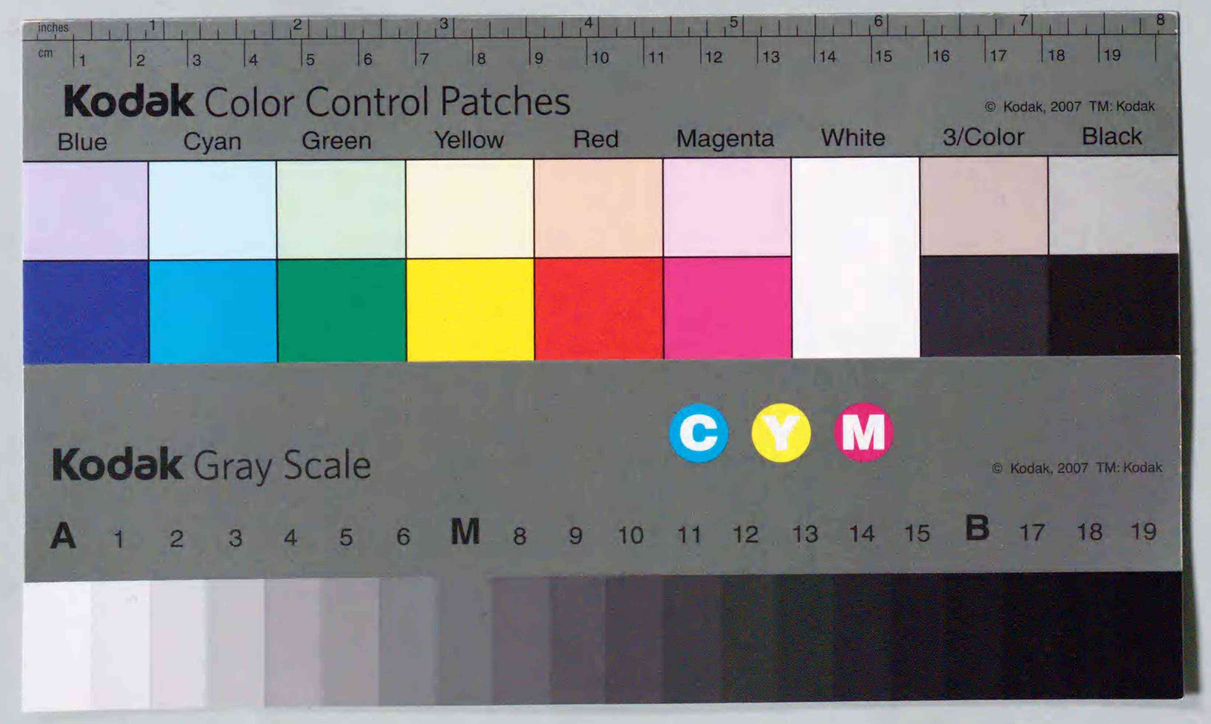
HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	世代間階層移動と結果の不平等
Author(s)	鹿又, 伸夫
Degree Grantor	北海道大学
Degree Name	博士(行動科学)
Dissertation Number	乙第5424号
Issue Date	1999-03-25
DOI	https://doi.org/10.11501/3151585
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/51606
Type	doctoral thesis
File Information	000000336775.pdf

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

世代間階層移動と結果の不平等

鹿又伸夫



世代間階層移動と結果の不平等

鹿 又 伸 夫

初出一覧

1.「戦後日本における世代間移動の変動」『行動計量学』1997年, 第 24 巻 1 号:20-27.
修正・加筆して、第 4 章の一部とした。

2.「階級階層構造の変動と趨勢」『1995 年 SSM 調査シリーズ 1　社会階層・移動の基礎分析と国際比較』1995 年 SSM 調査研究会（科学研究費補助金特別推進研究(1)「現代日本の社会階層の関する全国調査研究」成果報告書）1998 年:1-26.
修正・加筆して、第 2 章と第 3 章として書きあらためた。

3.「資産格差の形成メカニズム」『1995 年 SSM 調査シリーズ 16　豊かさと格差』1995 年 SSM 調査研究会（科学研究費補助金特別推進研究(1)「現代日本の社会階層の関する全国調査研究」成果報告書）1998 年:27-57 頁.
修正・加筆して、第 5 章と第 6 章として書きあらためた。

4.「資産格差の規定要因」『北海道大学文学部紀要』1998 年, 第 47 巻 2 号:125-150.
修正・加筆して、第 5 章として書きあらためた。

目　次

第 1 章　社会階層と社会移動
1. はじめに 1
2. メイン・ストリームとしての産業化命題 2
3. 構造変動の分析 8
4. 階級論と分断的労働市場論の展開 10
5. 職業的地位の多元性 14
6. 結果の不平等 18
7. 本論文の構成と研究課題 21

I　世代間移動の構造と変動 25

第 2 章　階級・階層分類の再構成 26
1. 世代間移動と階級・階層分類 26
2. 階層の次元と境界 30
3. 各境界移動の趨勢 30
4. 各境界移動の比較 33
5. 階層分類の再構成 36

第 3 章　世代間階層移動の時点比較 42
── 移動機会の構造的特徴とその変動 ──
1. はじめに 42
2. 既存研究の整理：移動機会構造の恒常的特徴 42
3. 移動量の変動 46
4. 恒常性の検討 50
5. 移動機会の格差構造とその変動 52
6. 分析結果 57

第 4 章　世代間階層移動の変動 60
── 回帰フィッティングによる変動分析 ──
1. 時点比較の分析結果 60
2. 時代効果・コーホート効果・加齢効果 61

3. 分析手法：回帰フィッティング 63
4. 全体移動指数の変動 66
5. 移動量の変動 69
6. 階層別強制移動の変動 69
7. 階層別移動機会の変動 73
8. 産業化命題の修正 78

Ⅱ　地位達成と結果の不平等 89

第5章　社会階層と資産格差 90
1. はじめに 90
2. 資産保有額の分布と変動 91
3. 資産格差の規定要因 95
4. 規定要因の比較 97
5. 階層的地位と資産 103
6. 世代間階層移動と相続贈与 107

第6章　相続贈与の規定構造 111
1. 親の地位と相続贈与 111
2. 分析手法 112
3. 相続贈与経験の規定要因 116
4. 相続贈与額の規定要因 118
5. 相続贈与メカニズム 120

第7章　所得格差と世代間階層移動 123
── 所得達成・役職達成・教育達成 ──
1. 所得格差と地位達成 123
2. 所得格差の時点間変化 125
3. 所得達成の分析 126
4. 役職達成の分析 129
5. 教育達成の分析 130
6. 親の経済的地位と地位達成 131
7. 結果の不平等と世代間階層移動 133

第8章　地位達成の構造変動 138
── 回帰フィッティングによる変動分析 ──
1. 時代効果変動・コーホート趨勢・年齢段階別効果変容 138
2. 分析手法 140
3. 教育達成の変動 142
4. 役職達成の変動 147
5. 所得達成の変動 152
6. 達成構造の変動 156

Ⅲ　世代間移動と結果の不平等 163

第9章　結論と展望 164
1. 分析結果の要約 164
2. 研究課題にたいする結論と展望 167

文献 173

世代間階層移動と結果の不平等

鹿 又 伸 夫

初出一覧

1.「戦後日本における世代間移動の変動」『行動計量学』1997年, 第 24 巻 1 号:20-27.
修正・加筆して、第 4 章の一部とした。

2.「階級階層構造の変動と趨勢」『1995 年 SSM 調査シリーズ 1　社会階層・移動の基礎分析と国際比較』1995 年 SSM 調査研究会（科学研究費補助金特別推進研究(1)「現代日本の社会階層の関する全国調査研究」成果報告書）1998 年:1-26.
修正・加筆して、第 2 章と第 3 章として書きあらためた。

3.「資産格差の形成メカニズム」『1995 年 SSM 調査シリーズ 16　豊かさと格差』1995 年 SSM 調査研究会（科学研究費補助金特別推進研究(1)「現代日本の社会階層の関する全国調査研究」成果報告書）1998 年:27-57 頁.
修正・加筆して、第 5 章と第 6 章として書きあらためた。

4.「資産格差の規定要因」『北海道大学文学部紀要』1998 年, 第 47 巻 2 号:125-150.
修正・加筆して、第 5 章として書きあらためた。

目　次

第 1 章　社会階層と社会移動
1. はじめに 1
2. メイン・ストリームとしての産業化命題 2
3. 構造変動の分析 8
4. 階級論と分断的労働市場論の展開 10
5. 職業的地位の多元性 14
6. 結果の不平等 18
7. 本論文の構成と研究課題 21

Ⅰ　世代間移動の構造と変動 25

第 2 章　階級・階層分類の再構成 26
1. 世代間移動と階級・階層分類 26
2. 階層の次元と境界 30
3. 各境界移動の趨勢 30
4. 各境界移動の比較 33
5. 階層分類の再構成 36

第 3 章　世代間階層移動の時点比較 42
── 移動機会の構造的特徴とその変動 ──
1. はじめに 42
2. 既存研究の整理：移動機会構造の恒常的特徴 42
3. 移動量の変動 46
4. 恒常性の検討 50
5. 移動機会の格差構造とその変動 52
6. 分析結果 57

第 4 章　世代間階層移動の変動 60
── 回帰フィッティングによる変動分析 ──
1. 時点比較の分析結果 60
2. 時代効果・コーホート効果・加齢効果 61

3. 分析手法：回帰フィッティング 63
4. 全体移動指数の変動 66
5. 移動量の変動 69
6. 階層別強制移動の変動 69
7. 階層別移動機会の変動 73
8. 産業化命題の修正 78

Ⅱ　地位達成と結果の不平等 89

第 5 章　社会階層と資産格差 90
1. はじめに 90
2. 資産保有額の分布と変動 91
3. 資産格差の規定要因 95
4. 規定要因の比較 97
5. 階層的地位と資産 103
6. 世代間階層移動と相続贈与 107

第 6 章　相続贈与の規定構造 111
1. 親の地位と相続贈与 111
2. 分析手法 112
3. 相続贈与経験の規定要因 116
4. 相続贈与額の規定要因 118
5. 相続贈与メカニズム 120

第 7 章　所得格差と世代間階層移動 123
── 所得達成・役職達成・教育達成 ──
1. 所得格差と地位達成 123
2. 所得格差の時点間変化 125
3. 所得達成の分析 126
4. 役職達成の分析 129
5. 教育達成の分析 130
6. 親の経済的地位と地位達成 131
7. 結果の不平等と世代間階層移動 133

第 8 章　地位達成の構造変動 138
── 回帰フィッティングによる変動分析 ──
1. 時代効果変動・コーホート趨勢・年齢段階別効果変容 138
2. 分析手法 140
3. 教育達成の変動 142
4. 役職達成の変動 147
5. 所得達成の変動 152
6. 達成構造の変動 156

Ⅲ　世代間移動と結果の不平等 163

第 9 章　結論と展望 164
1. 分析結果の要約 164
2. 研究課題にたいする結論と展望 167

文献 173

第1章　社会階層と社会移動

1. はじめに

「社会階層と社会移動(Social Stratification and Social Mobility)」の研究は、大規模な社会調査、国際比較、先端的分析手法の応用などの点で、戦後社会学の実証的・経験的研究を進めてきた中心的分野の1つである。日本においても、「社会階層と社会移動全国調査」(以下ではSSM調査と略記)が1955年から1995年まで5回実施され、国際的にも貴重なデータ蓄積がなされてきた。日本の社会学の実証研究における計量的アプローチが、SSM調査データの分析を中心に展開されてきた、という評価があるほどである(西田・平松,1987)。

社会階層と社会移動研究（以下では階層移動研究と略記）は、世代間移動表研究と地位達成研究を2つの柱として進められてきた。前者では、父親と息子の階層（職業や教育）をクロス表とした世代間移動表(Intergenerational Mobility Table)を対象として、親子2世代間の地位継承傾向がどれほど強いのか、地位移動の機会がどれほど開かれているのか、という点に研究の焦点があてられてきた。後者の地位達成研究(Status Attainment Research)は、職業や教育（学歴）などの階層的地位を量的変数として測定し、重回帰分析またはパス解析（あるいは共分散構造分析）を適用して、それらの階層的地位間の影響関係に関心をむけてきた。

階層移動研究は、親子2世代間の地位継承・移動の傾向、そして親子の階層的地位間の影響関係についてデータ分析をすることで、社会的不平等の実証研究を進めてきた。その社会的不平等をとらえる視座や研究関心は、データ分析手法の革新とともに、おおきく変化してきた。この章では、戦後とくに1970年代以降の研究展開における研究成果そして分析視座・関心の推移をふり返りながら、その問題点を検討し、本論文での研究課題を提示しよう。

戦後の階層移動研究においては、産業化命題にかんする議論がつねに中心的位置をしめてきた。階層移動研究のメイン・ストリームとして、産業化と社会的不平等との関連、つまり産業化が平等化をもたらす効果にかんする議論がなされてきた。そこで、まず次節では、産業化命題にかんする研究の展開を整理しておこう。

2. メイン・ストリームとしての産業化命題

2-1. リプセットとゼターバーグの産業化命題

現在の階層移動研究では、全国規模の調査データを分析するのが一般的になっているが、全国規模調査による研究をはじめておこなったのは、1949年にイギリス調査をおこなったグラースら(Glass *ed.*, 1954)であった[1)]。かれらの研究関心は、戦後になされた教育制度改革が階層と世代間移動にどのような影響をもたらしたか、階級社会といわれるイギリスが教育改革によって平等化したか、ということにむけられていた。その分析結果は、世代間地位継承が強く、教育改革の効果はみいだせなかった。

しかし、かれらの調査研究は、正確な標本抽出法、(親子の階層間に関連がない)完全移動(perfect mobility)概念の操作化、結合指数・分離指数[2)]などの統計的分析手法、コーホート分析など、より科学的で洗練されていたため、その後の研究の模範となり、各国で同様の調査が実施された。先進各国でおこなわれた調査の成果は、1950年代末に、リプセットとゼターバーグの産業化命題に結実する。かれらは、アメリカ、イギリスなど10数カ国でおもに1950年代に実施された調査の移動表データを比較し、「経済成長率がちがっていても、社会移動率は、ひとたびそれらの各社会の産業化、したがってその経済成長率が一定の水準に達すれば、相対的に高く維持される」という結論を導いた(Lipset and Zetterberg, 1959. 訳:13)。産業化と移動率の関係にかんするこの結論は、リプセット=ゼターバーグの産業化命題として広く知られるようになり、その後、多くの検証研究や新たな産業化命題の提起をもたらすことになった。かれらの研究以降、産業化命題を中心とした研究が階層移動研究のメイン・ストリームとなったのである。

1960年代には、リプセットとゼターバーグにつづいて、世代間移動の国際比較がさかんにおこなわれるようになるが、かれらの命題に否定的な結果も報告されるようになった(Miller, 1960; Fox and Miller, 1965, 1966; Lenski, 1966; Marsh,1967; Cutright,1968. また安田, 1971:180-2.を参照)。さらに1960年代後半にブラウとダンカンがOCG(Occupational Changes in a Generation)調査データにパス解析を適用した *The American Occupational Structure* (Blau and Duncan,1967)を発表して以降[3)]、パス解析または重回帰分析をもちいた地位達成研究がとくにアメリカで隆盛し、1970年代にはこの分野の中心的位置をしめるようになった。

2-2. 地位達成研究とトライマン命題

ブラウとダンカンの研究は、「社会経済的生活周期(socio-economic life cycle)」概念と多変量解析を結びつけることによって、それまでの移動表分析が別個に扱っていた世代間移動と世代内移動を、一連の時間的流れにそった影響関係として分析するという点で革新的だった。つまり、親の教育・職業、子どもの教育・初職・現職などの変数における時間

的順序にしたがった影響関係を分析したのである。その分析結果は、子どもの教育達成に親の地位は影響するが、その後の職業達成に親の地位はほとんど影響せず、本人の教育が強く影響するものであった。この結果からかれらは、現代産業社会の人員配置においては、個別主義・属性主義原理よりも普遍主義的・業績主義的原理が優越しているという評価を導いた。かれらにつづいて地位達成研究の中心的役割をはたしたフェザーマンとハウザーは、1962年および1973年のOCG調査データのトレンド分析をおこない、ブラウとダンカンが指摘したように、過去50年間に属性主義的な影響が減少してきたことを確かめた(Featherman and Hauser, 1978)。

ブラウとダンカンは、世代間移動および地位継承において教育が媒介的役割をはたしていることを明らかにしたが、後続の研究は、他の変数とくに社会心理学的変数を追加することで研究範囲を拡大し、世代間移動のメカニズムを明らかにしようとした。ウィスコンシン大学の研究者を中心にした拡大モデルの研究は、教育や職業へのアスピレーション、重要な他者(significant others)、知的能力などの変数が追加された(Sewell *et al*,1969; Duncan *et al*, 1972; Sewell *et al*, 1975; Sewell and Hauser,1975; Alexander *et al*,1975; Treiman and Terrell, 1975; Hauser and Featherman, 1977; Featherman and Hauser, 1978; Sewell *et al*, 1980)。

これらの地位達成研究で明らかになった影響関係は、真新しいものではなかった。親の地位と知的能力が教育達成に影響し、その教育が職業的地位に、職業的地位が所得に影響するというものであった。拡大モデルでも、出身階層としての親の地位は、子どもの教育、アスピレーションなどに影響するが、教育終了後の地位にたいしてはその効果が消失することが確認された(Bielby, 1981)。

表1-1　トライマン(Treiman,1970)命題の整理

A. 階層の分布構造の変化
1. 農業従事者の減少
2. 職種の増大
3. ノンマニュアル労働者の増大
4. 就学率の増大
5. 国民一人あたりの所得増大
6. 所得の平等化
B. 地位達成過程の変容
1. 父職から子職への影響力の減少
2. 子教育から子職への影響力の増大
3. 父教育・職から子教育への影響力の減少
4. 交換移動率(純粋移動率)増大
5. 子職から所得への影響力の増大
6. 子教育から所得への影響力の減少
7. 教育と所得の相関の減少

地位達成研究が活発化するなかでトライマン(Treiman, 1970)は、ブラウとダンカンが指摘した業績原理の優位性について、より詳細に命題化した。表 1-1 には、産業化の進展にともなって起きる階層構造の変動について、トライマンが提示した諸命題を整理してある。そのなかで、とくに「地位達成過程の変容」にかんする諸命題では、産業社会における人員配分原理が属性原理から業績原理へ移行する変化について次のように提示された。[4)]

B1. 社会がより産業化されるほど、父親の職業的地位がその息子の地位にたいしておよぼす直接効果は小さくなる。
B2. 社会がより産業化されるほど、教育達成が職業的地位にたいしておよぼす直接効果は大きくなる。
B3. 社会がより産業化されるほど、親の地位が教育達成にたいしておよぼす影響は小さくなる。
B4. 社会がより産業化されるほど、「交換」移動率が増加する。
B5. 社会がより産業化されるほど、職業的地位が収入にたいしておよぼす直接効果は強まる。
B6. 社会がより産業化されるほど、教育が収入にたいしておよぼす直接効果は小さくなる。
B7. 社会がより産業化されるほど、教育と収入の相関は小さくなる。

これらの命題は、B4 をのぞいて、地位達成分析（重回帰分析またはパス解析）による検証を念頭に書かれている。B4 の交換移動（exchange mobility）とは、移動表における階層分布が世代間で変動することによって生じる強制移動（forced mobility）を除去した場合にえられるもので、純粋移動（pure mobility）または循環移動（circulation mobility）ともよばれる。

これらの仮説命題は、産業化理論にもとづいた仮説命題である。産業化過程が随伴する「合理化」「効率性の追求」「機能的必要」「インダストリアリズムの論理」は、企業組織の大規模化および官僚制化、熟練および専門的労働力の需要増加、教育水準の上昇などの構造変動をもたらし、各社会の構造を収斂化させる。その産業化は、社会移動の障壁をとりのぞき、人員配分原理を属性原理から業績原理に移行させ、より開放的で流動的な社会をつくりだす(Parsons, 1951; Kerr *et al.*, 1960; 富永, 1970)。B4 も含めてトライマン命題は、産業化の進展とともに業績主義が浸透して、平等化が趨勢的に増大する、という仮説をあらわすものであった。

トライマンは、その後に、20 カ国以上の国際比較研究をおこない、産業化が進んだ国のほうが属性原理（教育育達成おける父教育および職業達成における父職業の効果）が弱く、業績原理（職業達成における本人教育の効果）が強いことをしめし、みずからの命題

を支持する結果を報告している(Treiman and Yip, 1989; Treiman and Ganzeboom, 1990)[5)]。しかし、産業化を農業従事者人口やエネルギー消費量から測定して、トライマン命題を検証する研究では、産業化との直接的関連はみいだせないという報告もある(Tyree *et al.*, 1979; Hout, 1989:7-8)。

2-3. FJH 仮説

1960 年代の主要な研究テーマであった世代間移動表の移動率および移動指数の分析、とくにその国際比較は、1970 年代にアメリカで地位達成研究が隆盛することによって、階層移動研究の中心的位置をゆずったかにみえた(Featherman, 1981)。地位達成研究の活況のなかで、移動表分析にかんするトライマンの命題 B4 は取り残された形になっていた。

しかし、1970 年代末以降になると、移動表分析による産業化命題の検証研究が、ふたたび脚光をあびるようになった。1975 年にハウザーら(Hauser *et al.*, 1975a, 1975b)は、世代間移動表にログリニア・モデルを適用して[6)]、アメリカにおける相対的移動機会に時間的変化がみられないことを報告した。これらの研究と連動するように同じ年に、フェザーマン、ジョーンズ、そしてハウザーは、オーストラリアとアメリカの比較分析の結果から、「産業社会での循環移動（相対的移動機会）パターンは、基本的に同じである」という FJH 仮説を提示した(Featerman, Jones and Hauser, 1975:340)[7)]。この仮説でかれらが産業社会としたのは、市場経済と核家族制度をもつ資本主義社会であったが、ログリニア・モデルを世代間移動表に適用して FJH 仮説を検証する研究が、資本主義社会に限らない各国の調査データを利用しておこなわれ、この 10 数年間に階層移動研究の中心的位置をしめるようになった。

FJH 仮説での循環移動とは、移動表からそのまま計算される事実移動率でとらえられる表面型(phenotypical)レベルのものではなく、表面にはみえない遺伝子型(genotypical)レベルでの移動とされる。循環移動は、前述のように、概念的に純粋移動や交換移動と同じものである。以下では、純粋移動という用語に統一して使用する。ただし、ログリニア・モデルによって分析する場合には、このモデルで推定される父子間地位関連の強さをあらわすパラメータ値（またはオッズ比）が、「相対的移動機会（または地位継承機会）」の多寡をあらわし、純粋移動として扱われる。そして、このパラメータ値の移動表全体でのパターンは、階層移動の機会構造をあらわす「移動レジーム(mobility regime)」とよばれている。

この FJH 仮説は、2 つの作業仮説をもたらし、それに応じた比較研究がさかんにおこなわれてきた。第 1 の作業仮説は、移動レジームの「時間的恒常性(constancy)」である。これは、「産業化がすでにある程度発展している社会では、移動レジームが時間的に変化しない」というもので、調査時点比較やコーホート比較によるトレンド分析がなされてきた。第 2 の作業仮説は、移動レジームの「社会間共通性(commonality)」である。これは「産

業化がすでにある程度発展している諸社会では、移動レジームがたがいに共通している」というもので、国際比較がなされてきた。これらの作業仮説と、それにたいする対立仮説は図 1-1 のように整理される。

図1-1　移動レジームの諸仮説にかんする整理

	トレンド分析	国際比較
普遍性	恒常性	共通性
多様性	変　動	特殊性

2-4. 恒常性仮説・趨勢仮説・固定化仮説

リプセットとゼターバーグの命題は、産業化が一定の段階に達すると世代間移動率が恒常的になる、というものであった。FJH 仮説では、恒常性がみられるのは、移動率ではなく、純粋移動（相対的移動機会）構造であった。これらの命題は、初期段階における産業化の平等化効果をみとめながらも、現代産業社会のように高度に進んだ段階での移動機会には変化がないとする恒常性仮説だといえる。とくに FJH 命題は、産業化の進展にともなう階層分布変動によって起こる強制移動の変動をみとめながら、産業社会においては、相対的移動機会の構造が変わらないため階層再生産が持続することを指摘するものである。

他方で、トライマンの命題は、産業化の進展に対応して平等化が進むとする趨勢仮説である。日本の階層移動研究を推進した一人である安田三郎（1971:190-1）が提示した命題も、趨勢的変化を指摘するものであった。それは、産業化の進展とともに、第 1 段階として強制移動と純粋移動が増大し、より高度な第 2 段階では強制移動が終息するが純粋移動が増大し続ける、というものであった。ただし、これは、日本を含む 13 カ国の世代間移動表の国際比較からえられた仮説的解釈として提示されている。トライマン命題と安田命題は、ともに純粋移動の趨勢的増大を予想しているが、その相違点は前者が強制移動をもたらす世代間分布変動の持続を、後者がその終息を前提としてことにある。

恒常性仮説や趨勢仮説と対照的に、産業化が高度に発展した段階では、それまで進んできた平等化が反転して世代間の地位継承が強まる、という階層固定化仮説も出現してきた。グラスキー（Grusky, 1983）は、産業化が平等化を単調増加させるものではないことを「地位維持命題（Status Maintenance Thesis）」としてしめした。この命題は、産業化が高度化すると、教育達成にたいする属性原理の減退傾向はひき続くものの、職業達成にたいする本人教育の効果が弱まる、というものであった。産業化が高度に進むと、高等教育の持続的拡大や教育機会の平等化が進展するのと対照的に、職業構造のアップグレイディング（職業階層分布における上層のしめる割合の増大）が減速するため、高等教育にみあった職業

的地位が相対的に稀少になる。そのため、社会経済的エリートは、教育以外のコネ、資産などの属性主義的資源によって、かれらの地位を次世代に継承させようとする。また、企業は拡大しすぎた高等教育を受けた者が将来の生産性を保証しないことに気づき、出身階層をより重視するようになる、というのである。[8)]

2-5. FJH 仮説にたいする検証と疑問

1970 年代末以降、FJH 命題でしめされた移動レジームの恒常性や共通性を検証するトレンド分析や国際比較が活発になされ、数多くの研究が発表された（Hauser and Featherman, 1977 ; Featherman and Hauser, 1978; Baron, 1980 ; McRoberts and Selbee, 1981 ; Erikson *et al*., 1979, 1982, 1983; Erikson, 1983; Grusky and Hauser, 1984; Robinson, 1984a; Kerckhoff *et al*., 1985; Erikson and Goldthorpe, 1987a,1987b, 1992; Goldthorpe and Payne, 1986; Ishida *et al*., 1991; Jones *et al*.,1994）[9)]。これらのほとんどが、FJH 仮説つまり産業化された社会における移動レジームの恒常性と共通性について支持的な結果を報告してきた。そのため、各国に共通してみられる移動機会構造の特徴があきらかにされてきた（第 3 章 2.を参照）。この 10 数年の階層移動研究は、FJH 仮説の検証を中心に展開してきたといえる。しかし、1980 年代後半頃から FJH 仮説に矛盾する分析結果もあいついで報告され、疑問も提示されるようになってきた。

第 1 の矛盾は、発展途上国や第 3 世界諸国でも、先進各国と共通する移動レジームがみられるという報告がなされたことである。グラスキーとハウザー（Grusky and Hauser,1984）は、1960 年代から 1970 年代初頭までに調査された 16 カ国の移動表を比較分析した。その結果、各国間の相違はごく小さなもので、各国の移動機会構造は産業化の発展段階にかかわらず共通したものであった。しかし、分析対象となった移動表は、その多くが先進諸国のものであったが、その中には社会主義社会が含まれていた。また、またフィリピンや西マレーシアなどの発展途上国も含まれていた。

また、ロビンソン（Robinson, 1984a）は、ライトとペローン（Wright and Perrone, 1977）の 4 階級分類を非農業・農業部門にわけた 8 分類移動表で、アメリカ（調査実施は 1977 年および 1980 年）・イギリス（1964 年）・北アイルランド（1968 年）の先進諸国、そしてアルゼンチン（1961 年）・チリ（1961 年）そしてボリビア（1965 年）の第 3 世界諸国の 6 カ国を比較した。その結果、ボリビアには異なる特殊性がみられたが、他の 5 カ国の移動レジームには共通性がみられた。

FJH 仮説は、産業社会における移動レジームが時間的恒常性と社会間共通性をもつという仮説であったが、この産業社会には市場経済と核家族制度をもつ資本主義社会という限定がつけられていた。しかし、資本主義社会だけでなく、社会主義社会や 1960 年代初頭の第 3 世界諸国においても、先進的資本主義社会（1980 年のアメリカ）と同じ移動機会構造がみられたのである。つまり、産業化や政治体制にかかわらない移動レジームの普遍性

(universality)をしめす分析結果が報告されたのである。

第2の矛盾は、産業社会内でも、FJH仮説つまり移動レジームの共通性と恒常性に反する分析結果があいついで報告されたことである。たとえばウォン(Wong, 1990)は、アメリカ・イギリス・日本・ハンガリー・ポーランド・ブラジルの6カ国を比較した。その結果、ブラジルがより閉鎖的であったが、先進社会のなかでもアメリカは他よりも開放的で、日本の地位継承は強いが移動機会はアメリカに近かった。また、ハンガリーとポーランドはイギリスよりも開放的であった。かれは、各国間の相違から、FJH仮説を否定する結論を導いた。

また、ホウト(Hout, 1988)はアメリカのトレンド分析をおこなったが、その結果では1972-85年の期間に出身階層と到達階層の関連が弱まっていた。そして、強制移動は減少していたが、事実移動は変化しておらず、純粋移動（移動機会）が増大したと結論づけた。

さらに、ガンズブームら(Ganzeboom *et al.*, 1989)は、35カ国の149の（18カ国の複数時点調査を含む）移動表を分析したが、かれらの結論は、移動機会パターンは時間的にも社会間でも変わらないものではないというものであった。地位継承および移動の機会を推定したパラメータにかんして、その分散の3分の1が社会間の分散であった。また、それより小さいものの無視できない分散が、開放性が緩やかに増大する長期的趨勢によって説明されるとした。そして、この趨勢は、分析されたすべての国でみられたというのである。

第1の普遍性（恒常性かつ共通性）と、第2の多様性（変動と特殊性）の矛盾は、まったく逆の矛盾をしめすものである。しかし、第1の矛盾は、現在のような国際比較研究の蓄積のない1980年代半ばの研究結果である。第2の多様性の矛盾は、その後のログマルチプリケーティヴ・モデル(log-muliplicative model)の普及や、既存データの再分析の進展によって指摘されてきたものである。つまり、現在では、FJH仮説の恒常性と共通性にたいする疑問が、少なからぬ研究者に共有されるようになってきている（Breen, 1987 ; Hout and Jackson, 1986; Yamaguchi, 1987; Huaser and Grusky, 1988; Wong and Hauser, 1992）。しかし、FJH仮説に疑問を表明する立場でも、移動機会構造には時間的恒常性や社会間共通性を全否定するものではない。各国の移動機会構造にみられる恒常性と共通性は完全ではなく、時間的変化や社会間での相違がみられるという理解が広まってきたのである。

3. 構造変動の分析

3-1. 産業化命題の検証：第1の研究課題

階層移動研究のメイン・ストリームとしての産業化命題にかかわる研究の流れを概観してきたが、本論文の第1の研究課題は、5時点のSSM調査データをもちいて、恒常性仮説、趨勢仮説、固定化仮説などの産業化命題を検討することである。日本のデータだけの

使用になるが、約40年間にわたる期間に実施されたこのデータは、コーホートとしては明治20年代生まれまで遡れる。これほど長期間をカバーする階層移動調査データは国際的にも他に存在しない。

SSM調査がカバーする期間に日本社会は、戦争やいくたびかの好景気と不況を経験しながら、産業化を進展させてきた。ただし、その産業化は、経済的生産活動の諸分野における機械化および生産様式の合理化・効率化、そしてそれらにとともに経済成長が進むこととして広義にとらえる。かつてのように、製造業部門における非生物エネルギーの利用と生産の機械化として規定してしまうと、原子力利用や代替エネルギー開発、第3次産業の膨張、非製造部門でのオートメーション化（FA化）、マイクロ・エレクトロニクスによる自動制御技術（ME化）、オフィス・オートメーション化（OA化）情報ネットワークによる情報化、バイオ・テクノロジーや新素材開発など、現代産業社会の高度化した側面をとらえきれない。

趨勢命題で指摘されるように、日本でも、こうした産業化の進展にともなって趨勢的に移動障壁がとりのぞかれ、移動機会が増大し、業績主義原理が趨勢的に浸透してきたのならば、より機会均等で開放的な社会の構築に成功してきたといえる。

しかし、移動データの分析結果が趨勢命題ではなく、恒常性仮説とくにFJH仮説に適合するなら、日本社会は世代間分布変動による（とくに農業階層出身から他の階層への）強制移動が終息し、階層再生産構造が顕在化するのかもしれない。1955-1985年の4時点SSM調査データ分析からFJH命題に支持的結果をえた今田高俊(1989)は、日本の階層状況の変動について、次のように主張する。(1)階層を再生産する基本構造である階層再生産レジーム[10]は変わらない。(2)高度経済成長の効果による社会移動・地位非一貫性の増大は、階層再生産レジームが表面的にあらわれないようにカムフラージュしていた。(3)高度経済成長が終わることによってカムフラージュ効果が消失し、階層再生産レジームが表面化し格差が拡大する、というのである。

あるいは、新たにえられた1995年データでは、グラスキーの地位維持命題が指摘するような、産業化が高度に発展した段階における属性原理の復活、そして階層の世代間固定化への兆候がみられるのであろうか。

3-2. 時代的変動・コーホート趨勢・加齢効果変動

産業化命題を検討するためには、5時点のSSM調査データを比較しなければならない。しかし、単純に各時点の移動表や地位達成を比較するだけでは、誤った結論を導きかねない。日本以外での調査と同様に、SSM調査はほぼ就労期にある者を母集団としている。このため異なる年齢かつ出生コーホートの者を含んでいる。このため、出生コーホートにしたがって移動が増大（または減少）する趨勢があったとすると、単純な時点比較をおこなった場合、移動が増大（または減少）する時代効果による変動があったかのような結果

をもたらす。

他方で、コーホート趨勢がなく、加齢によって移動が増大（または減少）する効果があったとしよう。このときの加齢効果は、実質的には加齢にしたがって世代内移動がなされることによって、結果的に世代間移動の指標値が増大したり減少することをあらわす。この加齢効果が変化しないならば、時代的変動は判別しやすい。しかし、加齢効果が変化する（たとえば、増大効果からその消失や減少効果へ変化する）場合は、単純な時点間比較をおこなうと、時点間に相違があらわれることがあり、それを時代的変動とみなしてしまうおそれがある（第4章および第8章で詳述する）。

コーホート別分析を適用することによって、コーホート趨勢をみいだそうとする研究は、おこなわれてきている（Hauser *et al*., 1975b; Featherman and Hauser, 1978; Goldthorpe, 1980; 今田, 1979; 小島・浜名, 1984）。しかし、これまでコーホート趨勢とともに加齢効果の変容（加齢にしたがう世代内移動の変化）が時代的変動と見誤られる危険性に注目した研究は皆無であった。加齢効果におおきな変化があるのであれば、コーホート別分析も誤った結論に導かれてしまう。とくに国際比較研究では、コーホートも年齢段階も区別されずにおこなわれてきた。つまり、大きなコーホート趨勢や加齢効果の変容があるならば、FJH仮説の検証で蓄積された成果もその価値を失うことになる。

本論文では、SSM調査5時点の比較もおこなう。しかし、さらに各調査時点のデータごとに10歳間隔の4つの年齢段階（26-35歳、36-45歳、46-55歳、56-64歳）にわけ、かつそれらを出生時期に対応させたコーホート・グループとしても扱う。年齢段階は各時点で共通する4カテゴリーだが、コーホート・グループは1890-99年出生から1960-69年出生まで8カテゴリーになる。こうした調査時点、年齢段階そしてコーホートが識別されるグループごとに移動表分析および地位達成分析をおこない、それらの結果から時代的変動、コーホート趨勢、そして加齢効果の変化を読みとっていく。こうした分析は、第4章と第8章において、回帰フィッティングと名づけた方法およびグラフでの確認によっておこなう。こうした方法でも、時代効果、コーホート効果、加齢効果の統計的識別性は完全には確保しきれない。しかし、コーホート趨勢および加齢効果の変化という変動をまったく考慮しない分析よりも、その信頼性においてに優ることはあっても、劣ることはない。

4. 階級論と分断的労働市場論の展開

4-1. 地位達成研究と機能主義理論

産業化命題にかんする実証研究が、階層移動研究のメイン・ストリームとしての位置をもってきたことはすでに述べた。1970年代には地位達成研究が隆盛して、階層移動研究の主導的立場となったようにみえた。しかし、1970年代後半以降、階層移動研究の展開

には、より複雑な研究状況がうまれた。1970年後半からは階級・階層・移動にかんする計量的研究にいくつかの理論的立場が新たに参入し、地位達成研究を批判し、研究のストリームがいくつかに分岐する状況がうまれたのである。

地位達成研究の理論的基盤となったのは機能主義理論であった。さかのぼればソローキン（P.A.Sorokin）やウォーナー（W.L.Warner）にも機能主義的アプローチがみられたが、社会階層をより体系的な機能主義概念としたのは、パーソンズ（Parsons, 1940）やデーヴィスとムーア（Davis and Moore, 1945）であった。かれらによれば、社会階層は、社会的分業・職業分化を制度化するメカニズムであり、社会の機能的必要をみたす普遍的現象である。社会的地位・役割には機能的重要性の格差があり、他方で、重要な地位について役割をはたす有能な人員も相対的に稀少である。階層は序列的なもので、その序列にしたがって報酬を格差的に分配することによって、社会的地位への人員配分と役割遂行を動機づける。格差的報酬の分配には、それを正当化する人々の合意が必要である。さまざまに分化した職業への序列的格付け評価にかんする社会的合意が、職業威信とされる。この序列化された社会的評価という職業的地位概念が、職業威信（または社会経済的地位指標SEI[11]）の量的測定を根拠づけ、地位達成研究を可能にしたのであった。

4-2. 階級論的計量研究の展開

機能主義理論にもとづいた職業威信を利用する地位達成研究に対抗するように、1970年代後半から、階級論的立場にたつ計量的研究があらわれてくる。マルクス主義階級理論の立場にたつライトとペローン（Wright and Perrone, 1977; Wright, 1979）は、階級カテゴリーが生産における生産関係的位置をしめすもので、職業分類とは異なるものだと主張する。そして、（所得決定または所得達成分析とよばれる）所得にたいする重回帰分析をおこない、職業的地位（威信）よりも、資本家階級・経営監督者・労働者階級・中産階級などの階級カテゴリー変数のほうが説明力が高いことを報告した。

かれらの研究は、マルクス主義階級理論に立脚したものとしては、本格的に統計的分析手法を導入した研究であり[12]、その後、ライトを中心として、マルクス主義的な階級分類カテゴリーをもちいた計量的研究が急速に増加していった（Robinson and Kelley,1979 ; Koo and Hong, 1980; Wright *et al*., 1982; Robinson, 1984a, 1984b; Robinson and Garnier, 1985; Wright, 1985; Wright and Martin, 1987; Wright and Chou, 1992; Western and Wright, 1994; 橋本,1986,1990）。これらの研究は、階級的位置および階級関係が不平等構造の構成要素として無視しえない重要性をもつことを主張してきた。

1980年代以降、独自の階級分類を提示し、エリクソンとともにFJH命題の国際比較研究を精力的に進めてきたゴールドソープも、地位達成研究を批判してきた。ゴールドソープは、みずからの立場をマルキシアン（Marxian）としている（Goldthorpe,1980:28）。しかし、かれの分類は、ウェーバー的多元論の影響をうけたロックウッド（D.Lockwood）の階級論

を受け継ぎ、さらにダーレンドルフ(R.Dahrendof)のサービス階級論をとりいれたものになっている。かれはネオ・ウェーバー派と評されることが多いが、生産関係上や雇用関係上（労働市場内）の位置をあらわす市場状況(market situation)と労働状況(work situation)を強調する点で、ネオ・ウェーバー派とマルキシアンの融合的立場といえよう(Erikson and Goldthorpe,1992:37-40.参照)[13]。

