

高齢者の就業行動分析：男女比較

下野 恵子・橋木 俊 詔

I はじめに

日本の65歳以上人口は現在 1,000 万人を超えており、全人口比でも10%に近づきつつある。高齢人口の絶対的・相対的な増大とともに、医療、年金、高齢者雇用の諸分野でさまざまな問題が生じている。高齢者に関する社会・経済問題への関心がこれほど高まっている時代はないのではないと思われる。

本稿では、昭和55年5月に労働省によって実施された「高齢者就業等実態調査」（以下では「実態調査」という）のデータを用いて、高齢者の就業行動の統計的分析を行うことを目的とする。さらに解析の結果を用いて高齢者の就業・退職過程を明らかにする。我々と同じデータを用いた本川・森〔7〕では、主に55歳当時雇用労働者であった男子を分析の対象として、年金受給額、本人以外の世帯収入額などの5つの経済的要因が就業

確率に与える効果を、ロジットモデルを用いて分析している。彼らの分析では特に年金受給額の変化と就業率の変化に焦点をあてている。我々は経済的要因に加えて非経済的要因をも分析に取り入れ、高齢男子と高齢女子の労働供給の相違点を明確にし、今後の高齢者雇用対策の1つの指針を求めてみたい。

日本の場合には、欧米諸国に比べて高齢者の勤労意欲が高いといわれる。60歳以上の男女を対象とした内閣総理大臣官房老人対策室「老人の生活と意識に関する国際比較調査」（1981年）によれば、欧米諸国でも日本でも実際の引退年齢は60～64歳が多いが、ヨーロッパでは望ましい引退年齢としては60歳程度をあげる者がほぼ半分であるのに対し、アメリカ、日本では65歳程度を望ましい引退年齢とする者が最も多い。特に日本では他の国と異なり70歳ぐらゐまで就業したいとする者が4人に1人の割合でいる。さらに、東京都立労働研究所の調査〔14〕によれば、55～69歳の有業者の

表 1 年齢別労働力率の国際比較（男，1980年）

(%)

	日 本	アメリカ	イギリス	西ドイツ	フランス
年 齢 計	79.8	78.0	81.5	72.6	71.0
45～49 歳	96.5	93.3	} 96.1	96.8	96.5
50～54	96.0	89.3		93.3	92.9
55～59	91.2	81.9	91.2	82.3	80.9
60～64	77.8	61.0	72.9	42.2	47.6
65 歳以上	41.0	19.1	65～69 歳 14.3	7.4	8.2
			70 歳以上 5.5	5.5	

資料出所：日本＝総理府統計局「労働力調査」

アメリカ＝労働省 “Employment and Earnings”

イギリス＝雇用省 “Employment Gazette”

西ドイツ＝連邦統計局 “Statistisches Jahrbuch”

フランス＝国立統計経済研究所 “Enquête sur L'emploi”

表 2 年齢別常用労働者求人倍率

年 年齢	1972	1975	1980	1981
年 齢 計	1.84	0.69	0.98	0.88
55~59 歳	0.40	0.15	0.33	0.26
60~64 歳	0.25	0.07	0.18	0.14
65 歳以上	0.07	0.02	0.06	0.04

(注) 毎年10月の数値である。

出所：労働省「労働市場年報」。

85%近くが健康であるかぎり働きたいと希望しており、できるだけ早くやめたいとする者は5%、年金がもらえるまでとする者が4%であるにすぎない。つまり、大多数の高年齢者はできるだけ働くことを望んでいるのである。それが、表1に高年齢者の高い労働力率としてあらわれている。

しかし、現在は、高年齢者の就業意欲が十分に生かされているとは考えられない。表2は高年齢者と年齢平均の求人倍率を比較したものである。55歳以上の高年齢者の求人倍率は平均の4分の1以下であり、65歳以上になると求職者数100人に対して求人数は2~6人にすぎない。労働省「雇用政策調査研究会推計」(1981年)でも、仮に1980年の各産業別の性・年齢別の需要構造が変化しないとした場合、5%成長下でも1990年において、55歳未満層で約300万人の需要超過が生じ、55歳以上層では逆に300万人の供給超過が生じる可能性があるとしている。

II モデル

この分析で用いる基本的モデルは、就業・不就業の選択が経済的条件の制約のもとで家計の効用を最大化するように行われる、とする標準的なモデルである。

ここで、世帯主 h と配偶者 s からなる家計を考える。家計の効用関数は(1)式で示される。

$$(1) \quad u = u(L_h, L_s, X)$$

ただし、 L_h ：世帯主の余暇

L_s ：配偶者の余暇

X ：家計の購入する市場財

家計の時間と所得の制約は次のようである。

$$(2) \quad T_h = L_h + H_h$$

$$T_s = L_s + H_s$$

$$(3) \quad W_h \cdot H_h + W_s \cdot H_s + I = P \cdot X$$

ここで、 T_h, T_s はそれぞれ、世帯主、配偶者の一定の総利用可能時間を、 H_h, H_s は市場労働時間、 W_h, W_s は市場賃金率を示す。 I は家計の不勤労所得、 P は市場財の価格である。(3)式は世帯収入がすべて財の購入にあてられることを示している。つまり、このモデルに貯蓄は存在しない。

我々は制約条件付きの家計効用最大化の問題を解くことにより、世帯主、配偶者の労働供給関数(4)式を得る。

$$(4) \quad H_h = H_h(W_h, W_s, P, I)$$

$$H_s = H_s(W_h, W_s, P, I)$$

横断面分析では、市場財の価格 P は家計間で共通なので、(4)式は(5)式のように単純化される。

$$(5) \quad H_h = H_h(W_h, W_s, I)$$

$$H_s = H_s(W_h, W_s, I)$$

ところで、我々が分析に用いるモデルは連続的な労働時間選択のモデルではなく、就業を1、不就業を0とする不連続な選択を示すモデルである。そこで、(5)式を就業確率を説明する関数 G に変換すると、

$$(6) \quad G_h = G_h(W_h, W_s, I)$$

$$G_s = G_s(W_h, W_s, I)$$

$$\text{ただし} \begin{cases} G_h, G_s = 1 & \text{就業} \\ G_h, G_s = 0 & \text{不就業} \end{cases}$$

となる。就業確率を示す関数として具体的にロジスティック関数を用いたものが、我々のモデルである。

世帯主、配偶者の就業確率を P_h, P_s とすれば、それぞれの労働供給選択確率のロジットモデルは(7)式のようになる。

$$(7) \quad \log_e \frac{P_h}{1-P_h} = b_0 + b_1 \cdot W_h + b_2 \cdot W_s + b_3 \cdot I$$

$$\log_e \frac{P_s}{1-P_s} = b'_0 + b'_1 \cdot W_h + b'_2 \cdot W_s + b'_3 \cdot I$$

むろん、就業選択を決定する要因は、賃金、非勤労所得のみではない。以上のモデルをライフ・サイクルの視点から拡張して、生涯にわたる効用

関数を設定し、生涯資産制約の下で効用を最大化するようなモデルを考えると、ここから望ましい労働供給と最適貯蓄量を導出する。これはライフ・サイクル貯蓄 (Modigliani & Brumberg [6], Feldstein [2] 等参照) を同時に考慮した労働供給理論であるといえる。このモデル設定に従えば、貯蓄量も労働供給を説明する変数となりうる。

次に、実際に我々の就業確率モデルに用いた説明変数をあげて、データの作り方について簡単に説明を加えることとする。

●非経済的要因

- ①健康状況
- ②年 齢
- ③地域特性

●経済的要因

- ④本人の仕事収入
- ⑤本人の年金収入
- ⑥本人の仕事・年金以外の収入
- ⑦他の世帯員収入
- ⑧貯蓄・年収比率

基本モデルでの W_h , W_s , I に該当する変数は、世帯主の場合には、 W_h が④本人の仕事収入、 W_s が⑦他の世帯員収入、 I が⑤本人の年金収入、⑥本人の仕事・年金以外の収入、にあたる。

