っていない。厚生省の推計は人口問題研究所推計に基づいていると思われ、安川推計を用いた場合とは差が生ずる可能性があると思われるが、これらの点の扱いは今後の課題としたい。

なお、将来の年金受給者数と給付原単位率の推計の詳細は別途メモとして利用可能である。

18) 医療給付

医療給付は国民総医療費の年齢別医療費を推定し、この国民総医療費中の医療給付分を求めるという形で決定される。年齢階級としては0～14歳、15～59歳、60歳以上の3階級をとったが、一般に老人といわれるのは65歳以上を指すから、この最後の年齢区分は65歳であってもよかったかもしれない。

医療費は就業者1人当たり名目GNPと各年齢別人口によって説明されるという形をとっている。1人当たりGNPは各年齢別の基本単位医療費のシフトを表わすような変数であり、各年齢別人口は各年齢別の実質基本単位医療への需要量のシフトを表わすような変数であると考えられる。パラメータの差は年齢別基本単位医療の差を表わすものと考えることができる。予想されたように、60歳以上のパラメータは一番大きく、老人医療が高価であり、受診頻度も高いことを反映している。

19) 社会保障負担

社会保障負担も名目GNPとの単純な関数として推定されている。所得分配面が詳細化されれば、長期外挿に差支えない限りで、より制度式らしい関数に改めていくことも可能であろう。また、今回は行なわなかったが、負担を年金と医療に分けて推定することができるならば社会保障財政収支の姿をより明瞭にすることができるであろう。

20) 社会保障基金へのその他の移転

これらの移転は主として社会保障基金の積立金から生ずる財産所得から成ると考えられ、したがって、社会保障基金の資産ストックによって説明される。

21) 社会保障基金資産ストック

社会保障基金資産ストックは前年度ストックに当年度
の社会保障基金貯蓄を加算することによって求められる。

22) 固定資本減耗

固定資本減耗は前期の名目資本ストックの関数として
求められる。前期ストックをとったのは、先にも述べた
ように、モデルを逐次型として解きやすくしただけであ
る。

23) 総資本形成

総資本形成は、企業設備投資、民間住宅投資、在庫品
増加、一般政府および社会保障基金総固定資本形成の4
つの項目にわかれる。政府企業の総固定資本形成は企業
設備投資に含まれている。総資本形成では、民間住宅投
資および在庫品増加がまず決まり、一般政府および社会
保障基金総固定資本形成は外生で与えられ、資本スト
ックに加算されて次期以降の生産力となる企業設備投資は
残差として決定される。民間住宅投資は名目 GNP の一
定割合、在庫品増加は名目 GNP の増分の一定割合とい
う形で決定されるが、ここで外生的に与えられる一般政
府および社会保障基金の投資があまり大きすぎると、そ
れは企業設備投資のシェアを小さくすることになる。

24) 民間住宅投資

民間住宅投資は名目 GNP の関数として決定される。
このような関数を作成した理由は、民間住宅投資は少な
くとも GNP のある割合を占めているべきであろうとい
う判断によるものである。

25) 在庫品増加

フィットのよい在庫投資関数を得ることは短期モデル
においても困難な問題である。したがってわれわれが作
成しようとしているような長期モデルにおいてはこれを
外生扱いとしてもよいのであるが、長期にわたる在庫品
増加の系列を想定することも面倒な問題である。したが
って、ここでは在庫品増加は GNP の増分の一定割合で
あるという加速度原理型の関数をおくことにした。した
がって、これは在庫品増加を事前に外生変数として作成
しておく代りの関数である。

26) 資本ストック

資本ストックは前期のストックから一定率の除却を行
なった後、それに当期の実質企業設備投資 I_t/P_t を加え
たものとして決定される。

27) 企業設備投資デフレーター

これは名目で決定される企業設備投資と実質値である
資本ストックをつなぐために必要とされる。企業設備投
資デフレーターは GNP デフレーターとの間の一定の弾
性値で決定されるようになっており、GNP デフレータ

ーはこのプロトタイプモデルでは外生変数として与えら
れるので、事実上はこのデフレーターも外生的に与えら
れるに等しい。デフレーターのより精緻な定式化は今後
の課題としたい。なお、1期ラグをもった企業設備投資
デフレーターは、固定資本減耗を推定するための1期ラ
グつきの名目資本ストック $P_{t-1}K_{t-1}$ を作成するためにも
用いられる。

(3) 長期社会保障プロトタイプモデルの構造

このモデルの構造は次のような形の逐次決定モデルで
ある。

まず、外生的な年齢別人口 $\overline{PL}_i$ と労働力参加率 $\bar{l}_i$ お
よび失業率 $\overline{UM}$ から決定される就業者 L と前期の資本
ストック K_{t-1} から当期の実質 GNP, O_t が決定される。
この実質 GNP は外生的に与えられる GNP デフレータ
ーにより名目 GNP に変換される。

このモデルでは次に決定されるのは一般政府と社会保
障基金のバランスおよび貯蓄である。

一般政府については、名目 GNP (V) より一般政府消
費支出 C_g 、民間部門への移転 T_{gr} 、社会保障基金への
移転 T_{gs} 、社会扶助金 P_g 、租税収入 T が決まり、こ
れらのバランスから一般政府貯蓄 S_g が決定される。

社会保障基金では、まず名目 GNP (V) より社会保
障基金最終消費支出 C_s 、社会保障負担 SCT が決定され
る。社会保障給付のうち年金給付 PN は外生的に与えら
れる年金給付原単位率 $\bar{x}$ と年金受給者数 $\overline{PLN}$ 、および
就業者1人当り GNP V/L によって決定される。医療
給付 SPM は、年齢別人口 $\overline{PL}_i$ 、 $\overline{PLA}$ 、 $\overline{PLO}$ および
就業者1人当り GNP V/L によって決定される。さら
に、社会保障基金へのその他の移転 R_s は前期の社会保
障基金資産ストック SFS_{t-1} によって決定される。さら
に先に決定された一般政府からの移転 T_{gs} と各項目の
バランスから、社会保障基金の貯蓄 S_s が決定される。

次に民間貯蓄である。まず、固定資本減耗 Dp が前
期の名目資本ストック $P_{t-1}K_{t-1}$ から決定される。さら
に、先に決定された一般政府最終消費支出 C_g 、一般政
府貯蓄 S_g 、社会保障基金最終消費支出 C_s 、社会保障基
金貯蓄 S_s 、および外生的に与えられる統計上の不突合
 $\bar{D}$ および海外への移転 $\bar{F}$ と名目 GNP V の残差として、
家計と企業の可処分所得 Y が決まる。この可処分所得 Y
から民間貯蓄 S_p が決定される。

このモデルでは投資総額は貯蓄によって決定される。
貯蓄総額 S は民間貯蓄 S_p 、一般政府貯蓄 S_g 、社会保
障基金貯蓄 S_s の合計である。投資総額は貯蓄投資バラ

ンスによって決まる。このバランスの資金供給側は、貯蓄総額 S 、固定資本減耗 D 、統計上の不突合 $\bar{D}$ 、海外からの移転 $\bar{F}$ であり、資本蓄積側は、投資総額と外生的に与えられる国際収支差 $(X-M)$ ということになる。

次に、このようにして決定された総資本形成から、生産能力の基盤となる企業設備投資が決定される。すなわち、一般政府および社会保障基金総固定資本形成 I_g が外生変数としてまず先取りされる（なお、社会保障基金の総固定資本形成はきわめて微少である。上記のような名称を用いると社会保障基金もかなりの総固定資本形成を行なっているような感じを与えるが、そうではない。ほんのごくわずかでも総固定資本形成があるので、そのように呼んだだけである）。次に、民間住宅投資および在庫品増加が決定される。かくして、残差として企業設備投資が決定される。この I_p は企業設備投資デフレーター P_i でデフレートされ、この実質企業設備投資 I_p/P_i は除却分を除いた前期資本ストック $(1-k)K_{-1}$ に加算されて当期の資本ストック K となり、この K は次年度の生産に投入されることになる（なお、当年度の社会保障基金資産ストックが前年度末ストックと当期の社会保障基金貯蓄の合計として決定される）。

かくして、上記のように決定される資本ストックをもって次年度の生産が行なわれることになる。かくして、このモデルは一巡したことになるわけである。

このモデルを作成する際の最も重要なねらいは社会保障給付が現在予想されているように急速に伸びた場合にそれが経済にどのような影響を与えるかということであった。このため、まず社会保障給付の推移とそれに伴う社会保障基金の貯蓄のいかんが問題となる。

副次的なねらいは一般政府の財政赤字とその影響である。

このモデルでは貯蓄が投資を決定する形をとっているが、その貯蓄の決定では、一般政府貯蓄や社会保障基金の貯蓄がまず決まり、民間貯蓄は最後に決定される。

また、貯蓄によって決定される総資本形成においては、一般政府の投資が外生変数として先取りされるという形になっている。

現状では、一般政府財政では貯蓄はマイナス気味であり、社会保障基金ではこのままでは将来において給付が負担を上回り、マイナスの貯蓄を生ずる可能性があることがわかっている。もし、一般政府および社会保障基金が大幅なマイナスの貯蓄を生ずる場合、一時的にそれは家計および企業の可処分所得を増加させる。しかし、家計および企業の貯蓄率がこのマイナス貯蓄の増加を相殺

するほど十分上昇しないならば、貯蓄総額すなわち総資本形成は減少に転じる。これは資本ストックの伸びをおさえ、実質 GNP の伸びを低下せしめる。この過程が続くと、このモデルは次第に縮小過程をたどっていくことになるであろう。

また、総資本形成の配分においては、先に述べたように一般政府および社会保障基金総固定資本形成がその一部を先取りするという形となっている。したがって、これらの政府投資が総投資の大きな部分を占めるほど、生産能力をもつ企業設備投資のシェアは小さくなる。すなわち、政府投資が生産投資をクラウドアウトするという形になるわけである。

上記でみるように、このモデルでは政府貯蓄や政府投資が先決され、民間貯蓄や民間投資は後で決定される。したがって、政府貯蓄や政府投資が適切な値をとらない場合、それらは民間活動を圧迫し、経済を縮小過程に陥らしめることになる。さらにまた、このモデルは将来の社会保障給付の膨大な増加を予測する形をとっており、放置すれば政府財政の大きなマイナス貯蓄が必然となるようなものとなっている。

III モデルのシミュレーション

われわれは上記のモデルを用いていくつかのシミュレーション・テストを行なった。モデルは単純であるし、シミュレーションの数も十分尽していないので、各シミュレーションともにある意味では非現実性あるいは本当は起こりえないような状態を含んでいる。しかし、参考までにこれらの結果を提示することも十分な意味があると考えてここに示すこととした。

(1) モデルの最終テスト

最終テストはモデルをその推定期間について解き、モデルの解として得られる数値が実際の姿をどの程度正確にとらえているかをみるための事後予測として行なわれる。モデルを解くために事前に与えられる変数には外生変数とラグをもつ先決内生変数の2つの変数があるが、最終テストの場合、外生変数には実績値が与えられ、先決内生変数にはテストの第1期には実績値が与えられるが、次期以降ではモデルによって決定された値が与えられる（先決内生変数にも実績値を与えてモデルを解くテストを全体テストというが、最終テストはそれよりも厳しく、モデルのテストの中で最も厳しいテストである）。

このモデルの最終テストに用いられた生産関数は上記に述べた49～53年度について推定されたものである。したがって、最終テストの期間は49～53年度の5年間とい

表 III-1 モデルの最終テスト結果

		49 年 度	50 年 度	51 年 度	52 年 度	53 年 度
実 質 GNP O (10億円)	実績値	92582.2	95557.0	101160.5	106981.6	113113.9
	推定値	92576.6	95461.9	101450.1	107692.4	113771.0
	誤差率	0.01	0.1	- 0.3	- 0.7	- 0.6
資 本 ス ト ッ ク K (10億円)	実績値	151202.4	164374.9	176283.8	188596.8	201344.0
	推定値	150654.0	165919.8	179539.5	191961.3	203188.9
	誤差率	0.4	- 0.9	- 1.8	- 1.8	- 0.9
家計と企業の可処分所得 Y (10億円)	実績値	97462.1	112909.2	126209.7	139730.5	151427.6
	推定値	100829.7	110314.8	124819.3	139905.3	154372.8
	誤差率	- 3.5	2.3	1.1	- 0.1	- 1.9
民 間 貯 蓄 Sp (10億円)	実績値	20328.0	24822.7	26500.7	29526.8	30153.8
	推定値	21730.5	23596.9	26450.8	29419.1	32265.8
	誤差率	- 6.9	4.9	0.2	0.4	- 7.0
一般政府最終消費支出 Cg (10億円)	実績値	12904.3	14973.7	16518.3	18291.3	19802.9
	推定値	13280.1	14592.1	16444.3	18336.8	20105.4
	誤差率	- 2.9	2.5	0.4	- 0.2	- 1.5
一般政府から民間への純移転 Tgr (10億円)	実績値	2855.6	3498.9	4594.0	5765.3	7003.2
	推定値	2740.9	3557.4	4709.9	5887.6	6988.2
	誤差率	4.0	- 1.7	- 2.5	- 2.1	0.2
一般政府から社会保障基金への移転 Tgs (10億円)	実績値	1432.5	1913.4	2319.8	2719.8	3386.3
	推定値	1464.8	1827.5	2339.6	2862.7	3351.7
	誤差率	- 2.3	4.5	- 0.9	- 5.3	1.0
社 会 扶 助 金 Pg (10億円)	実績値	2249.3	2795.1	3408.7	3920.0	4507.8
	推定値	2312.4	2746.1	3358.3	3983.8	4568.4
	誤差率	- 2.8	1.8	1.5	- 1.6	- 1.3
租 税 収 入 T (10億円)	実績値	24686.5	23286.1	26984.3	30309.4	36304.5
	推定値	22748.6	25083.4	28379.4	31747.1	34894.4
	誤差率	7.8	- 7.7	- 5.1	- 4.7	- 3.9
政 府 貯 蓄 Sg (10億円)	実績値	5244.8	104.9	143.7	-386.8	1604.1
	推定値	2950.4	2360.3	1527.3	676.1	- 119.3
	誤差率	43.7	-2150.0	-962.8	274.8	107.4
年 金 給 付 PN (10億円)	実績値	2897.1	4233.2	5490.0	6539.5	8113.9
	推定値	2897.4	4227.9	5504.9	6583.9	8160.6
	誤差率	-0.01	0.1	- 0.3	- 0.7	- 0.6
医 療 給 付 SPM (10億円)	実績値	3930.1	4793.3	5730.3	6431.1	7525.6
	推定値	4044.6	4790.6	5715.4	6611.9	7463.8
	誤差率	- 2.9	0.1	0.3	- 2.8	- 0.8
社 会 保 障 負 担 SCT (10億円)	実績値	7837.9	9399.0	11091.5	13157.7	14823.9
	推定値	7912.8	9278.3	11205.9	13175.5	15016.3
	誤差率	- 1.0	1.3	- 1.0	- 0.1	- 1.3
社 会 保 障 基 金 貯 蓄 Ss (10億円)	実績値	3360.9	3356.7	3561.7	4548.4	4472.7
	推定値	3336.9	3220.2	3671.8	4436.4	4644.9
	誤差率	0.7	4.1	3.1	2.5	- 3.8
貯 蓄 総 額 S (10億円)	実績値	28933.7	28284.3	30206.1	33688.4	36230.6
	推定値	28617.8	29177.4	31649.9	34531.6	36791.3
	誤差率	3.2	- 3.2	- 4.8	- 2.5	- 1.5