かれは、方法的個人主義およびリベラル・セオリーにもとづく点において、地位達成研究をきびしく批判する。職業威信およびSEIの使用は、職業的分化を1次元的連続体ととらえ、移動をその連続体上の位置で測定する方法的個人主義となっている。この方法的個人主義は、威信以外の分化次元つまり階級という社会集団の関係的側面を無視している。地位達成研究は、移動における、階級という社会集団間の格差という観点を欠落しており、インダストリアリズムという普遍主義を偏重するアメリカ社会科学者のリベラル・セオリーにもとづくものだ、というのである(Goldthorpe, 1980:15-7; Erikson and Goldthorpe, 1992:3-9)。

4-3. 分断的労働市場論の展開

階級論的計量研究があらわれた1970年代後半には、分断的労働市場論(Segmented Labor Markets Theory)の立場にたつ計量的研究もあらわれ、地位達成研究を批判しはじめた。地位達成研究は新古典派経済学理論を踏襲したもので、階層構造を単一の開かれた自由市場と想定したものだとする。その想定のもとでは、異なる属性（人口学的特徴、学歴など）をもつ諸個人の完全競争状態が仮定されている。諸個人が参入し移動する労働市場のもつ障壁や格差が看過されている、と批判する。こうした仮定にたいして、分断的労働市場論の研究者は、制度派経済学の労働市場概念を採用する。階層構造はいくつかの労働市場に分断化されており、その分断的労働市場が教育・職業・所得など不平等の基本構造だと主張する(Beck and Tolbert Ⅱ, 1980; Hodson and Kaufman, 1982)。

分断的労働市場論の研究では、制度派経済学のドーリンジャーとピオーリ（Doeringer and Piore, 1971)の二重労働市場論における第1次労働市場(primary sector)と第2次労働市場(secondary sector)（あるいは中心部門core sectorと周辺部門periphery sector）の市場区分をもちいて所得決定分析や職歴移動の研究が進められた。第1次労働市場は、高賃金、良好な労働条件、雇用の安定性、高い昇進機会によって、他方の第2次労働市場は低賃金、劣悪な労働条件、不安定な雇用と高い労働移動、昇進機会の欠如によって特徴づけられる。ただし、第1次および第2次労働市場の分類方法は、産業、職業、企業規模あるいはそれらの組み合わせにもとづいて多様になされており、現在でも分類法をめぐる議論が続いている。

所得決定分析では、教育・在職期間・熟練度などの人的資本変数とともに、市場分類が投入され、諸個人が所属する労働市場部門の変数が、人的資本と匹敵するかそれ以上の所

得増減効果をもつことがしめされた（Bibb and Form, 1977; Beck *et al*., 1978; Stolzenberg, 1975, 1978; Hodson, 1984)。他方で、労働市場の分断化を職歴形態の相違から分析する研究もなされた。第1次労働市場では、雇用関係が閉鎖的で、在職者の雇用が安定していて外部の者との競争から隔絶されているため、転職は高い収入や地位、良好な労働条件の職への自発的なもので、「空席競争(vacancy competition)」が特徴的であった。これと対照的に第2次労働市場では、雇用関係が開放的で、転職は労働力受給を反映する解雇や高賃金をもとめての「賃金競争(wage competition)」によっておこなわれていた(Sorensen and Tuma,1981.またThurow, 1975.を参照)。

4-4. ストリームの複線化

地位達成分析にたいするマルクス主義的階級論と分断的労働市場論からの批判は、機能主義理論と産業化理論的収斂説、職業威信次元の偏重による方法的個人主義、完全自由競争市場の前提などを批判する点において共通していた。また、こうした理論基盤と前提に対抗して、諸個人の自由な移動を妨げ、社会的不平等をもたらす社会集合体・社会集団レベルにおける障壁やマクロな構造的要因を強調する点においても共通していた。そのため、これらの研究は「新構造主義(new structuralism)」と包括的に呼ばれることもある（Baron and Bielby, 1980)。ここでもこの呼びかたを使用することにする。ただし、この新構造主義は、理論的に一枚岩なわけではない。また、ゴールドソープの階級論およびFJH命題の検証研究が活発化する以前に指摘されたものなので、これらを含んでいない。

新構造主義と呼ばれる諸研究では、従来の階層移動研究があまり扱わなかった所得格差や職歴移動を分析対象とするものが多かった。しかし、階級カテゴリーをもちいた世代間移動表分析(Robinson, 1984a; Western and and Wright, 1994)や、階級カテゴリー変数を重回帰分析またはロジスティック回帰分析に投入して（地位達成研究に対抗するような）階級的位置の世代間継承分析もおこなわれている(Griffin and Kalleberg,1981 ; Robinson, 1984b ; Robinson and Garnier, 1985)。

階層移動研究のメイン・ストリームは、1960年代におけるリプセット=ゼターバーグ命題の国際比較、そして1970年代における地位達成分析によるブラウ=ダンカンの分析結果およびトライマン命題の検証と引き継がれてきた。しかし、1970年代後半からはマルクス主義的階級論と分断的労働市場論が階層移動研究の一翼となることによって、地位達成研究とともにこれらが研究ストリームの複線化をもたらした。他方で、産業化命題の検証は、1980年代にはいって、ゴールドソープの階級分類をもちいたFJH仮説の検証研究が活発化することによって、メイン・ストリームとしての位置をたもってきた。しかし、産業化命題の検証研究の位置は、階層移動研究のストリームの複線化によって、1960～70年代のような独壇場ではなくなったのである。

5. 職業的地位の多元性

マルクス主義的階級論と分断的労働市場論は、労働市場および産業経済の二重構造、階級的位置と階級関係など、不平等をもたらすマクロな構造的要因を強調した。さらにFJH仮説の検証研究も含めて、研究ストリームの複線化は、職業階層的地位への多元的アプローチと、結果の不平等という研究対象拡大をもたらした。前者についてはこの節で、後者については次節で述べることにする。

5-1. 多元的アプローチ

新構造主義と包括される諸研究では、不平等をもたらす構造的要因として、階級的位置、権威、組織規模、労働市場部門など多様な変数がもちいられた。これらと、地位達成研究が重視した人的資本変数つまり教育の影響力（たとえば所得や地位継承にたいする効果）を比較し、構造的変数の優位性を主張する研究スタイルがとられた。こうした研究スタイルは、職業的地位の多元性にたいする注意を喚起するものであった。

分断的労働市場論では、その分断化をもたらす次元として、職業、産業、企業規模などがつねに比較されてきた。階級論的研究でも、ライバル仮説としての機能主義、ライバル変数としての狭義の職業分類（または職業威信）が比較されてきた。たとえば、カレバーグとグリフィン(Kalleberg and Griffin,1980; Griffin and Kalleberg,1981)は、重回帰分析による所得達成や地位継承の分析をおこない、階級カテゴリーの効果を職業分類やSEIのそれと対比している。

さらに階級論のなかでも、マルクスとダーレンドルフの理論それぞれにもとづく階級位置を比較する研究もなされた。ロビンソンとケリー(Robinson and Kelley, 1979)は、所得決定分析をおこなった。かれらは、マルクスとダーレンドルフの階級論の本質的特徴が、それぞれ生産手段所有による統制(control)と、職場における他者にたいする権威(authority)にあるとして、これらの影響力を比較し、ダーレンドルフの権威関係による階級モデルの有効性を報告した。

このように、新構造主義の台頭は、職業にかんして測定する多元的な位置を比較するという視座をもたらした。ところが、日本の階層移動研究では、ウェーバー的多元論を継承した社会階層論の立場にたつとされながらも(富永, 1979a:7)、SSM調査研究では、職業分類（SSM職業8分類およびそれを合併したカテゴリー）と職業威信にもとづいた研究がほとんどであった。つまり、ウェーバーの「身分」概念にもとづく狭義の職業的地位だけを採用してきたのである。職業分類に自営・被雇用そして企業規模を組みあわせた分類は、原(1979)が職業経歴で使用していたぐらいで、富永(1992)や盛山ら(1990)が新たな分類を使用しはじめたのは1990年代になってからであった。また、階級論の立場からの計量的

研究は橋本（1986, 1990)や牛島(1995)がみられるぐらいである。つまり、多元的な職業階層的地位を比較するという視座はまったくなかったといってよい。

本論文では、多元的な位置・地位の比較という視座を採用する。もちろん1つの理論基盤から仮説を導出してそれを検証するというスタイルもある。しかし、研究ストリームの複線化およびそのなかで蓄積された知見は、職業分類および職業威信に依存する合理的そして経験的根拠が薄弱であることをしめしている。むしろ、本論文は、多元的な位置・地位が不平等形成にもたらす効果の優劣を経験的に比較し、探索する立場にたつ。

そこで、本論文では、階層という用語をもっとも広義の概念として使用し、それには機能主義的な狭義の階層論、階級論、分断的労働市場などの分析概念および多元的次元が含まれた社会的不平等概念とする。したがって、職業分類および職業威信、マルクス主義の階級的位置、ダーレンドルフの権威関係、そして労働市場部門上の位置などを、すべて職業的地位または職業階層的地位と呼ぶことにする。新構造主義的な脈絡からいえば、これらを職業的地位と呼ぶことには抵抗があるだろう。しかし、用語表記が煩雑になり混乱をきたすおそれがあるため、そしてデータ分析上は多元的次元を個人の特性として測定せざるをえないことから、階層および職業階層的地位概念に各理論の提示する次元を包摂できるようするのである。

次に、既存研究で蓄積された成果にもとづいて、本論文で具体的に採用する多元的な職業的地位を提示しよう。それは、職業分類および職業威信、自営・被雇用、役職的地位、企業規模である。

5-2. 狭義の職業：職業分類および職業威信

狭義の職業分類は、職業分化および労働分業のうえでの位置をしめすもので、その位置は課業内容、技能・技術、熟練度など類似性によって分類される。すでに4-1.で述べたように、機能主義階層理論によれば、職業は序列的ハイアラーキーを構成し、各職業の格付け評価には一般的合意が形成される。この上下的な評価が職業威信であり、ウェーバーの「身分」概念にもとづくものとされる(Lockwood,1958; 富永,1979a:7)。ホラン(Horan,1978)によれば、こうした職業への格付け評価の一般的合意、評価の1次元体系(連続体)、職業の上下的序列性などの前提は、機能主義的そして新古典派的な社会構造概念から派生しているとされる。

日本の階層移動研究においては、SSM職業8分類と職業威信スコアが一般的にもちいられてきた。しかし本論文では、威信スコアももちいるが、職業階層分類については、他の次元と比較したうえで、それらを組みあわせた階層分類カテゴリー作成する（第2章）。そのため、狭義の職業分類については、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業のあいだの階層境界をとくにとりあげる。この区別は、序列的な職業ハイアラーキーを大きく分断する移動障壁だと指摘され、階層移動研究の基本分類となってきた。たとえば、ブラウとダ

ンカン(Blau and Duncan,1967:78)は、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業のあいだに階級境界(class boundary)が存在し、世代間移動がこれらの境界によって分断されているとした。また、国際比較研究でも頻繁にもちいられてきた(Lipset and Bendix, 1959; Grusky and Hauser, 1984.など)。

5-3. 生産手段の所有：自営・被雇用

従業上の地位が自営業主であるか被雇用者であるかは、マルクス主義的階級分類にとってもっとも重要な次元である。階級は生産の社会関係にもとづくもので、生産手段の所有・非所有によって資本家階級・労働者階級という利害を対立させる集団を構成する。他の中間階級カテゴリーも設定されることもあるが、資本や土地という生産手段を所有する自営業主を資本家、それらをもたない被雇用者を労働者とするのが分類の基本になっている。ロビンソンら(Robinson, 1984b; Robinson and Garnier, 1985)は、アメリカ・イギリス・北アイルランド・アルゼンチン・チリ、そしてフランスなど各国データで、生産手段の所有つまり資本家あるいはプチブルという地位が、教育に媒介されずに、世代間で直接継承されるきわめて強い傾向がみられたと報告している。また、小模自営業主を分類カテゴリーに含めた移動表分析では、上層ホワイトカラーや農業と同じように世代間地位継承が高いことが報告されている(Goldthorpe, 1980:94-118; Featherman and Hauser,1978:150-73; Erikson *et al*.,1982; Kerckhoff *et al*.,1985)。

5-4. 労働の統制および権威（権限）関係：役職的地位

ライト(E.O.Wright)は、マルクス主義的な計量研究を推進してきたが、2種類の階級分類を提示している。しかし、いずれにおいても自営・被雇用の次元とともに役職次元の測定が重要になっている。はじめに提示された分類は、階級的支配関係を重視したものであった。現代資本主義においては経済的所有関係と生産過程の管理統制が分化してきており、さらに後者が生産手段と労働者にたいする統制にそれぞれ分化しているとされた。したがって、資本家階級とプチブル階級をわけるのは他の労働者にたいするコントロール（統制）という基準であった(Wright and Perrone, 1977; Wright,1978, 訳:65-76; 牛島, 1995:13-15)。その後、かれは、支配概念にかえて搾取概念を中心においたに新分類を提示したが、そこでも組織をコントロールする管理者(managers)・監督者(supervisors)と労働者を分ける基準は役職（部下）の有無であった(Wright, 1985:148-52)。

ダーレンドルフ(Dahrendorf, 1959)の階級論では、後期資本主義社会においては権力と支配の構造および制度的秩序（たとえば企業）が階級を形成する構造的要因だとして、権限の所有またはそれからの排除、つまり権力支配関係が重視されていた。ライトは、自分の分類基準の１つである支配関係が、ダーレンドルフのそれと類似していることをみずから指摘しており、とくに測定・操作化の段階では権威（権限）関係を実質的に採用したものだといえる(Wright, 1985:56-7, 209-301)。

以上にように、役職的地位（あるいは部下の有無）は、労働の統制、組織内権限関係を測定するために使われている。

5-5. 分断的労働市場：企業規模

分断的労働市場論の研究は、この立場にたつ発表論文数が1980年代になって減少して、その関心が遠のいた観があったが、1990年代になり、サカモトを中心として再活性化しつつある(Sakamoto and Chen, 1991,1993; Sakamoto and Powers, 1995)。かれらの二重労働市場の分類は、ホワイトカラーか否か、組合契約が可能か否か、寡占企業か否か、企業規模、公共・民間部門の区別などからいくつかを組み合わせたもので、論文によって異なっている。しかし、その分類法にはつねに企業規模が含まれており、大企業における企業間移動の低さ、高賃金などが確認されている。

他方で、階層的地位の報酬における不平等を、所得・昇進機会・課業における自律性など職務報酬(job rewards)から研究しているカレバーグら(Kalleberg and Van Buren,1992,1996; Kalleberg and Marsden, 1995)は、それらの職務報酬を規定する要因として企業規模が最重要だと報告している。企業規模と企業内部労働市場(FIRMs: Firm Internal Labor Market)[14]の存在には強い関連が認められた。結局、大企業に内部労働市場が存在し、企業間移動を減少させ、職務報酬を高めているというのである。

従来から日本の二重構造論では、大企業と中小企業では賃金・福利厚生・雇用の安定性などに大きな格差があると指摘されてきた。石田(Ishida, 1993:224-6,259)は、アメリカとの比較で学歴・職業威信・所得・住宅所有・財産の企業規模格差が日本に顕著な特徴であることを確認し、企業規模という二重労働市場が日本における不平等な分配の源泉として重要であることを指摘している。しかし、カレバーグら(Kalleberg and Van Buren,1992)は、アメリカ、日本、ノルウェーの比較研究で、アメリカでの規模別賃金格差が他の2国よりもとくに大きいものだったことを報告している。

また、ラファロビッチ(Raffalovich,1994)は、アメリカのデータで、産業分類をもちいた分断的労働市場部門間の所得格差は、職業間所得格差をコントロールすると小さくなってしまうことから、産業による部門分類は不適切な操作化だと結論づけた。また高瀬(1998)は、1995年SSM調査データから、企業間移動の格差は産業分類間にはみられず、企業規模間にみられたことを報告している。つまり、大企業ほど企業間移動を減少させて終身雇用労働者を増大させる規模効果がみられたのである。

以上のように、企業規模をそのまま分断的労働市場部門の分類とすることには議論の余地はあるが、所得や昇進機会を含む職務報酬、企業間職歴移動に大きな影響力をもつことが確認されている。

5-6. 多元的地位の比較：第2の研究課題

本論文の第2の研究課題は、多元的な職業階層的地位にたいする比較的視座をもつことによって、日本社会の不平等構造の特徴をあきらかにすることである。たとえば、世代間移動表分析で、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の職業分類が他の次元よりも明瞭に地位継承・移動のパターンを形成しているのであれば、機能主義階層理論の主張する序列的ハイアラーキーの経験的妥当性が高まる。また、自営の地位継承が他の次元よりも強くあらわれていたら、生産手段の所有関係を世代間で譲渡することが階層（階級）再生産の重要なメカニズムだということになる。同様に、役職は労働の統制および権威関係、企業規模は分断的労働市場を浮かびあがらせる。

本論文では、世代間移動表の分析、資産格差および相続贈与の分析、そして教育達成・職業達成・所得達成の分析をおこなうが、職業階層的地位にかんしては一貫して多元的なアプローチを採用し、職業分類、自営・被雇用、役職的地位、企業規模の影響力を比較する。

6. 結果の不平等

6-1. 機会の不平等と結果の不平等

1970年代にとくにアメリカで地位達成研究が活発化した背景には、教育が階層移動にもたらす効果についての社会的、学問的関心が高まったことがある。1940年代の段階ですでに、ウォーナー（Warner *et al.*, 1944）は、学校教育が階層移動を促進する機能と、既存の階層を維持させる機能の2つの矛盾する側面をもつことを指摘していた。戦後のアメリカは、経済成長への人的要因、教育の拡大と効率化、人的能力の開発などに関心をむけていった。技術の高度化と専門化に対応する人材養成、移動の促進と不平等解消への積極的社会政策が推進された[15]。このマンパワー政策は、ベッカー（G.S.Becker）らの新古典派労働経済学の人的資本論にもとづいたものであった。潜在的労働力を各種教育訓練の拡充と強化をつうじて雇用に適した労働力として供給し、それによって経済的厚生と所得格差緩和をはかり、国民経済全体の生産力を高めるという実践的目的があった。地位達成研究は、世代間階層移動における教育の媒介的役割と、初職・現職にたいする教育の影響力の大きさをしめすことで、行政機関や研究者に教育の重要性にたいする注意をいっそう喚起することとなった。

しかし、他方で、公民権運動が高まるなかで、公民権法にしたっがて実施された「教育機会均等にかんする調査」による「コールマン報告」は、ウォーナーの指摘した階層維持の側面がアメリカ社会に根強く存在していることを明らかにしたのであった（Coleman *et al.*, 1966）。この報告では、学校教育にたいする物質的資源配分（予算や施設など）やカリキュラム編成、教員配置などの点で学校間格差がほとんどないこと、これらの相違が学業成績に影響していないこと、それにもかかわらず人種や出身階層の相違による成績格差が学年をますごとに拡大することが明らかにされた。また、ジェンクスら（Jencks *et al.*, 1972）も、この調査データやOCG調査データなどを再分析し、コールマン報告と同様に、教育の機会均等が確保されても、結果的には学業成績・職業的地位・所得の不平等が縮小しないことを指摘した。これらの研究は、機会の不平等と結果の不平等を明確に区別する必要性を知らしめ、マイノリティーなどにたいする補償的優遇政策（Affirmative Action）に結実していく。

こうした1970年代のアメリカ社会のコンテクストなかで、新古典派経済学の労働市場論では貧困の持続性や所得格差を説明しきれないという認識がひろがり、教育社会学においても葛藤理論およびマルクス主義的階級論が台頭する。新構造主義も、こうした流れのなかで、結果の不平等とその格差をもたらすメカニズムを研究対象として活発化したのである。とくに所得格差の研究は、1970年代後半から新構造主義の諸研究でなされたが、さらに1990年代に入ってマクロな所得格差のトレンド分析も加わってさらに活発化している（Sakamoto and Chen, 1991,1993; Kalleberg and Van Buren,1992,1996; Halaby and Weakliem, 1993; Morris *et al.*,1994; Nielsen,1994; Raffolovich,1994; Kalleberg and Marsden,1995; Nielsen and Alderson, 1997）。こうした所得格差にかんする研究関心の高まりは、アメリカをはじめ先進各国でジニ係数等などでみたマクロな所得格差が1970年代以降に拡大していると報告されたこと[16]、そして1980年代アメリカでの経済不振による貧富の格差拡大への関心が高まったことなどがその背景にあったものといえよう。

6-2. 日本における移動と結果不平等

アメリカを中心として結果の不平等研究が活発なのにたいして、日本の階層移動研究では、結果の不平等をもたらす世代間移動のメカニズムという研究課題はあまり取りあげられてこなかった。地位達成の帰結としての所得を従属変数とした所得達成（所得決定）分析はいくつかあるが、職業階層的地位は職業威信つまり職業分類次元だけをとりあげたものであった。

富永（1979b）は、1965年と1975年のSSM調査データをもちいた地位達成分析をおこない、所得決定にはかんしては、その決定係数の低さから、本人の「教育→初職→現職」という「社会的昇進のメイン・ルート」のようなメイン・ルートがないとした（富永,1979b: 66-7）。今田（1979:111-4）も、1975年SSM調査データをもちいて年齢段階別の地位達成分析をおこない、年功的賃金制度が所得格差のおもな源泉であり、学歴や職業的地位の効果が限定されたものであることを報告している。他方で、鹿又（1990）は、1975年と1985年のSSM調査データをもちいて、所得が現職に強く影響されていて、年齢や居住地域規模の効果をコントロールすると、時間的に遡った親の教育・職業や本人初職にはほとんど影

響されないことを指摘した。また石田(1989)は、日本における学歴の所得にたいする収益効果が、アメリカよりはるかに低く、イギリスと同程度であること、そして日米では学歴の重要性が若年層ほど増大していることを報告している[17]。

6-3. 結果不平等まで含めた不平等形成メカニズム：第3の研究課題

これらの研究は、出身階層および本人階層の地位は職業威信を使用しており、多元的な職業階層的地位のうち、職業分類次元に焦点をあてた分析結果でしかない。これにたいして、石田(Ishida, 1993:208-40)は、所得・住宅所有・財産にたいする階級カテゴリー分類（自営・被雇用、企業規模、職業分類を組み合わせた分類）の説明力が教育や狭義の職業分類よりも高く、階級カテゴリーとくに企業規模が結果の不平等を説明するうえで重要であることを指摘している。また、鹿又(1993)は、所得達成分析の独立変数に職業威信だけでなく、企業規模、自営・被雇用、役職などをくわえ、役職と自営的地位が威信よりも規定力が強かったことを報告している。

これらの研究は、世代間階層移動とその経済的帰結としての所得との関係に、職業階層的地位を多元的にとらえる視座をとりいれることによって、新たな研究課題があらわれることをしめしている。所得にたいして、多元的な職業的地位つまり職業分類、自営・被雇用、役職的地位、企業規模のいずれが強い規定力をもっているのか。その規定力は、年功的賃金制度の効果よりも、あるいは業績的地位=人的資本である教育よりも強いのか。そして、所得に強く影響する地位次元は、世代間移動の地位達成過程のなかで、出身階層あるいは本人教育に影響されているのか。

さらに、所得格差という結果の不平等に帰結するメカニズムの変化に焦点をあてることは、第1の研究課題である産業化命題の検証を進めることにもなる。トライマン命題のB5とB6（本章2-2.参照）は、地位達成研究の活況によって世代間移動における教育の媒介的役割の重要性に研究関心がそそがれたため、取りあげられることが少なかった。トライマン命題にしたがえば、産業化の進展とともに所得にたいする教育の効果が弱まり、職業的地位の効果が高まるはずである。つまり、この命題では、所得は属性化した学歴ではなく、現職における業績に規定される関係が強まることを提示している。このような業績主義の浸透（徹底化）という変化が日本社会にみられるのかもしれない。あるいは、たとえば企業規模による所得規定効果が強まっているのならば、分断的労働市場の構造が顕在化してきたことになる。またあるいは、役職的地位による影響が強まっているならば、企業組織内においてより大きな権限をもつ地位の獲得、つまり昇進の重要性が高まっていることをしめすことになる。

所得が世代間移動の帰結としてのフローの経済的不平等であるならば、資産格差はそのストック格差である。1980年代半ばからはじまった地価の上昇は資産格差の拡大をもたらし、社会的関心をあつめた。1980年代半ばには、資産にもとづく購買力と消費の階層

分化が広がっているという議論があらわれ（小沢, 1985）、バブル経済の中で地価や株価の上昇が進んだ80年代末には、拡大した資産格差が世代間で固定化する可能性が指摘された。1990年代にはいってバブル経済の崩壊とともに地価が下落して、資産格差にたいする社会的関心はうすれたようにみえる。しかし、ジニ係数の分析から指摘されるように、資産格差は所得格差よりも大きい。

世代間階層移動も資産格差をもたらすメカニズムと考えられる。職業階層的地位が所得に影響し、その所得が資産格差に影響すると想定できる。鹿又(1990)も、こうした規定関係を確認している。しかし、日本の階層移動研究で資産格差を扱ったものは、資産を耐久消費財の所有個数などで測定するにとどまってきた。金融資産額や不動産価格などは扱わなかったのである。しかし、1995年SSM調査では、そうした資産にかんする設問が拡充されたため、世代間階層移動と資産格差との関連をより詳細に検討できるようになった。

本論文での第3の研究課題は、世代間階層移動がその経済的帰結としての所得と資産にどのような影響をどたらすかを検討することである。つまり、世代間移動表や教育達成および職業達成の研究でむけられていた機会の不平等にたいする関心対象を、結果の不平等まで拡大させて、不平等を形成する一連のメカニズムとしてとらえるのである。

7. 本論文の構成と研究課題

本論文は、いままで述べてきた3つの研究課題、時代的変動・コーホート趨勢・加齢効果変動を区別した産業化命題の検証、多元的な職業階層的地位の比較、所得および資産格差という結果不平等まで含めた不平等形成メカニズムの分析にもとづいて、日本社会の不平等構造およびその変動をあきらかにする試みである。もちいるデータは1955年から1995年まで5時点のSSM調査データで、第5章および第6章をのぞき、男性サンプルのみをもちいる。

上の3つの研究課題は、別個にしめしてきたが、これらは重複し、連動しあうものである。まず第2章では、多元的な職業階層的地位として職業分類、自営・被雇用、役職、企業規模をとりあげ、これらの各次元における境界移動を比較して、移動障壁をより反映する階層分類および世代間移動表を再構成する。ついで第3章では、再構成された移動表を時点比較し、世代間移動の基本的特徴およびその変動を検討する。そこでは、多元的な職業階層的地位のいずれが、世代間移動における相対的移動機会の構造的特徴をもたらしているか、そして移動機会の変動をもたらしているのかが焦点となる。さらに第4章では、多元的地位の比較とともに、時代効果による変動・コーホート趨勢による変動・加齢効果変容による変動を区別する変動分析がくわわる。時点比較の分析結果を確認しながら、変化が3種類の変動のうちいずれに該当するかを検討するのである。第3章と第4章では、

日本社会における世代間移動の変動が各種の産業化命題に適合するのか、あるいは適合しないのかが検討される。ここまでが第Ⅰ部「世代間移動の構造と変動」である。

第Ⅱ部「地位達成と結果の不平等」では、資産格差そして所得格差という結果の不平等に帰結するメカニズムについて、重回帰分析やロジスティック回帰分析を利用して分析する。第5章で資産格差の規定要因、第6章では相続贈与の有無および相続贈与額の規定要因を探索する。さらに第7章では所得達成・職業達成・教育達成の時点比較をおこない、所得という結果不平等に到達する不平等形成メカニズムを検討する。これらの各章の分析では、職業階層的地位を多元的に扱い、それらの影響力を比較することで、不平等形成メカニズムをあきらかにする。第8章では、教育達成・職業達成・所得達成について、時代効果変動・コーホート趨勢変動・加齢効果変容による変動を区別した変動分析をおこなう。

多元的な職業階層的地位の比較、時代効果変動・コーホート趨勢・加齢効果変容を区別した変動分析という研究課題を検討しながら、産業化命題の検証をおこなうことによって、日本社会の階層構造と不平等構造およびその変動を分析することが、本論文の最終的な目標である。日本社会は、トライマン命題のように業績主義化にむかう趨勢的な構造変動をしてきたのか、FJH仮説のように移動機会が変化せずに階層再生産構造を維持してきたのか、あるいは産業化の高度化によって階層を世代間で固定化するメカニズムを強めてきたのか、そしてそれらは結果の不平等をもたらす不平等形成メカニズムにどのような変化をもたらしたのか。これらの問題を検討することが最終目標である。

注

1) グラースらの調査は、イングランドとウェールズの18歳以上男女、約10,000人を母集団として実施された。

2) 結合指数と分離指数は、次式から計算される。ただし、F_{ij}は観測セル度数、$F_{i.}$と$F_{.j}$は周辺度数、Nは全サンプル数である。分母は、親と子どもの地位がまったく関連しない状態、つまり統計的独立を想定した場合の期待度数であり、完全移動状態における推定値である。したがって、これらの指数は完全移動状態にたいする現実の観測度数の比をあらわす。結合指数は、主対角線上のセルに式を適用するので、地位継承の程度をあらわす。分離指数は、主対角線上以外のセルに式を適用する。

$$\text{結合指数・分離指数} = \frac{F_{ij}}{F_{i.} \cdot F_{.j} / N}$$

3) OCG調査は、アメリカ国勢調査局によって継続的に実施されてきた人口調査の付帯調査として第1回調査が1962年に実際された。第2回目のOCGⅡ調査は、1973年に実施されている。また、重回帰分析およびパス解析の導入は、ダンカンら(Duncan and Hodge, 1963; Duncan, 1966)などにはじまる。

4) トライマンは、「Ⅰ.A. 階層分布の変動」、「Ⅰ.B. 地位達成過程の変容」、「Ⅱ.階層の帰結」に諸命題をわけている。

5) また、産業化によって業績原理が優越化するのは、産業化にともなって地位の分布格差（とくに父親の教育格差）が縮小するためであることをしめした(Treiman and Yip, 1989)。

6) ログリニア・モデルの応用は、1970年代後半から発展するが、こうした発展は1960年代からすでにグッドマンがおこなっていた研究(Goodman, 1961, 1965, 1969a, 1969b, 1972. など)に負うところが大きい。

7) エリクソンら(Erikson *et al.*, 1982)が、リプセット=ゼターバーグの命題を修正したものとして「FJH修正命題」と呼びはじめたため、FJH仮説（または命題）という表現が定着していった。

8) グラスキーは、日本の1975年SSM調査データをもちいて、地域別の地位達成分析によって地位維持命題を支持する分析結果をえている(Grusky, 1983)。

9) とくに、イギリスのゴールドソープ(J.H.Goldthorpe)、ドイツのミューラー(W.Müller)、スウェーデンのエリクソン(R.Erikson)らが中心になって、1970年代にヨーロッパ諸国でおこなわれたCASMIN(Comparative Analysis of Social Mobility in Induatrial Nations)調査によって、こうした研究が活発化した。

10) 今田(1989)は、移動表にたいするログリニア・モデルのパラメータとともに、地位達成分析の標準偏回帰係数もふくめて、これらにあらわれている移動構造を階層再生産レジームと呼んでいる。

11) SEI(Socio-Economic Index)は、教育と職業威信スコアを独立変数とした重回帰分析による推定値である(Duncan, 1961)。日本では、職業威信スコアをそのままもちいるのが一般的である。

12) Bowles(1972)、Karabel and Halsey (1977)など、1970年代に教育と社会的不平等にかんして階級論に立脚する計量的研究はあったが、測定（操作化）や分析手法の点で、ライトとペローンの研究が後続の研究にあたえた影響は大きかった。

13) ロックウッド(Lockwood, 1958)の階級論は、市場状況・労働状況・地位状況の3要素から階級をとらえものである。市場状況は所得水準・雇用の安定性・経済的向上の機会などの経済的状況、労働状況は生産過程における権威権限や管理統制体系における位置状況および労働自律性、身分状況は社会的名誉、威信をそれぞれさす。ゴールドソープはそのうち市場状況と労働状況を基準にしたホープ=ゴールドソープ職業36分類を作成し、その後それをさらにカテゴリー合併した階級7分類あるいは11分類を使用している(Goldthorpe and Hope, 1974; Goldthorpe,1980:39-42; Erikson and Goldthorpe,1992)。この11分類（実際にはさらに合併した分類）がCASMIN調査の研究者などによって頻繁に使用されている（ゴールドソープの分類については、牛島(1995:6-12)が詳しい。また、ダーレンドルフのサービス階級概念は、資

本主義社会において、権力行使や法の執行をとおして支配集団を補助し、支配集団と被支配集団を媒介する上層ノンマニュアルをさす（Dahrendof, 1964）。

14）内部労働市場と外部労働市場は、第１次・第２次労働市場とともに、二重労働市場論の分析概念である（Doeringer and Piore, 1971）。内部労働市場は、とくに大企業にみられる閉鎖的労働市場で庇護的労務慣行や労働組合に保護されている。その外にある外部労働市場は、これらの保護がない。これらの２つの市場間の移動は制限されると考えられている。

15）地域開発法、マンパワー開発法、職業教育法、経済機会法などがたて続けに制定された（島田, 1977:44-50）。

16）所得格差の拡大が、経済成長とともに所得格差が逆Ｕ型に推移するというクズネッツ曲線が観測された後に、産業化の高度化している1970年代以降の先進国で所得格差拡大がみられた。このため「グレートＵターン（Great U-Turn）」とよばれる（Nielsen and Alderson,1997）。

17）日本は1975年SSM調査、アメリカはOCGⅡ調査（1973年）、イギリスはオックスフォード大学グループによるOxford Mobility Survey（1972年）のデータを比較している。

Ⅰ　世代間移動の構造と変動

第2章　階級・階層分類の再構成

1. 世代間移動と階級・階層分類

1-1. 日本における移動の趨勢

日本のSSM調査研究においては、世代間移動表分析の研究成果が蓄積されてきた。しかし、その移動表分析では、異なる種類の階級・階層分類が使用され、たがいに矛盾する分析結果も報告されてきた。

盛山他(1990:29-32)は、SSM職業8分類で1955年から1985年まで4時点の世代間移動表を分析し、(1)事実移動率と安田指数の変化が1955年から1965年にかけておおきく増大しその後は漸増にとどまったこと、(2)強制移動率が1985年で減少したことを指摘している。安田指数は、開放性係数ともよばれ、完全移動（統計的独立）状態を想定した純粋移動量にたいする現実の純粋移動量の比である（表2-2.の注を参照）。今田(1989:64-7)も、SSM職業8分類をカテゴリー合併して5分類とした移動表を分析し、同様の結果を報告している。直井(1990)は、SSM職業8分類をカテゴリー合併した3分類で同様の結果をえたが、1965年以降の事実移動率と安田指数は横ばいに近いと指摘している。これらの分析結果から、「日本の世代間移動における量的流動化と平等化は、1955年から1965年にかけておおきく進展したが、その後の変動は大きなものではなく、むしろ1985年に分布変動による強制移動が減少した」という構図が描ける。（分類法については表2-1参照。以下同様。）

表2-1　世代間移動表分析に使用された各種の階級・階層分類

SSM職業8分類	今田(1989)	直井(1990)	盛山他(1988)	富永(1992)
専門	上層W	ﾉﾝﾏﾆｭｱﾙ	専門	経営者
管理	下層W	ﾏﾆｭｱﾙ	大W	大W
事務	上層B	農業	小W	小W
販売	下層B		自W	大B
熟練	農業		大B	小B
半熟練			小B	自営
非熟練			自B	農業
農業			農業	

注)分類名では下記のような略記を使用している。
大…大企業　　W…ホワイトカラー　　自…自営
小…中小企業　　B…ブルーカラー

こうした知見は、フェザーマン・ジョーンズ・ハウザー(Featherman, Jones and Hauser, 1975)が提示したFJH仮説と1965年以降は合致しているようにみえる。FJH仮説は、「産業化が一定の段階に達した産業社会での循環移動（世代間の分布変動による強制移動を分離除去した移動機会）のパターンは基本的に同じである」というものである。この仮説についての国際比較や時点比較による検証が、数多くの研究者によってなされ、1980年代まで多くの支持的報告がされている(2章2-4., 2-5.および鹿又(1987)を参照）。しかし、1980年代末からの国際比較研究では、それほどおおきな趨勢ではないが、平等化にむかう傾向が各国において認められるとする報告があいついだ(Ganzeboom *et al.*,1989;Wong and Hauser, 1992; Wong, 1994)。

日本のSSM調査研究でも、富永(1979b:83; 1992:467-72)は趨勢的変化を指摘してきた。かれは、SSM職業8分類、そして職業分類に従業上の地位および企業規模の次元を組み合わせた7分類によってそれぞれ移動表分析をおこない、事実移動率・強制移動率・安田指数が一貫して増大してきており、移動機会が増大し続けて社会階層の開放性が高まり続けてきた、としている。

また、盛山らは、1985年までの4時点について、「階層ハイアラーキーの構造化」がみられることを指摘した。階層ハイアラーキーの構造化とは、「ホワイトカラー対ブルーカラー、大企業対小企業という階層的順序が55年データにおいてはそれほど明確でないのに対して、85年ではきわめて明確になっている」ということである(盛山他,1988:41)。かれらは、移動表の結合指数・分離指数の推移に、上の階層的順序での下降移動の減少がみられたことから、階層ハイアラーキーの構造化と表現したのである。

1-2. 分類の妥当性

移動表分析は、ログリニア・モデルなどの統計分析手法が進展したにもかかわらず、根本的問題をもっている。それは、分析対象となる移動表データが、使用される階級・階層分類に完全に依存するという問題である。たとえば、SSM職業8分類をもちいる場合と、そのカテゴリーを合併したホワイトカラー・ブルーカラー・農業という3分類をもちいる場合では、前者の分類における「専門・管理・事務・販売」相互間および「熟練・半熟練・非熟練」相互間の移動が、後者の分類ではホワイトカラーおよびブルーカラーの地位継承をあらわすセル度数に合算される。そして、この相違は分析結果に反映される。

たとえば、盛山他(1988:38-41)は、職業分類・従業上の地位・企業規模の3次元を組み合わせた新8分類の分析で、SSM職業8分類の移動表よりも安田指数や移動率がほぼ全体に低めになることを指摘している。他方で、直井ら(Naoi and Ojima,1989; 直井,1990:16)は、SSM職業8分類とそのカテゴリーを合併した分類（5分類、4分類、3分類）を使用した移動表を比較して、カテゴリー数の多い方が強制移動率がおおきく現れることを報告している。上述した分析諸結果の相違も、すくなからず、この分類の問題から派生してい

る。

移動表を分析する研究の多くでは、階級・階層分類がアプリオリに提示され、ある特定の分類や次元の移動をなぜ重視して採用したのか（あるいは他の分類や次元をなぜ無視して採用しなかったか）について説明されていない。アプリオリな提示でない場合には、理論に依拠する分類がもちいられる。この場合、分類の採用根拠はその依拠する理論にもとめられる。理論的な分類としてもちいられるのは、たとえばライト(Wright,1978,1985)や橋本(1986,1990)のようなマルクス主義的階級分類だが、移動表の計量的分析がなされるのはまれである[1]。しかし理論的分類の使用は、その理論の仮説検証には貢献するが、他の分類と比較して経験的により有効かどうかは保証されない。いずれにしても、どの分類が階層移動を経験的により識別できるのか、という経験的妥当性の問題は看過されてきた。

従来、階級論では自営か被雇用かという従業上の地位を、階層論では仕事内容という意味での狭義の職業分類（以下ではたんに職業分類と記す）を重視した階級および階層分類をもちいてきた。しかし、近年の研究では、複数の分類次元を組み合わせた分類を使用することが多くなってきた。

たとえばゴールドソープは、1980 年以降に独自の階級分類を提示し、エリクソンとともに移動表の国際比較研究を精力的に発表してきた(Goldthorpe,1980; Erikson and Goldthorpe, 1987a,1987b,1992.)。かれらの階級分類は、職業分類・従業上の地位・企業規模・管理的地位の 4 次元を組み合わせて作成される。この分類は、市場状況(market situation)、労働状況(work situation)、地位状況(status situation)の 3 要素から階級をとらえるロックウッド(Lockwood,1958)の階級論を受け継ぎながら、そのうち市場状況と労働状況を重視し、さらにダーレンドルフ(Dahrendorf,1964)のサービス階級概念を取り入れたものとなっている。

