

所得保障と高齢者の労働供給

——社会保障と雇用政策をめぐる一側面——

島田 晴雄

I. はじめに

現在急速に進行している人口および労働力の高齢化は、1980年代をつうじとりわけその前半期に、定年退職後の労働者を中心とする高齢者の雇用問題を深刻化させるものと予期される。そこでは当然、彼らの生活をいかに保障するかについての政策対応のプログラムが問われることになる。

日本経済をめぐる内外の制約条件は厳しさを増しており、問題解決への道筋は単純ではない。その道標は社会保障政策や雇用政策をはじめ諸々の政策の適切な組合せと実施の中に見い出されねばならないであろう。そうした構図の中で、政策シナリオを現実のものとするための重要な鍵のひとつは所得保障に対する高齢者の労働供給反応のあり方にある。本稿では、若干の研究の展望をつうじてこの点の実証分析をめぐる問題点を吟味することとしたい。

II 高齢化と所得保障、雇用政策

わが国の近年の高齢化現象は、ILOのグランシャール事務局長でさえも特別の注意を喚起するほど急速に進みつつある¹⁾。この現象とそれがもたらす多くの社会経済的インパクトについてはすでに多数の解説的、啓蒙的文章があり、あえて繰り返す必要はないであろう²⁾。ただここでは、次の点を指摘しておきたい。

第1点は、ひと口に高齢化と言っても時期によって、急増する年齢階層は異なるという点である。表1は5年間毎に将来人口の推計増減数を記したものである。

表1 将来人口の年齢階層別増減数
(男女計、単位 万人)

年 次	1980~1985	1985~1990	1990~1995	1995~2000
45 — 49 歳	14.0	78.3	153.5	-176.2
50 — 54	72.9	14.2	76.7	150.8
55 — 59	134.4	71.0	13.6	74.2
60 — 64	90.3	130.3	67.2	12.8
65 — 69	14.0	87.0	115.4	61.5
70 — 74	41.8	14.7	76.4	98.8

資料：人口問題研究所『日本の将来人口推計』1976年11月推計。

この推計によれば、1980年代前半にとりわけ増加が著しいのは50歳台後半と60歳台前半にかけての人々であり、増加数は男女合せて225万人弱にのぼる。1980年代をつうじて見れば426万人が新たにこの年齢層に加わると見込まれている。この年齢階層は人口構造の顕著なふくらみを形づくっており、1990年代に入ると65歳以上の老年層を大きく増加させることになる。1980年代前半の動きをさらに仔細に見れば、50歳台後半すなわち定年前後の人々は3年ほどの間に激増する。かりに57歳を平均的な意味での定年年齢と見れば、この年齢層の推計男子労働力は1980年には2.7万人増であるのに、1981年には5.5万人、1982年には6万人、1983年には4万人増加する。ところが1984年に入ると1.3万人、1985年には2万人と増加ペースは鈍化するのである。

第2点は、このような急激な高齢化のもたらす重大さはなによりも社会制度や経済制度の調整が追いつかないということである³⁾。制度の変革に

3) わが国の近年の高齢化は欧米先進国の経験よりもはるかに早い。高齢化の速度をあらわすにはいろいろな尺度があり得るであろうが、労働省の労働白書（『昭和50年の労働経済の分析』1976年）では男子高年（45歳から64歳）労働力の比重の増加速度をアメリカ、イギリスと比較し、4倍も速いと指摘している。英米で40年かかった年齢構造の変化が日本では10年以内に進行するとすれば、既成の制度との間に大きな矛盾や軋轢が生ずることは避け難いであろう。

1) 『朝日新聞』1979年5月31日付夕刊。

2) 例えば田中博秀『高齢化社会の衝撃』ダイヤモンド社、1977年。岡崎陽一『高齢化社会への転換』弘文社、1978年。

は時間がかかるから、3年ないし5年といった短期間に高年者が急増しても、直ちにこれを吸収する方向に雇用制度が速かに修正されると期待することは難しい。環境条件の変化に対応して雇用制度の調整は徐々に進んでいるが、人口構造の変化があまりに急速であるため矛盾はむしろ拡大しつつある。長期的には制度の適応を媒介としてこのようなギャップは埋められるであろうが、1980年代前半における定年退職者の雇用問題はきわめて深刻なものとなると予想される。

こうした変化は急激でありかつ一過性のものではなく、増加した高齢人口はそのまま存続するから、問題そのものも持続する。問題の存続は制度変革の推進力ともなるが、同時に解決に時間がかかることをも含意している。しかもこの人口のふくらはみは1980年代には定年後の高年者の雇用問題を深刻化させ、1990年代には隠退後の老年層の生活保障問題を惹起するという形で次々に新たな問題を惹起してゆくのである。

50歳台後半から60歳台前半の年齢層は「雇用と老齢所得保障との谷間」もしくは「グレーゾーン」とも呼ばれる困難な年齢段階となっているが、1880年代に予期されるこの年齢層の急増に対応して彼らの生活保障のためにはどのような政策プログラムが組まれているであろうか。生活保障のためには基本的には2つの方途が考えられる。ひとつは雇用機会の提供であり、いまひとつは所得保障である。

雇用機会の提供には、雇用機会の総量を拡大させることと雇用機会の年齢階層間再配分を進めることの2面がある。総雇用機会の拡大については日本経済の成長に対する諸々の制約条件が強まってきた今日、多くを期待することはできない。年齢階層間再配分については、具体的には定年年齢の延長などの雇用制度の変革を必要とする。定年年齢を延長する企業は1970年代前半までは著しく増えたが、石油危機以降の後半には労働力の高齢化とはうらはらにあまり増えていない。むしろ新たに定年制を導入する中小企業が目立つ。長期的には、人口構造の高齢化にともなう定年年齢は延長されざるを得ないと思われるが、そうし

