

定年退職者の職業移動・引退・生活水準

——計量社会学的分析——

平岡 公一

I 課題と方法

仕事役割 (working role) からの離脱＝職業生活からの引退は、産業社会における男子高齢者の加齢に伴う役割変化の最も重要な一側面をなしている¹⁾。したがって、高齢者の地位・役割の社会学的研究においては、仕事役割からの離脱の形態、それを規定する要因、およびそのことによる生活全般への影響の解明が重要な研究課題となってくる²⁾。このような研究課題に対して、定年退職者の職業移動 (引退もふくむ) と生活水準の格差に関する計量社会学的分析を通して接近しようとするのが、本稿の主要なねらいである。

まずはじめに、課題の特定化をこのように行なった根拠について多少くわしく述べておく。

この「仕事役割からの離脱」の特質としてまず第1に指摘できることは、それが一時点において全面的に行なわれるとは限らないということである。フルタイムの就業形態からよりゆるやかな (パートタイム等の) 就業形態への移行を通して段階的・漸進的に離脱が行なわれることも少なくない。

近年では、退職年齢の弾力化、「半労働制」の実施、「生きがい就労」の場の提供などの諸施策が政策課題として追求され、あるいは将来の政策課題として論議されている³⁾。

しかし、年金制度が成熟化し、社会的に定着している欧米先進諸国では、さまざまな変異はあるにせよ、老齢・退職年金の受給開始とともに職業生活から引退することが1つの生活慣習として、また、望ましい老後像として定着しており、それを軸にして老後生活の設計や公的援助の計画立案が行なわれているといわれている⁴⁾。

この点に関してわが国の場合、かなり異なった特質が存在している。すなわち、(1)65歳以上の男子の労働力率は、欧米先進諸国に比べて著しく高い。(2)加齢に伴う労働力率の低下はかなりゆるやかなテンポで進行し、年金支給開始年齢においても急激な低下はみられない⁵⁾。(3)定年退職者の多くは再就職するので、定年退職経験者にとっては、「定年退職」と「完全引退」という2つ

- 1) 高齢者の加齢に伴う役割の変化については、次の文献を参照。山根常男「老人の地位・役割の変化」(那須宗一・増田光吉編『講座日本の老人・3)老人と家族の社会学』, 垣内出版, 1972, 所収) および直井道子「年齢と性の社会学的考察——年齢と性の社会化研究序論——(上), (下)」(『社会老年学』Vol. 3, 1976およびVol. 5, 1977)。
- 2) 社会老年学および老年社会学におけるこのテーマに関する研究の成果については、次の文献を参照。R. C. Atchley, *The Sociology of Retirement*, Schenkman, 1976 (牧野拓司訳『退職の社会学』, 東洋経済新報社, 1979)。松村健生「定年退職と社会的適応——活動理論と離脱理論の再検討——」(『季刊社会保障研究』Vol. 14, No. 2, 1978, pp. 56-69)。

- 3) この点に関する欧米諸国の実情については、次の文献を参照。石岡慎太郎「高齢者の社会的インテグレーション」(『季刊社会保障研究』Vol. 15, No. 1, 1979, pp. 14-20)。菊池幸子「半労働制——スウェーデンの場合」(『ジュリスト総合特集・高齢化社会と老人問題』, 有斐閣, 1978, 所収)。高橋武「社会保障財政の国際動向」(『季刊社会保障研究』Vol. 16, No. 3, 1981, pp. 62-81)を参照。わが国の事情については、東京都社会福祉協議会高齢者問題委員会『高齢者就労の問題——理論と実態——』1980, および社会保障研究所 (三浦・小林・高橋・中野稿)『高齢者の福祉と雇用について』1980, を参照。
- 4) この点については、山崎清「大都市老齢雇用者階層の年金と就業・退職(上), (下)」(『国民生活研究』第19巻第1号および第2号, 1979)を参照。
- 5) この点については、田中博秀『現代雇用論』日本労働協会, 1980, および総理府社会保障制度審議会事務局『高齢者の就業・失業・退職と年金に関する欧米諸国の状況とわが国の状況との比較研究』1979, を参照。

の「できごと」を経て段階的な引退が行なわれるのが一般的である⁶⁾。

このような特質の存在は、次のような要因によって説明されている。すなわち、(1)老齢・退職年金をはじめとする社会保障制度の整備のおくれ。(2)加齢に伴う労働能力の衰退とマッチしていない若年定年制の存在。(3)定年年齢と年金支給開始年齢とのギャップの存在。(4)自営業としての就業機会および低賃金の雇用機会が高齢者にかなり開かれていること。(5)職業の継続を望ましいとする独特の価値志向(職業観)の確固たる存在。(6)就業以外の社会参加・自己実現の機会の欠如⁷⁾。

したがって、産業化・都市化に伴う就業構造・産業構造の変動、社会保障制度の整備(特に年金の成熟化)、定年年齢の引上げ、次々と高齢に達してくる人々の世代的な価値志向の変化、高齢者の社会参加の機会の増大などに伴って、将来欧米先進諸国との差異が縮小していくことが予想される。

しかし、他方では、定年制の新設の動き、家族の扶養機能の低下、労働市場の二重構造の確固たる存在、年金支給開始年齢引上げの動き、労働に対して経済的報酬ばかりでなく自己実現などの内的報酬を求める価値志向の浸透、中高年層における教育費・住宅費負担の大きさ、などの要因は、上記の「日本の特質」を存続させる方向にはたらくであろうと思われる。

さて、仕事役割からの離脱過程に関するこのような「日本の特質」の存在を前提にするならば、定年退職後の再就職の形態、就労・不就労の規定

要因——社会的な概念定義からすれば、「再就職」も「失業」・「引退(非労働力化)」も「職業移動」の一形態である——の分析、および、定年退職前後の職業的地位が老後生活に与える影響の分析は、老年社会学の重要な研究課題となるものと考えられる。そしてこのような研究は、社会保障政策をはじめとする公共政策の立案・評価のための1つの基礎的資料となることが期待される。

本稿では、こうした問題関心に従って、都内の特定地域に居住する定年退職者を対象とする社会調査のデータを利用して、(1)定年退職を契機とする職業移動の構造。(2)定年退職後の職業的地位の規定要因。(3)就労・不就労の規定要因。(4)生活水準の格差の規定要因、に関する計量社会的分析を行なうことを課題としている。

このようなテーマに関しては、従来から、雇用(失業)問題論・老人問題論の観点からの研究が積み重ねられてきているが、本研究は、従来の研究の成果をふまえながらも、(i)一貫して社会的な概念規定、分析枠組、分析手法を用いて分析を行なうこと、(ii)官庁統計等の2次的資料ではなく社会調査の個票データを利用して、多変量解析等の手法も用いて分析を行なうこと、という2点において、従来とは異なった角度から課題にアプローチすることを試みるものである。

次に、このテーマに関する従来の研究を展望し、分析の課題と方法についてまとめておく。

(1) 定年退職を契機とする職業移動(「再就職」)に関する従来の実証的研究においては、次の点が明らかにされている。

① より小規模な企業への移動、自営業への移動が大きな比重を占めている。これは、日本経済に特徴的な、(i)労働市場の二重構造(労働条件、定年制施行状況の企業規模別格差)、(ii)農林漁業、販売・サービス関係の自営業の吸収力の大きさ、を前提条件とするものである。

② このことの帰結として、一般的に言って、再就職後は、所得・労働条件が低下することが多い。

③ 昭和50年国勢調査によって高齢者の職業別就業状況をみると、高年齢層ほど専門的技術的職

6) この点については、山根常男、前掲論文、を参照。ただし、周知のように、中小・零細企業の中には定年制を施行していないところも多く、すべての雇用者が定年退職を経験するわけではない。下山房雄氏の推計によると、「40～54歳の中高年労働者のうち、定年制にでくわさない人達が、少なくとも3割、250万人はいる」という(下山房雄『高齢者の労働問題』労働科学研究所、1978、p. 158)。

7) この点については、注5)にあげた文献および総理府社会保障制度審議会事務局『高齢者の就業と引退』1981、を参照。なお、ここで列举した諸要因のうちどれがより重要なものであるか、相対的重要度が歴史的に変化するものなのか、といった点は十分吟味されていない。今後の重要な研究課題であろう。

業従事者・生産労働者・事務従事者・運輸通信従事者の比率が少なく、農林漁業・サービス・販売関係の職業の比率が多いことがわかる。この事実は、職業別の引退年齢のちがいのほかに、定年退職を契機とする職業移動によって生じているものと思われる⁸⁾。

本稿では、このような知見をふまえながら、社会移動・職業移動の社会学的研究⁹⁾で用いられてきた概念規定・分析枠組・分析手法を用いて、職業移動を、職種間の移動・役職の変化・従業先の企業規模の変化などの構成要素に分解し、それぞれがどのような特徴をもつのか、また、それらがどのように関連しているか、職業移動の構造の基本的特徴は何か、などの点についてさらに立ち入った分析を行なう。

(2) つづいて、定年退職後再就職した場合の職業的地位が、定年到達時の職業・職業的地位ばかりでなく、学歴・職業経歴などの先行要因によってどのように規定されているかを分析する。

大都市の中高年雇用者の職業経歴の調査結果によると、定年到達を間近にひかえた雇用者の間には、「高学歴—大企業ホワイトカラー—職歴安定、低学歴—中小企業ブルーカラー—職歴不安定という二重構造的格差が見られる」¹⁰⁾とされているが、このような格差がどのように定年退職後まで影響を及ぼしているかを明らかにするのがここでの課題である。

(3) 第3の課題は、定年退職者が就労するか、

就労しないかということが、どのような要因によって規定されているかという点についての分析である。

このテーマに関して、わが国でもすでに、雇用問題論などの観点から、官庁統計等の2次資料を用いた研究がいくつか行なわれており、高齢者の有業率・労働力率と年齢、健康状態、教育程度、居住地域、家族構成、年金の加入・受給状況、過去の職業(職種・従業上の地位・産業)などとの相関関係が分析されている¹¹⁾。

個々の要因との相関関係だけではなく、要因間の相対的重要度の確定、「擬似相関」でない「真の相関」¹²⁾の確定のためには、多変量解析の手法を用いた研究が必要であるが、このような研究もすでにいくつか行なわれている。

山崎清氏は、大都市の老齢夫婦(のみ)世帯を対象とする調査のデータを用いて数量化Ⅱ類による分析を行なっている¹³⁾。その結果によれば、就労・不就労の最も強い規定要因は健康状態であり、年齢がこれにつづいている。保有貯蓄額、社会階層、住居形態、受給・加入年金制度の規定力は予想に反してかなり低い値となっている。

また、アメリカにおける同様な研究の結果によると、就労か引退かを決める重要な要因は、「十分な退職後所得」の有無、年齢、健康状態であるとされている¹⁴⁾。

近年では、年金の就労抑制効果が実際に存在するかどうかという点についての関心が、社会保障政策や雇用政策のあり方をめぐる論議との関連でかなり高まっているが、その点についての精密な分析は以上の系列の研究では行なわれておらず今後の重要な研究課題となっている。

以上の研究は、理論的モデルを前提にせず事実

8) 総理府社会保障制度審議会事務局『高齢者の就業・失業・退職と年金に関する欧米諸国の状況とわが国の状況との比較研究』1979。高橋祐吉『日本型労働市場とライフサイクル』(下山房雄編『日本の中高年・8)高齢化社会の労働生涯』垣内出版、1980、所収)。小林謙一『日本の雇用問題』東京大学出版会、1979、第3章。労働省労働基準局『定年到達者調査結果の概要』1980。

9) 職業移動研究のレビュー論文としては、直井優「職歴パターンの分析——展望と課題」(職業研究所『職業の社会学的研究(その2)』1974、所収)および原純輔「職業経歴の社会学的研究——到達点と課題」(職業研究所『職業の社会学的研究(その3)』1981、所収)がある。社会移動研究については、安田三郎『社会移動の研究』東京大学出版会、1971、および富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会、1979、を参照。

10) 東京都老人総合研究所(袖井・本間・高取・直井稿)『定年退職に関する長期的研究——定年前の者に対する調査結果報告』1976、p. 150。

11) 注5)注7)であげた文献および氏原正治郎「高齢者をめぐる労働政策と社会政策」『季刊労働法』1980年春季号、特に94-96ページを参照。

12) 「擬似相関」については社会統計学の多くの概説書でふれられている。たとえば、安田三郎『社会統計学』丸善、1969、pp. 100-115、西田春彦・新睦人『社会調査の理論と技法(Ⅱ)』川島書店、1976、第12章を参照。

13) 山崎清「大都市老齢雇用者階層の年金と雇用(2)」(『国民生活研究』第15巻第3号、1975、pp. 24-51)。

14) R.C. Atchley, op. cit., Chap. 4.

