

社会保険と家族規模(Ⅱ)

深谷昌弘

はじめに

I 本研究の基本的視点について

II 社会保険と家族規模：ファクト・ファインディング

(以上前号)

III 社会保険と家族規模：モデル分析

1. 社会保険と家族規模に関する試論モデル

以下のモデルは、社会保険比率と家族規模との関係に焦点をしばった試論的な一つの抽象化である。この関係が社会保険水準決定のすべてであるとは、分析者自身毛頭考えているわけではない。社会保険比率は、社会システムの種々の因子とかかわっているはずであり、それらを個々に検討し、その結果を相互に整序することによって分析は閉じられるべきものである。この分析は、そのような作業体系の一端にすぎない。また、モデル自身にも、極端な単純化、改善すべき点が多々あることも事実であり、試論の域を出ないものである。

〔問題の設定〕

まず、仮説的理論モデルの構築をめざすにあたって、社会保険の概念を、形式的取扱いを可能にするような概念として再構成しなければならない。

社会保険の第一義的機能は、失業、疾病、障害、高齢化、児童扶養、寡婦、離婚、など多種多様な諸事情、これらを事故とよぶなら、この多種多様な事故によって生じる、個人およびその家族の生活の不確実性に対処すること、すなわち、

(1)生活保障機能

であること、そして、それは同時に所得やサービスの諸個人間における移転を伴う以上、

(2)所得再分配機能

を随伴すること、をわれわれはすでに論じた。大熊一郎〔18〕がすでに指摘しているように、生活を構成する物質的内容の次元で生活の不確実性を把握するならば、われわれは、それを諸々の事故による偶発的損失を控除した純所得の不確実性と規定することができる。しかし、社会保険が対象とする諸事故の偶発的損失は、次に私保険との関連で議論するように、多くの場合、価値額による算定が極めて困難である。また、ある種の事故の損失、たとえば失業の損失は、所得の減少として現出し、また、別種の事故の損失、たとえば疾病の損失は、医療支出の増大として現出する。したがって、定式化にあたって、個々の事故損失やその総額を明示的に取扱うことは、必ずしも適切ではない。そこで、われわれは、純所得の不確実性を、所得の不確実性によって近似し、所得を確率変数として取扱うことにする。

すなわち、諸々の事故による生活の不確実性は、所得の不確実性に集約されているものと仮定しよう。そして、生活の不確実性に対する社会保険もまた、全て、所得補償によって集約的に表現されるものと仮定しよう。もちろん、社会保険のすべてが、貨幣所得の給付という形態をとるわけではない。種々のカウンセリング・サービスや医療給付のように、現物給付の形態も存在する。これらのサービス給付は、貨幣では有効な達成が困難であるような生活保障機能を果すものである。しかし、以下の定式化では、このようなサービス給付の費用を、所得の移転受取り額に含めるものとしよう。

そして(1)および(2)を総括して、社会保険を所得再分配による所得補償システムとして定式化する。

次に、議論の焦点を社会保険比率と家族規模と

の関係にしぼるため、社会システムにおける生活保障機能を果たす代表的な三つの集団組織、家族、社会保障、私保険のうち、家族と社会保障の二つの関係だけに分析を限定しよう。すなわち、私保険の領域はすでに確定されており、社会保障および家族と私保険との補完・代替関係は一応捨象するものと仮定しよう。

事故損失の打撃は、集団組織を形成して、資金をプールし、損失に応じて補償を受取る、ということによって削減される。これが集団組織のリスク・プーリング機能である。私保険はリスク・プーリングそのものを目的とする集団組織である。しかし、私保険の領域には限界がある。まず、企業化可能な事故は、危険損失の期待値と分散が集団について確定しうるだけでなく、すなわち、狭い意味のリスクであることだけでなく、各加入者の損失期待値をも確定しうる、もしくは、モラル・ハザードを生じないような掛金—補償額システムを設定しうるような種類の事故に限定される。たとえば、離婚による母子家庭への移行に伴う損失、などにかんする私保険の成立は極めて困難であろう。また、所得分配の公正理念によって私保険の領域は限定を受ける。病人、心身障害者、児童、老人など経済的弱者の立場にある人びとが、それだからといって劣悪な生活状態に放置されるべきではない。これらの人びとにも等しく一定水準の生活が権利として保障されるべきである。このような連帯主義的な分配の公正理念が社会的価値観として社会保障の根底にあると考えられる。しかし、私保険は、連帯主義的再分配のシステムというよりは交換主義的再分配のシステムである。したがって、私保険はこのような理念を遂行することができない。私保険では、損失の期待値に見合った掛金が徴収される。このシステムでは、富裕者は富裕者グループ内で、貧困者は貧困者グループ内で再分配を行うだけであり、弱者の底上げにはならない。たとえば、私的年金保険しかない場合、金持は大きな保険金を掛け大きな年金を受取る。また、貧困者は小さな保険金を掛け小さな年金しか受取らない。さらに一層貧困な人びとは、年金保険に加入する余裕すらなく、老後の生活が

立ちいかないかもしれない。このようなシステムでは、すべての人びとに一定の生活水準を保障することができない。このことを達成するためには、公正な分配に著しい悪影響をもつような重大な生活上のリスクについては、一定の生活水準を満たす程度まで、掛金と損失期待値の均等関係から逸脱した形で、すなわち、連帯主義的再分配システムで補償されねばならない。したがって、それには強制力を伴った政府によってリスク・プーリングが行われねばならないのである。

これらの理由によって、私保険の領域は制約を受ける。そこで議論の単純化のために、私保険の領域はすでに確定しているものと仮定しよう。また、連帯主義的再分配によるリスク・プーリングは、親戚関係、友人関係その他にもみられないわけではないが、何ととっても通常は家族のそれに及ばない。そこで、これらの社会関係も捨象することにしよう。

さて、ここでの問題は、生活が諸々の事故によって危険にさらされているために、政府と家族という二つの集団組織によって二重にリスク・プーリングが行われるとした場合、そのプーリングの分担割合はどのようになるか、そしてそれが社会保障比率と家族規模との関係にどのように表われるか、ということである。

しかし、社会保障比率は社会保障制度のアウト・プットであり、社会保障制度は政治プロセスのアウト・プットである。したがって、社会保障比率は政治プロセスによって決定される変数であり、通常の市場経済学では外生変数に分類される。本分析は、それを内生的に解明しようとする試みであるから、社会保障比率決定の問題を社会的選択の問題として取扱う必要がある。そこで、次には、社会的選択の取扱い方が問題となる。われわれは、この問題を平均値概念によって処理したいと思う。社会的選択の理論、ないし政治プロセスの理論は、これまでのところまだ十分な発展を遂げたわけではない。しかし、二大政党制の理論や投票制の理論が示唆するところでは、人びとの平均的意見は極めて重要である。これらの理論は、一定条件の下での社会的決定が人びとの意見の平

均値に到着することを厳密な形で導出する。しかし、現実の政治的諸決定は必ずしも投票によるとは限らないし、仮にそうであっても、現実の状況が理論の前提条件を満たしているとは限らない。しかしながら、それほど厳密な定式化を許さない場合であっても、社会の動向は、結局のところ、社会の大勢に従わざるをえない、という常識的見解の意義を認めるならば、平均値概念は依然としてその重要性を失うものではない。

以下の理論モデルでは、社会が均質的家族から構成されている、という虚構を用いる。このような社会では、一つの任意の家族は、他の家族と、その人数、年齢・性別構成などについて全く同じであり、したがって、それは平均的かつ代表的な家族となっている。政治プロセスの分析において、主体間の対立に主たる関心が注がれている場合には、この虚構はあまり有効ではない。それどころか有害ですらある。何故ならば、主体間の対立は人びとの異質性にこそその主たる源があるからである。社会保障負担の配分、年金、児童、医療など個々の社会保障制度の間のバランス、といった問題の分析にとっては、人びとの間の対立が決定的重要性をもってくるので、このような枠組みは不適当といわねばならない。しかし、ここでは社会保障比率という、社会保障体系全体の動向が、社会システムの家族規模の全体的動向との関連で問題とされるのであるから、この枠組みは致命的欠陥とはならない。むしろ、それは有用な抽象化とみなされてもよいであろう。

均質的社会の想定による平均値概念の強調は、社会的選択における平均値概念の役割を強調すると同時に、社会保障比率と家族規模との関係に議論を集中するための抽象化として機能する。すなわち、社会保障負担率と給付率の主体間の差違、個々の社会保障の比重といった問題を捨象し、社会保障比率と家族規模との関係を単純な形で定式化可能にする。したがって、以下の議論は、もちろん“他の事情にして等しければ”という前提つきで展開されることになる。

〔モデルの定式化〕

まず最初に、全く均質的な個人のグループがあ

り、そのグループ内では所得の均等再分配が行われているものと考えよう。個々人の所得は、生活上の種々の事故によって不確実である。これを確率変数 x としよう。彼の最終所得を y とし、再分配の純受取額を Z_1 とすれば、最終所得は、

$$(1) \quad y = x + Z_1 \quad y: \text{最終所得} \\ E(x) = \mu \quad x: \text{所得機会} \\ E[(x - \mu)^2] = \sigma^2 \quad Z_1: \text{再分配純受取り額}$$

である。そして、グループの規模を n とし、再分配システムを

$$(2) \quad Z_1 = \bar{x}_n - x \quad n: \text{再分配グループの規模}$$

であらわすならば、

$$y = x + \bar{x}_n - x = \bar{x}_n$$

である。このときの y の期待値 μ_y および分散 σ_y^2 は、それぞれ、

$$E(y) = \mu_y = \mu \\ E[(y - \mu_y)^2] = \sigma_y^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

である。このグループのリスク・プーリング機能を標準偏差対期待値比率の変動係数 k で示すならば、

$$(3) \quad k = \frac{a}{\sqrt{n}}: k = \frac{\sigma_y}{\mu_y}, a = \frac{\sigma}{\mu}$$

である。変動係数 k は、グループ規模の平方根 $\sqrt{n}$ に反比例する。したがって、グループのリスク・プーリング機能は、グループ規模が大きければ高く、逆に小さければ低い。しかも、グループ規模のオーダーが、たとえば 10 未満といった低いところで生じるグループ規模の縮小は、急速な変動係数の上昇、すなわちリスク・プーリング機能の急速な低下をもたらす。

以上のことを要約すれば、集団組織は、集団内所得再分配を通じてリスク・プーリング機能をもつこと、このリスク・プーリング機能は、大数法則の働きによること、そしてリスク・プーリング機能の度合を変動係数で示せば、小集団におけるリスク・プーリング機能の度合いは、集団規模にきわめて敏感に依存し、集団規模の縮小は急速なリスク・プーリング機能の低下を招く、ということである。

さて、小集団のリスク・プーリング機能にかん

するこの命題を基礎として、家族規模と社会保障比率との間の定量的関係を導出することにしよう。

社会は、無数の家族から構成されており、それらの家族は、規模、性別構成、年齢構成などあらゆる点にかんして均質的であるとしよう。したがって、ある任意の家族は、その社会の代表的かつ平均的な家族である。

家族の共同生活がもつリスク・プーリング機能は、

$$(2) \quad Z_1 = \bar{x}_n - x$$

のような連帯主義的再分配システムによる生活の安定化として抽象化することができる。ここで連帯主義的というのは、負担と取り分の均等関係の成立を必要条件としない、という意味であって、(2)式のような平等分配である必要はない。たとえば、家族の各構成員に対する再分配が彼の家族における地位に応じて行われる、

$$(2)' \quad Z_{1i} = \alpha_i (\bar{x}_n - x_i), \\ \alpha_i > 0, \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1.0$$

のような再分配システムであってもよい。

しかしながら、以前に登場した再分配グループを、そのまま“家族”とよぶわけにはいかない。何故ならば、家族の各構成員は決して均質な個人ではない。性、年齢、役割を異にする諸個人から家族は構成されている。

そこで、まず家族の性別構成を考えよう。社会における所得機会は、一般に男性と女性とでは異なるであろう。そこで、所得機会を、

$$\text{男: } x_1 \begin{cases} E(x_1) = \mu_1 \\ E[(x_1 - \mu_1)^2] = \sigma_1^2 \end{cases}$$

$$\text{女: } x_2 \begin{cases} E(x_2) = \mu_2 \\ E[(x_2 - \mu_2)^2] = \sigma_2^2 \end{cases}$$

とすれば、平均的かつ代表的家族の性別構成比、そして社会の性比は、1対1であるから、男女を平均した所得機会は、

$$(4) \quad x = \frac{1}{2}(x_1 + x_2)$$

$$E(x) = \frac{1}{2}(\mu_1 + \mu_2) = \mu$$

$$E[(x - \mu)^2] = \frac{1}{4}(\sigma_1^2 + \sigma_2^2) = \sigma^2$$

で表わされる⁷⁾。

次に家族の年齢構成を考慮に入れよう。社会における生産年齢人口(16~64歳)の比率を l とすれば、この社会の平均的かつ代表的家族において所得機会をもつものは、家族 n 人のうち、 $l \cdot n$ 人だけである。

家族構成の問題は、性、年齢について考慮すればそれですむというものではない。家族は、性、年齢を異にするだけでなく、世帯主、主婦、児童、老人といったその役割機能を異にする諸個人からなる集団組織である。学生や家事専従の主婦は、生産年齢にあっても、平常は所得機会を放棄している。彼らが所得機会を選択するか否かは、他の構成員の所得に依存しよう。これと同種の問題は、実は、老人や児童にも発生する。このことは、家族における役割体系が変化しうることを意味する。このような役割体系の変化は、所得機会選択ダミーを、他の構成員の所得に依存させる形で導入することによって、理論上は処理可能である⁸⁾。しかし、ここでは、そのような精緻な家族モデルの構築が第1の目的ではないので、物理的年齢ではない社会的生産年齢人口比率の変化の可能性や、学生、家事専従の主婦の存在などはモデル構築の外に、留意事項としておいておくことにしよう。この単純化は、モデルを現実に近いという観点からは不満足であるが、家族という集団組織がリスク・プーリング機能をもっている、という本質的重要事項を損なうものではない。