総資本形成 I (10億円)	実績値	49544.3	49694.0	53861.9	58294.0	65284.1
	推定値	47220.9	51258.2	55731.8	59275.6	65357.8
	誤差率	4.7	- 3.1	- 3.5	- 1.7	0.1
民間住宅投資 I_h (10億円)	実績値	10391.4	11939.9	13177.4	14000.7	14892.4
	推定値	10387.6	11447.9	12944.6	14474.0	15903.2
	誤差率	0.04	4.1	1.8	- 3.4	- 6.8
企業設備投資 I_p (10億円)	実績値	29253.3	29166.5	30545.0	32332.0	35819.5
	推定値	26933.8	31222.7	32647.6	32839.7	34882.3
	誤差率	7.9	- 7.0	- 6.9	- 1.6	2.6
社会保障給付 PS (10億円)	実績値	6827.0	9026.5	11220.3	12970.6	15639.5
	推定値	6942.1	9018.5	11220.3	13195.8	15624.4
	誤差率	- 1.7	0.1	0.0	- 1.7	0.1
社会保障基金資産ストック SFS (10億円)	実績値	18149.5	21506.2	25067.9	29616.3	34089.0
	推定値	18125.5	21345.8	25017.6	29454.0	34098.9
	誤差率	0.1	0.8	0.2	0.5	- 0.03
企業設備投資デフレーター P_i (45年基準)	実績値	1.473	1.513	1.560	1.580	1.575
	推定値	1.394	1.462	1.528	1.585	1.630
	誤差率	5.3	3.4	2.1	- 0.3	- 3.5
名目GNP V (10億円)	実績値	139243.6	153082.3	171770.5	190748.2	209260.7
	推定値	139235.2	152930.0	172262.2	192015.6	210476.4
	誤差率	0.01	0.1	- 0.3	- 0.7	- 0.6

(注) 誤差率 = [(実績値 - 推定値) / 実績値] × 100

うことにならざるをえない。また、在庫品増加はその変動が激しいため、本来は外生扱いとするはずであったので、最終テストでは外生変数とした。最終テストの主な結果は表 III-1 のようになる。

最終テストの結果をみて、十分に実績値を追い切れなかったのは、一般政府貯蓄である。これが十分に実績を追い切れなかった原因は租税関数にある。租税関数は一見して良好なフィットをみせているようであるが、この関数の部分テスト（個々の関数の説明変数に実績値を与えて個別関数のフィットの程度をみるテスト）をみると、49年度以降はきわめて不良である。例えば、49年度から50年度への租税の落込みは完全に把握しえていない。この点を正確に把握しようとするれば、より精緻な租税関数を作成すればよいであろう。例えば、ここでは示さないが、租税収入を外生と置く最終テストを行なうと、一般政府貯蓄の推定はきわめて良好となる（ S_g や S_s は残差として決定されるということに注意されたい。残差としての推定は誤差を累積させることがある）。

49～50年はインフレ期であり、租税と国民経済計算上の所得との関係が大きく乱れた時期である（この点は国民経済計算上の所得が物価上昇によるキャピタルゲインを除去して計算されるということによる。課税はキャピタルゲインであろうとなかろうと発生した所得すべてに

対して行なわれる）。この点をとらえるような精緻な租税関数を作成することは不可能ではないであろうが、そのような関数は長期外挿向きではない。また、このモデルの租税関数は単純な形ではあるが、全推定期間のフィットは悪くはない。したがって、49～53年度というのは、われわれのモデルによって一般政府貯蓄を推定するのは例外的に悪い時期であったといえる。

以上の検討の結果、個々には問題が残り、また短い期間の最終テストではあるが、このモデルは全体として経済の動きを良好にとらえうると判断した。

（2）シミュレーション結果

われわれのシミュレーションは昭和54年度から昭和100年度までに及ぶ。このような長期のシミュレーションを行なう理由は、われわれのモデルが人口の老齢化と社会保障の経済に及ぼす影響を検討しようとしているからである。人口老齢化は長期的現象であるし、また社会保障については、放置すれば破滅的な事態に陥いるのは最も早期に見積っても20数年後であり、5年や10年のシミュレーションではその傾向はとらえても、その全体的な過程をみることはできない。

1) シミュレーションにおける外生変数

表 III-2 は以下に示すシミュレーションにおいて用い

表 III-2 主 要 外 生 変 数

	55 年 度	65 年 度	75 年 度	85 年 度	95 年 度	100 年 度
就 業 者 数 L (万人)	5,501	5,932	6,198	6,064	5,877	5,789
0~14 歳 人 口 PLI (万人)	2,786	2,344	2,246	2,233	1,950	1,896
15~59 歳 人 口 PLA (万人)	7,458	7,940	7,841	7,286	7,105	6,955
60 歳 以 上 人 口 PLO (万人)	1,506	2,079	2,725	3,378	3,447	3,388
人 口 総 数 PL (万人)	11,745	12,363	12,812	12,897	12,502	12,239
60歳支給開始年金受給者数 PLN 60 (万人)	813	1,311	1,974	2,622	2,941	2,982
60歳支給開始年金給付原単位率 $\bar{x}$ 60 (小数)	0.2952	0.3185	0.3534	0.3770	0.3826	0.3808
65歳支給開始年金受給者数 PLN 65 (万人)	813	1,281	1,775	2,344	2,701	2,744
65歳支給開始年金給付原単位率 $\bar{x}$ 65 (小数)	0.2952	0.3177	0.3522	0.3817	0.3941	0.3925
一般政府および社会保障基金総固定資本形成 (伸び率 5%, 100億円)	1497.6	2439.4	3973.5	6472.3	10542.8	13455.5
GNP デ フ レ ー タ ー (上昇率 5%)	1.967	3.203	5.218	8.500	13.845	17.670

られた主たる外生変数を示す。これらの外生変数は当然のこととして、昭和100年度までの各年度について設定されているが、スペースの関係上表 III-2 のような年度についてのものを示す。

就業者数 L は、モデルの中では形式上内生変数の形をとっているが、われわれが行なったシミュレーションではこの系列しか用いておらず、事実上外生変数であるのでここに示しておく。

人口の計数が安川推計と一致しないのは、モデルの推定との関係上、昭和53年度の人口を安川推計を用いて補外するという形で推計したためである。なお、安川推計は5年ごとにしか行なわれていないが、中間年次については各年齢階級別に定率をもって補間を行なった。

国際収支 ($X-M$) については55年度以降ゼロとした。すなわち昭和100年度まで毎年度国際収支は均衡しているものと仮定した。

一般政府および社会保障基金の総固定資本形成の伸び率 5% という仮定や、GNP デフレーターの上昇率 5% という仮定についても問題があるかもしれない。しかし、以下で行なうシミュレーションは、このような想定の下での模擬実験であって、現実の経済の姿を予測することを意図したものではない。

2) シミュレーション結果の概要

われわれは上記のモデルに基づき、次のような10ケースのシミュレーションを行なった。

10ケースでそれぞれ設定される条件は、年金支給開始年齢、社会保障負担率、政府支出抑制の3項目の組合せからなり、その他はすべて上記のモデルをそのまま用いてある。ただし、政府支出のうち、一般政府最終消費支出 Cg 、一般政府から民間への移転 Tgr 、政府投資 Ig 、一般政府から社会保障基金への移転 Tgs などがケース

に応じて条件設定される。また、ケース①～⑥までの Ig はすでに述べたように伸び率 5% で外生で与えられる。

なお、ケースの説明中、社会保障負担率を固定するというのは、社会保障負担関数のパラメーター 0.09971 を用いて社会保障負担を算出することである。そして、「負担率引上げ」といったときは、支給開始年齢に応じて、次のようにパラメーターを設定した。

60歳支給開始で負担率引上げの場合

昭和55~64年度	0.1173
昭和65~74年度	0.1523
昭和75~84年度	0.1873
昭和85~94年度	0.2236
昭和95~100年度	0.2599

65歳支給開始で負担率引上げの場合

昭和55~64年度	0.1131
昭和65~74年度	0.1397
昭和75~84年度	0.1663
昭和85~94年度	0.2021
昭和95~100年度	0.2379

10ケースとは次のとおりである。

ケース① 60歳支給開始、負担率固定。

ケース② 65歳支給開始、負担率固定。

ケース③ 60歳支給開始、負担率引上げ、
 Cg, Tgr の年間伸び率 5% (Tgs はモデルのまま。 Ig の伸び率は 5%)。

ケース④ 65歳支給開始、負担率引上げ、他はケース③と同じ。

表 III-3 シミュレーションケース①

	55 年度	65 年度	75 年度	85 年度	93 年度	100 年度
実質 GNP (O)	12,552.6	17,543.1	21,314.2	19,287.3	3,859.9	—
実質 GNP 平均成長率		3.4	2.0	— 1.0	—18.2	—
資本ストック (K)	22,908.4	36,197.9	44,158.1	29,980.3	— 3,050.7	—
固定資本減耗 (Dp)	3,033.2	6,303.3	11,002.7	11,840.9	1,154.6	—
家計と企業の可処分所得 (Y)	18,373.4	44,874.9	97,841.7	167,952.2	80,888.4	—
民間貯蓄 (Sp)	3,804.3	9,018.7	19,440.5	33,235.4	16,104.7	—
一般政府最終消費支出 (Cg)	2,359.6	5,377.4	10,649.3	15,700.7	4,638.0	—
一般政府から民間への移転 (Tgr)	916.0	2,794.0	6,074.7	9,218.0	2,333.9	—
一般政府から社会保障基金への移転 (Tgs)	431.7	1,265.9	2,723.3	4,119.7	1,061.5	—
社会扶助金 (Pg)	572.2	1,569.7	3,312.2	4,981.9	1,325.3	—
租税収入 (T)	4,110.6	9,480.9	18,862.3	27,851.2	8,165.1	—
一般政府貯蓄 (Sg)	— 168.9	— 1,526.2	— 3,897.3	— 6,169.1	— 1,193.6	—
社会保障給付 (PS)	2,009.2	6,503.5	18,095.4	35,847.7	11,762.6	—
年金給付 (PN)	1,079.8	3,955.2	12,518.0	26,724.2	9,152.6	—
年金給付原単位 (PNX)	1.328	3.017	6.341	10.192	3.147	—
0~14 歳医療費 (PMI)	123.4	231.5	433.2	656.9	167.6	—
15~59 歳医療費 (PMA)	699.7	1,805.3	3,539.1	5,029.2	1,362.8	—
60 歳以上医療費 (PMO)	403.0	1,269.7	3,226.7	6,069.7	1,855.3	—
国民総医療費 (PM)	1,226.1	3,306.4	7,199.0	11,755.8	3,385.8	—
医療給付 (SPM)	929.4	2,548.3	5,577.4	9,123.5	2610.0	—
社会保障基金最終消費支出 (Cs)	36.6	86.6	174.0	257.7	74.3	—
社会保障基金へのその他の移転 (Rs)	293.5	792.6	— 165.9	— 10,242.5	— 31,708.1	—
社会保障負担 (SCT)	1,864.9	5,005.7	10,492.5	15,749.6	4,236.2	—
社会保障基金貯蓄 (Ss)	544.3	474.1	— 5,219.6	— 26,478.6	— 38,247.4	—
社会保障基金資産ストック (SFS)	4,446.2	10,951.2	— 7,371.5	— 161,395.3	— 455,985.3	—
貯蓄総額 (S)	4,179.7	7,966.6	10,323.6	587.7	— 23,336.3	—
総資本形成 (I)	7,725.7	14,870.2	21,992.8	13,267.0	— 21,023.5	—
民間住宅投資 (Ih)	1,872.4	4,311.1	8,571.4	12,653.5	3,713.6	—
在庫品増加 (J)	221.5	422.3	644.9	254.5	— 5,129.1	—
企業設備投資 (Ip)	4,134.3	7,697.4	8,803.0	— 6,113.3	— 29,170.6	—
企業設備投資デフレーター (Pi)	1.702	2.458	3.551	5.130	6.886	—
名目 GNP (V)	24,691.0	56,190.4	111,217.4	163,942.1	48,472.5	—
名目 GNP 平均成長率		8.6	7.1	4.0	—14.1	—

(注) 単位: 成長率は年率%, P_i は 45 年基準, 年金給付原単位は 100 万円, 他は 100 億円である。これは以下の各シミュレーションについて共通である。

ケース⑤ 60歳支給開始, 負担率引上げ, Cg および Tgr の伸び率 7% (Tgs はモデルのまま。 Ig の伸び率は 5%)。

ケース⑥ 65歳支給開始, 負担率引上げ, 他はケース⑤と同じ。

ケース⑦ 60歳支給開始, 負担率固定, Cg/V , Ig/V を 54 年度比率で固定, Tgr/V , Tgs/V を 53 年度比率で固定。

ケース⑧ 65歳支給開始, 負担率固定。他はケース⑦と同じ。

ケース⑨ 60歳支給開始, 負担率引上げ, 他はケース⑦と同じ。

ケース⑩ 65歳支給開始, 負担率引上げ, 他はケース⑦と同じ。

以下では, これらのシミュレーション各ケースをみていく。各計数は昭和 100 年度までの各年度について算出されるが, 示す計数はスペースの関係上, 各表のような 10 年度ごとに限ることとする。なお, これらのシミュレーションにおいて価額で示される計数は, 外挿期間が長期に及ぶため, 桁数を小さくして年金給付原単位を除き, すべて 100 億円単位で示すこととする (年金給付原単位は 100 万円単位である)。

3) ケース①

これはこのモデルの最も単純な外挿結果である。社会

表 III-4 シミュレーションケース②

	55年度	65年度	75年度	85年度	95年度	100年度
実質 GNP (O)	12,552.6	17,554.9	21,765.8	21,550.6	7,235.5	—
実質 GNP 平均成長率		3.4	2.2	— 0.1	—10.3	—
資本ストック (K)	22,906.4	36,281.0	46,463.1	38,896.6	—520.2	—
固定資本減耗 (Dp)	3,033.2	6,311.0	11,447.6	14,628.1	2,703.6	—
家計と企業の可処分所得 (Y)	18,373.4	44,792.2	97,867.2	179,645.4	137,215.2	—
民間貯蓄 (Sp)	3,804.3	9,002.4	19,445.5	35,536.2	27,187.6	—
一般政府最終消費支出 (Cg)	2,359.6	5,381.1	10,875.1	17,543.8	9,591.5	—
一般政府から民間への移転 (Tgr)	916.0	2,796.3	6,215.2	10,365.0	5,416.4	—
一般政府から社会保障基金への移転 (Tgs)	431.7	1,266.9	2,785.7	4,629.2	2,430.9	—
社会扶助金 (Pg)	572.2	1,570.9	3,386.9	5,591.1	2,962.6	—
租税収入 (T)	4,110.6	9,487.3	19,264.1	31,131.1	16,979.9	—
一般政府貯蓄 (Sg)	—163.9	— 1,527.8	— 3,998.8	— 6,998.1	— 3,421.5	—
社会保障給付 (PS)	2,009.2	6,407.8	17,155.8	37,247.0	23,770.9	—
年金給付 (PN)	1,079.8	3,857.6	11,455.5	27,027.0	18,144.3	—
年金給付原単位 (PNX)	1.328	3.011	6.454	11.530	6.717	—
0~14歳医療費 (PMI)	123.4	231.7	442.7	735.8	354.5	—
15~59歳医療費 (PMA)	699.7	1,806.6	3,618.1	5,641.2	3,020.4	—
60歳以上医療費 (PMO)	403.0	1,270.6	3,296.1	6,787.9	3,887.2	—
国民総医療費 (PM)	1,226.1	3,308.8	7,356.9	13,164.9	7,262.2	—
医療給付 (SPM)	929.4	2,550.2	5,700.3	10,220.0	5,626.6	—
社会保障基金最終消費支出 (Cs)	36.5	86.7	177.7	288.3	156.5	—
社会保障基金へのその他の移転 (Rs)	293.5	803.0	359.2	— 7,527.7	—35,248.2	—
社会保障負担 (SCT)	1,864.9	5,009.5	10,727.4	17,667.8	9,391.5	—
社会保障基金貯蓄 (Ss)	544.3	584.9	— 3,461.2	—22,765.9	—47,353.1	—
社会保障基金資産ストック (SFS)	4,446.2	11,198.8	1,306.1	—121,913.1	—511,734.6	—
貯蓄総額 (S)	4,179.7	8,059.5	11,985.5	5,772.2	—23,587.0	—
総資本形成 (I)	7,725.7	14,970.8	24,099.6	21,238.7	—19,599.5	—
民間住宅投資 (Ih)	1,872.4	4,314.1	8,753.9	14,142.9	7,716.6	—
在庫品増加 (J)	221.5	424.8	700.6	574.6	— 3,843.8	—
企業設備投資 (Ip)	4,134.3	7,792.5	10,671.6	48.8	—34,015.0	—
企業設備投資デフレーター (Pi)	1.702	2.458	3.551	5.130	7.411	—
名目 GNP (V)	24,691.0	56,228.3	113,574.2	183,180.0	100,176.2	—
名目 GNP 平均成長率		8.6	7.3	4.9	—5.9	—