発見的な分析に主眼がおかれている研究であるが、労働経済学分野においては、より理論的な視点を明確にしながら、「高齢者の労働供給」の規定要因の分析が行なわれている。島田晴雄氏らのグループの研究では、主体均衡理論にのっとり、家計の合理的選択を前提として導かれる労働供給関数を用いて分析が行なわれており、期待賃金率・非勤労所得・本人以外の世帯員の所得などが高齢者の労働供給に与える影響が明らかにされている¹⁵⁾。アメリカでの一連の研究の成果によれば、年金システムと健康状態が高齢者の就労・引退の二大要因であるとされている¹⁶⁾。

本稿では、以上展望してきた研究成果をふまえながら、定年退職者の就労・不就労と年齢・健康状態・職業経歴・収入源・家族構成などの要因との関連を、クロス表分析・数量化Ⅱ類による分析によって明らかにしていく。今回の分析ではデータの制約から、受給年金額や非勤労所得の効果に関するパラメーターの推定は行なえない。しかし、定年退職の就労・不就労の理由が多様であり、しかもその理由に社会的属性による系統的な差異があることを明らかにし、理由の類似性と差異によって就労者・不就労者をそれぞれ2つのグループに分けて分析を行なう点に本研究の独自の試みがある。このような分析は、自発的な就労・不就労の選択を可能にする条件の解明に寄与することが期待される。

(4) 第4の課題は、定年退職者の生活水準の格差の要因を、過去の職業経歴・生活歴との関連で分析していくことである。

高齢者の経済生活のあらゆる面に著しい階層的格差がみられることは、しばしば指摘されることであり、実証的研究によってすでに確認されていることである¹⁷⁾。この点からさらに一步進んで、

この格差が形成される社会的メカニズムが、高齢期という生活周期上の位置の特性をふまえて明らかにされることが必要である。

この点について、HenrettaとCampbellは興味深い分析を行なっている¹⁸⁾。彼らは、社会学における「地位達成過程」の研究で用いられる分析枠組に依拠し、重回帰分析を用いて、父親の職業、本人の学歴、職業（現職または主な職業）などが収入に及ぼす影響の分析を、同一のコホートに対する2時点での調査データに関して行なった。その結果、退職後の収入の格差も、退職前の収入の格差もほぼ同じモデル（パラメーターの大きさ、相対的順位がほぼ等しいという意味で）によって説明できることが明らかにされている。

本稿では、先行する研究を参考にしながら図1に示す分析枠組によって分析を行なう。

現在の生活水準の格差をひき起こす要因連関の1つの経路としては、「定年前職（定年到達時の職業）」が現職（現在の職業）を規定し、現在の職業活動から得る稼得収入が生活水準を規定するという経路が仮説的に想定される。もう1つの経路としては、「定年前職」によって、老後のために蓄積される資産の額、年金受給額、家族の扶養能力が異なり、それが現在の生活水準の格差をひき起こすという経路を想定する。さらに、こうした一連の要因連関に対して、さらに学歴・職歴などの先行要因が影響を及ぼすと想定する。

ただし、分析上の1つの問題点は、資産額・年金額、扶養能力に関するデータが、今回の調査データにはあまり含まれていないことである。現職をコントロールしてもなお先行要因・「定年前職」

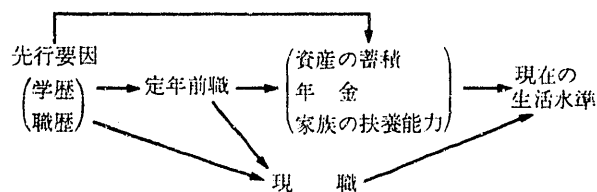


図1 定年前職・現職・現在の生活水準の関係

（および注4）の文献を参照。

- 15) 島田晴雄・清家篤・古郡頼子・酒井幸雄・細川豊秋『労働市場機構の研究』経済企画庁経済研究所, 1981。
- 16) 神代和欣・桑原靖夫「高齢化社会と労働供給の問題点」『季刊社会保障研究』Vol. 15, No. 2, 1979, pp. 84-129)で紹介されている。
- 17) 国民生活センター(山崎清稿)『老年期生活の社会階層性に関する調査報告』1974, 山崎清「大都市高齢雇用者階層の住宅——住宅政策と年金制度の関連づけのために——」『季刊社会保障研究』Vol. 16, No. 1, pp. 2-20)を

- 18) J. C. Henretta and R. T. Campbell, "Status Attainment and Status Maintenance: A Study of Stratification in Old Age," *American Journal of Sociology*, Vol. 41, pp. 981-992.

が現在の生活水準に有意な影響を及ぼしていることが確認された場合、直接は測定されない媒介要因として資産額・年金額・扶養能力が作用しているのだと解釈することによってこの問題に対処していかざるをえない。

II 利用するデータについて

本研究で利用するデータは、「定年制問題研究会（代表者・青井和夫・津田塾大学教授）」が1980年2月に東京都練馬区・足立区・田無市内に居住する55歳以上70歳未満の定年退職経験者（男性のみ。再雇用・勤務延長制度などの適用を受け同一の企業にとどまっている者は除く）を対象として行なった社会調査のデータである。調査対象の選定にあたっては、上記3地区内の特定町内を地域特性を考慮して有意に選出し、そこに居住している該当年齢層の男性全員に往復ハガキを郵送し、返信されたハガキによって定年退職経験者¹⁹⁾と確認された者750名を調査対象とするという方法がとられた。実査の方法としては、調査員による面接聴取法が用いられ、有効回答は529票（有効回答率70.5%）であった²⁰⁾。

本調査は、主として定年退職者の生活適応を促進するあるいは阻害する要因を社会心理学的な観

19) 官公庁等で広く行なわれている勧奨退職制度も、実質的には(強制的)定年制度として機能しているとみなして、定年制度に含めて考えている。

20) この調査の実施と集計・分析にあたっては、文部省科学研究費一般研究B445021の援助を得た。筆者は、この調査には実査の直前の段階から参加した。調査の設計、質問票の作成は、松村孝雄（東海大学）、和田修一（国立精神衛生研究所）、船橋晴俊（法政大学）の各氏の手によるものである。本稿の執筆にあたって、データの利用を許可し有益な示唆をいただいたことに関して青井教授、上記の各氏および他の研究会メンバーの方々にお礼を申し上げたい。

なお、この調査の報告書は、定年制問題研究会『定年退職後の職業移動と生活適応』1981、としてすでに公開されている。本稿は、この報告書に所収の拙稿「定年退職を契機とした職業移動の構造と生活水準の格差」および平岡公一・和田修一・直井道子「定年退職後の職業移動と生活適応：（1）職業移動の構造と生活水準の階層的格差」（第53回日本社会学会大会一般研究報告、1980）と一部重複している。

なお、上記の報告書執筆後データの再チェックと一部のコードの変更を行なった。そのため、本稿と前掲拙稿とでわずかな数値のちがいが出ている部分もある。

点から解明することを主たる目的として行なわれたものである。したがって、所得・消費等経済生活の面に関する細かなデータはあまりふくまれていない。しかし、職業に関しては、(i)定年到達時、(ii)定年退職後初めて仕事についた時²¹⁾、(iii)現在の3時点のそれぞれについてかなり細かく正確なデータがふくまれており²²⁾、冒頭で述べた課題への接近のためには有用なデータだと思われるので、再分析を試みることにした。

調査対象者の基本属性を概観しておく。

まず年齢構成をみると、55歳～59歳が44名(8.3%)、60歳～62歳149名(28.3%)、63歳～64歳123名(23.3%)、65歳～69歳213名(40.3%)となっている。定年年齢（2回以上定年退職を経験した場合は1回目の定年年齢）は、55歳以下が204名(38.8%)、56歳～59歳151名(28.7%)、60歳110名(20.8%)、61歳～69歳61名(11.6%)である。

定年退職までつとめていた企業の規模——以下「定年前職規模」と略す——をみると、従業員数

表1 定年到達時の職業・定年到達までの勤続年数

		本調査*	定年到達者調査(男)
定年到達時の職業	専門的技術的職業	10.0%	11.7%
	管理的職業	35.0	27.6
	事務	20.7	12.8
	販売業務	1.0	1.0
	採鉱・採石作業	0.6	2.9
	運輸通信業務	6.4	3.3
	保安業務	7.6	4.6
	サービス業務	1.3	0.7
	技能工・生産工程作業	16.4	27.2
	その他		8.1
	分類不能	0.2	—
勤続年数	1～9年	10.4%	5.3%
	10～19年	18.1	10.9
	20～29年	36.6	39.8
	30年～	34.9	43.5

* DK, NA は除いて比率を計算してある。

21) 定年到達後再雇用・勤務延長制度などの適用を受け同一の企業にとどまった場合には、その後退職して別の仕事についた時点の職業についてたずねている。

22) 前掲拙稿 pp. 16-17 を参照。なお、職業に関する質問項目の設定とコーディング方法は、1975年SSM調査(富永健一東京大学教授を中心とする研究グループによって行なわれた社会階層と社会移動に関する全国調査)の方法にならった。

29人以下が38名(7.4%), 30人~499人が115名(22.4%), 500人~999人が23名(4.5%), 1,000人以上が207名(40.2%), 官公庁が132名(25.6%)となっている。大企業の比率が高いのは定年制の施行状況からみて当然であるが、官公庁にかなり偏っていることがわかる。

表1は、定年到達時の職業と定年到達までの勤続年数の分布を、1980年4月に行なわれた労働省の「定年到達者調査」²³⁾の結果と比較できるようにまとめて示したものである。

まず、職業についてみると、本調査の方が、管理的職業・事務の比率が高く、技能工・生産工程作業、「その他」の比率が低くなっている点が目立つ。このことは、本調査の調査対象に元公務員がふくまれていること、大都市の職業構造の特性、調査方法の相違によるものと思われる。勤務年数についてみると、本調査の方が年数の短い方に集中していることがわかる。この違いの原因の1つは、本調査の調査対象に従業員99人以下の企業の定年到達者がふくまれている点にあるものと思われる。

このように、本調査は、都内の特定地域居住の定年退職者の悉皆調査という性格をもつものであって、全国のあるいは大都市の定年退職者全体を代表するサンプルを対象としたものではない。しかし、ここでの研究課題に合致する調査データで筆者が自由に利用できるものはほかにはないので、事例調査的な限界に留意しながらこのデータを利用して分析をすすめていくことは、課題への第1次の接近として意義のあるものと思われる。

III 分析結果(1)

——定年退職を契機とする職業移動の構造——

本稿では、職業移動とは、(ア)従業先の移動、(イ)職種(狭義の職業)間の移動、(ウ)従業上の地位の変化、(エ)役職の変化、(オ)労働力状態の変化、(カ)産業間移動、のすべてをふくむ多面的

な概念として用いられる²⁴⁾。

以下では、まず、(1)において、従業先の企業規模の変化を分析し、つづいて、(2)~(5)において、(イ)・(ウ)・(エ)・(カ)の分析を行ない、(6)においてはこれをまとめる意味で、総合職業分類を用いて、職業移動のパターン、職業間の距離などの分析を行なう。(7)では、以上の結果を整理して職業移動構造の特性を明らかにする。(8)~(10)では、職業移動に伴って生じる職業威信、雇用上の身分、月収の変化をとりあげて分析する。(オ)の労働力状態についての分析は、IVで行なう。

表2は、定年到達時、定年退職後初めて職業についた時、現在の3時点における職業——以下では、それぞれ「定年前職」、「定年後初職」、「現職」と略す——の分布(単純集計結果)を比較できるような形にまとめて示したものである。表中に示されている比率の計算にあたっては、無職の者と、DK・NAの者は除外して計算した。無職の者——「定年後初職」では131名、「現職」では196名——をふくめて計算した比率の変化をみるためには、表中の実数の比較を行なえばよい。

以下の(1)~(6)の各項では、まず初めにこの表にそって3時点の職業分布の変化を検討し、さらに必要に応じて移動表——表側に「定年前職」、表頭に「定年後初職」ととったクロス表——の分析、移動パターンの抽出など立ち入った分析を行なうという手順で分析をすすめていく。

(1) 従業先の企業規模の変化²⁵⁾

表2-Aをみると、定年前職→定年後初職→現職とすすむにつれてより小規模な企業の比率が増加している。また、定年前職では従業員数1,000人以上の大企業・官公庁に集中していたのに対して、定年後初職・現職では、299人以下の中小・零細企業に集中していることがわかる。

表に示されているカテゴリー分類を前提にして、

23) 調査対象者は、昭和47年度、50年度、53年度に全国の従業員100人以上の企業において定年に到達した者1万2,463名(うち男性1万1,368名、女性1,095名)。

24) 職業移動のこのような定義については、原純輔「職業経歴の分析」(富永健一編前掲書所収)を参照。

25) ここでは仮に「企業」に自営業、個人企業を含めて考えている。

表 2 3時点における職業分布 (単純集計結果)

	定 年 前 職		定 年 後 初 職		現 職	
	実 数	比 率	実 数	比 率	実 数	比 率
A. 企業規模 なし(経営者のみ)	—	—	31	(8.8)	41	(13.7)
1～4人	5	(1.0)	21	(6.0)	22	(7.3)
5～29	33	(6.4)	63	(17.9)	56	(18.7)
30～299	94	(18.3)	146	(41.5)	111	(37.0)
300～499	21	(4.1)	28	(8.0)	19	(6.3)
500～999	23	(4.5)	15	(4.3)	14	(4.7)
1,000人以上	207	(40.2)	40	(11.4)	29	(9.7)
官 公 庁	132	(25.6)	8	(2.3)	8	(2.7)
DK, NA	14	—	46	—	33	—
B. 職 種						
専門的職業	52	(10.2)	37	(10.3)	37	(12.5)
管理的職業	179	(34.9)	105	(29.2)	81	(27.4)
事務的職業	149	(29.2)	97	(26.9)	82	(27.7)
販売的職業	7	(1.4)	25	(7.0)	26	(8.8)
熟練的職業	51	(10.0)	34	(9.5)	30	(10.1)
半熟練的職業	54	(10.6)	39	(10.9)	24	(8.1)
非熟練的職業	19	(3.7)	21	(5.9)	15	(5.1)
農林的職業	0	(0)	1	(0.3)	1	(0.3)
DK, NA	18	—	39	—	37	—
C. 従業上の地位						
経営者・役員	25	(5.1)	62	(16.3)	52	(16.1)
一般従業者	463	(94.9)	265	(69.7)	211	(65.0)
単 独	—	—	32	(8.4)	40	(12.4)
自営業主	—	—	10	(2.6)	10	(3.1)
家族従業者	—	—	6	(1.6)	5	(1.5)
内 職	—	—	5	(1.4)	6	(1.9)
DK, NA	41	—	18	—	9	—
D. 役 職						
経営者・役員	25	(5.1)	62	(18.1)	52	(17.9)
部長・局長クラス	87	(17.8)	35	(10.2)	25	(8.7)
課長クラス	69	(14.1)	20	(5.9)	18	(6.2)
支店長・店長クラス	28	(5.7)	10	(2.9)	4	(1.4)
係長・主任クラス	85	(17.4)	18	(5.3)	12	(4.2)
監督・職長クラス	43	(8.8)	3	(0.9)	1	(0.4)
校長・院長等	13	(2.8)	3	(0.9)	1	(0.4)
主任研究員・技師長等	8	(1.7)	2	(0.6)	2	(0.7)
役 職 なし	130	(26.6)	141	(41.2)	119	(41.1)
単 独	—	—	32	(9.4)	40	(13.8)
自営業主	—	—	10	(2.9)	10	(3.5)
家族従業者	—	—	6	(1.8)	5	(1.7)
DK, NA	41	—	56	—	44	—
E. 産業 (大分類)						
農林・水産	3	(0.6)	2	(0.6)	2	(0.7)
鉱 業	8	(1.6)	4	(1.1)	2	(0.7)
建設	20	(3.9)	26	(7.4)	17	(5.7)
製造	185	(36.3)	86	(24.3)	70	(23.5)
卸 小 売	22	(4.3)	48	(13.6)	40	(13.4)
金融 保険	42	(8.3)	26	(7.4)	22	(7.4)
不動産・運輸通信*	45	(8.9)	47	(13.3)	42	(14.1)
電気 ガス	8	(1.6)	4	(1.1)	3	(1.0)
サー ビ ス	45	(8.9)	104	(29.5)	94	(31.5)
公 務	130	(25.6)	6	(1.7)	6	(2.0)
DK, NA	21	—	45	—	35	—
第2次産業計	221	(43.5)	120	(34.0)	92	(30.9)
第3次産業計	284	(55.9)	231	(65.4)	204	(68.5)
F. 総合職業分類						
自 営**	16	(3.2)	99	(29.1)	96	(33.7)
専 門	47	(9.4)	18	(5.3)	15	(5.2)
管 理	162	(32.6)	56	(16.4)	39	(13.6)
大企業ホワイト	124	(24.8)	31	(9.1)	25	(8.7)
中小企業ホワイト	28	(5.6)	70	(20.5)	59	(20.7)
大企業ブルー	67	(13.4)	9	(2.6)	7	(2.4)
中小企業ブルー	55	(11.0)	58	(17.0)	45	(15.7)
DK, NA	30	—	57	—	47	—