まず、非経済的要因を最初に説明する。

①健康状況：

非経済的要因のうち、最も就業・不就業の決定に影響を与えと考えられるのは、健康状況であろう。本川・森[7]、三上[5]でも高年齢者の就業決意に与える健康の重要性が指摘されている。

分析の対象が55～69歳の高年齢者であり、健康要因による就業率の差は表3にみられるように大きい。我々のモデルでは、元気およびあまり元気でないとする者を1、病気がち・病気を0とするダミー変数を用いた。男子では、元気およびあまり元気でない者の割合はサンプル全体で88.9%、55～59歳では93.1%、60～64歳で88.6%、65～69歳で88.3%となっている。一方、女子高年齢者では、元気およびあまり元気でない者の割合は84.2%、年齢階級別には、88.6%、83.4%、78.9%となっており、男子に比べると女子の方が、病気が

表3 性・年齢階級および健康状況別就業率 (%)
(a) 男子

健康状況	計	55～59 歳	60～64 歳	65～69 歳
計	76.5	88.9	74.5	61.3
元 気	86.3	94.4	84.2	74.3
あ ま り 元 気 い	66.2	82.0	62.8	54.3
病気がち・病気	28.6	39.0	30.6	20.9

(b) 女子

健康状況	計	55～59 歳	60～64 歳	65～69 歳
計	43.0	53.0	42.3	30.0
元 気	54.3	62.0	53.4	41.6
あ ま り 元 気 い	35.8	45.2	36.0	24.7
病気がち・病気	12.8	18.3	12.2	9.3

出所：「実態調査報告」。以下表5まで同じ。

表4 就業者の構成 (%)

	男 子	女 子
雇 用 者	42.7	30.6
任 意 就 業 者	3.1	5.6
役 員	13.6	3.6
自 営 業 者	35.5	25.6
う ち 農 林 業	(14.5)	(10.0)
家 族 従 業 者	3.9	26.9
内 職	1.0	7.5
不 詳	0.1	0.1

ち・病気の者の割合が高くなっている。

②年 齢：

高年齢者は年齢を重ねるに従って健康状況が悪化し就業率が低くなっていく。しかし、健康状況が変わらないとしても高年齢者の就業率は下がっている。

そこで、我々のモデルには年齢を所得・余暇選好場のシフトパラメータの代理変数として用いる。一般的には、高年齢者においては年齢とともにより余暇選好を強めると考えられるので、符号条件としては負値が期待される。

③地域特性：

我々のモデルでは、さらに非経済的要因として農林水産業地域ダミーを導入する。

高年齢者、特に女子の場合には家族従業者として就業する場合が多く、他の地域に比べて農林水産業地域の方が就業率が高くなる傾向がある。ア

ン・ヒル〔4〕の研究においても農業ダミーは就業率決定の重要な要因となっている。

我々の用いる農林水産業地域ダミーは、農林水産業地域を1とし、他の地域を0とするものであり、期待される符号条件は正值である。

次に経済的要因について順に述べる。

④本人の仕事収入：

この変数は本人が労働市場で獲得しようと期待される仕事収入を示している。

新古典派の家計主体均衡モデルを用いた実証研究の多くの場合においては、推定された期待賃金率（時間あたり賃金）が用いられている。総理府統計局「就業構造基本調査」を用いた島田・清家他〔11〕の分析では雇用者世帯の抽出が可能であり、期待賃金率として回答賃金ではなく「賃金構造基本調査」を用いた推定賃金率を使用している。

しかし、「実態調査」では雇用者世帯と非雇用者世帯を区別できない。非雇用者世帯については雇用者と異なり、期待収入額を推定することが難しい。さらに、日本では雇用者の場合、労働時間と賃金とが一括して月給として提示されるのが一般的である。これらの理由から、我々の変数として、時間あたり収入額でなく、収入月額を用いることとする。

具体的には、就業者の場合の期待仕事収入として、回答された4月の月間仕事収入をそのまま用いる。不就業者の場合の期待仕事収入は男女とも就業しているパート雇用労働者の平均収入を用いる。不就業者の期待仕事収入としてパート雇用労働者の平均を用いた理由は、適切な期待収入を求めることが難しいことにもよるが、高年齢者の場合、雇用賃金においては年齢による差があまりないことも重要な原因である。さらに、男子高年齢者の場合には、不就業者のうちで就業希望の者のうち、希望就業形態としてパート雇用者をあげる者の割合が高いためであり、女子の場合には、希望就業形態として内職の方が多いが、相対的に労働需要が多いパート雇用者の収入を用いた。パート雇用者の平均月間収入額は、男子で10.0万円、女子で5.9万円である。

期待仕事収入の効果としては、理論的には代替

表 5 年金受給率および平均年金受給額

(a) 男子

年 齢	受 給 率	平均年金受給額
計	52.2%	7.3万円
55～59 歳	13.7	9.5
60～64 歳	65.3	7.5
65～69 歳	92.4	6.6

(b) 女子

年 齢	受 給 率	平均年金受給額
計	46.1%	3.7万円
55～59 歳	11.9	6.0
60～64 歳	53.9	3.6
65～69 歳	84.8	3.3

効果と所得効果の大きさ如何で、正、負どちらであってもしいわけであるが、一般に高年齢者の労働力が二次的労働力とされることを考慮すると、正值が期待される。

⑤本人の年金収入：

我々のモデルでは年金を2つに区別して、それぞれ就業率に与える効果の違いを分析している。厚生年金、公務員等共済組合給付・恩給、国民年金を合わせた公的年金と、企業の退職年金およびその他の年金を合わせた私的年金とである。

年金の就業率に与える効果については本川・森〔7〕に詳しい。彼らの分析は我々と同じく「実態調査」個票データを用いたものであり、通常のロジスティック関数ではなく拡張ロジスティック関数が用いられている。年金の就業率に与える効果は、①年金受給額が増加するに従って就業率は低下する、②しかし、その低下は一様ではなく、年金額7万円までの就業率低下は小さく、8万円から14万円までが大きく、15万円以上になるとほぼフラットになる。

彼らの研究では年金額として公的年金と私的年金を加えた形を用いているが、我々はこれら2つの年金では就業率に与える効果が異なると考え、年金を2つの種類に区別した。公的年金は終身年金であり、うち厚生年金では標準報酬月額平均の約60%の水準にあり、老後の生活の核になっている。しかし、私的年金の多くは10年確定であり、かつ、支給額も少なく老後の生活源としては付加

的存在であるにすぎない。公的年金の受給者は男子高年齢者平均で50%，女子で43%である。60～64歳で，男子61%，女子50%であり，65～69歳になると，男子90%，女子80%が公的年金を受給している。一方，私的年金の受給者はサンプル平均で男子6%，女子5%であり，65～69歳でも男子6%，女子6%にすぎない。

年金の効果としては就業率に対して負値が期待される。公的年金と私的年金とを比べた場合には，年金の性格の相違から公的年金の方が就業率に対して強い負の効果をもつと考えられる。

⑥本人の仕事・年金以外の収入：

仕事・年金以外の収入とは具体的にいうと，家賃・地代収入，同居の子供からの援助，利子・配当収入などである。（〔14〕を参照）

仕事・年金以外の収入のある高年齢者の割合は，男子で12%，女子で6%であり，年齢にかかわりなくほぼ同じ比率である。収入のある者の平均は，男子で月額7.5万円，女子で月額6.7万円である。