他方で、日本における移動表分析は、いままで SSM 職業 8 分類が主流であり、分類作成の方法論に留意した研究はほとんどない。例外的に、盛山他(1988:38-44)は、移動表分析がその使用する分類に依存することを指摘している。かれらは、SSM 職業 8 分類の問題点として、日本において(1)ブルーカラーを細分化すること、(2)年功序列的な人事慣行のもとにおいて事務と管理を分類すること、(3)自営を無視することの問題点を指摘し、それにかえて新しい 8 分類を使用したのである（表 2-1 参照）。

しかし、ゴールドソープや盛山らの分類作成法は、経験的知識にもとづくとはいえ、「階級」「階層」の操作的定義が、その概念の含意を適切に測定しているかという構成概念妥当性(construct validity)について、直接的に確かめるものとはなっていない。ゴールドソープによる分類作成の実際においては、市場状況と労働状況についての既存知識（たとえば雇用条件、裁量、仕事のルーティン化の程度）を分類基準としている(Goldthope,1980: 15-7,38-67)[2]。また、盛山らは上記の問題点を指摘するにとどまっている。つまり両者とも、構成概念と他変数との関連を問題とする基準関連妥当性(criterion-related validity)をとりあげて、既存知識から類推して分類を提示しているにすぎない。(構成概念妥当性と基準

関連妥当性については Stone, 1978, 訳: 62-5.および Evans,1992.を参照)

ゴールドソープらのように就労にかかわる諸次元を組み合わせた分類を使用し、ログリニア・モデル(log-linear model)やログマルチプリケーティブ・モデル(log-multiplicative model）によって、移動にたいする諸次元の効果を分離する研究が 1980 年代末から発展してきた(Erikson and Goldthorpe, 1987a,1987b; Ishida *et al*., 1991; Wong,1992; Jones *et al*.,1994)。しかし、これらの研究では、上述した分類のアプリオリな採用そして理論的分類の採用にともなう問題が解消されてはいない。つまり、どの次元を組み合わせて 1 つの階級・階層分類を作成すべきかは検証されていないのである。

1-3. 検討課題と分析手法

本章では、分類の妥当性という問題意識にもとづきながら、階級・階層分類の再構成を試みる（以下では再構成する分類をたんに階層分類と記す）。そのために、5 時点分の日本の SSM 調査データを使いながら、階層の各次元における移動を比較し、経験的妥当性の高い分類を探索する。次章では、その再構成された分類による世代間移動表を分析し、戦後日本における世代間移動がどのように変動したのか、あるいは変動しなかったのかを検討することにしよう。

階層分類の再構成のために、次のような方法をとる。分類の経験的妥当性が高いという基準を、「少ない移動機会」かつ／または「多くの強制移動」を移動表によりあらわす分類とする。前者は、純粋移動率および安田指数の数値がより低い分類を妥当性が高いとする基準である。後者は、階層の世代間分布変動をより反映させる、つまり強制移動率が高いことを基準とする。ここでは、階層概念に移動機会格差が含意されていることを前提とする。そのため、前者は構成概念妥当性にかかわる基準なので、後者のそれより重視する。世代間移動における機会の不平等をより検出できる分類が優先されるが、それに加えて、より多くの強制移動を識別できることが望ましい。これらの基準に、より適合する分類を探索するため、具体的には次のような順序で検討する。

まず、職業階層的地位を構成する各次元における世代間移動の相違を検討する。各次元を 2 分類法として 2 × 2 の世代間移動表を作成して比較する。2 × 2 の移動表では、移動に該当するセル度数は、各次元の境界をこえた移動者数となる。つまり、各次元のもつ境界の移動障壁の強さを比較できる。第 3 に、その分析結果から、上で提示した基準にしたがって採用の必要のない次元（「高い純粋移動率・安田指数」かつ「低い強制移動率」をしめす次元）があれば、それをのぞいて新たな階層分類を再構成する[3]。

2. 階層の次元と境界

階層の分類を再構成するためにもちいる諸次元は、第1章5節でしめした職業分類、自営・被雇用、企業規模、役職的地位である。これらの次元における移動を比較するため、それぞれを2カテゴリー分類とした。ただし、職業分類2種類の2分類とした。これらの2カテゴリー間の移動は、各次元における境界をこえる移動、境界移動といえる。ここでは、それらの操作化の方法を説明する。

職業分類：a.ノンマニュアル・マニュアルおよび b.農業・非農業の境界

他の次元を2カテゴリーの分類として扱うので、それらと同等に比較できるように、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業という基本的職業分類を2種類の2分類とした。まず、「a.ノンマニュアル・マニュアル」の境界として、〈ホワイトカラー〉と〈ブルーカラーと農業〉を対比した2分類とした。より具体的には、SSM職業8分類のうち「専門・管理・事務・販売」をノンマニュアル、「熟練・半熟練・未熟練と農業」をマニュアルとした2分類にした。また、「b.農業・非農業」の境界として、SSM分類の〈農業〉と〈農業以外〉の2分類とした。これらは、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の階層境界のなかで、a.ノンマニュアル・マニュアルはホワイトカラーとその他の境界、b.農業・非農業は農業とその他の境界をあらわすことになる。

生産手段の所有：c.自営・被雇用の境界

この次元は、c.自営・被雇用の2分類とし、SSM調査での従業上の地位が「経営者・自営業主・家族従業者」（調査年次によっては「業主」「単独」を含む）を自営、「一般従業者」（同じく「雇用」）を被雇用とした。

企業規模：d.大企業・中小企業の境界

企業規模はd.大企業･中小企業の境界として、従業者数が300人以上を大企業、300人未満を中小企業とした。この分割の基準は、各年次のSSM調査に共通する区分であるため、また30人から300人までの規模に従事する者の比率がきわめて少ないため採用した。

労働の統制および権限関係：e.役職有無の境界

この次元には役職的地位があるか否かによって2分類とした。1955年調査では役職にかんする設問がなかったので、1965年以降について4時点だけの移動表となった。

3.各境界移動の趨勢

表2-2の[1]～[4]には、各境界をあらわす2分類移動表から計算された事実移動率、強制移動率、純粋移動率、安田指数をしめした（この章では移動表全体にかんする指標値のみを扱う）。事実移動率は、世代間で階層を移動した者の全サンプル中の比率である。強制移動率は、階層の分布の世代間変動によって起きた移動（者数）の比率をあらわす。純粋移動率は、事実移動から強制移動者数を除去した移動者の比率をあらわす。これらのあいだには、「事実移動率 = 強制移動率 + 純粋移動率」という関係が成りたつ。安田指数は、親と子の地位がたがいに統計的独立で完全な機会均等の状態（完全移動）を1としたときの達成比率であり、機会均等の実現度、階層構造の開放性をあらわす。なお、各境界の移動表は、比較が可能なように、各境界すべてについて欠損値のないサンプルだけで作成した。

まず、各境界移動にあらわれた移動率の推移から、量としての世代間移動の変動について概観を描いてみる。ついで、各境界別の安田指数から、移動機会の変動を検討する。

3-1. 移動の量的変動

移動率の推移をみると、1955-65年の時期とそれ以降では特徴が異なっている。表2-2[1]事実移動率、[2]強制移動率そして[3]純粋移動率の1955年から1965年にかけての変化は、b.農業・非農業の純粋移動率をのぞいてすべて増加している。とくにb.農業・非農業とc.自営・被雇用の強制移動率は、1955年でも他境界より相対的に高く(.179と.215)、さらに1965年ではおおきく増加しており(.289と.323)、これが事実移動の急増に反映されている(.260→.339と.298→.435)。したがって、この時期には、各境界における全般的流動化が起き、とくにb.農業・非農業とc.自営・被雇用の境界における構造変動による強制移動増加が大きかった。

1965年以降の事実移動は1955-65年の時期ほど大きな変化をみせておらず、変動の様相が異なっている。1955-65年に大きな変動をみせたb.農業・非農業とc.自営・被雇用の強制移動率は、その後、増加傾向が弱まり漸増となり、前者が1985年で、後者が1995年で減少に転じた。またこの2境界では、純粋移動率が1965-95年で減少し続けている。これらに対応して、この2境界の事実移動率は、1975-95年で減少傾向をみせている。

他方でa.ノンマニュアル・マニュアルとd.大企業・中小企業の事実移動率は、1955-65年の時期ほど大きくないが、1965年以降も漸増傾向を持続している。さらにe.役職有無の事実移動も、1975年以降に増大傾向をしめしている。1965年以降、これら3境界の強制移動率と純粋移動率は、横ばいか漸増傾向となる。

表2-2のe.役職有無の境界をみると、他の境界移動ときわめて異なる特徴をしめしている。事実移動率はc.自営・被雇用をのぞく他境界とほぼ変わらない水準だが、各時点とも強制移動率が低く、純粋移動率が高い。さらに、時点間の推移は大きな変動幅をみせて特徴的である。1965年にはほとんどなかった強制移動が1975年で増加し、1985年で若干低下し1995年でまた増加している[4)]。他方で純粋移動は逆のパターンで1965年に高かったものが1975年で急減し、1985年で増加に転じている。

表2-2　各移動率の推移（2分類移動表の比較）

移動率の種類 階層境界	1955年 (N=1764)	1965年 (N=1763)	1975年 (N=2191)	1985年 (N=1820)	1995年 (N=1674)
[1]事実移動率					
a.ノンマニュアル・マニュアル	.219	.300	.308	.320	.345
b.農　業・非農業	.260	.339	.348	.314	.269
c.自　営・被雇用	.298	.435	.467	.458	.422
d.大企業・中小企業	.211	.294	.289	.306	.326
e.役職有・役職無	—	.326	.278	.340	.383
[2]強制移動率					
a.ノンマニュアル・マニュアル	.091	.151	.137	.170	.164
b.農　業・非農業	.179	.289	.308	.296	.255
c.自　営・被雇用	.215	.323	.359	.372	.333
d.大企業・中小企業	.104	.145	.122	.124	.112
e.役職有・役職無	—	.006	.084	.060	.105
[3]純粋移動率					
a.ノンマニュアル・マニュアル	.128	.149	.171	.151	.182
b.農　業・非農業	.081	.050	.040	.018	.014
c.自　営・被雇用	.083	.112	.108	.086	.088
d.大企業・中小企業	.107	.150	.167	.181	.214
e.役職有・役職無	—	.320	.194	.279	.278
[4]安田指数					
a.ノンマニュアル・マニュアル	.437	.476	.499	.454	.523
b.農　業・非農業	.239	.238	.236	.167	.157
c.自　営・被雇用	.464	.492	.525	.440	.432
d.大企業・中小企業	.671	.686	.692	.668	.747
e.役職有・役職無	—	.756	.789	.812	.751

注）各動率は下記の計算式にしたがっている。ただしNは全サンプル数、$F_{i.}$は父親階層をあらわす周辺度数、$F_{.i}$は本人階層をあらわす周辺度数とする。

事実移動率 $= (N - \Sigma F_{ii}) / N$

強制移動率 $= \Sigma \mid F_{.i} - F_{i.} \mid / 2N$

純粋移動率 $= \Sigma (\min(F_{.i}, F_{i.}) - F_{ii}) / N$

安田指数 $= \dfrac{\Sigma (\min(F_{.i}, F_{i.}) - F_{ii})}{\Sigma (\min(F_{.i}, F_{i.}) - (F_{.i} \cdot F_{i.} / N))}$

3-2. 移動機会の変動

表2-2 [3]の純粋移動率の推移をみると、e.役職有無をのぞく各境界移動で1955年に0.1前後で同水準にあったのが、1965年で「e.役職有無、d.大企業・中小企業とa.ノンマニュアル・マニュアル、c.自営・被雇用、b.農業・非農業」の順に多いという格差が現れ、e.役職有無をのぞいて1965年以降は緩やかな格差拡大の傾向もみられる。

他方で、完全移動＝機会均等の達成程度をあらわす指標としての[4]安田指数をみると、

「e.役職有無、d.大企業・中小企業、a.ノンマニュアル・マニュアルとc.自営・被雇用、b.農業・非農業」の順で完全移動に近い、という格差が1955年から維持され続けている。つまり、純粋移動率とほぼ同じ順位で各境界移動は機会均等に近い、という構造がほとんど変化していない。

3-3. 量的趨勢と安定的移動機会

量としての世代間移動の変動は、2種類の大きな趨勢によってもたらされていた。第1の趨勢は、b.農業・非農業とc.自営・被雇用の強制移動量の変化である。1955年から1965年にかけて激しい分布変動による強制移動が急増するが、その後は次第に収束に向かい、減少にいたった。第2の趨勢は、純粋移動量の格差拡大である。各境界移動とも1955年には同レベルであったものが、1965年には各境界に格差が現れ、持続的な増加と減少をしめす境界が明確に分化するようになった（a.ノンマニュアル・マニュアルとd.大企業・中小企業の増大、そしてb.農業・非農業とc.自営・被雇用の減少）。

このような2種類の趨勢が加わって、1955-65年と1965年以降では異なった移動量の変動がみられた。1955-65年の時期は、強制移動の急増と純粋移動の増大によって、事実移動は全体として急増し全般的流動化が進んだ。しかし、1965年以降は強制移動の増加が収束にむかった。純粋移動は各境界のもたらす量的格差を次第に広げていくが、緩やかな趨勢であったために、1965年以前のように激しい変動ではなかった。量的移動の変動にたいして、安田指数でみた移動機会の変動は、各境界ともに1955年からほとんど変化はなかった。

4. 各境界移動の比較

次の課題は、各境界移動の分析結果にもとづき、採用する必要のない次元=境界があればそれをのぞいて、階層分類を再構成することである。表2-3は、これまでの分析結果を整理したもので、「高」「中」「低」は各統計量の数値から各境界移動の高低をしめしたものである。

表2-3　移動率の境界間比較（2分類移動表の比較）

階層境界	強制移動率	純粋移動率	安田指数
a.ノンマニュアル・マニュアル	中	中	中
b.農　業・非農業	高	低	低
c.自　営・被雇用	高	低	中
d.大企業・中小企業	中	中	高
e.役職有・役職無	低	高	高

注）「高」「中」「低」は、各移動率の高低をあらわす。

前述のように、分類の再構成にもっとも採用する必要のない境界は、「高い純粋移動率と安田指数」かつ「低い強制移動率」をしめす次元=境界である。これに該当するのは、e.役職有無である。この境界は強制移動が少なく、ほとんどが純粋移動であった。安田指数も0.8前後で他よりとびぬけて高く、完全移動にきわめて近かった。しかし、この次元=境界を非採用と判断する前に点検すべきことがある。

表2-4　役職有無のコーホート別分析

	強制移動率				安田指数			
コーホート	1965年	1975年	1985年	1995年	1965年	1975年	1985年	1995年
1900-09生	.070[d]				.630[d]			
1910-19生	.088[c]	.099[d]			.562[c]	.833[d]		
1920-29生	.072[b]	.153[c]	.065[d]		.612[b]	.631[c]	.635[d]	
1930-39生	.007[a]	.181[b]	.166[c]	.198[d]	.839[a]	.701[b]	.760[c]	.451[d]
1940-49生		.010[a]	.175[b]	.232[c]		.838[a]	.571[b]	.506[c]
1950-59生			.093[a]	.210[a]			.940[a]	.786[b]
1960-69生				.133[a]				.777[a]

注）各時点での年齢段階は a:26-35歳, b:36-45歳, c:46-55歳, d:56-65歳

第1の点検は、e.役職有無の境界の特徴的な性質が、年齢段階に規定された移動の合成された擬似的結果でないことを確認することである。日本的経営の特色とされた年功な雇用慣行のもとでは、加齢とともに従業企業組織内での管理的職位（役職）につく機会、つまり昇進する機会が多くなると考えられる。もし、年功によって中高年齢層で優先的にポストが配分されているならば、強制移動率は若年層で低く、中高年齢層で高くなるはずである。他方で、役職をもった父親の子どもが役職を獲得する管理的地位継承が、中高年齢段階に集中的に発生するならば、安田指数は若年層で高く、中高年齢層で低くなるはずである。これらをコーホート別移動表から分析した結果が表2-4である。

表2-4で各調査時点のコーホートを比較しても、各コーホートの時点間比較でも、36歳から55歳の年齢段階（太字の数字で表記した部分）で、強制移動率が高く、安田指数が低くなる傾向をしめしている。つまり、この中高年段階において役職＝管理的地位が年功的に優先配分され、また世代間地位継承が強まるという予想とおおよそ一致した（1995年の安田指数は合致しない）。しかし、それにもかかわらず、他の境界よりも強制移動率が低く、安田指数が高いという性質に変わりはない。他の4境界についてもコーホート別分析をおこなって比較したが、この性質が確認され、他境界との数値差のほうが表2-4の年齢段階による差よりもはるかに大きかった。したがって、年齢段階による影響はあるものの、e.役職有無の境界にみられた特徴的な性質は擬似的なものではなかった。

第2の点検は、階層状況をあらわす他変数との関連、つまり基準関連妥当性の確認である。表2-5, 2-6, 2-7はそれぞれ、本人について、各境界と職業威信スコア（現職）・教育年数・個人年収との関連を分散分析（1元配置）でみた結果である（個人年収は各時点内で標準化したスコアをもちいた）。

*F*値の大きさに注目すると、表2-5から職業威信スコアをより識別できるのは、a.ノンマニュアル・マニュアル、ついでe.役職有無の境界であることがわかる。表2-6の教育年数は、a.ノンマニュアル・マニュアルの境界ととくに強い関連をもつが、他の境界とは同程度でそれほど強くない。表2-7の個人年収は、e.役職有無、ついでa.ノンマニュアル・マニュアルの境界と関連が強い。

表2-5　階層境界と職業威信

	*F*値				
階層の境界	1955年	1965年	1975年	1985年	1995年
a. ﾉﾝﾏﾆｭｱﾙ・ﾏﾆｭｱﾙ	1460.18**	1353.82**	1880.22**	1630.15**	1676.18**
b. 農　業・非農業	163.78**	113.89**	124.66**	71.08**	69.52**
c. 自　営・被雇用	68.02**	88.63**	100.30**	55.11**	35.58**
d. 大企業・中小企業	141.40**	61.14**	79.29**	127.84**	86.39**
e. 役職有・役職無	—	268.46**	565.63**	365.46**	295.32**

表2-6　階層境界と教育年数

	*F*値				
階層の境界	1955年	1965年	1975年	1985年	1995年
a. ﾉﾝﾏﾆｭｱﾙ・ﾏﾆｭｱﾙ	681.74**	552.45**	718.43**	672.41**	678.83**
b. 農　業・非農業	195.37**	172.62**	184.04**	123.25**	94.94**
c. 自　営・被雇用	173.04**	173.64**	170.73**	107.64**	96.96**
d. 大企業・中小企業	197.96**	118.34**	237.19**	222.38**	176.21**
e. 役職有・役職無	—	69.73**	145.99**	116.40**	127.49**

表2-7　本人の階層境界と個人年収

	*F*値				
階層境界	1955年	1965年	1975年	1985年	1995年
a. ﾉﾝﾏﾆｭｱﾙ・ﾏﾆｭｱﾙ	59.56**	42.28**	200.31**	216.64**	191.95**
b. 農　業・非農業	—[1)]	13.83**	37.67**	30.76**	35.78**
c. 自　営・被雇用	16.28**	7.26**	8.56**	7.35**	10.41**
d. 大企業・中小企業	6.32*	0.01	38.87**	63.77**	38.46**
e. 役職有・役職無	—	110.74**	322.58**	367.00**	419.22**

1）1955年調査では、農業従事者の年収を設問していない。

e.役職有無は、強制移動率が低く、純粋移動率と安田指数が高く、階層分類に採用する必要のない境界であったが、職業威信と所得との関連が強かった。そのため、この境界を採用しないで階層分類を作成すると、その分類はこれらの変数と弱い関連しかしめせない。しかし、そうした分類を作成しても問題はない。

職業威信については、a.ノンマニュアル・マニュアルがとびぬけて高く、それにつぐとはいえ F 値はその 20-30%にすぎない。また、とくに強い関連をもっていた所得は、世代間移動における移動機会そのものに影響されているのではなく、移動の到達位置つまり現職における役職の有無に直接影響されて強い関連をしめしたと考えられる。さらに、世代間移動過程における重要な媒介要因である教育とあまり関連をもたないので、移動過程の分析（たとえば父職×本人教育×本人現職の 3 重クロス表の分析）をしたとしても非採用の影響は小さい。以上より、e.役職有無は、採用する必要のない次元=境界と判断し、他の 4 境界から階層分類を再構成した。

5. 階層分類の再構成

図 2-1 は、階層分類を再構成した分類法を示したものである。職業分類の境界はこれまで a.ノンマニュアル・マニュアルと b.農業・非農業の 2 境界として別個に扱ってきたが、双方とも採用するので「ホワイトカラー・ブルーカラー・農業」の 3 分類とした[5]。

図2-1　階層7分類

	従業上の地位			
	自営		被雇用	
	企業規模		企業規模	
職　業	大企業	中小企業	大企業	中小企業
ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ		3.自W	1.大W	2.小W
ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ		6.自B	4.大B	5.小B
農　業		7.農業		

略記法　1.大W＝大企業ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ　4.大B＝大企業ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ　7.農業＝農業
2.小W＝中小企業ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ　5.小B＝中小企業ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ
3.自W＝自営ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ　6.自B＝自営ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ

章末の付表に、階層 7 分類によって作成された 1955-95 年の 5 時点の世代間移動表をしめしてある。表 2-8 は、既存研究の各移動率と安田指数とともに、[1]に付表の移動表から計算した結果をしめしてある。安田指数をのぞく各移動率とくに純粋移動率は、各境界別にみた移動率（表 2-2）より大きな数値となっているが、これは 2 分類から 7 分類にカテゴリー数がふえて、主対角線以外のセル（移動者）の観測度数が増加したためである。

表 2-8　移動率の推移と比較

移動率の種類	1955年	1965年	1975年	1985年	1995年
[1]階層 7 分類（付表）の分析結果					
事実移動率	.471	.660	.685	.698	.721
強制移動率	.211	.327	.363	.364	.326
純粋移動率	.259	.333	.322	.334	.395
安田指数	.530	.665	.659	.655	.727
[2]SSM 職業 8 分類の結果					
事実移動率	.483	.651	.698	.712	.724
強制移動率	.180	.293	.301	.279	.231
純粋移動率	.303	.358	.397	.436	.494
安田指数	.558	.666	.718	.725	.767
[3]盛山他（1988, p.40）の新 8 分類の結果					
事実移動率	.494	.655	.686	.711	
強制移動率	.188	.320	.342	.323	
純粋移動率	.306	.335	.343	.388	
安田指数	.572	.646	.661	.691	
[4]富永（1992, p.470）の 7 分類の結果					
事実移動率	.487	.659	.677	.714	
強制移動率	.215	.318	.350	.360	
純粋移動率	.272	.341	.327	.354	
安田指数	.552	.644	.659	.701	

表 2-8[1]の再構成した分類による移動表の数値を、[2]の SSM 職業 8 分類や[3][4]の既存研究の結果と比較すると、そのほとんどで強制移動率が高く、純粋移動率と安田指数が低くなっている。それほど大きな差ではないが、より少ない移動機会そしてより大きな強制移動を識別する、という冒頭で設定した目標をみたしている。つまり、それほど極端ではないが、他の分類法よりも、経験的妥当性のより高いものになっていることが確かめられる。

さらに表 2-9, 2-10, 2-11 は、再構成された階層分類カテゴリーと地位特性がどのような関連をもっているか、分散分析で検討した結果である。

現職の威信スコアを従属変数とした表 2-8 でその平均値をみると、ホワイトカラーとくにその被雇用者の威信が高く、ブルーカラー・農業との差異が大きく、1955-95 年のあいだでそうした差異はほとんど変化していないことが確認できる。

表2-9　階層7分類と本人職業威信（分散分析：F 値と平均値・標準偏差）

	1955年 (*N=1876*)	1965年 (*N=1946*)	1975年 (*N=2510*)	1985年 (*N=2185*)	1995年 (*N=2161*)
F　値	284.65**	262.61**	360.90**	335.50**	285.78**
大企業ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ	54.9(8.9)	53.4(8.9)	53.9(8.9)	55.5(9.6)	54.6(8.9)
中小企業ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ	49.9(9.1)	54.1(13.7)	54.5(12.9)	54.1(11.7)	53.5(11.7)
自営ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ	51.1(13.3)	47.5(10.0)	50.1(9.6)	50.0(8.8)	50.9(10.6)
大企業ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ	36.4(7.4)	37.5(6.2)	38.4(5.8)	39.1(5.6)	39.0(4.3)
中小企業ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ	36.5(6.0)	37.3(5.5)	37.7(5.8)	37.7(5.7)	38.1(5.3)
自営ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ	38.5(5.3)	39.2(4.8)	39.3(4.5)	39.6(4.9)	39.6(4.9)
農　　業	39.6(1.7)	39.7(1.1)	39.6(2.4)	39.4(1.7)	38.8(3.0)

注）（ ）内は標準偏差　　** 1%水準で有意　* 5%水準で有意

表2-10　階層7分類と本人教育年数（分散分析：F 値と平均値・標準偏差）

	1955年 (*N=1881*)	1965年 (*N=1944*)	1975年 (*N=2506*)	1985年 (*N=2187*)	1995年 (*N=2160*)
F　値	139.64**	113.26**	155.26**	140.88**	137.31**
大企業ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ	12.2(3.0)	12.0(3.0)	13.1(2.7)	13.8(2.4)	14.2(2.3)
中小企業ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ	11.2(2.8)	11.4(2.9)	11.9(2.8)	12.7(2.6)	13.4(2.4)
自営ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ	9.9(3.3)	10.1(3.0)	11.0(2.9)	12.1(3.0)	12.5(2.7)
大企業ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ	8.1(1.8)	9.2(1.9)	10.2(2.2)	11.1(2.0)	11.7(1.9)
中小企業ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ	7.9(2.1)	9.1(2.1)	9.6(2.1)	10.3(2.1)	10.9(2.0)
自営ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ	8.1(2.2)	8.7(1.8)	9.7(2.3)	10.3(2.5)	10.7(2.3)
農　　業	7.9(1.9)	8.3(1.6)	9.0(2.2)	9.4(2.1)	10.1(2.4)

表2-11　階層7分類と本人個人年収（分散分析：F 値と平均値・標準偏差）

	1955年 (*N=1113*)	1965年 (*N=1773*)	1975年 (*N=2413*)	1985年 (*N=1997*)	1995年 (*N=2014*)
F　値	22.19**	16.59**	37.88**	49.35**	35.68**
大企業ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ	.21(.77)	.14(.63)	.41(1.05)	.52(.98)	.46(.93)
中小企業ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ	-.12(.56)	.46(1.58)	.29(1.13)	.38(1.17)	.34(1.09)
自営ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ	.52(1.56)	.26(1.09)	.25(1.24)	.30(1.24)	.30(1.47)
大企業ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ	.02(.52)	-.01(1.08)	-.12(.48)	.08(.54)	-.03(.06)
中小企業ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ	-.45(.32)	-.18(.84)	-.33(.57)	-.39(.50)	-.27(.57)
自営ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ	.07(1.04)	-.11(.73)	-.00(1.12)	-.04(.87)	-.06(.98)
農　　業	—[a]	-.21(.71)	-.26(.98)	-.34(1.03)	-.42(1.00)

a. 1955年は農業従事者の年収を設問していない。

また、本人の教育年数を従属変数とした表2-9では、大企業ホワイトカラーから農業まで並べられた順序で平均教育年数が序列化され、この序列は高学歴化が進んだ後続の時点で平均教育年数の数値が上昇しても変わっていない。

さらに、本人の個人年収を従属変数とした表2-10でも、1965年以降では、ホワイトカラーとブルーカラー・農業との格差が大きく、とくに農業と中小ブルーカラーが低いことが一貫している。ただし、年収にかんする F 値（表2-11）は、職業威信や教育年数にくらべて低い。表2-7でみたように役職が個人年収と強い関連をもっていたが、ここでの7分類は役職の次元を組み入れていない。そのため、ここでの階層7分類では、年収格差を十分に検出できないことに注意しなければならない。しかし、世代間移動表の分析では、世代間の階層的な地位継承および移動が問題なので、年収などの結果の不平等の問題は、5章以降で検討することとし、世代間移動表の分析ではこの7分類をもちいることにする。

次章では、この7分類を使用した時点比較によって、日本の世代間移動（移動率そして移動機会構造）の変動について検討しよう。

注

1) マルクス主義的階級分類による移動表分析をおこなっている例外的研究としては、Robinson (1984a) や Western and Wright (1994) があげられる。

2) ゴールドソープは、市場状況と労働状況を基準に、ホープ=ゴールドソープの職業36分類 (Goldthorpe and Hope,1974) をカテゴリー合併した7分類（そしてそれらを合併した3分類）を当初は提示した。しかし、その後はそれを11分類に再編した分類も提示している。

3) 階級および階層とは、各次元=境界がただたんに組み合わされた以上の独自の実体として、各境界移動の特徴と異なった独自の特性をもつと想定することもできる。しかし、こうした実体としての階層をとらえる分類をアプリオリに知ることはできない。したがって、各境界移動と再構成された分類での移動を比較する、という探索的な方法から出発せざるをえない。

4) 役職有無の強制移動率の推移については、国勢調査の職業大分類でみた管理的職業従事者の構成比率の変化と対応している。その比率は1980年まで増加し続け、1985年ではじめて減少し、バブル経済の好景気後の1990年（平成2年）には4.4%と増加に転じている。1985年までのSSM調査4時点での数値は、2.1%, 2.9%, 4.3%, 4.0%と推移しており、e.役職有無の境界の強制移動が1975年で増加し1985年で低下していたことと符合している。SSM調査の各時点で親世代はすでに退職しているか退職間近の年齢層が多いので、この境界にあらわれた強制移動率の変動は、数年単位の経済成長や景気変動に影響されて伸縮した子世代の職業分布変動ともみれる。つまり、1965年（昭和40年）から1975年（昭和50年）までの高度成長期後半における企業組織成長と管理部門肥大、第1次・第2次石油危機をとおした安定成長期

における企業組織の合理化・効率化、その後の好景気などを反映していると解釈することもできる。

5)階層7分類を作成するに際には、農業かつ被雇用と回答した者を大企業の場合に大企業ブルーカラー、小企業の場合に小企業ブルーカラーに含めた。また、企業規模が5人未満で役職が社長・重役と回答した場合、従業上の地位を自営にして、役職なしに変更した。

付表　各調査時点の世代間移動表（階層7分類）

［1］1955年

	本人現職								
父職	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業	計	%
大W	49	15	14	5	7	5	19	114	6.4
小W	7	4	5	1	3	0	0	20	1.1
自W	45	28	90	11	14	32	17	237	13.2
大B	6	9	3	21	10	7	5	61	3.4
小B	5	1	2	8	13	5	5	39	2.2
自B	29	16	19	25	40	86	27	242	13.5
農業	84	29	72	67	61	81	686	1080	60.2
計	225	102	205	138	148	216	759	1793	100.0
%	12.5	5.7	11.4	7.7	8.3	12.0	42.3	100.0	

［2］1965年

	本人現職								
父職	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業	計	%
大W	76	41	8	16	17	8	12	178	9.7
小W	26	45	17	7	13	9	2	119	6.5
自W	39	43	48	13	19	8	7	177	9.7
大B	26	11	1	25	22	5	5	95	5.2
小B	25	24	10	18	40	19	8	144	7.9
自B	24	25	9	22	34	48	11	173	9.5
農業	118	87	56	107	170	64	339	941	51.5
計	334	276	149	208	315	161	384	1827	100.0
%	18.3	15.1	8.2	11.4	17.2	8.8	21.0	100.0	

［3］1975年

	本人現職								
父職	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業	計	%
大W	127	57	23	19	25	10	13	274	12.1
小W	41	45	19	11	19	8	5	148	6.5
自W	65	63	64	17	30	30	6	275	12.1
大B	24	20	5	29	32	5	5	120	5.3
小B	16	25	5	16	54	16	4	136	6.0
自B	37	41	16	22	43	72	14	245	10.8
農業	120	143	48	118	242	76	325	1072	47.2
計	430	394	180	232	445	217	372	2270	100.0
%	18.9	17.4	7.9	10.2	19.6	9.6	16.4	100.0	

［4］1985年

	本人現職								
父職	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業	計	%
大W	135	68	17	21	25	8	3	277	14.8
小W	28	44	12	7	15	8	0	114	6.1
自W	54	54	78	14	28	13	4	245	13.1
大B	38	22	3	32	22	7	0	124	6.6
小B	24	19	7	23	56	13	3	145	7.7
自B	44	35	17	19	61	81	6	263	14.8
農業	106	86	53	75	186	59	140	705	37.6
計	429	328	187	191	393	189	156	1873	100.0
%	22.9	17.5	10.0	10.2	21.0	10.1	8.3	100.0	

［5］1995年

	本人現職								
父職	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業	計	%
大W	119	85	14	26	35	6	5	290	16.2
小W	47	83	18	9	16	12	2	187	10.5
自W	37	51	68	16	29	13	2	216	12.1
大B	33	28	5	17	30	2	1	116	6.5
小B	38	43	2	27	59	10	1	180	10.1
自B	42	40	17	26	59	46	2	232	13.0
農業	91	85	36	47	138	63	108	568	31.7
計	407	415	160	168	366	152	121	1789	100.0
%	22.8	23.2	8.9	9.4	20.5	8.5	6.8	100.0	

第3章　世代間階層移動の時点比較
－移動機会の構造的特徴とその変動－

1. はじめに

1955-85年のSSM調査による4時点の世代間移動表の分析結果（今田, 1989; 盛山他,1990; 直井, 1990）にみられる最大公約数的な構図は次のようなものであった。日本の世代間移動には、1955年から1965年にかけてその量的増大と平等化が進んだが、1985年に強制移動が減少傾向に転じたことをのぞけば、1965年以降の移動機会の変動は小さなものであった。こうした分析結果は、少なくても1965-85年の期間はFJH仮説に合致しているようにみえる。しかし、他方で富永（1979b:83; 1992:472）は、一貫して、1975-85年での強制移動の減少傾向を認めながら、調査された約30年間のあいだ、移動機会が増大して社会階層の開放性が高まってきたことを指摘している。

このように、日本社会の世代間移動機会の恒常的特徴と変化について異なる指摘がなされている。この章では、その恒常的特徴と変化について、多元的な地位を組み合わせた新たな7分類をもちい、また1995年データもくわえた時点比較によって、次の諸点を検討する。移動の量にどのような変動があったのか。移動機会構造に変化があったのか、あるいはなかったのか。あったならば、それはどのような変化であったのか。なかったならば、恒常性をもった移動機会構造とは、どのような特徴をもっているのか、などである。その前にまず、機会の平等や階層構造という意味でとくに重要な移動機会構造について、FJH仮説の検証研究で蓄積されてきた分析結果を整理しておこう。この整理とデータ分析結果を対照しながら、日本における世代間移動からみた階層構造（移動機会構造）を検討することにしよう。

2. 既存研究の整理：移動機会構造の恒常的特徴

1975年にハウザーら（Hauser *et al*., 1975a; 1975b）は、アメリカの世代間移動表データにログリニア・モデルを適用し、その結果、職業分布の変動による移動の変動はあったが、移動の相対的機会構造は変化してないことを指摘した。ほぼ同時に、フェザーマン、ジョーンズ、そしてハウザーはオーストラリアとアメリカの比較分析の結果から、「産業化が一定の段階に達した社会での循環移動パターンは、基本的に同じである」とするFJH仮説を提示した（Featerman, Jones and Hauser, 1975）。事実移動率ではなく、純粋移動または循環移動という意味での移動機会構造の恒常性について指摘したのは、これらの研究がはじめてであった。1980年代以降には、この仮説の検証が活発になされ、研究成果が蓄積されてきた。とくにこの10数年間の社会階層と社会移動の研究は、このFJH仮説の検証を中心におこなわれてきたといってもよい。その検証の対象となった多くの社会は産業化の進んだ社会であり、それらに共通する移動機会構造がもつ恒常的特徴もあきらかにされている。ここでは、そうした構造的特徴を整理しておこう。

2-1. 閉鎖性

ゴールドソープは、移動レジームを階級論的立場から検討するために、3つの仮説を命題として提示した。その1つが閉鎖性命題（closure thesis）である。この命題は、階級構造の上層には階級内の異質性増大を妨げる閉鎖性があり、世代間の自己補充（地位継承）がなされる傾向が強い、というものである。順序性をもった職業ハイアラーキーとしてとらえると、この閉鎖性のため、世代間移動は近似または同一レベルの職業への移動に限定され、ハイアラーキーの頂点への上昇移動機会はもっとも少なくなる（Goldthorpe, 1980: 38-67）。

ゴールドソープ自身は、上級専門職や管理職における世代間地位継承の傾向がもっとも強く、これらとマニュアル労働者との間の移動機会がきわめて低い、というイギリスの分析結果からこの命題を支持している。だが、上層ホワイトカラーだけでなく、農業も同様に地位継承傾向が強いことが指摘されている。グラスキーとハウザーは、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の3分類による移動表で16カ国の国際比較をおこない、農業がホワイトカラーよりも地位継承傾向が強いという結果を報告している（Grusky and Hauser, 1984）。階級論的分類をもちいた研究では、小企業自営業主も、おなじく強い継承性をもっていることが共通に確認されている。しかし、階層分類カテゴリー数の多い移動表を対象とした研究では、上層ホワイトカラーの地位継承が高くなる傾向がみられる。

上層ホワイトカラー、農業、小規模自営業主のうち、どれがもっとも高い地位継承機会をもつかは、もちいられた分類が研究によって異なるために明確ではない。しかし、世代間移動における閉鎖性がこれらの3つの階層でとくに強いことは多くの研究から支持されているといえる（Goldthorpe, 1980: 94-118; Featerman and Hauser, 1978: 150-73,187-99; Erikson *et al*., 1982; Kerckhoff *et al*., 1985）。

2-2. 職業階層境界

移動表全体にみられる移動機会のパターンは、細分化された各階層の閉鎖性だけではなく、より大きな部門のもつ閉鎖性からも構成されている。ブラウとダンカンは、アメリカの職業構造がホワイトカラー・ブルーカラー・農業の部門間の階級境界（class boundary）によって分断されているとした。つまり、これらの部門間移動は制限されているとしたのである（Blau and Duncan, 1967: 78）。その後のログリニア・モデルを適用した研究でも、移動

機会が高いのはこれらの間の移動ではなく、各部門内で細分化された階層カテゴリー間の移動であることが確認されている（Baron, 1980; Erikson *et al.*, 1982; Kerckhoff *et al.*, 1985）。しかし、これらの境界は、階級境界というより、むしろ職業次元の「階層境界」とよぶほうがふさわしいだろう。なぜなら、本章2-1.で述べたように、より細分化された階層では異なる閉鎖性をもち、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業がそれぞれ内部で均一な移動機会を共有していないからである。また、理論的にも、序列的な職業の分類であり、階級論的な次元（自営・被雇用や管理的位置）を使うものではないからである。

ブラウとダンカンは、この階層境界に、上昇移動を許容する一方で、下降移動をはばむ半透過性（semi-permeability）がみられると指摘した（Blau and Duncan, 1967:58-67）。しかし、ログリニア・モデルの分析で、移動方向が異なる組（2つのセル）に同一の移動機会を仮定する対称性モデル（移動表の主対角線を中心に移動機会が対称的であることを仮定したモデル）の適合度は比較的に良好である。非対称な移動機会が検出されても、移動方向による相違は小さい（Featherman and Hauser,1978:177-87; Baron, 1980; Erikson *et al.*,1982; Grusky and Hauser, 1984; Hout and Hauser, 1992）。つまり、階層境界についての半透過性は支持されず、むしろ相互浸透性の特徴をもつといえよう。

2-3. 緩衝地帯・ブルーカラー流動性

階層境界仮説は、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業間の移動障壁がとくに強いことを意味するものだが、この移動障壁がそれほど強固でないことも指摘されている。ゴールドソープ（Goldthorpe, 1980:46-54）が提示したもう1つの仮説は、緩衝地帯命題（buffer-zone thesis）である[1)]。この命題は、ノンマニュアルとマニュアルの境界を横切る移動は、この境界周辺に制限されるというものである。階層境界仮説に対応させていえば、ホワイトカラー・ブルーカラーの境界をこえる移動は、上層ブルーカラー出身者の下層ホワイトカラーへの移動、下層ホワイトカラー出身者の上層ブルーカラーへの移動に制限されることを意味している。