* この二種の産業が1つのカテゴリーに併合されているのはコードのミスによる。

** 従業員数 500 人未満の企業の経営者をふくむ。

表 3 定年前職×定年後初職の移動表 (職種間移動)

定 年 前 職	定 年 後 初 職									計
	専 門	管 理	事 務	販 売	熟 練	半 熟 練	非 熟 練	農 林	無 職	
専 門	21 [5.302]	7 (0.623)	5 (0.487)	2 (0.779)	2 (0.566)	1 (0.240)	0 (0.0)	0	10	48
管 理	9 (0.640)	78 [1.953]	26 (0.712)	9 (0.986)	4 (0.319)	7 (0.472)	2 (0.250)	0	33	168
事 務	5 (0.490)	19 (0.656)	49 (1.849)	7 (1.057)	7 (0.768)	4 (0.372)	7 (1.207)	0	42	140
販 売	1 (4.800)	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	1 (5.379)	0 (0.0)	0 (0.0)	0	3	5
熟 練	0 (0.0)	1 (0.106)	8 (0.924)	2 (0.925)	16 (5.379)	1 (0.284)	4 (2.113)	1	13	46
半 熟 練	1 (0.240)	0 (0.0)	3 (0.277)	4 (1.479)	3 (0.807)	25 (5.689)	4 (1.690)	0	13	53
非 熟 練	0 (0.0)	0 (0.0)	5 (1.849)	0 (0.0)	0 (0.0)	1 (0.910)	4 (6.762)	0	8	18
農 林	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
計	37	105	96	24	33	39	21	1	123	479

各行上段は実数。〔 〕内は結合指数、()内は分離指数。

結合指数、分離指数の計算にあたっては、定年後初職が無職のケース・農林のケースは除外して計算した。

民間企業の退職者のうち定年後初職でより小規模な企業へ移動した——たとえば「500人～999人」から「300人～499人」へ——者の比率を計算すると、69.3%に及ぶ。これに対して、(このカテゴリー分類でみて)より大規模な企業に移動した者の比率は、4.2%(11名)にすぎない²⁶⁾。官公庁の退職者でも、定年後初職では、そのうち66.7%が従業員数499人以下の中小・零細企業につとめている。

以上のことから、定年退職を契機とする職業移動においては、官公庁・大企業から中小・零細企業への移動、および、より小規模な企業への移動の比重がきわめて高いことがあらためて確認されるのである。

(2) 職種 (狭義の職業) 間の移動

つづいて、1975年 SSM 職業大分類を用いて、職種間の移動の分析を行なう²⁷⁾。

26) 定年退職後仕事についたことがない者を除いて計算した数値である。

27) この分類については、直井優「職業の分類と尺度」(1975年 SSM 調査委員会『社会階層と社会移動：1975年 SSM 全国調査報告』1978, 所収)を参照。ここでこの分類法を採用するのは、これが従業上の地位や産業の観点を除いて純粋に職種という観点からつくられた分類であり、産業社会間の比較研究でも汎用性が高いと思われるからである。

表2-Bには、この分類による3時点の職種の分布が示されている。これを見てまず気づくことは、定年前職→定年後初職→現職の間で大きな比率の変化がみられないことである。5%を超える変化がみられるのは、管理的職業——以下では「管理」と略す。他の職業についても同じ——の比率が34.9%→29.2%→27.4%と減少しているところと、販売の比率が1.4%→7.0%→8.8%と増加しているところのみである。それでは、このことは、管理からの流出と販売への流入を除くと職種カテゴリー間の移動はほとんど行なわれないことを意味するのだろうか。

表3は、定年前職職種×定年後初職職種の移動表²⁸⁾であるが、これを見るとそのような予想が全く誤りであることがわかる。移動の量はかなり多いにもかかわらず、それが相殺されていて職業分布には変化があらわれてこないのである。移動の量の指標として粗移動率(職種カテゴリー間の移動を行なった者の比率)をとると、その値は、無職へ移動した者もふくめて計算すれば0.597、除

28) ここでは移動表の分析、移動パターンの分析を行なう場合には、定年前職と定年後初職の間の移動のみとりあげる。調査対象者の中には定年退職後間もない者もあり、定年後初職と現職との間の移動は非常に少ないためである。

外して計算すれば 0.458 となる。定年退職後仕事についてた者のうち、定年到達時とはちがったカテゴリーに属する職業についてた者は、実に 45.8% にのぼるのである。

さて、このようにして、職種間の移動が量的に大きなものであることが確認されたが、それでは、職業移動の主要なパターンはどのようなものだろうか。そして、その移動の流れを規制する原理、言い換えれば人員配分規則はどのようなものであろうか。

この問題に接近するために、次に、移動表の各セルの実数とともに、結合指数・分離指数²⁹⁾に注目して分析を行なう。

結合指数 (Index of Association) とは、周辺分布 (職業分布) を所与とした時にある職業カテゴリー (この場合は職種カテゴリー) の (移動に関する) 閉鎖性の程度を示す指標であり、次の数式で示される。

$$I. A. = f_{ij} / (n_i \cdot n_j / n) \quad (i=j)$$

ただし f_{ij} は各セルの度数 ($i, j=1, 2, \dots, k$),

$$n_i = \sum_{j=1}^k f_{ij}, n_j = \sum_{i=1}^k f_{ij}, n = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k f_{ij} \text{ である。}$$

これに対して、分離指数 (Index of Dissociation) は、周辺分布 (職業分布) を所与とした時に職業カテゴリー間の関連の強さを示す指標であり、次の数式で示される (記号は上記と同じ)。

$$I. D. = f_{ij} / (n_i \cdot n_j / n) \quad (i \neq j)$$

結合指数も分離指数も、算出された数値は、2 時点の職業の間に全く関連が存在しない場合——社会移動の用語で言えば「完全移動」の状態——に期待される度数 ($n_i \cdot n_j / n$) に対する実際に観察された度数 (f_{ij}) の比率を示しているものと解釈できる。

さて、ここでは、「主要な移動のパターン」を、次の 2 つの条件をみたすものとして規定する³⁰⁾。

① 移動の実数が、表 3 の 1 つのセルあたりの

29) 結合指数・分離指数については、安田三郎『社会移動の研究』東京大学出版会、1971、pp. 65-127 および今田高俊「社会的不平等と機会構造の趨勢分析」(富永健一編前掲書所収)、p. 132 注7)を参照。

30) この基準には強い理論的根拠があるわけではなく、1 つの暫定的な基準にすぎない。このような基準のとり方については、原純輔前掲論文を参照。

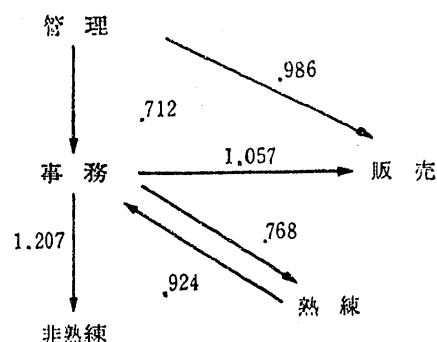


図 2 職種間の移動の主要なパターン (定年前職→定年後初職)

平均ケース数 $[(479-123)/(8 \times 8) = 5.56]$ を上回ること。

② 分離指数が 0.7 を超えていること。

図 2 は、この条件をみたす「主要な移動のパターン」を示したものである。これをみると、事務の開放性の高さ (結合指数の低さ) を反映して、事務を中心として管理・販売・熟練・非熟練が結びつくというネットワークができあがっている。

管理は、定年前職→定年後初職において最も減少が著しい職種カテゴリーであるが、その最大の流出先は事務になっている。販売は、定年後初職における流入率が 100% であるが、その多くは、管理・事務から補充されている。事務と熟練の間では、マニュアル・ノン・マニュアルの境界を超えた双方向的な移動の流れがある。この点は興味深い。

以上で移動の主要なパターンが明らかにされたが、それでは、移動の流れを規制する原理はどのようなものだろうか。

もし職種カテゴリーに対して一次元的な序列づけが行なわれていると仮定すれば、まず第 1 に次のような仮説を考えるのが妥当であろう。

<仮説 1> 職種カテゴリーのハイアラキーにおいて順位が近い職種カテゴリー間の移動の方が、順位が遠い職種カテゴリー間の移動より容易であろう³¹⁾。

ところで、われわれは、原則として、職種を名

31) Blau と Duncan は、アメリカにおける世代間・世代内の職業移動に関してこの仮説を検証している。P. M. Blau and O. D. Duncan, *The American Occupational Structure*, Free Press, 1967, Chap. 2 を参照。

義尺度のレベルで取り扱っており、序列づけを想定していない。しかし、一般に、社会的地位は職業によってかなりの程度規定されているのだから、職種自体にも序列を想定しても問題はないであろう。そしてこの序列づけのためには、職業的地位の尺度である職業威信尺度³²⁾を利用するのが妥当であろう。

定年前職の職種カテゴリー別に職業威信スコアの平均値を算出したところ次の順位になった（農林は除外）。

- ①専門(65.35), ②管理(62.57), ③事務(48.83), ④熟練(40.62), ⑤半熟練(39.71), ⑥販売(37.30), ⑦非熟練(27.53)。

さて、この順位に従って移動表のカテゴリーの順番を入れかえてみる。そして、移動の容易さを分離指数で測ることとする。そうすれば＜仮説1＞は次のように置き換えられる。

＜仮説1'＞（入れかえが行なわれた）移動表（分離・結合指数のマトリックス）においては、各行・各列にそって対角要素から遠い位置にいけばいくほど分離指数は低下する。

実際に順番を入れかえた表をあらためて示すことは省略し結論だけをのべるが、この仮説は棄却された。移動の流れを規制する原理には、職種の格付けだけではなく、必要とする技能・知識の類似性、産業と職種との結びつきなども関連してくるものと思われる。

この点についてさらに突っこんだ分析を行なうのはこのデータでは困難であるから、次に、より単純な、そして職業移動研究において基本的命題となっている次の仮説を検討する。

＜仮説2＞ 職業移動の最も大きな障壁は、マニュアル労働関連職種とノン・マニュアル労働関連職種の間に存在する³³⁾。

32) 職業威信尺度とは、社会的地位・職業的地位の総合的尺度として、社会移動・職業移動の研究においてかなりの程度、定着しているものである。1975年SSM調査では289の職業小項目のすべてに100点満点の職業威信スコアが与えられ分析に利用された。本研究でもこの尺度をそのまま利用している。直井優「職業的地位尺度の構成」(富永健一編前掲書所収)参照。

33) この命題については、P. M. Blau and O. D. Duncan, op. cit., Chap. 2 および原純輔「職歴データの蒐集・処

この仮説を検証するために、次のような分析を行なった。すなわち、職種カテゴリー間の親近性の指標として分離指数を用いて、数量化IV類——この手法については後段で説明する——を行ない、その計算結果によって、各職種カテゴリーを二次元空間内にプロットし、その布置状況を観察した。しかしこの仮説を支持する結果は得られなかった³⁴⁾。

そこで、次に、より単純な分析を行なう。表4は、職種カテゴリーをノン・マニュアル（専門・管理・事務・販売）とマニュアル（熟練・半熟練・非熟練）の2カテゴリーに併合した上で移動表を作成したものである。これをみると、ある程度の障壁の存在は明らかである。数量化IV類の結果を考えあわせると、この境界が最大の移動の障壁であるかどうかは別にして、ある程度の大きさの障壁の存在が確認されたといつてよい。

表4 定年前職×定年後初職の移動表(2カテゴリー)

	ノン・マニュアル	マニュアル	無職	計
ノン・マニュアル	238 (65.9) [1.18]	35 (9.7) [0.49]	88 (24.3)	361 (100.0)
マニュアル	24 (20.5) [0.39]	59 (50.4) [2.69]	34 (29.1)	117 (100.0)
計	262	94	122	478

() 内は比率, [] 内は結合指数, < > 内は分離指数を示す。

以上、職種間の移動について分析を行ってきた。職種の分布の変化、職種間移動のパターン、移動を規制する原理としてのマニュアルーノン・マニュアルの障壁の存在が明らかにされた。