さて、家族の総所得、すなわち家計所得は、

$$(5) \quad y_f = l \cdot n \cdot \bar{x}_{l \cdot n} \quad y_f: \text{家計所得} \\ E(x) = \mu \quad x: \text{所得機会}$$

7) もし x_1 と x_2 が統計的に独立でないならば、 x をそれに従って定義しなおせばよい。

8) 家計所得と家族の役割体系の変化との関係から家計の労働供給を導いた命題として、「ダグラス—有沢の法則」が有名である。「ダグラス—有沢の法則」は、

第1法則：家計における世帯主の労働供給は、それに対する賃金に対して非弾力的である

第2法則：世帯主収入が大であるほど、世帯員の労働が供給される確率は低下する

第3法則：世帯主収入一定の下では、世帯員の労働供給はそれ自身に対する賃金と正の相関をもつ

という三つの命題からなる。
この法則およびその理論的実証的研究に関しては文献[19]、[20]、[21]、[22]をあげておく。

$$E[(x-\mu)^2]=\sigma^2 \quad l: \text{生産年齢人口比率}$$

n : 家族規模

で表わされる。そして、家族内再分配システムが、単純化のために、再び平等原理であるとすれば、すなわち

$$(6) \quad Z_1 = l \cdot \bar{x}_{l,n} - x \quad Z_1: \text{家計内再分配純受取り額}$$

であれば、構成員 1 人当り最終所得は、

$$(7) \quad y = x + Z_1 = l \cdot \bar{x}_{l,n}$$

である。

家族 1 人当り最終所得の期待値および分散は、それぞれ、

$$(8) \quad E(y) = \mu_y = l \cdot \mu$$

$$(9) \quad E[(y - \mu_y)^2] = \sigma_y^2 = \sigma^2 \cdot \frac{l}{n}$$

である。

一方、家計所得の期待値および分散は、

$$(10) \quad E(y_f) = \mu_{y_f} = l \cdot n \cdot \mu$$

$$(11) \quad E[(y_f - \mu_{y_f})^2] = \sigma_{y_f}^2 = l \cdot n \cdot \sigma^2$$

である。さて、家族のリスク・プーリング機能を家族 1 人当り所得の標準偏差対期待値比率の変動係数で示せば、

$$(12) \quad k = \frac{\sigma_y}{\mu_y} = \frac{a}{\sqrt{l \cdot n}}; \quad a = \frac{\sigma}{\mu}$$

である。また、家計所得の変動係数も、

$$(13) \quad k_f = \frac{\sigma_{y_f}}{\mu_{y_f}} = \frac{a}{\sqrt{l \cdot n}}; \quad a = \frac{\sigma}{\mu}$$

であるから、 $k = k_f$ でどちらの表現を用いても同じである。

この変動係数の値は、小集団の場合、集団規模の変化に極めて敏感であり、集団規模の縮小は急速な変動係数の増大を招く、すなわち、生産年齢人口比率で修正された家族規模の縮小は急速に家族のリスク・プーリング機能を低下させる。

さて、いよいよ社会保障を導入することにしよう。すなわち、個人の最終所得は、彼の所得、家計内再分配純受取り額、および社会保障純受取り額の三つから構成されるものとしよう。

$$(14) \quad y = x + Z_1 + Z_2 \quad y: \text{最終所得} \\ E(x) = \mu \quad Z_1: \text{家族内再分配}$$

$$E[(x-\mu)^2]=\sigma^2 \quad \text{純受取り額} \\ Z_2: \text{社会保障純受取り額}$$

(14)式では、生活の不確実性が、家族と社会保障とによって二重にリスク・プーリングされているわけである。このとき、家計所得は、

$$(15) \quad y_f = l \cdot n \cdot \bar{x}_{l,n} + Z_{2f} \quad Z_{2f}: \text{社会保障家計純受取り額}$$

である。変動係数で計った生活の安定性は、個人の最終所得についても、家計所得についても同じであることが既に確認されているので、以下では家計所得に関する議論として展開しよう。

さて、社会保障の再分配システムは、

$$(16) \quad Z_{2f} = \tau \cdot l \cdot n \cdot \mu - \tau \cdot l \cdot n \cdot \bar{x}_{l,n}$$

τ : 社会保障拠出率

となっているものとする。この再分配システムは、社会保障基金として、家計稼得所得に拠出率 τ を乗じた額が徴収され、各家計均等に $\tau \cdot l \cdot n \cdot \mu$ だけ給付される、というシステムである。この $\tau \cdot l \cdot n \cdot \mu$ は、家計所得の下支え部分であり、たとえ家計の稼得所得がゼロであっても、これだけの所得が保障されるわけである。もちろん、現実の均質でない社会では、家族の状況に応じて、拠出率と給付率とに格差がつけられる。また、拠出率 τ によって調達される基金は、社会保障負担かもしれないし、一般租税負担の一部を含むかもしれない。ともあれ、給付による所得の下支えは、社会保障の特質であり、租税制度にはない特徴といえよう⁹⁾。

このような単純化された社会保障システムは、一見不自然に見えるかもしれない。しかし、均質な社会という設定の下では、決して不自然ではないし、社会保障システムの特徴をそれなりに抽象化しており、ここでの議論の本質をゆがめるものではない。現実の社会保障制度の複雑さの多くは、むしろ、社会の異質性に対する政治的配慮の結果なのである。このシステムは、社会全体にかんする給付総額 = 基金の均等条件を満たし、かつ社会保障の特質ともいえる最低所得の保障を表現した

9) もっとも、近年における“負の所得税”の提案は、租税にこのような機能を付与しようとする構想である。

最も単純化された社会保険システムである。

さらに注意しておきたいのは、この拠出率 τ が、実は、マクロ経済における社会保険給付比対国民所得の比率、すなわち、社会保険比率 ($b = B/Y$) に等しいということである。何故ならば、社会の総人口を N とすれば、

$$\begin{aligned} l \cdot N \cdot \mu &= Y \\ \tau \cdot l \cdot N \cdot \mu &= B \\ \therefore B/Y &= \tau \end{aligned}$$

だからである。

家計所得 y_f の期待値および分散は、(4)、(15)、(16) から (17)、(18) となる。

$$(17) \quad E(y_f) = \mu_{y_f} = l \cdot n \cdot \mu$$

$$(18) \quad E[(y_f - \mu_{y_f})^2] = \sigma_{y_f}^2 = (1 - \tau)^2 \cdot l \cdot n \cdot \sigma^2$$

分散を標準偏差に直し、期待値との比をとったもの、すなわち、家計所得の変動係数は、

$$(19) \quad k = \frac{\sigma_{y_f}}{\mu_{y_f}} = (1 - \tau) \cdot a \cdot \frac{1}{\sqrt{l \cdot n}}, \quad a = \frac{\sigma}{\mu}$$

である。

(19)式において、社会が提供している所得機会 (μ, σ , したがって a) および生産年齢人口比率で修正された家族規模 ($l \cdot n$) を所与とすれば、家計所得の変動係数 (k) は、拠出率 (τ)、したがってまた社会保険比率 (b) の減少関数である。すなわち、家計所得の変動係数は、社会保険比率が増大すれば低下し、その逆は逆である。

さて、もし社会において望ましい変動係数 k^* というものが存在するならば、それを満たすような拠出率 τ^* 、したがってまたそれに等しい社会保険比率 b^* が社会的選択の結果選ばれるであろう。望ましい社会保険比率 b^* は、(19)式を変形することによって(20)式で示される。すなわち、

$$(20) \quad b^* = 1 - \frac{k^*}{a} \sqrt{l \cdot n}$$

である。

(20)式で、所得機会 (μ, σ , したがって a) を所与の値に固定し、生産年齢人口比率で修正された家族規模 ($l \cdot n$) をパラメトリックに変化させれば、 k^* を満たす b^* の値は $l \cdot n$ に応じて変化する。 k^* を満たす b^* の変化は、 $l \cdot n$ の変化と逆方向である。この b^* と $l \cdot n$ の組合せを示す曲

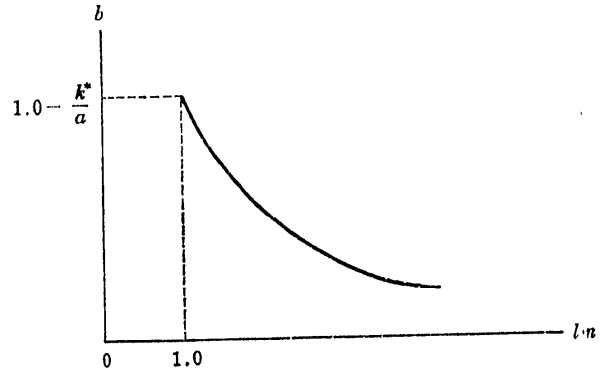


図6 k^* を満たす b^* と $l \cdot n$ の組合せ

線は、図6にあるように、原点に対して凸の曲線となる。したがって、もし変動係数 k を k^* に保とうとする社会的圧力が存在するとすれば、“社会保険比率は、社会の（生産年齢人口比率で修正された）家族規模の縮小とともに加速的に上昇する”という仮説的命題が成立するであろう。

2. 社会システムの安定性の要請と“社会保険依存率の法則” (?)

家計所得の標準偏差と期待値の比率、変動係数 k をある望ましい値 k^* に維持しようとする社会的、政治的、経済的圧力の存在は、社会システムの安定性の要請、という観点から正当化しうるように思われる。

社会を、家計、企業、政府といった集団組織をサブ・システムとする一つの全体システムである、とみなした場合、このシステムが維持され機能していくためには、一定度の安定性を必要とするに違いない。

これらの集団組織は、その構成員達が各自それぞれの役割を遂行することによって維持運営されている。しかし、各構成員は、ただひたすらその役割を遂行する機械のパーツと同じではない。構成員は、各自それぞれなりの理性と感情と目的とをもった個性的存在である。もしも、個人をとりまく諸条件がきわめて不安定であるとすれば、個人はそれらの変動に対する行動調整に絶えず追われていなければならない、その行動型もまた不安定とならざるをえない。そのような状況の下で個性的で不安定な諸個人の行動型を、役割体系によ

て一定に保持することは、きわめて困難であるに違いない。その場合、集団組織はもはや維持されなくなり、機能しえなくなるであろう。そして、サブ・システムに生じた不安定性によるこのような機能障害は、それらを包摂する社会システム全体に対しても種々の不都合を生じるであろう。

われわれは、家計所得の変動係数 k を、ある安定的な値 k^* に維持しようとする社会的、経済的、政治的な圧力の第一義的源泉が、家族というサブ・システム自身の安定性への要請にあると考える。

家族は、家族制度、家族の役割体系、や住宅といったそれ自身の内部構造、所得で代表される内部財、そして構成員という内部主体、さらにその内部精神とをもった社会のサブ・システムである。このサブ・システムの安定性への要請を、家族システムの構造と所得とを関係づけることによって検討してみよう。

家族における役割体系や住宅のような物理的条件は、家族システムの基礎的構造の構成因子をなす。そして、この構造は、その家計の過去から現在までの平均所得水準 ($\bar{y}_f$) によって形成されてきたものとみなされる。

ところで、家計所得 (y_f) の変動は、ある小さな範囲内では、家族システムの構造にさしたる影響をもたないであろう。しかし、大幅な所得変動は、家族システムの基礎的構造そのものを変化させるに違いない。たとえば、一家の稼ぎ手である夫の病気によって生じた大幅な所得の落込みは、主婦が夫に代って働きに出たり、学生だった子女が退学して就職したり、あるいは隠居していた老人が再就職したり、といった役割体系の変更をよぎなくするかもしれない。あるいはまた、これまで住んでいたはずの住宅を手離し、安い木賃アパートに移ることをよぎなくするかもしれない。しかし、一層極端な所得の落込みは、このような役割体系や住宅といった家族システムの構造を再調整することによって、もはやカバーしきれないかもしれない。その場合、この家族は崩壊する。そこまでいかなくとも、児童や高齢者の就業あるいはスラムへの移住といった好ましくない事態を

引起すかもしれない。先の(19)式

$$(19) \quad k = \frac{\sigma_{y_f}}{\mu_{y_f}} = (1-\tau)\alpha \cdot \frac{1}{\sqrt{l \cdot n}}$$

は、このような家族の崩壊や悲劇の発生率が、家族規模の縮小とともに急速に高まることを示唆するものである。何故なら、右辺の τ , α を所与とすれば、 $l \cdot n$ の縮小は急速に k を高めるからである。家族システムの基礎的構造の下方シフトを招来するような、所得の大幅な落込みは、家族構成員各自にとっても、家族全体にとっても好ましくないものである。逆に、家族システムの基礎的構造の上方シフトを可能にするような、大幅な所得の上昇は、大いに歓迎されるであろう。大幅な所得の上昇は、たとえば、高校までの予定であった子女の大学進学を可能にするかもしれないし、アパートから持家への移行を可能にするかもしれない。

このような家族システムの基礎的構造と所得変動との関係に対する人びとの評価を、自分の現在の生活パターンを中心として、それ以下のパターンとそれ以上のパターンからなる三つの生活パターンとそれに対応した所得水準とによって要約的に図示したのが図7である。