保障負担率は全外挿期間について固定されているが、社会保障給付は年金受給者の増加や給付原単位の上昇により、増加していく。やがて、社会保障給付 PS は負担 SCT を上回り、社会保障基金の貯蓄 Ss は昭和68年度においてマイナスに転ずる。このマイナスの貯蓄はその後も続き、社会保障基金資産ストックも昭和73年度で底を尽き、それ以降はマイナスとなる。

一般政府貯蓄 Sg もマイナスを続け、 Sg と Ss のマイナスは貯蓄総額 S をもマイナスに転じせしめる。この結果、企業設備投資 Ip もマイナスに転じ、昭和93年度には資本ストックがマイナスとなり、これ以上このシミュレーションは続けられなくなる。

すなわち、上記を要約すれば、社会保障給付の増加に伴う Ss の巨額のマイナスが生じ、これが民間貯蓄で埋

合わされねばならないとすると、それは資本形成全体を阻害し、経済成長における国富までも喰いつぶすということである。

もちろん、このシミュレーションは極端であり、現実の経済運営には絶対に現われてはこない姿である。われわれは1つの極端な例を描くことにより、以下で行なうシミュレーションを対比させるための仮設例を作ったにすぎない。なお、このケース①では実質 GNP (O) の成長率は昭和79年度以降はマイナスに転じている（なお、これも極端な仮定であるが、われわれのシミュレーションでは、いかなる経済状態の下でも完全雇用が維持されることを仮定している。適当な労働力需要関数を作成し、この仮定をはずすことは可能であろうが、今回はこれは行なわれていない。この点も、今後の課題としたい）。

表 III-5 シミュレーションケース③

	55年度	65年度	75年度	85年度	95年度	100年度
実質GNP平均成長率 (O)	12,559.2	20,283.3	34,035.4	52,929.6	77,489.3	93,699.7
資本ストック (K)	23,266.4	51,159.4	122,355.8	265,496.6	519,470.9	725,067.4
固定資本減耗 (Dp)	3,035.7	8,223.3	27,071.3	84,798.6	240,212.6	404,058.4
家計と企業の可処分所得 (Y)	17,803.6	44,995.7	116,914.7	284,518.2	630,130.4	931,697.3
民間貯蓄 (Sp)	3,692.2	9,042.5	23,193.3	56,170.9	124,173.6	183,509.9
一般政府最終消費支出 (Cg)	2,251.8	3,667.9	5,974.6	9,731.9	15,852.3	20,232.0
一般政府から民間への移転 (Tgr)	772.3	1,258.0	2,049.2	3,337.9	5,437.2	6,939.3
一般政府から社会保障基金への移転 (Tgs)	432.0	1,498.4	4,481.4	11,693.2	28,191.9	43,628.2
社会扶助金 (Pg)	572.6	1,847.6	5,414.3	14,037.4	33,763.9	52,220.5
租税収入 (T)	4,112.8	10,977.2	30,179.2	76,603.9	182,807.2	282,173.6
一般政府貯蓄 (Sg)	84.0	2,705.0	12,259.3	37,802.4	99,560.5	159,151.5
社会保障給付 (PS)	2,010.3	7,553.9	29,027.3	98,760.9	267,810.4	420,763.5
年金給付 (PN)	1,080.3	4,573.0	19,989.3	73,338.5	205,408.7	324,769.9
年金給付原単位 (PNX)	1.329	3.488	10.126	27.971	69.843	108.910
0~14歳医療費 (PMI)	123.5	270.2	701.3	1,830.5	3,951.3	6,027.6
15~59歳医療費 (PMA)	700.1	2,116.3	5,762.5	14,126.0	34,153.6	52,478.8
60歳以上医療費 (PMO)	403.2	1,297.8	5,182.3	16,744.2	42,115.8	64,881.3
国民総医療費 (PM)	1,226.9	3,862.3	11,646.1	32,700.6	80,220.7	123,387.7
医療給付 (SPM)	930.0	2,980.8	9,038.1	25,422.3	62,401.7	95,993.6
社会保障基金最終消費支出 (Cs)	36.6	100.5	279.4	711.8	1,701.0	2,626.6
社会保障基金へのその他の移転 (Rs)	293.5	1,533.1	6,589.2	19,269.1	47,140.1	86,163.1
社会保障負担 (SCT)	2,300.7	9,297.5	32,666.8	100,009.9	278,276.6	429,778.8
社会保障基金貯蓄 (Ss)	979.3	4,674.6	14,430.7	31,499.7	84,097.1	136,180.0
社会保障基金資産ストック (SFS)	4,881.2	24,909.0	101,282.0	285,416.3	705,229.1	1,271,463.2
貯蓄総額 (S)	4,755.5	16,422.1	49,883.2	125,473.0	307,831.1	478,841.3
総資本形成 (I)	8,304.1	25,245.5	77,620.9	211,109.9	549,327.5	884,626.3
民間住宅投資 (Ih)	1,873.4	4,990.7	13,710.7	34,793.0	83,022.1	128,146.3
在庫品増加 (J)	222.8	608.1	1,625.6	3,770.8	8,702.6	13,687.7
企業設備投資 (Ip)	4,710.3	17,207.4	58,311.2	166,073.7	447,060.1	729,336.7
企業設備投資デフレーター (Pi)	1.702	2.458	3.551	5.130	7.411	8.908
名目GNP平均成長率 (V)	24,704.0	64,967.3	177,596.7	449,901.5	1,072,838.7	1,655,673.7
名目GNP平均成長率		10.2	10.6	9.7	9.1	9.1

4) ケース②

年金の支給年齢を65歳に引き上げるという年金制度の改革案には強い反対意見が表明された。しかし、われわれのシミュレーションはあくまで模擬実験であるから支給年齢65歳引上げのテストを行なってみる。このシミュレーションのケース②はケース①と比べて年金支給開始を65歳としたほかは全く同じ想定の下に行なわれている。

このケース②の場合、資本ストックがマイナスとなっており、経済が完全に破綻をきたすのは昭和95年度となっており、ケース①に比べて若干それは遅れることになっている。しかし、そこに至る過程はほぼケース②と同じである。

このシミュレーション結果をもって、65歳への支給開始年齢引上げがたいした効果をもたないという結論を引

き出されるのは心外であるし、また、65歳引上げ論を不当に非難するものという結論を引き出されるのも心外である。おそらく、この問題はそれほど単純なものではないであろう。但し、ここで付言しておかなければならないのは、60歳支給開始の場合と65歳支給開始の場合では年金受給者数にかなりの開きができるということである。われわれの厚生老齢年金換算受給者数の場合、最大約250万人の受給者数の開きができる。もちろん、65歳引上げ論は、退職年齢の引上げやその他の高齢者雇用条件の改善を織り込んだことであろうが、いずれにせよ、年金を受けられなくなる高齢者の多くの部分についてはなんらかの雇用の道が開かれるべきであろう。われわれのシミュレーションでも、65歳開始の場合には、高齢者雇用が増加するということを織り込んだ労働力によるシミュレ

表 III-6 シミュレーションケース④

	55年度	65年度	75年度	85年度	95年度	100年度
実質GNP平均成長率	12,559.2	20,055.5	33,144.3	50,946.5	73,801.1	88,658.7
資本ストック	(O)	4.8	5.2	4.4	3.8	3.7
固定資本減耗	(K)	23,217.4	49,769.6	115,676.5	245,637.3	470,109.4
家計と企業の可処分所得	(Dp)	3,035.7	8,053.2	25,706.9	78,626.5	218,017.5
民間貯蓄	(Y)	17,907.4	45,419.8	117,055.8	283,132.0	635,317.4
一般政府最終消費支出	(Sp)	3,712.6	9,125.9	23,221.0	55,898.2	125,194.2
一般政府から民間への移転	(Cg)	2,251.8	3,667.9	5,974.6	9,731.9	15,852.3
一般政府から社会保障基金への移転	(Tgr)	772.3	1,258.0	2,049.2	3,337.9	5,437.2
社会扶助金	(Tgs)	432.0	1,479.1	4,358.2	11,246.9	26,839.5
租税収入	(Pg)	572.6	1,824.5	5,267.0	13,503.6	32,146.9
一般政府貯蓄	(T)	4,112.8	10,852.9	29,386.5	73,730.0	174,101.6
社会保障給付	(Sg)	84.0	2,623.0	11,736.9	35,908.8	93,824.4
年金給付	(PS)	2,010.3	7,352.0	26,239.8	88,354.6	244,489.0
年金給付原単位	(PN)	1,080.3	4,407.1	17,444.1	63,893.0	185,067.9
0~14歳医療費	(PNX)	1.329	3.440	9.828	27.258	68.518
15~59歳医療費	(PMT)	123.5	267.0	682.5	1,761.3	3,762.5
60歳以上医療費	(PMA)	100.1	2,090.5	5,606.7	13,589.7	32,519.2
国民総医療費	(PMO)	403.2	1,458.7	5,045.3	16,114.9	40,108.8
医療給付	(PM)	1,226.9	3,816.1	11,334.6	31,465.9	76,390.5
社会保障基金最終消費支出	(SPM)	930.0	2,944.9	8,795.7	24,461.6	59,421.1
社会保障基金へのその他の移転	(Cs)	36.6	99.4	272.0	685.1	1,620.0
社会保障負担	(Rs)	293.5	1,369.6	5,523.6	14,975.9	32,564.0
社会保障基金貯蓄	(SCT)	2,197.0	8,387.0	28,164.1	86,938.7	242,565.2
社会保障基金資産ストック	(Ss)	875.6	3,774.3	11,534.1	24,121.8	55,859.7
貯蓄総額	(SFS)	4,777.4	21,854.0	84,345.9	221,472.4	484,943.0
総資本形成	(S)	4,672.2	15,523.2	46,492.0	115,928.8	274,878.1
民間住宅投資	(I)	8,220.8	24,176.6	72,865.4	195,393.5	494,179.5
在庫品増加	(Ih)	1,873.4	4,934.2	13,350.7	33,488.0	79,068.7
企業設備投資	(J)	222.8	596.2	1,574.1	3,593.2	8,160.2
企業設備投資デフレーター	(Ip)	4,627.0	16,206.9	53,967.2	151,840.0	396,407.8
名目GNP平均成長率	(Pi)	1.702	2.458	3.551	5.130	7.411
	(V)	24,704.0	64,237.9	172,947.1	433,044.9	1,021,775.9
			10.0	10.4	9.6	9.0
						8.9

ーションを行なうべきであったが、今回はこれは行なわなかった。この点は、労働力の年齢構成の変化を考慮するなんらかの方法の検討とともに今後の課題としたい。

5) ケース③

このシミュレーションケース③では、2つのねらいがある。1つは、社会保障負担率の引上げにより、社会保障基金貯蓄 S_s のマイナスを打ち消すこと、もう1つは政府支出（ここでは一般政府最終消費支出 C_g および一般政府から民間への移転 T_{gr} ）の支出削減を図り、一般政府貯蓄 S_g のマイナスを打ち消すことである。

社会保障負担率の引上げは、一応の社会保障給付の増加を予想して、社会保障基金収支の均衡をねらって想定したものを用いたが、このシミュレーションでは巨額のプラスの S_s が生じることになった。社会保障給付 PS

と負担 SCT を比べると、100年度ではほぼ均衡しているのであるが、一般政府からの移転 T_{gs} と積立金からの収入 R_s がこれをもたらしたことになる（なお、 S_s について付言すれば、現在までの S_s は大幅なプラスの数値を示してきた。これはわが国が積立方式をとっており、年金制度がまだ成熟していないこと、および将来の急激な負担増を緩和するという見地から負担率が高めにきめられたこと等により、負担額が支給額を上回ってきたためである。これらのプラスの貯蓄が財政投融资の原資として利用され、わが国の資本蓄積に大きな役割を果たしてきたことは周知のとおりである。したがって、社会保障基金のマイナスの貯蓄はこの面からの財政投融资金の涸渇を意味する）。

C_g および T_{gr} の伸び率を5%に制約したこと（一般

表 III-7 シミュレーションケース⑤

	55年度	65年度	75年度	85年度	95年度	100年度
実質 G N P (O)	12,559.2	19,808.5	32,120.4	48,865.8	70,658.6	85,247.2
実質 GNP 平均成長率		4.7	5.0	4.3	3.8	3.8
資本ストック (K)	23,252.5	48,447.1	108,449.6	225,757.3	431,702.7	600,223.5
固定資本減耗 (Dp)	3,035.7	7,870.8	24,183.5	72,402.5	199,954.5	334,765.4
家計と企業の可処分所得 (Y)	17,833.1	44,417.7	112,644.8	270,793.7	598,617.3	887,854.4
民間貯蓄 (Sp)	3,698.0	8,929.8	22,353.1	53,470.5	117,973.1	174,883.4
一般政府最終消費支出 (Cg)	2,251.8	4,429.5	8,713.6	17,140.9	33,718.7	47,292.3
一般政府から民間への移転 (Tgr)	801.8	1,577.3	3,102.7	6,103.5	12,006.5	16,839.7
一般政府から社会保障基金への移転 (Tgs)	432.0	1,458.1	4,216.7	10,778.5	25,687.2	39,672.6
社会扶助金 (Pg)	572.6	1,799.5	5,097.8	12,943.5	30,769.2	47,490.9
租税収入 (T)	4,112.8	10,718.0	28,475.6	70,714.9	166,684.1	256,710.2
一般政府貯蓄 (Sg)	54.6	1,453.2	7,344.0	23,747.0	64,499.8	105,410.8
社会保障給付 (PS)	2,010.3	7,371.9	27,381.7	91,161.4	244,183.6	382,787.2
年金給付 (PN)	1,080.3	4,466.0	18,864.6	67,707.8	187,302.0	295,473.0
年金給付原単位 (PNX)	1.329	3.407	9.557	25.823	63.687	99.086
0~14歳医療費 (PMI)	123.5	263.5	661.0	1,688.7	3,601.6	5,482.4
15~59歳医療費 (PMA)	700.1	2,062.4	5,427.8	13,027.1	31,126.6	47,728.0
60歳以上医療費 (PMO)	403.2	1,440.1	4,887.9	15,454.8	38,398.9	59,024.0
国民総医療費 (PM)	1,226.9	3,766.0	10,976.6	30,170.6	73,127.1	112,234.4
医療給付 (SPM)	930.0	2,905.9	8,517.1	23,453.5	56,881.6	87,314.3
社会保障基金最終消費支出 (Cs)	36.6	98.1	263.5	657.0	1,550.9	2,389.4
社会保障基金へのその他の移転 (Rs)	293.5	1,522.9	6,421.1	18,533.5	44,995.2	81,426.0
社会保障負担 (SCT)	2,300.7	9,065.9	30,795.2	92,285.6	253,694.1	390,955.3
社会保障基金貯蓄 (Ss)	979.3	4,576.9	13,787.9	29,779.3	78,642.0	126,877.2
社会保障基金資産ストック (SFS)	4,881.2	24,676.8	98,424.5	274,002.9	671,514.0	1,199,746.0
貯蓄総額 (S)	4,731.9	14,958.9	43,485.0	106,996.6	261,114.6	407,170.9
総資本形成 (I)	8,280.5	23,429.9	68,334.9	180,237.3	462,352.8	743,662.7
民間住宅投資 (Ih)	1,873.4	4,872.9	12,937.0	32,118.7	75,700.3	116,582.9
在庫品増加 (J)	222.8	572.3	1,487.3	3,408.5	7,843.5	12,407.9
企業設備投資 (Ip)	4,686.7	15,545.3	49,937.1	138,237.7	368,266.3	601,216.3
企業設備投資デフレーター (Pi)	1.702	2.458	3.551	5.130	7.411	8.908
名目 G N P (V)	24,704.0	63,446.7	167,604.1	415,359.4	978,268.5	1,506,318.1
名目 GNP 平均成長率		9.9	10.2	9.5	8.9	9.0