た制度変革は時間を必要とするから短期的に急速な促進は望み難い。なぜなら定年制の延長が企業目的と矛盾せず実現するためには、単に賃金コストの増大を防ぐ手だてだけでなく、人事停滞の危険解消や高齢者の生産力増強などの見通しも合わせて確保されねばならないからである。こうした変革は賃金管理方式だけでなく、組織の編成原理にかかわる人事制度や訓練体制の改変をとまなうから、多くの企業組織によっては3年や5年といった短期間に実現できるものではなく、おそらく10年ないし15年といった調整期間を要するであろう。

もっとも高齢者の雇用をめぐる条件は現実には悪条件ばかりではない。中小零細企業では従来高齢者の雇用比重の高い企業が多かったし、事実上定年制が存在しない場合も多い。したがって労働条件を別にすればそこに大きな高齢者の雇用吸収基盤があることは否定できない。一方、大企業でも賃金・退職金制度や人事制度の調整を進めている企業は少なくない。さらに政府は、高齢者雇用機会の拡大をめざして定年制の延長や労働時間の短縮を呼びかける熱心なキャンペーンを展開しており、企業労使をはじめ社会一般にそうした制度調整の必要性に関する認識は深まりつつあるといえよう。とはいえ、進行しつつある制度の変革は当面の高齢化に対比すればはるかに緩かであり、来るべき3年ないし5年間に急増する「グレーゾーン」の人々に対する雇用機会の確保は決して楽観できる状態にはない。

いまひとつの方途としての所得保障は、高齢者に対する社会保障給付制度の変革ならびに年金制度の改訂のいずれかあるいは双方の手段を必要とする。雇用機会が不十分であり従って所得が不足する高齢者に対して、生活を維持するに足る所得を保障するとすれば、なにがしかの形で社会的な所得移転をはからねばならないであろう。この面での大きな限界は国民の担税力である。西欧諸国のように住宅、教育、老後などの生活の社会的な保障基盤が充実していれば、高い社会保障税も可能であろうが、それらの基盤が甚しく欠けている現状では国民の担税余力はきわめて乏しいと言わ

ざるを得ない。他方、年金制度については、周知のようにその財政基盤は“危機”といえるほどに弱体化している⁴⁾。所得の不足する高齢者に年金面からの手当てをするには、したがって、拠出率を上げるか、必要度もしくは困窮度に応じて選別的支給をすることが必要であろう。拠出率の引上げは不可避であろうが、年金財政危機を打開するほどの引上げは、上記の担税力限界と同様の理由で困難である。一方、選別的支給は、拠出制を建前としている現在の年金制度の原則になじまないから実現は難しい。以上のような理由で、所得保障政策による接近にも大きな困難と限界があると言わねばならない。

現状では以上のように、雇用機会の面でも所得保障政策の面でも制約が厳しく、いずれか一方の政策に頼って急増する高齢者層の生活を保障することは難しい。そうした制約に縛られた政策選択の構図の中では、事態解決にとって残された可能性のシナリオは多くはないが、そのうちのひとつのシナリオとして所得保障政策と雇用政策の連係による問題解決を考えることができる。それは、一方において年金支給や社会保障給付条件の政策的操作によって、高齢者の労働供給の減退（もしくは隠退の促進）を期すこと、そして他方において、高齢者の隠退によって堅調に向う高齢者の労働需給バランスを一層堅調化させるために雇用政策として定年延長の促進や高齢者のための職業開発等を積極的に進めるというプログラムである。この連係が首尾よく作動すれば次のような成果が期待される。まず高齢者の労働供給が減って高齢者労働市場の需給バランスが堅調となる。多くの高齢労働者にとって、それは雇用条件の改善を意味するから雇用収入による生活の維持がし易くなる。それは一方では、より限定された人々に対するより十分な所得保障を可能とし、他方では、残された労働者に雇用機会を確保するための雇用政策の効果をあげ易くする。

このシナリオの成否を握る鍵は、読んで明らかな通り、所得保障の充実が高齢者の隠退を促進す

るかどうかである。もし隠退が促進されるならばこのシナリオは成立する。ところが隠退が促進されないならばこのシナリオは実現せず、所得保障給付を増やしても労働市場は軟調のままで、低賃金労働は減らないから所得保障の費用は嵩む一方でありながら十分な生活保障にならず、同時に雇用政策は効果をあげ難いという事態が続くことになる。

もっとも所得保障の対象を限定したり、隠退を人為的に促進したりする方法はないわけではない。所得テストや労働能力テスト、ならびに隠退を給付の条件にしたりする方法がそれであるが、行政コストが高いだけでなく労働の自由という基本問題にふれるので、過去はともかくこれからの政策対応のあり方としてはこれらの方策を強化することは適当とは思われない。したがって、政策効果をあらかじめ推測するには、高齢労働者の所得保障に対する自発的な反応がどのようなものであるかを確認しておくことが何よりも重要な基礎となる。この基礎情報にもとづいてはじめて、政策効果が予知でき、その効果予測にもとづいてその政策を実際を選択するかどうかの判断ができることになるからである⁵⁾。

われわれはこのような視点から、所得保障に対する高齢者の就業行動反応について実証分析を進めているが⁶⁾、それはまだ公表する段階にないので、次節以下では、そうした実証分析における問題点を確認し示唆を得るために、アメリカにおける高齢者の労働供給行動に関する近年の主だった研究成果を展望することとしたい。

5) 中期労働政策懇談会では、後述するボーウェン・フィネガンの分析結果（非勤労所得に対する高齢者労働供給弾力性）を援用して、高齢化の進むわが国の労働市場において年金支給額の引上げが高齢者の完全雇用を達成するのに有効な働きをするという試算を行なっている。関谷三喜男編『日本的雇用政策の展望』日本経済新聞社、1978年。pp. 96-125、とくに p. 124。この試算結果は上記のシナリオが首尾よく実現した場合を示しているが、その結果がボーウェン・フィネガンの推計結果を引用した比較的大きな（絶対値で）負の労働供給弾力性に依存していることは言うまでもない。顕著な隠退効果を前提としているという意味で楽観的な試算と言えよう。

6) 分析は『全国消費実態調査』と『就業構造基本調査』の個票を用いて進められた。昭和53年度労働省大臣官房政策課システム分析室「高齢者の雇用対策と年金制度の関連に関するシステム分析報告」昭和54年3月