図7において、横軸には、過去から現在までの平均所得水準 $\bar{y}_f$ と所得 y_f との相対比率が、そして、縦軸には、それに対する評価 $h(y_f/\bar{y}_f)$ が、それぞれ目盛られている。

所得評価曲線 $h(y_f/\bar{y}_f)$ は、原点と尺度について恣意的な、所得の相対評価のみを示す曲線で

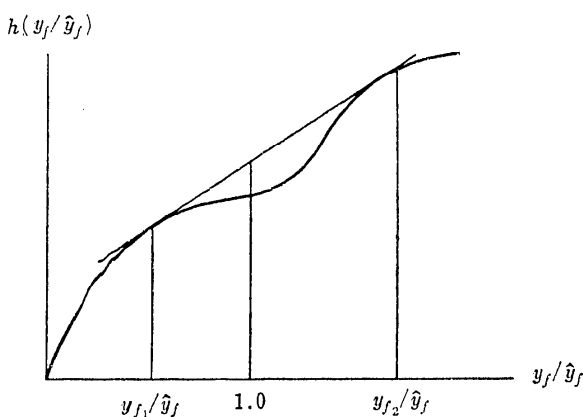


図7 所得評価曲線

ある。この曲線は、所得の限界評価が最初は逓減し、その後いったん逓増の局面をもち、再びまた逓減する、ということを示す。 $y_f/\bar{y}_f=1.0$ の近傍での所得変動に対する評価の変動は、緩やかであり、そこからの乖離が大きくなると、左方では評価の急激な低落、右方ではその急激な上昇が起る。このような急激な所得評価の変化は、先述したような家族システムの基礎的構造の下方シフトと上方シフトとに基づくものである。

そこで家族システムの基礎的構造の下方シフトの防止を望むならば、人びとは、所得の下方変動を社会保険の導入によって回避しようとするであろう。このことによって、変動係数の値が縮小することは(18)式で明らかである。

しかし、その場合、人びとが、所得評価の期待値の最大化をめざして行動するとすれば、 k の値は小さければ小さいほどよい、ということにはならない。 $E[h(y_f/\bar{y}_f)]$ を最大化するような k 、すなわち、望ましい変動係数 k^* は、図7において直線が曲線 $h(y_f/\bar{y}_f)$ に接する二つの点 $y_{f1}/\bar{y}_f$ と $y_{f2}/\bar{y}_f$ 、および基準点 1.0 、で示される。 $E[h(y_f/\bar{y}_f)]$ を最大化する分散の値は、

$$\begin{aligned}\sigma^{*2} &= P_1(y_{f1}/\bar{y}_f)^2 + P_2(y_{f2}/\bar{y}_f)^2 \\ &= \{(1 - y_{f1}/\bar{y}_f)(y_{f2}/\bar{y}_f - y_{f1}/\bar{y}_f)\} \cdot \\ &\quad (y_{f2}/\bar{y}_f)^2\end{aligned}$$

である。

この σ^{*2} は、変形すれば、

$$\sigma^{*2} = \{P_1 y_{f1}^2 + P_2 y_{f2}^2\} / \bar{y}_f^2 = \sigma_{y_f}^2 / \bar{y}_f^2$$

である。過去から現在までの平均所得 $\bar{y}_f$ が家計所得の期待値 μ_{y_f} と近似的に等しいものとすれば、この標準偏差

$$\sigma^* = \sigma_{y_f} / \mu_{y_f}$$

は、先の変動係数の望ましい値 k^* にほかならない。

したがって、 k^* はゼロではないある正の値である。人びとは、安全性を望ましいと考えるが、だからといって完全な安定性 $k^*=0$ を望むものでもない。

この議論は、フリードマン&サベージの期待効用最大化仮説を、筆者なりに社会システム論の観点から批判し、再定化したものである。フリード

マンは、所得評価曲線を所得の相対比率ではなくて、その絶対水準に関係づけたために、この曲線の形状に十分な意味づけを与えることができなかった。また、そのために、貧乏人と金持だけが保険を選好し、中産階級のみが賭けを行う、という現実妥当性に欠けた奇妙な命題を導いたのであった。しかし、われわれの定式化は、曲線の形状をシステムの基礎的構造のシフトとかかわらせることによって意味づけを行い、人は一般に金持であれ貧乏人であれ、保険も選好すれば同時にまた賭けをも選好するという事象に説明を与える。人びとは、一般に自分の生活パターンの激変を伴う所得の落込みには保険をかけ、同時に生活パターンの上方シフトをもたらすような可能性に期待をかけてある程度の危険を冒す、というのがわれわれの再定式が導く命題である。このようなわれわれの考え方は、デューゼンベリーの相対所得仮説や、中鉢正美〔23〕、〔24〕の生活構造論に基づく最低生活費算定の理論と同一の軌道にある¹⁰⁾。

家計所得の変動係数がある望ましい値 k^* に維持しようとする社会的、政治的、経済的圧力は、家族システムの安定性を要請する人びとの性向にその第一義的源泉がある、ということが明らかになった。

社会保険比率と家族規模にかんするわれわれのモデル

$$(20) \quad b^* = 1 - \frac{k^*}{a} \sqrt{l \cdot n}, \quad a = \frac{\sigma}{\mu}$$

が提示した仮説的命題、“社会保険比率は、社会における(生産年齢人口比率で修正された)家族規模の縮小とともに、加速的に上昇する”はここにその基礎的論拠をえたわけである。すなわち、所得機会(μ, σ したがって a)を所与とすれば、 k^* を維持するような社会保険比率 b^* は、家族規模 $l \cdot n$ の縮小とともに加速的に上昇せねばならないのである。

10) フリードマン&サベージの期待効用最大化仮説については、文献〔25〕、〔26〕を参照。また、この仮説に対する批判的検討および相対所得概念によるわれわれの再定式化については、拙稿〔27〕を参照されたい。

なお、〔27〕に対する中鉢正美氏のコメントは、筆者の見解を大いに力づけてくれるものであった。

しかし、この命題が、異なった社会についても成立するためには、 k^* とパラメータ μ , σ との相互関係が検討されなければならない。何故ならば、上述の命題には、“他の事情にして等しければ”という但し書が付されており、異なった社会については、 μ , σ が等しいという保証がないからである。上述の命題が異なった社会についても成立するために必要なことは、比率 k^*/a が社会間で相対的に安定しており、命題を損なうほどその差違による影響が強くない、ということである。

そこで、 k^*/a の相対的安定性の問題を検討しよう。 a は、所得機会の変動係数であり、所得機会の標準偏差 σ とその期待値 μ との比率である。そこで、問題を二つの局面、すなわち、比率 a は不変であるが所得の期待値 μ と標準偏差 σ が同率で変化する場合と、所得の期待値 μ の変化と標準偏差 σ の変化との間に乖離があって a それ自身の値が変化する場合とに分けて検討しよう。

第1の場合、すなわち a の値そのものは不変で所得水準が異なる場合、望ましい変動係数の値はどうか。二つの社会が存在し、 $\frac{\sigma_1}{\mu_1} = \frac{\sigma_2}{\mu_2} = a$ であり、かつ $\mu_1 > \mu_2$ のとき、 $k_1^* \cong k_2^*$ はどうか、という問題である。もしも、 $k_1^* < k_2^*$ ならば、(18)式から、仮に家族規模が同じ二つの社会であっても、 $b_1^* > b_2^*$ とならなければならない。また逆の場合はその逆である。したがって、この問題は、社会保障が上級財か否かという問題なのである。第II章のファクト・ファインディングで、われわれは、家族規模の影響を除去したときの社会保障比率と1人当り国民所得との関係を偏相関係数で示したが、その係数はほとんどゼロに近い負の値、 -0.017 であった。各国のパラメーター a_1 が等しいという保障もなければ、その差違を修正した上での偏相関係数の計算でもないのだから、この数値をもって直ちに社会保障は上級財であるとか、下級財であるとかの結論を導くわけにはいかない。しかし、家族規模の影響を除去したとき、社会保障比率に対する1人当り国民所得の影響はほとんどない、というこの観察事実から、われわれは、所得水準の差違による k^* の差違はあま

り大きなものではない、すなわち、社会保障は中立財である、と仮定するのがこの際妥当であろう。

第2の場合、すなわち a の値が異なる場合、望ましい変動係数 k^* の値はどうか。二つの社会が存在し、 $\mu_1 = \mu_2$, $\sigma_1 > \sigma_2$ 、したがって、 $a_1 > a_2$ のとき、 $k_1^* \cong k_2^*$ はどうか、という問題である。この問題について、われわれはほとんど具体的な情報を持合わせていない。しかし、以下の三つの理由から、 a と k^* の動きは同方向をとり互いに相殺しあうために、 k_1^*/a_1 と k_2^*/a_2 との差違はそれほど大きくならないと推論される。 k^* は家計所得の望ましい変動係数であり、 a は所得機会の変動係数、すなわち、その社会の経済構造がもっている元々の不安定性の度合いを示す指標と考えられる。この両者が同方向に動き、比率 k^*/a が相対的に安定的だと推論される第1の理由は、人びとの心理的適応である。元々の経済構造が不安定な社会 ($a = \sigma/\mu$ が大きい社会) では、変動に対する心理的調整によって $k^* = \left(\frac{\sigma_{y_f}}{\mu_{y_f}} \right)^*$ も

ある程度大きな値をとるであろう。第2の理由は、家族システムの構造に適応が生じることである。地震頻発地域の社会では、石造りやレンガ造りの家屋よりは、木材主体の家屋が造られるように、不安定な社会では、家族システムも柔構造をとると思われるからである。第1、第2の理由は、図7における y_{f1}/y_f と y_{f2}/y_f の区間を大きくするであろう。したがって、 $a_1 > a_2$ ならば、 $k_1^* > k_2^*$ となる傾向があるものと思われる。第3の理由は、モデルの枠組みから外れるが、政治的理由である。モデル上はともかく、現実の社会では、各人の所得機会は異なっており、貧富の差が生じている。 $a = \sigma/\mu$ が大きい社会では、貧富の差もまた大きいということである。このような社会では、連帯主義的再分配に対する合意の度合いは低くなりがちである。そのような社会では、政治的合意が成立するような k^* は大きな値をとるであろう。

われわれは、上述のような検討から、 a や k^* というパラメータが、社会によって異なっているとしても、比率として k^*/a は相対的に安定的で

あると考える。しかし、このことは究極的には実証の問題である。本分析の枠内では、計測結果におけるパラメーター推定値の安定性の問題である。後述の推定結果によれば、 k^*/a の推定値は t 値も高く、かなり安定的である。

家族システムの安定性への要請、という人びとの性向から望ましい変動係数 k^* が存在することが導かれ、この係数と所得機会の変動係数 a との比率、 k^*/a が社会間で相対的に安定的であるとすれば、われわれのモデル、

$$(20) \quad b^* = 1 - \frac{k^*}{a} \sqrt{l \cdot n}$$

は、“社会保障比率は社会における家族規模の縮小とともに加速的に上昇する”という、仮説的命題を成立させる。家族規模の縮小は、家族システムのリスク・プーリング機能を低下させる。したがって、小規模家族によって構成された社会システムは、人びとの生活保障機能をその分だけ家族から社会保障へと移管しなければならない。家族規模の縮小が、社会保障への依存度を高める、という意味で、この命題を“社会保障依存率の法則”とよぶことができるかもしれない。

3. “社会保障依存率の法則”の検証 われわれのモデル

$$(20) \quad b^* = 1 - \frac{k^*}{a} \sqrt{l \cdot n}$$

は、観察された事実、すなわち、社会保障比率と家族とが負の相関をもち、両者の関係は原点に対して凸の曲線をなす、に対して理論的根拠を与えるものであった。そして“社会保障比率は、社会における家族規模の縮小とともに加速的に上昇する”という“社会保障依存率の法則”を演繹的に導いた。

そこで、ファクト・ファインディングに用いた世界 28 カ国のクロス・セクション・データにこのモデルをあてはめてみよう。しかし、クロス・セクションであれ、タイム・シリーズであれ、異なった社会に対して、ある命題を検証する場合には、理論モデルにおける“他の事情にして等しければ”という前提がどの程度満たされているか、が

常に問題となる。ここでの計測に即していえば、問題となる諸事情を大別すれば、

- (1) パラメーター、 k^* と a の国による差違
- (2) それ以外の諸事情の差違

の二つに分けられる。このうち、(1)については、すでに検討したように、個々のパラメータに関する社会間の差違はあるにしても、比率 k^*/a は相対的に安定的であると考えられる。(2)のそれ以外の諸事情の差違は、現段階においては無視せざるをえない。そこで(1)および(2)の社会間の差違は、計測結果と実際値との乖離にかんする解釈の問題として残すことにしよう。

次に、これらの留意事項を念頭においた上で“社会保障依存率の法則”をデータによって検証してみよう。

図 8 は、生産年齢人口比率で修正された家族規模と社会保障比率とをプロットしたものである。比較のために、修正前の家族規模と社会保障比率とをプロットした図 3 を再掲しておく。図 8 では、図 3 との相対的關係において、合衆国とイタリア