政府および社会保障基金総固定資本形成 I_g の伸びも 5% に制約されている) は、一般政府貯蓄 S_g をも巨額なものとした。このように C_g , T_{gr} , I_g の伸びを 5% に制約したことは、GNP デフレーター の伸びを 5% としていることから、これらの支出の実質伸び率をゼロにしていたということになる。この場合の S_g は昭和 100 年度では 159,152 百億円となり、 I_g の 13,456 百億円をはるかに上まわる。結果として、これほどの節約をかけなくても財政収支は改善されるということになるわけである。

この結果、 S_g および S_s は昭和 100 年度では貯蓄総額 S の約 60% を占めることになり、民間資本形成のかなりの部分が S_g および S_s からの融資によってまかなわれることになる。これは一種の強制貯蓄による資本形成ともいえるであろうから、これも実際にありそうな姿から

みればやや現実ばなれした結果ではある。

しかし、この結果、実質 GNP は 4~5% の成長を続け、昭和 100 年度においてもその成長率は 3.8% となる。名目 GNP の水準は 1 京を超え、1,655,674 百億円に達する。また、社会保障給付は 420,764 百億円と、名目 GNP の約 25% に達し、年金給付原単位は 109 百万円と 1 億円を越えて、1 億円年金時代がくるということになる。

われわれがこれらのシミュレーションにおいて、社会保障負担率のみを引き上げ、租税負担率を引き上げず、財政支出を削減するという方法をとったのは、社会保障給付引上げのためには負担の引上げが必須であり、そのためには租税負担率引上げの余地は少ないであろうと考えたためである。しかし、このケース③では S_g および S_s とともに大きなプラスを生じているから、両負担率を

表 III-8 シミュレーションケース⑥

	55年度	65年度	75年度	85年度	95年度	100年度
実質GNP平均成長率	12,559.2	19,576.0	31,180.3	46,725.0	66,630.7	79,741.8
資本ストック	4.5	4.8	4.1	3.6	3.7	3.7
固定資本減耗	(K)	23,203.5	47,064.9	101,812.6	206,010.1	382,782.5
家計と企業の可処分所得	(Dp)	3,035.7	7,701.3	22,826.6	66,267.7	177,943.2
民間貯蓄	(Y)	17,936.9	44,810.9	112,445.2	267,836.3	597,653.0
一般政府最終消費支出	(Sp)	3,718.4	9,006.1	22,313.8	52,888.6	117,783.3
一般政府から民間への移転	(Cg)	2,251.8	4,429.5	8,717.6	17,140.9	33,718.7
一般政府から社会保障基金への移転	(Tgr)	801.8	1,577.3	3,102.7	6,103.5	12,006.5
社会扶助金	(Tgs)	432.0	1,438.4	4,086.8	10,296.6	24,210.2
租税収入	(Pg)	572.6	1,775.9	4,942.5	12,367.3	29,003.2
一般政府貯蓄	(T)	4,112.8	10,591.0	27,639.3	67,612.6	157,176.5
社会保障給付	(Sg)	54.6	1,369.6	6,793.0	21,703.0	58,235.1
年金給付	(PS)	2,010.3	7,170.9	24,671.8	81,015.3	220,713.3
年金給付原単位	(PN)	1,080.3	4,301.8	16,410.4	58,598.9	167,086.9
0~14歳医療費	(PNX)	1.3	3.4	9.2	25.0	61.9
15~59歳医療費	(PMI)	123.5	260.2	641.1	1,614.0	3,395.4
60歳以上医療費	(PMA)	700.1	2,036.0	5,263.5	12,448.3	29,341.6
国民総医療費	(PMO)	403.2	1,422.6	4,743.4	14,775.5	36,207.1
医療給付	(PM)	1,226.9	3,718.8	10,648.0	28,837.8	68,944.0
社会保障基金最終消費支出	(SPM)	930.0	2,869.2	8,261.4	22,416.4	53,626.4
社会保障基金へのその他の移転	(Cs)	36.6	96.9	255.7	628.1	1,462.3
社会保障負担	(Rs)	1,080.3	4,301.8	16,410.4	58,598.9	167,086.9
社会保障基金貯蓄	(SCT)	2,197.0	8,162.4	26,459.8	79,685.5	218,939.8
社会保障基金資産ストック	(Ss)	875.6	3,693.4	10,997.9	22,748.1	52,203.8
貯蓄総額	(SFS)	4,777.4	21,652.5	81,902.2	212,633.9	463,702.7
資本形成	(S)	4,648.5	14,069.1	40,104.6	97,339.5	228,221.9
民間住宅投資	(I)	8,197.1	22,370.5	63,597.7	164,445.4	407,448.8
在庫品増加	(Ih)	1,873.4	4,815.3	12,557.2	30,709.9	71,382.7
企業設備投資	(J)	222.8	559.9	1,431.0	3,213.1	7,249.3
企業設備投資デフレーター	(Ip)	4,603.3	14,556.0	45,636.1	124,050.0	318,274.1
名目GNP平均成長率	(Pi)	1.7017	2.4578	3.5511	5.1303	7.4114
	(V)	24,704.0	62,702.0	162,698.8	397,162.9	922,501.4
			9.8	10.0	9.3	8.8

適当に引き上げることによって、社会保障および財政支出の双方を適切に増加させていくような径路が見出せるかもしれない。

なお、上記のケース①、②および③より、高負担による強制貯蓄が経済成長を高めるという結論が短絡的に引き出されてはならない。このような結果が出てきたのは、おそらくわれわれのモデルがまだきわめて単純なものであるということによるものであろう。しかし、ただいえることは、適当な負担引上げがなく、政府および社会保障財政が破綻してしまうことは、それらの各制度にとっても望ましいものではなく、民間諸方面の活動をも阻害してしまうに至るということではないかと思われる。

6) ケース④

シミュレーションケース④は支給開始年齢を65歳とし、

負担率をそれに応じて設定したほかは、上記ケース③と同じである。シミュレーション結果の示唆するところもケース③と同じであるが、経済規模はケース③に比べてやや小さくなっている。この理由は、社会保障負担率の引上げがケース③に比べて低く設定されているため、 Ss による強制貯蓄分が減少し、資本形成が小さくなったことによるものであろうと思われる。

7) ケース⑤

シミュレーションケース⑤は、社会保障については、60歳開始とその場合の負担率引上げをとっているが、 Cg と Tgr の伸びは年率7%としたものである。これは、年率5%という支出制約が厳しすぎると考えられたため、それをやや緩和したものである（なお、5%の場合もそうであるが、 Tgs 、 Pg は V を説明変数として推

表 III-9 シミュレーションケース⑦

	55年度	65年度	75年度	85年度	92年度	100年度
実質GNP平均成長率	12,553.2	17,537.5	20,878.5	17,781.9	4,380.3	—
資本ストック	3.4	1.8	—1.6	—18.1	—	—
固定資本減耗	22,936.4	36,100.3	42,085.2	24,851.8	—2,008.8	—
家計と企業の可処分所得	3,033.4	6,299.7	10,582.4	10,157.0	1,299.3	—
民間貯蓄	18,244.8	43,742.5	93,734.9	154,267.5	84,382.8	—
一般政府最終消費支出	3,779.0	8,795.9	18,632.4	30,542.8	16,792.3	—
一般政府から民間への移転	2,399.8	5,459.4	10,588.3	14,689.9	5,091.7	—
一般政府から社会保障基金への移転	826.4	1,880.0	3,646.1	5,058.6	1,753.3	—
社会扶助金	399.6	909.0	1,763.0	2,446.0	847.8	—
租税収入	531.9	1,210.1	2,347.0	3,256.1	1,128.6	—
一般政府貯蓄	4,110.8	9,477.8	18,474.7	25,669.7	8,832.7	—
社会保障給付	—47.0	19.3	130.3	219.1	11.3	—
年金給付	2,009.3	6,501.4	17,721.0	33,032.5	12,643.3	—
年金給付原単位	1,079.8	3,954.0	12,262.1	24,638.4	9,803.3	—
0~14歳医療費	1,328	3,016	6,212	9,397	3,394	—
15~59歳医療費	123.4	231.4	424.0	604.4	184.7	—
60歳以上医療費	699.7	1,804.6	3,463.0	4,622.1	1,486.6	—
国民総医療費	403.0	1,269.2	3,159.7	5,592.1	2,010.0	—
医療給付	1,226.1	3,305.3	7,046.7	10,818.6	3,681.4	—
社会保障基金最終消費支出	929.4	2,547.4	5,458.9	8,394.1	2,840.1	—
社会保障基金へのその他の移転	36.6	86.6	170.4	237.4	80.6	—
社会保障負担	292.8	639.8	—1,066.2	—12,912.9	—32,331.0	—
社会保障基金貯蓄	1,865.0	5,003.9	10,265.8	14,473.7	4,626.7	—
社会保障基金資産ストック	511.6	—35.2	—6,928.8	—29,263.0	—39,580.5	—
貯蓄総額	4,404.2	8,429.6	—20,941.8	—199,363.6	—465,526.0	—
総資本形成	4,243.6	8,780.0	11,833.9	1,498.9	—22,776.9	—
民間住宅投資	7,789.8	15,679.9	23,082.8	12,494.2	—20,374.0	—
一般政府及び社会保障基金投資	1,872.5	4,309.8	8,395.4	11,662.8	4,016.8	—
在庫品増加	1,513.4	3,442.9	6,677.4	9,264.1	3,211.0	—
企業設備投資	221.6	417.9	599.4	77.5	—4,050.4	—
企業設備投資デフレーター	4,182.3	7,509.4	7,410.6	—8,510.2	—23,551.3	—
名目GNP平均成長率	1.702	2.458	3.551	5.130	6.637	—
	24,692.1	55,172.5	108,944.0	151,146.2	52,388.8	—
	8.6	6.8	3.3	—14.1	—	—

定した関数をそのまま用いており、 I_g は伸び率5%とされている)。

この場合、 S_g はやや小さくなるけれどもまだ大きく、基本的な結論は上記ケース③の場合と変わらない。

8) ケース⑥

このケース⑥は65歳開始とそれに伴う負担率引上げ、 C_g および T_{gr} の伸び率7%を前提としたものである。その結論は、基本的には、ケース④の場合と変わらない。

9) ケース⑦

上記シミュレーションのうち、ケース①および②では、一般政府の各支出は計測された関数を用いて内生化されている。これらの各関数は大きなマイナスの切片をもって計測されており、したがって、各支出の毎年度の伸び

は名目GNPの伸びを上回るということになる。また、ケース③および④では C_g および T_{gr} の伸びは5%、ケース⑤および⑥では7%に制限されており、これはかなりの財政支出の制約が課せられていることを意味する。

このケース⑦では、 C_g および I_g 、 T_{gr} 、 T_{gs} の名目GNPに対する比率を固定し、これらの政府支出が名目GNPと同じ伸びをすると仮定した。社会保障負担は計測された関数を用いているので、 S_s は大きなマイナスを生じ、資本ストック K は92年度でマイナスとなってしまう。

しかし、 S_g は若干のプラスの貯蓄を残して推移している。

10) ケース⑧

表 III-10 シミュレーションケース⑧

	55 年 度	65 年 度	75 年 度	85 年 度	92 年 度	100 年 度
実 質 G N P (O)	12,553.2	17,549.2	21,319.2	19,958.2	11,539.0	—
実 質 GNP 平 均 成 長 率		3.4	2.0	— 0.7	— 7.5	—
資 本 ス ト ッ ク (K)	22,936.4	36,182.7	44,276.8	32,689.1	6,957.7	—
固 定 資 本 減 耗 (Dp)	3,033.4	6,307.3	11,007.6	12,635.1	5,539.7	—
家 計 と 企 業 の 可 処 分 所 得 (Y)	18,244.8	43,658.3	93,677.9	165,202.5	163,405.4	—
民 間 貯 蓄 (Sp)	3,779.0	8,779.3	18,621.2	32,694.4	32,340.8	—
一 般 政 府 最 終 消 費 支 出 (Cg)	2,399.8	5,463.1	10,811.7	16,487.8	13,412.8	—
一 般 政 府 から 民 間 へ の 移 転 (Tgr)	826.4	1,881.2	3,723.1	5,677.7	4,618.8	—
一 般 政 府 から 社 会 保 障 基 金 へ の 移 転 (Tgs)	399.6	909.6	1,800.3	2,745.4	2,233.4	—
社 会 扶 助 金 (Pg)	531.9	1,210.9	2,396.5	3,654.7	2,973.1	—
租 税 収 入 (T)	4,110.8	9,484.2	18,866.7	28,823.5	23,429.5	—
一 般 政 府 貯 蓄 (Sp)	—47.0	19.3	135.1	258.0	191.4	—
社 会 保 障 給 付 (PS)	2,009.3	6,405.6	16,799.2	34,478.5	31,938.2	—
年 金 給 付 (PN)	1,079.8	3,856.4	11,220.5	25,030.0	24,095.8	—
年 金 給 付 原 単 位 (PNX)	1.328	3.010	6.321	10.678	9.165	—
0~14 歳 医 療 費 (PMT)	123.4	231.6	433.3	680.3	512.6	—
15~59 歳 医 療 費 (PMA)	699.7	1,806.0	3,540.0	5,210.6	4,220.2	—
60 歳 以 上 医 療 費 (PMO)	403.0	1,270.1	3,227.4	6,282.6	5,376.7	—
国 民 総 医 療 費 (PM)	1,226.1	3,307.7	7,200.8	12,173.5	10,109.5	—
医 療 給 付 (SPM)	929.4	2,549.3	5,578.8	9,448.5	7,842.3	—
社 会 保 障 基 金 最 終 消 費 支 出 (Cs)	36.6	86.6	174.0	266.8	216.5	—
社 会 保 障 基 金 へ の そ の 他 の 移 転 (Rs)	292.8	650.2	—551.4	—10,361.9	—29,105.3	—
社 会 保 障 負 担 (SCT)	1,865.0	5,003.9	10,495.0	16,318.3	13,163.6	—
社 会 保 障 基 金 貯 蓄 (Ss)	511.6	75.3	—5,229.4	—26,043.6	—45,863.1	—
社 会 保 障 基 金 資 産 ス ト ッ ク (SPS)	4,404.2	8,676.7	—12,459.9	—162,533.7	—429,307.5	—
貯 蓄 総 額 (S)	4,243.6	8,873.9	13,526.9	6,908.8	—13,330.8	—
総 資 本 形 成 (I)	7,789.8	15,781.5	25,201.0	20,382.2	—6,687.5	—
民 間 住 宅 投 資 (Ii)	1,872.5	4,312.7	8,573.5	13,095.0	10,645.5	—
一 般 政 府 及 び 社 会 保 障 基 金 投 資 (Ig)	1,513.4	3,445.2	6,818.3	10,397.9	8,458.7	—
在 庫 品 増 加 (J)	221.7	420.4	653.4	384.4	—1,532.4	—
企 業 設 備 投 資 (Ij)	4,182.3	7,603.2	9,155.8	—3,495.1	—24,259.3	—
企 業 設 備 投 資 デ フ レ ー タ ー (Pi)	1.702	2.458	3.551	5.130	6.637	—
名 目 G N P (V)	24,692.1	56,210.2	111,243.4	169,644.9	138,006.5	—
名 目 GNP 平 均 成 長 率		8.6	7.1	4.3	— 2.9	—