⑦他の世帯員収入：

分析に用いた「実態調査」では，世帯収入は10階級表示である。我々はこの中央値を用いて世帯収入額として用いる。我々の分析で用いたサンプルでは，世帯収入の平均値は男子高年齢者世帯29万円，女子高年齢者を含む世帯26万円であり，世帯収入は年齢階級が高くなるに従って下降していく。（表7を参照）

我々は世帯員収入から本人の仕事収入，本人の年金収入，本人の仕事・年金以外の収入を差し引いて，他の世帯員収入という変数を作成した。この変数の係数が一般に所得効果の大きさを示す。所得効果は余暇が上級財であるかぎり，理論的に負値が期待される。

⑧貯蓄・年収比率：

この調査では貯蓄額は5段階というおおまかな表示でしか示されていない。我々は貯蓄額も世帯収入と同様に中央値を用いて実数値とする。本人と配偶者の貯蓄額をあわせても500万円未満の者が圧倒的に多く，男女とも7割以上を占めている。

我々の分析で用いた貯蓄・年収比率は，“貯蓄額／（世帯収入×12）”で計算されている。ここで

表6 貯蓄・年収比率階級別就業率

(a) 男子

貯蓄・年収比率	割合	年齢	本人の平均賃金	世帯収入	就業率
～0.69	21.0%	60.9歳	18.3万円	44.2万円	86.2%
0.70～0.99	21.9	61.5	9.5	27.7	76.6
1.00～1.49	15.9	61.4	12.9	32.1	75.5
1.50～1.99	15.2	61.7	11.0	29.2	68.1
2.00～2.99	13.6	62.0	8.7	25.7	59.8
3.00～	12.4	61.4	22.4	49.3	69.2

(b) 女子

貯蓄・年収比率	割合	年齢	本人の平均賃金	世帯収入	就業率
～0.69	17.7%	61.1歳	4.1万円	41.4万円	43.0%
0.70～0.99	22.1	61.5	2.5	25.5	36.1
1.00～1.49	16.2	61.3	3.1	25.1	38.8
1.50～1.99	15.0	61.1	3.3	22.5	39.9
2.00～2.99	19.5	61.8	2.3	17.8	37.0
3.00～	9.5	60.7	4.9	33.9	37.0

は，世帯収入を12倍したものを年収としているが，ここでいう世帯収入は4月の収入であり，雇用者世帯を考えるならばボーナス等を含むものとはなっておらず，正確には年収とはいえない。しかしながら，貯蓄額が年収の何倍ほどあるか，という点は，ライフ・サイクル仮説による就業決意に影響を与える要因となるので，我々の分析では一応の目安として貯蓄・年収比率を用いる。

Feldstein〔2〕らによって拡張されたライフ・サイクル仮説によれば，高年齢者は退職後の消費のために十分な貯蓄があれば退職を選択する。

III 男女高年齢者の就業行動分析

1. サンプル

我々の分析に用いたサンプル数は，前節で述べたモデルに必要なデータに不備のない男子1万2,849サンプル，女子1万6,384サンプルである。「実態調査」における全サンプルに対して，男子は86.7%，女子は90.0%である。就業者のサンプル中に，モデルで用いたデータに欠損値のある変数があり，全サンプルを用いた調査と比較して就業率は若干低くあらわれている。

我々はこれらのサンプルをさらに年齢階級に区

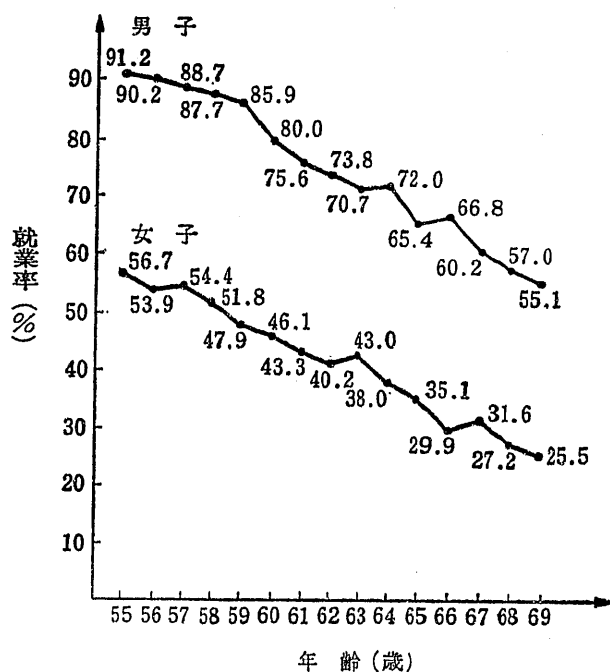


図1 年齢別就業率

分する。5歳ごとに、55～59歳、60～64歳、65～69歳の3階級である。この区分は区切りがよいということもあるが、図1に示されるように男子高年齢者については、59歳と60歳、64歳と65歳の間に就業率の大幅な落ち込みがみられることも考慮している。つまり、就業決意は、区切りになる年齢——60歳、65歳に影響を受けられると思われる。60歳は厚生年金、65歳は国民年金受給開始年齢であることも区切りの意味を強めているであろう。しかし、女子の場合には、男子ほど明確な区切りは存在しないように思われるが、男子にならって、60歳、65歳を区切りとして年齢階級を3つに分ける。

分析するケースは、男女とも、全サンプル、3年齢階級の計4ケースずつである。

表7は標本特性表である。就業率は年齢層が高くなるに従って低くなっていくが、男子では65～69歳でも60%は働いている。女子の就業率は男子のほぼ半分である。就業者の賃金も同じく年齢層が高くなるにつれて下落する。男子高年齢就業者の平均仕事収入は、55～59歳で19.5万円、60～64歳で14.8万円、65～69歳で13.0万円である。女子高年齢者の平均仕事収入額は男子の50%ほどで、

表7 標本特性表——男女高年齢者——

(a) 男子

	計	55～59歳	60～64歳	65～69歳
サ ン プ ル 数	12,849	4,979	4,118	3,752
就 業 率	72.9%	87.0	70.4	56.0
年 齢	61.4歳	56.9	62.0	66.9
仕 事 収 入	12.1万円	17.0	10.4	7.3
公 的 年 金	3.8万円	1.2	4.8	6.0
私 的 年 金	0.3万円	0.2	0.4	0.3
本 人 の 仕 事 ・ 年 金 以 外 収 入	0.9万円	1.1	0.9	0.7
他 の 世 帯 員 収 入	11.8万円	11.5	11.8	12.3
世 帯 収 入	28.9万円	31.0	28.3	26.6
貯 蓄 ・ 年 収 比 率	1.62	1.56	1.64	1.67
健 康 な 者 の 割 合	88.2%	92.7	88.0	82.3
農 林 水 産 業 地 域 居 住 率	22.8%	23.0	23.8	21.5

(b) 女子

	計	55～59歳	60～64歳	65～69歳
サ ン プ ル 数	16,384	6,574	5,230	4,580
就 業 率	37.5%	47.5	36.1	24.1
年 齢	61.3歳	57.0	61.9	66.9
仕 事 収 入	2.9万円	4.0	2.6	1.5
公 的 年 金	1.5万円	0.7	1.6	2.5
私 的 年 金	0.2万円	0.1	0.2	0.2
本 人 の 仕 事 ・ 年 金 以 外 収 入	0.4万円	0.3	0.3	0.4
他 の 世 帯 員 収 入	20.6万円	21.9	20.2	19.3
世 帯 収 入	25.6万円	27.0	25.0	24.0
貯 蓄 ・ 年 収 比 率	1.72	1.73	1.73	1.71
健 康 な 者 の 割 合	83.2%	87.7	82.5	77.7
農 林 水 産 業 地 域 居 住 率	20.7%	20.9	20.3	21.0