他方で、ブルーカラー流動性（blue-collar fluidity）を報告する研究もある。ブルーカラー流動性とは、ブルーカラーが流出・流入ともに移動傾向が強く、流動性の高い階層であることをさしている。つまり、ホワイトカラー・ブルーカラー間の移動機会は、とくに下層ホワイトカラーと上層ブルーカラーとのあいだで高いわけではなく、それぞれの上層と下層にかかわらない均等な移動機会がみられるというのである。また、ブルーカラー内部での移動および地位継承の傾向も、ホワイトカラー・ブルーカラー間移動機会とほぼ同程度だというのである。

緩衝地帯仮説は、階層境界の不完全性、あるいは世代間移動の経路を指摘するものである。他方、ブルーカラー流動性仮説は、ホワイトカラーや農業が閉鎖性による階層境界をもつ一方で、ブルーカラーの階層境界には移動障壁がほとんどない（境界じたいが弱い）

ことを含意している。つまり、これらの2仮説は、階層境界仮説に変更を加えたものになっている。

カークホフらは、ホワイトカラー・ブルーカラー間の移動機会が、とくに熟練工と事務職とのあいだで高いことから、緩衝地帯仮説を支持する結果をえている（Kerckhoff *et al.*,1985: 293）。しかし他方では、ブルーカラー流動性を支持する研究も数多い（Featherman and Hauser, 1978; Erikson *et al.*, 1982; Grusky and Hauser, 1984）。

2-4. 移動機会構造の形成要因

このような移動機会の格差構造をもたらす要因として、職業に対応した資源と望ましさ（resources and desirability）や、資源の継承メカニズムが強調されている。とくにゴールドソープ（Goldthorpe, 1980:100）は、経済的資源の譲渡が、社会的資源や文化的資源よりも、信頼できる継承方法なので、上層ホワイトカラー、自営業主、自作農での閉鎖性が高いと指摘する。

たとえば、農業は地位継承傾向つまり閉鎖性が強い。これは、土地資本の譲渡という継承メカニズム、土地への愛着という文化的影響、都市労働市場からの空間的・社会的孤立などが地位継承を強化するからである。また、ホワイトカラーとくにその上層も強い閉鎖性をしめていた。これは、経済的・社会的・文化的資源を豊富にもつこの階層の望ましさが、世代間でその階層的位置を持続するように動機づけ、教育・知識・熟練・財産など多様な資源が継承されるからである。さらに、自営業主の地位継承性が強いのは、小規模での経営による事業が、家族内の世代間で継承されるためである。他方で、地位継承機会の低いブルーカラーは、この階層での資源が乏しくて継承が少なく、ホワイトカラーにくらべてブルーカラーを望ましいと思わないため、流入・流出ともに障壁がないからである。（Featherman and Hauser, 1978:188; Goldthorpe, 1980:98-104; Erikson *et al.*,1982:16-7; Grusky and Hauser, 1984:22）

2-5. 日本の移動機会構造

日本のSSM調査研究をもちいた諸研究でも、移動機会構造が分析されている。ここでその成果を整理しておこう。まず、各階層の閉鎖性についてである。移動指数をもちいた研究では、農業の地位継承傾向がきわめて強いことが繰り返し確認されている指摘されている（富永, 1979b:58; 盛山他, 1990:30）。しかし、ログリニア・モデルによる分析では、上層ホワイトカラー（とくに専門職）も農業と同程度に地位継承傾向が強いことがしめされている（鹿又, 1985:143; 今田, 1989:99,101）。さらに、専門職のほうが農業よりも地位継承傾向が強いという分析結果もある（小島, 1983:30）。

階層境界については、おおむね支持されているといえよう。鹿又（1985）は、1975年デ

ータのSSM職業8分類による移動表にたいして、複数タイプの移動機会構造を想定したレベル設定モデルを比較して[2]、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の境界をこえる移動機会が低いことを報告している。また今田(1989:101-2)は、1955-85年の4時点データによって(5分類をもちいた)移動表の分析から同様の指摘をして、さらに、「ホワイトカラー、ブルーカラー、農業の各層の境界を横切る移動は、境界周辺の移動に制限されている」ことから、緩衝地帯仮説が適合すると指摘している。さらに、鹿又(1985:46)は1975年データをSSM職業8分類移動表の分析から、販売職をホワイトカラーとブルーカラーの緩衝地帯としてとらえうることを示唆している。

他方で、小島(1983:27,30)は、ブルーカラーについて、その地位継承機会、各階層からの流入機会、各階層への流出機会がほぼ同じレベルであることから、この特徴を「非世襲化」と表現している。これは、ブルーカラー流動性を指摘するものである。しかし、鹿又(1985:145-6)は、ブルーカラー内での移動機会がブルーカラー境界をこえる移動よりも高いことをしめし、ブルーカラー流動性に否定的な報告をしている。

階層境界の半透過性については、各国での研究と同様に、移動機会がおおよそ対称的であって、移動の方向が逆であってもほぼ同一の移動機会であり、相互浸透性の特徴をもっているといえる(小島, 1983:30; 鹿又, 1985:143; 今田,1989:99)

日本の世代間移動の機会構造についての研究成果を整理すると、各国での分析結果と同様に、次のような特徴をもっていた。(1)ホワイトカラー・ブルーカラー・農業のあいだに移動を妨げる移動障壁つまり階層境界がある。(2)その階層境界はそれほど強固なものでなく、また強い半透過性も認められないが、(3)ブルーカラー流動性については異なった指摘がなされている。(4)そうした階層境界に囲まれた各階層のなかで、上層ホワイトカラー、自営業、農業という3つの階層はとくに強い地位継承性つまり閉鎖性をもっている。さらに、(5)こうした移動機会構造が恒常性をしめし、時点間でほとんど変化していないことが報告されている(小島・浜名, 1984; 今田, 1989)。

3. 移動量の変動

前節では、FJH仮説によって産業社会に共通し恒常的だとされる移動機会構造、そして日本社会のそれについて、既存研究の成果を整理した。ここからは、第2章の付表にしめした1955-95年の5時点の世代間移動表をもちいて、日本社会における世代間移動量と移動機会構造について検討しよう。

3-1. 1955-65年の量的変動

図3-1には、5時点の世代間移動表から計算した各移動指標をしめした。この章では、

事実移動をのぞく移動指標について、移動表全体と階層カテゴリー別のものを使用する(前章でもちいた移動指標は移動表全体の移動指標である)。図3-1の移動指標は、移動表全体の事実移動率、全体強制移動率、全体純粋移動率、そして全体安田指数である。それらの計算式は下にしめす。図3-1の棒グラフでは、全体強制移動率と全体純粋移動率が重ねられているが、「事実移動率 = 全体強制移動率 + 全体純粋移動率」なので、棒の高さが事実移動率をあらわしている。

$$\text{事実移動率} = (N - \Sigma F_{ii}) / N$$

$$\text{全体強制移動率} = \Sigma \mid F_{\cdot i} - F_{i \cdot} \mid / 2N$$

$$\text{全体純粋移動率} = \Sigma (\min(F_{\cdot i}, F_{i \cdot}) - F_{ii}) / N$$

$$\text{全体安田指数} = \frac{\Sigma (\min(F_{\cdot i}, F_{i \cdot}) - F_{ii})}{\Sigma (\min(F_{\cdot i}, F_{i \cdot}) - (F_{\cdot i} \cdot F_{i \cdot} / N))}$$

1955-65年の期間の変化が、他の期間の変化よりも大きいので、まずこの期間に着目しよう。この期間には、事実移動が急増しているが、それは強制移動だけでなく、純粋移動の急増によるものでもある。前章で分析した次元別の移動では、この時期に純粋移動率では次元間格差の出現がみられたが、各次元から再構成した移動表では純粋移動量の増大をもたらしていた。

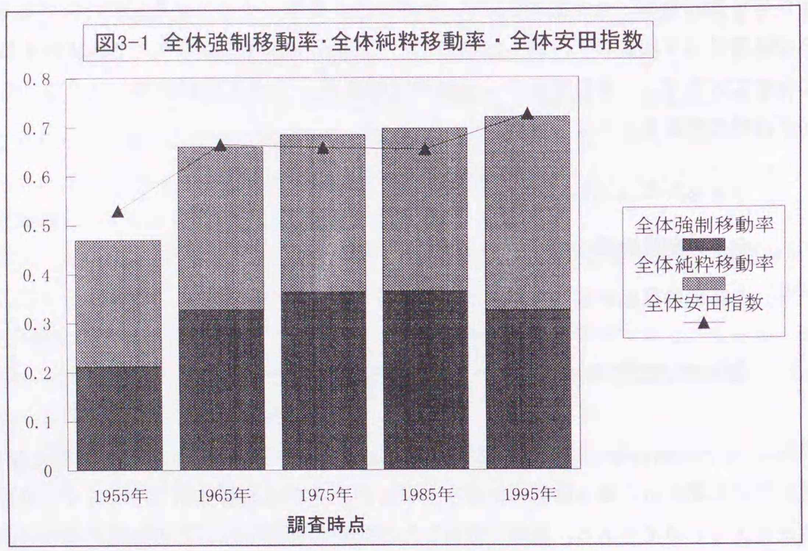
図3-2は、下の式にしめす階層別強制移動率の推移である。また、図中および本文での略記法は下にしめす用法にしたがっている。

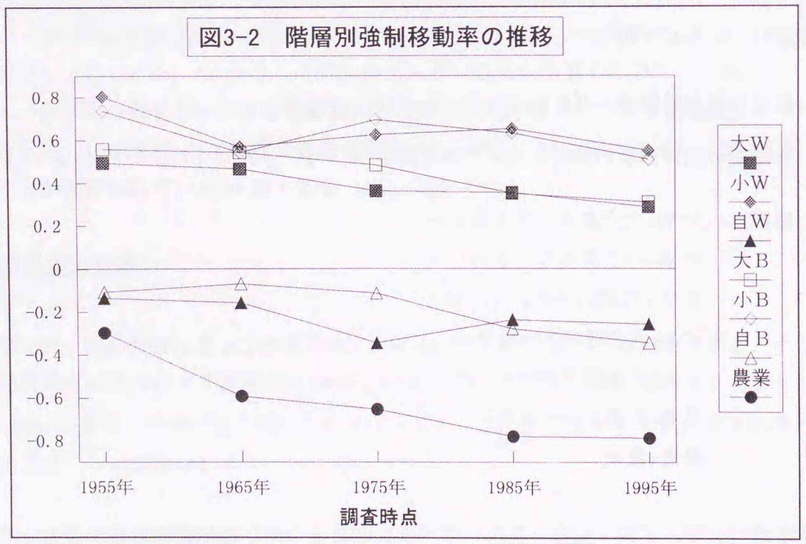
$$\text{階層別強制移動率} = (F_{\cdot i} - F_{i \cdot}) / \max(F_{\cdot i}, F_{i \cdot})$$

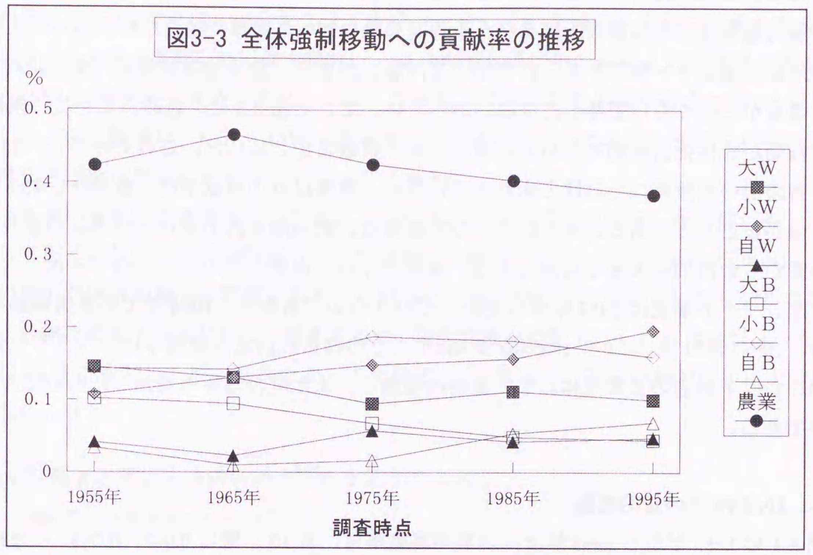
$$\text{各階層の全体強制移動率にたいする貢献率} = \mid F_{\cdot i} - F_{i \cdot} \mid / \Sigma \mid F_{\cdot i} - F_{i \cdot} \mid$$

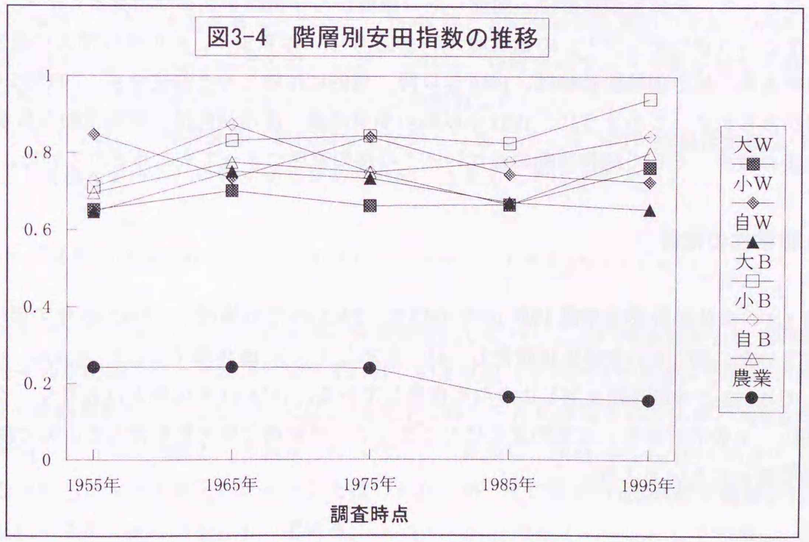
略記法
- 大W=大企業ホワイトカラー
- 小W=小企業ホワイトカラー
- 自W=自営ホワイトカラー
- 大B=大企業ブルーカラー
- 小B=小企業ブルーカラー
- 自B=自営ブルーカラー
- 農業=農業

被雇用(大W・小W・大B・小B)でプラスの数値つまり世代間で分布が拡大しており、農業と自営(自W・自B)でマイナスつまり分布縮小がみられる。1965年以降の推移を


図3-1 全体強制移動率･全体純粋移動率・全体安田指数
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
0
1955年
1965年
1975年
1985年
1995年
調査時点
全体強制移動率
全体純粋移動率
全体安田指数


図3-2 階層別強制移動率の推移
0.8
0.6
0.4
0.2
0
-0.2
-0.4
-0.6
-0.8
1955年
1965年
1975年
1985年
1995年
調査時点
大W
小W
自W
大B
小B
自B
農業


図3-3 全体強制移動への貢献率の推移
%
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
0
1955年
1965年
1975年
1985年
1995年
調査時点
大W
小W
自W
大B
小B
自B
農業


図3-4 階層別安田指数の推移
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
1955年
1965年
1975年
1985年
1995年
調査時点
大W
小W
自W
大B
小B
自B
農業

みると、大企業のホワイトカラーおよびブルーカラーの世代間分布拡大が弱まっている。これにたいして、農業・自営ブルーカラーの縮小が強まる傾向をしめしている。

階層別強制移動率は論理的にありうる強制移動の何%が実際に起きたか、いいかえれば強制移動の激しさ・強さをあらわすものである。つまり、全体強制移動率（量）にたいして各階層がどのくらい寄与したかはわからない。そこで図3-3に、各時点ごとに、階層別強制移動が全体強制移動にしめる比率、つまり貢献率をしめした。これをみると、55年から各階層の貢献率はそれほど変わっていない。農業以外の貢献率は、数%から15%未満のものがほとんどである。それにたいして農業は、約40%を占め続けている。つまり、「農業からの流出を大きな給源とする、農業と非農業自営からのエンプロイー化」という世代間シフトの構造は1955年から変わっていないのである[3)]。1965年での事実移動の急増は、1955(昭和30)年から1965(昭和40)年までの高度経済成長期前半に、こうした強制移動のシフト構造のまま全体として量的に増加し、また純粋移動も増加したためにみられたのである。

3-2. 1965-95年の量的変動

図3-1の1965年から1995年までの事実移動率は、各10年間に0.025、0.013、0.023の増加で漸増傾向をしめしているが、1955-65年にくらべれば変化は小さい。各10年で、全体強制移動率はそれぞれ0.036、0.001、-0.038、全体純粋移動率は-0.011、0.012、0.062の変化があった。全体強制移動は、前述した「農業からの流出を大きな給源としたエンプロイー化という世代間シフト」の量的増大が1985年頃には収束し、その後は増大が弱まったのである。他方の純粋移動は、1965年以降、量的にはほとんど変化せず、1985-95年に微増がみられる。このように、1965年以降の事実移動の漸増傾向は、強制移動の微増とその後の減少、そして純粋移動の横ばいとその後の微増によってもたらされていた。

4. 恒常性の検討

図3-1の全体純粋移動率は1955-65年の増大、1965-85年の横ばい、1985-95年の微増になっていた。図3-4の全体安田指数もこれに対応して、各10年間で0.135、-0.006、-0.004、そして0.072と純粋移動と同じような変化をしている。1955-65年の増大は大きく、この時期の「全般的流動化」は量的変化にとどまらず、移動機会増大をも含んだ広範で激しい変動であったといえよう。

$$\text{階層別安田指数} = \frac{\min(F_{\cdot i}, F_{i\cdot}) - F_{ii}}{\min(F_{\cdot i}, F_{i\cdot}) - (F_{\cdot i} \cdot F_{i\cdot} / N)}$$

図3-4には、階層別安田指数の結果をしめしてある。階層別安田指数は上式によって計算される。1955-65年には、小企業ホワイトカラーをのぞいた他の6階層で数値が増加し（そのうち0.1以上増加したのは3階層）、機会均等に近づいていることが確認できる。また、1985-95年にも、大W・大B・小B・自Bなどで増加したが（そのうち約0.1以上増加したのは3階層）、小W・自W・農業で安田指数が低下しており、それらが相殺されて全体安田指数は微増にとどまっていたのである。

安田指数の分析結果を確認するために、ログリニア・モデルで分析した結果が表3-1にしめしてある。[a][b]は完全移動モデルを適用した結果である。完全移動モデルとは、父子間の地位が統計的独立の関係にあり、たがいに関連がないことを仮定したモデルである。父親の分類を変数F、子どもの分類を変数S、調査時点を変数Tとし、各カテゴリーをそれぞれi, j, kで表記し、期待度数をE_{ij}またはE_{ijk}とすると、完全移動モデルは次のようにあらわせる。

[a]父親F×子どもSの各時点別の2重クロス表

$$\log E_{ij} = u + u_{F(i)} + u_{S(j)}$$

[b]父親F×子どもS×調査時点Tの3重クロス表

$$\log E_{ijk} = u + u_{F(i)} + u_{S(j)} + u_{T(j)} + u_{FT(ik)} + u_{ST(jk)}$$

[a]の各時点ごとの尤度比をくらべると、55-65年と85-95年の各期間で尤度比が減少して機会均等に近づいたようにみえる。しかしこれは、各時点のサンプル数が異なるので厳密な比較とはいえないので、次に[c]のモデルを検討した。

[c]のモデルは、「強制移動（世代間分布変動）はあるが、父子間の階層移動機会の格差構造（関連パターン）は時点間で変わらない」と仮定したモデルである。

[c] $$\log E_{ijk} = u + u_{F(i)} + u_{S(j)} + u_{T(j)} + u_{FT(ik)} + u_{ST(jk)} + u_{FS(ij)}$$

このモデルでの検定は、「移動機会の格差は変化しない」ことが帰無仮説となるので、このモデルが観測された移動表に適合すれば、FJH仮説（その恒常性仮説）が支持される。5時点の移動表を対象とした[c]1では、5%水準ではモデルが棄却されないが、10%水準では棄却される($p < .10$)という結果となった。この結果は、1955年から1995年まで、移動機会格差がまったく変化しなかったとはいえないが、その変化は5%水準で棄却されない程度に小さかったことをしめしている。

1時点をのぞいて4時点だけを対象とした[c]2～[c]6の結果を比較すると、1995年をのぞいた1955-85年([c]6)がもっとも適合した($p > .40$)。また、3時点だけを対象とした

[c]7～[c]9のなかでは、1965-85年([c]8)の適合がきわめてよかった($p > .75$)。さらに、2時点だけを対象とした[c]10～[c]13の結果は、1965-75年と1975-85年がよく適合した(それぞれ$p > .50$と$p > .40$)。つまり、移動機会構造が変化せずにたがいに類似していたのは、2時点では1965・75年および1975・ 85年、そして3時点では1965・75・85年、4時点では1995年をのぞく4時点であった。

表3-1　ログリニア・モデルの分析結果

モデル／対象年(対象時点数)	自由度 *d.f.*	尤度比 L^2	適合度 p
[a]完全移動モデル（各時点）			
1. 1955年	36	821.9**	<.01
2. 1965年	36	566.0**	<.01
3. 1975年	36	701.7**	<.01
4. 1985年	36	640.3**	<.01
5. 1995年	36	530.1**	<.01
[b]完全移動モデル（5時点）			
1. 1955～1995年	180	3260.0**	<.01
[c]父子関連に時点間変化のないモデル			
1. 1955～1995年(5時点)	144	172.7	<.10
2. 1955年をのぞく4時点	108	125.7	>.10
3. 1965年をのぞく4時点	108	143.0*	<.05
4. 1975年をのぞく4時点	108	123.5	>.10
5. 1985年をのぞく4時点	108	147.0**	<.01
6. 1995年をのぞく4時点	108	110.0	>.40
7. 1955～75年(3時点)	72	81.9	>.15
8. 1965～85年(3時点)	72	62.6	>.75
9. 1975～95年(3時点)	72	96.8*	<.05
10. 1955, 65年(2時点)	36	43.7	>.15
11. 1965, 75年(2時点)	36	34.7	>.50
12. 1975, 85年(2時点)	36	36.6	>.40
13. 1985, 95年(2時点)	36	42.5	>.20

安田指数の結果とくらべて、1965-85年の時期に移動機会が変化していないことは一致した。その時期にくらべて、相違が大きかったのは1995年ついで1955年となり、安田指数とは順位関係が異なった。しかし、1955-65年と1985-95年の両期間にかけて、移動機会構造に大きくはないが変化がみとめられることは合致した。

5. 移動機会の格差構造とその変動

5-1. 移動機会構造の基本構造(1965-85年)

安田指数およびログリニア・モデルの分析から、1955-65年と1985-95年の両期間で移

動機会に変化があったことが確かめられた。その変化がどのようなものであったかを検討する前に、まず1965-85年の期間にほとんど変化しなかった移動機会格差の構造的特徴を検討しておこう。

表3-2は、1965-85年の3時点を対象とした[c]8のモデル（表3-1）で推定された、父子間移動機会をあらわすパラメータ $u_{FS(ij)}$ である。太線で囲った数値は0.2（$e^{0.200}$=1.221）より高い数値、太字でしめしたのは-0.2（$e^{-0.200}$=0.819）より低い数値である。1955-95年の5時点の[c]1のモデルのパラメータも推定したが、表3-2のそれとほとんど違いがなかった[4]。そのため、表3-2にあらわれた移動機会構造は、とくに1965-85年に恒常的であったが、1955-95年の約40年のあいだで基本的な特徴だといえる。

表3-2　3時点(1965-85年)の 移動機会構造([c]8の $u_{FS(ij)}$)

父職 ＼ 本人現職	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業
大W	.906	.329	.028	-.138	**-.499**	**-.675**	.049
小W	.221	.696	.614	**-.379**	**-.264**	-.137	**-.751**
自W	.058	.201	1.318	**-.473**	**-.449**	-.094	**-.561**
大B	.278	-.092	**-.931**	1.004	.349	**-.381**	**-.228**
小B	**-.378**	-.192	**-.392**	.230	.686	.305	**-.258**
自B	**-.435**	**-.336**	**-.279**	-.191	.055	1.202	-.015
農業	**-.650**	**-.604**	**-.359**	-.053	.122	**-.220**	1.764

まず、世代間で同じ階層に所属する地位継承者をあらわす主対角線上のセルをみると、農業がもっとも高く1.764である。これは各セルへの出現確率の幾何平均を基準として、地位継承機会がその $e^{1.764}$=5.836倍であることをあらわしている。農業以外の地位継承では、もっとも低い小企業ブルーカラーの $e^{0.686}$=1.986から2番めに高い自営ホワイトカラーの $e^{1.318}$=3.736までなので、農業はその1.56倍から2.94倍の継承機会となっている。また、自営ホワイトカラーと自営ブルーカラーはそれぞれ $e^{1.318}$=3.736と $e^{1.202}$=3.327で、被雇用階層より高く、非農業自営も地位継承傾向が強い（被雇用では小企業ブルーカラーの $e^{0.686}$=1.986から、大企業ブルーカラーの $e^{1.004}$=2.729までの範囲内である）。

各階層の地位継承（自己補充）傾向は、農業でもっとも強く、自営がそれについで強いが、被雇用ではそれらにくらべると弱い。そして、被雇用のなかで比較すると、大企業のほうが小規模よりも継承傾向が強い。

次に、父親と異なる階層に所属する移動者（主対角線以外のセル）も含めてみると、全体としてホワイトカラー・ブルーカラー・農業という職業階層境界に、自営・被雇用と企業規模が組み合わされた構造になっていることがわかる。地位継承および移動の機会の高

い太線で囲ったセルのほとんどは、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の部門内にある。例外的なのは、大企業ブルーカラーから大企業ホワイトカラーへの移動で、比較的に高くなっている。

他方で移動機会の低い太字でしめしたほとんどのセルは、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の部門間移動である。部門内でも、ホワイトカラー部門内では大W・自W相互間の、そしてブルーカラー部門内では大B・自B相互間の移動機会は低く、それぞれの部門内で大企業と自営の相互移動はある程度限定されている。

ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の階層境界に近い移動機会の格差がみられ、これらの境界を越える移動は相対的に機会が少なかった。ホワイトカラーとブルーカラーの相互的移動をもたらす緩衝地帯といえるような構造はなかった（境界をこえる移動で比較的多かったのは、大企業ブルーカラーから大企業ホワイトカラーへの移動であったが、逆方向の移動機会は低い）。また、既存研究では、ブルーカラーは流出・流入ともに比較的高い移動機会をもつ、というブルーカラー流動性も指摘されていた。しかし、ブルーカラーからの流出とそれへの流入をあらわすセルの大多数で、移動機会は低く、ブルーカラーの階層境界の緩やかさをしめすブルーカラー流動性はみられない。

表3-3　移動機会構造の非対称性（表 3-2 の $u_{FS(ij)} - u_{FS(ji)}$）

	本人現職						
父職	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業
大W	—	.108	-.030	-.416	-.121	-.240	.699
小W	-.108	—	.413	-.287	-.072	.199	-.147
自W	.030	-.413	—	.458	-.057	.185	-.202
大B	.416	.287	-.458	—	.119	-.190	-.175
小B	.121	.072	.057	-.119	—	.250	-.380
自B	.240	-.199	-.185	.190	-.250	—	.205
農業	-.699	.147	.202	.175	.380	-.205	—

表 3-2 の移動機会構造は、全体としては主対角線を中心に対称的ではあるが、こまかくみていくと非対称性もみられる。表 3-3 は、非対称性を検討するため、各セル (i, j) について $u_{FS(ij)} - u_{FS(ji)}$ を計算したものである。ホワイトカラーからブルーカラーへの移動に該当する 9 セルのなかで 6 セルがマイナス（逆方向ではプラス）となっている。とくに、大W・小Wから大B・小Bへの移動に限定すると、該当する 4 セルすべてがマイナス（逆方向ではプラス）となっている。つまり、ホワイトカラーからブルーカラーに移動するよりも、ブルーカラーからホワイトカラーに相対的に移動しやすい傾向があり、とくに雇用者階層では明確である。農業とホワイトカラー・ブルーカラー間の移動も、前者から後者

への移動に該当する 6 セルのなかで 4 セルがマイナス（逆方向ではプラス）となっている。つまり、農業から他に移動するほうが、他から農業に移動するよりも、相対的に移動しやすい。

ホワイトカラーとブルーカラーの部門内でも、非対称性がみられる。表 3-3 では、小W→大W、自W→小W、小B→大B、自B→小Bへの移動機会は、それぞれ逆向きの大W→小W、小W→自W、大B→小B、小B→自Bへの移動よりも低くなっている。同じ部門内でも、小企業から大企業への、そして自営から小企業への移動機会は、逆向きの移動ほど高くない。表 3-2 にもどって $u_{FS(ij)}$ の数値じたいで確認すると、各部門内で自営と大企業の相互の移動は、その他の部門内移動にくらべてもっとも移動機会が低くなっている。ホワイトカラーとブルーカラーの各部門内の移動機会は、自営より被雇用が、そして被雇用内でも小企業より大企業が優越的位置にあって、それらの優越的地位への移動に障壁がある。

表 3-2 の移動機会の格差構造は、基本的にはホワイトカラー・ブルーカラー・農業の階層境界によって構成され、その中に被雇用・自営間の、そして大企業・小企業間の序列的な移動障壁が組み込まれていた。

5-2. 1955-65 年の変動

表 3-1 のログリニア・モデルの分析結果では、1965-85 年の時期には移動機会の構造は安定したものだったが、1955 年から 1965 年までと 1985 年以降については、変化がみとめられた。その変化がどのようなものであったかを検討するために、次のような方法をとった。1955 年と 1995 年の移動表それぞれに飽和モデルを適用し、父子関連のパラメータ $u_{FS(ij)}$ を計算し、それと表 3-2（1965-85 年）の $u_{FS(ij)}$ の数値差を計算した。ただし、飽和モデルは、期待度数が観測度数と一致する記述モデルなので、そのパラメータにはサンプリング誤差などが混入しているおそれがあることに注意しなければならない。

表3-4　1955年と1965-85年の比較（表 3-2 の $u_{FS(ij)}$ - 1955 年飽和モデルの $u_{FS(ij)}$）

	本人現職						
父職	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業
大W	-.064	-.201	-.129	.561	.121	.057	-.362
小W	-.616	-.308	-.328	.116	-.610	1.084	.664
自W	-.023	-.132	.103	.242	.280	-.413	-.056
大B	.928	-.573	-.028	-.211	.133	-.465	.218
小B	-.092	.979	.370	-.567	-.340	.012	-.360
自B	.033	.000	.170	-.187	-.156	.002	.137
農業	-.164	.218	-.158	.046	.572	-.278	-.238

表 3-4 は、各セルについて、表 3-2 の $u_{FS(ij)}$ から、1955 年を対象とした飽和モデルでえられた $u_{FS(ij)}$ を引いた数値である。これによって、1955 年から 1965 年までの変化をみてみよう。まず、主対角線上のセルは、5 セルがマイナスで、とくに小Wで -.308、小Bで -.340、農業で -.238 となっており、地位継承の程度が弱まったことをしめしている。図 3-4 の階層別安田指数の傾向と比較すると、完全に一致はしないが、双方とも全体としては機会均等に近づいたと評価できよう。

ホワイトカラー部門内では上記の大W・小Wの継承セルにくわえ、移動をあらわす 6 セルすべてでマイナスとなっており、ホワイトカラー出身者がホワイトカラーにとどまりにくくなる変化がみられる。ホワイトカラー出身者の移動先で移動機会が増加しているのはブルーカラーである。ホワイトカラーからブルーカラーへの移動をあらわす 9 セルでは、そのうち 7 セルがプラスで比較的大きな数値が多い。

ブルーカラー部門内でも、継承および移動の機会が減少して、ブルーカラー内にとどまりにくくなっている。これにたいして、ブルーカラー出身者の移動機会が増加したのは、大Bから大Wへの移動(.928)、小Bから小W・自営Wへ(.979 と.370)である。さらに、農業部門からの移動では、小企業への移動に機会増大がみられた(小Wへの移動が.218、小Bへの移動が.572)。

このように、1955 年から 65 年までの変化は、ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的移動、そして農業から小企業被雇用への移動を促進するものであった。ただし、ホワイトカラーからブルーカラーへの移動は全般的なものであったのにたいして、ブルーカラーからホワイトカラーへの移動は、その境界を通過する特定のルート(大B→大W、小B→小W・自営W)をとおしての移動を促進していた。

5-3. 1985-95 年の変動

表 3-5 は、各セルについて、1995 年を対象とした飽和モデルでえられた $u_{FS(ij)}$ から、表 3-2 の $u_{FS(ij)}$ を引いた数値である。これから、1985 年から 1995 年までの変化をみよう。まず、主対角線上の各セルは、大Wと大Bで減少幅が大きいが、他方で自Wと農業では増加している。自Wと農業は、もともと継承傾向が他より強い階層で、さらにそれが強まった。つまり、1955-65 年と異なり、継承傾向の強まる階層と弱まるものに分化している。図 3-4 の階層別安田指数の傾向と比較すると、継承機会の増減傾向は各階層でおおよそ合致している。

ホワイトカラー部門内部では、1955-65 年の変化と同じく、自営ホワイトカラーの継承をのぞく、継承・移動の機会が減少しホワイトカラー内部にとどまりにくくなる変化がみられる。ブルーカラー部門内では、1955-65 年の変化とは異なり、自営ブルーカラーへの到達をのぞいた移動機会が増加し、ブルーカラー部門内での流動化が促進されている。

そして、ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的移動の促進がみられる[5]。しかし、

その様相は、1955-65 年の変化とは異なっている。1985-95 年の変化は、ホワイトカラーからブルーカラーへの移動をあわらす 9 セルのなかで、6 セルがプラスになっている。他方で、ブルーカラーからホワイトカラーへの 9 セルのなかで、7 セルがプラスになっている。つまり、1955-65 年の変化ではブルーカラーからホワイトカラーへの移動は特定のルートだけが促進されていたが、1985-95 年の双方向的な移動促進は広範なものであった。

ブルーカラー出身者についてみると、農業と自営ブルーカラーという伝統的マニュアル部門へ到達する移動では該当する 6 セルがすべてマイナス、その他への移動ではほとんどのセルでプラスとなっている。農業からの流出では、その伝統的マニュアル部門の一方である自営ブルーカラーへの移動機会が増大している。つまり、農業→自営ブルーカラー、ブルーカラー→伝統的マニュアル部門以外、という序列的な移動ルートが強まっている。上述したブルーカラー部門内での流動化も、自営ブルーカラーへの到達をのぞくものであった。

表3-5 1965-85年と1995年の比較(1995 年飽和モデルの $u_{FS(ij)}$ - 表 3-2 の $u_{FS(ij)}$)

	本人現職						
父職	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業
大W	-.208	-.024	-.162	.195	.180	-.211	.230
小W	-.057	-.019	-.101	-.229	-.443	.338	.509
自W	-.398	-.275	.259	.176	.073	.110	.055
大B	.097	.246	.727	-.414	.136	-.646	-.146
小B	.551	.431	-1.074	.480	.133	-.066	-.457
自B	.086	-.117	.334	.241	.143	-.058	-.627
農業	-.071	-.241	.017	-.449	-.221	.533	.436

以上の変化をまとめると次のようにいえる。1955-65 年の時期には、世代的継承が全般的に弱まり、ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的移動、農業から小企業被雇用への移動が促進された。ただし、ブルーカラーからホワイトカラーへの移動は特定のルートが促進された。これにたいして、1985-95 年の時期には、ホワイトカラーとブルーカラーの広範な双方向的移動そしてブルーカラー部門内での流動化が促進されたが、他方で各階層のもつ世代的継承機会の格差がさらに拡大し、農業・ブルーカラー出身者の序列的移動ルートが強まった。

6. 分析結果

ここまで、職業分類、自営・被雇用、企業規模の各次元から構成された分類にもとづく

世代間移動表によって、戦後日本の世代間移動にどのような変化があったのかを再分析してきた。その結果、次のような分析結果がえられた。

第1に、事実移動の量的変動は、1955-65年の期間の急増、1965年以降の漸増傾向という変化をしていた。1955-65年の急増は、農業からの移動を大きな給源としたエンプロイー化という世代間シフトとしてあらわれた強制移動の量的急増とともに、純粋移動の増加による全般的流動化であった。1965年以降の漸増は、強制移動が世代間シフトの構造を変えずに量的増大の収束そして減少にむかう一方で、純粋移動が停滞した後に1985-95年で微増したことによってもたらされていた。つまり、戦後日本における移動量の変動は、2つの趨勢、つまり階層の世代的分布変動の急変とその収束という趨勢と、純粋移動の急増・停滞・微増という趨勢とによってもたらされてきた。

第2に、移動機会の格差構造は、1955年から95年までそれほど大きく変化していなかった。とくに1965-85年の約20年間は安定した機会構造であった。その構造とは、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の職業階層境界を越える移動の機会は相対的に低く、それらの境界に移動障壁をもつものであった。そして、ホワイトカラー・ブルーカラー部門内の移動機会には、それほど明確なものではないが、自営より被雇用が、中小企業より大企業が優越的であるような序列的な格差構造がみられた。そうした階層境界および序列的構造に囲まれた各階層の地位継承傾向は、農業、自営の順で強く、それらよりも弱い被雇用では大企業のほうが小企業よりも強かった。地位継承傾向という意味での閉鎖性は農業・自営・被雇用のあいだで格差をもち、被雇用内では企業規模格差をしめした。これらの特徴は、1965-85年の約20年間に特徴的なものであるが、1955-95年の約40年間にもみられる基本的特徴でもあった。

これらの移動機会構造の基本的特徴は、階層分類に導入した職業階層境界、自営・被雇用、そして企業規模の各次元のもつ特性が組み合わされて構成されていた。ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の職業階層境界は、おもに階層間の移動機会の格差をもたらしている。つまり、これらの階層境界をこえる移動機会は相対的に低く、境界にそって移動障壁があるといえよう。自営・被雇用の次元は、世代間の階層的地位継承の格差をもたらしていた。農業、自営のホワイトカラーとブルーカラーは、地位継承傾向がとくに強い。これは、土地相続や資本・資産の世代間移転をともなう世代間の事業継承が地位継承傾向を強めるためであろう。企業規模は、階層間移動機会および地位継承傾向の格差をもたらしているが、それぞれ職業階層境界や自営・被雇用次元ほど強い格差をもたらしてはいなかった。

1955-65年そして1985-95年の期間は、大きなものではないが、次のような変化があった。1955-65年には、全般的な地位継承の弱まり、ホワイトカラーとブルーカラーの双方向移動、そして農業から小企業被雇用への移動の促進がみられた。1985-95年にも、ホワイトカラーとブルーカラーの広範な双方向的移動、ブルーカラー部門内での流動化が強まって平等化が進んだが、他方で、各階層の継承機会格差が拡大し、農業・ブルーカラー出身者の序列的移動ルートが強まっていた。

移動機会の不平等は、その格差が基本的にそれほど変わらない持続的な構造をもっていた。しかし、その機会構造はFJH仮説で指摘されるような、変わらない固定的なものではなかった。1955-65年高度経済成長期前半期には、(移動量の全般的流動化とともに)階層境界を緩和する平等化の進展があり、1965-85年には移動機会構造の安定期をむかえる。この分析結果は、1985年までを扱った既存研究における富永(1979,1992)の「移動機会や開放性の持続的増大」という指摘とは一致しない。また盛山他(1988)が指摘した、ホワイトカラー対ブルーカラー、大企業対小企業という階層的順序が次第に顕在化する「階層ハイアラーキーの構造化」という趨勢的変化もなかった。今田(1989)、盛山他(1990)、直井(1990)らが指摘した「1955-65年の平等化進展とその後の横ばい」という構図に近い。けれども、持続的な経済成長後の1985-95年の混乱期(バブル景気およびその崩壊の時期)には、階層構造が平等化(ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的移動、ブルーカラー部門内の流動化)とともに、閉鎖化(地位継承機会の格差拡大、序列的移動の顕在化)に同時にむかう構造変動への新たな動きが現れたかにみえる。

注

1) ゴールドソープが提示したもう1つの仮説は、世代間移動の増大が世代内移動の減少つまり職歴移動における地位の固定化によって相殺される、という相殺命題(counterbalance thesis)である(Goldthorpe, 1980:54-7)。

2) レベル設定モデルとは、密度(density)レベルとよばれるパラメータをもちいるもので、ハウザーによって提唱された(Hauser, 1978; 1980)。密度レベルは、移動表の各セルのなかで同一の移動、継承機会をあらわすパラメータで、各セルに仮説的にわりふられる。

3) 前章での次元別にみた強制移動率は、a.農業・非農業よりも、c.自営・被雇用の次元での移動のほうが高かった。これは、農業従事者の多くが自営であるための縮小、さらに非農業の小規模自営の縮小、被雇用の拡大が、後者の次元に反映されたためである。