ケース⑧は、支給開始年齢を65歳としたほかは、ケース⑦と同じである。その結論もケース⑦と類似している。

11) ケース⑨

ケース⑨は支給開始年齢を60歳とし、負担率を引き上げるとともに、ケース⑦および⑧の財政支出シェア固定を行なったものである。

Ssはかなりの高水準を維持するが、Sgはプラスの水準を維持するものの、その大きさは上記ケース③などに比べればずっと小さくなる。このため、Igをまかなうためには、継続的な公債発行ないしはSsからの融資を必要とすることになる。

また、全体として貯蓄が小さくなるため、資本形成が小さくなり、実質GNPの成長率は3~4%で推移し、

昭和100年度のそれは2.8%ということになる。この時の年金給付原単位は約5,800万円である。

12) ケース⑩

ケース⑩は65歳支給開始と負担率引上げの場合における財政シェア固定を試みたものである。その結論はケース⑨と同じであるが、実質GNPの成長率はややケース⑨に比べて小さくなる。

(3) シミュレーションから得られる暫定的結論

われわれのモデルの構造は単純であり、またシミュレーションで用いた前提も単純なものであるから、長期にわたるシミュレーションでは、しばしば実際には起こりえないであろうような状態がでてくるし、また、得られ

表 III-11 シミュレーションケース⑩

	55年度	65年度	75年度	85年度	95年度	100年度
実質GNP平均成長率 (O)	12,559.2	18,423.3	25,975.7	34,108.7	43,165.4	49,553.6
資本ストック (K)	23,162.4	40,964.0	69,052.9	107,417.4	158,377.3	199,841.6
固定資本減耗 (Dp)	3,035.7	6,889.9	16,039.1	35,659.7	75,239.9	113,925.2
家計と企業の可処分所得 (Y)	17,817.6	41,924.7	95,718.5	207,192.3	421,166.4	611,038.8
民間貯蓄 (Sp)	3,694.9	8,438.2	19,022.7	40,956.3	83,057.8	120,417.1
一般政府最終消費支出 (Cg)	2,401.0	5,735.2	13,173.2	28,177.7	58,083.2	85,100.7
一般政府から民間への移転 (Tgr)	826.8	1,974.9	4,536.3	9,703.3	20,001.3	29,305.0
一般政府から社会保障基金への移転 (Tgs)	399.8	955.0	2,193.5	4,691.8	9,671.4	14,170.0
社会扶助金 (Pg)	532.2	1,271.2	2,920.2	6,245.8	12,874.6	18,863.3
租税収入 (T)	4,112.8	9,961.5	23,009.2	49,329.6	101,788.9	149,182.4
一般政府貯蓄 (Sg)	-47.0	25.2	186.2	511.1	1,158.5	1,743.4
社会保障給付 (PS)	2,010.3	6,840.9	22,101.3	63,564.6	149,086.0	222,419.0
年金給付 (PN)	1,080.3	4,153.7	15,255.7	47,260.5	114,422.9	171,756.3
年金給付原単位 (PNX)	1.329	3.168	7.728	18.025	38.906	57.598
0~14歳医療費 (PMI)	123.5	243.9	531.5	1,173.9	2,194.0	3,180.2
15~59歳医療費 (PMA)	700.1	1,905.2	4,353.8	9,036.8	18,942.9	27,666.1
60歳以上医療費 (PMO)	403.2	1,335.9	3,943.3	10,772.4	23,438.5	34,289.3
国民総医療費 (PM)	1,226.9	3,485.0	8,828.6	20,983.2	44,575.3	65,135.6
医療給付 (SPM)	930.0	2,687.2	6,845.5	16,304.1	34,663.1	50,662.7
社会保障基金最終消費支出 (Cs)	36.6	91.1	212.6	457.8	946.4	1,387.8
社会保障基金へのその他の移転 (Rs)	293.5	1,330.4	4,875.6	12,181.6	25,357.9	43,316.3
社会保障負担 (SCT)	2,300.7	8,390.2	24,789.8	64,235.7	154,749.6	227,009.5
社会保障基金貯蓄 (Ss)	947.1	3,743.5	9,545.0	17,086.7	39,746.5	60,688.9
社会保障基金資産ストック (SFS)	4,848.9	21,307.1	73,818.2	177,620.4	373,886.6	631,440.2
貯蓄総額 (S)	4,595.1	12,207.0	28,753.9	58,554.1	123,962.8	182,849.4
総資本形成 (I)	8,143.7	19,697.2	45,459.5	95,052.2	200,486.8	298,501.6
民間住宅投資 (Ih)	1,873.4	4,529.5	10,454.6	22,407.2	46,230.1	67,752.4
一般政府及び社会保障基金投資 (Ig)	1,514.2	3,616.8	8,307.6	17,770.0	36,629.6	53,667.0
在庫品増加 (J)	222.8	469.3	1,009.3	1,967.3	4,054.6	6,445.8
企業設備投資 (Ip)	4,533.3	11,081.5	25,688.0	52,907.6	113,572.4	170,635.4
企業設備投資デフレーター (Pi)	1.702	2.458	3.551	5.130	7.411	8.908
名目GNP (V)	24,704.0	59,009.9	135,541.1	289,923.7	597,624.8	875,611.8
名目GNP平均成長率		9.1	8.7	7.9	7.5	7.9

た結果を敷衍して適用することは誤りであろう。

このシミュレーション分析から得られる結論としてはおそらく次のことのみは確実であろうと思われる。

① 適切な負担の引上げがなければわが国の社会保障財政は速からず破綻する。

② 政府や社会保障の財政の破綻は民間の経済活動をも阻害する。

この結論をもって高福祉高負担論を弁護するつもりはない。負担は少ないほうがよいにきまっている。しかし、わが国は確実に未曾有の高齢化社会をむかえ、その上にある水準の福祉給付を維持しようとすれば、ある程度負担水準は高まらざるをえない。また、負担を高めることが、経済のバランスを維持することになるであろう。し

かし支出削減シミュレーションでみられるように、財政冗費の切り棄ても大きな効果をもつということも指摘されなければならないであろう。

IV Aging の計量経済学について

これまでに述べてきたわれわれのモデルはまだ拙いものであり、多くの点で批判や検討を受けるべきものである。われわれもこのモデルを改善していくように努めていくつもりであるが、現在のところその方向はまだ検討の段階にある。そこで、モデルの改善の方向を記すことに代えて、われわれが現在のところまで行ってきた Aging の経済分析についてもささやかなサーヴェイによってこの小論の終章としたい。

表 III-12 シミュレーションケース ⑩

	55 年度	65 年度	75 年度	85 年度	95 年度	100 年度
実質 GNP 平均成長率 (O)	12,553.2	18,218.9	25,196.5	32,317.6	39,687.5	44,701.3
実質 GNP 平均成長率 (K)		3.8	3.3	2.5	2.1	2.4
資本ストック (K)	23,092.5	39,842.0	64,650.0	96,044.0	132,970.6	161,450.5
固定資本減耗 (Dp)	3,033.4	6,751.1	15,128.6	32,084.0	63,730.4	92,879.9
家計と企業の可処分所得 (Y)	17,914.2	42,295.2	95,283.7	202,368.8	407,063.3	584,490.0
民間貯蓄 (Sp)	3,713.9	8,511.1	18,937.2	40,007.2	80,282.9	115,193.4
一般政府最終消費支出 (Cg)	2,399.8	5,671.5	12,778.1	26,698.0	53,403.4	76,767.6
一般政府から民間への移転 (Tgr)	826.4	1,953.0	4,400.2	9,193.6	18,389.8	26,435.4
一般政府から社会保障基金への移転 (Tgs)	399.6	944.4	2,127.7	4,445.5	8,892.1	12,782.5
社会扶助金 (Pg)	531.9	1,257.1	2,832.4	5,917.8	11,837.3	17,016.2
租税収入 (T)	4,110.8	9,849.9	22,316.1	46,734.0	93,579.8	134,564.6
一般政府貯蓄 (Sg)	-47.0	23.9	177.7	479.0	1,057.2	1,563.0
社会保障給付 (PS)	2,009.3	6,658.5	19,894.7	55,966.5	131,375.2	192,632.5
年金給付 (PN)	1,079.8	4,003.5	13,261.2	40,530.1	99,522.8	146,952.3
年金給付原単位 (PNX)	1.328	3.125	7.471	17.291	36.847	53.554
0~14 歳医療費 (PMI)	123.4	241.0	515.0	1,111.4	2,016.0	2,867.2
15~59 歳医療費 (PMA)	699.7	1,882.0	4,217.7	8,552.5	17,401.6	24,938.8
60 歳以上医療費 (PMO)	403.0	1,320.5	3,823.5	10,204.1	21,546.0	30,926.8
国民総医療費 (PM)	1,226.1	3,443.5	8,556.2	19,868.1	40,963.6	58,732.8
医療給付 (SPM)	929.4	2,655.0	6,633.6	15,436.3	31,852.5	45,680.2
社会保障基金最終消費支出 (Cs)	36.6	90.0	206.2	433.6	869.9	1,251.7
社会保障基金へのその他の移転 (Rs)	292.8	1,172.2	3,940.7	8,821.4	15,252.1	24,917.2
社会保障負担 (SCT)	2,195.6	7,555.2	21,267.4	54,930.7	130,166.8	187,376.5
社会保障基金貯蓄 (Ss)	842.2	2,923.1	7,234.8	11,797.5	22,065.8	31,192.1
社会保障基金資産ストック (SFS)	4,734.8	18,401.4	59,189.9	128,059.3	223,055.5	359,525.6
貯蓄総額 (S)	4,509.2	11,458.1	26,349.6	52,283.8	103,405.9	147,948.4
総資本形成 (I)	8,055.4	18,809.5	42,144.8	85,206.1	168,420.3	242,555.2
民間住宅投資 (Ih)	1,872.5	4,478.7	10,139.9	21,228.5	42,502.1	61,114.2
一般政府及び社会保障基金投資 (Ig)	1,513.4	3,576.7	8,058.4	16,836.9	33,678.4	48,412.8
在庫品増加 (J)	221.6	459.5	965.4	1,802.4	3,523.5	5,528.5
企業設備投資 (Ip)	4,447.9	10,294.5	22,981.2	45,338.2	88,716.3	127,499.7
企業設備投資デフレーター (Pi)	1.702	2.458	3.551	5.130	7.411	8.908
名目 GNP (V)	24,692.1	58,355.1	131,475.6	274,699.4	549,474.0	789,871.1
名目 GNP 平均成長率		9.0	8.5	7.6	7.2	7.5

Aging の経済学の分野は広く、それは実際には経済学の域を超えて、医学、心理学、経営学等々の範囲にまで及ぶ。Aging の経済学についての広汎なサーヴェイは Clark および Spengler (11)によってすでに行なわれている。しかし、以下で行なうのは、今後われわれのモデルを改善していく上で具体的に活用できそうな計量経済学的分析を伴ったものの紹介に限られる。

われわれがこの研究のねらいとしたところは、はじめに述べたとおり、次の3つの点である。

- ① 人口高齢化の経済成長に与えるインパクトの測定。
- ② 人口高齢化の社会保障に与えるインパクトの測定。
- ③ 社会保障の拡大の経済成長に与えるインパクトの測定。

以下、この三点についてわれわれがみることができた研究成果を眺めてみることにする。

(1) 人口変化を含む経済成長モデル

われわれのモデルは長期にわたる補外をねらいとしている。多くの長期モデルは、なんらかの点で、人口の問題を取り入れているが、それは経済における重要な一側面としてである。人口と経済との直接的な関係を取り上げた実証分析を伴うモデルは Denton および Spencer (13)のモデルであろう。

現在のところ、その能力がないため、われわれのモデルでは人口は外生であり、そして、それは安川1.75児推計を借りている。したがって、人口の推移についてはワ

ンパターンの推移のみしか用いていないということになる。この点を回避しようとするれば、人口を内生化することができればよいということになる。Denton および Spencer のモデルはモデル内で人口を決定することができる形をとっている。

もちろん、出生率等の諸計数が内生化できない場合には、出生率や死亡率は経験によって知られている計数が外生的に与えられねばならない。この意味では、出生率等を内生的に説明しようとするようなさらに進んだ人口モデルとは異なるけれども、将来人口の推計がモデル内で実行されるという点で、われわれのモデルが取り入れるべき点を含んでいる。

Denton および Spencer のモデルは将来人口の推計式を新古典派経済成長モデルに組み込んだものであり、これに将来の社会保障予測式を加えれば、われわれが作成しようとしているモデルに近づく。また、このモデルでは、資本のコホート別生産性、労働力のコホート別生産性を生産関数に織り込むなどのいくつかの興味ある試みも行なわれている。

人口は、一見モデル内では外生として扱ってもよいような感じがするが、われわれが扱おうとする長期については、人口問題研究所推計と安川推計の間に大きな開きがみられるように、推計のやり方如何で無視しえない大きな開きをもたらす。したがって、人口という変数も長期モデルにおいてはシミュレーション分析の対象となるべき最重要な変数となる（また、人口が経済成長に影響を与えるとともに、経済成長が出生率等を通じて人口に影響を与えるという点もあるが、この点はまだ未検討である）。

(2) 人口高齢化と社会保障

社会保障の将来予測には3つの要因がからむ。1つは経済の成長であるが、経済成長と社会保障の相互関係の問題は次節で扱うことにする。第2の要因は社会保障制度そのものであり、複雑な社会保障制度をいかに操作的に取り扱うことができるかということが重要である。第3は人口の推移であり、人口の動態を前提とすれば、社会保障の負担者および受給者はかなりの精度をもって予測できるはずである。

社会保障の予測を行なおうとする場合の最大のネックは制度に関する知識とそれを簡潔な関数に要約するテクニックである。社会保障の予測を行なおうとする試みはこれまでにいくつかのものが行なわれてきた。例えば、市川および平井〔40〕、〔41〕、市川および林〔39〕、最近で