同様に年齢層が高くなるとともに、8.4万円、7.2万円、6.2万円と下落している。

貯蓄・年収比率は、男子高年齢者平均で1.62、女子高年齢者で1.72が平均である。55～59歳層でも、男子1.56、女子1.73である。Diamond〔1〕によれば、年金制度が存在するとしても60歳で、貯蓄・年収比率 (Wealth-Income Ratio) が2～2.5であることが老後の生活のために必要であるとしている。しかし、彼の計測によれば、アメリカの60歳の人の40～50%が貯蓄・年収比率2以下である。我々のデータでは55～59歳の者の70%以上が貯蓄・年収比率2以下である。我々の用いた貯蓄のデータは本人と配偶者の2人の貯蓄額の合計であり、年収は世帯収入を用いているので貯蓄・年

収比率が小さくあらわれたと思われる。貯蓄・年収比率についてはより詳しい分析が必要であるが、多数の高年齢者の貯蓄額は老後の生活のために十分であるとはいえない。

2. 結 果

男女高年齢者の就業行動におけるロジット分析の結果は表8に示される。

説明変数の効果を順に検討する。まず、非経済的要因である、年齢、健康ダミー、農林水産業地域ダミーについて結果を述べる。

①年 齢：

男子高年齢者では、年齢の効果は1歳につき

1.2ポイントほど就業率を下げる結果となっている。女子高年齢者では、年齢の効果は男子よりもいくらか大きく、1歳につき1.8ポイントほど就業率を下げる。

年齢階級別に、年齢の係数をみると、男子では55～59歳層では統計的に有意でなく、60歳以上から有意となっている。年齢の係数は負であり、60～64歳で-.013、65～69歳で-.038、と年齢層が高くなるほど年齢の負の効果は大きくなる。一方、女子では、すべての年齢階級で年齢の係数は統計的に有意であり、その大きさは-.017～-.013で、年齢層による差はあまりない。

他の条件に変わりがなければ、男子高年齢者は

表8 計測結果——男女高年齢者——

(a) 男子					(b) 女子				
	計	55～59歳	60～64歳	65～69歳		計	55～59歳	60～64歳	65～69歳
定 数 項	4.7002** (11.21)	-2.0294 (.90)	3.9668** (21.80)	9.6575** (5.26)	定 数 項	3.0495** (10.45)	1.7102 (1.51)	1.7589 (1.28)	4.6836** (2.75)
年 齢	-.0124** (-13.78)	.0002 (.22)	-.0125* (-2.46)	-.0383** (-5.76)	年 齢	-.0181** (-17.91)	-.0152** (-3.10)	-.0128** (-7.19)	-.0174** (-4.12)
仕 事 収 入	.0148** (21.04) <.264>	.0057** (15.86) <.107>	.0156** (11.02) <.269>	.0160** (9.30) <.322>	仕 事 収 入	0.0257** (19.66) <.493>	0.0424** (17.16) <.634>	.0208** (9.63) <.407>	.0069** (3.77) <.196>
公 的 年 金	-.0163** (-24.57) <-.074>	-.0025** (-9.07) <-.003>	-.0222** (-16.51) <-.136>	-.0277** (-14.21) <-.287>	公 的 年 金	-.0203** (-11.26) <-.089>	-.0346** (-9.39) <-.048>	-.0205** (-7.05) <-.103>	-.0039 (-1.62) <-.047>
私 的 年 金	-.0201** (-10.20) <-.008>	-.0041** (-6.15) <-.001>	-.0231** (-6.00) <-.013>	-.0362** (-5.07) <-.018>	私 的 年 金	-.0223** (-5.19) <-.012>	-.0144 (-1.88) <-.004>	-.0270** (-3.83) <-.019>	-.0199** (-3.07) <-.023>
本人の仕事・ 年金以外の収入	-.0143** (-14.28) <-.016>	-.0039** (-12.57) <-.004>	-.0156** (-7.15) <-.017>	-.0099** (-3.21) <-.012>	本人の仕事・ 年金以外の収入	-.0069** (-3.33) <-.007>	-.0058 (-1.48) <-.004>	-.0061 (-1.83) <-.007>	-.0077* (-2.32) <-.015>
他の世帯員収入	-.0056** (-15.92) <-.080>	-.0015** (-9.93) <-.017>	-.0073** (-9.72) <-.112>	-.0076** (-7.97) <-.160>	他の世帯員収入	-.0082** (-24.27) <-.494>	-.0104** (-18.13) <-.480>	-.0084** (-14.19) <-.519>	-.0037** (-7.06) <-.332>
貯蓄・年収比率	-.0355** (-15.10) <-.069>	-.0074** (-9.17) <-.012>	-.0449** (-8.93) <-.095>	-.0533** (-7.45) <-.154>	貯蓄・年収比率	-.0370** (-11.99) <-.186>	-.0480** (-9.30) <-.174>	-.0344** (-6.38) <-.182>	-.0161** (-3.53) <-.130>
健 康 ダ ミ ー	.3368** (33.47)	.0714** (18.39)	.4116** (19.44)	.5489** (19.90)	健 康 ダ ミ ー	.4383** (28.22)	.4883** (17.86)	.4478** (16.75)	.2994** (13.67)
農林水産業地域 ダ ミ ー	.0562** (6.39)	.0151** (4.16)	.0603** (3.35)	.0811** (3.40)	農林水産業地域 ダ ミ ー	.0731** (7.45)	.0980** (5.76)	.0804** (4.76)	.0265 (1.81)

- (注) 1. 定数項はロジット係数であり、他の変数については平均値における偏微係数で示した。
 2. () 内はt値、< > は平均値で評価した弾性値を示す。
 3. ** は1%で有意、* は5%で有意。

60歳前後を境として、高年齢になるに従って、所得・余暇選好場においてより余暇指向を強める。女子高年齢者は55歳から一様に余暇指向にシフトしている。

②健康ダミー：

健康は、高年齢者の就業決意に最も影響を与える要因である。Ⅰ節でも述べたように、55～69歳の有業者の85%以上が健康なかぎり働きたいとしているのである。分析の結果でも健康ダミーの係数はすべてのケースで統計的に有意である。

男子高年齢者においては、元気およびあまり元気でないと回答している者と、病気がち・病気と回答している者との間には、サンプル全体で33.7ポイントも就業率に差異が存在する。しかし、年齢階級別にみると、60～64歳層で41ポイント、65～69歳層で55ポイントの差があるのに対し、55～59歳では両者の間の差は7ポイントにすぎない。年齢の係数も、男子高年齢者の55～59歳層では他のケースと異なり統計的に有意ではなかった。男子高年齢者の場合には60歳前後を境として労働力の性質に変化が生じている可能性がある。

一方、女子高年齢者での健康状況と就業率の関係をサンプル平均でみると、健康な者と病気がち・病気の者との就業率の差は44ポイントであり、男子より10ポイントほど大きく、両者の間の就業率に差があらわれる。年齢階級でみると、女子の場合にはもともと就業率が低いためであろうと考えられるが、男子とは逆に年齢層が高くなるほど両者の就業率における差は小さくなる。

③農林水産業地域ダミー：

農林水産業地域ダミーの係数は、女子の65～69歳を除いて統計的に有意である。男子高年齢者の55～59歳層での地域差は1.5ポイントにすぎないが、男子の60歳以上、女子の55～64歳での地域差は、ほぼ6～9ポイントとなっている。