4) 年金制度基本構想懇談会「わが国年金制度改革の方向（報告）——長期的な均衡と安定を求めて——」1979年4月18日。

III 高齢者の所得保障と労働供給——展望——

本節ではアメリカの研究蓄積の中から3つの研究をひろって展望を行なう。各々の研究はそれぞれ独自の問題意識と政策的ねらいのもとに行なわれているが、われわれは、所得保障が労働供給に及ぼす影響を知るという見地から通観する。したがって展望の焦点は非勤労所得と高齢者就業行動との関連におかれる。

1. ボーウェンとフィネガンの研究⁷⁾

ボーウェンとフィネガン(William G. Bowen and T. Aldrich Finegan——以下 B-F と略称する)の研究は、国勢調査等の結果を集中的に活用し、主たる性、年齢別人口階層の就業行動を詳しく洗い出している。それらの人口グループとは、壮年男子、既婚女子、独身女子、高齢者、若年者である。われわれの興味はこれらのうち高齢者の就業行動の分析結果にある。

B-Fの研究の主要な関心は、労働供給行動が労働市場の需給状態によってどのような影響を受けるかという点にある。あるいはもっと端的に言えば、労働供給(労働力率などであらわされる)が失業率の高低によってどのように影響されるか、ということである。労働市場の需給関係が緩み求職者に対して就業機会が相対的に減少したとき、家計補助的な労働者の供給行動には2つの相異った誘因が働くことは早くから指摘されている⁸⁾。ひとつは、就業機会の減退による家計所得の減少を補うために、妻などの家計補助的労働力が労働市場参入の意欲を高めるもので、追加的労働力仮説(additional worker hypothesis)と呼ばれ、いまひとつは、就業機会の減退によって労働者が職さがしの意欲を失い労働市場から退出するもので、就業意欲喪失仮説(discouraged worker hypothesis)と呼ばれる。これらの誘因のいずれが他を上回るかによって、失業増加局面において労働力総数が

増加するか減少するかが決まる。労働力が増加する場合は就業機会が限られているだけに失業が一層増えることになるし、一方就業意欲を喪失した労働者が増えれば労働力が減るから人的資源の有効活用が損われることになる。いずれにしても労働力の最適配分が妨げられるわけだが、B-Fの関心は、景気変動過程で、そうした阻害効果がどれほどになるのかを測定することにある。

B-Fの分析枠組では、この点を明らかにするために、失業率の高低もしくは変動が、労働者の就業にどのような影響を及ぼすかを分析することに焦点がおかれている。われわれの意図は、失業率の影響そのものよりも、失業率の影響を析出するためにB-Fがコントロール要因として用いたその他の変数、とりわけ非勤労所得の就業行動への影響を知ろうということである。

B-Fの研究に用いられたデータは、(1)1960年国勢調査の1/1000抽出標本の個票、(2)1940、1950、1960年の国勢調査結果のうち都市部に関する集計結果⁹⁾ならびに(3)労働力調査の四半期データである。(1)の1960年国勢調査の1/1000標本は、地域については乏しい情報しか与えないけれども、個人や家計については豊富な情報を提供しており、個人や家計の特性が就業行動をどのように左右しているかを明らかにすることのできる有力な資料である。B-Fの研究では、このデータは、個人や家計特性による就業行動への影響をコントロールするために主として用いられている。また(3)の時系列データは、失業変動に対応する労働力の時系列変動パターンを吟味するために、いわば参考資料として用いられる。われわれの関心にもっとも直接的に対応するのは、したがって、(2)の国勢調査の地区別集計値のデータである。

回帰分析結果を見るまえに、われわれの関心の焦点である非勤労所得と就業行動との関係についての興味ある集計結果を見ておこう。表2がそれである。このデータは、1960年国勢調査の1/1000標本の個票を非勤労所得額にしたがって層化し、

7) Bowen, William G. and Finegan, T. Aldrich. *The Economics of Labor Force Participation*. Princeton, N. J.: Princeton University Press, 1969.

8) Woytinsky, W. S. and Associates. *Employment and Wages in the United States*. N. Y.: The Twentieth Century Fund, 1953.

9) 1940年国勢調査からは92都市、1950年調査からは78標準都市地域(SMA)、1960年調査からは100標準都市統計調査区(SMSA)の集計結果が採択された。

それぞれの階層について、性、年齢階層、配偶関係別に平均労働力率を算出したものである。

表 2 非勤労所得と労働力率の関係

男		子		有 配 偶 女 子		
非 勤 労 所 得 額	労 働 力 率 (%)		非 勤 労 所 得 額	労 働 力 率 (%)		
	55—64歳	65—74歳		55—64歳	65—74歳	
500 ドル未満	92.3	65.8	1000 ドル未満	49.7	14.1	
500 — 999	73.3	34.7	1000 — 1999	39.2	9.5	
1000 — 1999	57.1	26.9	2000 — 2999	35.5	10.2	
2000 — 2999	58.2	21.0	3000 — 3999	34.2	4.6	
3000 — 4999	55.5	10.7	4000 — 4999	29.5	2.2	
5000 ドル以上	62.0	24.9	5000 — 5999	31.5	5.8	
			6000 — 6999	24.2	8.3	
			7000 — 8999	22.9	4.5	
			9000 —10999	15.4	2.9	
			11000 —14999	17.2	7.5	
			15000 ドル以上	15.6	6.1	
計	85.1	36.9	計	28.2	7.4	

資料: Bowen and Finegan (1969) op. cit., pp. 310-311.