4) 表3-2の数値と1955-1995年の5時点データで推定したパラメータ値を比較して、相違が大きかったのは、小Bから自Wへの移動をあらわすセルで0.225の数値差であった。しかし、その他のセルのほとんどは、0.1未満の差しかなかった。

5) ホワイトカラー出身者の農業への移動機会も増大している。しかし、こうした移動はサンプル数がきわめて少なく、そのためにパラメータ値におおきな差があらわれた可能性も高い。つまり、ホワイトカラーから農業への移動機会が増大したと判断するのは危険である。

第4章　世代間階層移動の変動
－回帰フィッティングによる変動分析－

1. 時点比較の分析結果

前章では、1955年から1995年まで5時点の世代間移動表を対象に時点比較をおこない、世代間移動量と移動機会構造の変動を検討した。その分析結果は次のように整理される。

Ⅰ 移動量

[V.1]事実移動量は、1955年から1965年まで急増し、1965年以降は漸増傾向をしめした。

[V.2]1955年から1965年までの事実移動量の急増は、強制移動量および純粋移動量の増大による全般的流動化であった。

[V.3]1965年以降の事実移動量の漸増傾向は、強制移動量が微増から減少に転じた一方で、純粋移動量が横ばいから1995年に微増したことによってもたらされていた。

Ⅱ 強制移動

[F.1]強制移動は、農業と自営の世代間縮小および被雇用の拡大、つまり農業と自営からのエンプロイー化として進展してきた。

[F.2]大企業のホワイトカラーとブルーカラーの強制移動には、世代間拡大が弱まる趨勢的変化があった。

[F.3]農業と自営ブルーカラーの強制移動には、世代間縮小が強まる趨勢的変化があった。

Ⅲ 移動機会

[O.1]世代間移動機会は1965-85年の期間には大きな変化はなく安定していたが、1955-65年と1985-95年の期間に変化がみられた。

[O.2]世代間移動機会の基本的構造は、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の境界を越える移動機会が相対的に小さいものであった。

[O.3]世代間移動機会の基本的構造には、ホワイトカラーそしてブルーカラーの内部において、自営より被雇用が、そして被雇用では中小企業より大企業が優越的位置にあるような移動機会格差がみられた。

[O.4]世代間移動機会の基本的構造には、各階層の世代間地位継承の傾向が、農業、自営、被雇用の順で強く、被雇用内では大企業が小企業より強いという地位継承機会格差があった。

[O.5]1955-65年の期間には、各階層全般で地位継承が弱まり、ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的な移動そして農業から小企業への移動を促進する変化がみられた。

[O.6]1985-95年の期間には、大企業のホワイトカラーとブルーカラーの地位継承が弱まり、他方で、農業と自営ホワイトカラーの地位継承が高まり、継承機会の階層間格差が拡大した。

[O.7]1985-95年の期間には、ホワイトカラーとブルーカラーの広範な双方向的移動、ブルーカラー内での流動化が高まる一方で、農業から自営ブルーカラーへ、そしてブルーカラーから伝統的マニュアル以外へという序列的移動ルートが強まっていた。

2. 時代効果・コーホート効果・加齢効果

上の分析結果は、コーホートも年齢段階も区別しない世代間移動表を対象とした時点比較から導かれたものであった。そのため、各調査時点のデータ間にみられた相違は、かならずしも時代（時点）効果によるものとはみなせない。時点比較でみられた時点間の相違は、コーホートに規定された趨勢や加齢効果変容によってもあらわれうるのである。世代間移動の変動にかんする既存研究のほとんどは、この2要因を看過してきた。これらに留意するものでも、コーホートと年齢段階の一方をコントロールするにすぎなかった。時点間の相違が、調査時点間に起きた時代的変動なのか、コーホート趨勢による変動なのか、そして年齢段階効果の変容（いいかえれば、世代内の職歴移動における年齢特性の変化）なのかは識別してこなかったのである。

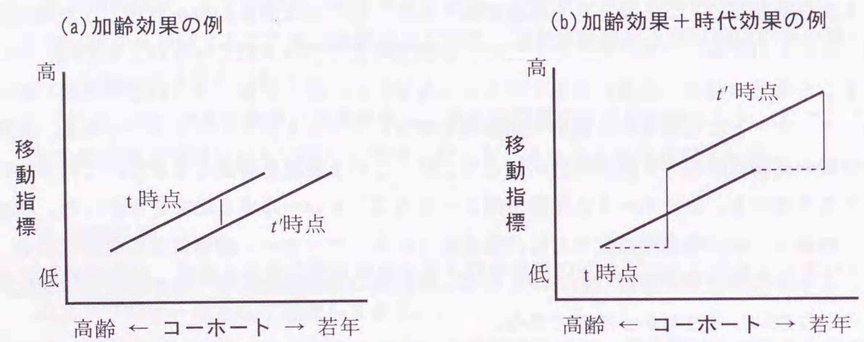
SSM調査は調査時に満20～69歳（子世代）の者を対象としている。その対象者は加齢とともに職歴移動をおこなう。つまり、加齢によって移動指標は変動しうるのである。図4-1(a)は、そうした加齢にともなう世代内移動によって世代間移動指標（たとえば事実移動率や安田指数）が減少する加齢効果の例である。縦軸は移動指標の高低、横軸はコーホートおよび年齢段階（右側のほうが若いコーホートおよび年齢段階）、tおよびt'時点は調査時点（t'はtより後の時点）である。各時点別の太線は年齢段階ごとの移動指標値を結んだもので、横軸上の位置はコーホートをあらわしている。時点別の太線を垂直に結んだ線は、tからt'時点まで時間が経過して、同一コーホートがその加齢効果によって減少させた移動指標値をしめしている。この世代間移動の指標値の変化は、tからt'時点までの時間経過のなかでの世代内移動によるものである。こうした場合、コーホートや年齢段階を区別しない時点比較（以下でもちいる時点比較という用語は、この単純な時点比較をさす）では、時点間の相違はあらわれない。

図4-1(b)は、(a)と同じように年齢が高まると世代間移動が減少する加齢効果をたもち

ながらも、各年齢段階で同じように世代間移動が増大する時代効果がみられる例である。ただし、この時代効果による世代間移動の増大（時点別の太線を結んだ垂直の線）は、各コーホートが t から t' 時点まで時間経過における世代内移動によるものである。この場合、時点比較をおこなうと、時点間の相違があらわれるだろう。

他方で、コーホートの推移にしたがう趨勢、そして加齢効果が変容するような場合もある。出生時期（あるいは実質的には進学時期や初職就労時期）に規定された趨勢によって、各出生コーホートが異なる世代間移動を経験していたとしよう。このとき、各時点のデータはたがいに異なるコーホートから構成されているので、コーホートを区別しない時点比較では、コーホートの推移にしたがう趨勢的変動を調査時点間に固有の効果つまり時代効果による変動と誤って判定してしまう。

図4-1　加齢効果の変容



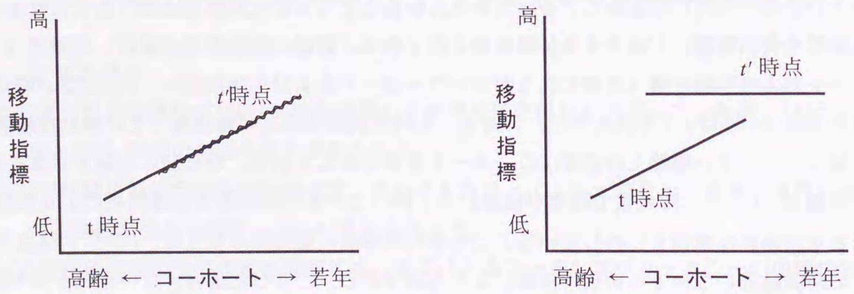


図 4-1(c)は、コーホート趨勢によって移動が規定されている例である。各時点別の太線は左下がりで、加齢効果による減少のようにもみえる。しかし、同一コーホートが2時点で重複する部分は、直線でしめした t 時点と波線でしめした t' 時点で完全に重なりあって、

加齢による変化がない。t から t' 時点までの時間経過、つまり加齢期間に世代内移動がなく、世代間移動がコーホートの推移にしたがって増加趨勢をしめしているのである。

さらに、加齢効果が変容している場合に、時点比較では時代効果と判定してしまうこともある（ただし、加齢効果が変容していながら、時点比較で相違があらわれない場合もある[1]）。加齢効果があり、つまり年齢段階によって世代内移動量（機会）が異なっていて、かつその加齢効果の作用のしかたが時点間で変化したとしよう。加齢効果が時点間に変化することも時点間変動といえるが、ここでは、加齢効果が変容する場合と、加齢効果の変容をともなわない時代効果（図 4-1(b)のような場合）を区別することにしよう。

図 4-1(d)は、加齢効果の変容をともなう時点間変動の例である。t 時点では高齢になるにしたがい世代間移動が減少する加齢効果がある。しかし、t' 時点ではそうした加齢効果が消失している。この場合、時点比較をおこなうと、世代間移動が時点間で増大したという結論を導いてしまうだろう。

ここでは、コーホート効果そして加齢効果を確かめながら、時点比較でえられた分析結果を検証する。つまり、時点比較の分析結果が、コーホートの推移にしたがう趨勢的な変動、あるいは加齢効果の変容による時点間変動、またこれらをともなわない時代効果による時点間変動のいずれに帰せられるのか検討するのである。つまり、これまで時代効果であるかのように扱われてきた時点間変動の実相を検討する。そのために、次のような手法を採用した。

3. 分析手法：回帰フィッティング

この章での分析は、次のような3段階の手法をもちいた。まず第1段階では、1955年から1995年まで各時点で、転職によって職業の不安定な者が多い若年層と、定年退職者が多くなる高齢者を除外し、10年間隔の出生時期にしたがって回答者を区分し、各時点で4つのコーホート・グループを作成した。各時点の4コーホートは、26-35歳、36-45歳、46-55歳、56-65歳の年齢段階にも対応している。5時点すべてのコーホート・グループは20となり、コーホート・グループ別の20の世代間移動表をえられることになる。表 4-1には、各コーホート・グループに含まれたサンプル数をしめした。

第2段階では、20のコーホート・グループ別移動表について、事実移動率、強制移動率、純粋移動率、安田指数などの各種移動指標を計算した。これによって、各移動指標について20個の数値がえられる。

そして第3段階では、各コーホート・グループを個体とみなして、各移動指標についてえられた20個の数値を従属変数として、調査時点・コーホート・年齢段階のそれぞれを独立変数とした単回帰分析をおこなった。この3つの独立変数のうち、移動指標値の変動

によくフィットするものを探すという方法をとった[2)]。用語の混乱を避けるために、以降ではこの単回帰分析を回帰フィッティングと呼ぶことにする。この回帰フィッティングでは、次の2つの回帰モデルをもちいた。

1次回帰モデル： $y = a + b_1 x$

2次回帰モデル： $y = a + b_1 x + b_2 x^2$

表4-1　各コーホート・グループのサンプル数

出生コーホート 出生年	調査時点				
	1955年	1965年	1975年	1985年	1995年
1890-99(明治23-32)年	235[a]				
1900-09(明治33-42)年	374[b]	211[a]			
1910-19(明治43-大正8)年	401[c]	354[b]	251[a]		
1920-29(大正9-昭和4)年	487[d]	474[c]	439[b]	285[a]	
1930-39(昭和5-14)年		564[d]	604[c]	469[b]	366[a]
1940-49(昭和15-24)年			653[d]	527[c]	461[b]
1950-59(昭和25-34)年				419[d]	465[c]
1960-69(昭和35-44)年					266[d]
全　体	1793	1827	2270	1873	1789

注)調査時点で各コーホートの年齢段階は、a 56-65 歳, b 46-55 歳, c 36-45 歳, d 26-35 歳である。

表4-2　調査時点・コーホート・年齢段階の変数値
（左から調査時点、コーホート、年齢段階の変数値）

出生コーホート	調査時点				
	1955年	1965年	1975年	1985年	1995年
1890-99年出生	1, 1, 5				
1900-09年出生	1, 2, 4	2, 2, 5			
1910-19年出生	1, 3, 3	2, 3, 4	3, 3, 5		
1920-29年出生	1, 4, 2	2, 4, 3	3, 4, 4	4, 4, 5	
1930-39年出生		2, 5, 2	3, 5, 3	4, 5, 4	5, 5, 5
1940-49年出生			3, 6, 2	4, 6, 3	5, 6, 4
1950-59年出生				4, 7, 2	5, 7, 3
1960-69年出生					5, 8, 2

回帰フィッティングで独立変数とした調査時点は、1955年から1995年まで1から5までの数値をあたえた。コーホート変数は、1890-99年出生から1960-69年出生まで出生の順にしたがって1から8までの数値をあたえた。年齢段階変数については、若い段階（26-35歳）から高齢の段階（56-65歳）まで2から5までの数値をあたえた。表4-2には、各

コーホート・グループを個体とみなしてあたえた調査時点・コーホート・年齢段階の独立変数値をしめした。

たとえば、「事実移動率」の回帰フィッティングの場合、20のコーホート・グループについてえられた20個の事実移動率を従属変数として、調査時点・コーホート・年齢段階の独立変数ごとに、単回帰分析をおこなう。このとき、1次回帰モデルで3回、2次回帰モデルで3回、計6回の回帰フィッティングをおこなうことになる。この回帰フィッティングの結果、6つの決定係数値がえられるが、これらを用語の混乱を避けるためにフィット係数とよび R'^2 と表記する。これらの R'^2 を比較して、「20個の事実移動率」の変動パターンにもっともフィットさせることができた独立変数を探索する。また、1次回帰と2次回帰のフィッテングの結果を比較することで、直線的な変化（1次回帰の R'^2 が高く、2次回帰の R'^2 がそれ以上に高くない場合）なのか、曲線的な変化（2次回帰の R'^2 が高く、1次回帰の R'^2 が低い場合）なのかを検討できる[3)]。

この回帰フィッテイングの手法においては、次の3点に注意しなければならない。第1に、回帰フィッテイングによってえられる回帰係数 b については、通常の回帰分析でおこなわれる統計的検定が適さないことである。ここでの回帰フィッテイングでは、コーホート・グループ別の移動指標値を従属変数とするが、それはランダム・サンプリングによってえられた個体のデータ値ではない。そのため、ランダム・サンプリングを前提とした検定には適さないのである。回帰フィッテイングの目的は、あくまでも、移動指標の変化パターンが1次および2次回帰モデルに適合するかを検討することである。

第2に注意すべき点は、回帰フィッテイングでは、調査時点・コーホート・年齢段階のなかでコーホートによる趨勢を推定しやすいデータ構造になっていることである。表4-2をみると、調査時点変数では1から5までの変数値それぞれに4個体分、年齢段階変数では2から5までの変数値それぞれに4個体分のデータがある。しかし、コーホートは、変数値1の古いコーホートから、8の新しいコーホートまで、1、2、3、4、4、3、2、1の個体数のデータとなっている。つまり、個体数の少ない古いコーホートと新しいコーホートのデータ値を回帰モデルにフィットさせるので、コーホートにしたがう直線的または曲線的な趨勢を推定しやすいデータ構造なのである。

第3に、第2点と対照的に、加齢効果が時点間でおおきく変化している場合（たとえば、加齢にしたがう減少効果が、消失したり、あるいは増大効果に変容しているような場合）、年齢段階変数のフィット係数 R'^2 は低くなってしまうだろう。つまり、年齢段階効果が変容する場合は、R'^2 を過度に信用できない。第2の問題点も含め、各移動指標をコーホート・グループごとにプロットしたグラフも同時に検討しなければならない。

4. 全体移動指数の変動

4-1. 事実移動率の変動

表 4-3 は、移動表全体にかんする各移動指標、つまり事実移動率、全体強制移動率、全体純粋移動率、全体安田指数（計算式については第 3 章 3-1.を参照）のコーホート・グループ別数値を従属変数として、調査時点・コーホート・年齢段階を独立変数として回帰フィッティングをした結果である。

表 4-3.a は事実移動率の変化パターンにたいする回帰フィッティングの結果である。調査時点とコーホート変数についてのフィット係数 R'^2 は、1 次そして 2 次回帰モデルのフィットですべて 0.6 以上で良好であることをしめしている。そして、2 つの変数とも、2 次のフィット係数 R'^2 (0.800 と 0.758)が、1 次の R'^2 (0.673 と 0.614)より高く、2 次曲線に近似する変化パターンであることをしめしている。

表4-3 各移動指標の回帰フィッティング

従属変数	独立変数	1次回帰 R'^2	1次回帰 b_1	2次回帰 R'^2	2次回帰 b_1	2次回帰 b_2
a. 事実移動率	調査時点	.673	.058	.800	.184	-.021
	コーホート	.614	.043	.758	.135	-.010
	年齢段階	.051	-.020	.072	.080	-.014
b. 全体強制移動率	調査時点	.293	.025	.523	.138	-.019
	コーホート	.345	.021	.743	.122	-.011
	年齢段階	.069	-.015	.182	.139	-.022
c. 全体純粋移動率	調査時点	.738	.032	.744	.047	-.002
	コーホート	.541	.022	.546	.013	.001
	年齢段階	.010	-.005	.031	-.059	.008
d. 全体安田指数	調査時点	.645	.041	.667	.081	-.007
	コーホート	.294	.022	.302	.005	.002
	年齢段階	.020	.009	.025	-.025	.005

注）R'^2：フィット係数（決定係数）
b_1：1 次の独立変数の回帰係数　　b_2：2 次の独立変数の回帰係数
1 次回帰式：$y = a + b_1 x$　　2 次回帰式：$y = a + b_1 x + b_2 x^2$

図 4-2 は事実移動率の推移をあらわしているが、調査時点別折線の位置を比較すると、1965 年時点以降が 1955 年より高く時代効果変動を明確にしめしており、また 1965 年以降は漸増して 1995 年がもっとも高くなっている。さらに、コーホートの趨勢としてみると、1965 年以降は次第に事実移動率を高めながら連続した形状となっている。この形状は 1900-09 年出生コーホートから上昇し、1940 年代出生コーホートでピークをむかえ、19

図4-2 コーホート・グループ別の事実移動率

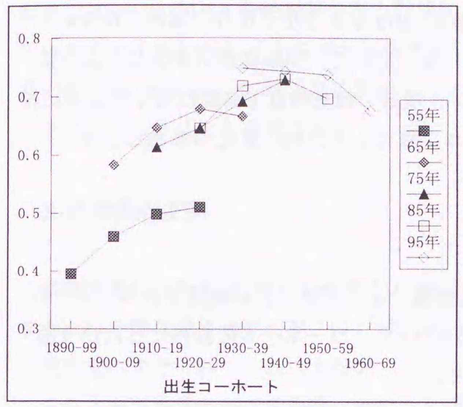


図4-3 コーホート・グループ別の全体強制移動率

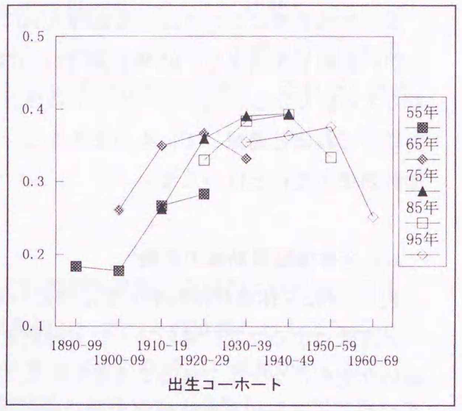


図4-4 コーホート・グループ別の全体純粋移動率

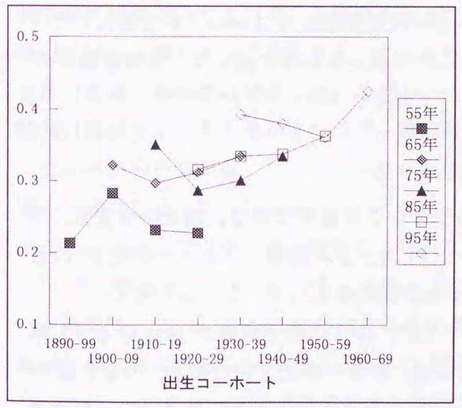
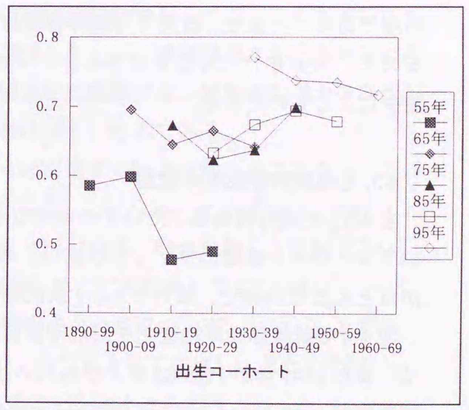


図4-5 コーホート・グループ別の全体安田指数



50年代以降はやや下降するゆるやかな山なりのカーブとなっており、コーホートによる趨勢をしめしている。

また加齢効果については、調査時点別の折線が1975年まで左下がりで高齢になるにしたがい移動量が減少し、85年以降では山なりになっていて、加齢効果が変化したようにもみえる。しかし、同一コーホートに注目して、後続の調査時点で高齢になったときに移動率がどれほど増減しているかをみると、65年以降は上下方向の変化がほとんどなく、加齢効果の変化とはいえない。

4-2. 全体強制移動率の変動

表4-3.bは全体強制移動率の変化にたいする回帰フィッティングの結果である。コーホート変数による2次回帰のフィット係数R'^2が0.743で、コーホートの推移にしたがう曲線的な変化パターンであることをしめしている。

しかし、調査時点変数のフィットも比較的に良い（2次回帰のR'^2=0.523）。図4-3で、全体強制移動率の変化をみると、時点別折線が、1965年時点以降が55年よりも高く、95年が85年よりやや低い。これは、前章の時点比較の結果、つまり1965年でに大きく増加し、95年で減少したことと一致している。また、コーホート変数のフィットが良かったように、1900年代生まれコーホートから上昇し、1930年代と40年代生まれの2コーホートでピークをむかえ、それ以降は低下しており、コーホートによる趨勢的な増減の特徴が明瞭である[4)]。また、後述する純粋移動は1950年代以降出生のコーホートで増大しているので、1950年代以降出生のコーホートでみられた事実移動率の減少は、強制移動率の減少によるものである。

4-3. 全体純粋移動率の変動

表4-3.cは純粋移動率にたいする回帰フィッティングの結果である。調査時点変数、ついでコーホート変数のフィットが良い。そして、1次と2次回帰のフィット係数R'^2の差がほとんどないので、双方とも、1次回帰つまり直線的変化パターンだといえる。

図4-4の純粋移動率の変化を時点別折線でみると、1965年時点以降が1955年よりも高く、また1995年が1965-85年よりも高い。これは、前章の時点比較の結果、つまり純粋移動率が1955年から1965年までと、1985年から1995年までに増加したことと一致する。しかし他方では、1965年以降にコーホートの推移にしたがって増大する緩やかな趨勢がみられる。

4-4. 全体安田指数の変動

表4-3.dは全体安田指数にたいする回帰フィッティングの結果である。調査時点変数のフィット係数R'^2が、1次回帰で0.645、2次回帰で0.667と他変数よりも高く、1次と2次

の差がほとんどないので、1次回帰モデルへのフィットが良いことをしめしている。

しかし、図4-5の安田指数の変化を時点別折線でみると、時点間の変化は単調な直線的変化ではない。図4-4の純粋移動率と同様に、55年が他時点よりもとくに低く、65,75,85年はたがいに同レベルで、95年が他時点よりもとくに高い。これは、前章の時点比較で安田指数が55年から65年までに急増し、85年から95年までにも増加し、それぞれ機会均等に近づいたことと合致する。

5. 移動量の変動

事実移動については、(1)1955年から65年までに各年齢段階で全般的に移動量が急増するという時代効果変動が起こり、(2)1965年以降はコーホートの推移にともなう1940年代生まれまでの緩やかな増大傾向、そして1950年代生まれ以降での微減がみられた。

こうした事実移動量の変動は、次のような強制移動と純粋移動の変動によってもたらされていた。(3)1955-65年に、強制移動と純粋移動が各年齢段階で全般的に移動量を急増させる時代効果変動としての流動化がみられた。(4)1965年以降は、純粋移動と強制移動のそれぞれのコーホート趨勢がみられた。強制移動は、1940年代生まれまで増大し、1950年代以降生まれで減少に転じる趨勢であった。他方の純粋移動は、コーホートの推移にしたがって緩やかに増大する趨勢であった。(5)1985-95年には、強制移動減少そして他方で純粋移動増大というコーホート趨勢を加速する時代効果変動がみられた。この加速的な変動は、減少と増大という相反する方向へ変化を増幅したため、事実移動における時代効果変動は明確にあらわれなかった。ただし、この加速的な変動では、純粋移動増大のほうが強制移動減少よりも大きかったので、事実移動量は増大したのである。

これらの分析結果は、コーホートや年齢段階を区別せずに時点比較をおこなうと、この章の冒頭にしめした分析結果[V.1]～[V.3]をもたらすことになる。その意味で、回帰フィッティングおよびグラフの分析からえられた結果(1)～(5)は、時点比較の分析結果[V.1]～[V.3]と整合的である。しかし、時点比較では明らかにできなかった(2)と(4)のコーホート趨勢や、(5)の1985-95年の時代効果変動が検出された点について、[V.1]と[V.3]を修正しなければならない（修正したものは[*V'.1*]と[*V'.3*]として後述）。また、[V.2]については、(3)によって時代効果による変動であることが確かめられた。

6. 階層別強制移動の変動

次に、階層別にみた強制移動の激しさ・強さの変化、つまり世代間シフト構造の変動を階層別強制移動率の回帰フィッティングから検討し、時点比較の分析結果[F.1]～[F.3]を

検証する。表 4-4 は、その結果である。図 4-6.a ～ g は、コーホート・グループ別の階層別強制移動率の変化をしめしている。たがいに似た特徴をもつものをまとめると、分析結果は次のようになる。

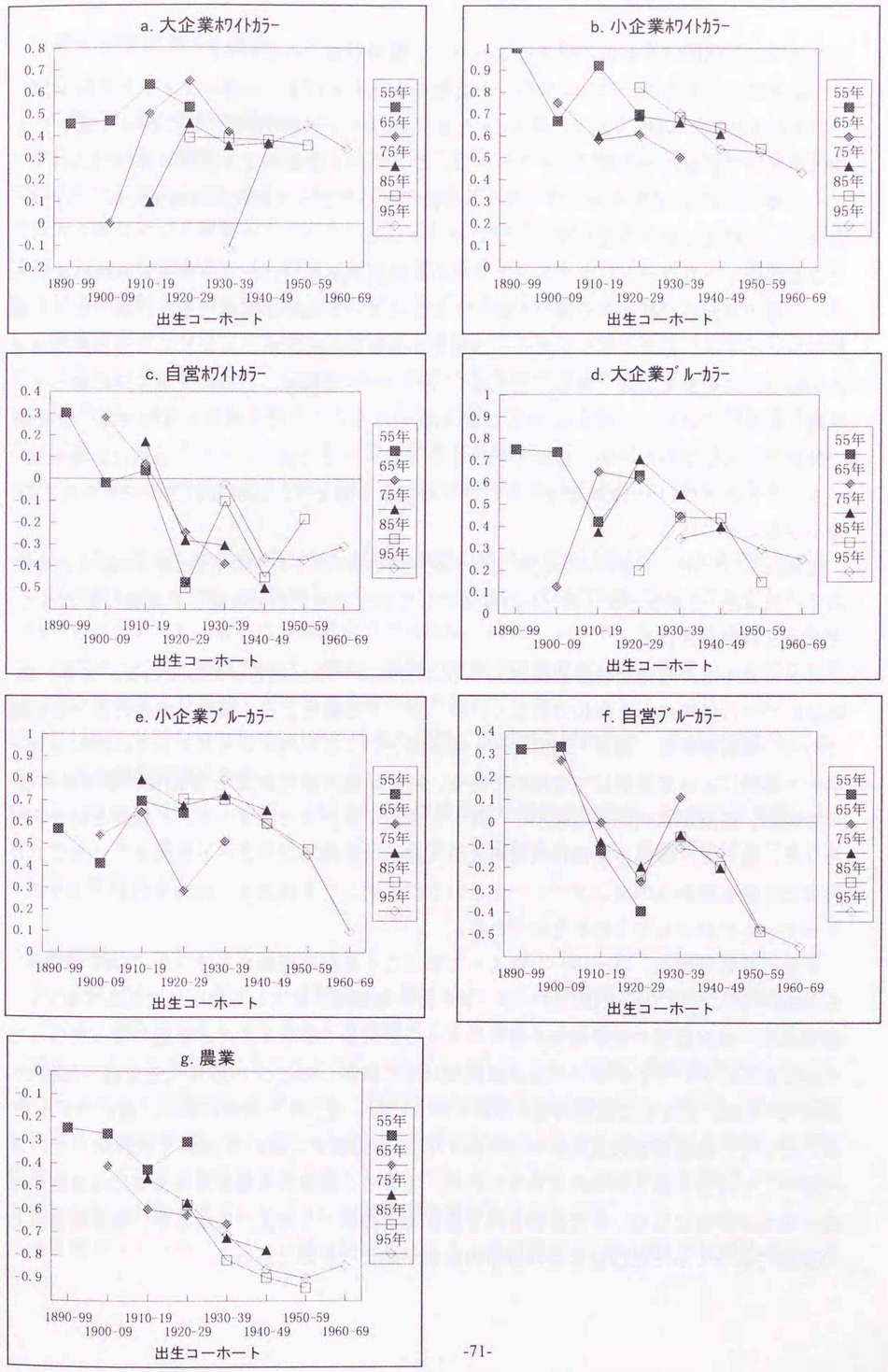
大企業ホワイトカラー、小企業ホワイトカラー、大企業ブルーカラー、そして小企業ブルーカラーなどの被雇用部門では、階層別強制移動率じたいはプラスで、階層分布が世代間で拡大していることをしめしている（図 4-6.を参照）。しかし、その世代間での分布拡大が減少するコーホート趨勢がみられる。

表4-4　階層別強制移動率の回帰フィッティング

従属変数	独立変数	1次回帰 R'^2	1次回帰 b_1	2次回帰 R'^2	2次回帰 b_1	2次回帰 b_2
a. 大企業ホワイトカラー	調査時点	.174	-.054	.184	-.118	.011
	コーホート	.001	-.004	.004	.016	-.002
	年齢段階	.219	-.076	.460	.551	-.090
b. 小企業ホワイトカラー	調査時点	.169	-.034	.170	-.051	.003
	コーホート	.392	-.042	.445	.041	-.009
	年齢段階	.188	.045	.193	.101	-.008
c. 自営ホワイトカラー	調査時点	.153	-.069	.165	-.168	.016
	コーホート	.473	-.096	.618	-.326	.026
	年齢段階	.378	.138	.384	-.003	.020
d. 大企業ブルーカラー	調査時点	.110	-.045	.127	.043	-.015
	コーホート	.019	-.015	.312	.234	-.028
	年齢段階	.038	-.033	.391	.754	-.112
e. 小企業ブルーカラー	調査時点	.003	-.007	.090	.170	-.029
	コーホート	.104	-.030	.463	.213	-.027
	年齢段階	.199	.067	.199	.064	.000
f. 自営ブルーカラー	調査時点	.321	-.098	.323	-.061	-.006
	コーホート	.623	-.107	.627	-.148	.005
	年齢段階	.309	.122	.310	.190	-.010
g. 農業	調査時点	.699	-.127	.742	-.286	.026
	コーホート	.815	-.108	.825	-.161	.006
	年齢段階	.158	.076	.188	-.185	.037

大企業ホワイトカラーは、年齢段階変数の 2 次回帰のフィット係数 R'^2 が 0.460 で他よりも高いが、これは 1965,75,95 年調査の 56-65 歳段階でとくに低かったためである。これらを除外して図 4-6.a をみると、分布拡大がコーホートにしたがってやや減少している。大企業ブルーカラーも、56-65 歳段階で移動率が低くなることが図 4-6.d で確認され、そのため回帰フィッティングでは、年齢段階変数の 2 次回帰で R'^2 が 0.391 と高くなっている。しかし、コーホート変数の 2 次回帰で R'^2 が 0.312 と高くなっているように、図 4-6.d

図4-6 コーホート・グループ別の階層別強制移動率



の全体では世代間分布拡大が弱まるコーホート趨勢が強くみられる。

小企業ホワイトカラーは、コーホート変数の1次および2次回帰のフィット係数 R'^2 がそれぞれ0.392と0.445で高く、図4-6.bをみてもコーホートの推移にしたがって減少する傾向が明瞭である。小企業ブルーカラーは、コーホート変数の2次回帰の R'^2 が0.463でとくに高く、図4-6.eをみるとコーホートの推移にしたがって世代間分布拡大がいったん強まり、その後に弱まる逆U字カーブになっている。

自営ホワイトカラーと自営ブルーカラーの非農自営部門では、コーホートの推移にしたがって世代間分布が拡大から縮小へ変化するコーホート趨勢が明確である。コーホート変数のフィットが、自営ホワイトカラーでは2次回帰（R'^2=0.618）、自営ブルーカラーでは1次回帰（R'^2=0.623）で良好である。ただし、コーホート趨勢は、分布拡大から分布縮小へ単調に変化していない。図4-6.cおよび図4-6.fをみると、この非農自営部門では、世代間で分布が拡大していたのが、1920年代出生コーホートまで縮小が進み、急激な分布変動が生じている。ついで1930年代生まれでその縮小が弱まり、1940年代生まれでふたたび縮小が強まっている[5]。

農業は、コーホート変数の1次および2次回帰の R'^2 がそれぞれ0.815と0.825でとくに高く、図4-6.gをみるとコーホートの推移にしたがって世代間分布縮小が単調に強まってきたことが確認される。

以上の結果は、時点比較の結果[F.1]～[F.3]を修正する必要をしめしている。まず、強制移動が時代効果による変化ではなく、コーホート趨勢によって変動してきたことは明瞭である。強制移動は、農業・非農自営・被雇用という各部門によってそれぞれ異なるコーホート趨勢によって進展してきたのである。時点比較の結果[F.2]と[F.3]は、被雇用が拡大を弱め、農業が世代間分布縮小を一貫して強めてきた点ではコーホート趨勢と整合的であった。他方で、非農自営は世代間拡大から縮小へ急激なコーホート変動をしてきており、農業と非農自営からのエンプロイー化という世代間シフト構造は、1920年代以降出生のコーホートにおいてあらわれたのである。

非農自営の階層は、コーホートによってまったく異なる経験をしていた。1900年代から1920年代にかけて出生したコーホートの自営階層は、拡大から縮小に変化しており、昭和初期の経済恐慌や戦中戦後の混乱によって自営業の継承や維持が困難になっていったものと思われる。それが戦後の経済復興期以降に就労し始める1930年代生まれ（昭和20-29年で15歳）になると階層別強制移動率が0に急に近づき、自営の縮小に歯止めがかかる。そして、高度経済成長期前半（1955-65年）以降に就労し始める1940年代以降出生のコーホートでは分布縮小の傾向があらわれる。つまり、戦前から戦後直後までに自営業の維持・継承が困難になり、その後の復興で自営業を存続できるようになるが、高度経済成長の進展によってふたたび自営業の分布的衰退が始まったのである。

7. 階層別移動機会の変動

7-1. 時点比較からの仮説導出

全体安田指数の回帰フィッティングおよびグラフの分析（4-4.）では、1965-85年の期間は比較的に安定していたが、1955-65年および1985-95年の期間には、時代効果によって機会均等に近づく変動がみとめられた。これは、時点比較の結果[O.1]と合致するものであった。さらにここでは、階層別安田指数の回帰フィッティングによって、階層ごとの移動機会の変動を検討する。時点比較では[O.1]～[O.7]の分析結果がえられていた。しかし、階層別安田指数は完全な機会均等（完全移動）にたいする達成程度（比率）を各階層ごとにあらわす指標なので、[O.1]～[O.7]のすべてを検討できるわけではない。[O.1]、[O.4]、[O.5]、[O.6]から予測される次の仮説[H.1]、[H.4]、[H.5]、[H.6]が検証できるだけである。その意味で、時点比較の分析結果全体にたいする十分な検証とはならない。しかし、反証や致命的な矛盾が生じずに、これらが確かめられれば強い傍証となる。

[H.1]（[O.1]が正しいならば）**1965-85年の期間の階層別安田指数は、全階層で変化がなく安定していたが、1955-65年と1985-95年の期間には時代効果によって変化した。**

[H.4]（[O.4]が正しいならば）**階層別安田指数は、時代・コーホート・年齢段階による効果はあっても、全般的には、農業・自営・被雇用の順で低く、被雇用のなかでは大企業が小企業より低い、という順序関係が持続していた。**

[H.5]（[O.5]が正しいならば）**1955-65年の期間に階層別安田指数は、時代効果変動によって全階層で高まった。**

[H.6]（[O.6]が正しいならば）**1985-95年の期間に階層別安田指数は、時代効果変動によって、大企業ホワイトカラー・ブルーカラーで上昇する一方、農業と自営ホワイトカラーで低下した。**

7-2. 回帰フィッティング

表4-5は回帰フィッティングの結果で、図4-7.a～gには階層別安田指数の数値をしめしている。似た結果をしめしたものを整理すると次のようになる。

表4-5.a, dより大企業のホワイトカラーとブルーカラーは、年齢段階変数のフィットが良い（前者の1次回帰の R'^2 が0.481、後者の2次回帰の R'^2 が0.424）。図4-7.aおよび7.dをみると、1920年代出生コーホートまで年齢段階が高まると移動機会が完全移動（安田指数=1）に近づき年齢段階効果を強くしめしている。しかし、1930年代以降のコーホートでは時点別折線が水平に近づき、年齢段階効果がうすれている。

小企業ホワイトカラーは、年齢段階変数による1次回帰の R'^2 が0.221で比較的高かっ

たが、それ以上にコーホート変数による2次回帰のR'^2が0.281で高く、図4-7.bで変化パターンをみても、コーホートにしたがって機会均等に近づく趨勢があらわれている[6)]。小企業ブルーカラーは、年齢段階変数による2次回帰のR'^2が0.233で高めだったが、図4-7.eをみるとあまり明瞭ではない。