は、厚生省〔44〕がある。このうち、厚生省のモデルは詳細にわたって社会保障部門の内生化を試みたものであるが、最大の欠点は毎年毎年のそのメンテナンスが大変困難であるというところにある。計量経済モデルはそれを作成することよりも、それをメンテナンスしていくことのほうが、実際には困難がある。この点については、市川モデルについても大同小異である。また、いずれのモデルも短期予測を目的としたもので、長期における社会保障の姿をみようとするものではない（なお、海外における財政および社会保障の制度式の計量化で最も詳細なものはブルッキングスモデル〔3〕におけるものである。このモデルも結局のところはその規模の大きさのために操作性を欠き、ついに使用されることのなかったモデルである）。

ある経済成長の過程と人口動態を前提とし、詳細な制度の周知の下に社会保障の将来予測を行なったものに厚生省の年金財政再計算〔42〕がある。但し、その計算過程はわれわれ部外者には把握し難い。しかし、われわれのモデルにおける年金の予測はこの年金財政再計算に多くの点で依拠している。願わくば、今後これらの年金財政再計算の詳細がわれわれにも利用できることを望みたい。

われわれがここで用いた社会保障財政モデルは単純であるが、長期外挿の操作性ですぐれているのが唯一の取柄である。この操作性を損なわない範囲でこのモデルを拡大していくことが、この分野でのわれわれの課題である。

(3) 社会保障の拡大と経済成長

1) 社会保障を含む経済成長モデル

社会保障の拡大は経済成長理論の観点からも注目を集めている。社会保障を含む最適成長モデルとしては、Samuelson〔36〕、Hu〔22〕、Kotlikoff〔25〕、〔26〕などが提示されている。これらのモデルは Ando および Modigliani〔4〕、Modigliani および Brumberg〔28〕によって開発されたライフサイクル型消費関数を用いた最適成長モデルであり、社会保障を含むライフサイクル成長モデルである。これらのモデルは極めて厳しい前提に基づく理論モデルであり、まだ実証分析の過程には乗りにくい。

これらのモデルはいずれも一般均衡モデルであるが、部分均衡的な手法で社会保障と経済成長との関係を扱ったものとして、Feldstein〔15〕、Munnell〔32〕、Lesnoy および Hambor〔27〕などがある。

Feldstein や Munnell によれば、社会保障は家計貯蓄に対して2つの効果をもつ。1つの効果は資産代替効果とよばれ、これは社会保障が家計貯蓄を代替するというものであり、これは貯蓄を引き下げる要因となる。もう1つの効果は退職促進効果とよばれる。これは社会保障を受け取るためには一定以上の勤労所得があってはならず、したがって働いて所得を得るよりも退職して社会保障給付を受け取ったほうがよいということで退職が促進されるという効果である。早期の退職に備えるためには貯蓄率は引き上げられるであろうから、これは貯蓄を引き上げる効果をもつ。

Feldstein 等によれば、これら2つの効果のもつ相対的な大きさを決定することは先験的には不可能であって、これは実証分析によって決定されなければならない。Feldstein は社会保障を含むライフサイクル型消費関数を計測し、その結果、アメリカでは社会保障は貯蓄率を大幅に引き下げてきたと結論して大きな反響を呼び、その結果として、社会保障と貯蓄についての論争がもち上がった。

Feldstein 等のいう社会保障の2つの効果は上記の理論モデルにも影響を与えており、以下この点をめぐる実証分析についてみる。

なお、詳細に検討したわけではないが、この種の社会保障が貯蓄率にどのような影響を与えるかという議論は、賦課方式を前提としたものではないかと考えられる。社会保障が積立て方式による強制貯蓄を伴う場合、社会保障はむしろ社会全体の貯蓄率を高めるであろう。この点はわれわれが先に行なったシミュレーション分析からも示唆される点である。しかし、社会保障と家計貯蓄の問題はこのような点を考慮しても興味ある問題であり、以下では主要な実証結果を検討することにする。

2) 社会保障と貯蓄

社会保障は相対的に高い貯蓄性向をもつ若年層から相対的に高い消費性向をもつ高齢層への所得移転と考ええると、これは貯蓄性向を低下せしめる作用をもつということになりそうである。Cagan [9] がそれと反対の見解を提示するまで、一般に社会保障は家計貯蓄率を低下せしめるものと考えられていた。

これに対して1964年に Cagan [9] および Katona [23] によって、年金は貯蓄率を上昇せしめるという見解が提示された。Cagan によると、年金は老後のための貯えの重要性の認識を高めるということで貯蓄率を上昇せしめるものであるという。この結果は Consumer Union の加入者のうち15,000人のサンプルの検討から得られたも

のであり、Cagan は年金加入者の家計のほうが未加入者家計よりも貯蓄率が高いと結論した。Katona の研究はミシガン消費研究グループによる約2,000人への個人的インタビューに基づくものであって、彼によれば、老後のための貯蓄という目的が達成され出すとともに各個人はむしろ貯蓄努力を強めるという“目標実現効果”を Cagan の“認識効果”に追加した。

これらの考え方は貯蓄動機をオーソドックスな経済理論以外に求めるものである。また、Cagan の分析は社会保障を対象とするものではなく、民間年金制度を対象としたものである。しかし、Cagan の推定は社会保障制度にも延用され、その後約10年間社会保障と貯蓄の関係についての考え方を支配してきたようである。例えば、1960年代のアメリカの社会保障制度についての代表的著作とみられる Pechman 等 [33] においても、Cagan の考え方がそのまま受け入れられている（但し、Pechman 等 [33] の中で、Aaron は国際クロスセクションでみた場合、社会保障は貯蓄率を引き下げるという結果を得ている）。

Cagan の研究後10年にして、これに対立する見解が Feldstein [15] および Munnell [29], [30] によって示された。また、Munnell [29] は Cagan の用いた Consumer Union のデータを計量的に再検討し、Cagan が述べたような結果は必ずしも引き出せないということを実証した。

これに刺激されて多くの社会保障と貯蓄を検討した研究が現われた。例えば、国際クロスセクションデータを用いた Aaron [1], [2]（なお、Aaron の研究は Feldstein のものよりも古い）、Feldstein [17], Kopits および Gotur [24]、欧米16ヵ国の1951—1960年のタイムシリーズクロスセクションデータを用いた Barro および MacDonald [6]、民間年金と貯蓄の関係をみた Munnell [31]、ミクロ家計データを用いた Feldstein および Pellechio [19] などがあるが、われわれのモデルに直接関係があるのはマクロタイムシリーズデータによるものである。

現在、この研究はアメリカにおいて最も多くの研究が進められている。その代表的な4つの論文について Esposito [14] が要領のよいサーヴェイを行なっているので、以下これに従って、アメリカのタイムシリーズ計測結果をみる。

Esposito [14] は Feldstein [15], Munnell [30], Barro [5], Darby [12] の4つの論文をとり上げて検討する（筆者はこのうち Barro および Darby の論文を入手していないので、この2論文の内容は全面的に Esposito

による)。これら4つの論文はライフサイクル型消費関数あるいは貯蓄関数に社会保障変数を取り入れ、それが貯蓄に有意に働いているかどうかを検討したものである(但し、Darbyの関数のみは恒常所得モデルである)。

Feldstein のモデル

$$C_t = a + b_1 YD_t + b_2 YD_{t-1} + b_3 RE_t + b_4 W_{t-1} + b_5 RU_t + b_6 SSW_t + u_t$$

C : 家計消費支出, YD : 個人可処分所得

RE : 総留保所得, W : 家計純資産

RU : 失業率, SSW : 社会保障資産

(社会保障資産 SSW は将来予想される社会保障受取額を現在価値に割引いたものである。この詳細は Feldstein [15], Munnell [30] あるいは Feldstein [18] にみられる)

Munnell のモデル

$$S_t = a + b_1 YD_t + b_2 W_{t-1} + b_3 RU_t + b_4 SS_t + b_5 YD_t \cdot LF65_t + u_t$$

S : 個人貯蓄, SS : 社会保障変数, $LF65$: 65歳以上男子の労働力参加率, その他は Feldstein と同じである。

(Munnell の SS には Feldstein の SSW と雇用主および雇用の負担する社会保障税 $SS\text{Taxes}$ の2つの指標が代替的に用いられている。また, $YD \cdot LF65$ は, Munnell が Feldstein の関数は退職促進効果を推定していないとして, これを推定するために加えたものである)

Barro のモデル

$$C_t = a + b_1 YD_t + b_2 YD_{t-1} + b_3 RE_t + b_4 W_t + b_5 (RU \cdot YD)_t + b_6 SS_t + b_7 SUR_t + b_8 DUR_t + u_t$$

SUR : 政府余剰, DUR : 住宅以外の家計耐久財ストック, 他は Feldstein および Munnell と同じである。

Darby のモデル

$$C_t = a + b_1 YP_t + b_2 YT_t + b_3 M_t + b_4 D_{t-1} + b_5 (PD_t / PND_t) + b_6 i_t + b_7 SS_t + u_t$$

YP : 恒常所得, YT : 一時所得, M : 実質貨幣残高, D : 耐久消費財ストック, PD : 耐久消費財価格, PND : 非耐久消費財価格, i : 利子率, 他は Feldstein および Munnell に同じ。

(Darby のモデルのみは恒常所得仮説による。 $YP_t = BY_t + (1-B)(1+g)YP_{t-1}$ と定義される。 YP 計算の初期時点は1929年, Y は実質民間所得, $YP_{1929} = Y_{1929}$ とされている。 $B=0.1$, g は推定期間のトレンド成長

率であるとしている)

社会保障が貯蓄に対して抑制効果をもつとすれば, SSW あるいは SS の係数は消費関数にあっては有意に正, 貯蓄関数にあっては有意に負となるはずである。Feldstein および Munnell は社会保障は貯蓄に対して抑制効果をもつものとした。しかし, この抑制効果についての評価は異なっている。Feldstein は, 1969年の貯蓄は社会保障がなければ, 実際の382億ドルの2倍以上になったであろうとしている。しかし, Munnell によれば, 1969年の貯蓄の減少は36億ドルであったとしている(この点は, Munnell によれば, Feldstein が退職促進効果を計測していないことによるとしている。Munnell によれば, 社会保障の相対立する2つの効果はほぼ相殺し合うような形で推移してきたとしている。なお, Barro や Darby の関数も退職促進効果を計測する変数を含んでいない)。

Barro および Darby によれば, 社会保障変数の係数は必ずしも有意ではなく, したがって, 貯蓄に関する社会保障の効果が存在するかどうかは必ずしも断定できないとしている。この点は効果を全く存在しないと否定しているわけではない。Barro は MacDonald との論文 [6] においても効果をもつという例ともたないという例との2つの混合的な結果を得ており, 社会保障の貯蓄への効果は現状では確定できないと結論している。

上記4つの論文をサーヴェイした Esposito の結論も Barro および Darby と同じである。彼は Feldstein や Munnell の推定結果をも検討し, その推定結果は Feldstein が述べるような断定的な結論を出すに足るほど有意ではないとしている。したがって, 社会保障は貯蓄に有意な影響をもたないとするか, あるいは有意な関係があっても現在の計量経済学的手法ではそれをとらえることができないというのが Esposito の結論である。

社会保障と貯蓄の問題は国際的にも関心を集めている。この方面での研究の1つの集大成は Furstenberg の編集になる [20] であろう。ここではアメリカをはじめとする各国についての研究が行なわれている。アメリカについてより詳しいサーヴェイと新たな計測を行なった Gultenkin および Logne [21] は依然として社会保障の貯蓄へのマイナス効果を結論としているが, 各国の研究者の結論の多くは未確定である。この理由には, データの未整備が多くあげられている。

わが国の貯蓄と社会保障の関係の研究においては, 従来, 両者の関係を否定するものがほとんどであった。おそらくこの理由は, 社会保障給付率と貯蓄率の単純な国

際クロスセクションをとったり、あるいはわが国における両者の単純な時系列相関をとったりするような、素朴な計測方法からきたものと思われる点もないわけではない。わが国において行なわれたものとしてみることできた唯一の詳細な貯蓄関数による社会保障の効果の分析は、二宮および松川〔46〕によるもののみである。これはFeldstein や Munnell の計測のわが国への適用であり、時系列およびクロスセクションによるいくつかの関数が計測されている。社会保障の係数はすべて負の係数をもっているが、残念ながらそれらはすべて有意ではない。

われわれは社会保障と経済成長との間の関係に関心をもっているのであるから、当然のこととして、これらの研究に関心をもつ。現在のわれわれのモデルが使用している貯蓄関数がきわめて不十分なものであることは先に述べた。これらの関数計測の現在の最大ネックはデータの欠如である。また、わが国ではまだ年金制度をはじめとする社会保障の成熟度が低く、データが整備されても有意な結果が得られるかどうかはわからない。しかし、わが国についてのこれらの試みはわれわれにとってはきわめて重要なものと考えられる。

3) 社会保障と労働力参加

われわれのモデルにとって労働力参加率の問題は重要である。しかし、若年層と高年齢層を除けば、労働力参加率はきわめて安定しており、したがって問題となるのはこの2つの年齢層であるが若年層について問題となるのは進学率であるから、一応ここでは対象外とする（なお、労働力参加についてのもう1つの問題は女子労働力参加率が男子に比べて不安定であるということであるが、この問題も一応ここでは除外する）。

したがって、ここでは、高年齢層の労働力参加率の問題を考える。高年齢層の労働力参加率が低下していることは各国共通の現象である。これは例えば、表 IV-1 にみるとおりであり、わが国も例外ではない（この表によると若年層の参加率の低下も一応の共通現象と考えられる。しかし、各国の労働力参加率の定義は相違しているので、これらの数値をもって各国の参加率の比較を行なうことはできないし、あるいは個々の国についてもその定義に変更があって厳密な時系列比較もできないかもしれない。しかしそうであるとしても高年齢者の労働力参加率の低下傾向が各国共通の現象であるということはいってもよいであろう）。

従来から一般にいわれていた退職の原因は、健康の衰えと退職制度によるものと考えられていた。また、自営業主が減少し、雇用者が増加しているという就業構造の

変化は、高年齢層の労働力参加率を低下させる要因として働くであろう。

しかし、これらの高年齢層の労働力参加率の低下は、平均寿命が延び、したがって少なくとも健康状態は改善しており、また、退職制度も改善されているようであるという状態の下で起こっているし、また就業構造にもそれほど大きな変化がないとみられる国においても生じている。

そこで、社会保障と高齢者の労働力参加率の関係が問題となってきた。高齢者の参加率の低下の要因の1つとして社会保障の拡大があるのではないかということである。この点は、例えば社会保障給付率と65歳以上の労働力参加率の単純な国際クロスセクションをとってもかなりの相関があることがわかる（例えば、労働省〔48〕、またFeldstein〔17〕は国際クロスセクションによる高齢者の労働力参加率関数を計測し、社会保障が有意な負の効果をもつことを示している）。

この分野の研究については、やはりアメリカにおいていくつかの例がある。例えば、Bowen および Finegan〔8〕、Viscusi および Zeckhauser〔38〕、Boskin〔7〕、Quinn〔34〕、Pellechio〔35〕などがあり、サーヴェイ論文としてはCampbell および Campbell〔10〕がある。これらの論文においては社会保障給付の拡大は高齢者の労働力参加率の低下に有意な効果をもつとされている。

ここで述べてきた問題は高齢者の労働力供給と社会保障の関係の問題である。しかし、われわれのモデルでは年齢階級別の精緻な労働力供給関数を推定することはできず、将来とも達観まじりの外生的労働力参加率を与えていくということになるかもしれない。しかし労働力参加率は推計されねばならないし、社会保障給付が労働力参加率に影響を与えるとすれば、その効果も見積られねばならない。単純な国際比較は定義の相違からできないとしても、わが国の高齢者の労働力参加率は国際的にみてかなり高い。このような労働力参加率が、社会保障の拡大によって低下を示すか、あるいは定年制の延長など退職制度の改善や、日本人の勤勉性によって上昇または維持されるかは正直なところわからない。