注: (1) 原資料はアメリカ合衆国国勢調査 1960 年 1/1000 標本。

(2) 労働力率は性、年齢、配偶関係、人種、学歴などに応じて調整済のものである。調整方法の詳細については Bowen and Finegan (1969) 附録 A を参照のこと。

この再集計結果によると、高齢者の労働力率は非勤労所得額の水準と見事に逆の相関関係にあることがわかる。非勤労所得の高い人ほど労働供給は少ないという関係があることをこの集計結果は示唆している。女子は男子にくらべやや不規則性があるが逆相関関係は基本的には変らない。男子の場合、非勤労所得額が 5,000 ドル以上という高額所得者になると高齢者でも労働力率がまたやや高めに反転するようである。非勤労所得の内容にはこの場合多様な所得が含まれており、源泉別に分けたりコントロールができないので、この点についてこれ以上の吟味をすることは難しい。

国勢調査の 1/1000 調査は 18 万の標本をもつから、個票の豊富な情報を使って非勤労所得の就業選択への影響を分析することができれば最適である。しかしながら、個票を用いた場合、就業選択は就業する与否かという二者択一の質的変数となるので、回帰分析は適用できなくなるし、非勤労所得の効果を数量的に推定することが技術的に難しい。そこで、個票の有利性を犠牲にして、あるていど集計したデータからグループごとの平均労働力率を求め、それを従属変数とする方法が考え

られる。B-F は全国に散らばる 100 カ所の標準都市統計調査区 (Standard Metropolitan Statistical Areas) を観察の単位とし、各 SMSA ごとの平均値を用いて回帰分析を試みた。次に掲げる表 3 および 4 はその分析結果を示している。

表 3 は男子、表 4 は有配偶の女子に関する計測結果を示している。非勤労所得の回帰係数は概ね負値を示しているが、男子高齢者については計測結果は不安定であり、とくに 65 歳以上の層については有意でないために参考にならない。これにくらべ有配偶女子の場合には安定的な結果が得られているが、興味のあることに高齢になるほど非勤労収入による就業抑制効果はむしろ弱まるように見える。以上の計測結果は、前出の表 2 に示された見事な逆相関関係を思いやると、いささか不満足な結果に思われる。その原因として、地区別平均値というデータ編成を行なったため、明示されていない多くの変数の影響が混入して純粋な影響が観察し難くなっていることや非勤労収入そのものの概念が曖昧でその数字のなかには多様な要素が混在していることなどが指摘できよう。

表 3 男子労働供給関数の計測結果：回帰係数（1960年国勢調査による）

	25 ～ 54 歳	55 ～ 64 歳	65 歳 以上
男子収入 (Y) (100ドル/年)	0.06 (2.79)	0.22 (3.13)	-0.18 (2.25)
非勤労所得 (OY) (100ドル/年)	-0.29 (3.05)	-0.91 (1.74)	0.05 (0.09)
教育程度 (E) (年)	0.24 (2.23)	0.86 (1.16)	1.91 (2.50)
非白人比率 (NW) (%)	-0.03 (3.01)	-0.12 (3.73)	-0.01 (0.34)
失業率 (U) (%)	-1.37 (6.94)	-1.21 (6.35)	-1.37 (6.94)
労働力率 (%) 平均	96.4	85.0	30.7
標準偏差	1.2	5.1	4.6
決定係数 R^2	0.61	0.81	0.80

資料：Bowen and Finegan (1969) op. cit., pp. 800, 802, 834.

注：(1) 標本は標準都市統計調査区 (SMSA) 100 地区の各々の平均値。

(2) 上記の回帰係数は多重回帰モデルに組み込まれた独立変数のうちの一部分を抄記したもので回帰式にはこのほかに産業や職業特性、移動、高齢者比率等々の変数が適宜加えられている。

(3) カッコ内の数字は t -値。

(4) 変数の説明：

男子収入 (Y)：年間 50～52 週働いた男子所得の中位値 (1959 年)。

非勤労所得 (OY)：受領者 1 人当たり平均年間非勤労所得 (1959 年)。

教育程度 (E)：25 歳以上男子教育年数中位値。

非白人比率 (NW)：非白人の比率。

失業率 (U)：男女平均失業率。

労働力率：国勢調査週間の労働力率。

表 4 有配偶女子労働供給関数の計測結果：回帰係数（1960年国勢調査による）

	45 ～ 54 歳	55 ～ 64 歳	65 歳 以上
女子収入 (Y) (100ドル/年)	0.62 (3.52)	0.48 (3.64)	0.09 (1.69)
夫の収入 (HY) (100ドル/年)	-0.16 (1.18)	-0.11 (1.14)	-0.02 (0.59)
非勤労収入 (OY) (100ドル/年)	-1.36 (2.01)	-0.84 (1.89)	-0.41 (2.34)
教育程度 (E) (年)	1.41 (2.68)	1.71 (4.39)	0.86 (5.62)
失業率 (U) (%)	-1.14 (4.46)	-0.90 (4.64)	-0.28 (3.65)
労働力率 (%) 平均	40.2	26.0	7.1
標準偏差	4.9	4.1	1.5
決定係数 R^2	0.65	0.72	0.68

資料：Bowen and Finegan (1969) op. cit., pp. 799, 807, 808.

注：(1) 標本数は 100 (各 SMSA 平均値)。表 3 の注 (1), (2), (3) 参照のこと。

(2) 変数の説明：

Y, OY, E 及び労働力率は女子であることを除けば定義は男子の場合と同じ。表 3 の注 (4) 参照。

夫の収入 (HY) は 1959 年の有配偶男子所得の中位値。

けれども、この地区別データは、男子の場合、男子収入、失業率、教育程度、有配偶女子の場合、女子収入、夫の収入、教育程度、失業率などに関しては系統的かつ安定的な期待通りの計測結果を提示しており、コントロールされない多くの要因の影響が混在しているとはいえ基本的には信頼できる情報源であろう。そうしたなかで、非勤労収入の効果がいまひとつ判然としないという事実は、前述の個票再集計によって明瞭な逆相関関係が示されているだけに、もっと精度の高い情報の豊富なデータによってその効果を解明する必要がある

ことが示唆されているといえよう。

2. フライシャー、パーソンズ、ポーターの研究¹⁰⁾

全国的規模のデータを使った高齢者の就業行動の分析としてはもっとも詳細かつ体系的であったといえるボーウェンとフィネガンの研究でも、非勤労収入に対する高齢者の就業行動反応について

10) Fleisher, Belton M., Parsons, Donald O. and Porter, Richard D. "Asset Adjustments and Labor Supply of Older Workers." in Cain, G.G. and Watts, H. eds., *Income Maintenance and Labor Supply: Econometric Studies*. Chicago: Rand McNally (Markham book), 1973.