(3) 従業上の地位の変化

表2-Cは、定年退職を契機として、一般従業者から経営者・役員、単独、自営業主、家族従業者

へ処理・分析」(職業研究所『職業の社会学的研究(その2)』1974, 所収)を参照。

34) 職業移動構造の分析のために数量化IV類の手法を利用したものは、伊賀光屋「婦人就業の周期的変化と歴史的变化」(『社会学評論』, 115号, 1978, pp. 37-56)がある。

表 5 定年前職×定年後初職の移動表(役職)

(単位: 人, %)

定 年 前 職	定 年 後 初 職				
	経営者・役員	一 般 従 業 者		自 営 業 者	計
		役 職 あり	役 職 なし		
経営者・役員	12(66.7)	3(16.7)	2(11.1)	1(5.6)	18(100.0)
部長・局長クラス	26(36.6)	26(36.6)	11(15.5)	8(11.3)	71(100.0)
課長クラス	7(16.3)	17(39.5)	17(39.5)	2(4.7)	43(100.0)
支店長・店長クラス	5(21.7)	10(43.5)	5(21.7)	3(13.0)	23(100.0)
係長・主任クラス	2(3.8)	12(23.1)	29(55.8)	10(19.2)	52(100.0)
監督・職長クラス	2(6.9)	5(17.2)	18(62.1)	4(13.8)	29(100.0)
校長・院長等	1(10.0)	4(40.0)	5(50.0)	0(0.0)	10(100.0)
主任研究員・技師長等	1(16.7)	4(66.7)	1(16.7)	0(0.0)	6(100.0)
役職なし	5(6.7)	10(13.3)	47(62.7)	13(17.3)	75(100.0)
計	61(18.7)	90(27.5)	135(41.3)	41(12.5)	327(100.0)

に移動した者が多いことを示している。(1)の分析結果と考えあわせると、中小企業の経営者・役員と自営業が、定年退職者の再就職先として一定の比重を占めていることが予想される。この点については、(6)で確認される。

(4) 役職の変化³⁵⁾

表2-Dは、3時点における役職の分布の変化を示したものである。これをみると、(3)で確認したことのほかにいわゆる下級管理職・中間管理職の比率が定年後初職では軒並み低下している点が目につく。下級ホワイトカラー・ブルーカラーの職業経歴の延長にあるような役職は、再就職先では用意されないということであろうか。

この点について立ち入った分析をするためには、移動表の検討が必要である。表5は、定年前職役職×定年後初職役職の移動表である。煩を避けるために定年後初職の役職は4カテゴリーにまとめている。

この表によれば、定年後初職での役職の機会という点からみると定年退職者は、大雑把にみて3つのグループに分かれているように思われる。

定年前職が経営者・役員の場合、定年後初職でも3分の2が経営者・役員になる。

部長・局長クラスから支店長・店長クラスの場合も、定年後初職で何らかの役職につける者が

6～7割になる。

ところが、係長・主任クラス以下になると再就職先で役職につける機会は大きく減少する。これらの人々の間では、一般企業で良好な雇用機会が少ないためか、自営業に移動する者が多い。しかし、さらに細かくみると、そのうち単独・家族従業者の占める比率が高く、雇人のいる自営業主はごくわずかしかない(表は省略)。

(5) 産業間移動³⁶⁾

表2-Eは、3時点における産業(大分類)別分布を示したものである。定年前職→定年後初職の間で比率の増加が著しいのはサービスおよび卸小売であり、それぞれ20.6%、9.3%の増加となっている。これに対して、製造は12.0%の減少である。また、公務は当然のことながら定年後初職・現職では少数になっている。

第1次産業・第2次産業・第3次産業という3分類でみると、定年前職→定年後初職→現職の間で第2次産業の比率は43.5%→34.0%→30.9%と減少しているのに対して、第3次産業の比率は、55.9%→65.4%→68.5%と増加している。

移動表(省略)をつくって検討してみると、産業間移動の主要なパターンは、製造→卸小売(21

35) 役職の分類法については注26)の文献を参照。

36) 職業移動論の観点からの産業間移動の研究については、次の業績が参考になった。関々田孝雄「産業移動の分析——'75年SSM調査を中心として」(第53回日本社会学会大会一般研究報告, 1980)。

表 6 定年前職×定年後初職の移動表(総合職業分類)

定 年 前 職	定 年 後 初 職								計
	自 営	専 門	管 理	大ホワイト	中小ホワイト	大ブルー	中小ブルー	無 職	
自 営	6 (1.873)	0 (0.0)	3 (1.622)	0 (0.0)	2 (0.904)	0 (0.0)	0 (0.0)	5	16
専 門	10 (1.040)	13 (7.717)	3 (0.541)	2 (0.673)	4 (0.602)	1 (1.121)	0 (0.0)	9	42
管 理	40 (1.135)	2 (0.324)	41 (2.015)	10 (0.917)	18 (0.739)	3 (0.917)	7 (0.338)	28	149
大 ホワイト	19 (0.870)	1 (0.261)	8 (0.634)	13 (1.924)	22 (1.458)	2 (0.987)	10 (0.779)	37	112
中小ホワイト	6 (1.114)	0 (0.0)	0 (0.0)	2 (1.233)	8 (2.209)	0 (0.0)	2 (0.649)	8	26
大 ブ ル ー	5 (0.419)	0 (0.0)	1 (0.145)	3 (0.812)	10 (1.212)	3 (2.707)	19 (2.707)	20	61
中小ブルー	11 (1.111)	1 (0.576)	0 (0.0)	0 (0.0)	3 (0.439)	0 (0.0)	19 (3.265)	13	47
計	97	17	56	30	67	9	57	120	453

各行上段は実数、〔 〕内は結合指数、()内は分離指数。

名), 製造→サービス(25名), 公務→サービス(38名)の3パターンに尽きている。

このようにみえてくると, 産業間移動の基本的な流れは, 第2次産業, 特に製造業から, 第3次産業, 特に卸小売・サービスへの移動, および公務から民間企業, 特にサービスへの移動にあるといえる。

(6) 総合職業分類による分析

以上, (1)~(5)では, 職業移動をその構成要素に分解し, それぞれについて分析を行ってきたが, 以下では, それぞれの構成要素がどのように関連しているのか, そして職業移動の構造の基本的特徴は何か, という点を明らかにするために, SSM 総合職業分類を用いて分析を行なう。この分類は, 原純輔氏の作成によるもので, 職種と企業規模と従業員上の地位を組み合わせた分類である³⁷⁾。

表2-Fには, この分類による3時点の職業分布が示されている。

これをみると, 定年前職→定年後初職の間で比率が増大しているカテゴリーと減少しているカテ

ゴリーとが明確に区別できる。比率が増大しているのは, 自営, 中小ホワイト, 中小ブルーである。これに対して比率が減少しているのは, 専門, 管理, 大ホワイト, 大ブルーである。(1)で確認したことからすると, 後者の職業群から前者の職業群へ大量の移動が行なわれていることが十分予想される。この点を確認し, 移動の主要なパターンと移動の流れを規制している原理を明らかにするために, 次に, 移動表を利用した分析を行なう。

表6は, 総合職業分類による定年前職×定年後初職の移動表である。各セルには, 実数とともに結合指数, 分離指数が記入されている。この移動表をもとに, 以下では次の2つの方法により分析をすすめていく。

① 次の2つの条件をみたすものを「移動の主要なパターン」と規定し, 移動の流れの特徴を検討する。

(i) 移動の実数が, 表6の1つのセルあたりの平均ケース数 $([453-120]/[7 \times 7]=6.80)$ を上回ること。

(ii) 分離指数が1.0を超えること。

② 分離指数を職業カテゴリー間の親近性の指標として用いて数量化IV類(eij型数量化)を行ない, 移動における結びつきの強さという観点から職業カテゴリー間の距離を求める。

数量化IV類とは, n 個の個体または属性があり,

37) この分類については, 注24)の文献を参照。

ここで大企業とは, 従業員500人以上の企業および官公庁を, 中小企業とは, 従業員500人未満の企業をさす。また「自営」のカテゴリーには中小企業の経営者も含まれている。

そのうち i 番目のものと j 番目のものとの相互の親近性を表わす何らかの数量 $e_{ij}(i, j=1, 2, \dots, n)$ が与えられているとき、その個体または属性に内的に意味をもつ適当な一次元的あるいは多次元的数値——ここでは仮に「カテゴリー・スコア」とよぶ——を、親近性が強い個体間ほどその数値の差が小さくなるように与えるという統計的手法である。詳しい数式は省略するが、そのような数値を求める計算は、行列の固有値・固有ベクトルを求めることに帰着する³⁸⁾。

ここでの計算においては、固有値を第二根まで求めたところ、第一根が1.135、第二根が0.756であった。

図3は、横軸に第一根の正規化されたカテゴリー・スコア、縦軸に第二根の正規化されたカテゴリー・スコアをとって、各職業カテゴリーをプロ

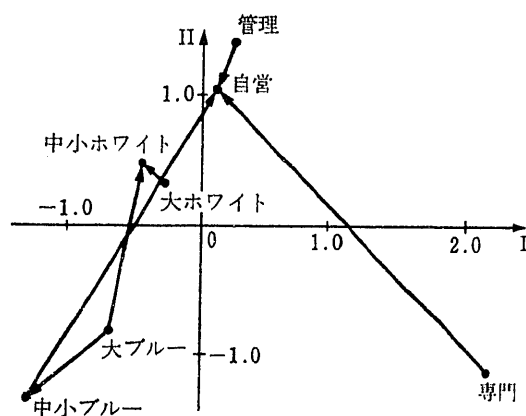


図3 数量化IV類結果および移動の主要なパターン

38) 解析の手順は次のとおりである。

この手法のねらいからすれば

$$Q = - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n e_{ij} (x_i - x_j)^2 \quad \dots\dots (1)$$

なる量と考えたとき、 Q の値ができるだけ大きくなる（マイナス符号をとれば小さくなる）ように、各個体または属性に与える数値 x_i を定めればよい。

そのための計算は、結局次の固有方程式を解くことに帰着する。

$$Ax = \lambda x$$

A の要素は、対角要素が $-\sum_{j=1}^n (e_{ij} + e_{ji})$ 、その他が $(e_{ij} + e_{ji})$ 、 λ は固有値、 $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ は固有ベクトル。

詳しくは、安田三郎『社会統計学』丸善、1969、pp. 211-215、河口至商『多変量解析入門Ⅱ』森北出版、1978、15章、などを参照。

ットしたものである。図には、同時に「移動の主要なパターン」を示す矢印が書きこんである。

この図における各職業カテゴリーの布置状態を(1)～(5)における分析結果と照らしあわせて検討することによって次のような考察を行なうことができる³⁹⁾。

① 図中に示されている「移動の主要なパターン」は、管理→自営、専門→自営、中小ブルー→自営、大ホワイト→中小ホワイト、大ブルー→中小ブルーとなっている。この移動のパターンをみると、職業分布の変化を検討したところで予想したとおり、中小企業および自営業への強い移動の流れがある⁴⁰⁾。この点が、従業先の企業規模の変化ばかりでなく、職業移動の流れ全体をも規制する原理の1つであることが確認されたといえてよい。

ところで、図によれば、自営への流入は、管理、専門、中小ブルーの3方向から生じているが、(4)での分析結果を照らしあわせると、同じ「自営」というカテゴリーへの移動といっても、管理、専門の場合は主として中小企業の経営者への移動であるが、中小ブルーの場合は主として単独・家族従業者への移動であるということがわかる。

② 図中の各職業カテゴリーの布置状況をみると、7つの職業カテゴリーは、①専門、②管理・自営・大ホワイト・中小ホワイト、③大ブルー・中小ブルーという3つのクラスターに分かれている。これらのクラスターの内部では移動が行なわれやすく、クラスターの境界を超えた移動は行なわれにくい。

これをみると、企業規模の変化ばかりでなく、職種間の移動の障壁もまた移動の流れを規制する

39) ここでの分析は分離指数を基礎にした分析なので、次の点に留意する必要がある。すなわち、分離指数とは、すでに述べたように2時点における職業分布（周辺分布）を所与とした場合の職業カテゴリー間の関連の強さを示す指標であるから、職業分布がどのように決まってくるかという問題はここでは視野の外におかれていることである。たとえば、定年退職者と定年退職を経験していない中高年齢雇用者あるいは若壮年雇用者がどのような関係にあるかということは所与のものとして扱われている。

40) 前掲拙稿 pp. 22-24 では流入率・流出率の分析も行なっていたこの点を確認した。

原理であることがわかる。そして、その移動の障壁は、(2)で明らかにしたマニュアルとノン・マニュアルの間の境界に存在するばかりでなく、専門と他の職業カテゴリーとの間にも存在することがこの図から確かめられる。専門は、結合指数が他の職業カテゴリーに比べて著しく高くなっており、閉鎖性が非常に強いためにこのような障壁が生じているのである。

③ 数量化IV類という手法では、カテゴリー・スコアは何らかの内的な意味をもつように与えられる。それでは、ここで与えられたカテゴリー・スコアにはどのような意味づけができるであろうか。

第一根のカテゴリー・スコアの大小関係は、専門>管理>自営>大ホワイト>中小ホワイト>大ブルー>中小ブルーとなっている。

大企業>中小企業という序列と、(2)でとりあげた職種間の序列を組み合わせて7つの職業カテゴリー間の序列をつくると、(仮に自営を中小企業の管理職とみなせば)このカテゴリー・スコアの大小関係と一致する。したがって、この第一根のカテゴリー・スコアは、職業移動の流れを規制する原理の1つが、職業の序列——ただし、SSM総合職業分類を利用して職業を分類した場合の序列——であることを示しているのである。