次に経済的要因について検討を加える。

④本人の仕事収入：

仕事収入の係数はすべてのケースで正值であり、1%水準で統計的に有意である。

仕事収入が月額で1万円上昇した場合の効果は、男子高年齢者では就業率1.5ポイントの上昇、女

子では2.6ポイントの上昇となってあらわれる。

仕事収入の弾性値でみると、サンプル全体では、男子が.264に対して、女子は.493であり、女子高年齢者の方がより仕事収入に対して感応的であるといえよう。弾性値は仕事収入が現在より1%上昇したときに、就業率では現在より男子で0.26%、女子で0.49%上昇することを示している。

次に年齢階級別に弾性値をみると、男子では年齢層が高くなるに従って高くなっている。55～59歳では.107、60～64歳で.269、65～69歳で.322である。女子高年齢者では男子の場合とは逆に、.634、.407、.196と順に弾力性は小さくなっている。この男女差については後に再び検討することにする。

⑤年金：

我々の分析ではⅡ節に述べたような年金の性格の違いから、公的年金と私的年金を区別している。分析対象者が高年齢者であるだけに年金の就業率に与える効果は大きいものと期待される。

分析の結果を表8からみると、男女とも、公的年金、私的年金を問わず符号条件は期待されたとおりすべてのケースで負値をとり、女子高年齢者の一部を除いて係数は統計的に有意である。

公的年金と私的年金の効果を弾性値で比較すると、公的年金では男子で-.074、女子で-.089、私的年金では男子-.008、女子-.012と、公的年金の弾性値の方が7～9倍大きくなっている。仕事収入にかかわって、老後の生活の核となる公的年金の就業率に与える効果の大きさを示している。

さらに、年金の弾性値を性別、年齢階級別に比べてみる。男子高年齢者の55～59歳層では公的年金の弾性値は-.003と小さい。この年齢層でも12%の者が公的年金を受給している。60歳以上の年齢層では、60～64歳で-.136、65～69歳で-.287と弾性値は大きな値をとる。女子高年齢者の公的年金の弾性値は年齢層にかかわらず、ほぼ-.10～-.05の間にある。私的年金の弾性値については、男女間の差はほとんどなく、ともに年齢層が高くなるにつれて値は大きくなる。

⑥本人の仕事・年金以外の収入：

本人の仕事・年金以外の収入の係数はすべての

ケースで期待されたとおり負値をとる。しかし、男子高年齢者の場合にはすべてのケースで1%の統計的有意性をもつが、女子の場合には年齢階級別に推定してみると係数の有意性を失う。

⑦他の世帯員収入：

他の世帯員収入の就業率に対する効果は、男女とも負の方向に働く。係数の符号はすべてのケースで理論的に期待されたように負値で、1%水準で統計的に有意である。

弾性値でみると、女子高年齢者の場合、平均で-0.494であり、男子の-0.080に比べると著しく高い値をとっている。女子高年齢者の8割近くが、配偶者あるいは子供によって養われており、彼らの所得に依存していることの反映であろう。

⑧貯蓄・年収比率：

貯蓄・年収比率の係数もすべてのケースで期待された負値をとり、1%水準で統計的に有意である。

弾性値でみると、男子高年齢者平均で-0.069、女子高年齢者平均で-0.186となっており、女子の方が全般的に弾性値は高めにあらわれている。

年齢階級別に検討してみると、女子高年齢者の55～64歳層での弾性値が最も高くなっており、前述の他の世帯員収入に対する弾性値の高さとあわせて、女子のこの年齢層における家計補助的な労働の性格が示されている。

以上が高年齢者男女の就業行動をロジットモデルを用いて分析した結果である。

詳しくはV節で述べるとして、男子高年齢者は60歳前後を境として、年齢、健康、地域特性という非経済的要因の効果が大きくなり、さらに、仕事収入、年金などの経済的要因の就業率に対する弾力性が高くなる。女子高年齢者については、男子と異なり、55～64歳層で非経済的要因の効果が大きく、経済的要因の弾力性も高い。しかし、65歳以上の年齢層では、非経済的要因、経済的要因とを問わず就業率に与える効果は小さくなっている。

IV 扶養形態別の女子高年齢者の就業行動分析

1. サンプル

高年齢者の生活源としては、a) 主に自分の収入、b) 主に配偶者の収入、c) 主に子供の収入、の3つのケースが考えられる。表9に示されるように扶養の状況は、男女、あるいは年齢階級によってかなりの差がある。男子高年齢者では、c) 主に子供に養ってもらっている者の割合が年齢とともに、5.6%、14.3%、22.9%と増加しているが、a) 主に自分の収入で生活している者が88%、78%、68%と大多数を占めている。一方、女子高年齢者では、a) 主に自分の収入で生活している者21%、b) 主に配偶者に養ってもらっている者42%、c) 主に子供に養ってもらっている者31%とさまざまな扶養の状態を示している。

この節は、多様な扶養形態を示す女子高年齢者を取りあげ、扶養形態別に就業行動を分析することとする。モデルは前節と同じ説明変数からなるロジットモデルである。

表10は3つの扶養形態別女子高年齢者の標本特性表である。

a) 主に自分の収入で生活している者は、女子

表9 扶養の状況

(a) 男子 (％)

生活源	年齢	計	55～59歳	60～64歳	65～69歳
主に自分の収入		79.2	88.3	77.6	67.9
主に配偶者の収入		3.0	2.7	3.1	3.1
主に子供の収入		13.3	5.6	14.3	22.9
その他		4.4	3.2	4.6	6.1
不詳		0.2	0.1	0.3	0.1

(b) 女子

生活源	年齢	計	55～59歳	60～64歳	65～69歳
主に自分の収入		20.7	23.7	20.9	16.4
主に配偶者の収入		41.7	53.5	39.2	27.9
主に子供の収入		30.8	17.4	32.7	47.3
その他		6.6	5.2	7.0	8.2
不詳		0.1	0.1	0.2	0.1

表 10 標本特性表——扶養形態別女子高年齢者——

生活源		a) 主に自分の収入	b) 主に配偶者	c) 主に子供
サンプル数		3,834	7,728	5,346
年齢		60.8歳	60.2歳	63.2歳
健康	元気	71%	60%	51%
	あまり元気でない	20	26	28
	病気・病気がち	9	14	21
家族数		2.56人	3.54人	4.73人
有業者		1.52人	1.79人	1.86人
就業率		78.7%	35.2%	26.7%
就業者の 就業上の地位	役員	5.6%	3.1%	1.7%
	雇用者	49.5	24.3	17.6
	任意就業者	5.6	6.0	6.9
	内職	4.3	9.8	13.2
	自営業者	28.2	21.5	21.1
	家族従業者	6.6	35.4	39.5
	不詳	0.2	0.0	0.0
	普通勤務	71.6%	39.6%	28.9%
	パート勤務	28.3	60.2	71.0
仕事収入		8.84万円	1.82万円	0.93万円
年金受給率		49.7%	27.9%	67.2%

高年齢者の約20%で、年齢層が高くなるほどその割合は減少するが、65～69歳層でも16%は主に自分の収入で生活していると回答している。このケースで最も元気な者の割合が高く就業率もとびぬけて高い。b) 主に配偶者、あるいはc) 子供に養われている者の就業率が25～35%であるのに対し、80%近くの者が就業している。しかも、パート勤務ではなく普通勤務の者の割合が就業者の70%を占めている。従業上の地位に関していえば、b) 主に配偶者、あるいはc) 子供に養ってもらっている者の場合、家族従業者が就業者の40%近くを占めているのに対し、a) 主に自分の収入で生活している者の場合には就業者の50%近くが雇用者である。職種としては、多い順に、販売業（内勤、外勤を含めて21.0%）、雑役（15.5%）、サービス業（14.8%）、技能工（11.3%）と続いている。

b) 主に配偶者によって養われている者は全体の40%強、c) 主に子供によって養われている者は30%である。年齢層が高くなるにつれて、前者は減少し（54%→39%→28%）、後者は増加している（17%→33%→47%）が、合計するとほぼ70～75%を占めている。両者は就業行動に関する特