表4-5　階層別安田指数の回帰フィッティング

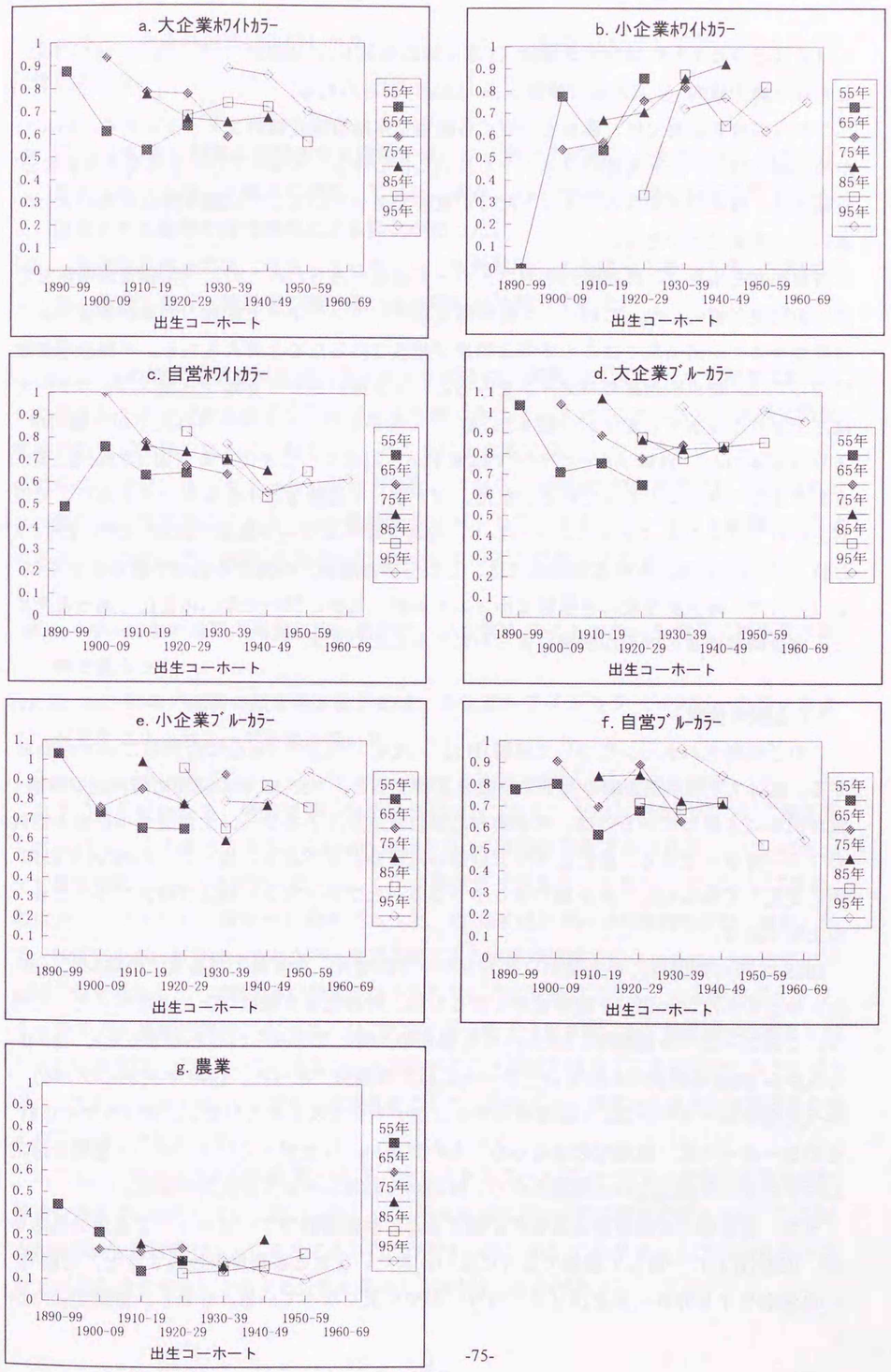
従属変数	独立変数	1次回帰 R^2	1次回帰 b_1	2次回帰 R^2	2次回帰 b_1	2次回帰 b_2
a. 大企業ホワイトカラー	調査時点	.028	.013	.030	−.005	.003
	コーホート	.090	−.018	.102	−.048	.003
	年齢段階	.481	.067	.492	−.010	.011
b. 小企業ホワイトカラー[1)]	調査時点	.013	.009	.041	.080	.012
	コーホート	.149	.026	.281	.158	−.014
	年齢段階	.221	−.051	.241	−.164	.017
c. 自営ホワイトカラー	調査時点	.011	−.008	.148	.141	−.025
	コーホート	.140	−.023	.199	.043	−.007
	年齢段階	.220	.047	.247	−.082	.019
d. 大企業ブルーカラー	調査時点	.126	.029	.127	−.043	−.002
	コーホート	.002	−.002	.187	−.122	.013
	年齢段階	.260	.052	.424	−.272	.046
e. 小企業ブルーカラー	調査時点	.022	.013	.022	.011	.000
	コーホート	.007	−.005	.130	−.106	.011
	年齢段階	.107	.035	.233	−.259	.042
f. 自営ブルーカラー	調査時点	.001	.002	.002	.016	−.002
	コーホート	.158	−.026	.206	.036	−.007
	年齢段階	.454	.070	.465	.156	−.012
g. 農業	調査時点	.295	−.030	.295	−.034	.001
	コーホート	.362	−.026	.585	−.115	.010
	年齢段階	.080	.020	.164	−.139	.023

1) 1955年調査の1890-99年出生および1985年調査の1920-29年出生コーホートをのぞく。

自営のホワイトカラーとブルーカラーは、年齢段階変数による1次回帰のR'^2がそれぞれ0.220と0.454と高く、年齢段階の高まりとともに機会均等に近づく傾向がみられる。他方で、図4-7.cおよび7.fでは、コーホートの推移にしたがって機会均等から遠ざかる傾向がある（コーホート変数による1次回帰のR'^2がそれぞれ0.140と0.158）。これらの傾向は、とくに自営ブルーカラーで強い。

農業は、調査時点変数による1次回帰でR'^2が0.295、コーホート変数による2次回帰でR'^2が0.585で良好なフィットをしめしている。しかし、図4-7.gをみるとコーホートにしたがう2次曲線は明瞭ではなく、むしろ単調な減少傾向にちかい。つまり、後続の調査時

図4-7 コーホート・グループ別の階層別安田指数



になるほどゆるやかに減少する傾向（1次回帰の係数 b_1= -0.030）、そしてコーホートにともなう減少傾向（1次回帰の係数 b_1= -0.026）がみられる。

これらの分析結果では、農業をのぞく各階層で年齢段階変数のフィットが良く、いくつかの階層でコーホート変数のフィットも良い[7]。しかし、表4-3でみた全体安田指数の分析結果は、調査時点変数のフィットだけが良好であった。ここでは調査時点変数の R'^2 が高いのは農業だけである。

階層別安田指数で年齢段階効果やコーホート趨勢があらわれたのに、全体安田指数でこれらの効果が消失した。これは、年齢段階変数そしてコーホート変数の効果が多様であり、移動表全体の安田指数ではこの多様な効果が相殺されたためと考えられる。年齢段階変数については、時点別折線のパターンをみると、大企業のホワイトカラーとブルーカラーでは左上がりから水平に変化し（図4-7.a, d）、小企業ホワイトカラーでは左下がり傾向があり（図4-7.b）、自営ブルーカラーでは水平から左上がりに変化する（図4-7.f）などのさまざまなパターンとなっている。また、コーホート趨勢も、小企業ホワイトカラーでは右上がり（図4-7.b）であるのにたいして、自営ブルーカラーや農業では右下がり（図4-7.f, g）になっている。全体安田指数では、これらの各階層での異なる効果が消しあってしまう一方で、時点間変化は各階層で小さいものだったが、同一方向への変化であったために、調査時点変数の効果が明瞭にあらわれたものといえよう[8]。

7-3. 仮説の検討

これらの変化パターンについて仮説[H.1]、[H.4]、[H.5]、[H.6]に合致しているか検討する。図4-7で時点別折線の上下の位置を比較すると、1955-65年の期間に階層別安田指数が明確に上昇しているのは、大企業および自営ホワイトカラー、大企業・小企業・自営のブルーカラーである。逆に低下しているのは農業だけである。他方で、1985-95年の期間に変化しているのは、大企業のホワイトカラーとブルーカラーおよび自営ブルーカラーの上昇である。

1965-85年の期間は、小企業ホワイトカラーでの増大、自営および農業での減少といった、ゆるやかなコーホート趨勢はあったものの、時代効果変動はほとんどなかった。ただし、このコーホート趨勢は、1965-85年の調査時点間にだけみられるものではなく、1900年代から1950年代までの出生コーホートにわたる趨勢であった。1890年代および1960年代出生のコーホートは、1調査時点からしかデータをえられていない。図4-7でもこれらのコーホートは、極端な数値をしめすものが多い。したがって、コーホート趨勢を推定しやすいデータ構造という問題点から、検討から除外したほうが安全である。

また、各階層の安田指数の数値を比較すると、年齢段階やコーホートによる違いはあるが、仮説[H.4]に一致して農業でとくに低い。また、自営と被雇用を比較すると、全般的に自営ホワイトカラーおよびブルーカラーがやや低くなっている。しかし、被雇用のなかで大企業と小企業の差異は判別しがたい。これらより、仮説[H.1]そして[H.4]は次のように修正される。

[*H'.1*] 1965-85年の期間の階層別安田指数には、コーホート趨勢によるきわめて緩やかな変化はあったが、比較的に安定していた。また、1955-65年と1985-95年の期間には、限定された階層で時代効果による変化があった。

[*H'.4*] 階層別安田指数は、時点・コーホート・年齢段階による効果はあっても、全般的には、農業・自営・被雇用の順で低い順序関係が持続していた。

1955-65年の期間に階層別安田指数が高まったのは、仮説[H.5]のように全階層ではなく、小企業ホワイトカラーをのぞく被雇用の各階層であった。また、1985-95年の期間に階層別安田指数が上昇したのは、仮説[H.6]のように大企業ホワイトカラー・ブルーカラーだけでなく、自営ブルーカラーも上昇していた。しかし、1985-95年の期間には、仮説[H.6]と一致して、自営ホワイトカラーと農業はやや減少していたが、コーホート趨勢の延長上にある。したがって、仮説[H.5]そして[H.6]は次のように修正される。

[*H'. 5*] 1955-65年の期間の階層別安田指数は、小企業ホワイトカラーをのぞく被雇用の階層で高まった。

[*H'. 6*] 1985-95年の期間の階層別安田指数は、大企業ホワイトカラー・ブルーカラーおよび自営ブルーカラーで高まっていた。

以上の分析結果から、時点比較の分析結果[O.1]、[O.4]、[O.5]、[O.6]について修正すべきなのは、次の諸点である。(1)1900年代から50年代出生までの長期間にわたるコーホート趨勢があり、地位継承傾向にかんして小企業ホワイトカラーの低下、自営および農業の増大というきわめて緩やかな趨勢であった。(2)地位継承傾向の持続的格差は、農業・自営・被雇用のあいだではみられたが、企業規模による格差は明瞭ではなかった。(3)1955-65年の時代効果変動として地位継承の弱まりがみられたのは全階層ではなく、小企業ホワイトカラーをのぞく被雇用階層であった。(4)1985-95年の時代効果変動として地位継承の弱まりがみられた階層は、大企業ホワイトカラー・ブルーカラーだけではなく、自営ブルーカラーでも弱まっていた。(5)1985-95年の時代効果変動として、自営ブルーカラーと農業の地位継承の強まりは確認できなかった。

ここでは、時点比較の分析結果[O.5]の「ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的な移動促進」を直接に分析しなかった。しかし、(3)の被雇用における地位継承の弱まりは、この双方向的移動と整合的であり、矛盾するものではなかった。ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的な移動促進に矛盾する分析結果はえられなかったのである。

8. 産業化命題の修正

8-1. 分析結果と産業化命題

回帰フィッティングとグラフの分析によって、世代間階層移動の変動を時代効果、コーホート趨勢、年齢段階効果を区別しながら、時点比較の分析結果を検討してきた。その結果は時点比較の結果を根本的に覆すものではなかった。しかし、世代間階層移動の変動は、たんに時代（時点）効果だけによってもたらされているのではなく、コーホート趨勢や年齢段階効果がみられ、これらが織りなす像は時点比較でみるよりは複雑であった。その分析結果を整理すると次のようになる。[ ]内の文字が斜体のものは、本章の分析で確認された分析結果、それにアルファベットの後に ’ 印がついているのは、本章の分析によって修正が加えられたことをしめしている。[ ]内の文字が斜体でないものは、本章での分析対象ではないので、前章の時点比較の結果をそのまま記している。

[*V'.1*]事実移動量は、1955年から1965年まで時代効果変動によって急増し、1965年以降はコーホート趨勢によって、1940年代出生コーホートまで緩やかに増大し、1950年代以降出生コーホートで減少した。

[*V.2*]1955年から1965年までの事実移動量の急増は、強制移動量および純粋移動量が時代効果として増大したことによる全般的流動化であった。

[*V'.3*]1965年以降の事実移動量の漸増傾向は、強制移動量の増加と減少（1940年代出生コーホートまでの増加と1950年代以降の出生コーホートでの減少）および純粋移動量の増大というコーホート趨勢、そしてそれらのコーホート趨勢を増幅する1985-95年の時代効果変動によってもたらされていた。

[*F'.1*]強制移動は、コーホートの推移にしたがい、農業と自営の縮小および被雇用の拡大、つまり農業と自営からのエンプロイー化として進展してきた。ただし、自営の縮小は1920年代生まれ以降であらわれた。

[*F'.2*]被雇用（大企業・小企業のホワイトカラーとブルーカラー）の強制移動は、コーホートの推移にしたがい、世代間での分布拡大を弱めてきた。

[*F'.3*]農業の強制移動は、コーホートの推移にしたがい、一貫して世代間縮小を強めてきた。

[*F.4*]自営（ホワイトカラーとブルーカラー）の強制移動は、コーホートの推移にしたがい、拡大から縮小に急変し、その後は縮小の弱まり、ついで再縮小という趨勢をしめした。

[*O.0*]世代間移動機会は、1900年代から50年代出生までの長期間にわたるコーホート趨勢、つまり地位継承傾向の小企業ホワイトカラーにおける低下、自営ブルーカラーおよび農業における増大という緩やかな趨勢によって変化していた。

[*O'.1*]世代間移動機会は、1965-85年の期間には緩やかなコーホート趨勢による微少な変化はあったが比較的に安定していた。しかし、1955-65年と1985-95年の期間には時代効果変動があった。

[O. 2]世代間移動機会の基本的構造は、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の境界を越える移動機会が相対的に小さいものであった。

[O. 3]世代間移動機会の基本的構造には、ホワイトカラーそしてブルーカラーの内部において、自営より被雇用が、そして被雇用では中小企業より大企業が優越的位置にあるような移動機会格差がみられた。

[*O'.4*]世代間移動機会の基本的構造には、各階層の世代間地位継承の傾向が、農業、自営、被雇用の順で強いという機会格差があった。

[*O'.5*]1955-65年の期間には、小企業ホワイトカラーをのぞく被雇用階層で地位継承が弱まり、ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的な移動促進がみられた。

[*O'.6*]1985-95年の期間には、大企業ホワイトカラー・ブルーカラーおよび自営ブルーカラーで地位継承が弱まっていた。

[O. 7]1985-95年の期間には、ホワイトカラーとブルーカラーの広範な双方向的移動、ブルーカラー内での流動化が高まる一方で、農業から自営ブルーカラーへ、そしてブルーカラーから伝統的マニュアル以外へという序列的移動ルートが強まっていた。

第１に、移動量にかんしては次のような分析結果となった。1955-65 年時期の事実移動量の急増は、時点比較の結果と一致し、強制移動量および純粋移動量が時代効果によって急増したことによる全般的流動化であった。1965 年時点以降の事実移動量は、コーホート趨勢によって緩やかな増大した後に、1950 年代以降出生コーホートで減少した。1965 年時点以降の事実移動量の増減をもたらしたのは、強制移動量の増減（1940 年代出生までの増加と 1950 年代出生からの減少）および純粋移動量の増大という２つのコーホート趨勢、そしてこれらのコーホート趨勢を増幅した 1985-95 年の時代効果変動であった。この２つのコーホート趨勢にかぎっていえば、安田仮説、つまり強制移動の増大が終息しても純粋移動が増大し続けるという仮説が適合的であった。

第２に、世代間分布の変化によってもたらされる強制移動は、その世代間シフト構造つまり強制移動の激しさ・強さという点からみると、コーホート趨勢にしたがった、農業と自営からのエンプロイー化として進展してきた。そのコーホート趨勢は、被雇用・自営・農業で異なるものであった。コーホートの推移にしたがって、被雇用では世代間分布拡大

を弱め、農業では世代間縮小を強める単調な趨勢的変動であった。しかし自営では、世代間拡大から縮小への急激な転換、縮小の弱まり、そして再縮小と、時点比較では見逃されたドラスティックな変動をしており、歴史的な社会・経済変動を反映したコーホート趨勢であった。このように、全体強制移動と同様に、階層別にみた強制移動もコーホート趨勢に起因するものであることを確認できた。

産業化命題のなかで階層別の分布変動について仮説化していたのは、トライマン命題（第1章2-2.および表1-1.を参照）であった。そこでは、産業化進展にともなう「農業従事者の減少」と「ノンマニュアル労働者の増大」が仮説化されていた。強制移動率は、階層分布の世代間変動による放出と吸収のベクトルとでもいうべきもので、トライマン命題で言及されている、就業者全体における職種別比率の各時点の変化とは異なる。しかし、被雇用と農業のコーホート趨勢は単調な傾向を持続しており、トライマン命題と整合的であった。ただし、自営のドラスティックなコーホート趨勢は、昭和初期から現在までの歴史的な社会・経済変動のなかで自営階層がおかれていた位置を反映したものといえよう。つまり、産業化にともなうエンプロイー化の趨勢による世代間縮小の方向に進みながらも、好景気と不況という時代的経済変動におおきく左右され、単調な趨勢ではなかったのである。

第3に、強制移動を除去した純粋移動における移動（継承）機会には、時点比較の結果と同様に、1965-85年の期間には安定し、1955-65年と1985-95年の期間に時代効果変動がみられた。1955-65年の期間には、小企業ホワイトカラーをのぞく被雇用各層で地位継承が弱まり、ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的移動を促進する時代効果変動がみられた。1965-85年の期間には、時代効果変動はなかったが、コーホート趨勢による緩やかな変化がみられた。このコーホート趨勢は、1900-50年代出生コーホートにみられ、小企業ホワイトカラーが機会均等に近づき、自営ブルーカラーと農業が閉鎖性を高めるものであった。1985-95年の期間には、大企業ホワイトカラー・ブルーカラーおよび自営ブルーカラーで地位継承が弱まり、ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的移動を促進する時代効果変動がみられた。しかし、時点比較であらわれた農業と自営ホワイトカラーでの地位継承の高まりは確認できなかった。

移動機会の変動についても、1965年から1985年までの安定期に緩やかなコーホート趨勢を確認できた。しかし、このコーホート趨勢は、トライマン命題が想定する全般的な機会均等化の趨勢とは異なり、地位継承傾向の弱まる階層と強まる階層がみられる趨勢であった。時代効果変動→コーホート趨勢変動→時代効果変動という変動の推移は、移動機会構造が恒常性をもっていて変わらないとするFJH仮説を支持しない。また、高度に産業化が進展した段階では地位継承が高まる、とするグラスキーの地位維持命題とも一致しない。自営ブルーカラーと農業おいては地位継承の強まるコーホート趨勢がみられたが、他のコーホート趨勢および時代効果変動は、地位継承を弱め、移動を促進するものであった。

つまり、各階層すべてにおいて同じように平等化が進んできたのではないが、分析結果にみられた変動の方向は機会の平等化に近づくものであった。

8-2. 1965-85年におけるコーホート趨勢変動の原因

問題は、なぜこのような分析結果がえられたのかということである。なぜ、一部の階層で（そして一部の階層間移動で）平等化がみられ、他の一部の階層で地位継承が強まったのか。なぜ、そのような変動が時期によってコーホート趨勢変動で、他の時期には時代効果変動であったのか。これらの問題を検討するために、分析結果を表4-6に整理した。

1965-85年の時期にみられたコーホート趨勢では、農業と自営ブルーカラーで安田指数が低下し、地位継承傾向が強まっていた。また、自営ホワイトカラーも明確ではないが似た傾向をしめした。

表4-6　分析結果の整理

移動の種類	純粋移動（安田指数）			強制移動（率）
期間/ｺｰﾎｰﾄ	1955-65	1965-85	1985-95	ｺｰﾎｰﾄの推移
変動の種類	時代効果	ｺｰﾎｰﾄ趨勢	時代効果	ｺｰﾎｰﾄ趨勢
全　体	上昇[1]		上昇[1]	増大の後に減少[4]
大企業ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ	上昇[1]		上昇[1]	拡大の弱まり[4]
小企業ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ		上昇[2]		拡大の弱まり[4]
自営ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ		低下ぎみ[3]		拡大→縮小→縮小弱化→再縮小[4]
大企業ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ	上昇[1]		上昇[1]	拡大の弱まり[4]
小企業ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ	上昇[1]			拡大の弱まり[4]
自営ﾌﾞﾙｰｶﾗｰ		低下[3]	上昇[1]	拡大→縮小→縮小弱化→再縮小[4]
農　業		低下[3]		縮小の強まり[4]
時点比較で みられた変動	WB間移動[5]		WB間移動[5] 序列的移動[6]	

1) 全体・階層別安田指数が時代効果によって上昇したことをしめす。
2) 階層別安田指数がコーホート趨勢によって上昇したことをしめす。
3) 階層別安田指数がコーホート趨勢によって低下したことをしめす。
4) 全体・階層別強制移動率のコーホート趨勢による変化をしめす。
5) ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的移動の促進をしめす。
6) 農業から自営ブルーカラーへ、ブルーカラーから伝統的マニュアル以外への移動が促進されたことをしめす。

これらの階層では、土地・工場・機材・店舗そして債権・債務など経済的資源の所有が、（負債も含めた）資産の世代間直接移転という動機づけまたは制約をもたらす。また、土地所有および事業継続の望ましさという文化的影響も、世代間での事業継承をうながす。1965-85年の時期は、高度経済成長後半期（昭和40年代）からいくたびかの好不況を繰り返しながらも、それ以前と1980年代後半からのバブル経済とその崩壊の時期にくらべれ

ば、比較的に安定した経済成長であったといってよいだろう。他方で、これらの階層の強制移動は、ドラスティックな変化をしながらも、世代間縮小への趨勢、つまり労働需要の減少がみられた。つまり、比較的に安定した経済成長のなかで、農業と自営ブルーカラーという伝統的マニュアル部門の階層は、その流出による縮小によって、かえって土地および資産の世代間移転と事業継続による地位継承傾向を鮮明にさせてきたのである。

1965-85 年の時期にみられたもう 1 つのコーホート趨勢は、小企業ホワイトカラーの安田指数が上昇し、地位継承傾向が弱まるものであった。この階層の強制移動には、世代間拡大が弱まるコーホート趨勢がみられたが、他の階層にくらべて、強制移動率が一貫して高いレベルの世代間拡大であった（図 4-6.b 参照）。小企業ホワイトカラーは、他の階層にくらべて世代間分布拡大が大きく、他階層からの世代間流入の大きな受け皿になっていた。つまり、労働需要が高いために、その流入者の吸収過程において、階層的選別が弱まってきた、と仮説的な説明をすることができる。いいかえれば、出身階層と関連をもつ識別指標（学歴、学校歴など）によって選別する必要性より、企業組織の労働力を補充する必要性がまさっていたため、採用がランダム化して地位継承傾向を弱めてきたと考えられる。

8-3. 1955-65, 1985-95 年における時代効果変動の原因

1955-65 年、1985-95 年の両期間には、安田指数が上昇して、地位継承傾向が弱まる時代効果変動がみられた。この時代効果変動は、全体安田指数（図 4-5）では時点別折線が各時点間で垂直方向に上昇した形であらわれている。階層別安田指数（図 4-7）でも、1955-65 年の上昇は、大企業ホワイトカラー(a)、大企業ブルーカラー(d)、小企業ブルーカラー(e)にみられる。この垂直方向の上昇は、各コーホートが 1955 年から 1965 年までの期間に子世代が世代内移動を経験することによって引き上げられたと考えられる。

その 10 年間に父親も世代内移動を経験した論理的可能性もあるが、実際上は考えにくい。SSM 調査では、本人 15 歳時および初職就職時の父職を設問している時点もあるが、5 時点で共通して利用できる父親の職業は「父主職」で、本論文でもこれを使用している。父主職は「主なお仕事」として設問され、父親が世代内移動で到達した職業かつ／またはもっとも長期間していた職業を回答しているものと考えられる。したがって、ある特定の出生コーホートにかんして、前の調査時点から後の時点までの時間経過における世代内移動によって父主職が変わることは考えにくい[9]。つまり、「父主職」としての父職が変化しないとすると、世代間移動の時代効果変動は、子世代の世代内移動の変化によるものだと考えられる。

1955-65 年時期における時代効果変動としての世代間移動の平等化は、子世代が親と異なる階層へ 1965 時点に到達する世代内移動の増加によってもたらされていたのである。いいかえれば、小企業ホワイトカラーをのぞく被雇用階層において、世代間移動を機会均等化する方向へ世代内移動が増大することによって、平等化の時代的変動がみられたのである。

1985-95 年時期において地位継承傾向が弱まる時代効果変動は、とくに大企業ホワイトカラー(図 4-7a)、大企業ブルーカラー(d)、自営ブルーカラー(f)にみられた。この期間における安田指数の垂直方向の上昇も、同じ原理で、世代間移動の機会均等化する方向へ世代内移動が増大したことに原因があったのである。

1955-65 年と 1985-95 年の両期間は、1965-85 年の期間とくらべると、大きな経済変動がみられた。昭和 30 年代（ほぼ 1955-65 年時期）の高度経済成長期前半は、昭和 20 年代の戦後復興期をこえる平均 10%前後の経済成長率を実現した。また、1985-95 年の期間は、バブル経済による長期間にわたる好景気の持続と、急激で長期にわたる不況という経済的激動期であった。それぞれの期間に共通して地位継承傾向が弱まっていたのは、大企業のホワイトカラーとブルーカラーである。そして、前章の時点比較でみられた両期間のホワイトカラーとブルーカラーの双方向的移動の促進は、こうした被雇用階層の地位継承傾向の弱まりと整合するものであった。

急激な経済成長や不況という経済的激動期には、世代内移動を活性化させる要因がいくつか考えられる。第 1 に、急激な経済変動期には企業間競争が激しくなり、各企業が合理化および効率化のために実力主義や業績主義を徹底させることである。とくに専門知識および熟練度の高い労働力需要が高まり、こうした労働者を途中採用するだろう（労働者の側からいえば、より労働条件の良い職への転職機会が増加する）。また、バブル経済崩壊後は、経営合理化のため、人員削減による中高年のリストラが進行した。つまり、とくに大企業で合理化と業績主義が徹底化され、激しい経済変動期に世代内移動が流動化すると考えられる。

第 2 に、産業化が高度化する以前の経済成長期（つまり、FA 化、OA 化、情報化が高度化する以前の成長期）には、企業の経営規模が大きくなって、その従業員規模が増大するだろう。つまり、中小企業が成長して大企業になったのである。高瀬(1993:237)によれば、日本の各産業における従業員企業規模が最大になったのは、1960-66 年の期間に多いことが報告されている。ある企業が 1955-65 年の期間に従業員規模を拡大させて大企業になったならば、分類のうえで、その従業員は転職を経ずに大企業労働者へ世代内移動したことになる。この企業規模拡大が分類上の世代内移動をどれほど増加させたかは未知である。しかし、世代内移動を増加させた 1 要因として想定できることであり、また高瀬の指摘した期間を含んでおり、ただちに否定はできない。

こうした企業における合理化と業績主義の徹底化、企業規模拡大などによって、自営ブルーカラーが 1985-95 年時期に地位継承傾向を弱めたことは説明できない。むしろ、1985-95 年の期間における円高不況・バブル景気・平成不況などの好不況の激しい波動、為替レートの急変動、親企業から下請け企業にたいする製品単価切り下げ要求などの圧力など

が小規模自営ブルーカラー層の事業継続を難しくして、廃転業、転職、倒産などによる世代内移動の流動化をもたらしたのではないか、と考えられる。自営ブルーカラーの強制移動は、1940年代出生コーホートから急激な再縮小のコーホート趨勢にさらされ、1985年時点の26～55歳と1995年時点の26-65歳が急激な再縮小を経験している（図4-6f.参照）。この再縮小の進みかたは、自営ホワイトカラーや農業以上に激しい（図4-6c.およびg.）。つまり、1965-85年も縮小へのコーホート趨勢はあったが安定した経済成長のもとで事業継続（そして事業相続）が可能であったが、1985-95年の急激な経済変動が事業継続を困難にした、と考えることもできる。

8-4. 産業化段階・遂行主体・世代内移動

1955-65年および1985-95年の時期にみられた時代効果変動は、被雇用階層とくに大企業における機会均等化であった。経済構造の急変動という環境下では企業は合理化と効率化を推進するために、業績主義の（浸透というより）徹底化を進める。経営規模の大きな大企業では、業績主義の徹底化による労働力調整の波及効果が大きく、そのためとくに大企業の被雇用階層で、世代内移動の流動化による世代間移動の開放化という時代的変動があらわれたのである。

1965-85年の時期には、世代間縮小の進む農業と自営ブルーカラーという伝統的マニュアル階層（または自営ホワイトカラー・ブルーカラーと農業からなる自営階層）は、資産の世代間移転による地位継承傾向をより鮮明にさせるコーホート趨勢をしめした。また他方で、他階層からの世代間流入を吸収していた小企業ホワイトカラーは、地位継承を弱めるコーホート趨勢をしめしていた。

このような分析結果（表4-6参照）は、恒常性仮説（FJH仮説）、趨勢仮説（トライマン命題）、固定化仮説（地位維持命題）のいずれにも適合しなかった。しかし、いずれの仮説も条件をつけることによって、それぞれ分析結果の一部に整合する。

その第1の条件は、産業化が単調に進むのではなく、経済構造および企業構造の激しい変動をともなう産業化段階と、安定した経済成長にささえられた段階とを区分することをである。1965-85年の時期にも好不況の波と社会変動がなかったわけではないが、1955-65年の高度経済成長前半、そして1985-95年の好不況の激しさと深刻さにくらべれば、比較的に安定した経済成長であった。

第2の条件は、機会均等化をもたらす業績主義原理を遂行する主体、そして地位継承傾向を増大させるメカニズムの主体を区別することである。これまでの産業化命題では業績主義の優越化や階層再生産を実行する主体が抽象的レベルでしか言及されなかった。産業社会における人員配分における業績主義原理を遂行するのは誰か。産業社会における階級および階層の再生産をおこなうのは誰か。現実レベルにおいて、被雇用部門階層にかんして業績主義原理を遂行する主体は企業である。また、伝統的マニュアル階層（または農業

を含む自営階層）については、資産および事業の継承をおこなうのは事業主または自営業主（およびその家族・親族）である。

第3の条件は、世代間移動の機会均等化が、被雇用階層の世代内移動の流動化によってもたらされることである。企業組織は、採用、配転・昇進人事、解雇に際して、合理化と効率化のために業績原理を実行しようとする。とくに激しく企業環境が変化するとき、業績原理を徹底化しようとする動機づけが高まる。また労働者の側にとっても、より良好な労働条件の職への転職機会が高まる。

急激な経済構造変動をともなう産業化段階においては、産業化の進展にともなう業績原理の浸透を指摘したトライマン命題が整合的である。しかし、「産業化の局面について急激な経済構造変動をともなう産業化段階」と限定し、「企業組織が業績原理を遂行することによって世代内移動が流動化し、そのことによって被雇用階層の世代間地位継承傾向が時代効果変動として弱まる」ことを追加しなければならない。もちろん、世代内移動の流動化がもたらされるには、労働力供給側の就業・転職希望者も増大しなければならない。しかし、業績原理にもとづいた採用をおこなうのは企業である。こうした意味において、企業組織が業績原理の遂行主体だといえよう。

安定的な経済成長のもとでの産業化段階では、産業社会の世代間移動機会構造は恒常的で変わらないとするFJH仮説が整合的である。しかし、恒常的で変化がみられなかったのは全階層ではなく、一部の階層で緩やかなコーホート趨勢がみられた。つまり、FJH仮説は、産業化段階を限定して、「一部の階層をのぞく」という条件を付加することによって分析結果と適合するようになる。

地位継承傾向が強まるコーホート趨勢は、世代間縮小の進む伝統的マニュアル階層（または農業を含む自営階層）にみられた。その資産移転および事業継承による地位継承傾向が緩やかに強まっており、グラスキーの地位維持命題が指摘する地位継承傾向の強まりと整合的である。しかし、グラスキーは産業化が高度に進んだ段階でのエリート層における直接的地位継承の強まりを指摘したもので、「安定的な経済成長のもとでの産業化段階」、そして「伝統的マニュアル階層（または農業を含む自営階層）」に変更しなければならない。

他方で、もう1つのコーホート趨勢がみられたのは、強い世代間拡大傾向をもつ小企業ホワイトカラーであった。この地位継承傾向の弱まるコーホート趨勢については、トライマン命題と整合であるが、産業化段階を限定し、企業組織における労働力補充の需要がとくに強いためという理由を付加しなければならない。

1985-95年時期に自営ブルーカラーが時代効果変動として地位継承傾向を弱めたことについては、過酷な経済環境にさらされて事業継続が困難になり、廃転業と転職による世代内移動が流動化したという説明をした。しかし、こうした説明は、これまでの業績主義の貫徹、土地・資産の世代間移転、労働力需要などの説明とくらべると、それらと一貫性が

なく、説得力がない。世代間縮小による労働需要の減退と景気変動が自営ブルーカラー階層に過酷な経済環境であったことは確かだが、同じ経済環境下にあり同じ資産移転という動機づけをもつ自営ホワイトカラー階層には、時代効果変動はなかった。そこでさらに、自営ホワイトカラーが所得が高く経済的に優位な階層（第2章表2-11参照）で自営ブルーカラーとは異なるとすることも可能ではあるが、アドホックな説明になってしまう。この自営ブルーカラーの時代効果変動についての説明は、解釈の域をでない。

この自営ブルーカラーについての説明をのぞいて整理すると、修正した産業化命題は次のように提示される。ただし、ここでの急激な経済構造変動をともなう産業化段階、そして安定的経済成長のもとでの産業化段階は、いずれも第2次および第3次産業が発展を続けながら、コンピュータ技術発展によって高度情報化が進展し始めた段階までを想定している。

[T.1]急激な経済構造変動をともなう産業化段階においては、企業組織が業績原理を遂行することによって世代内移動が流動化し、そのことによって被雇用階層とくに大企業被雇用階層で世代間の地位継承傾向が時代効果変動として弱まる。

[T.2]安定的な経済成長のもとでの産業化段階では、一部の階層をのぞいて、世代間移動機会構造は恒常的で変わらない。

[T.3]安定的な経済成長のもとでの産業化段階では、世代間縮小の進む伝統的マニュアル階層（または農業を含む自営階層）において、その資産移転および事業継承による地位継承傾向が緩やかなコーホート趨勢変動として強まる。

[T.4]安定的な経済成長のもとでの産業化段階では、強い世代間拡大傾向をもつ小企業ホワイトカラー階層において、企業の労働力需要が高いために採用がランダム化して、地位継承傾向が緩やかなコーホート趨勢として弱まる。

日本社会は、産業化の進展とともに、伝統的マニュアル部門階層または農業を含む自営階層において地位継承の強まるコーホート趨勢がみられたものの、他のコーホート趨勢および時代効果変動は地位継承を弱めて世代間移動を促進するものであった。産業化および経済成長の進展にともなって、全体としては機会の平等に近づいてきたといえる。しかし、世代間移動における機会の平等化は、急激な経済変動をともなう産業化段階において企業組織が業績原理を推進して世代内移動が流動化することで果たされてきたのである。安定的な経済成長にささえられた産業化段階では、移動機会の基本構造に大きな変動はなく、土地や資本の世代間移転をともなう自営階層の世代間地位固定化のコーホート趨勢もみられた。産業化が単調増加的に機会の平等化をもたらす、恒常的な階層再生産構造をともなう、世代間固定化をもたらす、といった単純なシナリオは否定されるべきである。むしろ、これまで述べたように、産業化段階の区分、業績原理を遂行する主体、土地・資本・資産

の世代間移転をおこなう主体、労働力需給[10]、世代内移動の流動化などが、各階層に異なるコーホート趨勢と時代効果変動をもたらしていることを考慮すべきである。

注

1) 加齢効果に時点間変化が起こりながら、時点比較で変化があらわれる場合とあらわれない場合があることについては、後述の第8章を参照されたい。

2) このような単回帰分析を採用したのは、調査時点・コーホート・年齢段階の3変数間に高い相関係数がみられたからである。相関係数は、調査時点とコーホートが .785、調査時点と年齢段階が .000、コーホートと年齢段階が -.620 となった。

3) 3次曲線などの他の曲線的変化も考えられるが、ほとんどの場合で2次曲線以上のフィットはえられなかった。ごく一部について3次曲線のフィットが良かったが、これについては必要に応じて述べる。

4) 調査時点別の折線をみると、左下がりから山なり、そして右下がりと変化しているので、年齢段階効果が変化したようにもみえる。しかし、同一コーホートの変化に注目すると、1955-65年以外では、後続の調査時点でもほとんど変化しておらず、加齢効果の変化とはいえない。

5) コーホート変数を独立変数として3次回帰モデル（$y = a + b_1 x + b_2 x^2 + b_3 x^3$）を適用したところ、自営ホワイトカラーで R'^2 が 0.622、自営ブルーカラーで R'^2 が 0.714 となった。とくに自営ブルーカラーではコーホートの推移にしたがって、増大から縮小へ、縮小の弱まり、再縮小という変化が明確であった。

6) 同一のコーホートが加齢して年齢段階を高めても、それほど大きな変化はなく、それよりもコーホートの推移にしたがう趨勢的変化のほうが明瞭である。

7) 各階層の地位継承傾向を標準化対数オッズ比で測定し、同様に回帰フィッティングをおこなった。その結果は、階層別安田指数の結果とほとんど同一であった。相違があらわれたのは、小企業ホワイトカラーでフィットの良い変数がなかったこと、そして農業について調査時点変数（1次回帰）のフィットがより良好であったことである。標準化対数オッズ比にかんしては、Goodman (1969a:8), Bishop *et al.* (1975:377-8), Reynolds (1977:39), Haberman (1978:104-6), Fienberg (1980:18,37), 鹿又 (1988) などを参照されたい。

8) 全体安田指数の分母と分子は、それぞれ、当該移動表の階層別安田指数すべての分母と分子を加算したものであり、階層別安田指数の数値から全体安田指数の数値を導けない。しかし、それぞれの定義式の分母が完全移動状態における期待値、分子が現実の純粋移動量をあらわす点は同じである。したがって、階層別安田指数の数値は、全体安田指数の数値を直接に規定するわけではないが、この数値を左右するものである。

9) 佐藤(1998:9)は、1975年および1985年データで、15歳時父職と父主職が同じ者が95%ほどあり、父主職が40歳代の父職の職業と考えられると指摘している。

10) 労働力の需要と供給という2側面からすると、ここでは企業組織の需要に焦点をあてており、供給側要因は考慮していない。供給側要因に注目して世代間移動を扱ったものとしては、佐藤(1994)の研究があるが、人口再生産と就業選好の要因を取りあげたものであり、高学歴化にともなう労働者の人的資本上昇という階層的属性の重要な変化には触れられていない。

Ⅱ 地位達成と結果の不平等

第5章　社会階層と資産格差

1. はじめに

1980年代半ばからはじまった地価上昇は、不動産資産額の上昇をもたらし、資産格差を拡大させた。80年代半ばには、資産にもとづく購買力と消費の階層分化が広がっているという議論があらわれ（小沢, 1985）、バブル経済の中で地価や株価の上昇が進んだ80年代末には、拡大した資産格差が世代間で固定化する可能性が指摘された。たとえば『国民生活白書』でも、ジニ係数の分析で土地資産格差が所得格差や金融資産格差にくらべて拡大していることを確認しながら、所得と違って資産は次世代に受け継がれていくので「持てる者」と「持たざる者」の不平等が世代間で固定する可能性が示唆されている（経済企画庁, 1989:84-88, 1990: 27-30）。

1990年代にはいってバブル経済の崩壊とともに地価は下落し、90年代後半には資産デフレが指摘されるようになり、資産格差の問題は一時の深刻さを失ったかにみえる。しかし、ジニ係数の分析からたびたび指摘されるように、資産は所得よりも格差が大きい。また、家計資産のうち遺産による世代間移転が占める比率は、30％以上の数値が報告されている（高山・麻布・宮地・神谷,1996:158-61; 高山・有田, 1996: 41, 64-5）。税・社会保険・年金など社会政策による再分配はあっても、資産は相続や贈与によって直接的に世代間で継承されうるので、次世代の生活水準や資産形成まで直接的に影響する。

他方で、世代間階層移動も資産格差をもたらすメカニズムと考えられる。これまでの社会階層と社会移動の研究では、親の教育と職業が子どもの教育に影響し、その教育が職業を、そしてその職業が所得を規定する、という階層的地位間の影響関係を明らかにしてきた（富永, 1979b; 今田, 1979; 鹿又, 1990）。この世代間階層移動における影響関係が、所得を媒介した帰結としての資産格差をもたらすと想定できる。親の資産や所得の格差が、子どもへの教育投資（人的投資）をとおして次世代の所得・資産格差を生みだすとも指摘されている（下野, 1991; 連合総合生活開発研究所, 1992:45-6; 樋口, 1994）。とくに下野（1991:1,116-36）の遺産額推計の研究では、遺産相続額と教育投資（学歴）が正の相関関係をもつことから、これらが補強しあう世代間資産移転メカニズムを指摘し、「資産格差と結びついた所得階級の固定化」という不平等社会を懸念している。

資産格差についての研究は、これまでおもに経済学の分野においておこなわれてきた。そこでの関心は、資産格差の時間的推移、学歴・職業・所得・遺贈経験など属性別の資産額推定、高齢者の資産状況、税制による所得の再分配、社会保障制度（年金）と世代間再分配、遺産動機などに焦点があてられてきた。

しかし、これらの研究では、資産格差にたいする諸要因がそれぞれどの程度の影響力をもち、どのようなメカニズムで資産格差が形成されているか、そしてそのメカニズムは資産格差の世代間固定化を導くものなのかを明らかにしたとはいいがたい。