(7) 職業移動構造の基本的特徴

以上の分析の結果、定年退職を契機とする職業移動の流れを規制する原理として、次の4点が明らかになった。

① (SSM 総合職業分類でみた場合の) 職業の序列

② マニュアル労働関連職業—ノン・マニュアル労働(専門職は除く)関連職業—専門的職業の三者の間の移動の障壁の存在

③ 中小企業・自営業への移動の強い流れ

④ 製造業から卸小売・サービス業への移動の流れ

定年退職後の再就職については、雇用・労働条件の低下とともに、定年到達までの職業とは全くちがう職業に就くことを余儀なくされ、過去の職

業経験を生かせないことが問題点として指摘されてきた⁴¹⁾。本調査の結果をみても、定年退職を契機とする職業移動は、「終身雇用」と年功序列制度のもとで安定した職業経歴を歩んできた雇用者にとってはそれまでに経験したことがないであろうほど大規模なものであることは明らかである。しかし、その職業移動は全く無秩序に行なわれるのではなく、上記のような原理に規制されているのである。

このような職業移動構造は、より根本的には、中高年齢者の労働市場構造や定年制などの制度的条件によって規定されているものと思われる。しかしその点に関する分析は本稿の課題を超える。

(8) 職業威信の変化

次いで、職業移動に伴って職業的地位がどのように変化するかということについて、職業的地位の総合的指標である職業威信尺度を用いて検討する。

表 7-A は、3時点における職業威信スコアの分布と平均・標準偏差を示したものである。

まず、平均値をみると、定年前職→定年後初職では約1.5の低下、定年前職→現職では約1.7の低下となっている。威信スコアが100点満点であって、実際には30点から80点の間に幅広く分布していることを考えると、変化の程度はかなり小さいといえる。

次に5つのカテゴリーにまとめた場合の変化をみてみよう。定年前職と比べて定年後初職・現職において比率が増加しているのは、40未満と70以上のカテゴリーであり、50~60、60~70のカテゴリーの比率は減少している。70以上のカテゴリーの比率が6.5%→17.3%→18.6%と増加している

41) 1980年の「定年到達者調査」によれば、定年到達後他の企業に再就職した者のうち、「仕事の内容が同一または類似」の者は32.2%、「仕事の内容は異なるが、元の経験は生かせる」36.6%、「関係がない」が30.0%であった。

定年退職を契機とする職業移動が老後の生活適応に及ぼす影響については、次の業績がある。和田修一「定年退職後の職業移動と生活適応」(定年制問題研究会、前掲書、所収)。同「定年退職後の職業移動と生活適応」(『季刊社会保障研究』Vol. 17, No. 3, pp. 322-335)。

表 7 職業威信、雇用上の身分、月収の変化

	定 年 前 職		定年後初職		現 職	
	実 数	比率	実 数	比率	実数	比率
A. 職業威信						
44未満	77	(15.1)	91	(25.4)	82	(27.6)
40～	92	(18.0)	73	(20.4)	52	(17.6)
50～	114	(22.3)	58	(16.2)	52	(17.6)
60～	195	(38.1)	74	(20.7)	55	(18.6)
70～	33	(6.5)	62	(17.3)	55	(18.6)
DK, NA	18	—	40	—	28	—
平 均	52.6		51.1		50.9	
標準偏差	12.0		15.1		15.0	
B. 雇用上の身分						
常 勤			190	(59.5)	142	(55.4)
嘱 託			105	(32.9)	92	(35.9)
臨時雇・日雇・ 季節雇			13	(4.1)	13	(5.1)
パートタイム			6	(1.9)	5	(2.0)
そ の 他			5	(1.6)	4	(1.6)
C. 月収 (本人)						
10万未満	15	(3.2)	46	(14.9)		
10万～	31	(6.6)	66	(21.4)		
15万～	94	(20.0)	68	(21.9)		
20万～	125	(26.7)	47	(15.2)		
25万～	73	(15.6)	28	(9.1)		
30万～	75	(16.0)	20	(6.5)		
40万～	56	(11.9)	34	(11.0)		
DK, NA	60	—	81	—		
平 均	26.68		21.91			
メジアン	22.86		17.24			

比率の計算にあたっては無職および DK, NA を除外して計算した。

のは、中小企業の経営者・役員(威信スコア70.5)の増加のためであろう。

従業先の企業規模の変化は威信スコアには反映していないこともあって、全般的な傾向として、多少の平均の低下と、分布の面での両極分解の傾向が指摘できる。

(9) 雇用上の身分の変化

表 7-B は、経営者・役員・一般従業者に関して、定年後初職・現職の雇用上の身分の分布を示したものである。常雇は定年後初職で59.5%、現職で55.2%にすぎず、嘱託、臨時雇・日雇・季節雇、パートタイムが残りを含め、しかもそれらは定年後初職→現職の間で増加している。定年退職者の雇用の不安定性がこの結果からもうかがわれ

る。

(10) 月収の変化

最後に、定年前職→定年後初職における月収の変化を検討する。

表 7-C は、定年到達時と定年退職後初めて仕事についた時点での調査対象者本人の手取り月収の分布および平均・メジアンを示したものである。月収額は消費者物価指数でデフレートし1980年現在の価格で表示してある。

平均・メジアンの額をみると、定年後初職では、平均で4.77万円、メジアンで5.62万円低下している。月収の分布をみると、定年後初職では定年前職に比べて明らかに額の低い方により集中している。ただし、40万円以上の比率はほとんど変わっておらず、両極分解の傾向がみられるようである。

表 8 は、定年到達時の月収に対する定年後初めて職業についた時の月収の割合の分布を示したものである。平均は 0.787 であり、1.0 未満の者が 71.8% を占めている。しかし、他方では、1.2 以上が 7.4%、1.5 以上が 8.1% と月収がかなり増加した者も少なくない。

以上、職業移動に伴って職業威信、雇用上の身分、月収がどのように変化するかを概観してきた。多くの人々にとって、そして平均的にみれば、職業的地位・労働条件は低下するものの、少数の人々についてはかえって向上し、部分的な両極分

表 8 月 収 の 変 化

	比 率
*0.5未満	24.3%
0.5～	20.4
0.7～	27.1
1.0～	12.7
1.2～	7.4
1.5～	8.1
計	100.0 (N=309)
平 均	0.787

* 定年後初めて職業についた時の月収
定年到達時の月収 を示す。

解の傾向がみられることが明らかになった。

IV 分析結果(2)

——定年退職後の職業的地位の規定要因——

定年退職後再就職した場合の職業的地位が定年到達時の職業的地位、および、学歴・職業経歴などの先行要因にどのように規定されているかを分析するのがここでの課題である。

定年後初職における職業的地位の指標をいくつかとりあげ、学歴・勤続年数・定年前職規模という先行要因との相関を調べるという分析はすでに別のところで行なった⁴²⁾。

ここでは、単に2変量間の相関をみるのではなく、多変量を同時にモデルにくみこんで計算を行なうことによって、学歴等の先行要因が、定年到達時の職業的地位とは独立に定年後初職における職業的地位に影響を及ぼしているかどうかを明らかにする。

そのための分析手法としては重回帰分析を用いる。

ここで従属変数としてとりあげるのは、定年後初職における職業威信である。この変数をとりあげるのは、職業威信尺度が、職業的地位の総合的指標としての妥当性・信頼性・有効性が検証済みの尺度だからである⁴³⁾。

独立変数としてはまず、定年前職における職業威信——以下「定年前職威信」と略す——をとりあげる。つづいて、先行要因に関する変数としては、学歴、および、(職業経歴の安定性の指標として)定年到達までの勤続年数、定年前職規模をとりあげる。このほか、パラメーター推定のバイアスを避けるため、従属変数に系統的な影響を及ぼすと考えられる年齢という変数も独立変数として回帰式に投入する。

モデルは次のとおりである。

$$Y = a_1 + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3D_1 + b_4D_2 + b_5X_3 + b_6X_4 + e$$

式中、Yは定年後初職における威信、X₁は定

年前職威信、X₂は学歴(学校教育を受けた通算年数)、D₁は定年前企業規模に関するダミー変数(大企業・官公庁=1, 中小企業=0)、D₂も同じくダミー変数(官公庁=1, 大企業・中小企業=0)、X₃は年齢、X₄は勤続年数である。

計算結果は表9に示されている。

まず単純相関係数(r)をみると、年齢との相関を除いて符号は正であり、定年退職前に有利な状況にあった者ほど定年退職後も威信の高い職業に就いているという傾向があらわれている。特に定年前職威信・学歴との相関係数はそれぞれ.526, .520と大きい。しかしr²の値をとると、それぞれ.277, .270であり、単一の変数では定年後初職における職業威信の分散の3分の1も説明できない。

これに対して、重回帰分析を行なった場合、決定係数は.393となり、説明力はかなり高まる。投入された6変数のうち、定年前職威信(X₁)、学歴(X₂)、大企業・官公庁ダミー(D₁)の3変数の従属変数に対する効果は統計的に有意である。

以上の計算結果によれば、定年後初職の職業的地位の最も大きな規定要因は、定年到達時の職業的地位である。しかし、また、定年到達時の職業的地位が同じ者であっても、学歴の高い者の方が、あるいは中小企業でなく大企業・官公庁につとめていた者の方が定年退職後の再就職において有利であることが、ここでの計算結果から確認される。「学歴社会」や「二重構造的格差」の影響が定年退職後の就業機会にまで及んでいるのである。

ただし、実際にこの就業機会の格差が生み出さ

表9 定年後初職の職業威信の規定要因(重回帰分析)

	相関係数 (r)	偏回帰係数	
		非標準化	標準化
定年前職威信	.526	.450*	.346
学歴	.520	1.582*	.330
大企業・官公庁ダミー	.254	5.687*	.169
官公庁ダミー	.082	-3.000	-.087
年齢	-.083	-0.124	-.024
勤続年数	.122	0.014	.010
定数		13.570	

* 1%水準で有意。決定係数：R²=.393

42) 前掲拙稿 pp. 28-29。

43) 注32) 参照。

表 10 就労・不就労の理由

	第1の理由	第2の理由
働いている理由		
働かないと生活に困るから	78(24.3)	15(6.3)
働けばくらしにゆとりができるから	44(13.7)	43(18.1)
働くことが生きがいだから	47(14.6)	25(10.5)
仕事をしていく上での能力や体力に自信があるから	40(12.5)	29(12.2)
健康を保つ上でよいから	41(12.8)	53(22.4)
働けるうちは働くのが常識だから	60(18.7)	53(22.4)
家で何もせずにいるのも仕方がないから	7(2.2)	15(6.3)
そ の 他	4(1.2)	4(1.7)
合 計	321(100.0)	237(100.0)
働かない理由		
健康が許さないから	59(30.9)	8(6.3)
やりたい仕事が見つからなかったから	36(18.8)	27(21.1)
仕事をする能力に自信がなくなったから	7(3.7)	9(7.0)
もう十分働いたから	36(18.8)	16(12.5)
仕事以外でやりたいことがあるから	11(5.8)	19(14.8)
生活のため働く必要がないから	13(6.8)	24(18.8)
働き口が見つからなかったから	23(12.0)	20(15.6)
そ の 他	6(3.1)	5(3.9)
合 計	191(100.0)	128(100.0)

() 内は比率, DK, NA は比率の計算から除外。

れる社会的メカニズムは、このモデルの分析からでは必ずしも明確にならない。高学歴者・大企業退職者というレッテルが、それ自体として定年退職後著しく有利に働くとは考えにくい。職業経歴を通じて形成された職業的能力・技術、人格的評価、再就職の際の「コネ」や「つて」などモデルにはふくまれていない要因の複合した結果として「利益の集積」、「不利益の集積」のメカニズムが働いているものと考えられる⁴⁴⁾。

V 分析結果(3)

——就労・不就労の規定要因——

Ⅲ・Ⅳでは、定年退職後再就職した人々に分析の対象を限定して、職業移動の構造、および職業移動と先行要因との関連の分析を行ってきた。

44) この概念については、P.M. Blau and O.D. Duncan, op. cit., Chap. 5~6を参照。また、筆者は、修士論文(「貧困と相対的不満の社会学的分析」1979, 未公開)においてこの概念の意義を貧困研究との関連で論じたことがある。

つづいて、以下では、定年退職者が就労するか、就労しないかということが、年齢・健康状態・職業経歴・収入源・家族構成などの要因によってどのように規定されているかという点の分析を行なう。

(1) 就労・不就労の理由

就労・不就労の客観的な規定要因は何かという問題は、就労・不就労の主観的動機の問題と複雑にからまりあっている。従来、老人問題論・雇用問題論の観点からの研究においては、就労・不就労の理由が経済的理由に還元できるということを明示的もしくは暗黙の前提として議論が行なわれることが少なくなった。実際、国民全体の生活水準が低く、老後保障制度がきわめて不備であった時点においては、これは妥当な研究方針であったといえよう。しかし、年金制度の充実と成熟化がすすみ、職業に関する価値観も変容しつつある今日ではこの方針は再考の余地があるだろう。特に本調査の対象者には中・上階層の者が比較的多い

表 11 就労理由と社会的属性の関係

	働かないと生活に困る	働けばくらしにゆとり	働くことが生きがい	能力や体力に自信	健康によい	働くのは常識	何もせずにはいても仕方ない	クラマー係数 ⁴⁵⁾ ($\sqrt{Cr}$)
年齢	55~59	65~69	65~69	55~59	63~64	55~59	60~62	.162
学歴	尋常小以下	中学	高校	高校	尋常小以下	高等小	大学	.219
定年前職	ホワイト	ホワイト	管理・専門	管理・専門	ブルー	ホワイト	ブルー	.234
定年前職規模	中小	大	大	官公	官公	官公	中小	.197
階層帰属意識	下	中の下	中の上以上	中の上以上	中の下	中の下	下	.203
くらしむき評価	貧しい	豊か	ふつう	豊か	豊か	豊か	ふつう	.232
現職	ホワイト	ホワイト	自営	管理・専門	ブルー	管理・専門	ブルー	.198