性が類似している。どちらも就業率が低く、パート勤務の割合が高い。就業者の従業上の地位は、自営業者・家族従業者で60%程度を占め、内職者の割合も10～13%と高い。職種としては、農林水産業に従事する者の割合が最も高い（主に配偶者：23%、主に子供：34%）。続いて、販売業、技能工となっている。

2. 結 果

扶養形態別女子高年齢者の就業行動の分析の結果は表11で示される。扶養形態別にみた場合の女子高年齢者の就業行動の特色は箇条書きに次のようにまとめられる。

i) 本人の仕事収入の係数は、表8の女子高年齢者全体あるいは年齢階級別の推定結果ではすべて統計的に有意な正值であったが、扶養形態別の分析結果では、c) 主に子供によって扶養されている者の符号は統計的に有意な負値となっている。

さらに、女子高年齢者全体で分析を行った場合に、本人の仕事収入の弾性値は、.493と高くあらわれていたが、扶養形態別にみると、統計的に有意な正值をとるa) 主に自分の収入で生活している者も、b) 主に配偶者に養ってもらっている者も共に仕事収入の弾性値は、.14～.17と小さくあらわれている。扶養形態別に実際に就業している者の平均仕事収入をみると、a) 主に自分の収入で生活している者が11.2万円であるのに対し、主として自営業主あるいは家族従業者として短時間しか働くことのないb) 主に配偶者あるいはc) 子供に養ってもらっている者の仕事収入は3.5～5.2万円である。表8の結果は上記の3つのグループを区別しないで分析したことになり、平均値で評価したことにより、本人の仕事収入の弾性値が大きくあらわれたと考えられる。

ii) 公的年金、私的年金、本人の仕事・年金以外の収入などの本人の収入の多寡が、就業決意に有意な影響を与え、就業率を変えるのはa) 主に自分の収入で生活している女子高年

表 11 計測結果——扶養形態別女子高年齢者——

	a) 主に自分の収入	b) 主に配偶者	c) 主に子供	a) 主に自分の収入 (家族数1または2人)	b) 主に配偶者 (家族数2人)
定数項	5.4188** (5.83)	1.9078** (4.05)	5.7967** (8.60)	6.1241** (5.38)	3.8491** (5.01)
年齢	-.0071** (-6.18)	-.0134** (-9.01)	-.0096** (-6.98)	-.0108** (-5.43)	-.0170** (-7.66)
仕事収入	.0157** (9.43)	.0067** (3.53)	-.0884** (-22.91)	.0190** (7.18)	-.0010 (-.56)
公的年金	<-.167> -.0248** (-18.88)	<-.144> -.0114** (-3.32)	<-3.015> -.0121** (-4.28)	<-1.199> -.0373** (-15.03)	<-0.025> -.0118* (-2.38)
私的年金	<-0.064> -.0192** (-7.23)	<-0.032> -.0603* (-2.41)	<-1.141> -.0116* (-2.19)	<-1.106> -.0281** (-6.14)	<-0.040> -.0450 (-1.03)
本人の仕事・年金以外収入	<-0.007> -.0099** (-7.27)	<-0.008> -.0022 (-.62)	<-0.018> -.0020 (-.46)	<-0.012> -.0147** (-5.55)	<-0.006> -.0014 (-.25)
他の世帯員収入	<-0.008> -.0008 (-1.87)	<-0.001> -.0038** (-9.10)	<-0.003> -.0022** (-3.59)	<-0.013> -.0037** (-2.98)	<-0.001> -.0043** (-5.64)
貯蓄・年収比率	<-0.010> -.0186** (-6.27)	<-0.350> -.0310** (-7.41)	<-0.285> -.0304** (-4.05)	<-0.024> -.0296** (-5.68)	<-0.344> -.0368** (-7.11)
健康ダミー	<-0.040> .1465** (11.19)	<-0.201> .3968** (16.01)	<-0.236> .2387** (11.70)	<-0.080> .2150** (9.87)	<-0.357> .3375** (9.88)
農林水産業地域ダミー	.0736** (4.87)	.1205** (8.75)	.0204 (1.75)	.1072** (3.79)	.1335** (6.05)

(注) 1. 定数項はロジット係数であり、他の変数については平均値における偏微係数で示した。

2. () 内はt値, < > 内は平均値で評価した弾性値を示す。

3. ** は1%で有意, * は5%で有意。

齢者のケースである。

- iii) 一方, b) 主に配偶者あるいはc) 子供に養ってもらっている女子高年齢者は, 他の世帯員収入や貯蓄・年収比率の変化に応じて就業の決意をする。就業率に対する弾性値は, 他の世帯員収入の弾性値が-0.35~-0.29, 貯蓄・年収比率の弾性値は-0.23~-0.20, と高い水準である。これらの変数は家計の収入に関するものであり, 弾性値の高さは両者の家計補助的な就業行動を示すものと考えられる。
- iv) 以上の結果により, a) 主に自分の収入で生活している女子高年齢者の就業行動は核所得者, あるいはそれに準ずる者としての男子

高年齢者に近いものであり, 一方, b) 主に配偶者あるいはc) 子供に養ってもらっている女子高年齢者は, 世帯収入に対する感応性が高く家計補助的行動をとっている。

扶養形態別にみた就業行動の特色は, 家族数をコントロールすることによっていっそう明確に示される。a) 主に自分の収入で生活している者で家族数1人あるいは2人の者と, b) 主に配偶者の収入で生活している者で家族数2人の者を比較した結果も表11にあわせて示されている。前者では, 本人の収入に関する変数は4つとも統計的に有意であり, 他の世帯員収入や貯蓄・年収比率の係数は統計的に有意な負値となるものの, その弾

性値は小さい。後者は逆に、本人の収入に関する変数はほとんど就業率に影響を与えず、家計収入に関する2つの変数が就業率の決定に大きな影響を与える。

女子高年齢者の就業行動においては、このように扶養形態によって就業決意に与える要因が異なる。「国勢調査」によって、65歳以上の者を含む普通世帯のうちで核家族世帯および単独世帯の割合の増加が次のように示されている。昭和45年には22.4%であった核家族が昭和55年には28.7%になり、単独世帯は6.7%から10.4%へと増加している。このような子供の世帯と親の世帯の分離は、必然的に女子高年齢者における扶養形態を、主に子供に養ってもらう形態から、主に配偶者の収入、あるいは、主に自分の収入で生活するという形態へと変えていくであろう。そして、このような扶養形態の変化は、女子高年齢者全体としての就業行動を変化させていくものと予想される。換言すれば、女子高年齢者の就業行動は、世帯規模の変化、世帯構成員の変化、扶養形態の変化、等々社会的要因の変化によっても影響を受けやすいといえる。

V 男女高年齢者の労働供給の特色

Ⅲ節では高年齢者における性別および年齢階級の就業行動の相違、Ⅳ節では扶養形態別女子高年齢者の就業行動の相違を、ロジットモデルを用いて行った結果を示し、主に説明変数の係数の大きさ、符号、弾性値の大きさについて検討してみた。この節では、前2節で明らかになったことをまとめ、男女高年齢者の労働供給の特色を明確にする。

前2節の結果をまとめると次のようになる。

- i) 高年齢者の就業決意に影響を与える要因として最も効果が高いのは、健康要因である。しかし、男子高年齢者の55～59歳層では、健康であるか病気がち・病気であるかによる差は男女の他の年齢階級（30～50ポイント）に比較すると、7ポイントとごくわずかである。
- ii) 男子高年齢者の場合には、健康状況、年齢、