そこで、この章では、資産格差形成のメカニズムを明らかにするため、資産格差を直接的に規定する要因を探索する。この章で分析するデータは、資産にかんする設問を含んでいる1995年SSM調査B票データをもちいる。

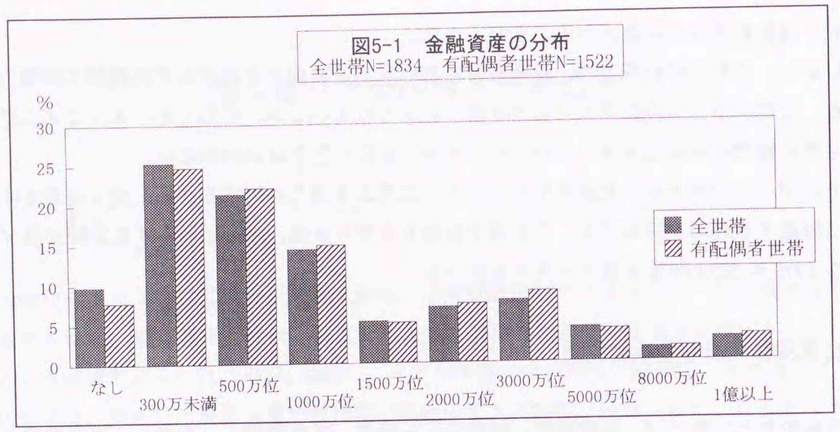
2. 資産保有額の分布と変動

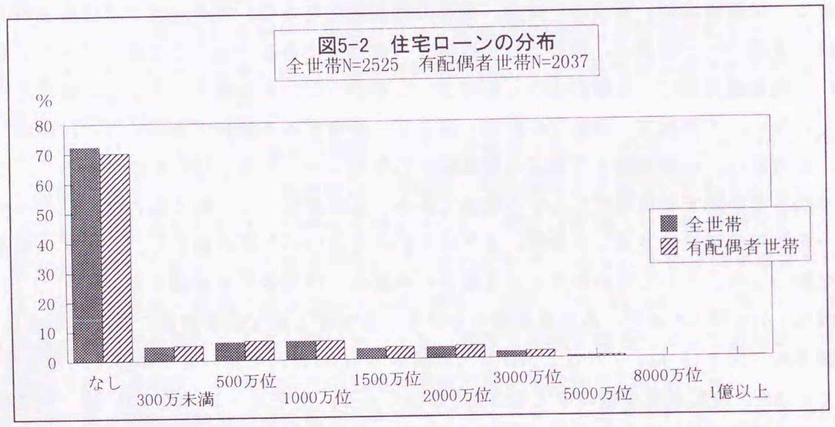
資産変数としたのは、金融資産、住宅ローン残債、純金融資産、不動産、総資産の5つである。金融資産は、預貯金、株式・債券の時価総額であり、生命保険などは含まれていない。住宅ローン残債は、世帯として返済すべき残債である（以下では住宅ローンと記す）。純金融資産は、金融資産から住宅ローンを差し引いた金額で、その他の負債は控除していない。不動産は、居住中の住宅に限らず、所有する不動産の時価の自己評価額である。総資産は、金融資産と不動産の加算額から住宅ローンを差し引いた額である[1)]。これらは回答者が属する世帯にかんする数値である。量的変数として扱う場合は、回答カテゴリーを万円の単位に変換した金額、またはそれにもとづいた算出値とした。まず、各資産保有額の分布、そして既存研究との比較から資産保有額の変化を確認する。

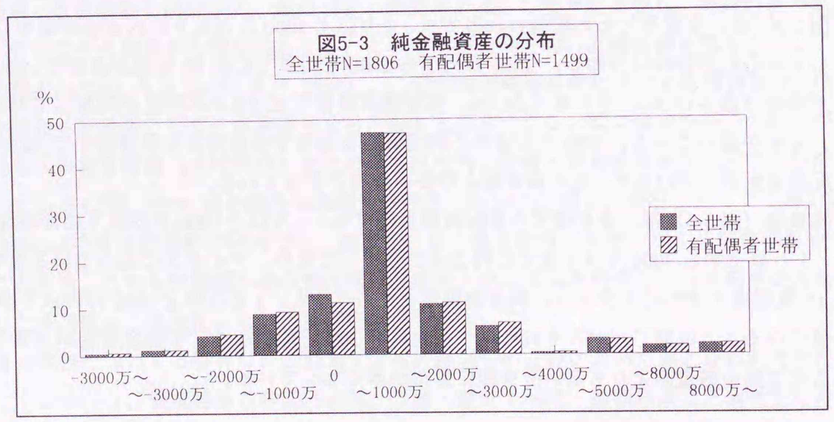
図5-1から図5-5まで、各資産変数の分布を、全世帯と有配偶者世帯に分けてしめした。金融資産（図5-1）は、1万以上300万円未満から1000万円ぐらいまでが多く、全世帯の中で61.1%、有配偶者世帯の中で61.7%となっている。住宅ローン（図5-2）は、全世帯でも有配偶者世帯でも、70%以上の世帯で残債がなく、分布が偏っている。純金融資産（図5-3）は、全世帯でも有配偶者世帯でも、1万以上1000万円以下に約47%が集中し、それを中心に対称的に分布し、-1000万円から2000万円までに約80％強が占めている。

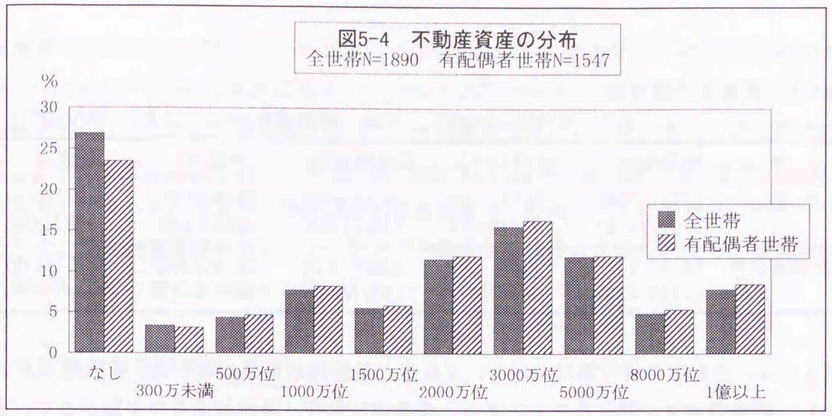
不動産（図5-4）は、全世帯で26.9%、有配偶者世帯で23.5%で不動産を所有しておらず、分布が偏っている。3000万円位の不動産資産を保有する世帯が全世帯の中で26.9%、有配偶者世帯で23.5%で、他の保有額より多い分布となっている。

総資産（図5-5）は、全世帯でも有配偶者世帯でも、1万以上1000万円以下にほぼ30%が、1万以上から3000万以下までに約55%が分布しており、マイナスになっている世帯は1%強程度できわめて少ない。純金融資産とくらべると、1万円以上1000万円以下が最頻値になることは同じだが、それに属する比率は20%近く少なく、不動産資産が加算されるので純金融資産よりも高い所有額に分布が多くなっている。


図5-1　金融資産の分布
全世帯N=1834　有配偶者世帯N=1522
%
30
25
20
15
10
5
0
なし
300万未満
500万位
1000万位
1500万位
2000万位
3000万位
5000万位
8000万位
1億以上
全世帯
有配偶者世帯


図5-2　住宅ローンの分布
全世帯N=2525　有配偶者世帯N=2037
%
80
70
60
50
40
30
20
10
0
なし
300万未満
500万位
1000万位
1500万位
2000万位
3000万位
5000万位
8000万位
1億以上
全世帯
有配偶者世帯


図5-3　純金融資産の分布
全世帯N=1806　有配偶者世帯N=1499
%
50
40
30
20
10
0
-3000万～
～-3000万
～-2000万
～-1000万
0
～1000万
～2000万
～3000万
～4000万
～5000万
～8000万
8000万～
全世帯
有配偶者世帯


図5-4　不動産資産の分布
全世帯N=1890　有配偶者世帯N=1547
%
30
25
20
15
10
5
0
なし
300万未満
500万位
1000万位
1500万位
2000万位
3000万位
5000万位
8000万位
1億以上
全世帯
有配偶者世帯

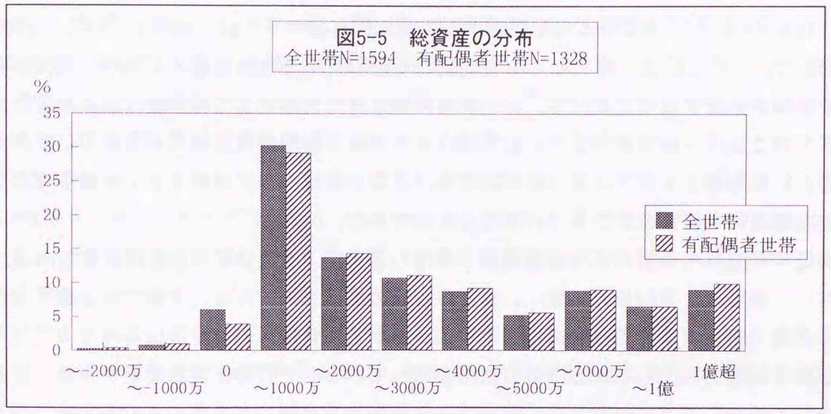

図5-5　総資産の分布
全世帯N=1594　有配偶者世帯N=1328
%
35
30
25
20
15
10
5
0
～-2000万
～-1000万
0
～1000万
～2000万
～3000万
～4000万
～5000万
～7000万
～1億
1億超
全世帯
有配偶者世帯

表5-1　各資産の保有額

上段：平均値(中央値)　*下段：標準偏差(サンプル数)*　単位=万円

対　象	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	総資産
全世帯	1390(500)	358(0)	974(500)	2663(2000)	3632(2000)
	2121(1834)	*917(2525)*	*2203(1806)*	*2998(1890)*	*4396(1594)*
有配偶者世帯	1452(500)	396(0)	1005(500)	2819(2000)	3815(2150)
	2154(1522)	*963(2037)*	*2255(1499)*	*3041(1547)*	*4456(1328)*

表5-1は、各資産の保有額について、全世帯と有配偶者世帯の平均値、中央値（メディアン）、標準偏差を計算したものである。各資産変数で、平均値より中央値が低く、各資産保有額および負債額は、平均値より少ない方向に多く分布している（図5-1～図5-5参照）。表5-1から、全世帯と有配偶者世帯の資産保有額の平均値が近似していることを確認できる。さらに、全世帯にしめる有配偶者世帯の比率も80%を超えており、資産保有の全体像を分析する点において、有配偶者世帯に分析を限定しても問題はほとんどない。以下でおこなう分析では、とくに記す場合をのぞいて有配偶者世帯（夫と妻のいずれかが回答者）を対象とする[2]。こうした限定をおこなうのは、ライフサイクルや家族周期による資産形成への影響をコントロールするためである。

次に、有配偶者世帯の平均値を高山・有田(1994:69; 1996:13)が『全国消費実態調査』をもちいて推計した平均値と比較し、資産保有額の推移をみてみる。本稿での金融資産には生命保険が含まれず、負債残高は住宅ローンしか含まれない、また高山らは2人以上の普通世帯を対象としているなど推計方法が異なっている。そこで、実物資産を土地と住宅に限定するなどして、なるべく近い算出方法に調整して比較したのが表5-2である。

表5-2　各資産平均値の推移（単位=万円）

	1984年[1]	1989年[1]	1995年[2]
金融資産	676	1103	1452
負債残高	268	381	396[3]
純金融資産[4]	409	722	1005
不動産[5]	1848	3705	2819
総資産[6]	2257	4427	3815

1) 高山・有田(1994:69, 表2-4; 1996:13, 表1-5)を調整した数値。
2) 1995年SSM調査B票にもとづく。
3) 住宅ローン残債だけの数値。
4) 金融資産から負債残高を引いた数値。
5) 土地と住宅の資産額。
6) 純金融資産と不動産の加算額。

3時点のあいだに、金融資産および純金融資産は伸びている。1995年の負債残高は住宅ローンに限定されているので、前の2時点にくらべて過小な数値と考えられるので、純金融資産の増加は実質的には表5-2の傾向以上かもしれない。他方で、不動産と総資産は1984年から1989年にかけて急激に増大し、1989年から1995年にかけて減少している。バブル経済のために不動産の資産額が増加し、その崩壊後は地価下落によって資産額が急速に低下したことを反映している。約10年間のあいだに起きた資産保有額の変動は、次のようなものであった。つまり、金融資産が着実に伸び、住宅ローンはそれほど増加しなかったため、純金融資産は増加したが、他方で不動産が急騰後に急落したため、総資産はそれに対応しておおきく上下動した[3]。

3. 資産格差の規定要因

経済学の研究では、資産格差をもたらす要因として、年齢、所得格差、資産収益率、遺産と贈与、制度的要因、インフレ率、属性別の貯蓄率格差などが指摘されている（高山, 1980; 下野, 1991）[4]。これらの要因が指摘されるようになったのは、ライフサイクル仮説の検討が進んだからでる。ライフサイクル仮説とは、個人の消費や貯蓄が生涯にわたる所得を考慮してなされるとするものである。とくに貯蓄つまり金融資産は、引退というライフサイクルにそなえて蓄積され、引退後にそれが取り崩されるとする。この仮説は、はじめ1950年代に提示されたが(Modigliani and Brumberg, 1954)、その後、それまでの絶対所得仮説、つまり所得の増大とともに貯蓄率（平均貯蓄性向）が上昇するという仮説にかわって注目された[5]。

これらの仮説は、マクロ経済学の消費関数や総貯蓄にかんする研究としてはじめ提示されるが、日本ではとくに1980年代以降に、家計資産や資産格差についての仮説として検討されるようになる。そうした日本の研究では、次のような知見が得られている。第1に、金融資産や実物資産（土地・住宅・耐久消費財など）は、加齢にともなって蓄積されている。第2に、高齢者の資産は減少せず、単純なライフサイクル仮説は適合しない。第3に、居住地域、学歴、所得などの属性の違いによる資産格差がある。第4に、それらの属性のなかでとくに、持家の有無別で、そして相続贈与経験の有無別での格差が大きい。（橘木, 1990; 労働大臣官房政策調査部, 1991; 下野, 1991; 高山, 1992; 橘木・下野, 1994; 高山・有田, 1996. など）

表5-3は、ライフサイクル的な資産保有の変化をみるために、年齢段階別にみた各資産保有額の統計量である。その平均値をみると、住宅ローンをのぞいて各資産は加齢とともに蓄積され、とくに定年退職者が多い60歳代になっても金融資産（預貯金）は取り崩されておらず、単純なライフサイクル仮説は適合しないことが確認される。不動産資産額は、年齢段階が高くなるにつれて急激に増加するが、50歳代と60歳代でほぼ同じである。これは、有配偶者世帯の持家率が50歳代で86.0%、60歳代で88.7%となっており、多くの

人が 50 代までに土地住宅の取得（購入・相続）を終了させているためである[6]。

資産保有は、住宅の所有・非所有による格差、そして相続贈与の有無による格差が大きいとたびたび指摘されてきたが、表 5-4 は各区分別の統計量である。平均値をみると、たしかに大きな格差を見せている。その格差はとくに不動産資産そして総資産で際だっている。有配偶者世帯の中で住宅を所有する世帯は約 75%、非所有の世帯は約 25%であるが、後者は各資産すべての保有額がとくに少ない層である。他方で、相続贈与経験のある世帯は約 30%、経験のない世帯は約 70%であり、経験層は非経験層とくらべて、住宅ローンをのぞく各資産とくに不動産と総資産が多い。

表5-3　年齢段階別の資産（有配偶者世帯）

上段：平均値(中央値)　*下段：標準偏差(サンプル数)*　単位：万円

対　象	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	総資産
夫20歳代	533(150)	202(0)	297(150)	750(0)	1007(150)
	854(55)	*724(74)*	*1062(55)*	*1674(58)*	*2145(53)*
夫30歳代	913(500)	514(0)	367(150)	1759(500)	2007(650)
	1592(267)	*1071(337)*	*1818(263)*	*2584(265)*	*3214(231)*
夫40歳代	1320(500)	573(0)	671(500)	2785(2000)	3503(2000)
	2034(477)	*1101(592)*	*2019(469)*	*2850(474)*	*4124(420)*
夫50歳代	1566(750)	385(0)	1144(500)	3389(3000)	4548(3150)
	2280(352)	*884(500)*	*2458(345)*	*3180(379)*	*4628(308)*
夫60歳代	1956(1000)	175(0)	1764(1000)	3313(2000)	5155(3500)
	2369(319)	*801(451)*	*2375(315)*	*3242(319)*	*4922(271)*

表5-4　住宅所有別・相続贈与経験有無別の資産（有配偶者世帯）

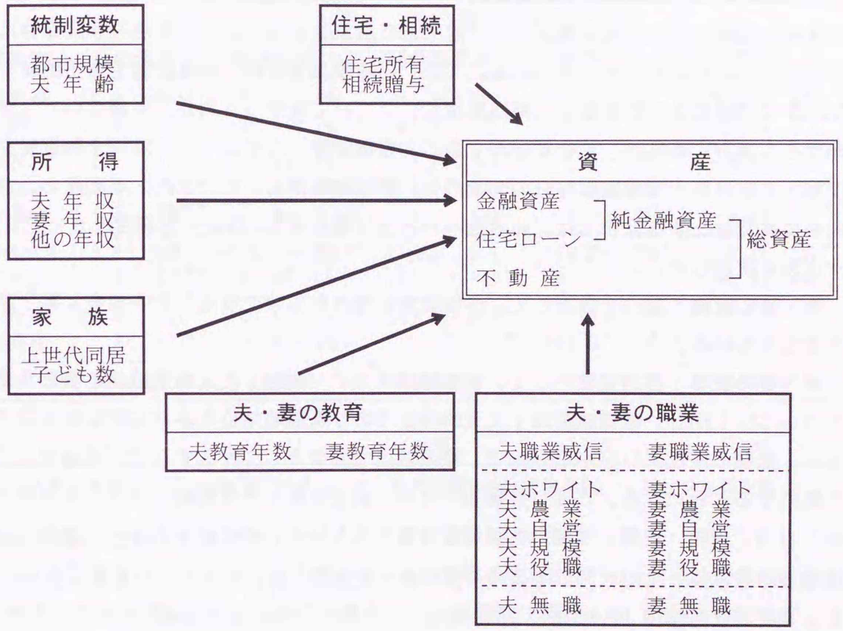
上段：平均値(中央値)　*下段：標準偏差(サンプル数)*　単位：万円

対　象	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	総資産
住宅所有	1747(1000)	517(0)	1149(500)	3736(3000)	4910(3500)
	2362(1134)	*1072(1559)*	*2543(1111)*	*3012(1122)*	*4695(958)*
住宅非所有	591(150)	0(0)	591(150)	397(0)	980(500)
	946(388)	*0(478)*	*946(388)*	*1274(425)*	*1748(370)*
相続贈与経験あり	1932(1000)	490(0)	1421(500)	4197(3000)	5513(3925)
	2554(446)	*1111(490)*	*2702(438)*	*3306(500)*	*5036(438)*
相続贈与経験なし	1253(500)	366(0)	833(500)	2160(1500)	2980(1575)
	1931(1076)	*910(1547)*	*2018(1061)*	*2666(1047)*	*3879(890)*

4. 規定要因の比較

次に、金融資産、住宅ローン残債、純金融資産、不動産、総資産のそれぞれを従属変数とする重回帰分析を並行しておこない、資産格差を規定する要因の影響力について比較検討する。使用する諸変数を図 5-6 のように整理した。

図5-6　資産格差の規定要因



4-1. 独立変数

独立変数は、都市規模と年齢を統制変数として、所得を夫・妻・他の世帯員にわけ、住宅所有と相続贈与の変数を設定した。また、資産の加齢による蓄積とともに、家族的な影響を検討するための変数も導入した。さらに、階層的地位変数として夫と妻それぞれの教育・職業にかんする諸変数をもちいた。

統制変数：統制変数としたのは、都市規模と夫年齢である。これらは所得（そこから派生する貯蓄）および不動産価格の地域格差を、そして各資産の加齢による蓄積効果をコントロールするために採用した。都市規模は、居住地の人口規模について、「2 万未満」「2 ～ 5 万」「5 ～ 20 万」「20 ～ 100 万」「100 ～ 200 万」「 200 万以上」にそれぞれ 1

から6までの数値をあたえた。夫の年齢と妻の年齢は相関係数 r が .957 ときわめて高かったので、前者だけを採用した。

所得：所得変数としたのは、夫年収、妻年収、その他の世帯員の年収の3変数である。その他の世帯員の年収は、世帯年収から夫年収と妻年収を差し引いた額で、図表では「他の年収」と表記した。

家族：家族変数としたのは、上世代同居と子ども数である。上世代同居は、回答者と同居している（本人および配偶者の）親および祖父母の世代の数で測定した[7]。子ども数は、同居していない子どもを含む数である。

住宅・相続：住宅所有変数は、一戸建てまたはマンションの住宅を所有する場合に1、その他を0とするダミー変数である。また、相続贈与変数は、現在所有する不動産を取得した際の相続および生前贈与（経済的援助）について質問しており、夫婦のいずれか（またはその双方）の親からの相続贈与である。金融資産・住宅ローン・実質金融資産を従属変数とする分析では相続贈与分の時価の自己評価額を使用した。また、不動産および総資産を従属変数とする分析では、相続贈与があった場合を1、なかった場合を0とするダミー変数を使用した。

夫・妻の教育：量的変数として、学校教育を受けた年数で測定した夫教育年数と妻教育年数をもちいる。

夫・妻の職業：量的変数として、職業威信スコアで測定した夫職業威信と妻職業威信をもちいる。しかし、職業威信は1次元的尺度であり階層的地位を多次元的に測定できない。また、無職の威信スコアがないので、職業威信を変数として投入すると、無職者を分析から除外することになる。こうした理由のため、威信変数と代替的に、ホワイトカラー、農業、自営、規模、役職、無職の各種職業変数をもちいる。ホワイトカラー、農業、自営、無職の各変数は、それぞれ該当する場合に1、その他を0とするダミー変数である。ただし、自営は企業規模30人未満で非農業とし、非農自営をあらわす変数とした。規模変数は、従業企業の従業者数「5人未満」「5～29人」「30～299人」「300～999人」「1000人以上および官公庁」にそれぞれに0, 1, 2, 3, 4をあたえた。役職変数は、被雇用で「役職なし」「監督・職長・班長・組長、係長および係長相当職」「課長および課長相当職」「部長および部長相当職、経営者･役員･高官」にそれぞれ0, 1, 2, 3をあたえ、自営および農業の場合は0とした。

4-2. 基本的変数の影響

次に、これらの独立変数を同時に重回帰分析に投入して、資産保有額が各要因にどの程度影響されているかを検討した。表5-5は、各資産変数を従属変数として、教育・職業をのぞく独立変数を投入した重回帰分析の結果である。独立変数の「相続贈与」は、従属変数が不動産および総資産の場合にダミー変数とした。これは、相続贈与額という量的変数

にすると、不動産と総資産の資産額という従属変数の中に独立変数が含まれてしまい、たがいに排他的事象であるべき変数間関係として分析できなくなるからである。同様の理由で「住宅所有」は、不動産および総資産にたいする独立変数として投入しなかった。次に、偏回帰係数 b および標準偏回帰係数 β によって、各資産額にあたえる影響を、各独立変数ごとに検討する[8]。

表5-5　基本的変数による重回帰モデル（有配偶者世帯）

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

	従属変数（単位：万円）				
独立変数	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	総資産
都市規模	70.8(.05)*	65.4(.10)**	-1.0(-.00)	133.9(.07)**	107.3(.04)
夫年齢	30.4(.17)**	-20.4(-.24)**	51.3(.27)**	46.0(.18)**	100.9(.27)**
夫年収	1.7(.31)**	0.5(.19)**	1.2(.20)**	2.5(.32)**	3.8(.33)**
妻年収	1.0(.09)**	0.3(.06)*	0.8(.06)*	1.9(.11)**	2.6(.10)**
他の年収	1.5(.15)**	0.4(.08)**	1.1(.10)**	2.6(.20)**	3.8(.19)**
上世代同居	160.8(.03)	-171.1(-.08)**	254.5(.05)	998.2(.15)**	1224.3(.12)**
子ども数	-154.2(-.07)**	57.3(.05)*	-222.1(-.09)**	85.2(.03)	-205.3(-.04)
住宅所有	428.8(.09)**	749.1(.33)**	-340.0(-.07)*	—	—
相続贈与	.2(.18)**	-.0(-.04)	.2(.20)**	1481.5(.23)**	1722.0(.19)**
定数	-1802.2**	215.9	-2005.8**	-2867.7**	-5034.9**
R^2	.262	.171	.178	.337	.331
(N)	(1403)	(1641)	(1386)	(1379)	(1243)

* 5%水準で有意　　** 1%水準で有意　　R^2 自由度調整済み決定係数　　(N) サンプル数

a. 都市規模・加齢・家族周期

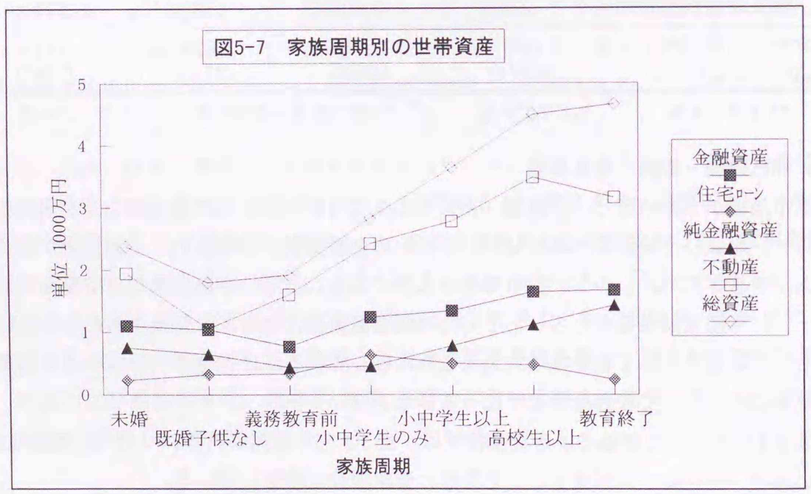
都市規模が大きいほど、所得額（実質的には可処分所得から消費支出を差し引いた貯蓄フロー）および土地価格が高くなり、そのため金融資産、不動産そして総資産が多くなることが予想される。しかし、都市規模が大きくなることは、金融資産だけではなく、住宅ローンにも増大効果をもたらし、そのため純金融資産には有意な効果をもたらしていない。また、不動産について有意な増大効果をもたらしているが、住宅ローンへの増大効果のため総資産にたいして有意な効果となっていない。

表5-3にみられた加齢による資産蓄積は、表5-5でも確認される。つまり、夫の年齢が高いほど、住宅ローンが減少し、その他の資産変数は増加している。[9]

加齢ではなく、家族周期的な視点からの資産形成をみるため、図5-7では有配偶者世帯に未婚者（40歳以下の男女）を加えて、家族周期別に資産保有額の平均値をしめした。義務教育前の子どもだけの段階より、子どもが小中学生だけの段階で金融資産とともに住宅ローンが高くなり、それにともなって純金融資産が減少している。子どもが小中学生以上、

高校生以上、教育終了と進むにつれて金融資産が増加する一方で、住宅ローンは減少し、純金融資産は直線的に増加している。こうした家族周期別の相違は、子どもが小中学生の段階で住宅購入する人が多く、購入後に貯蓄とローン返済が進むためだといえよう[10]。また、既婚で子どもなしの段階（妻40歳以下に限定）以降に不動産および総資産が直線的に増大しているのは、一方で住宅購入後の貯蓄とローン返済が進み、他方で土地住宅の相続が次第に増加するためである。子どものいる世帯は貯蓄率が低く、とくに高校生・大学生のいる世帯は消費性向が高まり、子どもの教育段階が消費と貯蓄におおきく影響することが指摘されている（樋口, 1990: 184,191; 経済企画庁, 1996: 250）。しかし、資産形成という点では、子どもの義務教育段階における住宅取得が家族周期的な制約になっているといえよう。

図5-7　家族周期別の世帯資産



b. 所得

夫・妻・他世帯員の年収が資産に与える影響には、次のような規則性がみられた。(1)各年収は、金融資産だけでなく、住宅ローンにも増大効果をもっているが、純金融資産にたいしてなお増大効果がみられる。所得が高いほど金融資産は増加し、また住宅ローンも高所得による借入（返済）能力が高まるために増大する。それでもなお純金融資産に増大効果がみられるのは、高所得なほど、借入してもなお預貯金が残る（または貯蓄できる）実態が推測される。(2)各年収は、各資産にたいして増大効果があり、とくに金融資産と不動産（そしてそのため総資産）に強い効果がみられる。すなわち、所得の上昇とともに貯蓄率が増大するという「絶対所得仮説」にしたがった貯蓄そして資産形成を否定しきれない。(3)これらの効果は、夫、他世帯員、妻の各年収の順で大きい。

c. 上世代との同居および子ども数

上世代同居変数（回答者より上の世代で同居している世代の数）は、住宅ローンを少なくし、不動産および総資産を増大させる効果をしめしている。そのためこの変数の効果は、住宅取得をした人や、親や祖父母の所有する住宅に同居して相続の予備軍である人たちの傾向と考えられる。上の世代との同居は不動産資産の形成には有利になる。ただし、この効果は同居だけの効果であり、同居する上世代の世帯員に所得がある場合は、上述のように、夫年収につぐ強い資産増大効果をもつ。

もう1つの家族変数である子ども数は、金融資産を減少させ、住宅ローンを増加させ、実質金融資産を減少させている。子どもの数が多いことは資産形成に不利な効果をしめしている。

d. 住宅所有と相続贈与

住宅の所有は、金融資産を高めるが、住宅ローンをおおきく増大させるために、純金融資産を減少させている。住宅を取得する人には、購入するだけでなく相続する人もいるので、金融資産への増大効果がどのような実態を反映しているか特定することは難しい。つまり、相続した人が貯蓄をする、購入者が購入資金以上の十分な預貯金をしている、購入者が購入後に貯蓄をする、などの実態を想定できる。しかし、相続贈与変数で相続による貯蓄効果がコントロールされていることを考慮すると、住宅購入層の特徴が反映されていると評価するのが妥当であろう。

相続贈与は、不動産だけでなく、金融資産および純金融資産も増加させ、結果として総資産を増大させている。さらに、興味深いのは、住宅ローンへの偏回帰係数 b が0に近く、相続贈与を受けても住宅ローンが減少しないことである。これは、不動産相続の場合はローン借入がなく、住宅購入の場合は購入資金の不足分を贈与によって補うために、ローン借入額の減少がみられないのだろう。

上世代同居変数が住宅ローンを減少させ、不動産を増加させる効果が大きかったのにくらべると、相続贈与は金融資産と不動産を増加させていた。つまり、上世代と同居するこ

とと相続贈与を受けることは、たがいに異なる資産形成効果をもつといえる。β係数の数値を比較すると、相続贈与は夫年収より小さいが、他の世帯員年収より大きい。下野(1991:100)は、シミュレーション分析から、所得の高低にかかわらず相続遺産・贈与額が資産形成におおきく影響すると指摘した。ここでの分析結果は、それを支持するもので、相続贈与が所得とは別個に保有資産額をおおきく左右することをしめした。

表5-6　住宅ローンと不動産の重回帰分析

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

	従属変数（分析対象）	
独立変数	住宅ローン（住宅ローンのある世帯）	不動産（不動産所有世帯）
都市規模	100.4(.10)*	278.6(.14)**
夫年齢	-25.3(-.18)**	37.5(.14)**
夫年収	1.1(.29)**	2.4(.33)**
妻年収	0.6(.09)*	1.7(.11)**
他の年収	0.7(.14)**	2.5(.21)**
上世代同居	-89.9(-.03)	821.6(.13)**
子ども数	60.1(.04)	33.1(.01)
相続贈与	.1(.07)	843.6(.14)**
定数	1150.7**	-1918.8**
R^2	.132	.246
(N)	(525)	(1058)

* 5%水準で有意　** 1%水準で有意　R^2 自由度調整済み決定係数　(N) サンプル数

各資産にたいする独立変数の影響力をβ係数で比較してみると、夫と他世帯員の年収、夫年齢、相続贈与などの効果が一貫して強い。また、決定係数 R^2 は、不動産と総資産でそれぞれ.337と.331と比較的高く、ついで金融資産が.262、そして住宅ローンと純金融資産が.171と.178となっている。これらの数値は、比較的良好な説明力をもつことをしめし、上記の変数が強い影響力をもつことをあらわしている。

表5-6は、図5-3および図5-5でみたように住宅ローンと不動産の保有額の分布に大きな偏りがあったので、住宅ローンのある世帯と不動産所有世帯にそれぞれ限定して、さらに住宅所有変数をのぞいて分析したものである。その結果、回帰係数の値にいくつか相違があらわれた[11]。

対象を限定することによってβ係数の数値がおおきく変わったのは、第1に、住宅ローンにたいする夫年収の影響力が増大したことである(表5-5で.19、表5-6で.29)。これは、住宅購入者に限定されることによって、夫年収の借入返済能力の相違が明確にあらわれたものである。第2の相違は、不動産にたいする相続贈与の効果が弱まったことである(表5-5で.23、表5-6で.14)。これは、保有不動産額についての相続贈与経験有無別の格差が、不動産の非所有者を含めた場合にくらべて、所有者内部では小さいからである。

これらの相違はあるが、いずれも、表5-5の結果に現れた各資産への影響関係の基本像を覆すようなものではなかった。そこで、表5-5の変数に階層的地位変数を追加して分析を進めた。追加をしても、表5-5でもちいた基本的変数の回帰係数そして決定係数は、ほとんど変わらなかった。そのため、追加した変数の結果についてのみ言及する。

表5-7　夫婦の教育年数・職業威信を追加した重回帰モデル（有配偶者世帯）

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

	従属変数（単位：万円）				
独立変数	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	総資産
都市規模	9.5(.01)	72.9(.10)**	-61.5(-.04)	80.9(.04)	7.4(.00)
夫年齢	32.6(.17)**	-25.6(-.25)**	59.7(.29)**	60.6(.21)**	124.6(.31)**
夫年収	1.5(.27)**	.8(.26)**	.7(.11)**	2.7(.33)**	3.6(.30)**
妻年収	1.3(.12)**	.4(.07)*	1.0(.08)**	2.1(.13)**	2.8(.12)**
他の年収	2.0(.21)**	.3(.06)*	1.7(.17)**	2.9(.21)**	4.9(.25)**
上世代同居	100.6(.02)	-194.4(-.09)**	217.1(.05)	860.4(.13)**	988.6(.11)**
子ども数	-172.6(-.08)**	47.9(.04)	-234.7(-.10)**	44.9(.01)	-274.7(-.06)*
住宅所有	376.5(.08)*	811.1(.32)**	-457.4(-.09)**	—	—
相続贈与	.1(.15)**	-.0(-.05)	.2(.17)**	1207.0(.19)**	1517.6(.17)**
夫教育年数	49.8(.07)	-5.1(-.01)	53.1(.07)	84.2(.07)	147.8(.09)*
妻教育年数	34.0(.03)	-6.6(-.01)	46.9(.04)	44.9(.03)	118.8(.06)
夫職業威信	7.6(.04)	-.4(-.00)	8.2(.04)	-13.6(-.05)	-15.7(-.04)
妻職業威信	5.4(.02)	-5.1(-.04)	9.6(.04)	2.8(.01)	17.3(.04)
定数	-3267.5**	652.0*	-3983.3**	-4440.0**	-8946.7**
R^2	.287	.182	.182	.346	.368
(N)	(973)	(1117)	(959)	(953)	(861)

* 5%水準で有意　** 1%水準で有意　R^2 自由度調整済み決定係数　(N) サンプル数

5. 階層的地位と資産

表5-7は、階層的地位変数である夫・妻の教育年数および職業威信を、基本モデルに追加投入した結果である。全般に、夫と妻それぞれの教育年数が長い方が、そして威信的地位が高い方が、住宅ローンが少なく、その他の各資産が高くなっている[12]。しかし、ほとんど有意にはならなかった。また、職業威信を使用したので、夫婦ともに就労している世帯に分析対象が限定されてしまっていた。

5-1. 夫の職業変数

そこで、夫婦の威信にかえて、夫の各種職業変数を投入したモデル（表5-8）、そして妻の職業変数を投入したモデル（表5-10）によって職業的地位の影響を検討した。表5-8の結果では、有意で強い効果をみせた変数は少ない。夫がホワイトカラーの場合に金融資産を、自営の場合に不動産・総資産を増大させる一方で、無職の場合も金融資産を増大させていた。

表5-8　夫職業にかんする変数を追加した重回帰モデル（有配偶者世帯）

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

	従属変数（単位：万円）				
独立変数	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	総資産
都市規模	49.9(.04)	62.0(.09)**	-17.9(-.01)	127.2(.06)**	90.3(.03)
夫年齢	27.7(.15)**	-19.8(-.24)**	47.8(.25)**	40.7(.16)**	90.4(.24)**
夫年収	1.7(.31)**	.5(.19)**	1.2(.20)**	2.4(.30)**	3.7(.32)**
妻年収	.9(.08)**	.3(.05)*	.7(.06)*	1.6(.10)**	2.3(.09)**
他の年収	1.4(.15)**	.4(.08)**	1.0(.10)**	2.5(.19)**	3.6(.18)**
上世代同居	187.6(.04)	-170.9(-.08)**	278.0(.06)*	950.9(.14)**	1177.5(.12)**
子ども数	-146.4(-.06)**	58.6(.06)*	-216.9(-.09)**	59.9(.02)	-235.6(-.05)*
住宅所有	423.7(.09)**	749.8(.33)**	-348.6(-.07)*	—	—
相続贈与	.2(.18)**	-.0(-.04)	.2(.20)**	1420.9(.22)**	1676.9(.18)**
夫ﾎﾜｲﾄ	313.6(.07)**	95.3(.05)	193.9(.04)	277.3(.05)	418.0(.05)
夫農業	-499.6(-.05)	-90.2(-.02)	-428.7(-.04)	-109.9(-.01)	-462.7(-.02)
夫自営	188.9(.04)	102.6(.04)	103.6(.02)	959.3(.14)**	971.0(.10)**
夫規模	3.7(.00)	26.7(.04)	-25.6(-.02)	-6.2(-.00)	-78.7(-.03)
夫役職	-50.5(-.02)	-50.3(-.05)	26.3(.01)	73.8(.02)	112.1(.02)
夫無職	522.1(.08)*	93.6(.03)	420.0(.06)	459.5(.05)	764.3(.05)
定数	-1802.0**	118.9	-1882.2**	-2810.5**	-4692.1**
R^2	.269	.173	.179	.349	.339
(N)	(1404)	(1643)	(1387)	(1379)	(1243)

* 5%水準で有意　　** 1%水準で有意　　R^2 自由度調整済み決定係数　　(N) サンプル数

図5-8は、夫（就労者）の職業階層7分類の各資産平均値をしめしたもので、表5-8の結果を確認できる。ホワイトカラーの金融資産・純金融資産は、大企業（300人以上）・中小企業（300人未満）・自営（家族従業員を含む）のいずれも、ブルーカラーと農業のそれよりも高くなっている。また、自営の不動産および総資産は、ホワイトカラーとブルーカラーのいずれの中においても、被雇用者のそれよりも高くなっている。単純化していえば、ホワイトカラーは金融資産中心、自営は不動産中心の資産階層で、とくに自営ホワイトカラーは金融資産および不動産の双方を所有する富裕な資産階層としての特徴が強い。

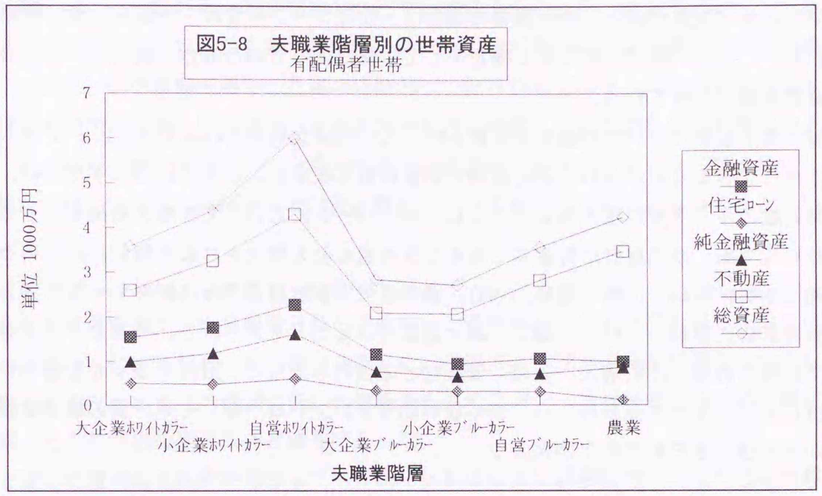


表5-9は、未婚者を含んだ回答者およびその配偶者について、性別・年齢段階別にみた無職率である。男性の無職率は、50歳代で少し、そして60歳代で急激に上昇するが、40歳代以下ではきわめて少ない。つまり、表5-8でみられた、無職が金融資産を増大させる効果は、定年退職にともなう退職金によるものと考えられる。