表の見方については本文中に説明がある。

表 12 不就労理由と社会的属性の関係

	健康が許さない	やりたい仕事が見つからない	仕事をする能力に自信なし	もう十分働いた	仕事以外にやりたいことあり	働く必要がない	働き口が見つからない	クラマー係数 ⁴⁵⁾ ($\sqrt{Cr}$)
年齢	55~59/60~62*	60~62	55~59	65~69	65~69	65~69	65~69	.134
学歴	中学	高校	高等小	高校	高校	高校	大学	.200
定年前職	ホワイト/ブルー**	管理・専門	ブルー	管理・専門	ホワイト	ホワイト	管理・専門	.154
定年前職規模	中小	大	官公	官公	官公	中小	中小	.232
階層帰属意識	下	中の下	中の下	中の上以下	中の中	中の上以上	下	.248
くらしむき評価	豊か	貧しい	ふつう	ふつう	貧しい	豊か	貧しい	.238

表の見方については本文中に説明がある。

*「55~59歳」と「60~62歳」が同比率。

**「ホワイト」と「ブルー」が同比率。

と思われるので、就労・不就労の非経済的理由にも着目せざるをえないものと予想される。

表10は、就労・不就労の理由——第1の理由と第2の理由をたずねている——についての回答の単純集計結果を示したものである。

細かな説明は省略するが、就労理由・不就労理由のどちらも回答が幅広くちらばっており、経済的理由ばかりでなく非経済的理由もかなり多い。就労・不就労の理由が実に多様であることがこの結果からうかがわれる。

次に、就労理由・不就労理由と社会的属性の関連をみておこう。回答の選択肢の設定のしかた如何によって如何ようにも変わるとも思われる就労理由・不就労理由が、実は客観的根拠をもっており、一定の信頼性があるということを確認する必要があるからである。

表11・表12は、社会的属性（年齢・学歴・定年前職・定年前職規模・階層帰属意識・くらしむき評価・現職）と就労理由・不就労理由（第1の理

由）の間のクロス表（計13表）のデータを要約的に示したものである。

表中に記入されているカテゴリー名は、そのカテゴリーが、ある選択肢に反応した比率の最も高いカテゴリーであることを示している。1例をあげると、「働かないと生活に困る」という回答の比率は、55~59歳で30.3%、60~62歳で29.0%、63~64歳で25.7%、65~69歳で17.5%なので、「55~59歳」というカテゴリー名が記入されているのである。

具体的な相関のあり方について、細かな説明は省略し結論だけを示すならば、おおよそ次のことがいえる。

45) クラマー係数の計算式は次のとおりである。

$$\sqrt{Cr} = x^2 / [N \cdot \min\{(r-1), (c-1)\}]$$

ただし、 N は総ケース数、 r および c はカテゴリー数。この係数値は0から+1までの値を示し、値が大きいほど2変数間の関連が強いといえる。くわしくは、安田三郎、前掲書 pp. 51-55。

1° 一般的に、経済的理由・非自発的理由は、主として年の若い層、社会的地位の低い層に多く、非経済的理由・自発的理由は、主として年齢の高い層、社会的地位の高い層に多い。

2° しかし、高学歴層、定年前職＝管理・専門職層では、自らの選好に適した職業がないための不本意な不就労も多い。

3° 「能力や体力に自信」を持つ層と、「仕事をする能力に自信なし」と感じる層ではその社会的属性は対照的である。

このようにみてくると、定年退職者の就労・不就労の理由が多様であり、かつ、その理由に社会的属性による系統的な差異があることが確かめられる。

(2) 就労者・不就労者の類型化

さて、前項で確認されたことを前提にすると、就労・不就労の規定要因の分析を行なうにあたっては、就労者・不就労者をそれぞれ1つのグループにまとめて分析を行なうのではなく、就労・不就労の理由によって就労者・不就労者をさらに細かく分割して分析を行なうほうが望ましいだろう。

そのような類型化を厳密に行なうためには、高齢者の就労・不就労の動機構造に関する社会心理学的な分析が必要とされる。しかし、そのような先行業績は存在しないので、ここでは、前項での分析を参考にしながら、暫定的にサンプルを以下に示す4つのグループに分けて分析を行なうことにする。

A. 「非経済的（動機による）就労」型——就労している者のうち、その第1の理由として、「生きがい」、「能力や体力に自信」、「健康のため」、「常識」のいずれかをあげた者。

B. 「経済的（動機による）就労」型——就労している者のうち、その第1の理由として「生活に困る」、「働けば暮らしにゆとり」のいずれかをあげた者。

C. 「自発的不就労」型——就労していない者のうちその第1の理由として「もう十分働いた」、「仕事以外にやりたいことがある」、「働く必要がない」のいずれかをあげている者。

D. 「非自発的不就労」型——就業していない者のうちその第1の理由として「健康が許さない」、「やりたい仕事が見つからない」、「能力に自信なし」、「働き口が見つからない」のいずれかをあげている者。

このいずれかの型にあてはまらないケースは、以下の分析の対象から除外する。

このように類型化してみると、分析の対象となるのは484名であり、その内訳は、「非経済的就労」型が最も多く185名(38.2%)を占め、つづいて「非自発的不就労」型が123名(25.4%)、「経済的就労」型が118名(24.4%)、「自発的不就労」型が58名(20.0%)となっている。

(3) クロス表分析

さて、分析の対象となる定年退職者が(2)であげた4タイプ——以下「就労—不就労タイプ」と称す——のどれに属するかということが、年齢・健康状態・職業経歴・学歴・家族構成・(本人の勤労所得以外の)収入源・現在の生活水準とどのように関連しているかを明らかにするのが次の課題である。ここで就労・不就労タイプとの関連を検討するのは次の12変数である。

I ①年 齢

II ②健康度——4段階の自己評価

III 職業経歴に関する変数

③定年前職。④定年前職規模。⑤定年到達までの勤続年数。

IV ⑥学 歴

V 家族構成・収入源に関する変数

⑦同居子タイプ——「A. 未就労の子が同居」、「B. 同居子なし」、「C. 就労している子が同居」の3タイプに分けた。AとCの双方に該当する場合はAに分類した。

⑧妻タイプ——「妻の勤労収入がある」、「妻の勤労収入がない」、「未婚・離別・死別」の3カテゴリー。

⑨財産収入——「貯金や利子や株券などの配当」または「地代や家賃などの不動産収入」が「あり」か「なし」の2カテゴリー。

VI 現在の生活水準に関する変数

表 13 社会的属性と就労—不就労タイプの関連

(単位: %)

社会的属性	就 労—不 就 労 タ イ プ				計
	「非経済的就 労」	「経済的就 労」	「自発的不 就労」	「非自発的 不就労」	
年齢* [.107]					
55~59	50.0	28.6	4.8	16.7	100(N=42)
60~62	38.8	31.3	9.0	20.9	100(N=134)
63~64	38.5	23.1	10.3	28.2	100(N=117)
65~69	34.7	20.3	16.8	28.2	100(N=202)
健康度*** [.228]					
非常に健康	47.7	27.7	15.5	9.0	100(N=155)
どちらかといえば健康	36.9	27.0	11.9	24.2	100(N=252)
どちらかといえば不健康	30.2	12.7	7.9	49.2	100(N=63)
病 弱	8.0	12.0	4.0	76.0	100(N=25)
定年前職** [.136]					
管理・専門	47.4	19.2	11.3	22.1	100(N=213)
ホワイト	29.7	31.1	14.2	25.0	100(N=148)
ブルー	31.6	29.1	9.4	29.9	100(N=117)
定年前職規模* [.130]					
中小企業	34.7	30.6	6.9	27.8	100(N=144)
大企業	35.6	25.0	12.5	26.9	100(N=216)
官公庁	46.8	16.1	16.9	20.2	100(N=124)
学 歴 [.119]					
尋常小以下	27.1	28.8	13.6	30.5	100(N=59)
新制中・高等小	33.3	19.3	14.0	33.3	100(N=114)
新制高・旧制中	35.2	31.0	9.2	24.6	100(N=142)
高専・旧制高	50.6	20.2	12.4	16.9	100(N=89)
新制大・大学院	44.4	23.5	12.3	19.8	100(N=81)
勤続年数 [.093]					
1~9年	44.0	28.0	6.0	22.0	100(N=50)
10~19年	36.7	32.2	6.7	24.4	100(N=90)
20~29年	34.6	26.4	13.7	25.3	100(N=182)
30~39年	39.3	17.8	14.7	28.2	100(N=163)
同居子タイプ [.035]					
未就労の子が同居	42.9	22.9	11.4	22.9	100(N=70)
同居子なし	35.9	25.5	12.7	25.9	100(N=220)
就労している子が同居	38.2	24.6	11.6	25.6	100(N=199)
妻タイプ [.075]					
妻の勤労収入あり	32.9	21.9	16.4	28.8	100(N=73)
妻の勤労収入なし	39.1	25.8	10.6	24.5	100(N=396)
未婚・離別・死別	33.3	16.7	22.2	27.8	100(N=18)
財産収入*** [.204]					
あ り	31.1	17.0	20.7	31.1	100(N=360)
な し	40.6	27.5	8.9	23.1	100(N=135)
階層帰属意識*** [.150]					
中の上以上	53.3	25.0	10.0	11.7	100(N=60)
中の中	44.2	20.4	14.4	21.0	100(N=181)
中の下	34.6	27.2	13.2	25.0	100(N=136)
下	22.9	29.5	7.6	40.0	100(N=105)
くらしむき評価*** [.178]					
貧しい	14.9	34.3	7.5	43.3	100(N=67)
ふつう	39.2	24.2	12.9	23.7	100(N=372)
豊 か	55.8	17.3	13.5	13.5	100(N=52)
住居形態* [.141]					
持 家	41.7	22.2	11.6	24.5	100(N=379)
その他	26.3	32.5	13.2	28.1	100(N=114)

〔 〕内はクramer係数($\sqrt{C\phi}$)*, **, *** は χ^2 検定の結果を示す。***... $p < .001$ **... $p < .01$ *... $p < .05$

⑩階層帰属意識——8 カテゴリーで尋ねたものを「中の上以上」、「中の中」、「中の下」、「下」の4 カテゴリーにまとめた。

⑪くらしむき評価——5 カテゴリーで尋ねたものを「貧しい」、「ふつう」、「豊か」の3 カテゴリーに併合。

⑫住居形態——「持家（1戸建・マンション）」、「その他」の2 カテゴリー。

収入源については、その種類（特に年金収入）および額に関してより詳しい情報がほしいところであるが、この調査データからは得られない。

表13は、前記の12変数と就労—不就労タイプの間のクロス表である。 χ^2 検定の結果、12の関連のうち8つの関連が5%水準で有意であった。

関連の強さは、クramer係数 ($\sqrt{C_r}$) によって測られるが、そのクramer係数の値が最も高いのは、健康度と就労—不就労タイプの関連である ($\sqrt{C_r}=.228$)。当然予想されるように、健康度の低下とともに「非自発的不就労」の比率が増え、他のタイプの比率は減る。

つづいて財産収入との関連 ($\sqrt{C_r}=.204$) が強い。財産収入のある者の方がいない者より、「自発的不就労」の比率が11.8%、「非自発的不就労」の比率が8.0%高い。財産収入は、「自発的不就労」を促進するとともに、健康を害したり適職が見つからない時に「非自発的不就労」を続けるための下支えになるということであろうか。

クramer係数 ($\sqrt{C_r}$) が .200 を割って比較的弱い有意な関連がみられるのは、年齢、定年前職、定年前職規模、階層帰属意識、くらしむき評価、住居形態との関連である。

まず年齢との関連をみると、高年齢になるほど就労していない者の比率が増えている。しかし、「自発的不就労」と「非自発的不就労」が同程度に増えており、加齢に伴って自発的な引退の条件が生じてくるとはいえない。

経済的な理由による就労からの解放と自発的な引退の条件の形成には、階層的要因がより影響を及ぼしているようである。就労—不就労タイプと定年前職、定年前職規模、階層帰属意識、くらしむき評価、住居形態との関連をみると、全般的にみ

て、階層的地位の高い層ほど「非経済的就労」、「自発的不就労」が多く、階層的地位の低い層ほど「経済的就労」、「非自発的不就労」が多いという傾向がみられるのである。

なお、就労—不就労タイプと「同居子タイプ」、「妻タイプ」との関連は、予想に反して統計的に有意でなかった。家族構成、本人以外の世帯員の収入と就労・不就労の関係は、この分析によるかぎり明確でない。

ただし、以上行なってきた分析は2変数間の関連の分析にすぎず、ここで見出された相関が真の相関なのかどうかは明らかにしえない。2変数間の関連の分析で有意な関連がない場合でも、他の要因を統制すると有意な関連がみられる場合がある⁴⁶⁾。そこで、次に数量化Ⅱ類による分析を行う。

(4) 数量化Ⅱ類による分析

数量化Ⅱ類とは、外的基準（従属変数）が分類で与えられている（カテゴリーカル・データである）場合に、要因カテゴリー—反応として質的に測定されている（カテゴリーカル・データである）数種の要因（独立変数）と外的基準との間の関連を解析するための統計的手法である⁴⁷⁾。この手法は、判別分析をカテゴリーカル・データの場合にも拡張したものであると解釈できる。

ここでの分析における外的基準（従属変数）は、就労—不就労タイプ（「非経済的就労」、「経済的就労」、「自発的不就労」、「非自発的不就労」）である。これに対して、要因（独立変数）は、クロス表分析で用いた変数のうち階層帰属意識を除いた11変数（計33カテゴリー）である⁴⁸⁾。公的年金制度、定年制度との関連を考慮に入れて59歳以下の者は分析の対象から除外し、最終的には397ケー

46) 注12)の文献参照。

47) 数量化Ⅱ類については、安田三郎前掲書、pp. 194-201 および河口至商、前掲書13章参照。

48) 「健康度」と「妻タイプ」についてはカテゴリーの併合を行なった。「くらしむき評価」と「階層帰属意識」は説明力をテストするための代替指標として相互にモデルに投入して計算を行なった。その結果、「くらしむき評価」の方が説明力が高いことが明らかになったので最終的にはこの変数の方を採用した。