居住地特性という非経済的要因に対する反応、仕事収入、年金などの経済的要因に対する反応は60歳前後を境としてはっきり異なる。

55～59歳層では、非経済的要因による就業率の差は小さく、経済的要因の就業率に対する弾性値も小さくなっている。60～64歳、65～69歳層では、逆に非経済的要因に起因する就業率の差は大きくなる。健康な者とそうでない者とは就業率で40～55ポイントの差があり、農林水産業地域とそうでない地域とでは6～8ポイントの差がある。さらに、60歳以上では年齢が1歳増すごとに1～4ポイントの就業率の低下がみられる。また、60歳以上になると、仕事収入や年金、他の世帯員収入などの経済的要因の弾性値が大きくなる。すべての経済的要因を示す変数において60歳未満の弾力性を大きく上まわる。

- iii) 女子高年齢者においては65歳前後を境として就業行動に相違がみられる。

55～59歳、60～64歳層では、仕事収入の弾性値は正の高い値であり、他の世帯員収入の弾性値も負の高い値を示している。さらに、非経済的要因による就業率の差も顕著である。しかし、65～69歳では、非経済的要因、経済的要因を問わず非感応的になっている。

- iv) 女子高年齢者では、さらに扶養形態の相違に基づく就業行動の差が大きい。そのため仕事収入の弾性値が、女子全体でみる場合と扶養形態別にみる場合とではかなり異なったものとなる。女子の場合には、扶養形態に注意して就業行動を分析する必要がある。

以上の分析結果から明らかになったことは、男子高年齢者では60歳前後を境として、女子高年齢者では65歳前後を境として、就業行動変化がみられることである。

梅村又次[15]によれば、労働力は景気変動もしくはそれに伴う労働条件の変化に対する反応の仕方に応じて2つのタイプに分けられる。一次的労働力（または基幹労働力）と二次的労働力（または縁辺労働力）である。前者は労働条件の変化に非感応的で景気変動の影響をそれほど受けず、安

定的に労働市場にとどまる者であり、後者は景気変動に伴い断続的に労働市場に参加したり離脱したりする傾向の強い者を指す。我々のモデルに即していえば、仕事収入や家計収入に対して非感応的なタイプを一次労働力、感応的なタイプを二次労働力という。一般に、成年男子は前者であり、後者の例としては、若年男子、中高年男子、女子があげられる。ここで、男女高年齢者について、上記の分類を行ってみる。

さらに、世帯収入の面から考えると、世帯員は、世帯収入の中心的な稼得者（核所得者と呼ぶ）と、そうでない者（非核世帯員と呼ぶ）とに分けられる。我々の分析は高年齢者を扱っているため、核所得者として年金収入によって世帯収入の中心となっている者も想定している。我々のモデルにあらわれる両者の違いは、他の世帯員収入に対する反応の差にある。核所得者は他の世帯員収入に対して非感応的であり、非核世帯員は感応的である。

以下では、2つの概念を用いて高年齢者の労働供給の特色を述べるわけであるが、2つの概念は異なるものであるから、当然、二次的労働力でありながら核所得者という場合もあり、非核世帯員であるが一次的労働力という場合もある。若年男子で親と同居している場合が後者の例となる。ここで、高年齢者の労働力を区別して論じることにする。

男子高年齢者55～59歳層は、非経済的要因による就業率の差が小さく、経済的要因に対する感応性が低いという分析の結果から、核所得者かつ一次労働力として位置づけられる。扶養の状況をみても主に自分の収入で生活している者がほとんど90%を占めており、この年代の就業率は90%に近い。59歳でも86%の就業率であり、60歳になると6ポイント下がって80%となる。

男子高年齢者60～64歳、65～69歳層は、非経済的要因に対して感応的であり、さらに、経済的要因の弾性値も高くなるという結果が得られている。このことは、60歳前後を境として、一次的労働力から二次的労働力へと労働力の性格が変わったことを示している。しかし、他の世帯員収入の弾性値は女子に比べて低い値をとっており、核所得者

であり続ける者の割合が低くないことを示している。核所得者の概念と厳密には一致しないが、主に自分の収入で生活している者の割合は65～69歳層でも70%近い。

一方、女子高年齢者の場合には65歳前後が境になる。55～59歳、60～64歳層では、仕事収入の弾性値は正の値であり、他の世帯員収入の弾性値の大きさはこの年代の女子が他の世帯員収入に対して感応的であることを示している。55～64歳層の女子は、二次的労働力であり非核世帯員であると定義できる。ただし、主として自分の収入で生活している女子は、他の世帯員収入に対して非感応的であり、二次的労働力かつ核所得者という性質を示している。

65～69歳の女子高年齢者の場合には、非経済的要因、経済的要因に対して非感応的になっている。65～69歳の女子の50%近くが主に子供によって養われており、彼らの非就業指向が強くあらわれている。

VI 仕事収入(賃金)弾性値・所得弾性値の比較

この節では、我々の分析で得られた仕事収入弾性値と所得弾性値を他の分析結果と比較してみる。

表12は我々の分析結果をまとめたものである。仕事収入弾性値は女子の2ケースを別として、正の符号で統計的に有意である。所得弾性値としては他の世帯員収入、非勤労所得の例として公的年金の弾性値を用いる。所得弾性値はすべてのケースにおいて理論的に期待された符号条件を満たし負値をとる。さらに、女子高年齢者の一部ケースを除いて統計的にも有意となっている。他の世帯員収入と公的年金の弾性値を比べると、60歳以上の男子高年齢者の場合には公的年金の弾性値の方が高いのに対して、女子の場合には他の世帯員収入の弾性値がはるかに高い。

比較のために示したのが表13である。表13(a)は「就業構造基本調査」の個票データを用いた島田・清家他〔11〕の結果である。ここには、昭和52年のロジットモデルを用いた分析結果のみをま

表 12 弾性値 (1)——我々の分析結果——

年 齢 階 級		仕事収入弾性値	所 得 弾 性 値	
			(他の世帯 員収入)	(公的年金)
男 子	55～59歳	.107**	-.080**	-.003**
	60～64歳	.269**	-.112**	-.136**
	65～69歳	.322**	-.160**	-.287**
女	55～59歳	.634**	-.480**	-.048**
	60～64歳	.407**	-.519**	-.103**
	65～69歳	.196**	-.332**	-.047
子	扶養形態	主に自分の収入	.167**	-.010
		主に配偶者	.144**	-.350**
		主に子供	-3.015**	-.285**
	家族数1または2人	主に自分の収入	.199**	-.024**
	家族数2人	主に配偶者	-.025	-.344**

(注) ** は1%で有意, * は5%で有意。

表 13 弾 性 値 (2)

(a) 日本の研究事例——島田・清家他 [11]——

		年齢階層	賃金弾性値	所得弾性値
核世 家族帯	主 婦	25～34歳	-.083***	-.308***
		35～49歳	.011	-.184***
		50歳以上	.093***	-.018**
複合 家族世帯	主 婦	25～34歳	-.210***	-.107***
		35～49歳	.040**	-.131***
		50歳以上	.119***	.047***
	父 親	55～59歳	.204	.366
		60～64歳	.084	.064
		65～69歳	.126	.143
		70歳以上	.586***	.282***
	母 親	55～59歳	.129	-.140**
		60～64歳	.198**	.219***
		65歳以上	.220	.286***

(注) 1. ロジット分析の結果 (昭和52年) である。
 2. 賃金は推計賃金率, 所得は他の世帯員所得を用いている。
 3. *** は1%で有意, ** は5%で有意。

とめた。対象は雇用者世帯であり、世帯主についてのロジット分析は行われていない。(b)は高年齢者についての弾性値を算出しているアメリカでの研究事例であり、島田・清家他より引用した。