は必ずしも安定的な明確な測定結果は得られていない。上にも指摘したように、非勤労収入という変数に性質の異なる多様な要素が入り混っていることがその一因であると思われるが、さらに言うなら、非勤労収入を構成する異質の収入源がそれぞれ就業選択行動にどのような影響を及ぼしているのかという理論的な規定関係そのものも必ずしも整理されて明らかにされてはいない。

われわれの直接の関心は、非勤労収入のうち年金や社会保障給付の影響にあるが、非勤労収入のうちでいまひとつの重要な源泉は家屋、土地、金融資産などの財産である。年金や社会保障給付のような所得保障に対する労働供給反応は負であることが一般的に期待されている。これに対して、財産の影響は理論的にも観察事実としてもこれまで十分に確認されてはいない。仮に財産が労働供給に関して正の影響をもつとすれば、非勤労収入指標に年金や社会保障給付とならんで諸々の財産所得が含まれている場合には、労働供給に及ぼす非勤労収入の影響は正、負が混合するから不安定なものとなりがちである。上述の B-F の分析結果における曖昧さの一因はこの点にあったかもしれない。

そこで、財産の労働供給に及ぼす影響は正なのか負なのかという点が問題となるが、これまで、就業と財産の相関関係は正であるという考え方に基いて若干の研究が試みられており、観察事実を引きくらべて整合的な結果が得られたという報告が行なわれている¹¹⁾。その考え方とは、財産は個人の努力次第で築かれるものであるから、個人の就労などの努力と財産とは正の相関をもつ。蓄財意欲の強い人ほど勤労意欲もまた強いという命題である。フライシャー、パーソンズ、ポーター (Belton M. Fleisher, Donald O. Parsons, and Richard D. Porter——以下 F-P-P と略称する) の研究もその 1 例である。

F-P-P は、人は各々最適と考える財産の水準があるとし、現実の就労時間と最適財産水準を達成するのに必要な就労時間とを区別する。F-P-P の労働供給モデルは、最適財産水準の達成を目的とし、就労時間を選択変数とする多期間の調整モデルとして定式化される。言い換えれば、来期における目標達成をねらって今期の就労時間が選択され、そうした調整過程をつうじて目標に接近するというものである。

F-P-P の研究のひとつの特色は分析資料の性格に見い出される。用いられたのは全国的な規模ではじめての試みといえる追跡調査の結果である。同調査はオハイオ大学人的資源研究センターと合衆国労働省が共同で開発した「教育と労働経験に関する全国追跡調査 (National Longitudinal Survey on Education and Labor Market Experiences)」であり、1965 年から 5 年間にわたり、性、年齢階層別に分けられた各々 5,000 人ほどの 4 つの人口グループについて詳細な情報を収録している。F-P-P はこのうち 45~59 歳という中高年男子層のみをとりあげる。計測に用いられたのは 1965 および 1966 年の 2 ヶ年の観測値である。

分析モデルの展開など詳細は省いて、結果の一部だけをここに示そう。

表 5 財産を考慮した労働供給関数のパラメーター

パラメーター	r	β	L_0
ケース 1	.41	- 170	2368
2	.41	- 173	2398
3	.50	- 158	2264
4	.51	- 173	2398

資料: Cain and Watts eds. (1973) op. cit., p. 294.

注: (1) 記号説明:

r は最適資産状態に至るための就労時間の調整係数。

β は最適就労時間の賃金に対する回帰係数。

L_0 は労働供給関数における截片。

(2) 4 ケースは各々異った形で特定化された関数をあらわす。

この結果は、中高年層グループの全標本のうち、配偶関係、所得水準、子供の構成等々に関する制約下で選ばれた部分標本の分析から得られたものである¹²⁾。この結果は、中高年男子の就業選択行動が、賃金に関しては負であるが、財産に関して

11) Fleisher, Parsons, Porter の研究とならんで Greenberg, David H. and Kosters, Marvin. "Income Guarantees and the Working Poor: The Effect of Income-Maintenance Programs on the Hours of Work of Male Family Heads." in Cain and Watts eds. op. cit. は注目される。

12) Cain and Watts eds. (1973) op. cit., pp. 294, 326, 327 参照。

は γ で表記された調整係数が示しているように、最高水準を目ざしての就労時間の調整という意味で正であることを示している。

財産と就業の関係がこのように正であるならば、それを年金や社会保障給付と合算した非勤労収入全体の効果が不明瞭になったとしても不思議ではない。財産と就業行動との関係については十分な研究蓄積がなく、多くの努力は未だ試論もしくは仮説の段階にとどまっている。いずれにしても、われわれの直接の関心事である年金や社会保障給付を他の非勤労所得構成要素から区別して観察の精度を高めることが必要である。最後に、そうした意味で、より詳しいデータを用いた最近の研究結果を紹介しよう。

3. マスターズとガーフィングルの研究¹³⁾

マスターズとガーフィングル (Stanley Masters and Irwin Garfinkel——以下 M-G と略称する) の研究がそれで、M-G は所得保障が労働供給に対してどのような影響を及ぼすかという問題意識にもとづいて、主要な性、年齢階層別人口グループの労働供給行動を分析している。それらは、既婚壮年男子、高年男子、既婚女子、世帯主女子、その他の女子であるが、われわれにとって関心があるのはいうまでもなく高年男子の就業選択行動に関する分析結果である。

M-G は所得保障政策の概念をひろく解釈し、現行の多くの政策をそのなかに含めて考えているが、彼らの政策的関心の中心は、いわゆる負の所得税方式による所得保障が労働供給に及ぼす効果にある。負の所得税方式については他に紹介や解説があるのでここでは詳論をさし控えるが¹⁴⁾、労働供給への影響を分析する上での重要な要素が一般的に言って2つ負の所得税方式の中には含まれている。ひとつは、稼得所得額がゼロの世帯に与えられる最低保障所得 (guarantee) であり、いま