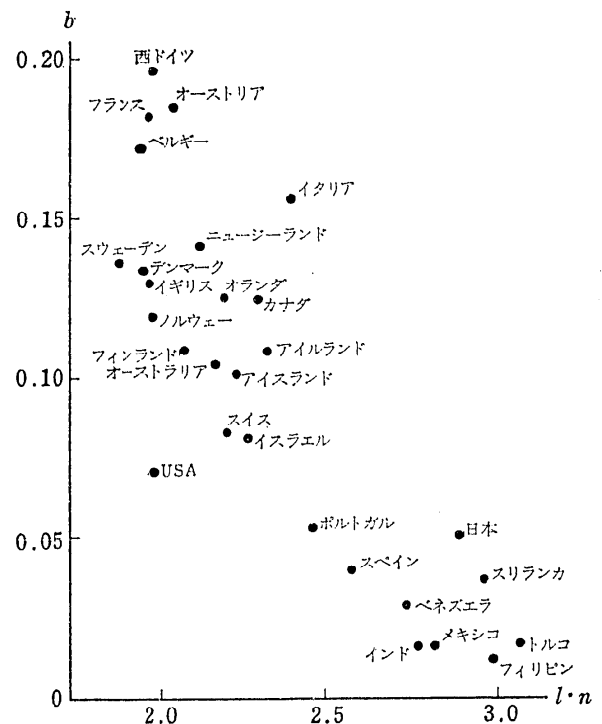


図 8 社会保障比率と家族規模
(生産年齢人口比率による修正)

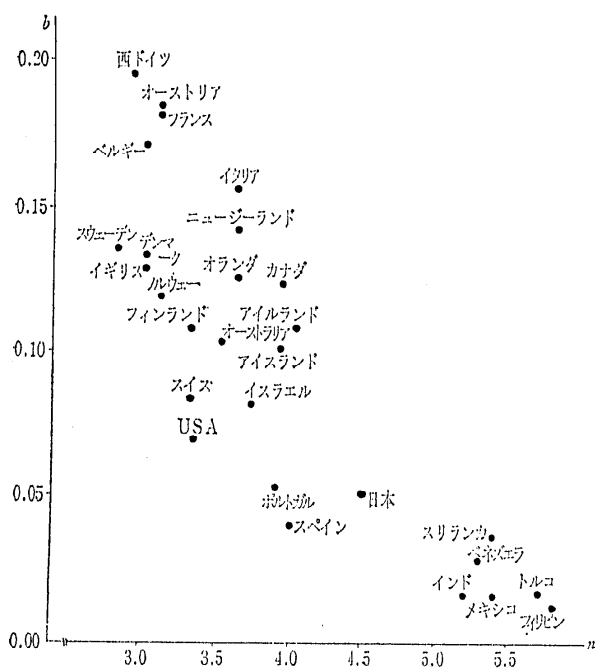


図3 社会保障比率と家族規模

の趨勢からの乖離が拡大されているが、この二つを除けば、残りのプロットは、家族規模と社会保障比率との関係をより明瞭に示していることがわかる。したがって、グラフによる検証ではモデルおよび命題は有望といえよう。

では、この図に対して回帰式をあてはめてみよう。モデルは、家族の規模、性別構成、年齢構成について均質であるような家族によって構成された社会を想定している。しかし、現実のそれぞれの社会がそのような均質的家族によって構成されているわけではない。現実計測されるパラメータは、個々の家計にとって望ましいような社会保障比率を示すパラメーターではなくて、あくまでもそのようなパラメーターを求める人びとの行動の平均的結果を示すものである、ということはあらかじめ断っておかねばならない。したがって、計測されたパラメーターの推定値それ自身が、“社会的望ましき”を直接意味するわけではないし、まして、モデルによって推定された社会保障比率が望ましい値である、ということでもない。われわれが計測するのは、

$$(20) \quad b^* = 1 - \frac{k^*}{a} \sqrt{l \cdot n}$$

という関係から生じた人びとの行動の複合の結果として現れる、社会保障比率と社会における家族規模の平均的動向との間の関係式である。このことを明確にしておくためには、われわれが計測するのは、

$$b^* = 1 - \frac{k^*}{a} \sqrt{l \cdot n}$$

ではなくて、この関係を反映した。

$$b = \alpha_0 + \alpha_1 \sqrt{l \cdot n}$$

である、といったほうが適切かもしれない。

さて、図8に上式をあてはめたのが以下の計測結果〔Ⅲ—1〕である。

〔Ⅲ—1〕

$$b = 0.674838 - 0.380671 \sqrt{l \cdot n}$$

$$(9.24) \quad (-7.94)$$

$$\bar{R}^2 = 0.697, \quad s = 0.0308524$$

〔Ⅲ—2〕 参考

$$b = 0.380712 - 0.122344 \sqrt{l \cdot n}$$

$$(10.48) \quad (-7.91)$$

$$\bar{R}^2 = 0.695, \quad s = 0.0309248$$

〔Ⅲ—3〕 参考

$$b = 0.506297 - 0.208819 \sqrt{l \cdot n}$$

$$(10.12) \quad (-8.23)$$

$$\bar{R}^2 = 0.712, \quad s = 0.0300683$$

〔Ⅲ—4〕 参考

$$b = 0.294674 - 0.0507884 \sqrt{l \cdot n}$$

$$(11.73) \quad (-8.08)$$

$$\bar{R}^2 = 0.704, \quad s = 0.0304758$$

われわれの計測結果〔Ⅲ—1〕は、 $\bar{R}^2$, t -値、係数の符号条件からみて、統計的に十分有意である。そして、〔Ⅲ—1〕と〔Ⅲ—2〕の比較、および〔Ⅲ—3〕と〔Ⅲ—4〕との比較によれば、 $l \cdot n$ ないし n にかかる係数の t -値および $\bar{R}^2$ は、平方根をとることによって幾分の改善をみせている。計測結果の有意性は、家族規模と社会保障比率との負の相関を支持している。また、平方根をとることによる結果の幾分かの改善は、家族規模の縮小が社会保障比率の加速的上昇と結びついていることを明確とはいえないまでも示唆している。

そこで、関係の“加速性”を次に検討してみよう。計測式

$$b = \alpha_0 - \alpha_1 \sqrt{l \cdot n}$$

における α_0 の理論的期待値は、1.0 であるから、これを左辺に移行して変形した後に対数変換すれば、

$$\log(1-b) = \beta_0 + \beta_1 \log(l \cdot n)$$

が得られる。もし、 β_1 が 1 に近い値ならば、 b と $l \cdot n$ の関係はリニアであり、もし β_1 が 1 より小で 0.5 に近い値ならば、両者の関係は平方根の形で“加速性”をもっていることになる。計測結果〔Ⅲ—5〕

$$\log(b-1.0) = -0.371931 + 0.323539 \log(l \cdot n) \\ (-10.46) \quad (7.67)$$

$$\bar{R}^2 = 0.681, s = 0.0351027$$

〔Ⅲ—6〕 参考

$$\log(b-1.0) = -0.414773 + 0.233141 \log(n) \\ (-10.57) \quad (8.03)$$

$$\bar{R}^2 = 0.702, s = 0.0351027$$

は、この“加速性”を支持する。

それゆえ、このクロス・セクション・データによる検証に限って言えば、“社会保障比率は、社会の家族規模の縮小とともに加速的に上昇する”という“社会保障依存率の法則”は、経験法則としても充分有意であると判断してよいであろう。

しかし、〔Ⅲ—1〕と〔Ⅲ—2〕、〔Ⅲ—3〕と〔Ⅲ—4〕、そして〔Ⅲ—5〕と〔Ⅲ—6〕の比較は、家族の年齢構成に対する配慮が、統計的改善 ($\bar{R}^2$ や t -値の改善) に結びつかなかったことを示す。その理由としては、生産年齢人口比率 l というデータの問題がまずあげられる。データは 16 歳から 64 歳までの人口の全人口に対する比率という物理的年齢構成を示すものである。しかし、老人社会では、老人に対しても所得機会がかなり開かれているということは充分ありうるし、逆に、若年社会では若年層に対しても所得機会がかなり開かれているということも充分ありうる。したがって、このような物理的区分による生産年齢人口比率には問題があるわけである。また、学生や家事専業の主婦の存在もある。家族構成員に開かれている所得機会の状態、家族システムにおける役割体系変更の難易などが配慮されうらば、より意味のある年齢構成データができるかもしれない。

しかし、そのような利用可能なデータは今のところ存在しない。

l の導入が統計的改善につながらなかったもう一つの理由としては、図 8 にみられる合衆国とイタリアの趨勢からの乖離が指摘される。 l の導入がかえってこの乖離をきわだたせることになり、それが統計的適合度を下げているものと思われる。

しかし、統計的改善につながらなかったからといって、 l の導入を否定するのは早計である。何故ならば、統計レベル以外のところで幾つかの改善をもたらしているからである。まず、図 8 では、合衆国とイタリアを除けば、 l の導入は全体として社会保障比率と家族規模の関係をより明瞭にしている。そして、 l の導入は、係数の推定値を理論的期待値に近づける作用をしている。〔Ⅲ—1〕および〔Ⅲ—3〕における定数項の理論的期待値は 1.0 であり、〔Ⅲ—5〕および〔Ⅲ—6〕の $\log(l \cdot n)$ ないし $\log(n)$ の理論的期待値は 0.5 である。いずれについても、 l の導入によって、係数の推定値は理論的期待値に近づいているのである。それゆえ、単に統計的改善がなかったからといって、 l の概念を棄却するにはあたらないと考えられる。

以上の検討を通じて、われわれは、モデル、およびそこから導かれた命題が、クロス・セクション・データにかんして充分な説得力をもっていると考える。

では、タイム・シリーズ・データにかんしてはどうであろうか。残念なことに、われわれは、この検証を行いうるような充分なタイム・シリーズ・データを入手することが困難である。というのは、家族規模の変動それ自体が、きわめて緩やかな歴史的変動であり、検証に耐えるような家族規模の変域を得るためには、かなり長期にわたるデータが必要だからである。森岡清美の研究〔28〕によれば、たとえば、ドイツの家族規模は 1870 年に 4.6 人であり、1960 年の 2.9 人まで、1.7 人の減少に 90 年間を要している。合衆国は 1850 年に 5.6 人であり、1960 年の 3.3 人まで、2.3 人の減少に 110 年間を要している。家族規模のデータは、一般にそれほど長期間にわたって採集しえないし、これに見合った国民所得と社会

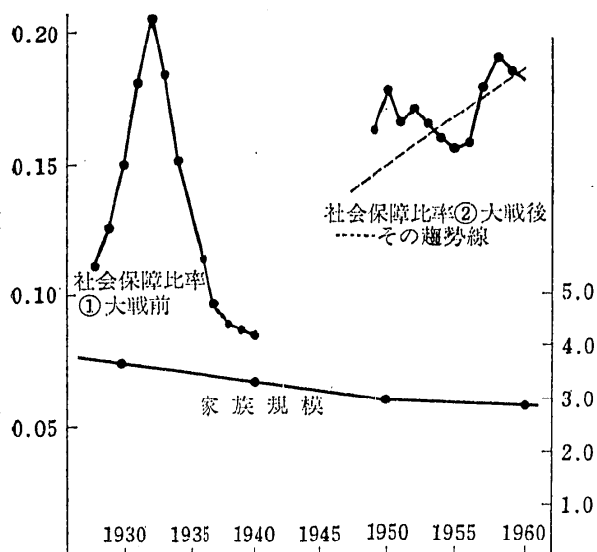


図9 西ドイツの社会保障比率と家族規模

保障給付費のデータもまた蒐集困難である。

ここでは、Zöllner の研究¹¹⁾ によって比較的長期にわたって社会保障比率を入手しうる西ドイツの場合と、日本の場合とについてみよう。

西ドイツの社会保障比率は、1927 年から得られる。図9で示されるように、西ドイツの社会保障比率は、1927 年には 0.104 であった。しかし、1929 年から 1930 年代にかけての大恐慌の期間には異常な高まりをみせ、1932 年実に 0.207 まで上昇する。その後再び下降し、1940 年には 0.085 まで下がる。戦争によってその後のデータはとぎれるが、大戦後は、1949 年に 0.163 をとり、1960 年の 0.181 まで循環変動をみせながら趨勢として上昇する傾向にある。他方、家族規模のほうは、1930 年に約 3.7 人、1950 年に約 3.0 人という縮小をみせ、その後の縮小速度はやや鈍化し 1960 年の 2.9 人に至っている。

西ドイツのようにかなり長期間にわたってデータが得られる場合ですら、まだデータ期間は不十分である。特に、大戦前の社会保障比率の動きは、激烈な景気変動の影響によって、その長期的動向は見きわめとり難い。強いていえば、大戦前の社会保障比率は激しい循環変動を繰返しながらもゆ

るやかな上昇傾向にあったと思われる。大戦後の社会保障比率は、大戦前よりずっと穏やかな循環変動をとりながらも、その長期趨勢線は明らかに上昇傾向を強めている。家族規模縮小傾向の鈍化にもかかわらず、社会保障比率の趨勢線が大戦後に上向きの角度を強めたということは、おそらく、家族規模の縮小と対応した社会保障比率の加速的上昇、を示唆するものと思われる。

日本の社会保障比率と家族規模の動向は、図10に示される。日本の家族規模は、表3からわかるように戦後急速な縮小傾向をみせており、昭和30年から45年までに約5.0人から、約3.7人まで、わずか15年間に1.3万人というすさまじい縮小をみせた。この縮小傾向は今後も継続し、昭和60年には約3.1人になるとみられている。この縮小速度が、いかにすさまじいものかは、欧米諸国のそれと比較すれば明らかである。この家族規模の縮小は図10の昭和30年以降の下降線として描かれている。30年以前におけるこの線はほとんど横ばいである。一方、社会保障比率の動向は、35年と40年の間までは、5%水準で循環変動を続け、それ以後循環変動を続けながら徐々に上昇しつつある。したがって、その趨勢線は35年から40年の間まではほとんど横ばいであり、その後上昇線に転じる。家族規模の縮小開始と、社会保障比率の上昇開始との間にみられる時間のズレは、政策のラグを暗示しており、急速な家族規模の縮小と社会保障政策の立遅れは、日本社会に種々の深刻な社会的、経済的、政治的諸問題を発生させていると思われる。ともあれ、この図も