しかし、精確な計量化が困難であり、もしモデルに直接取り入れることができないにしても、これらの問題は社会保障の計量分析を行なおうとするものにとって放置することはできず、なんらかの結果が得られるならば、それは達観的見通しの中に取り入れていくべきであろう。

（4）この章の結論に代えて

表 IV-1 各国の労働力参加率の推移

		オーストラリア			ベルギー		カナダ			オランダ			フランス			西ドイツ	
		1961	1971	1976	1961	1970	1961	1971	1976	1960	1971	1977	1962	1968	1975	1961	1970
男	15~19歳	69.6	55.8	56.0	50.2	41.3	41.4	46.6	50.4	63.1	42.4	32.5	49.1	42.8	27.6	81.5	66.6
	20~24	94.9	89.1	89.4	87.6	83.3	87.2	86.5	85.7	91.2	83.7	82.3	87.7	82.6	81.5	91.4	86.4
	25~29	98.2	94.5	95.4	97.2	96.0	93.6	92.0	91.6	97.1	95.0	95.6	96.0	95.1	94.9	96.4	93.7
	30~44	98.2	95.0	96.1	96.1	96.3	94.1	93.0	89.4	97.3	97.1	96.8	97.0	97.1	97.1	97.4	97.8
	45~49	98.2	93.9	94.5	96.1	92.2	94.1	91.3	89.4	98.5	95.5	92.1	96.8	95.5	95.4	95.9	95.9
	50~54	96.0	92.0	91.9	91.1	89.2	90.7	89.1	89.4	96.8	92.6	87.8	93.0	91.4	92.2	93.8	93.2
	55~59	92.7	88.4	86.9	85.1	82.3	86.7	84.9	82.7	93.4	86.9	79.9	85.3	82.5	81.8	88.7	86.8
	60~64	79.6	75.6	68.4	70.8	63.8	75.8	74.1	68.9	80.8	73.9	58.0	71.1	65.7	54.3	72.5	68.8
	65~	26.4	22.2	16.8	9.8	6.8	28.5	23.6	19.2	19.9	11.6	6.3	27.8	19.3	10.6	22.8	16.0
	計	59.6	56.8	57.2	57.4	54.2	51.3	53.3	55.6	56.8	54.4	53.9	58.4	55.9	54.0	64.0	58.9
女	15~19歳	64.4	52.1	50.3	40.6	34.5	34.2	37.0	42.6	59.3	49.6	37.9	35.7	31.3	21.2	78.6	64.1
	20~24	50.8	58.6	65.0	52.2	60.9	49.5	62.8	67.6	52.8	55.5	64.0	61.8	62.3	66.0	71.7	66.8
	25~29	27.0	39.1	50.0	36.5	49.7	31.5	47.2	58.3	22.5	28.2	37.4	45.9	50.7	62.7	50.1	51.2
	30~44	26.8	42.4	54.8	30.0	35.9	30.8	43.0	49.3	15.9	22.4	31.1	41.2	42.4	51.5	44.1	46.1
	45~49	26.8	43.1	55.2	30.0	30.8	30.8	45.4	49.3	15.9	22.8	27.8	41.2	45.5	49.9	44.1	48.3
	50~54	26.2	36.4	46.2	25.3	27.6	32.7	43.3	49.3	16.3	21.0	23.1	45.6	45.3	48.1	37.5	42.8
	55~59	22.3	28.3	35.2	20.1	20.0	27.9	38.7	39.5	13.9	17.8	15.8	42.8	42.3	41.9	32.3	34.5
	60~64	13.3	16.0	18.2	9.4	7.6	20.3	29.1	27.6	9.5	12.0	9.1	34.2	32.4	27.8	21.0	17.7
	65~	4.4	4.2	5.1	3.7	2.2	6.7	8.3	6.9	2.6	2.3	1.4	11.3	8.2	5.0	8.4	5.7
	計	20.4	26.7	32.2	19.9	21.9	19.7	28.4	33.8	16.1	19.0	21.4	27.9	28.0	30.3	33.2	29.9
総数	15~19歳	67.1	54.0	53.2	45.5	37.9	37.9	41.9	46.6	61.3	46.0	35.1	42.5	37.1	24.4	80.1	65.3
	20~24	73.7	74.1	77.3	70.0	72.4	68.2	74.7	76.7	72.3	70.0	73.3	75.2	72.7	73.9	81.8	76.8
	25~29	64.2	67.6	72.9	66.9	73.3	63.0	69.9	72.9	60.1	62.9	67.6	71.4	73.7	74.9	73.9	73.2
	30~44	63.5	69.5	75.9	62.9	66.2	62.6	68.4	69.2	56.5	60.6	65.4	69.1	70.1	79.3	68.1	72.7
	45~49	63.5	69.1	75.5	62.9	61.2	62.6	68.1	69.2	56.5	58.4	59.6	69.1	70.2	74.9	68.1	68.5
	50~54	62.2	64.3	69.3	57.5	57.8	62.5	65.9	69.2	55.3	55.9	55.2	68.8	67.7	69.7	62.4	63.9
	55~59	58.5	58.2	60.8	51.4	50.0	58.1	61.6	60.4	52.1	50.9	46.2	63.3	61.5	61.2	58.4	56.5
	60~64	44.9	45.0	42.3	37.8	33.7	48.1	51.2	47.5	43.3	41.0	31.9	51.4	48.0	40.2	43.5	39.4
	65~	13.9	11.7	10.0	6.3	4.1	17.2	15.1	12.3	10.7	6.4	3.5	17.5	12.4	7.2	14.2	9.7
	計	40.2	41.8	44.7	38.2	37.7	35.7	40.9	44.6	36.4	36.7	37.7	42.7	41.6	41.9	47.7	43.9

(出所) ILO, Yearbook of Labour Statistics, 各年, 日本については表 II-4~6 を参照。

Aging の経済学は範囲が広く, それは学際的な研究に及ぶ。Aging の計量経済学についてもそれは同様であり, ここでわれわれが学ぶことができたのはその一部にすぎない。しかし, これらの成果やまだわれわれが不勉強のために関知しえなかった成果を学んで, 可能な限りわれわれのモデルを拡大していきたいというのがわれわれの感想である。

V おわりに

われわれのモデルはまだ拙く単純である。われわれのモデルは今後拡大されていくにしても, 人口高齢化, 社会保障の問題を基本的に扱うもの以上に拡大していくつもりはない。しかし, この問題は日本経済の最重要問題の1つと信じ, そのためのモデルの理論的および実証的

研究を行なっていきたいと考えている。

〔補 足〕 年金受給者数および年金給付原単位率のデータ作成について

1) 年金受給者数

われわれの長期モデルにおける社会保障給付は, モデルの方程式体系 (p.61) で示したが, 再述すると, 社会保障給付=年金給付+医療給付である。ここで医療給付は「国民総医療費」を用いて算出したものであるから, 年金給付には, 「国民経済計算」の社会保障給付からここでいう医療給付を除いたものすべてが含まれる。したがって, われわれのモデルで年金受給者とは, 国民年金, 福祉年金, 厚生年金保険, 船員保険, 各共済組合, 雇用

	イ タ リ ア			ノ ル ウ ェ ー		ス ウ ェ ー デ ン			イ ギ リ ス			ア メ リ カ		
1977	1960	1971	1977	1960	1970	1960	1970	1975	1961	1966	1971	1960	1970	1977
50.9	68.9	52.0	33.6	53.7	36.2	52.8	32.9	46.3	75.4	70.3	60.8	43.6	40.3	48.9
80.3	88.8	79.8	70.4	81.9	78.3	74.9	62.0	73.4	98.2	96.0	89.9	86.4	80.9	86.9
89.9	95.8	93.7	94.0	94.3	90.2	92.9	85.0	89.5			97.0	93.9	92.9	94.8
97.1	95.8	96.0	98.6	98.0	96.1	96.5	92.3	92.9			98.2	95.4	94.9	95.4
96.8		92.1	97.1		94.1		92.9	92.2			97.9		93.5	92.4
93.5	90.8	87.2	86.1	96.9	91.8	95.1	91.9	90.2	24.7	23.4	97.2	92.7	91.4	88.4
85.8	83.7	75.0		95.0	87.7	92.3	88.4	85.5			95.2	88.9	86.8	82.1
47.9	53.6	46.0	41.5	88.1	79.0	82.5	75.7	68.5			86.5	77.1	73.0	62.0
9.4	23.6	13.4	14.1	37.7	25.7	27.1	15.2	11.0	24.7	23.4	19.3	29.7	24.8	19.3
57.2	61.1	54.3	54.1	60.6	54.9	60.9	54.7	54.7	65.3	63.0	60.6	53.7	52.7	56.5
45.2	39.3	36.7	29.5	42.5	29.8	46.6	29.3	46.5	71.5	66.2	55.7	27.6	29.2	41.2
69.9	40.6	44.7	54.4	47.7	48.4	57.2	53.3	65.5	41.5	48.0	60.1	44.8	56.1	66.5
59.3	30.1	36.2	49.7	25.6	34.9	42.0	49.0	64.4			43.0	35.1	45.4	61.8
52.8	26.5	30.5	41.2	20.0	27.9	36.1	49.8	69.8			53.0	42.0	48.3	58.2
50.6		29.7	36.4		34.8		55.0	74.8			61.5		53.0	57.7
47.7	22.7	26.3	27.4	24.9	35.1	35.8	50.3	68.8	5.4	6.7	58.6	46.4	52.0	53.4
39.5	16.8	16.9		27.0	32.0	31.8	41.1	57.7			50.7	40.7	47.4	47.6
13.6	12.8	9.9	11.4	23.1	24.5	21.5	25.7	35.1			28.0	29.4	36.1	32.6
3.6	5.1	3.2	4.1	7.6	5.6	4.6	3.2	3.5	5.4	6.7	6.3	10.1	10.0	7.6
31.4	19.1	19.6	24.4	17.8	20.8	25.7	29.9	39.2	29.3	32.6	32.9	24.0	29.5	36.1
48.1	54.3	44.5	31.6	48.2	33.1	49.8	31.1	46.4	73.5	68.3	58.3	35.6	34.8	45.5
75.1	65.0	62.6	62.2	65.1	63.8	66.2	57.7	69.5	69.2	71.5	75.1	65.1	68.0	76.7
74.6	63.0	65.0	70.9	60.2	63.4	67.7	67.7	77.2			70.2	64.0	68.9	78.2
76.0	60.4	62.9	69.4	59.3	62.4	66.5	71.4	81.6			75.7	68.1	71.0	76.4
74.0		59.9	66.0		64.6		74.0	83.5			79.7		72.5	74.6
67.9	56.0	55.2	55.9	60.4	63.2	65.5	71.1	79.5	12.8	13.1	77.4	69.2	71.0	70.3
58.7	48.8	44.5		59.8	59.4	61.5	64.1	71.5			72.1	64.3	66.2	64.1
27.6	31.4	24.4	25.8	53.9	50.6	50.9	50.1	51.4			50.7	52.2	53.4	46.3
5.8	12.9	7.5	8.5	21.2	14.3	14.9	8.6	6.8	12.8	13.1	11.3	19.0	16.2	12.4
43.7	39.8	35.4	38.9	39.2	37.7	43.3	42.3	46.9	46.7	47.3	46.3	39.0	40.8	46.0

保険、労災保険の給付のうち医療給付に含まれない給付を受給するすべてが含まれることになる。つまり、老齢年金、障害年金、遺族年金、一時金、労災給付、失業給付、等々がわれわれのいう年金給付である。

このような多種にわたる受給者や給付をひとつの数値にまとめることは、もとより乱暴な試みであることは十分承知している。重々承知のうえで、つぎのような手続きにより、各種受給者を厚生年金の老齢年金1人当り年金額を単位として人員換算することとした。ここで付け加えておきたいのは、われわれのモデルでは、年金受給者が外生的に与えられるとともに、年金給付水準も年金給付原単位式 (p.61参照) に外生的給付原単位率を与えて決定することができるようになっていっているということである。したがって、ここでの作業としては年金受給者数

の推計は、年金給付水準の見通しから独立して行なうことができるのである。

まず、基準となる厚生年金から始めよう。

厚年老齢年金給付総額÷厚年老齢年金受給者数＝「厚年老齢年金受給者1人当り年金額A」を求める。このAをベースとして各種受給者を換算してゆくわけである。例えば厚生年金給付総額÷A＝「Aベースの厚生年金受給者数」が求められる。

計算は雇用者、自営、雇用・労災の3つに分けて行ない、それらを合算することになる。

まず雇用者分について計算する。Aベース厚生年金受給者数×(厚生と船保と共済の年金受給者合計)÷厚生年金受給者数＝雇用者分のAベース年金受給者数(PLN 1)が求められる。

つぎに自営分である。

国年拠出老齢年金給付総額÷国年拠出老齢年金受給者数＝国年拠出老齢年金受給者1人当り年金額B をまず求め、このBで国年給付総額を除せば、Bベース国年年金受給者数が得られ、これに福祉年金受給者数を加えたものを、国年老齢年金ベースの年金受給者数Cとする。そして、 $B \div A \times C$ を自営分のAベース年金受給者数(PLN2)とする。

つぎに雇用と労災分である。

雇用保険と労災保険の給付額をAで除して「雇用と労災のAベース年金受給者数(PLN3)」を求める。

以上求めた PLN1～3 を合計して PLN とするのである。

つぎに、推計計算に用いた資料のうち予測に関するものを紹介しておこう。人口推計は、安川推計である。厚生年金の老齢年金については、厚生省資料により60歳支給の場合と65歳支給の場合のそれぞれについて、昭和100年までの老齢年金受給者(退職・在職)数見通し、老齢年金給付費見通し、厚年給付費見通しを得た。また、国民年金についても昭和100年まで同資料の見通しを利用した。船保と共済については、年金制度基本構想懇談会の報告書に掲載されている厚生省による見通し資料を利用した。

ところで、シミュレーションでは年金支給開始年齢を60歳の場合と65歳の場合とに分けているが、この開始年齢は、厚年老齢年金の支給開始年齢を基準としたものである。

60歳支給開始の場合、厚年分と国保分は見通しのまま用いる。船保・共済は昭和75年から昭和85年にかけて支給開始年齢を60歳に変えてゆくと仮定する。昭和75年の船保と共済の老齢年金受給者見通しの75%が60歳以上の受給者と考え、それは昭和85年まで、60歳開始の厚年受給者数見通しの伸び率と同じ率で変化すると仮定した。こうすると、昭和85年の船保と共済の年金受給者数は見通しよりも当然少なくなる。昭和85年から昭和100年までについては、船保と共済の老齢年金受給者は先と同様に60歳開始の厚年受給者数見通しの伸び率と同率で増加すると仮定したが、他の給付の受給者数は昭和85年の値で固定した。

また、労災と雇用分は昭和53年の数値で固定したままである。

つぎに65歳支給開始の場合であるが、厚年と国保については、見通し数字を利用した。

船保と共済については、昭和85年までは60歳開始の数

字を用い、昭和85年から昭和95年までの間に65歳支給移行を完了するとして60歳開始の場合と同様の修正を加え、それ以降も厚年の伸び率と同率で引き延ばしてある。また、他の給付の受給者数は昭和85年で固定した。労災と雇用分は前と同様である。