ひとつは稼得所得に対して課せられる事実上の税率 (implicit tax rate) である。負の所得税には具体的には多様な算定方式があり得るが、それらに共通している基本的要素はこの2点である。労働供給に及ぼす負の所得税の効果を知るには、したがって、最低保障所得に対応するという意味で非勤労所得の効果と事実上の所得税率に対応するという意味で賃金率の効果を知ることが基本となる。それゆえ M-G の労働供給関数は世帯の非勤労所得 (NEY の記号が用いられる) と賃金率とを主要な独立変数に含む形で定式化されている。

M-G の研究は、1960年代後半に開発された全国的規模における世帯ならびに個人別調査の豊富な情報を活用している。あるいはむしろ個票 (micro data) をそのまま利用できる形で整備されたこのようなデータ・システムの開発によって M-G のような研究が可能になったと言うべきかもしれない。2組の調査結果が使用されたが、ひとつは経済機会局が1966年および1967年の2年だけ特別に調査して開発したもので、*the survey of economic opportunity* (以下 SEO と略称する) と呼ばれる。これは「労働力調査」(Current Population Survey) の提供する情報をはるかに詳しく補足するために設計された特別調査であり、全国約30,000世帯(うち12,000世帯は非白人および貧困階層集中地区の標本が特別に付加されたもの)の労働力状態、教育、職歴、収入、資産などについて極めて詳しく実態を聞き出したものである。M-G の分析では、このうち1967年調査で、貧困層の特別標本を除いた18,000世帯のデータが用いられた。1967年調査を用いた理由のひとつは時間賃金率の情報が直接得られることにある。いまひとつは、ミシガン大学社会調査研究所と経済機会局が協力して開発したデータで *the University of Michigan Institute for Social Research—Office of Economic Opportunity Panel Study of Income Dynamics* (以下 ISR-OEO と略称) と呼ばれる。この調査も SEO と同様に労働力状態、家計の収支など詳しい情報を収録しているが、その際立った特色は約4,800の同じ世帯を1968年から1972年の5年間にわたって追跡調

13) Masters, Stanley and Garfinkel, Irwin. *Estimating the Labor Supply Effects of Income-Maintenance Alternatives*. N. Y.: Academic Press, 1977.

14) 地主重美「所得保障政策と労働供給——社会保障政策の有効性——」『季刊社会保障研究』9巻3号, 1974年 pp. 25-33. 島田晴雄『労働経済学のフロンティア』総合労働研究所, 1977年, 第4章「所得保障と労働供給」.

査したいいわゆる Panel data であるという点である¹⁵⁾。Panel data あるいは longitudinal data と呼ばれる追跡調査の長所は所得や賃金などの変数の変化に対する同一家計の反応を比較的直接的に観察できることにある。もっとも、M-G は必ずしもこの長所を活用せず、1972 年調査の結果だけを、SEO データの分析結果との比較検討という限られた目的にだけ用いている。

M-G は、上記 2 組の調査から得られる情報を駆使して、従属変数としての労働供給変数や独立変数を代表するものとして多様な指標を特定化しているが、ここではそのうち、高年男子の分析に用いられた変数だけ簡略に説明しよう。

従属変数としては労働供給をあらわす 2 つの変数が使われた。ひとつは年間労働供給時間（記号 HLF）であって、年間の就業時間に失業中の職探し時間を加えたものである。いまひとつは、就業一不就業をあらわすダミー変数（EMP DUM）であって、年間に少しでも就業もしくは職探しをした場合には 1、そうでない場合には 0 の値を与える。独立変数としては多くの変数が回帰分析に用いられたが、ここではそのうち、家計の不労所得と賃

金に関するものだけを説明しよう。家計の不労所得（NEY）は諸々の社会保障給付、年金、利子賃貸料収入などを含むものである。M-G の研究では、制度上のあからさまな影響をコントロールしつつ NEY の就業選択行動に及ぼす効果を分析している¹⁶⁾。いまひとつは、賃金率に関するもので、ここでは、被調査者の答えた賃金率（LNWR）と推定賃金率（LNPW）の双方が挾一的に用いられた。LNPW を用いたのは非就業者の場合には LNWR のデータが得られないためであるが、LNPW は個人の年齢、学歴、人種、健康状態、居住地域等々を考察して推定されたものである。労働供給関数の推計にはこのほかにも家計の他に構成員の所得（OTHERN）、資産、等々多くの独立変数が適宜用いられているが、その解説は省略する。

次に、年齢階層別の労働供給関数の推計結果にもとづき、非勤労所得（NEY）ならびに賃金（LNWR）についての回帰係数から算出された供給弾力性の値を一覧表にして示すことにしよう。

表 6 がそれである。この推計結果は次のような事実を明らかにしている。(1) 非勤労所得（NEY）

表 6 労働供給に及ぼす所得と賃金の効果推計値

データ	変数	25 - 54 歳		55 - 61 歳		63-64歳	66-71歳	73歳以上
		有配偶	独身	有配偶	独身			
所得効果 (NEY) の推計弾性値								
SEO	HLF	- .06	- .18	- .12	- .22	- .10	- .64	- .26
	EMPDUM	- .04	- .20	- .11	- .22	- .10	- .60	- .33
ISR-OEO	HLF	- .24	1.06	- .64				
	EMPDUM	- .22	.13	- .16				
代替効果 (LNWR) の推計弾性値								
SEO	HLF	.06	.20	.10	.21			
	EMPDUM	.03	.19	.08	.15			
ISR-OEO	HLF	.07	-1.07	.39				
	EMPDUM	.18	- .15	.05				

資料: Masters and Garfinkle (1977) op. cit., p. 129.