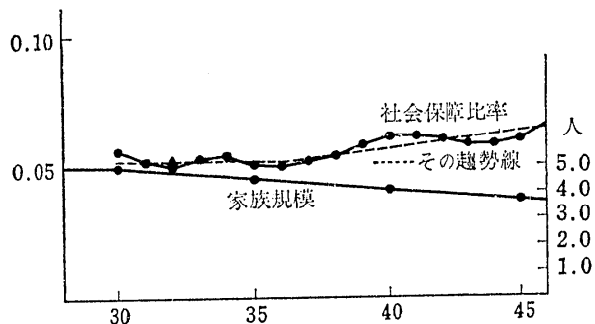


図10 日本の社会保障比率と家族規模

11) すでに第I章で紹介した研究である。文献〔6〕

また、われわれの仮説命題に一応合致しており、少くともそれを否定するものではない。

タイム・シリーズ・データによる社会保障依存率の法則の詳細な検証は、データの利用可能性の制約によって充分行ないえないが、西ドイツと日本の場合、それもごく限られた短い期間のデータによるものであるが、われわれの仮説命題を否定する材料は見当らない。

クロス・セクション・データによる検証と、日本および西ドイツの比較的長期にわたるデータによる傍証とを通じて、われわれは、モデルの有効性と、そこから導出された命題の相当程度の経験的妥当性を認めてもよいであろうと判断する。

本分析が用いたモデルは、多くの大胆な単純化を含む試論的なものにしかすぎない。社会保障比率と家族規模とにかんする観察されたような事実

を導く理論は、おそらくほかにもいろいろあるに違いない。このモデルが唯一でもなければ、最善でもないであろう。しかし、社会保障比率と家族規模との間にみられる、かくも強い相関関係が、家族システムのリスク・プーリング機能にかかわりをもっている、ということはまちがいない。家族規模が大きければ、構成員の誰かに生じた事故の衝撃は、家族内でかなりの程度吸収することができる。しかし、家族規模が小さい場合、事故損失の負担に耐えきれない家族の割合が上昇する。もし、社会保障による生活の下支えがないとすれば、小規模家族からなる社会では、家族崩壊の発生率が高まらざるをえない。したがって、小規模家族社会では社会保障への依存率が高くなるし、また逆にいえば、高い社会保障比率が小規模家族社会の成立を可能にしているということができる。

附表 計測データ一覧表

同 名	年 次	b 社会保障比率	n 平均世帯規模	LSWN/LEA 非農業被用者 比	y (ドル) 1人当り国民 所得	R_{15} 0-15 歳人口 率比	R_{65} 65歳以上人口 率比	$l \cdot n^{(**)}$ 修正後家族 規模
カ ナ ダ	61	0.124	3.9	0.792	(60) 1,909	0.340	0.076	2.278
メ キ シ コ	60	(61) 0.016	5.4	0.350	315	0.443	0.034	2.824
合 衆 国	60	0.070	3.3	0.806	2,559	0.311	0.092	1.970
ベ ネ ズ エ ラ	61	(63) 0.029	5.3	0.494	(61) 714	0.457	0.026	2.740
イ ン ド	61	(63) 0.016	(60) 5.2	0.116	(60) 70	0.410	(*) 0.056	2.777
イ ス ラ エ ル	66	0.081	3.7	0.626	1,168	(61) 0.340	(65) 0.049	2.261
日 本	60	0.051	4.5	0.518	421	0.300	0.057	2.894
フ ィ リ ピ ン	60	0.012	5.8	0.205	226	0.457	0.027	2.993
ス リ ラ ン カ	63	0.037	5.4	0.342	134	0.415	0.036	2.965
オ ー ス ト リ ア	61	0.184	3.1	0.673	(60) 798	0.224	0.123	2.024
ベ ル ギ ー	61	0.171	3.0	0.716	(60) 1,126	0.238	0.122	1.920
ス ペ イ ン	64	(63) 0.040	(60) 4.0	0.504	(63) 483	(60) 0.274	(60) 0.083	2.572
デ ン マ ー ク	60	0.133	3.0	0.708	1,201	0.251	0.106	1.729
フ ィ ン ラ ン ド	60	0.108	3.3	0.583	1,001	0.301	0.074	2.063
フ ラ ン ス	62	0.181	3.1	0.673	(60) 1,202	0.248	0.126	1.941
西 ド イ ツ	61	0.195	2.9	0.763	(60) 1,188	0.220	0.108	1.949
ア イ ス ラ ン ド	60	0.101	3.9	0.655	1,180	0.349	0.082	2.219
ア イ ル ラ ン ド	61	0.108	4.0	0.534	(60) 616	0.311	0.112	2.308
イ タ リ ア	61	0.156	3.6	0.562	(60) 644	0.245	0.095	2.376
ノ ル ウ ェ ー	60	0.119	3.1	0.772	1,093	0.258	0.111	1.956
オ ラ ン ダ	60	0.125	3.6	0.766	890	0.307	0.087	2.182
ポ ル ト ガ ル	60	0.053	3.9	0.453	290	0.292	0.080	2.449
ス イ ス	60	0.083	3.3	0.784	1,429	0.235	0.102	2.188
ス ウ ェ ー デ ン	60	0.135	2.8	0.734	1,692	0.220	0.120	1.848
イ ギ リ ス	61	0.129	3.0	0.865	(60) 1,276	0.234	0.117	1.947
ト ル コ	65	(66) 0.017	5.7	0.194	(68) 362	0.419	0.040	3.084
オ ー ス ト ラ リ ア	61	0.104	(60) 3.5	0.756	(60) 1,438	0.302	0.085	2.146
ニュ ー ジ ー ラ ン ド	61	0.142	3.6	0.767	(60) 1,429	0.331	0.086	2.099

(*) 60歳以上人口比率, (**) $l = 1.0 - (R_{15} + R_{65})$

IV 産業社会・小規模家族・社会保障

1. 法則の性格と計測誤差とに関する検討

第II章で提示した仮説的命題“社会保障比率は、社会における家族規模の縮小とともに加速的に上昇する”が、一つの経験法則としても、かなり現実への適合度をもっていることがわかった。しかし、この命題からなんらかの現実解釈的含意や政策的含意を導こうとするならば、その前に、この命題の性格および限界について若干の検討を加えねばならない。

まず、命題の性格として指摘される第1点は、この命題それ自体は、社会保障比率と家族規模との間の相関性を叙述しているだけであって、その因果性を述べるものではない、ということである。家族規模の縮小が社会保障を拡充させたのか、それとも、社会保障の拡充が家族規模の縮小を招いたのか、はにわかに即断しがたい。力の方向としては、相互補完的である。したがってもし、その因果性を問題とするならば、家族規模の動向にかんする検討がなされなければならない。この点に関しては、次節でやや詳細な分析を試みる。

命題の性格として指摘される第2点は、社会保障依存率の法則は長期的な歴史的な法則であって、短期的命題ではない、ということである。その理由の第1は、家族規模の変動それ自体がきわめて緩やかな歴史的な社会変動である、ということである。第2の理由は、社会保障比率が社会保障制度のアウト・プット変数であり、究局的には政治プロセスの産物である、ということである。たとえば家族規模の縮小がかなり急速に進行したとしても、それから世論が形成され、政治を動かし、社会保障制度の拡充という制度選択に結実するまでには、かなりの期間を要するに違いない。しかも社会保障は直接的な分配問題であり、人びとの対立をきわだたせる。したがって、この種の問題に対する政治プロセスの対応は、どうしても長期化する傾向にある。そして、制度がひとたび確立されるとそれは容易に変更されない。

それゆえ、社会保障依存率の法則は、長期の歴史的過程でたちあらわれる。短期的には、社会保

障比率は、制度の固定性と経済の循環変動とによって循環変動を示す。そして、長期的には、循環変動を繰返しつつ、制度変更によって段階的に変化するのである。このことは前節の西ドイツと日本の例からも裏づけられよう。

さて、命題の性格が因果性を必ずしも意味していないこと、長期的歴史的であること、を念頭においた上で、次には、この命題の現実適合度がどの程度のものであるかを、計測誤差の分析を通じて検討し、“社会保障依存率の法則”の経験法則としての限界を明らかにしよう。表4は、社会保障比率の実際値と、モデルによる推定値、および両者の乖離を示す。誤差の大部分は、2%水準以内であるが、合衆国-7.1%、オーストリア5.1%、フランス3.6%、西ドイツ5.2%、イタリア6.8%、などは大きな値である。また、たとえ2%水準以

表4 社会保障比率の実際値と推定値

$$b=0.674838-0.380671\sqrt{I \cdot n}$$

国名	実際値	推定値	誤差
カナダ	0.124	0.100	0.024
メキシコ	0.016	0.035	△ 0.019
合衆国	0.070	0.141	△ 0.071
ベネズエラ	0.029	0.045	△ 0.016
インド	0.016	0.040	△ 0.024
イスラエル	0.081	0.102	△ 0.021
日本	0.051	0.027	0.024
フィリピン	0.012	0.016	△ 0.004
スリランカ	0.037	0.019	0.018
オーストリア	0.184	0.133	0.051
ベルギー	0.171	0.147	0.024
スペイン	0.040	0.064	△ 0.024
デンマーク	0.133	0.146	△ 0.013
フィンランド	0.108	0.128	△ 0.020
フランス	0.181	0.145	0.036
西ドイツ	0.195	0.143	0.052
アイスランド	0.101	0.108	△ 0.007
アイルランド	0.108	0.097	0.011
イタリア	0.156	0.088	0.068
ノルウェー	0.119	0.142	△ 0.023
オランダ	0.125	0.113	0.012
ポルトガル	0.053	0.079	△ 0.026
スイス	0.083	0.112	△ 0.029
スウェーデン	0.135	0.157	△ 0.022
イギリス	0.129	0.144	△ 0.015
トルコ	0.017	0.006	0.011
オーストラリア	0.104	0.117	△ 0.013
ニュージーランド	0.142	0.123	0.019

内の乖離であっても、国民所得比率でのこの数値はけっして小さなものではない。これらの計測誤差は、モデルの説明力の限界を端的に物語る。しかし、ここでの課題は、誤差の大きさそのものにあるのではなく、この誤差が何に由来するかを検討することによって、モデルおよびそこから導かれた“社会保障依存率の法則”の経験的妥当性の限界を明らかにすることである。

表4の誤差は、一部には、資料の不完全性や経済の短期的変動に帰せられようが、また一部には、モデルの限界にも帰因する。ここでは、資料の不完全性や経済の短期的変動と誤差との関係についての検討は省略して、モデルと誤差との関係に議論の焦点をおくことにしよう。

われわれのモデルは、社会保障比率と家族規模との関係に関する観察された事実を理論的に説明する、という目的で構築された抽象モデルである。そこには、多くの大胆な前提や仮定、あるいは極端な単純化が行われている。これらは、理論構築上の単純化のため、あるいは資料の制約のため、などの理由からおおむねやむをえないことであったが、それでもモデル上捨象されてしまったどのような因子が重要かを探ってみることは依然として重要事項である。

このような観点から誤差を観察した場合、次の2点が特に注目される。まず注目される第1点は、先進諸国グループ19ヵ国における誤差符号の出方である。プラスの誤差がみられるのは、カナダ、オーストリア、ベルギー、フランス、西ドイツ、アイルランド、イタリア、オランダ、ニュージーランドの9ヵ国である。また、マイナスの誤差がみられるのは、合衆国、イスラエル、デンマーク、フィンランド、アイスランド、ノルウェー、スイス、スウェーデン、イギリス、オーストラリアの10ヵ国である。誤差の出方が資料の不完全性や各国の短期的経済変動に影響されるにしても、ごく少数の例外を除けば、プラス誤差をとった国々の社会保障制度が、いわゆる大陸型であり、マイナスの誤差をとった国々のそれが、いわゆる北歐・英連邦型である。いわゆる大陸型社会保障制度は、職域労働組織を中心に形成された、比例給付を重

視する職域労働・比例型である。また、いわゆる北歐・英連邦型社会保障制度は、地域住民組織を中心に形成された、均一給付を重視する地域住民・均一型である。比例給付制は、給付と負担に比例関係をもたせるもので、この傾向が強まればそれだけ私保険の交換主義的再分配システムに近づく。これに対して、均一給付制は、負担と給付との個別主体における均等関係を強調しないで、給付は均一に行われ、負担は一般租税として徴収される場合が多い。したがって、比例制は、均一性との比較において、分配をめぐる主体間の対立を小さくする作用をもち、一般に見かけ上の給付水準を高くする傾向をもつ。このような誤差符号の出方は、社会保障比率が、制度類型という社会保障システムの内部構造に依存する部分がかなり存在することを示しており、社会保障システムの構造という内部因子と労働組織や地域住民組織という外部因子との関連に関する分析の重要性を意味する¹²⁾。

もう一つの注目すべき点は、合衆国のマイナス誤差-7.1%という極度の大きさである。これは合衆国における私保険の発達度合いが高く、社会保障と私保険との代替関係が強く現れているためとみられる。このことは、私保険領域をあらかじめ確定しておくというモデルの仮定が、合衆国についてはきつい抽象化だということを意味する。さらに、合衆国が私保険に多くを依存していることの背後には、黒人問題に象徴されるように、多民族国家における分配問題に対する政治的合意成立の困難さや、個人の自主独立を最重視するフロンティア精神、といった諸事情が指摘されよう。したがって、政治プロセスや国民の価値観といった要因がここでは浮び上ってくる。