表 14 数量化Ⅱ類結果 (カテゴリー・ウェイト, 決定係数)

		第 一 根	第 二 根	第 三 根
年 齢	60—62	3.95	* -13.85	4.08
	63—64	- 1.13	- 6.26	- 5.57
	65—69	- 1.81	12.00	0.56
健 康 度	健 康	** 9.78	8.14	* 6.83
	やや健康	1.57	- 1.10	1.41
	不 健 康	-21.34	-11.07	-15.77
定 年 前 職	管理・専門	- 1.82	7.80	* - 6.90
	ホワイト	0.86	- 1.90	14.90
	ブルー	2.22	-11.07	- 6.09
定年前職規模	中小企業	1.51	* -13.38	3.98
	大 企 業	- 1.18	2.14	2.33
	官 公 庁	0.40	12.70	- 9.19
学 歴	尋常小以下	** 0.09	11.25	7.10
	高等小・新制中	- 6.62	5.40	0.80
	新制高・旧制中	0.72	- 7.16	0.17
	高専・旧制高	3.44	3.51	-10.17
	新制大・大学院	3.94	- 7.99	4.43
勤 続 年 数	1 年～	** 9.46	- 2.04	- 2.62
	10年～	- 0.94	- 5.82	1.14
	20年～	0.53	- 0.76	3.79
	30年～	- 3.13	5.05	- 4.18
同 居 子	働いていない子と同居	- 0.13	0.14	- 9.47
	同居している子なし	0.05	- 3.67	1.09
	働いている子と同居	- 0.01	4.12	1.74
妻 タイ プ	収入あり	- 3.36	14.18	-13.15
	そ の 他	0.39	- 1.63	1.51
財 産 収 入	あ り	** - 6.24	** 21.70	* 14.41
	な し	2.55	- 8.85	- 5.88
くらしむき	貧 しい	** -14.68	- 7.52	10.85
	ふ つ う	1.55	0.04	0.02
	豊 か	7.73	9.39	-14.07
住 居 形 態	持 家	0.80	- 1.12	- 2.78
	そ の 他	- 2.98	4.17	10.36
決定係数		.24351	.10324	.06645
明確に判別されるグループ		+	経済的就労 非経済的就労 ↓ 非自発的不就労	自発的不就労 ↑ 経済的就労 ↓ 非経済的就労

**...偏相関係数が.15以上の要因。

*...偏相関係数が.10以上の要因。

カテゴリー・ウェイトは数値を100倍して示してある。

表 15 数量化Ⅱ類結果 (偏相関係数)

要 因	第一根	第二根	第三根
年 齢	.097(6)	.147(2)	.050(9)
健 康	.386(1)	.085(6)	.106(3)
定 年 前 職	.059(7)	.091(4)	.132(1)
定年前職規模	.044(9)	.115(3)	.069(7)
学 歴	.137(4)	.086(5)	.074(5)
勤 続 年 数	.131(5)	.048(9)	.048(11)
同居子タイプ	.002(11)	.047(10)	.050(9)
妻 タイプ	.044(10)	.062(7)	.061(8)
財 産 収 入	.150(3)	.172(1)	.123(2)
くらしむき評価	.221(2)	.051(8)	.080(4)
住 居 形 態	.056(8)	.026(11)	.072(6)

() 内は偏相関係数の大きさの順位を示す。

表 16 数量化Ⅱ類結果
(外的基準カテゴリー別サンプル・スコア)

	「非経済的 就労」	「経済的就 労」	「自発的不 就労」	「非自発的 不就労」
第一根	{ 5.043 11.699 }	{ 4.688 11.659 }	{ 0.194 11.953 }	{ -11.523 14.296 }
第二根	{ 1.541 23.962 }	{ -9.149 21.995 }	{ 19.582 24.130 }	{ -2.383 27.052 }
第三根	{ -5.286 18.349 }	{ 5.791 16.973 }	{ 6.670 18.740 }	{ -0.990 19.635 }

{ 上段: 平 均
下段: 標準偏差

ス进行分析の対象とした。解は第三根まで求めた。

各カテゴリーのカテゴリー・ウェイト (正規化されたもの) および決定係数 η^2 は表14に, 偏相関係数は表15に示されている。決定係数 η^2 は, 第一根が 0.24351, 第二根が 0.10324, 第三根が 0.06645 であった。

判別グラフ (省略) を検討してみると, 第一根では, 「非自発的不就労」群と就労群 (「非経済的就労」群+「経済的就労」群) とが最も明確に判別されている。第二根では, 「自発的不就労」群と「経済的就労」群とが最も明確に判別されている。第三根では, 「非経済的就労」群と不就労志向群 (「経済的就労」群+「自発的不就労」群) が最も明確に判別されている。参考までに, 外的基準のカテゴリー別サンプル・スコアの平均値と標準偏差を表16に掲げておく。

各要因の説明力の大きさは, 偏相関係数で示される。

偏相関係数の値をみると, 第一根では健康度が

0.386 とずばぬけて大きく, つづいて, くらしむき評価 (.221), 財産収入 (.150), 学歴 (.137), 勤続年数 (.131), 年齢 (.097) の値が比較的大きくなっている。その他の変数の係数値はこれらからずっと引き離されている。第二根では, 偏相関係数が .100 を超えるのは, 財産収入 (.172), 年齢 (.147), 定年前職規模 (.115) のみであり, 定年前職 (.091), 学歴 (.080), 健康度 (.085) がこれにつぐ。その他の係数値はかなり小さい。第三根では, 定年前職 (.132), 財産収入 (.123), 健康度 (.106) の係数値が, .100を超えているが, その他の係数値は判別効率の悪さを反映してかなり低くなっている。

外的基準が3以上のカテゴリーからなる場合の数量化Ⅱ類の分析においては, ある2つのグループを判別するのに有効な要因が他のグループの判別においても有効であるとは限らない。しかし, 大雑把にいて, 就労-不就労タイプの判別において説明力の特に高い変数は, 財産収入・健康度であり, くらしむき評価・年齢・学歴がこれにつづいているといえよう。

健康度・年齢の説明力が高いのは当然予想されたことであったが, このような身体的条件のみによって就労・不就労志向およびその実現可能性が規定されているのではないことに注意する必要がある。特に財産収入の説明力の高さが注目され, また全般的に階層的要因が大きく作用している傾向がみられる。これに反して「同居子タイプ」, 「妻タイプ」という家族関係の要因の説明力は低くなっている。

さて, 以上の結果を念頭におきながら, 次に, どの要因のどのカテゴリーが外的基準のどのカテゴリーと結びついているかをみることによって, 定年退職者が4つのタイプに分化していく社会的・心理的メカニズムを探ることにしよう。

まず, 第一根のカテゴリー・ウェイトに即してみていくと, 「非自発的不就労」との結びつきが最も強いのは「不健康」であり, このほか, 「くらしむき=貧しい」, 「財産収入あり」, 「高等小・新制中卒」, 「勤続年数30年以上」, 「65~69歳」, 「定年前職=管理・専門」, 「妻収入あり」と結びつ

いている。この結果からみると、(i)不健康・高齢化のため身体的理由から就労が困難になること、(ii)本人の勤労所得以外の収入源があって生活の最低限の下支えができること、(iii)安定した職歴をもつ者は職業に関する欲求水準が高くそれに見合った就職口を見つけるのが容易でないこと、などが「非自発的不就労」をひき起こす条件であると考えられる。

つづいて、第二根のカテゴリー・ウエイトに即してみていくと、「自発的不就労」との結びつきが強いのは「財産収入あり」、「65～69歳」、「定年前職規模＝官公庁」であり、このほか「定年前職＝管理・専門」、「学歴＝尋常小以下」、「健康」、「働いている子と同居」、「妻の収入あり」、「くらしむき＝豊か」と結びついている。(i)加齢とともに「引退志向」が強まること、(ii)本人の勤労所得以外の収入源の存在によって生計にゆとりが生じること、(iii)定年到達前の職業的地位が高く安定した職歴をもち、受給年金額が高く、資産額も相対的に多いこと、などが「自発的不就労」を可能にする条件であると考えられる。

これに対して、「経済的就労」と結びついているのは、「財産収入なし」、「60～62歳」、「定年前職規模＝中小企業」、「学歴＝新制大・大学院」、「同居している子なし」、「妻の収入なし」、「くらしむき＝貧しい」である。「自発的不就労」とはほぼ対蹠的なメカニズムによって、「経済的就労」が生じていると考えられる。

最後に、第三根のカテゴリー・ウエイトに即して「非経済的就労」との結びつきが強いカテゴリーをみると、それらは、「定年前職＝管理・専門、またはブルー」、「財産収入なし」、「不健康」、「くらしむき＝豊か」であることがわかる。生計のゆとり、専門・管理職の経験が「非経済的就労」につながることは理解できるが、他の要因については判別効率の悪さを反映して解釈が困難な結果が出ている。

以上、数量化Ⅱ類という手法を用いて定年退職者の就労・不就労の要因分析を行ってきた。判別の効率は必ずしもよくなかったが、定年退職者が「非経済的就労」、「経済的就労」、「自発的不就

労」、「非自発的不就労」の4タイプに分化する社会的・心理的メカニズムの一端が明らかになった。就労・不就労の理由に注目して「就労—不就労タイプ」を構成し、これを従属変数として分析を行なうという方針の妥当性は一応確認されたといえるだろう。なお、年金制度（国民年金支給開始年齢・在職老齢年金制度）との関連を考慮して、64歳以下と65歳以上にサンプルを分割した上でそれぞれのサンプルに関して同様の分析を行なってみたが、基本的な結果に変わりはない。クロス表分析との斉合性などをみても、全体として安定した結果が得られたといえるだろう。

ただし、データ分析の方法の厳密性という観点からみると、いくつかの限界があったことも事実である。

第1に、年金受給額、職業観などかなり重要と思われる要因が分析に含められていないということである。数量化Ⅱ類のモデルの中では明示的に制御しえなかったこれらの要因によってもたらされた（就労—不就労の）各タイプへの分化は、代わって職業経歴、生活水準に関する諸要因によって説明された。そして、事後的に解釈をつけ加えることによって、そのことによって生じる欠陥を補おうと試みた。

第2に、「就労—不就労タイプ」の設定によってこれまでの研究よりも精緻な分析が可能になったが、すでに明らかにされている就労・不就労の理由の多様性・多元性からすれば、タイプ分けがやや単純すぎるくらいであったということである。

こうした問題点は、いずれもデータの制約から生じたものであり、今後新たなデータの開発を行ない、慎重な配慮の下で改善が試みられるべきものである。

VI 分析結果(4)

——生活水準の格差の規定要因——

次の課題は、図1に示した分析枠組に従って、定年退職者の生活水準の格差の規定要因の分析を行なうことである。

まず、生活水準の客観的指標として世帯収入

表 17 定年到達時の職業、先行要因と現在の生活水準の関係

		世帯収入 (万円)	貯蓄 (万円)	くらしむき* (5点評価)	くらしむき満足** (5点評価)	持家率 (%)	階層帰属意識 中の上以上 (%)
学歴	尋常小以下	290.6	491.9	2.82	3.02	65.6	6.7
	新制中・高等小	349.6	799.0	2.94	3.43	72.5	7.8
	新制高・旧制中	420.9	1,017.7	3.01	3.34	76.2	8.7
	高専・旧制高	474.5	1,218.0	2.97	3.33	81.7	17.0
	大学・大学院	496.0	1,547.4	3.02	3.32	88.0	28.1
勤続年数	1～	368.2	620.1	2.76	3.02	57.4	11.3
	10～	379.5	910.1	2.92	3.12	73.1	14.0
	20～	398.7	983.2	2.99	3.36	74.7	11.2
	30～	449.4	1,268.5	3.02	3.45	87.3	14.5
定年前職規模	中小企業	339.4	729.5	2.84	3.16	63.8	8.0
	大企業	418.9	1,118.0	3.00	3.35	80.4	15.6
	官公庁	480.7	1,229.8	3.08	3.47	87.9	14.1
定年前職	ブルー	308.8	612.7	2.90	3.15	59.7	5.0
	ホワイト	390.6	796.9	2.94	3.34	73.1	9.8
	管理・専門	484.6	1,409.5	3.05	3.41	88.7	19.8

*「非常に豊か」=5点,「やや豊か」=4点,「ふつう」=3点,「やや貧しい」=2点,「非常に貧しい」=1点として計算。

**「非常に満足」=5点,「やや満足」=4点,「どちらともいえない」=3点,「やや不満」=2点,「非常に不満」=1点として計算。

(年収)・貯蓄額(本人夫婦)・住居形態,主観的指標としてくらしむき評価(5段階)・階層帰属意識(8段階)・くらしむき満足度(5段階)をとり,定年到達時の職業的地位に関する変数(企業規模・職種)および先行要因(学歴・勤続年数)との関連を分析する。

表17は,世帯収入,貯蓄額,くらしむき評価,くらしむき満足度の平均値,および,持家率,「中の上」以上の階層帰属の比率を,学歴,勤続年数,定年前職規模,定年前職の各カテゴリー別に示したものである。

くわしい説明は省略するが,全般的にみて,定年到達時の職業的地位と先行要因によって現在の生活水準に系統的な差がみられることが明らかになっているといえてよい。すなわち,学歴が高いほど,勤続年数が長いほど,現在の生活水準が高く,また,中小企業でなく大企業・官公庁につとめていた者の方が,ブルー・カラーよりホワイト・カラー,ホワイト・カラーより管理・専門職の方が,現在の生活水準が高いという結果が示されている。

以上の分析結果は当然予期されたことであるが,この分析のみによっては図1によって示されるよ

うな因果連関の構造を明らかにすることはできない。

そこで,次に,重回帰分析・逐次パス解析による分析を行なう。

分析は,全サンプルに対してと,有職者のみに対してと両方を試みたが,紙幅の都合上,有職者のみを対象として行なった分析の結果だけを以下に示す⁴⁹⁾。

さて,分析において用いる生活水準の指標は,量的変数でなければいけないので,世帯収入および貯蓄額をとりあげることとする。世帯収入は生活水準のフローの面の,貯蓄額はストックの面の指標と考える。現在および定年到達時の職業的地位の指標としては,それぞれ,現職および定年前職の職業威信を用いる。先行要因に関する変数としては,学歴・定年到達までの勤続年数・定年前職規模を投入し,このほか従属変数に系統的な影響を及ぼす可能性のある変数として年齢を回帰式に投入する。パス解析におけるこれらの変数間の因果序列は次のように想定する。