注: 記号の意味等については本文の解説参照。

15) 1968 年に選定された 4800 の標本世帯から 5 年後の 1972 年にはおよそ 1100 の新しい世帯が生まれた。したがって 1972 年には脱漏その他の変化を含め結局 5000 余世帯が標本に数えられている。

16) 所得テストを伴う老齢保険(OAI)や早期に年金の減額支給を受けている場合の影響をダミー変数などの方法によってコントロールしている。

は労働供給に対して概ね負の効果をもっている。(2) 非勤労所得の負の効果は、壮年者にくらべ高年者の方が著しい。高年者のうちでもとりわけ60歳台の後半は前半にくらべ負の効果が顕著である。ところが73歳以上の老齢になるとやや負の効果は弱まる。(3) 賃金(60歳台以上は適切なデータがとれないので除く)は概ね正の効果を労働供給に対してもっているが、年齢階層によって系統的な違いがあるかどうかを発見できるほど推計結果の信頼性は高くない。

M-Gの分析は、前述のB-Fの個票再集計や地区別データの回帰分析をつうじてあるていど明らかにされた非勤労所得と就業との負の相関関係を、新しく開発された個票資料を駆使して詳しく計測し、非勤労所得のもつ労働供給への効果を年齢層別に数量的に明らかにしたわけである。M-Gは非勤労所得(NEY)の影響の析出にあたって老齢年金や早期減額年金などをめぐるさまざまな制度的条件の影響も注意深くコントロールするよう努めているが、そうした配慮の後で観測された非勤労所得の就業規制効果が、60歳台後半に大きくなるが73歳以上には再び低下するという不規則な形を示しているのは興味深い¹⁷⁾。M-Gの研究は、大規模な個票データという有利な資料を充分に活用しているという意味で、高齢者の就業行動に関する横断面分析としては現段階でもっとも進んだ詳しい情報を提供するものと言える。

IV 労働供給分析の含意

以上、高齢者の所得保障と労働供給とに関する近年のアメリカでの若干の実証研究の結果を展望した。これらの研究をつうじて何が明らかにされ、どのような課題が残されたか。またわが国での政策的な研究を進める上でどのような示唆をそこから汲みとることができるか、などについてここで気づいた点をいくつか指摘したい。

展望した研究は、1960年代後半から1970年代前半にわたる10年ほどの期間に相次いで行なわれ

たものであるが、3つの研究を通観しただけでも、理論設定やデータ面で大きな進歩があったことが判る。とりわけ、国勢調査1/1000標本、NLS(追跡調査)、SEO、ISR-OEOというふうはこの期間に、より分析目的に適した個票データが開発されていったことは注目に値しよう。資料や分析面でこのような進歩の結果、所得保障に対する高齢者の労働供給反応の方向や大きさも逐次より一層明らかにされてきたことは否定できないであろう。B-Fの研究の段階では男子高齢者層をはじめとして非勤労所得に対する労働供給反応の計測結果にはかなりの不安定性が残っており、したがって、供給反応の係数(回帰係数)の値も必ずしも充分に信頼しうるものではなかった。その後、F-P-Pなどの研究を経て、就業選択に対する意味は同じ非勤労所得でもその源泉別に異なることが理論的ならびに実証的に吟味され、M-Gの研究ではそうした成果をふまえて、新しく開発された個票データに綿密なコントロールを加えて計測が行なわれた。その結果、非勤労所得に対する高齢者の労働供給反応は、例えば表6に示されたように、かなり詳しく推計されるに至った。

しかしながら、分析結果はわれわれの関心から見て、未だ決して充分とはいえない。分析方法にもまたデータ面でもなお未解決の課題は残されている。分析方法上の問題は従属変数に関するものである。M-Gの研究では、B-Fの研究では充分に行なえなかった個票そのものの分析を、年間労働供給時間指標をつくることによって行なった。この方法には通常的回帰分析手法を個票データに直接適用できるという利点があるが、年間労働時間(職さがし時間も含む)を労働供給指標と見なすことは雇用者の大部分が指定労働時間制によって就労しているだけに理論的な無理がある¹⁸⁾。労働供給行動とは結局のところ賃金や労働時間などの提示された一定の労働条件に対する諾否の選択であるから、本質的に不連続的なものであり、従属変数としては1か0といったような不連続変数とならざるを得ない。この1—0変数を比較的同

17) B-Fの観測でも、労働力率は60歳台後半にかけて著減するが70歳台前半にはいくらか高まる。B-Fはその理由のひとつとして年金受給条件としての引退義務の影響を考慮している。

18) 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」『三田学会雑誌』62巻1号、1969年1月。

質的なグループ毎に加重平均してグループ毎の労働力率を算出し、これを従属変数として回帰分析を行なう方法は B-F の研究などでも多用された伝統的な方法である。しかしこの方法では個票データの豊富な情報を十分に活用できない。個票データの特性を生かすと同時に、不連続的な就業選択の分析を行なうには不連続的従属変数を処理するために開発されたロジット分析やプロビット分析手法を適用することが必要であろう¹⁹⁾。M-G の分析では、労働供給か否かをあらわす 1-0 の従属変数 (EMPDUM) を含む供給モデルに直接通常の回帰分析をあてはめて計測を試みているが、これは統計理論的に許容されない方法である²⁰⁾。

一方、データ分析面では、われわれの関心から言えば、年金や個々の社会保障給付など、非勤労所得の内訳のデータを直接分析することが望ましい。M-G の用いた SEO や ISR-OEO のデータは収支面で詳しい情報が盛られているにもかかわらず、それが分析上十分に活用されているとは必ずしも言えない。

さて、眼をわれわれの問題に転じて見よう。本稿の冒頭でも述べたように、実施しようとしている政策の効果をあらかじめ分析し推測しておくことは政策判断の根拠を確定するために是非とも踏んでおかねばならない第一歩であるはずである。われわれはⅡ節で、年金政策や雇用政策が、それらに期待されている社会経済的効果をあげられるかどうかを知るには、所得保障に対する高齢者の就業行動面での反応を解明することが鍵になることを確認した。したがって責任ある政策展開のためには先ずこの点を解明するための実証分析を行なう必要がある。この点で、われわれはアメリカの研究蓄積から学ぶことができるだろうか。