誤差に関するこれらの諸点は、モデルおよびそこから導かれた“社会保障依存率の法則”が各国の社会保障比率の差異のすべてを説明するものではないこと、ほかにも重視すべき諸因子が存在することを示唆する。そして、誤差にかんする上

12) 藤沢〔4〕、〔5〕を参照。この箇所は、ディスカッション・ペーパー〔27〕に対する藤沢益夫、江見康一の両氏のコメントに多くを負っている。

述二つの指摘は、ともに社会システムの歴史過程における選択可能性を示唆している点で一層重要な意味をもっている。合衆国がとった私保険を中心とする生活保障システムの体系は、その良否はともかくとして、私的保障か公的保障かという大分類の段階での選択可能性を示唆するし、また大陸型と北欧・英連邦型という社会保障制度の類型は、社会保障制度レベルにおける個人責任と国家責任との組合せ比率に関する選択可能性を示唆する。したがって“社会保障依存率の法則”は、社会保障依存率のすべてを決定する絶対的経験法則ではなく、選択可能な自由度を含むものである。

2. 産業化と家族規模の変動

“社会保障比率は、社会の家族規模の縮小とともに加速的に上昇する”という社会保障依存率の法則の性格と計測誤差とにかんする検討から、われわれは幾つかの問題点を指摘した。それらの中でも本稿の直接の課題とのかかわりでとりわけ検討を必要とするのは、家族規模の変動の問題である。

そこで、以下では、家族規模の変動要因を検討してみよう。

ここで注目されるのは、第Ⅱ章第2節におけるファクト・ファインディングである。表2の相関マトリックスによれば、家族規模と最も相関が強かった変数は、非農業被用者比率であり、相関係数は -0.846 であった。非農業被用者比率は、農業部門以外で雇用契約によって報酬を得ている労働者の就業者全体に対する比率である。したがって、この変数は、脱農業の度合いと、労働力の市場化の度合いとを同時に示す。この脱農業と労働力市場化という二つの現象をひっくるめて、社会の産業化とよぶとすれば、この変数は、社会システムの産業化指標とみなしてよいであろう。

社会の産業化と家族規模の縮小との関係は早くから家族社会学者によって注目され、分析されてきた。一般には、産業化が家族規模の縮小をもたらしたと見なされているが、森岡清美〔28〕は、各国の家族規模の減少と産業革命の時期とを検討し、産業化→家族規模縮小という単純な因果図式があ

てはまらないことを指摘する。また W・J・グード〔29〕も、産業化と小規模家族の直線的因果関係をしりぞけ、小規模家族をもたらした夫婦家族体系と産業社会との“適合”関係という表現を用いている。

因果関係は別として、社会システムの産業化と家族規模の縮小との間に極めて強力な結合関係がみられることは確かであり、われわれの計測した相関係数 -0.846 はこれを証拠だてる。ところで、本分析が家族規模として用いた平均世帯人員は、概念的には、人口を世帯数で除したもの、すなわち、

$$\text{平均世帯人員} = \frac{\text{人口}}{\text{世帯数}}$$

であるから、家族規模の変動は、基本的には人口要因と世帯要因の合成として説明される。そこで、産業化の過程でこの二つがどのように家族規模の変動に作用したかを検討しよう¹³⁾。

人口要因として指摘されなければならないのは、出生率の低下と平均寿命の延長である。出生率の低下は、社会の近代化とともに家族計画が普及したためと考えられるが、このことは夫婦1組当りの子供数を低下させ、家族規模を縮小させる。平均寿命の延長もまた社会の近代化とともに生じた現象であるが、それ自身は、家族規模の拡大要因である。しかし、次の世帯要因として挙げられる核家族化は、平均寿命の延長がもつ家族規模拡大の作用を打消す。したがって、核家族化の進行が不十分な段階での平均寿命の延長は、一時的に家族規模を拡大するが、核家族化の進行とともにその効果は働かなくなる。

世帯要因として指摘されるのは、核家族化である。家族を森岡〔30〕の家族構成による分類で類別するならば、以下の三つに分けられる。

- (1) 夫婦とその未婚の子どもによって構成される夫婦家族
- (2) 夫婦、未婚の子供、および1人の既婚の息子とその妻子からなる直系家族

13) 家族規模の変動にかんしては、ディスカッション・ペーパー〔27〕に対して、森岡清美、江見康一の両氏から載いた適確なコメントが本稿執筆に大いに有益であった。

(3) 夫婦、未婚の子ども、既婚の息子たちと彼らの妻子によって構成される複合家族

核家族化現象とは、この3類型のうち(1)の夫婦家族が社会の支配的形態となつてゆく現象である。この核家族化は、世帯数の増加をもたらす、家族規模を縮小させる。

グードは、夫婦家族の特質を縮小された血縁関係にある、といい、この特質が、業績本位 (achievement based)、普遍主義 (universalistic) を重視する産業社会の要請にかなっていると述べる。彼は“現代の産業体系は業績 (performance) に力点をおくため、そこでは個人には社会的な上昇と下降が認められ、また彼はよりよい職業市場を求めて自由に移動できることが必要である。また土地所有のもつ重要性の低下も、移動性をいっそう容易なものにする。夫婦家族がとるのは独立居住制(おのおのの夫婦が新たに自分の世帯をつくりあげる)であり、またその血縁の網の目関係は脆弱なために、それは階層的ないしは地理的な移動に対しては、他の家族体系に比べてはるかに寛容である”と、産業社会と夫婦家族の適合関係を説明している。

一方、伝統的な農業社会では、家族が同時に労働単位であり、土地相続が重要性をもち、農業技術の伝達が親子間でなされ、理念面では属性本位 (ascription)、個別主義 (particularism) が重視される。このような社会では、家族内にある程度の大きさの労働力が確保される必要性が高く、また移動も制約される。したがって、直系家族や複合家族の比率は高くなる。それゆえ、農業社会の家族規模は大きい。たとえば、布施鉄治 [31] は、農業社会の3世代家族の比率が高いことを日本について立証している。

産業社会と夫婦家族との適合関係がもたらす相乗作用の中で生じた家族規模の縮小は、それゆえ、単なる家族規模の平板な縮小ではなくて、同時に、家族構成の変化を伴うものであった。すなわち、それは直系家族や複合家族の減少と夫婦家族の増大、そして出生率の低下による子ども数の減少が複合した結果であり、それに人口構成の高齢化が随伴している。

われわれは、それゆえ、家族規模の縮小と社会保障比率の上昇は、相互補完的であるとはいへ、これまで支配的だったのは家族規模縮小→社会保障比率上昇のルートであったと考える。何故ならば、出生率の低下や夫婦家族率の増大を社会保障の拡充で説明しきることには無理があるからである。事実、合衆国では社会保障比率が低いままに家族規模の縮小を遂げたのであるし、日本の場合も社会保障が拡充される以前に急激な家族規模の縮小が起っているのである。また論理的にいっても、家族規模縮小→家族崩壊の危険率の上昇→世論形成→社会保障拡充が基本的図式である。そして家族規模縮小は、因果関係は相乗的にせよ、産業化とともに進展してきたのである。

それだからこそ、社会保障拡充の要求が都市勤労者から生じ、社会保障が労資対抗関係における政治問題としてクローズ・アップされてきたのである。

しかしながら、だからといって、社会保障が家族規模に与えるインパクトを無視してよいというわけではない。ちなみに、われわれの28ヵ国データによって、家族規模に対する産業化と社会保障比率との重回帰を求めてみよう。

[IV-1]

$$n=6.10930-7.16283b-2.55263(LSWN/LEA)$$

$$(26.73) \quad (-3.71) \quad (-4.79)$$

$$\bar{R}^2=0.839, \quad s=0.373740$$

[IV-2] 参考

$$n=6.29540-4.02962(LSWN/LEA)$$

$$(23.13) \quad (-9.32)$$

$$\bar{R}^2=0.761, \quad s=0.456196$$

[IV-1] がその結果を示し、[IV-2] は家族規模に対する産業化の単独の説明力を示す。産業化が単独で示す説明力が $\bar{R}^2=0.761$ であるのに対して、産業化と社会保障比率の両方が示す説明力は $\bar{R}^2=0.839$ である。[IV-1] における社会保障比率と産業化の係数の t -値は、両者とも有意なことを示している。決定係数の上昇と両変数の t -値の有意性とは、社会保障が家族規模に与える影響を無視できないということを物語る。そして社会保障が家族規模の縮小をさらに促進する、

という事実の含意は後述するように将来の選択可能性を考える上で、きわめて重要である。

ところで、社会システムの産業化に伴う家族規模の縮小が、子どもの数の減少、人口構成の高齢化、という人口要因と核家族化という世帯要因の複合として現出していることは、社会保障給付の内部構成における各国の差違を明らかにする。江見康一〔9〕は、社会保障給付費を (1)医療・公衆衛生 (2)失業・労災、(3)年金・家族手当に分け、社会保障比率の高い国々では、(3)年金・家族手当の構成比が高いことを指摘する。また、藤田晴〔32〕は各国社会保障比率の経年的上昇に対する年金給付の高い寄与率を指摘している。

社会保障依存率の法則は、社会保障比率の上昇を家族規模の縮小にかかわらせるものである。家族のリスク・プーリング機能の衰えが社会保障比率を上昇させるという命題からすれば、社会保障比率の上昇は、当然、直接家族を対象とする年金・家族手当の上昇にいちばん顕著に現れねばならない。さらに家族規模の縮小が子ども数の減少、核家族化、そして高齢化の中で生じているとすれば、老人に対する保障が最重要課題となるわけであり、わけても年金の拡大が顕著となるのは当然である。

以下は、社会保障比率を(1)年金・家族手当・公的扶助 (b_F)、(2)医療・公衆衛生 (b_H)、(3)失業・労災 (b_L)、(4)その他 (b_0) に分けて家族規模 ($l \cdot n$) との回帰式を求めたものである。

〔IV-3〕

$$b_F = 0.209412 - 0.0707958l \cdot n$$

$$(10.91) \quad (-8.66)$$

$$R = -0.862, \bar{R}^2 = 0.733, s = 0.0163446$$

〔IV-4〕

$$b_H = 0.0875150 - 0.00254000l \cdot n$$

$$(7.75) \quad (-5.28)$$

$$R = -0.719, \bar{R}^2 = 0.499, s = 0.00961977$$

〔IV-5〕

$$b_L = 0.0224923 - 0.711547l \cdot n$$

$$(4.08) \quad (-3.03)$$

$$R = -0.511, \bar{R}^2 = 0.233, s = 0.00469656$$

〔IV-6〕 参考

$$b_L = -0.00275708 + 0.146658(L_{SWN}/LEA)$$

$$(-1.02) \quad (3.41)$$

$$R = 0.555, \bar{R}^2 = 0.282, s = 0.00454281$$

〔IV-7〕

$$b_0 = 0.0605850 - 0.0187582l \cdot n$$

$$(4.25)$$

$$R = -0.518, \bar{R}^2 = 0.240, s = 0.0121486$$

この計測結果も上述の事柄を裏づける。家族規模は、全項目と有意な負の相関をもち、しかも、(3)失業・労災 (b_L) を除けば、非農業被用者比率 (L_{SWN}/LEA) や1人当り所得 (y) のもつ相関関係よりも強い。(3)失業・労災 (b_L) については、わずかに他の変数の相関のほうが強い。このことは社会保障依存率の法則は、単に社会保障全体に当てはまるだけでなく、個々の事故対象別にみても妥当するということを意味する。そして家族規模と最も強く結びついているのは、もちろん、(1)年金・家族手当・公的扶助 (b_F) である。

次に、年金・家族手当 (b_F) を65歳以上人口の比率 R_{65} で説明してみよう。

〔IV-8〕

$$b_F = -0.0239155 + 0.838510R_{65}$$

$$(-2.45) \quad (7.58)$$

$$R = 0.830, \bar{R}^2 = 0.676, s = 0.0179850$$

家族規模 ($l \cdot n$) の説明力 $\bar{R}^2 = 0.733$ には及ばないが、 $\bar{R}^2 = 0.676$ はかなりの説明力といわねばならない。しかし、重回帰の計測結果、

〔IV-9〕

$$b_F = 0.126628 + 0.336815R_{65} - 0.0470782l \cdot n$$

$$(2.48) \quad (1.74) \quad (-2.99)$$

$$\bar{R}^2 = 0.752, s = 0.0157448$$

によれば、〔IV-3〕の決定係数が $\bar{R} = 0.733$ であるから、これに対してそれほど大きな改善を R_{65} の追加がもたらしたわけではない。したがって、産業社会における老人福祉問題は、単なる人口の老齢化としてではなくて、核家族化現象と老齢化現象との文脈でとらえられなければならない。そして老人に対する社会保障問題は老人を家族が扶養するのか、それとも社会が扶養するのかの選択問題を含んでいる。社会保障比率が年金拡充によって上昇するならば、それによる直系家族や複合

家族の分解が促進され、それが家族規模の縮小を一層促進することになる。社会保険に関する先進諸国の家族規模の小ささには、すでにその反映があると思われる。しかし、老人問題は年金給付によってすべて解決されるわけではない。老人を家族から切離す形で社会保険の拡充を推進するか、それともそうしないような形で進めるかは改めて問わなければならない。

3. 産業社会・小規模家族・社会保険

——むすびにかえて——

われわれは、第Ⅱ章で社会保険比率と家族規模の顕著な負の相関関係を見出し、次いで第Ⅲ章ではこの観察事実を理由づける試論モデルを構築し、そこから“社会保険依存率の法則”を導出してその検証を試みた。本章では、この命題の性格、経験妥当性を吟味し、とくに家族規模の変動と産業化の関係に検討を加えることによって、家族規模の縮小と社会保険比率の上昇との関係を社会保険の内容構成に立入って考察した。