このような修正を施したのは、支給開始年齢の変化が船保や共済にも及ぶという仮定に基づくのであるが、どのように及ぶかについてなにか判断があったわけではなく、全く恣意的に修正してある。当然、別のやり方もありうるし、また試算すべきであると考えている。

II) 年金給付原単位率

まず「国民経済計算」の年金給付額を年金受給者数 PLN で除して、受給者1人当り年金給付額を求め、これを就業者1人当り GNP で除したものを原単位率とする。

原単位率の伸び率の想定は、先の厚生省資料から厚生年金の被保険者1人当り平均標準報酬を求め、この値により、先に求めた厚年老齢年金受給者1人当り年金額Aを除したものの伸び率を原単位率の伸び率とした。

参考文献

1. Aaron, H. J., Social Security: International Comparison, in O. Eckstein ed., Studies in the Income Maintenance, 1967.
2. Aaron, H. J., International Comparison, in J. A. Pechman, H. J. Aaron, and M. K. Taussig, Social Security: Perspective for Reform, 1968.
3. Ando, A., Brown, E. C., and Adams, E. W., Government Revenues and Expenditures, in J. S. Duesenberry, G. Fromm, L. R. Klein and E. Kuh ed., The Brookings Econometric Model of United States, 1965.
4. Ando, A. and Modigliani, F., The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implication and Tests, The American Economic Review, March, 1963.
5. Barro, R. J., Social Security and Private Saving—Evidence from the U.S. Time Series, in Studies in Social Security and Retirement Policy, 1979.
6. Barro, R. J. and MacDonald, G. M., Social Security and Consumer Spending in an International Cross Section, Journal of Public Economics, June 1979.
7. Boskin, M. J., Social Security and Retirement Decision, Economic Inquiry, Jan. 1977.
8. Bowen, W. G. and Finegan, T. A., The Economics of Labour Participation, 1969.
9. Cagan, P., The Effect of Pension Plans on

- Aggregate Savings, 1965.
10. Campbell, C.D. and Campbell, R. G., Conflicting Views on Effect of Old-Age and Survivors insurance on Retirement, *Economic Inquiry*, Sept. 1976.
 11. Clark, R. and Spengler, J., Economics of Aging: A Survey, *Journal of Economic Literature*, Sept. 1978.
 12. Darby, M. R., The Effect of Social Security on Income and Capital Stock, 1978.
 13. Denton, F. T. and Spencer, B. G., A Simulation Analysis of the Effects of Population Change on a Neoclassical Economy, *Journal of Political Economy*, March/April, 1973.
 14. Esposito, L., Effects of Social Security on Saving: Review of Studies Using U. S. Time-Series Data, *Social Security Bulletin*, May, 1978.
 15. Feldstein, M., Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation, *Journal of Political Economy*, Sept./Oct., 1974.
 16. Feldstein, M., Social Security and Saving: The Extended Life Cycle Theory, *The American Economic Review*, May, 1976.
 17. Feldstein, M., Social Security and Private Savings: International Evidence in an Extended Life Cycle Model, in M. Feldstein and R. Inman ed., *The Economics of Public Service*, 1977.
 18. Feldstein, M., Social Security and Distribution of Wealth, *Journal of American Statistical Association*, Dec., 1976.
 19. Feldstein, M. and Pellechio, A., Social Security and Household Wealth Accumulation: New Microeconomic Evidence, *The Review of Economics and Statistics*, Aug., 1979.
 20. Furstenberg, G. M. von ed., *Social Security versus Private Saving*, 1979.
 21. Gultenkin, N. B. and Logue, D. E., Social Security and Personal Saving: Survey and New Evidence, in G. M. von Furstenberg ed., *Social Security versus Private Saving*, 1979.
 22. Hu, S. C., Social Security, The Supply of Labour and Capital Accumulation, *The American Economic Review*, June, 1976.
 23. Katona, G., *The Mass Consumption Society*, 1964.
 24. Kopits, G. and Gotur, P., The Influence of Social Security on Household Savings: A Cross-Country Investigation, *IMF Staff Paper*, March, 1980.
 25. Kotlikoff, L. T., Testing the Theory of Social Security and Life Cycle Accumulation, *The American Economic Review*, June, 1976.
 26. Kotlikoff, L. T., Social Security and Equilibrium Capital Intensity, *The Quarterly Journal of Economics*, May, 1979.
 27. Lesnoy, S. D. and Hambor, J. C., Social Security, Saving and Capital Formation, *Social Security Bulletin*, July, 1975.
 28. Modigliani, F. and Brumberg, R., Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross Section Data, in K. Kurihara ed., *Post Keynesian Economics*, 1954.
 29. Munnell, A., The Effect of Social Security on Personal Saving, 1974.
 30. Munnell, A., The Impact of Social Security on Personal Saving, *National Tax Journal*, Dec., 1974.
 31. Munnell, A., Private Pensions and Savings: New Evidence, *Journal of Political Economy*, Oct., 1976.
 32. Munnell, A., The Future of Social Security, 1977.
 33. Pechman, J. A., Aaron, H. J., and Taussig, M. K., *Social Security: Perspectives for Reform*, 1968.
 34. Pellechio, A. J., Social Security Financing and Retirement Behavior, *The American Economic Review*, May, 1979.
 35. Quinn, J. F., Some Determinants of the Early Retirement Decision: A Cross Sectional View, *Journal of Human Resource*, 1977.
 36. Samuelson, P. A., Optimal Social Security in Life Cycle Growth Model, *The International Economic Review*, Oct., 1975.
 37. Upton, C., Book Review, The Effect of Social Security on Personal Saving, By A. Munnell, *Journal of Political Economy*, Oct., 1975.
 38. Viscusi, W. K. and Zeckhauser, R. J., The Role of Social Security in Income Maintenance, M. Bodkin ed., *The Crisis in Social Security*, 1977.
 39. 市川洋, 林英機, 財政の計量経済学, 1973.
 40. 市川洋, 平井弘, 社会保険関数の試作, *経済分析*, 第29号, 1970.
 41. 市川洋, 平井弘, 政府・個人間の所得移転の内生化, *経済分析*, 第32号, 1970.
 42. 厚生省資料, 1980. (一部は「総合社会保障」, 1980年 No.5 に掲載)
 43. 厚生省人口問題研究所, 全国男女年齢別将来推計人口, *人口問題研究*, 昭和52年1月.
 44. 厚生省社会保障モデル開発研究会, 社会保障の計量経済学, 昭和55年.
 45. 長尾立子, わが国の公的年金制度, 昭和54年.
 46. 二宮洋二, 松川忠晴, 公的年金の経済効果, *大蔵省調査季報*, 第14号, 昭和54年3月.
 47. 岡崎陽一, 労働力人口の将来推計, *人口問題研究*, 昭和52年1月.
 48. 労働省官房統計情報部, 男子高齢者の労働力率の国際比較, *労働統計調査月報*, 1979年5月.
 49. 安川正彬, わが国の将来人口推計, *三田学会雑誌*, 1979年12月.

社 会 保

社会保障費用

	収 入 (100 万円)							
	拠 出		国庫負担	他の公費 負 担	資産収入	他制度か らの移転	そ の 他	収入合計
	被保険者	事 業 主						
						昭	和	51
社 会 保 険	4,486,494	4,352,740	3,003,282	111,500	1,278,933	347	1,224,317	14,457,614
家 族 手 当	—	49,967	77,789	44,948	—	—	—	172,704
公 務 員	740,119	1,604,359	51,702	115,406	421,560	2	20,588	2,953,735
公 衆 衛 生	—	—	420,809	101,166	—	—	51	522,026
生 活 保 護	—	—	638,588	161,645	—	—	—	800,233
社 会 福 祉	—	—	799,381	283,373	—	—	—	1,082,754
戦 争 犠 牲 者	—	—	946,642	—	—	—	—	946,642
合 計	5,226,613	6,007,066	5,938,194	818,038	1,700,493	349	1,244,955	20,935,707
						昭	和	52
社 会 保 険	5,421,634	5,059,042	3,545,208	126,823	1,556,149	0	1,114,112	16,822,970
家 族 手 当	—	56,116	75,942	44,641	—	—	5,946	182,644
公 務 員	858,473	1,943,735	56,512	116,026	490,861	1	106,780	3,572,387
公 衆 衛 生	—	—	355,081	117,404	—	—	109	472,595
生 活 保 護	—	—	722,827	183,257	—	—	—	906,084
社 会 福 祉	—	—	937,695	331,966	—	—	—	1,269,661
戦 争 犠 牲 者	—	—	1,108,339	—	—	—	—	1,108,339
合 計	6,280,107	7,058,893	6,801,604	920,117	2,047,010	1	1,226,947	24,334,679
						昭	和	53
社 会 保 険	6,170,547	5,591,308	4,268,316	136,220	1,792,425	28	1,481,626	19,440,470
政府管掌健康保険	976,464	976,464	392,929	—	—	—	576,993	2,922,851
組管掌健康保険	799,067	1,071,679	4,418	—	32,203	—	148,885	2,056,252
国民健康保険	1,039,590	—	1,752,147	131,920	—	—	137,232	3,060,890
厚生年金保険	1,858,789	1,858,789	419,561	—	1,321,542	—	17,470	5,476,151
厚生年金基金	167,158	403,399	2,594	183	193,984	—	—	767,318
国民年金	832,409	—	1,351,545	—	112,439	—	188,276	2,484,669
農業者年金基金	47,297	—	35,999	—	16,934	—	—	100,230
船員保険	50,121	91,864	21,434	—	23,823	—	2,019	189,262
日雇労働者健康保険	12,830	12,871	28,636	—	—	—	378,231	432,568
農林漁業団体共済	39,141	39,141	10,699	5	33,538	28	1,500	124,053
私学教職員共済	48,866	48,866	4,104	4,112	20,368	0	74	126,389
雇用保険	298,815	507,314	242,099	—	37,595	—	5,401	1,091,224
労働災害補償保険	—	580,921	2,150	—	—	—	25,542	608,614
家族手当(児童手当)	—	58,532	76,639	45,024	—	—	4,411	184,605
公 務 員	946,841	2,247,617	61,070	124,236	548,683	20	95,660	4,024,127
国家公務員共済	205,294	405,084	40,828	—	132,913	—	275	784,393
地方公務員共済	586,486	1,096,135	—	123,989	330,394	20	71,634	2,208,659
公企体職員共済	154,405	411,395	—	246	83,342	—	18,788	668,176
旧令共済組合等	—	3,563	18,755	—	126	—	9	22,452
国家公務員災害補償	—	6,887	300	—	—	—	—	7,187
地方公務員災害補償	0	13,135	—	—	1,909	—	4,954	19,999
公企体職員業務災害	—	5,424	—	—	—	—	—	5,424
国家公務員恩給	656	118,048	1,187	—	—	—	—	119,891
地方公務員恩給	—	187,947	—	—	—	—	—	187,947
公 衆 衛 生	—	—	400,430	143,590	—	—	147	544,167
生 活 保 護	—	—	841,647	213,474	—	—	—	1,055,121
社 会 福 祉	—	—	1,095,038	387,078	—	—	—	1,482,116
戦 争 犠 牲 者	—	—	1,262,244	—	—	—	—	1,262,244
合 計	7,117,388	7,897,457	8,005,385	1,049,620	2,341,109	48	1,581,844	27,992,850

注：1) この表はILO事務局による「社会保障費用調査」の基準に従って算出したものである。

2) 国民年金には福祉年金を含む。

3) 公衆衛生には結核医療費等の公費負担を含む。

4) 社会福祉には老人医療費を含む。

5) 四捨五入の関係で計に一致しない場合がある。

資料：厚生省大臣官房企画室「社会保障給付費」より転載。

障 統 計

支 出 (100 万円)								収 支 差
給 付				管 理 費	他制度へ の 移 転	そ の 他	支 出 合 計	
医 療	医療以外の 現 物	現 金	計					
年 度								
5,098,150	—	4,137,885	9,236,035	322,423	412	1,180,355	10,739,225	3,718,389
—	—	169,008	169,008	3,696	—	—	172,704	—
589,121	—	1,433,979	2,023,099	12,312	—	4,428	2,039,839	913,896
450,224	101	19,141	469,467	571	—	51,988	522,026	—
487,517	—	298,276	785,793	14,440	—	—	800,233	—
263,267	613,393	80,148	956,808	10,101	—	115,845	1,082,754	—
3,486	655	935,287	939,428	7,214	—	—	946,642	—
6,891,765	614,149	7,073,724	14,579,639	370,757	412	1,352,615	16,303,423	4,632,285
年 度								
5,701,627	—	5,086,232	10,787,859	354,948	5	1,452,868	12,595,680	4,227,290
—	—	169,491	169,491	3,965	—	4	173,460	9,184
648,744	—	1,727,213	2,375,957	14,009	1	6,638	2,396,606	1,175,781
378,169	475	25,164	403,808	730	—	68,057	472,595	—
531,948	—	369,494	901,442	4,642	—	—	906,084	—
311,355	706,335	101,455	1,119,145	10,616	—	139,899	1,269,661	—
3,645	523	1,096,431	1,100,600	7,739	—	—	1,108,339	—
7,575,488	707,333	8,575,482	16,858,303	396,648	6	1,667,466	18,922,424	5,412,255
年 度								
6,700,712	—	6,072,667	12,773,379	384,986	34	1,427,959	14,586,358	4,854,112
2,115,172	—	179,527	2,294,698	27,896	—	458,354	2,780,948	141,903
1,520,132	—	129,767	1,649,900	51,755	—	184,275	1,885,930	170,322
2,719,702	—	42,268	2,761,970	111,459	—	69,415	2,942,844	118,045
—	—	2,270,519	2,270,519	23,977	28	44,215	2,338,739	3,137,413
—	—	72,529	72,529	19,660	—	26	92,214	675,104
—	—	1,992,830	1,992,830	80,240	—	12,730	2,085,801	398,868
—	—	30,386	30,386	2,570	—	665	33,621	66,609
52,794	—	100,292	153,086	2,065	6	7,054	162,212	27,050
74,950	—	7,324	82,274	1,706	—	348,545	432,524	44
—	—	52,953	52,953	1,599	—	364	54,917	69,136
39,457	—	22,993	62,450	2,148	—	572	65,169	61,220
—	—	872,211	872,211	39,189	—	146,153	1,057,553	33,671
178,504	—	299,069	477,573	20,723	—	155,591	653,887	△ 45,273
—	—	171,919	171,919	4,035	—	3,219	179,173	5,432
744,330	—	1,999,249	2,743,578	15,251	28	7,927	2,766,783	1,257,344
168,407	—	383,282	551,689	1,441	—	493	553,623	230,771
441,155	—	847,414	1,288,570	10,870	28	733	1,300,199	908,459
124,357	—	430,215	554,572	290	—	1,066	555,928	112,248
136	—	19,460	19,535	185	—	2,579	22,359	93
3,744	—	2,252	5,995	300	—	892	7,187	—
5,395	—	5,688	11,083	978	—	2,165	14,226	5,773
1,136	—	4,288	5,424	—	—	—	5,424	—
—	—	118,704	118,704	1,187	—	—	119,891	—
—	—	187,947	187,947	—	—	—	187,947	—
425,357	294	32,098	457,749	733	—	85,685	544,167	—
624,826	—	411,832	1,036,658	17,857	—	606	1,055,121	—
366,850	781,434	135,415	1,283,700	16,548	—	181,869	1,482,116	—
4,021	578	1,249,700	1,254,298	7,946	—	—	1,262,244	—
8,866,096	782,306	10,072,880	19,721,282	447,355	62	1,707,264	21,875,962	6,116,888