分析資料と分析方法および理論設定に分けて整理してみよう。分析資料の面では、個々の家計や個人のデータすなわち「個票」を活用することが、われわれが必要とするような就業行動の分析にとっては不可欠であることをアメリカの研究蓄積は教えている。実際にこの種の分析を試みた人なら誰でも思い知らされることは、地域別などに集計された資料では、家計の所得（あるいは世帯主の所得）と家計構成員の賃金や所得を区別して測定することが極めて難しいということである。アメリカの研究例は個票による分析がこれらの困難をあるていど回避し、参考とするに足る結果を提供しうることを示している。わが国にも、活用しうる個票が存在しないわけではない。われわれの目的にとって有益な分析素材たりうる資料は総理府統計局『就業構造基本調査』、『全国消費実態調査』、『家計調査』などである。ただ残念なことは、これらの資料はわれわれの必要から見て長所と短所があまりにも画然としていることである。簡単に言えば『就業構造基本調査』は家計もしくは家族の構造と個々の家計構成員の労働力状態については、労働時間面が甚しく手薄であることを除けば、大変詳しく調べている。しかし、家計の収支や賃金に関する情報はほとんど欠落している。一方、『家計調査』や『全国消費実態調査』は家計の収支についてはきわめて詳しい情報を載せており、とくに後者が収入のうち社会保障給付、年金・恩給などの項目を別掲している点は、われわれの目的にとっては特筆すべき長所である。しかしその反面労働力状態について情報は就業か非就業かの一点を知り得るのみで甚しく乏しい。したがって、いずれの調査資料もそのひとつだけでは分析しうることがらがきわめて限られてしまい、われわれの目的に充分対応するものとはならない。これら既存の統計資料を個々の家計を基礎として結合することは不可能だから、われわれがそうした条件下で努力しうることは次の2点である。ひとつは、不十分であるとはいえ、既存の統計資料を用いてできるだけわれわれの目的意識に近い分析結果を引き出すこと。いまひとつは、上記の短所を補うような統計資料を小規模でもよいから政

19) Theil, Henri. *Principles in Econometrics*. N. Y.: John Wiley and Sons. 1971, pp. 628-637. もっとも、政策的含意を導こうという観点から解釈しようとする、たとえばロジット分析から得られる独立変数の係数の意味は必ずしも明白ではない。そうした観点からは、個票の情報を多少犠牲にしてもグループ別集計値の回帰分析はなお有用である。

20) 1-0 変数の場合、回帰係数は 1 が選択される確率をあらわすから、その数値は 1 と 0 の間に決まらねばならないが回帰分析ではそのような理論的保証は全くない。

策目的のために開発することである。アメリカ合衆国における前述の SEO, NLS, ISR-OEO 等の個票データはいずれも労働、教育、社会諸政策立案の判断素材とするために新たに開発されたものである。わが国で高齢者の生活保障と雇用に関する統計資料を開発するとすれば、上記のような欠点を補うために以下のような調査項目は必ず盛り込む必要があるだろう。(ア)現在の家計収入(給与、事業収入、年金、恩給、諸々の財産収入、社会保障給付、仕送り、その他)、(イ)支出(主要支出項目ならびに医療支出)、(ウ)資産内容(住居、土地、金融資産、賃貸用の物件)、(エ)家族構成(人数、年齢、主な活動、同居、収入)、(オ)本人の職歴、(カ)就業、転職希望意識(とくに希望労働時間、就労日数、希望賃金)及び求職活動の有無と内容、(キ)現職について(職種、賃金率、労働時間、満足状態)などである²¹⁾。家計の収支状態と労働時間を含む労働力状態の双方をカバーする調査資料が得られればわれわれの目的に沿った分析が可能になるはずである。

次に、分析の方法と理論設定に関する問題に言及したい。アメリカの研究は M-G の研究に見られるように近年負の所得税などの所得保障あるいは再分配の労働供給面への影響を測定などで大きな成果を挙げている。これらの研究の分析対象は主として移転所得をもらう側になる貧困階層の世帯であり、中心的な関心は高齢者よりもむしろ壮年の世帯主層にある。わが国の高齢者をめぐる問題背景はこれとは若干異なる。ひとつは、多くの場合、子供その他の家族員と同居しており、その就業選択が家計のタイプや家族の構造ならびに就業状態によって大きく影響されることである。いまひとつは、所得保障といっても貧困家計への移転所得でなく基本的には拠出制をとっている年金所得などの効果に関心があるということである。前

者の問題に関しては、就業決定における他の家族員の影響を明示的に労働供給モデルの中に組み込む必要がある。一方、後者の問題に関して注意すべきことは、年金が就業選択を含む将来の生活設計の中で果してどこまで安定的な大きな要素となっているのかという点である。実際昭和 49 年の『全国消費実態調査』の個票を用いたわれわれの暫定的な中間分析結果によれば、年金・恩給の就業に及ぼす効果は微小である²²⁾。しかし年金がまだ未成熟な段階においては、このことをもって直ちに、年金の就業抑制効果は小さいと断定するのは早計であるかも知れない。

以上、わが国の問題状況の下で、アメリカの研究蓄積から汲み取り得る示唆を整理したが、それらをひと言でいえば、必要な個票データを開発し、年金制度の普及と成熟化に即して綿密な観察をつづけてゆくことが肝要だということであろう。

V む す び

近い将来に予想される高齢者の雇用と生活保障問題の深刻化に対処するための有効な政策対応のプログラムを模索する中で、われわれは、所得保障に対する高齢者の労働供給反応が望ましい対応のあり方を解くひとつの重要な鍵となっていることを知った。現在われわれは別途その点の実証分析を進めているが、本稿ではアメリカにおける研究例を展望しつつ、実証分析上の問題点や示唆を整理した。

責任ある政策対応のためには政策効果を予知しておく必要があり、そのためには実証的解明を要する基本的な点についての基礎研究を進めておくことが不可欠である。そのことの意義は、国民生活の基盤にかかわるこのような重要な領域で、試行錯誤をくりかえすことの社会経済的コストの大きさを思いやれば自明であろう。

21) このようなデータ開発の企画が例えば総理府老人対策室「高齢求職者の求職意識及びその生活実態に関する調査(仮称)」などの形で進められている。

22) 前述の労働省委託調査中間結果。ただしこの調査結果は契約条件の制約で当分の間公表できない。