本分析の全体を通じて、社会システム全体と社会保険との関係にかんして筆者が獲得しえた理解を要約すれば、大略以下のとおりである。

すなわち、われわれは、産業社会・小規模家族・社会保険という三つの社会現象が、極めて密接な相互依存関係にある三位一体の現象であるということを明らかにした。

われわれは、ここにおいて産業化と核家化との相互作用で生じた家族規模の縮小は、家族のリスク・プーリング機能を低下させ、社会保険拡充への圧力をうみ、社会保険拡充はさらに一層家族分解を促進する、という社会保険をめぐる社会システムの変動の基本図式を想定することができる。しかし、この三つの社会現象が時間軸の上でたどる先行・追隨、原因・結果の関係は、必ずしも一本道ではない。産業化の後に家族規模の縮小が生じた場合もあれば、逆に、ある程度の家族規模の縮小が産業化に先行した場合もある。また、家族規模の縮小が社会保険拡充の圧力を生むと同時に、社会保険の拡充は、一層の家族分解を促進し家族規模を縮小させる。三つの社会現象はまさに相互

依存の関係にあり、社会システムにおける三位一体の現象として互いにコンシステントである。

とはいえ、社会保険と家族規模との関係を歴史的にみれば、これまで、家族規模縮小→社会保険拡充のルートのほうが、社会保険拡充→家族規模縮小のそれよりも強力であったと思われる。合衆国や日本の例は、社会保険のさしたる拡充もなく家族規模の縮小が生じうることを示しており、これまでの家族規模の縮小の主たる原因を社会保険に帰すことは不当であろう。従来の家族規模縮小は、むしろ産業化との関わりで把握されるべきであり、その家族規模の縮小が社会保険拡充の契機となったと考えられる。したがって、少くとも起動力は家族規模の縮小にあったといえよう。政策ラグを考慮すれば、家族規模縮小→社会保険拡充への社会的圧力→政策実現、がまずあり、この政策実現が家族分解を促進し、家族規模をさらに縮小させる、というプロセスが支配的であったといえてよいであろう。

さて、以上が包括的見解の要約であるが、次に“社会保険依存率の法則”およびその周辺に関する分析がもつ含意について触れておこう。

“社会保険比率は、社会の家族規模の縮小とともに加速的に上昇する”というわれわれが提示した命題が、経験法則としても相当程度の妥当性を認められるとすれば、この命題は、現実解釈的意義と政策的含意いう二つの領域で幾つかの重要な含意をもつことになる。

現実解釈的含意の第1は、むろん、各国の社会保険水準の差異をかなり説明しうる、ということである。そして、家族規模の変動と産業化との関係にかんする分析と合せるならば、社会保険が労使対抗関係の中で問題とされる理由を説明し、また、高い社会保険比率が年金・家族手当の拡充と結びついている理由を説明する。

もう一つの現実解釈的含意は、この命題が、財政学で従来いわれてきた“経費膨張の法則”(“ワグナーの法則”)を理由づけるということである。なぜならば、藤田晴〔32〕も指摘するように、先進諸国にみられる財政規模対国民所得比率の趨勢的上昇は、社会保険比率の上昇によるところが最

も大きく、この命題はその社会保障比率の上昇を説明するからである。“経費膨張の法則”は、家族規模縮小による社会保障の拡大や、産業化に伴う各種の伝統的コミュニティの崩壊によって生じたコミュニティ共同事業の政府事業への移管、といった社会システムの変容によってかなりの程度説明されうるのではなかろうか。

次に、この命題は、政策的にも重要な含意をもつものである。

まず第1にいえることは、生活の安全性をある一定の度合いに維持することを社会的価値として承認するならば、社会保障比率は家族規模と斉合的であらねばならない、ということである。なぜならば、

$$(20) \quad b^* = 1.0 - \alpha \sqrt{1/n}; \quad \alpha = \frac{k^*}{a}, \quad k^* = \left(\frac{\sigma_{v_f}}{\mu_{v_f}} \right)^*$$

は、 $\alpha = \frac{k^*}{a}$ と斉合的な社会保障比率と家族規模との組合せを示す式だからである。この式は、家族規模が縮小すれば、加速的に社会保障比率が上昇せねばならないことを示す。

政策的含意として指摘される第2点は、家族規模の縮小がある程度社会保障比率とは別な要因で規定されていると見なしうる場合、われわれのモデルは、安全性を一定に維持するために必要な社会保障比率の上昇がどれくらいであるかを予測するための標準式となりうる、ということである。

この二つの含意は、日本の場合とりわけ重要である。何故ならば、日本の家族規模は、第Ⅲ章第3節でみたように、世界に類例をみない急速な縮小を近年みせているからである。日本の平均世帯人員は、昭和30年の約5.0人から同45年の約3.7人まで、この15年間に実に1.3人という大幅な縮小をみせている。しかも、社会保障比率はこの期間ほとんど横ばいであつたし、この期間の後半にみられる趨勢線の上昇も1%程度のものにしかすぎない。したがって、この家族規模の縮小は、急速な産業化によってもたらされたものとみてよいであろう。産業化の進行に伴う家族規模の縮小は、今後なお継続するとみられており、昭和60年には約3.1人になると推定されている。ち

なみに、昭和60年の平均世帯人員を3.11人、生産年齢人口比率(16~64歳)を0.6278と仮定して、われわれのモデルによって社会保障比率を予測すると、0.125となる。日本の事情による偏りがあるので絶対水準はともかくとしても、昭和40年の日本の推定値は0.027であるから、その時の家族規模約4.1人から60年の3.1人に見合う分だけでも、社会保障比率は、国民所得比率で約10%の上昇を必要とする、ということになる。

急速な経済成長の結果、1人当りGNPなどの指標では先進諸国グループの仲間入りを果たつつある近年、福祉型経済への転換が叫ばれ、“先進国並みの社会保障を達成すべし”というキャッチ・アップ論が勢力となりつつある。しかし、このキャッチ・アップ論は、何故に先進国並みの社会保障が必要か、を必ずしも理論的に明らかにしてこなかった。われわれの命題は、このキャッチ・アップ論に論拠を与える。しかし、国民所得比率で10%程度社会保障水準を上げるということは、財政問題としても容易ではない。そればかりか、社会保障が所得再分配にかかわるだけに、深刻な主体間の対立の中で社会保障拡充が計られねばならないわけであり、諸々の政治的、社会的困難が伴わざるをえないであろう。

政策的含意の第3点は、社会保障の拡充が今後どの領域を中心として進められねばならないかを示していることである。家族規模の縮小過程における家族のリスク・プーリング機能の低下は、社会保障の全般的拡充を必要とすることはもちろんであるが、その内容はますます家族の安全性を直接高める部門、すなわち、年金・家族手当・公的扶助部門の比重をますことになろう、とりわけ、家族規模の縮小過程が高齢化・核家族化の中で進行していることは、老人を対象とする年金・家族手当の充実を必要とする。なぜなら、このような家族規模の縮小過程は、リスク・プーリング機能をほとんどもたないような高齢者世帯の発生率を大幅に上昇させるからである。

以上が、“社会保障依存率の法則”がもつ政策的含意の主な内容の要約である。しかし、大急ぎで付言しておかねばならないのは、これらの政策的

含意は、生活の安全性を一定に維持するという社会的価値の前提と、それを達成する集団組織が社会保障と家族の二つであるという限定とから導かれているということである。生活の安全性をより高めるといふ価値前提に立つならば、より一層の社会保障拡充が必要であるし、より低い安全性でもよいというのであれば、それほどの社会保障拡充を必要としない。また、別の社会的価値、個人の生活は個人で守るべきであるという価値前提に立つならば、社会保障そのものを必要としないであろう。たとえば、自主独立の価値を重んじる合衆国がこれまでとってきた生活保障システムは、私保険中心のものであった。合衆国の例は、異なった価値前提と異なった集団組織の組合せが存在していることを示すものである。また、社会保障制度の類型論が明らかにするように、同じ社会保障でも、その制度内容およびそれを支える価値理念にも変域がありうるのである。産業社会・小規模家族・社会保障が社会システムとして三位一体のコンシステントな社会現象であるといっても、そのことはそれ以外の可能性が存在しないということの意味しない。また、この三位一体の現象の具体的内容にも種々のヴァリエーションが存在しているということを否定するものでもない。個人段階ではないにせよ、そして短期的にではないにせよ、社会システムには選択の可能性が存在すると考えられる。それゆえにこそ、人間の営為の可能性を探る、という意味において社会諸科学の意義は大きいといわねばならない。

社会システムの選択可能性とのかかわりで特に重要なのは、社会システムを構成する諸因子の範疇(5)精神の役割である。なぜなら、精神、とりわけ人びとの価値観は、人びとの選択的行動を導く内部メカニズムの核心だからである。そこで、最後に、社会保障の理念および分配の公正の理念について、本分析と関わる範囲に限定して若干ふれておきたいと思う。われわれは、すでに産業社会と夫婦家族による小規模家族との間に適合関係が認められることを本章第2節で述べた。この適合関係は、産業社会が要請する個人の地理的、階層的移動の自由を、独立居住制と血縁関係の脆弱性

をその特徴とする夫婦家族制が保証するという機能的側面のみならず、理念的側面においてもまた見出されるのである。直系家族や複合家族は、家の存続と繁栄という家にかかわる価値を重視し、婚姻を家と家との結合、血縁組織と血縁組織との結合とみなす。これに対して、夫婦家族は、両性間の愛情の方により多くの価値をおき、婚姻を個人と個人との結合とみなす。夫婦家族におけるこのような理念は、個人主義というより広い価値理念の文脈の中に包摂される。

一方、業績本位・普遍主義を重視する産業社会の理念もまた、属性本位・個別主義を重視する伝統的社会の理念と対比すれば明らかなように、やはり個人主義というより広い価値理念の文脈の中に包摂される。それゆえ、夫婦家族の理念と産業社会の理念とは相互にコンシステントであるといえよう。

しかしながら、社会が個人の生活を保障すべきである、という社会保障の理念は、個人主義の理念とは本来対立的である。なぜなら、生活を社会的に保障することは、生活の社会化であり、個人主義化とは逆方向だからである。それゆえ、個人主義の世界では、生活崩壊に類した人びとに対する社会的施策は、当初、“慈恵的救済”として現出する。社会的救済の対象となった人々は、個人の尊厳を維持する責務に不成功だった人びととみなされ、社会的対策は、個人の尊厳の維持に成功した人びとから、そうでない人びとへの慈恵とみなされたのである。

けれども、産業化の過程は、夫婦家族による小規模家族の形態をとる産業労働者階級を広範に創出し、家族のリスク・プーリング機能を著しく低下させた。そして激しい経済の循環変動は、個人の責任の範囲を超えて生活の安全性と個人の尊厳を脅かした。このような状況が一般化した社会では、生活崩壊に対する社会的施策の理念として“慈恵的救済”はもはや不適当な考え方である。なぜならば、このような状況では、個人が個人の責任において自己の生活の安全性と尊厳とを守り通すことは困難であり、生活崩壊が社会的能力に欠陥のある特定の人びとだけに生ずるものではな

く、誰もがそのような困窮に陥いる可能性をもつ一般的な危険である、とみなされねばならないからである。このような社会状況では、個人主義の理念と抵触しない生活の安全性に関する理念が模索されねばならない。そこでとられた二つの方向は、一つは私保険であり、もう一つは近代的な社会保障である。私保険は個人主義の理念の中で生活の安全性を確保しようとするものであり、合衆国はこの方向を最も強めた社会であったといえよう。しかし、企業化の可能性に関する制約と、私保険に加入して保険給付を受領することが必ずしも人びとのライフ・サイクル全体にわたる安全性を保証することにならない、ということとによって、私保険による生活の安全性確保には限界がある。人びとのライフ・サイクル全体にわたる安全性の確保が私保険で充分達成されうするためには、不確実性が企業化可能な対象であるだけでは不十分である。そのためには、その人が保険料を支払いうる経済状態にある、ということが前提とされなければならない。しかし、前述の状況は、この前提を保証するものではない。また、昨今の先進諸国で進行しているインフレーションは、私保険加入が可能な人びとも計画した通りの安全性を保証しない。このような事情によって、多くの社会では、私保険と社会保障とが併用される。しかし、前述したように生活の社会的保障は、原理上個人主義と対立せざるをえないので、近代的な社会的保障の理念は個人主義との調和をもたらすものとして再構成されねばならなかった。かくして近代的な社会保障の理念が成立する。すなわち、近代的な社会保障は、最低生活の保障を、慈善的救済としてではなくて、“個人の権利”として、そして“社会の義務”として承認する。近代的な社会保障の理念は、最低生活¹⁴⁾の保障を、個人と社会

との権利義務関係の中に規定することによって個人主義の理念と両立可能となる。かくして、誰でもが、個人の尊厳を損なうことなく権利として生活の安全性を一定水準まで確保することができ、その水準を超える部分は依然個人の自由に委ねられる。

以上は、救貧法、ベヴァリッジ報告を経て今日に至っている英国の社会保障制度の歴史から読みとられる社会保障理念の展開である¹⁵⁾。かくして、産業社会の理念、小規模家族の理念、そして社会保障の理念は、広く個人主義に包摂され、産業社会、小規模家族、社会保障、そして個人主義は、社会システム全体の中で相互にコンシステントな四位一体のものとして理解されるのである。