因果序列1:学歴,勤続年数,定年前職規模,

49) 全サンプルを対象にした分析結果については,前掲拙稿p.38に示した。

年齢, 定年前職威信

因果序列 2: 現職威信

因果序列 3: 世帯収入, 貯蓄額

ここでの主眼はパス解析にあるが, ダミー変数の効果をみるためには通常の重回帰分析の方がわかりやすい面もある。双方のモデルを以下に掲げておく⁵⁰⁾。

重回帰分析:

$$X_7 = a_{70} + a_{71}X_1 + a_{72}X_2 + a_{73}X_3 + a_{74}X_4 + a_{75}X_5 + a_{76}X_6 + e_7$$

$$X_8 = a_{80} + a_{81}X_1 + a_{82}X_2 + a_{83}X_3 + a_{84}X_4 + a_{85}X_5 + a_{86}X_6 + a_{87}X_7 + e_8$$

$$X_9 = a_{90} + a_{91}X_1 + a_{92}X_2 + a_{93}X_3 + a_{94}X_4 + a_{95}X_5 + a_{96}X_6 + a_{97}X_7 + e_9$$

式中, X_8 は世帯収入, X_9 は貯蓄額, X_1 は学歴(学校教育を受けた通算年数), X_2 は勤続年数, X_3 は定年前職規模に関するダミー変数(大企業・官公庁=1, 中小企業=0), X_4 も同じダミー変数(官公庁=1, 大企業・中小企業=0), X_5 は年齢, X_6 は定年前職威信, X_7 は現職威信を示している。

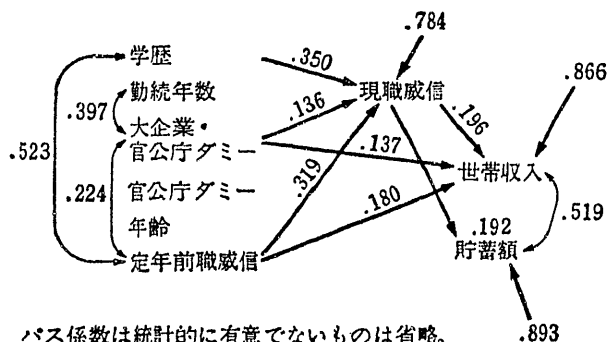
逐次パスモデル:

$$\begin{cases} x_7 = p_{71}x_1 + p_{72}x_2 + p_{73}x_3 + p_{74}x_4 + p_{75}x_5 + p_{76}x_6 + p_{7u}x_u \\ x_8 = p_{81}x_1 + p_{82}x_2 + p_{83}x_3 + p_{84}x_4 + p_{85}x_5 + p_{86}x_6 + p_{87}x_7 + p_{8v}x_v \\ x_9 = p_{91}x_1 + p_{92}x_2 + p_{93}x_3 + p_{94}x_4 + p_{95}x_5 + p_{96}x_6 + p_{97}x_7 + p_{9w}x_w \end{cases}$$

ただし x_i は X_i を標準化したもの。 x_u, x_v, x_w は誤差項。 $p_{ij}(i=7, 8, 9, j=1 \sim 7, u, v, w)$ は

表 18 生活水準の規定要因 (重回帰分析・パス解析)

	従 属 変 数		
	現職威信	世帯収入	貯 蓄 額
y 切片			
a_{i0}	18.911	188.2	868.6
$a_{i0} + a_{i1}$ 大企業	23.321	259.4	972.9
$a_{i0} + a_{i1} + a_{i2}$ 官公庁	21.817	233.7	945.5
パス係数			
p_{i1} 学 歴	.350*	.084	.080
p_{i2} 勤続年数	.010	.084	.062
p_{i3} 大企業・官公庁ダミー	.136*	.137*	.128
p_{i4} 官公庁ダミー	-.044	.083	.048
p_{i5} 年 齢	.036	-.051	-.087
p_{i6} 定年前職威信	.319*	.180*	.143
p_{i7} 現職威信		.196*	.192*
決定係数 (R^2)	.385	.250	.202
残余変数効果 (p_{1u}, p_{8v}, p_{9w})	.784	.866	.893

*5%水準で有意。 $i=7, 8, 9$ 

パス係数は統計的に有意でないものは省略。
相関係数は.20以下のものおよびダミー変数
相互間のものは省略。

図 4 生活水準の規定要因 (パス・ダイアグラム)

パス係数。

表18には, 重回帰分析における y 切片, およびパス解析におけるパス係数, 決定係数, 残余変数効果が示されている。パラメーターの推定には, 通常の最小二乗法を用いている。

図 4 は, 計算の結果をパス・ダイアグラムの形で示したものである。これを見るとわかるように, 統計的に検証された因果の経路としては, (i) 学歴・定年前職規模・定年前職威信→現職威信→世帯収入・貯蓄額という現職威信を経る経路と(ii) 定年前職規模・定年前職威信から直接世帯収入を規定する経路との2つがあることが明らかになっている。

ただし, 後者の経路に関しては, モデルの中に

50) パスモデルの個々の式は, 誤差項にも係数がついている点を除くと, 回帰式(ただし変数がすべて標準化されている場合)と変わらない。パス解析については, 安田三郎編前掲書 pp. 262-267, H. B. Asher, *Causal Modeling*, Sage Publications, 1976 (広瀬弘忠訳『因果分析法』朝倉書店, 1980)を参照。パス解析の応用例としては, 富永健一編, 前掲書, O. D. Duncan, D. L. Featherman and B. Duncan, *Socioeconomic Background and Achievement*, 1972, Seminar Press, R. P. Boyle, "Path Analysis and Ordinal Data," *American Journal of Sociology*, Vol. 75, No. 4, pp. 461-480 などが参考になる。

ダミー変数を用いた重回帰分析については, J. Johnston, *Econometric Methods* (2nd ed.), McGraw Hill, 1972, Chap. 6 を参照。

組み入れられていない資産額、年金受給額、家族の扶養能力が実際には媒介要因として重要な役割を果たしていると解釈しておく方が妥当であろうと思われる⁵¹⁾。

さて、最後に、「生活水準に対する規定力は、定年前職威信と現職威信でどちらが強いのか」という問題を設定しそれを解明することによって、生活水準の格差を生み出すメカニズムを検討する。ここでは、「相関係数の分解」というパス解析に固有の方法を用いて、定年前職威信の「直接効果」・「総効果」と現職威信の「総効果」を比較することによってこの課題に接近する。

定年前職威信と世帯収入の相関係数 $r_{86} = .387$ は次のように分解される。

$$\begin{aligned} r_{86} &\equiv DE_{86} \text{ (直接効果)} + IE_{86} \text{ (間接効果)} \\ &\quad + SE_{86} \text{ (擬似効果)} \\ DE_{86} &= p_{86} = .180, \quad IE_{86} = p_{87}p_{76} = .063 \\ SE_{86} &= r_{86} - DE_{86} - IE_{86} = .144 \end{aligned}$$

また、定年前職威信と貯蓄額の間の相関係数 $r_{96} = .339$ は次のように分解される。

$$\begin{aligned} r_{96} &\equiv DE_{96} + IE_{96} + SE_{96} \\ DE_{96} &= p_{96} = .143, \quad IE_{96} = p_{97}p_{76} = .061 \\ SE_{96} &= r_{96} - DE_{96} - IE_{96} \\ &= .135 \end{aligned}$$

ここで直接効果 (DE_{86}, DE_{96}) とは、定年前職威信が世帯収入 (貯蓄額) に直接及ぼす効果のことであり、間接効果 (IE_{86}, IE_{96}) とは、定年前職威信が現職威信を経由した上で世帯収入 (貯蓄額) に及ぼす効果である。直接効果と間接効果の和は総効果と呼ばれるが、これを TE_{86}, TE_{96} と表わすと、

$$\begin{aligned} TE_{86} &\equiv DE_{86} + IE_{86} = .180 + .063 = .243 \\ TE_{96} &\equiv DE_{96} + IE_{96} = .143 + .061 = .204 \end{aligned}$$

となる。

次に、世帯収入に対する現職威信の総効果を TE_{87} 、貯蓄額に対する現職威信の総効果を TE_{97} とすると、どちらの場合も間接効果は 0 だから

$$TE_{87} = DE_{87} = p_{87} = .196$$

$$TE_{97} = DE_{97} = p_{97} = .192$$

さて、世帯収入に対する定年前職威信の規定力と現職威信の規定力とを比べるためには、 TE_{86} と TE_{87} を比べればよい。すると、

$$TE_{86} > TE_{87}$$

である。よって、定年前職威信の規定力の方が強いことがわかる。

$$\text{また, } TE_{96} > TE_{97}$$

であるから、貯蓄額に対する規定力も定年前職威信の方が現職威信より大きいことがわかる。

ただし、ここで注意すべきことは、

$$DE_{86} < TE_{87}, \quad DE_{96} < TE_{97}$$

ということである。

すなわち、生活水準に対する定年前職威信の効果は、直接効果だけをみれば現職威信の効果を下回るが、現職威信を経由する間接効果を加えることによって現職威信の効果を上回る。

以上のことから次のことが明らかになる。すなわち、現在の生活水準は定年退職前の階層的地位にかなりの程度規定されているが、それは定年退職を契機とする職業移動が定年退職前の階層的格差を維持するように構造化されていることによるところが少なくないのである。

VII ま と め

本稿では、現代日本における高齢者の仕事役割からの離脱＝職業生活からの引退のプロセスの一面を明らかにするために、(1)定年退職を契機とする職業移動の構造、(2)定年退職後の職業的地位の規定要因、(3)就労・不就労の規定要因、(4)生活水準の格差の規定要因、に関する計量社会学的分析を行ってきた。

分析は多岐にわたって行なわれたが、最も基本的な知見を次にまとめておく。

(1) 定年退職を契機とする職業移動の流れを規制している原理としては、(i)職業の序列、(ii)マニュアル労働関連職業—ノン・マニュアル労働 (専門職は除く) 関連職業—専門的職業の三者の間の移動の障壁の存在、(iii)中小企業・自営業へ

51) 前掲拙稿 pp. 32-35 では家族的要因も含めた分析を行なった。ただしそれらの変数は、ダミー変数であったこともあって、説明力はかなり弱く、統計的に有意にならなかった。

の移動の強い流れ、(iv)製造業から卸小売・サービス業への移動の流れ、がある。この職業移動に伴って、職業的地位・労働条件は低下するのが一般的であるが、部分的には両極分解の傾向がみられる。全体として、この職業移動は、定年退職前の階層的格差を維持するような形で構造化されており、「学歴社会」や「二重構造的格差」の影響が定年退職後まで持ち越される。その結果、定年退職者の生活水準は、定年退職前の階層的地位にかなりの程度規定されるようになる。

(2) 定年退職者の就労・不就労の理由は多様であり、しかも社会的属性による系統的な差異が存在する。そこで、サンプルを「非経済的就労」、「経済的就労」、「自発的不就労」、「非自発的不就労」の4グループに分けて数量化Ⅱ類の分析を行なうと、このグループ間の判別において説明力が高い変数は、財産収入・健康度・くらしむき評価・年齢・学歴であった。

加齢とともに就労しない者の比率は増加し、確かに不就労志向は強まる。しかし、年齢は就労・不就労志向を規定する最大の要因ではなく、また加齢とともに自発的な就労・引退を選択しうる条件が誰にでも生じるわけではない。就労・不就労志向とその実現可能性は、健康度・年齢などの身体的条件ばかりでなく、財産収入をはじめとする階層的要因にかなりの程度規定されるのである。

本稿で利用した調査データは、東京都内の特定地域居住の定年退職者を対象にした調査データであり、本稿における分析は、仮説の発見・分析手法の開発などを中心とする第1次的接近という性格をもつものである。したがって、ここで得られた知見は、今後、より質の高いデータの分析によ

って改めて検証されるべき仮説としての意味をもつものである。

この点を別にしても今後の課題として次の点が残されている。

(1) 今回の分析では既存のデータを利用したために、データ解析上さまざまな制約を受けた。ここでとり組んだ課題にさらに接近するためには、高齢者の職業経歴、生活歴、家計の状況、期待賃金率、本人の非勤労収入（年金収入、財産収入）、他の世帯員の収入、家族関係、価値意識（職業観・老後観など）に関する詳細でかつ信頼のおける情報をふくむ調査データの開発が不可欠である。

(2) 今回の分析では、意図的に従来社会学で用いられてきた分析手法をやや機械的に適用した。今後はこのテーマに即した分析手法の開発が必要である。細かな点についていえば、職業分類の改良、就労・不就労の動機の分類法の改良なども試みる必要がある。

(3) 本稿で試みたようなやや単純なモデルによる統計的な分析は、雇用・社会保障などの制度的条件の分析、およびそれを前提にした事例研究⁵²⁾によって補完される必要がある。両者があいまってはじめて政策課題に一定の解答を与えることが可能になろう。

(4) 政策課題との関連でいえば、職業移動・就労・引退・生活水準などが高齢者の「主観的幸福感 (Subjective Well-being)」とどのように結びつくかという点の研究が今後必要とされる。この点では社会老年学における「生活適応」に関する一連の研究が注目される⁵³⁾。

(ひらおか こういち・社会保障研究所研究員)

52) 本間信吾「高齢者の経済的自立——都市高齢求職者における実態と可能性——」(『社会老年学』Vol. 13, 1980, pp. 2-20)を参照。

53) 注2)の文献を参照。

* 本稿における分析のための集計計算は東京大学大型計算機センターを利用して行なった。プログラム・パッケージとしては、SPSS および PPSS を利用した。