我々の分析結果と比較しうるのは、表12の男子と、表13の(a)父親、(b)55～61歳の男子、そして、表12の主に配偶者によって扶養されている女子高年齢者と、表13(a)50歳以上の主婦、(b)55～61歳の女子であろう。比較する場合には所得弾

(b) アメリカの研究事例——Masters and Garfinkel——

		年齢階級	賃金弾性値	所 得 弾 性 値	
				(他の世帯 員所得)	(非勤労 所得)
既 婚 男 子	25～54歳	.01	.00	-.04	
	55～61歳	—	.01	-.11	
		年齢階級	賃金弾性値	所 得 弾 性 値	
				(世帯主 所得)	(非勤労 所得)
既 婚 女 子	25～54歳	.30	-.33	-.25	
	55～61歳	.18	-.27	-.58	

(注) 1. 就業=1, 不就業=0 のダミー変数を従属変数とするモデルである。
 2. 賃金は推計賃金である。

性値として、他の世帯員収入を用いる。

まず、男子高年齢者についてみると、表13(a)では比較しうるのが世帯主でなく父親であるために55～59歳での賃金弾性値が高くあらわれている。60～69歳層での賃金(仕事収入)弾力性は我々の結果の方が2倍以上大きくあらわれている。所得弾性値について、我々の結果は負値で統計的に有意であるが、表13では正值であらわれている。理論的には負値が期待される。

次に女子高年齢者についてみると、賃金（仕事収入）弾力性は、島田・清家他では.119で1%水準で統計的に有意、Masters and Garfinkel では.18、我々の結果では.144であり、弾性値の水準に大きな隔たりはない。しかし、所得弾性値については、アメリカの事例で-.27、我々の結果では-.350であるのに対し、島田・清家他では.047と正值になっている。所得弾性値は理論的には負値を期待される。

VII おわりに

我々の分析の結果により、男女高年齢者の労働供給行動のタイプは大別して次の2つに分類される。

- ① 非経済的要因、経済的要因に対し非感応的な、55～59歳の男子高年齢者、および65～69歳の女子高年齢者。ただし、前者は一次的労働力であることによるのに対して、後者は全般的な就業意欲の低下のためと考えられる。
- ② 非経済的要因、経済的要因に対し感応的な、60～64歳、65～69歳の男子高年齢者、および55～59歳、60～64歳の女子高年齢者。共に二次的労働力としての特色をもつ。しかし、男子は女子に比べると他の世帯員収入の弾性値は小さく、より核所得者の性格を示す。

I節で述べたように、今後高年齢者が増加するとともに、生産の場においても高年齢者の就業意欲を生かすことを考えなくてはならない。高年齢者の就業意欲が現在うまく生かされていないことは前述のとおりである。

我々の分析の結果、労働条件を変化させることによって就業率を高めうるのは、60～69歳の男子高年齢者と55～65歳の女子高年齢者である。男子70歳以上については我々の分析の対象外で何ともいえない。

男女高年齢者の就業意欲を生かす手段としては、それぞれ、次のように考えられる。

- i) 第1に、男子高年齢者については仕事収入（つまり賃金）を上げることによって就業を拡大することができる。

統計によれば、60歳以上の雇用者の賃金水準は20歳代後半の雇用者と同水準の賃金しか受け取っていない。たしかに高年齢の賃金が低く抑えられていることにはそれなりの根拠がある。例えば、体力が衰えて能率が低下する、新しい技術に対する適応力の欠如、などがある。しかし、逆に高年齢者特有の長所も指摘しうる。例えば、豊富な経験による知識、責任感の強さ、などである。高年齢者の生産性は個人によって差はあるが、それぞれの高年齢者の特性、体力を考慮した就業機会を与えることにより、高年齢者は若い雇用者の助言者としての役割を果たすことが可能となる。

企業としては、高年齢者個々の特性、生産性、体力、指導力などを考慮した賃金体系を準備することも必要であろう。

- ii) 高年齢求職者の多くが、普通勤務ではなくパート勤務を希望している。このことについては我々の研究〔13〕を参照。したがって、賃金水準の見直しのみならず、高年齢者にパート・タイムの就業機会を与えるような政策も重要になる。
- iii) さらに、高年齢者のなかには就業よりも余暇を選好する人もいる。余生を労働ではなく余暇の楽しみに向けることは、ライフ・サイクルの視点からも決して非難されるべきことではない。高年齢者の就業理由として経済的条件をあげる者が多い。年金給付（特に私的年金）の増額をはかることによって、高年齢者の経済的条件を改善し、個人の選択にまかせた就業・不就業を保障しうるような政策も重要であると思われる。
- iv) 女子高年齢者の求職者の希望する就業形態としては内職が最も多い。特に、主に配偶者あるいは子供に養われている者の求職者では約50%が内職希望である。続いてパート雇用希望者が多いが、内職希望者の半分以下である。

このように、現在の女子高年齢者の場合には過去に就業経験がないためもあり、家庭内で就業できる内職の希望者が多い。女子高年

齢者の家計補助的就業行動を生かすためには、内職あるいは労働時間の短いパート雇用の機会を需要側が提供すること、さらに政策担当者がそれに対して何らかの補助を行うことが女子の就業意欲をより生かすことになるであろう。

基本的に二次的労働力である男女高年齢者の就業意欲を生かすためには、需要側の就業機会の提供が不可欠である。高年齢者の体力的な衰えを考慮し、彼らの経験・知識を生かす就業機会——具体的には就業時間の短いパート雇用など——の創出が期待される。

〈参考文献〉

- [1] Diamond, P. A., "A Framework for Social Security Analysis," *Journal of Public Economics*, Vol. 8, 1977, pp. 275-298.
- [2] Feldstein, M., "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, 1974, pp. 905-926.
- [3] 樋口美雄「女子の短時間および普通雇用機会への供給確率決定図式とその計測」『三田商学研究』24巻, 1981. 10, pp. 52-79.
- [4] M. アン・ヒル「女子労働力率の日米比較」『日本労働協会雑誌』, No. 274, 1982, pp. 14-25.
- [5] 三上美美子「女子高年齢者の労働供給パターン」『社会保障研究』, Vol. 19, No. 2 1983.
- [6] Modigliani, F. and Brumberg, R., "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data," in H. R. Williams and J. D. Huffman, eds., *Macroeconomic Theory: Selected Readings*, New York, 1969.
- [7] 本川 明・森 隆司「高年齢者の就業率変化に関する要因分析」『労働統計調査月報』, Vol. 33, 1981. 5, pp. 4-21.
- [8] 西川俊作・樋口美雄「女子就業を決めるもの」『日本労働協会雑誌』, No. 246, 1979. 9, pp. 13-21.
- [9] 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』, Vol. 62, 1969, pp. 17-45.
- [10] 労働大臣官房統計情報部『高年齢者就業等実態調査報告』, 1983. 3.
- [11] 島田晴雄・清家篤・古郡頼子・酒井幸雄・細川幸雄・細川豊秋共著『労働市場機構の研究』, 経済企画庁経済研究所, 研究シリーズ, 第37号, 1981. 2.
- [12] 隅谷三喜男編『高齢化社会の雇用と生活』, 日本労働協会, 1983. 1.
- [13] Tachibanaki, T. and Shimono, K., "Labor Supply of Elderly: Their Desires and Realities about Full-time, Part-time, Self-employed or Retirement," mimeo, 1983. 12.
- [14] 東京都立労働研究所『高年齢者の労働と老後生活の実態』, 1981. 3.
- [15] 梅村又次『労働力の構造と雇用問題』, 一橋大学経済研究叢書 23, 岩波書店, 1971.

(しもの・けいこ 神戸商科大学大学院
たちばなき・としあき 京都大学助教授)