しかし、現実のそれぞれの社会システムがたどる歴史過程において、この四つは決して斉一的歩調をとってきたわけではないし、将来の4者が行きつく先が、1点に収斂するともいえない。現段階でいえることは、この4者が相互に適合関係にあるということだけであって、それ以上でもそれ以下でもない。将来の選択可能性については、今後の研究の発展をまつほかはない。しかし、将来の選択を考える際、われわれは産業社会、小規模家族、社会保障それぞれのもつ理念的側面についても検討を加える必要があるわけであり、その場合、これまでの諸理念の変遷およびその背後にある社会的背景に対する上述のような理解はなにがしか役立つであろう。

われわれは、社会保障の第一義的機能を、生活保障機能であるとみなして本分析を進め、所得再分配機能を、それに随伴する副次的機能とみなし、分配の公正理念にはこれまでほとんど言及しなかった。しかし、本分析全体を通じて、所得分配の公正理念の具体的内容に関する一側面については明らかにしてきたつもりである。すなわち、社会保障が目ざす分配の公正は、家族の小規模化によるリスク・プーリング機能の低下という社会的背景をぬきにしては考えられない、ということである。小規模家族社会においては、生活崩壊の危険は一般的であってけって特殊なものでは

14) 最低生活水準は、物理的絶対的な生存費水準と理解するべきではない。人間が社会システムにおいて有効に機能しうするために最低必要とされる生活水準は、社会的最低生活水準であり、それは相対的である。

われわれが相対所得概念によって再定式化した所得評価曲線(第三章第2節)は、個人が保障を求める所得水準がそのような相対概念であることを示したものである。

文献[24]は、最低生活費が理念としてもこの方向に移ってきたことを叙述する。

15) 文献[24]、[33]、[34]を参照。

ない。そのような社会では、もし社会保障が存在しなければ、生活崩壊が広範な人びとに高率で発生する。このような事態は、個人およびその家族にとって好ましくないばかりでなく、社会全体にとっても種々の好ましくない影響をもたらす。したがって、その社会では、生活崩壊の危険を最低生活の社会的保障によって削減するような所得再分配は、個と会体との調整原理たる公正の理念の具体的内容の一環として広く社会的支持を得るのである。

もちろん、分配の公正の理念は広範な概念であって、上述の事柄はほんのその一部にしかすぎない。そして、公正理念のもつ現実上の困難さは、個と全体との具体的な調和点の決定にある。現実の社会は異質な人びとから構成されており、調和点のいかんは、ある人びとには利益をもたらし、別の人びとには不利益をもたらす。したがって、対立状況は、人びとの間の異質性にこそ問題の本質がある。われわれの分析は、主体間の異質性を捨象して進められたので、そのような対立状況についていいうことはほとんど何もない。ただ、異質性を平均化によって捨象したとき、社会保障の再分配が公正理念にかなったものとして広く支持される社会的背景として、家族規模の重要性を明らかにしたものである。したがって、リスク・プーリングの観点からみて望ましい社会保障水準が、より広範な分配の公正の観点からみて望ましいとは限らない、ということはいうまでもないが、改めてここで強調しておきたい。また、同一の社会保障水準であっても、その内容構成には種々の可能性がある。したがって、本稿のようなマクロ的分析による社会保障の取扱いに限界があることは明らかであり、老人、医療、児童、心身障害等の個別問題の分析が重要であることもいうまでもない。また、本稿のマクロ分析の段階でも捨象された多くの問題があることは、本章第1節を中心として述べたとおりである。さらに、本稿では、クロス・セクション・データの観察から社会保障を上級財でも下級財でもない中立財と仮定したが、“社会保障上級財説”はなお検討を必要としよう。また、1人当たり所得の絶対水準ではなくて、

表 3 日本の平均世帯人員*

(総世帯)

年 次	平 均 世 帯 人 員
昭和10年	5.13
15年	5.10
25年	5.02
30年	4.97
35年	4.52
40年	4.08
45年	3.72
**49年	3.54
**60年	3.11

* 厚生省資料

** 49年、60年は推定値

その成長率と社会保障比率の上昇速度とは関係があるかもしれない。というのは、社会保障の問題が再分配という対立的問題だからである。一定所得水準のもとでの社会保障比率の引上げは、ある階層にとっては絶対的悪化を意味し、政治的抵抗は強固とならざるをえない。しかし、成長過程でのそれは、これを相対的悪化にとどめることを可能にする。それゆえ、成長率と社会保障拡充の速度は関係があるかもしれない。社会保障制度は、まだ多くの国々において発展途上にあるので、これらの問題の検討も含めて、タイム・シリーズ・データによる分析も必要である。

第I章で述べたように、本稿は社会保障を社会システム全体の中で位置づけようとするパースペクティブ全体における研究作業の一環にしかすぎない。したがって、上述の諸問題はすべて今後の課題といわざるをえないが、筆者もできる限り前進を続けたいと思う。願わくば、本稿がそのささやかな一歩たりえておれば幸いと思う次第である。

参考文献および資料 (引用順)

- (18) 大熊一郎「社会保障の経済学」『季刊社会保障研究』, Vol. 1, No. 1, 1965.
- (19) 辻村江太郎「労働法と経済学」『季刊現代経済 6』, 日本経済新聞社, 1972.
- (20) 小尾恵一郎「勤労者家計における有業率の研究」『経済分析』第6号, 経済企画庁経済研究所編, 1961.
- (21) 小尾恵一郎「臨界核所得分布による勤労家計の労働供給の分析」『産業研究所シリーズ No. 247』, 慶応

義塾大学産業研究所, 1968—1969.

- [22] 小尾恵一郎「家計の労働供給の一般図式について」, 前掲書 No. 259, 1969—1970.
- [23] 中鉢正美『生活構造論』, 好学社, 1956.
- [24] 小沼正『貧困——その測定と生活保護——』, 東京大学出版会, 1974.
- [25] Milton Friedman, *Price Theory*, 1967.
(ミルトン・フリードマン著, 内田忠夫・西部邁・深谷昌弘共訳, 『価格理論』, 好学社, 1972.)
- [26] Milton Friedman and L. J. Savags, "The Utility Analysis of Choices Involving Risk", *Journal of Political Economy*, LVI, Aug. 1948.
- [27] 深谷昌弘「社会保障と家族規模に関する一考察」『日本経済研究センター・ディスカッション・ペーパー』, 日本経済研究センター, 2. 1974.
- [28] 森岡清美「家族の変動」『社会学講座 3・家族社会学』, 東京大学出版会, 1972.
- [29] William J. Good, *The Family*. 1964.
(ウィリアム・J・グード著, 松原治郎・山村健訳『現代社会学入門 3・家族』, 至誠堂, 1967.)
- [30] 森岡清美「家族の類型と形態」, 前掲書〔28〕に収録。
- [31] 布施鉄治「農民生活の変動と農村家族」, 『社会学講座 4・農村社会学』, 東京大学出版会, 1973.
- [32] 藤田晴「福祉政策と財政規模」, 『オイコノミカ』, 第10巻第2号, 名古屋市立大学, 1974.
- [33] 近藤文二「社会保障とは何か」, 近藤文二編, 『社会保障入門』, 有斐閣, 1968.
- [34] "Social Insurance and Allied Services" Report by Sir William Beveridge Presented to Parliament by Command of His Majesty, Nov. 1942.
(山田雄三監訳『ベヴァリッジ報告 社会保険および関連サービス』, 至誠堂, 1969.)

附表 社会保険給付費の構成比

	公保 (a)	健康・ 疾病・産 出 (b)	小計 (a)+(b)	業務災害 ・失業	年金 (d)	家族手当 (e)	公的扶助 及び 類似制度 (f)	小計 (d)+(e)+(f)	その他 (公務員、 戦争犠牲者 など)	社会保険 給付費合計 (100万各国 通貨単位)	貨幣単位
カナダ	23.7	—	23.7	17.8	19.2	14.1	13.6	46.9	11.6	3,708.1	カナダドル
61—62			0.029	0.022	0.024	0.017	0.017	0.058	0.014	0.124	
メキシコ	26.6	44.2	70.8	6.4	13.6	—	—	13.6	9.2	2,343.97	ペソ
61			0.011	0.001	0.002	—	—	0.002	0.001	0.016	
アメリカ	7.2	1.2	8.4	16.7	39.2	—	12.3	51.5	23.4	32,794	ドル
60—61			0.006	0.012	0.027	—	0.009	0.036	0.016	0.070	
ベネズエラ	78.9	16.2	95.1	4.9	—	—	—	—	—	898.5	ボリバル
63			0.028	0.001	—	—	—	—	—	0.029	
インド	49.5	4.4	53.9	0.6	12.9	—	0.5	13.4	32.1	2,649.4	ルピー
63—64			0.009	—	0.002	—	—	0.002	0.005	0.016	
イスラエル	17.0	33.7	50.7	3.6	14.1	12.5	16.4	43.0	2.7	736.7	イスラエル ポンド
66—67			0.041	0.003	0.011	0.010	0.013	0.035	0.002	0.081	
日本	4.5	33.8	38.3	10.2	5.7	—	11.9	17.6	33.9	655,268	円
60—61			0.020	0.005	0.003	—	0.006	0.009	0.017	0.051	
フィリピン	49.6	0.9	50.0	1.6	2.1	—	3.4	5.5	42.4	118.06	ペソ
60—61			0.006	0.002	—	—	—	0.001	0.005	0.012	
スリランカ	64.8	—	64.8	0.1	1.3	—	9.2	10.5	24.6	242.0	ルピー
63—64			0.024	—	—	—	0.003	0.004	0.009	0.037	
オーストリア	0.7	18.1	18.8	5.7	36.5	12.9	3.4	52.8	22.7	25,078	シリング
61			0.035	0.010	0.067	0.024	0.006	0.097	0.042	0.184	
ベルギー	2.3	19.9	22.2	10.8	21.7	17.5	3.1	42.3	24.7	82,262.9	フラン
61			0.038	0.018	0.037	0.030	0.005	0.072	0.042	0.171	
スペイン	3.0	31.6	34.6	13.3	28.4	6.9	—	35.3	16.8	32,850	ペセタ
63			0.014	0.005	0.011	0.003	—	0.014	0.007	0.040	
デンマーク	20.7	8.9	29.6	5.2	38.8	4.1	12.9	55.8	9.4	4,282.9	クローネ
60—61			0.039	0.007	0.052	0.005	0.017	0.074	0.013	0.133	
フィンランド	21.8	1.0	22.8	3.3	26.7	16.0	13.4	56.1	17.8	1,341.9	新マルク
60			0.025	0.004	0.029	0.017	0.014	0.61	0.019	0.108	
フランス	—	20.7	20.7	5.3	20.6	22.0	5.2	47.8	26.2	49,331.4	フラン
62			0.037	0.010	0.037	0.040	0.009	0.087	0.047	0.181	
西ドイツ	0.8	20.6	21.4	4.6	40.3	2.5	6.1	48.9	25.1	49,033	ドイツマルク
61			0.042	0.009	0.079	0.005	0.012	0.095	0.049	0.195	
アイスランド	16.7	20.0	36.7	2.1	32.3	20.3	5.8	58.4	2.8	569.2	クローネ
60			0.037	0.002	0.033	0.021	0.006	0.059	0.003	0.101	
アイルランド	27.4	9.3	36.7	9.0	24.0	12.1	5.0	41.1	13.2	64.4	ポンド
61—62			0.040	0.010	0.026	0.013	0.005	0.044	0.014	0.108	
イタリア	1.1	18.4	19.5	6.7	29.9	18.0	1.9	50.7	23.1	2,589,074	リラ
61			0.030	0.010	0.047	0.029	0.003	0.079	0.036	0.156	
ノルウェー	13.7	24.3	38.0	5.5	27.0	7.0	7.1	41.1	15.4	2,946.1	クローネ
59—60			0.045	0.007	0.032	0.008	0.008	0.049	0.018	0.119	
オランダ	—	23.7	23.7	4.8	35.8	13.0	4.8	53.6	17.9	4,408.5	フローリン
60			0.030	0.006	0.045	0.016	0.006	0.067	0.022	0.125	
ポルトガル	17.4	3.8	21.2	—	15.5	11.1	23.9	50.5	28.3	3,193.4	エスキュード
60			0.011	—	0.008	0.006	0.013	0.027	0.015	0.053	
スイス	17.7	15.3	33.0	8.6	30.0	0.7	15.2	45.9	12.5	2,597.8	フラン
60			0.027	0.007	0.025	0.001	0.013	0.038	0.010	0.083	
スウェーデン	21.6	13.8	35.4	2.4	33.4	10.7	12.3	56.4	5.8	7,721.7	クローネ
60			0.048	0.003	0.045	0.014	0.017	0.076	0.008	0.135	
イギリス	31.2	6.4	37.6	3.4	31.5	4.9	10.9	47.3	11.7	2,888.4	ポンド
61—62			0.049	0.004	0.041	0.006	0.014	0.061	0.015	0.129	

	公保 (a)	衆健 (b)	疾病・ 出産 (a)+(b)	小計 (a)+(b)	業務災害 ・失業	年金 (d)	家族手当 (e)	公的扶助 及び 類似制度 (f)	小計 (d)+(e)+(f)	その他 (公務員、 戦争犠牲者 など)	社会保障 給付費合計 (100万各国 通貨単位)	貨幣単位
トルコ 66	7.9	27.5	35.4	0.006	2.8	6.9	—	2.0	8.9	52.9	1,401.7	トルコポンド
オーストラリア 61—62	12.4	18.4	30.8	0.032	7.0	29.7	9.9	2.5	42.1	20.0	670.5	オーストラリアドル
ニュージーランド 61—62	15.7	14.7	30.4	0.043	2.2	33.2	19.9	0.4	53.5	13.9	167.9	NZドル
				0.003	0.003	0.047	0.028	0.001	0.076	0.020	0.142	

(注) 下段の数字は対国民所得比である。