表5-9　性別×年齢段階別にみた無職率

	年齢段階						
性別	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代	全体	(N)
男性	2.6%	0.6%	1.1%	6.5%	34.0%	9.9%	(2051)
女性	62.0%	50.2%	29.2%	37.0%	63.5%	43.6%	(2118)

(N) 性別サンプル数

5-2. 妻の職業

表 5-10 は、妻の職業諸変数を加えた分析結果だが、夫の職業変数にくらべて、有意な効果をしめす変数が多い。妻が農業の場合は、住宅ローンも含めて各資産に減少効果がみられる。しかし、妻が自営である場合そして役職に就いている場合、住宅ローンをのぞく各資産を増大させている。

妻の職業変数についての偏回帰係数 b は、夫の職業変数のそれより大きく、プラスの数値になっているものが多い。妻の所得の効果は妻年収変数に現れているはずなのに、妻の職業変数の多くが資産増大効果をしめし、住宅ローンにたいしても増大効果をみせている。既存研究でも、妻の就労が貯蓄率を高めて保有資産額を増大させると報告されている(樋口, 1990:196-204; 高山・山崎・桜井, 1996)。妻の就労は家族周期的な目的をもった貯蓄および資産形成に連動しているために、増大効果をみせたと考えられる。つまり、子どもの教育や結婚の資金、住宅購入、老後の資金などの目的のために、所得の多くを貯蓄やローン返済にあてるケースが多いため、妻年収の効果をコントロールしても、妻の職業変数の効果がより強くあらわれたといえよう。

表5-10　妻職業にかんする変数を追加した重回帰モデル（有配偶者世帯）
偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

	従属変数（単位：万円）				
独立変数	金融資産	住宅ローン	純金融資産	不動産	総資産
都市規模	51.0(.04)	63.1(.09)**	-17.5(-.01)	118.3(.06)*	79.9(.03)
夫年齢	30.0(.17)**	-19.7(-.24)**	50.1(.27)**	42.8(.17)**	96.0(.26)**
夫年収	1.6(.29)**	.5(.19)**	1.1(.18)**	2.3(.30)**	3.5(.31)**
妻年収	.9(.08)**	.2(.03)	.9(.07)*	1.3(.07)**	1.9(.08)**
他の年収	1.4(.15)**	.4(.08)**	1.0(.10)**	2.4(.18)**	3.5(.18)**
上世代同居	198.2(.04)	-173.9(-.08)**	296.6(.06)*	948.9(.14)**	1181.7(.12)**
子ども数	-149.4(-.07)**	54.8(.05)*	-212.7(-.09)**	64.5(.02)	-224.4(-.05)*
住宅所有	445.6(.09)**	733.0(.32)**	-308.4(-.06)*	—	—
相続贈与	.2(.17)**	-.0(-.05)*	.2(.19)**	1482.0(.23)**	1762.2(.19)**
妻ホワイト	206.6(.05)	73.5(.04)	83.2(.02)	464.8(.07)*	518.7(.06)
妻農業	-965.7(-.08)**	-178.8(-.03)	-807.2(-.07)*	-1282.4(-.08)**	-1908.2(-.08)**
妻自営	619.0(.11)**	162.5(.06)	470.5(.08)*	1820.4(.22)**	2414.6(.20)**
妻規模	15.9(.01)	19.4(.02)	3.1(.00)	98.9(.04)	130.9(.04)
妻役職	658.0(.10)**	-6.0(-.00)	730.9(.10)**	606.8(.06)**	1535.2(.11)**
妻無職	602.1(.14)**	31.8(.02)	576.6(.13)**	953.0(.16)**	1599.6(.18)**
定数	-2089.2**	165.4	-2234.3**	-3328.4**	-5769.3**
R^2	.285	.172	.196	.373	.369
(N)	(1404)	(1643)	(1387)	(1379)	(1243)

* 5%水準で有意　　** 1%水準で有意　　R^2 自由度調整済み決定係数　　(N) サンプル数

妻無職変数は、住宅ローン以外の各資産にたいして有意で強い増大効果をもっていた。しかし、表 5-9 をみると女性の無職率は、男性とは異なって各年齢層で高い率となっている。無職の妻は、一般的に、家事労働や倹約での貢献を別にして、所得をとおして資産形成に貢献することはない。つまり、妻無職の効果は、妻が就労による所得を得る必要のない層、または一定の資産を蓄積した層の特徴としてあらわれている。いいかえれば因果関係はむしろ逆であって、いわゆる「ダグラス＝有沢の法則」として知られる経験則のように、一般的には、妻の就労とその所得は世帯内の経済的必要を補っているのである[13]。妻が無職なのは、十分な夫の所得または資産保有によって就労する必要がないためだといえよう。

各資産を従属変数とした重回帰分析の結果から、資産格差におおきく作用していたのは、年齢、所得とくに夫の年収、相続贈与であった。年齢および家族周期の影響は小さくないが、加齢および家族周期の進展は誰しも通過するものであり、資産格差を直接的に規定する主要な社会的要因は所得と相続贈与であった。

夫と妻の階層的地位変数を追加しても、決定係数はほとんど変化せず、それらの回帰係数に有意で強い直接的影響力はあまり認められなかった。図 5-8 でみた夫職業階層別の資産格差は大きいものだったが、そこでの統計量は所得の影響をコントロールしたものではなかった。つまり、職業という階層的地位は資産に直接的に影響するのではなく、所得をとおして資産形成に間接的に影響しているのである。

6. 世代間階層移動と相続贈与

資産格差を直接的に規定する要因を分析してきた結果、次のような分析結果がえられた。

(1)居住する都市規模は、それが大きいほど、金融資産と不動産資産に増大効果をしめしたが、住宅ローンにも増大効果をもっていた。都市規模は、資産にたいしてプラスとマイナスの効果をもち、それらが相殺されてネットの資産（純金融資産と総資産）には効果をもっていなかった。

(2)年齢（加齢）は、住宅ローンを減少させ、その他の資産変数を増加させ、資産を蓄積させる効果があった。家族周期的としてみても、子どもの就学段階が高まることによって住宅ローンが減少し、他の資産が増大していた。しかし、子どもが義務教育段階にある場合は、住宅購入にともなう制約があった。また、子ども数が多いことは資産形成に不利であった。

(3)所得（年収）は、それが高いほど、住宅ローンにも増大効果をもっていたが、他の各資産に（とくに金融資産と不動産に）増大効果をしめし、とくに夫年収の効果が強かっ

た。

(4)住宅の所有は、金融資産を増大させるが、住宅ローンをおおきく増大させ、純金融資産を減少させており、これらは住宅購入による効果と考えられる。

(5)上の世代との同居は、住宅ローンを少なくし、不動産および総資産を増大させていた。他方で相続贈与は、金融資産と不動産を増加させ、ネット資産（純金融資産と総資産）をおおきく増大させていた。上の世代との関係としての同居と相続贈与は、たがいに異なる資産効果をもっていた。

(6)各資産にたいする効果は、年収、年齢、相続贈与がきわめて強く、その中でもとくに夫の年収が一貫して強い効果をしめした。

(7)夫の職業については、そのほとんどが有意な効果ではなかったが、ホワイトカラーおよび無職が金融資産、自営が不動産にたいする増大効果をもっていた。

(8)妻の職業については、農業が資産減少効果、自営および役職が増大効果をしめした。妻の就労は、一般的には、家族周期的な資産形成や経済的必要という明確な目的によっておこなわれていると考えられる。

資産形成の直接的規定要因として影響力が強かった所得、年齢、相続贈与などの各変数は、これまで指摘されてきた知見と一致するものであった。所得額にしたがう資産形成、そして加齢・家族周期というライフサイクルにもとづく資産蓄積の効果は、絶対所得仮説とライフサイクル仮説が二者択一の関係にあるのではなく、双方とも一定の説明力をもつことをしめしている。加齢と家族周期というライフサイクル的な資産蓄積および制約は誰しも経験する。したがって、社会的不平等という意味での資産格差を直接的にもたらすのは、所得格差と、相続贈与による世代間移転である。

その一方の所得格差を直接的に規定するのは現職による収入であるが、結果としての所得格差をもたらすメカニズムとして、教育・職業など階層的地位の移動つまり世代間階層移動という間接的メカニズムが考えられる。冒頭に述べたように、世代間階層移動の既存研究では、「親の教育・職業→子どもの教育・職業→子どもの所得」という連鎖的な階層メカニズムが確かめられている。つまり、世代間階層移動は、所得を媒介にして間接的に資産格差をもたらしているのである。この階層メカニズムは、この章での分析結果にあてはめていえば、有配偶者世帯では主として夫を介してあらわれていた。他の世帯員は、所得のある場合、このメカニズムを補強していた。

資産格差をつくりだすのは、所得を媒介にした世代間階層移動という間接的なメカニズムと、相続贈与による世代間移転という直接的メカニズムとの2つが主要なものであった。前述した下野(1991:134)の指摘では、遺産相続額と教育投資が正の相関関係をもち、2つのメカニズムが補強しあっているとされていた。もし、親の教育や職業が相続贈与に影響するならば、世代間階層移動という間接的メカニズムとともに、相続贈与という直接的移

転メカニズムも階層的に規定されており、階層構造が資産格差の世代間固定化を導いていることになる。つまり、親の階層的地位と相続贈与の関連を検討することが、次に検討すべき重要な研究課題となる。

注

1)ここでは負債が住宅ローンに、そして実物資産が土地・住宅に限定されていることに注意されたい。

2)この限定によって除外されるのは、未婚そして死別・離別の者である。

3)厳密な比較とはいえないが、表5-2の平均値で総資産中の不動産の比率を計算すると、1984年で81.9%、1989年で83.7%、1995年で73.9%となり、土地資産の急落が現れている。耐久消費財を含む実物資産について、正味資産中での比率を計算したものでは、1975年で67.6%、1984年で63.4%や85.3%、1989年で86%などが報告されている（経済企画庁,1988;高山,1992: 7-8; 高山・有田, 1996:5）。

4)資産収益率とは、資産が多いほど有利な投資機会があって収益率が高まるため、資産の多寡によって運用収益率が異なることを意味する。制度的要因とは、金融制度、金利、税制、相続制度などの要因などをさす。

5)その後の理論モデルおよび実証研究の展開は、大澤(1990)に詳しい。

6)有配偶者世帯での持家率（マンションを含む）は、全体で77.5%、20歳代から60歳代まで37.4%, 60.7%, 80.6%, 88.7%であった。また、『家計調査』や『全国消費実態調査』のデータでは、50歳代後半で80%から90%程度の持家率が報告されている。

7)回答者より下の世代の同居世代数、世帯員数なども分析したが、それらの回帰係数は統計的に有意な効果をしめさなかった。

8)金額を対数変換した変数による分析もおこなったが、分析結果をおおきく変える結果にはならなかった。ここでは、回帰係数の解釈性を優先して、対数変換しないでおこなった分析結果をもちいる。

9)夫年齢を2乗した変数を投入した分析もおこなったが、その回帰係数は有意にならず、決定係数もほとんど増加しなかった。

10)上記の注6)に記したように、持家率は40歳代まで急増し、40歳代以降はゆるやかに上昇している。

11)表5-5とくらべて、決定係数R^2が減少しているが、これは分析対象が住宅と不動産それぞれの所有者に限定されたためである。

12)夫と妻の教育について、高卒と大卒をそれぞれあらわす学歴ダミー変数による分析もおこなった。その結果、住宅ローンをのぞく各資産について、学歴の高いほうがより大きな増大

効果をしめしたが、それらのほとんどが有意ではなかった。

13)ダグラス＝有沢の法則とは、世帯主所得と他の世帯員とくに妻の労働力率とのあいだに負の関係、つまり世帯主所得が低いと家計をささえるために他世帯員が就業するという関係が経験的に確かめられていることをさす。（樋口, 1991:145-6. に詳しい）

第 6 章　相続贈与の規定構造

1. 親の地位と相続贈与

前章では、資産格差を直接的に規定する主要な社会的要因が、相続贈与と所得であることを明らかにした。また、所得を媒介にして世代間階層移動が資産格差をもたらすと考えられることをしめした。この章では、前者の相続贈与を直接的に規定する要因を分析することで、相続贈与のメカニズムを検討する。後者の所得を媒介にした世代間階層移動のメカニズムについては、次章で検討する。

図6-1　検討する影響関係の位置づけ

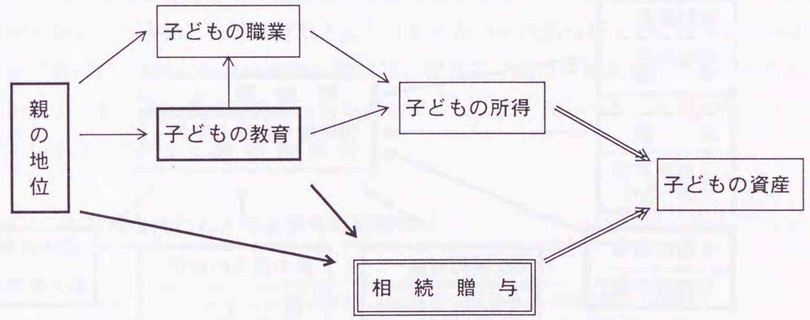


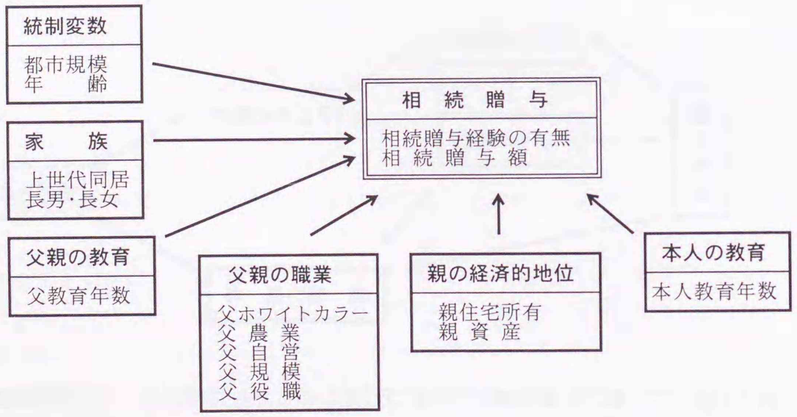
図 6-1 は、この章での検討課題の位置づけをしめしたものである。⇒の矢印は前章の分析で確認された資産の規定関係をしめしている。細線矢印→は、所得を媒介とした世代間階層移動による資産格差形成のメカニズムで、次章で検討する。太線矢印➡は、この章で検討する影響関係をあらわしている。ここでは、親の地位からの影響に焦点をあてながら、相続贈与を規定する要因を分析することで、相続贈与の社会的メカニズムを検討する。

経済学の研究では、家計が保有する全資産にしめる遺産相続資産の比率が推計されており、30%以上、なかには 60 % 近い数値が報告されている（高山・有田,1996:41,64-5; 高山・麻布・宮地・神谷, 1996:158-161）。推計方法の相違で大きな差があるが、いずれにしても家計資産のうちで大きな比重を占めている。また他方で、次世代に遺産を残すという遺産動機[1)]についても研究され、次のような属性別の相違が報告されている。資産保有額が大

きいほど遺産動機は強まる。職業別には個人業主・自営業主（従業員 4 人未満）・法人経営者・農林漁業従業者などで遺産動機が強い。所得階層別には遺産動機の強さの相違はみられない（高山・有田, 1996:43-53; 高山・麻生・宮地・神谷, 1996:134-49）。

しかし、これらの研究では、実際におこなわれた相続贈与が、親世代の地位（教育・職業・資産）にどの程度影響されているかは明らかにされていない。たびたび言及してきた下野（1991:1,117）の指摘は、相続贈与と教育投資が補強しあっているというものであった。もし、相続贈与と教育投資に強い関連があるなら、親の地位と子どもの教育からの太線矢印→の影響関係がみられるだろう。さらに、社会階層と社会移動の既存研究で報告されてきた「親の地位→子どもの教育」の影響関係が次章の分析で再確認されるならば、教育投資と相続贈与は、双方とも親の地位の影響されて、資産の世代間固定化をもたらすメカニズムだということになる。

図6-2　相続贈与の規定要因



2. 分析方法

2-1. 変数と分析単位

ここでは、相続贈与を直接的に規定する要因をロジスティック回帰および重回帰分析によって分析するが、もちいる変数を図 6-2 にしめした。前章と同じように、都市規模と年齢は統制変数として位置づけており、相続贈与変数は現在所有する不動産を取得した際に親（回答者と配偶者のいずれかまたは双方の親）から受けた相続・生前贈与である。

家族関係による影響を分析するために、前章でも使用した「上世代同居」（同居している上の世代数）とともに、「長男・長女」変数をあらたに導入した。後者の変数は、回答者が男性の場合は長男のとき 1、二男以下のとき 0 とし、女性の場合は長女のとき 1、二女以下のとき 0 とするダミー変数とした[2)]。

また、子どもの教育（回答者本人の教育年数）も独立変数に投入した。子どもの教育を学歴という意味にとると、学歴じたいが相続贈与に影響するとは考えにくい。しかし、子どもの学歴が高くなり教育年数が長くなることは、それに対応して金銭的コストもかかってくる。このような観点から、ここでは子どもの教育年数を教育投資をあらわす変数として扱うことにする。

親の地位は、父親の教育と職業、そして経済的地位をもちいた。教育と職業の測定方法は前章と同じである。経済的地位は、親の住宅所有および資産をもちいた。「親住宅所有」は、回答者が 15 歳時に親が住宅および別荘を所有していた場合にそれぞれ 1、所有していなかった場合に 0 をあたえ、それらを加算した数値とした。「親資産」は、同じく回答者が 15 歳時に、耐久消費財や有価証券など 12 項目[3)] それぞれについて所有していた場合に 1、所有してしなかった場合に 0 をあたえ、それらの加算値とした。[4)]

この章では、分析単位を前章のように有配偶者世帯とせず、回答者単位として、相続贈与（経験有無および金額）を従属変数とした男女別かつ年代別分析をおこなう。回答者単位で分析するのは、1995 年 SSM 調査 B 票では、配偶者の親の階層的地位のデータがえられないから、つまり有配偶者世帯を分析単位とすると、夫と妻いずれかの親の地位データが欠けてしまうからである。

表6-1　年齢段階別にみた相続贈与の経験率

			年齢段階				
	(N)	全体	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
男性	*(1225)*	22.7%	5.7%	16.6%	26.5%	27.3%	29.8%
女性	*(1446)*	18.1%	5.5%	15.4%	23.8%	23.4%	15.9%

2-2. 男女別・年齢段階別にみた相続贈与経験

表 6-1 は、相続贈与を経験した人の比率について、男女別・年齢段階別にみたものである。経験者の比率は男女とも全体では約 20 %であるが、男女で異なるパターンがみられる。男女ともに 40 歳代までは、（親の死亡による相続そして住宅購入による生前贈与が増えるという意味での）加齢効果と思われる増加が認められる。しかし、男性は 40 歳代から 60 歳代までゆるやかに漸増している一方で、女性は 50 歳代で少し減って、60 歳代で急に少なくなっている。60 歳代での 15%に近い差には、昭和元年～ 10 年生まれのこの世代において、男子の相続贈与が優先されてきたことをしめしている。また、その後の昭和 11 ～ 30 年に出生して 1995 年時点で 40 ～ 50 歳代の世代まで、男子優先の傾向もうか

がえる。

ただし、注意しなければならないのは、ここでの相続贈与が、回答者本人の親からだけではなく配偶者の親からのもの含むことである。つまり、血縁上の相続贈与ではなく、親族世帯間の相続贈与である。このため、各サンプルにおける相続贈与が、イエ制度のもとで一般的であったとされる長男相続であるかどうかを正確に識別できない。しかし、男女別に分析をおこない、女性よりも男性において長男・長女変数（つまり長男）が相続贈与をふやす強い効果が検出されれば、血縁上の長男相続に負うところが大きいと推定できる。

表 6-2 と表 6-3 は、男女別に、長男・長女かそれ以外かでわけて相続贈与経験率を集計したものである。表 6-2 では 40 歳代以上で長男と長男以外で約 10%の差がみられる。この差は、資産相続における長男優先をしめした出生コーホート効果とみることもできる。表 6-3 の女性の相続贈与経験率では、長女が長女以外より高いが、男性ほど大きな差ではない。

表6-2　長男×年齢段階別にみた相続贈与経験率（男性）

			年齢段階				
	(N)	全体	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
長男	*(664)*	24.4%	5.0%	16.2%	30.8%	32.5%	35.5%
長男以外	*(556)*	20.7%	7.3%	17.8%	21.7%	22.6%	24.8%

表6-3　長女×年齢段階別にみた相続贈与経験率（女性）

			年齢段階				
	(N)	全体	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
長女	*(760)*	18.9%	6.0%	15.8%	26.5%	23.8%	20.3%
長女以外	*(683)*	17.3%	4.5%	14.8%	20.9%	23.0%	12.3%

男女別だけでなく、年齢段階別に分析しなければならない理由がある。採用した「上世代同居」と「親資産」の変数は、年齢段階ごとに異なる効果が予想されることである。上の世代との同居は、中高齢者では遺産相続や住宅購入によって相続贈与を増加させるだろうが、若年者の場合は未婚・独立前のために逆に相続贈与を減らすとも考えられる。

後者の親資産変数は、おもに耐久消費財についての所有個数であった。耐久消費財の中には、高度経済成長期に普及率が急増したテレビ、冷蔵庫、自動車などが含まれており、同じ所有個数であっても、世代によって 15 歳時点での資産価値がまったく異なっている。

表 6-4.a は、親の経済的地位にかんする親住宅所有と親資産の 2 変数について、年齢段階を独立変数とした分散分析の結果である。親住宅所有についての F 値は 5%水準で有意、

そして親資産のそれは大きい数値となり 1%水準で有意になっている。平均値は、親住宅所有も親資産も年齢段階が若いほど増加している。親資産の平均値増大の傾向は顕著で、またその標準偏差は 40 ～ 50 歳代でとくに高い。つまり親資産変数は、他の世代よりも、高度成長期に小中学生であったこの世代において、親の資産格差状態をより鋭敏に反映している。このため、世代をわけないで分析すると、測定したものの実態を無視した統計的加工物としての分析結果をつくりだすことになる。

また、この 2 つの変数と本人年齢変数の相関係数を年齢段階別に計算したものが表 6-4.b である。全体では、本人年齢との相関係数 r は、親住宅所有が-.061 で低いが、親資産は-.705 ときわめて高い。このため、親住宅所有は問題ないが、親資産は本人年齢と同時に回帰モデルに投入すると多重共線性を引き起こしてしまう。つまり、親資産変数は、測定尺度が実質的に何を測定しているかという問題とともに、年齢変数と同時に投入すると統計モデルの前提から違背する問題も引き起こすのである。年齢段階別の相関係数は、30 ～ 50 歳代で有意な相関となるが、全体での係数値と比較すると低く、共線性を起こすおそれはない。これらより、以降では年齢段階別に分析する。

表6-4 親住宅所有・親資産の年齢段階別分析

a. 平均値と標準偏差（分散分析）

	従属変数	
	親住宅所有	親資産
年齢段階(*N*)	平均値(*S.D.*)	平均値(*S.D.*)
20歳代 *(377)*	.833 (.427)	8.46 (1.70)
30歳代 *(471)*	.839 (.412)	7.84 (1.88)
40歳代 *(724)*	.827 (.403)	6.56 (2.25)
50歳代 *(571)*	.804 (.406)	4.13 (2.23)
60歳代 *(519)*	.759 (.446)	3.03 (1.62)
全体 *(2662)*[1)]	.812 (.418)	5.85 (2.82)
F 値	3.10*	663.17**

[1)] 20-69 歳　　*S.D.* 標準偏差
* 5%水準で有意　** 1%水準で有意

b. 本人年齢との相関係数

	相関係数	
	親住宅所有	親資産
年齢段階(*N*)		
20歳代 *(377)*	.023	.006
30歳代 *(471)*	.079	-.159**
40歳代 *(724)*	-.069	-.263**
50歳代 *(571)*	.053	-.194**
60歳代 *(519)*	-.010	-.047
全体 *(2695)*[1)]	-.061**	-.705**

[1)] 20-69 歳　　** 1%水準で有意

表 6-1 ～表 6-3 でみたように、相続贈与経験率の年齢段階パターンは男女別にまったく異なり、また長男とそれ以外では年齢段階によって異なる経験率をみせた。さらに表 6-4 でみたように、年齢段階別にしないで親資産変数を投入することはきわめて危険である。これらより、男女別かつ年齢段階別の分析をおこなうことにした。

3. 相続贈与経験の規定要因

まず、相続贈与経験の有無を従属変数としたロジスティック回帰分析をおこなった。従属変数は、相続贈与の経験がある場合を1、ない場合に0としている。

表6-5と表6-6は、それぞれ男性と女性を対象に、年齢段階別に分析した結果である。これらの各分析では、投入した独立変数による適合度改善(有意確率 p)はあまり良好ではなかった。男性の40～60歳代で1%水準で有意になったものの、女性では20歳代と60歳代で5%水準で有意になったにすぎない。適合度の良かった男性40～60歳代を中心に偏回帰係数 b をみると、表6-5と表6-6から次のような諸点を指摘できる。

表6-5　相続贈与のロジスティック回帰分析（男性）　　偏回帰係数 b

独立変数	年齢段階 20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
都市規模	.225	.015	−.024	−.174	−.285*
年　齢	.080	−.024	.129*	.084	.001
上世代同居[1]	−.194	−.431	.108	.907*	.810
長男･長女[2]	−.680	.020	.456	−.059	.376
父教育年数	.000	−.094	.069	.036	.006
父ホワイト[3]	−.281	.058	−.193	.348	−.486
父農業[3]	.512	−.300	.204	.660	.301
父自営[3]	1.401	.938	.956	.517	.418
父規模	−.277	.284	.378*	−.001	.150
父役職	.197	.349	−.313	.380	.432
親住宅所有	−1.212	.952	.798	−.256	.703
親資産	.408	.035	.157*	.103	.193
本人教育年数	.169	−.060	.002	.078	−.020
定　数	−10.158	−.894	−10.134**	−7.481*	−1.723
-2LL	73.5	171.1	341.4	248.2	263.7
Model χ^2	12.0	11.8	33.7	25.7	31.4
d.f.	*13*	*13*	*13*	*13*	*13*
p	.526	.541	.001	.019	.003
(N)	*(150)*	*(179)*	*(284)*	*(203)*	*(209)*

* 5%水準で有意　** 1%水準で有意(Wald統計量による検定)
-2LL　変数投入前の対数尤度
Model χ^2　変数投入による適合度改善
d. f.　自由度　　*p*　適合度改善の有意水準　　*(N)* サンプル数
1)同居している親かつ／または祖父母の世代数。
2)本人が長男または長女の場合に1、それ以外の場合に0とするダミー変数。
3)それぞれ「ノンマニュアル」「農業」「自営」の場合に1、それ以外は0とするダミー変数。

表6-6　相続贈与のロジスティック回帰分析（女性）　　偏回帰係数 b

独立変数	年齢段階 20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
都市規模	.458	−.309*	.196	−.175	.030
年　齢	.813**	−.047	.128*	.105	−.042
上世代同居	.105	−.035	.269	.391	.820
長男･長女	−.280	.098	.504	.134	.481
父教育年数	−.515	−.037	−.024	.063	−.077
父ホワイト	1.287	.635	.293	−.055	−.103
父農業	.867	−.137	−.040	.313	−.045
父自営	−.992	−.362	−.383	−.347	−.585
父規模	.133	.034	−.143	−.098	−.299
父役職	.123	−.240	−.200	−.014	.428
親住宅所有	2.958	.585	.362	.057	2.217**
親資産	.186	−.009	.029	.034	−.002
本人教育年数	.420	−.112	.151	.187	.080
定　数	−31.417**	2.212	−9.721**	−9.035*	−.903
-2LL	71.1	188.4	351.5	268.5	198.2
Model χ^2	25.2	10.3	20.9	16.3	24.2
d.f.	*13*	*13*	*13*	*13*	*13*
p	.022	.672	.074	.234	.029
(N)	*(176)*	*(217)*	*(317)*	*(234)*	*(217)*

(1)都市規模は、男性40～60歳代で、それが大きいほど相続贈与経験を減少させている。

(2)年齢は、男女とも40歳代で相続贈与経験を増大させるが、50歳代と60歳代とでは次第に増大効果を小さくしている。40歳代から60歳代にかけて増大効果が小さくなるのは、40歳代で親の死亡や住宅購入にともなう相続贈与が多く、その後それらが逓減していくためと考えられる。

(3)上の世代との同居(上世代同居変数)は、予想どおりの効果をみせた。男女とも、40歳代以上で相続贈与経験を増大させ、年齢段階が高いと増大効果が大きくなる傾向をしめし、20～30歳代では減少効果をみせた。

(4)長男・長女の場合に相続贈与経験が増大する効果は、男性50歳代をのぞく男女40歳代以上で認められたが、統計的に有意ではなく強い効果ではなかった。

(5)父親の教育や職業は、全般的にみるとほとんど影響がなかった。ただし、父親が自営の場合、男性では増大効果をみせたが、女性では逆に減少効果となり、事業の世代間継承が男子になされる傾向をしめしたと思われる。

(6)親が住宅を所有していたこと、そして資産量が多かったことは、全般的に、増大効

果をしめした。

(7)本人教育年数は、30歳代をのぞく女性で増大効果をみせたが、統計的に有意ではなく強い効果ではなかった。

4. 相続贈与額の規定要因

相続贈与の経験につづいて、相続贈与額を規定する要因を分析する。表6-7には男女別・年代別、( )内にはそれぞれ相続贈与経験のある者の平均値・標準偏差・中央値をしめした。平均値をみると、全体でも、相続贈与経験のある者のなかでも、一部の例外をのぞくと、年代別に増加している。中央値をみると、全体では0、経験のある者では高額になっており、大多数は相続贈与がまったくない層で、相続贈与を受けた層と資産移転の大きな格差がみられる。

表6-7　相続贈与額の統計量（単位=万円）

対象	統計量 N	平均値	標準偏差	中央値
	( )内は相続贈与経験者			
全　体	1841(542)	847(2876)	2100(3024)	0(1500)
男　性	935(284)	894(2942)	2174(3091)	0(1500)
女　性	906(258)	799(2805)	2020(2953)	0(1500)
男性20歳代	102(9)	215(2441)	1069(2883)	0(1200)
男性30歳代	155(34)	359(1634)	1298(2391)	0(600)
男性40歳代	268(90)	899(2677)	2076(2850)	0(1300)
男性50歳代	196(69)	1209(3433)	2500(3190)	0(2000)
男性60歳代	200(75)	1296(3455)	2674(3417)	0(2100)
女性20歳代	96(11)	198(1732)	810(1820)	0(1000)
女性30歳代	174(40)	491(2136)	1637(2877)	0(800)
女性40歳代	274(90)	828(2522)	1956(2811)	0(1400)
女性50歳代	205(73)	1190(3343)	2461(3141)	0(2100)
女性60歳代	150(40)	807(3028)	2029(2972)	0(2000)

表6-8　相続贈与額の重回帰分析（男性）　偏回帰係数 b

独立変数	分析対象 20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
都市規模	76.5	45.9	33.0	-96.0	103.4
年　齢	-20.4	-38.0	107.6*	118.8	-114.2
上世代同居	81.7	321.6	823.4**	689.1	1833.7**
長男･長女	-242.4	230.6	243.8	608.0	599.6
父教育年数	-6.7	27.7	35.1	-105.7	-64.4
父ホワイト	-481.0	-160.9	-95.7	488.2	428.3
父農業	-454.3	-396.2	27.5	532.8	856.5
父自営	636.2	688.2*	517.7	1147.2	-379.5
父規模	3.1	105.7	-53.4	92.0	-212.7
父役職	111.7	152.7	-75.1	365.8	741.8*
親住宅所有	-133.3	330.0	714.3	36.8	1172.6*
親資産	172.0	18.1	75.9	273.8*	119.8
本人教育年数	-75.1	6.1	62.4	31.1	-132.6
定　数	-381.2	129.7	-6707.7*	-7132.4	8310.2
R^2	.001	.008	.082	.104	.101
(N)	(85)	(141)	(232)	(160)	(172)

表6-9　相続贈与額の重回帰分析（女性）　偏回帰係数 b

独立変数	分析対象 20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
都市規模	55.1	-39.7	162.4	-151.7	-102.7
年　齢	58.5	-34.3	53.1	165.6*	-5.4
上世代同居	197.3	397.8	1314.1**	1158.0*	-615.6
長男･長女	122.3	-168.7	178.3	-24.4	425.1
父教育年数	-80.4	-45.3	11.7	47.2	28.1
父ホワイト	174.5	320.7	154.5	-705.4	153.5
父農業	1267.7*	340.0	-439.5	369.9	-385.4
父自営	-73.0	-294.2	258.2	-405.0	-327.6
父規模	60.1	14.1	34.2	-100.0	-278.2
父役職	-19.4	28.7	3.7	228.2	255.9
親住宅所有	63.5	195.9	538.3	-94.1	966.0*
親資産	75.7	105.2	17.3	11.5	-13.5
本人教育年数	54.0	-24.4	-126.1	235.7	-24.0
定　数	-2359.6	1515.7	-1718.6	-10109.7*	1235.1
R^2	.078	.001	.051	.047	.001
(N)	(84)	(149)	(230)	(162)	(129)

表 6-8 は男性、表 6-9 は女性について、相続贈与額の重回帰分析をおこなった結果である。各分析の決定係数 R^2 は、40 歳代以上の男性で 10 %前後の説明力をしめしているものの、その他は低く、あまり説明力があるとはいえない。各分析の偏回帰係数 b をみると、次の諸点を指摘できる。

(1) 都市規模は、50 歳代をのぞく男性では、相続贈与額の増大効果をみせたが、女性では一貫した効果をしめさなかった。

(2) 年齢は、男女とも 40 ～ 50 歳代で増大効果、60 歳代で減少効果になっている。

(3) 上世代との同居は、女性の 60 歳代をのぞいて増大効果であり、統計的に有意な効果が多い。

(4) 長男・長女変数は、20 歳代をのぞく男性で増大効果がみられたが、有意なものではなかった。女性では明確な傾向はなかった。つまり、長男の場合に相続贈与額が増える効果がみられた。

(5) 父親の教育や職業は、あまり一貫した影響関係はなかった。しかし、相続贈与経験の分析と同じように、自営の父親が男性では増大効果、女性では逆に減少効果をみせた。

(6) 親の住宅所有と資産は、全般的には、相続贈与額を増大させており、とくに男性では明瞭であった。

(7) 本人教育年数は、男女とも、一貫した効果はみいだせなかった。

5. 相続贈与メカニズム

相続贈与の経験およびその額を規定する要因を検討した結果、各変数の影響がみられた。しかし、各分析での適合度および説明力は良くなく、各変数がおよぼす影響は弱いものでしかない。相続贈与経験およびその額にたいして比較的に強い影響関係をみせたのは、40 ～ 50 歳代男女での、年齢（つまり加齢）と上世代同居の増大効果であった。これは、40 歳代で相続贈与の経験の多くがなされ（表 6-1 参照）、さらに親の死亡による相続や住宅購入の際の贈与が親と同居している場合に多くなされることしめしている。

家督および財産相続の研究では、嫡出長男子を家督相続人とする明治民法下においても、姉家督（長子相続の一種）、末子相続、選定一子相続などが地域によっては存在していたが、一般的には長男相続の比率が圧倒的に高かったとされている。また、戦後の現行民法において遺産の均分相続が規定された後も、長男優先の相続慣行がみられたとされる（竹内, 1974）。表 6-2 ～表 6-3 では、40 歳代以上の男性について、長男とそれ以外で 10%もの相続贈与経験率の差がみられた。しかし、回帰分析の結果は、長男で相続贈与額が多くなる傾向は認められたが、それほど強い効果とはいえなかった。長男相続慣行をしめす傾向は

過去の経験として高齢層にみられたが、その傾向は若い世代ではうすれてきている。

親の階層的地位については、父親が自営であることが男子優先で、そして親の経済的地位（住宅所有および資産量）が高いことが、相続贈与とその額を増大させる傾向が確かめられた。しかし、これらの効果は強いものではなく、その他の教育・職業的地位の影響は有意でもなく一貫したものでもなかった。つまり、自営も含めて親の資産が多いと相続贈与およびその額が増える傾向はあるものの、親の階層的地位は相続贈与にたいしてそれほど影響していなかったのである。

さらに子ども（本人）の教育年数は、相続贈与の経験および額にたいして、一貫した強い効果をみせなかった。教育年数は、子どもの教育のために投資する金額総量とは同値ではないという測定上の限界はあるが、子どもへの教育投資が相続贈与と関連しあうことを支持する結果ではなかった。

前章とこの章で、資産格差がどのようなメカニズムで形成されているのか、そしてそれが資産格差の世代間固定化を導くものなのかを分析してきた。前章の分析では、資産格差を直接的に規定しているのは、年齢および家族周期による影響をのぞくと、所得と相続贈与であることを確かめた。そして、資産格差を形成する主要なメカニズムは、相続贈与による直接的な世代間移転と、教育・職業・所得を媒介する間接的な世代間階層的移動だと考えられることをしめした。

この章では、相続贈与を直接規定する要因を分析することで、相続贈与のメカニズムを検討してきた。相続贈与は、大きな資産格差をもたらすが、その経験有無や額を強く規定する要因をみつけることはできなかった。加齢や親との同居関係による影響、そして親の地位からの影響は一部にみられたが、全体としては弱いものであった。つまり、相続贈与を強く規定する社会構造的要因はなく、メカニズムといえるほど連鎖的な影響関係をともなうものでなかった。

子どもの教育年数を教育投資とみなして、その影響をみたが、一貫した効果はなかった。相続贈与にたいする親の地位からの影響は、直接的影響そして子どもの教育を媒介する間接的影響（この章の冒頭でしめした 2 つの太線矢印）のいずれもごく弱いものでしかなかった。相続贈与額と教育年数の相関係数を計算しても、夫で-.006、妻で-.029 であり、ほとんど相関関係がないレベルのものでしかなかった[5]。相続贈与と、教育投資つまり世代間階層移動はたがいに補強しあうような関係はなく、それぞれ別個に資産格差をもたらしているのである。相続贈与と教育投資がたがいに補強しあって、資産格差が世代間で固定化する階級社会を懸念する指摘もあった。しかし、相続贈与による世代間資産移転は、親の教育・職業・経済的地位や教育投資に強く影響されるものではなかった。むしろ、相続贈与と階層的メカニズムはたがいに別個に資産格差をもたらしていた。

この章では相続贈与の規定要因について検討したが、次章では資産格差を規定するもう 1 つの主要因である所得格差について、その格差を形成するメカニズムを検討する。既存

研究では、「親の教育・職業→子どもの教育・職業→子どもの所得」という連鎖的な影響関係が指摘されている。この連鎖的影響関係において、世代間での不平等固定化もたらすメカニズムがあるのかを検討する。

注

1) 遺産動機があるとは、「子どもに均等に分ける」「長男に全部残す」「面倒をみてくれた子どもに残す」「所得の少ない子どもに残す」など、遺産にかんする異なる考え方をもつこととして測定されている。

2) 回答者は、長男または長女であっても、自分の上に異性の兄姉がいる場合もある。そこで、きょうだい順位（上から何番目の子どもか）、長子（長子の場合に1とするダミー変数）の変数を、長男・長女にかえて分析したが、効果はほとんどみられなかった。

3) 12項目は次のものである。自家風呂、ラジオ、テレビ、冷蔵庫、自転車、自動車、ピアノ、電話、応接セット、文学全集・図鑑、株券または債券、美術品・骨董品。

4) 親資産についての信頼性をクロンバックの α 係数によって確かめたが、0.82ときわめて良好だった。α 係数は、0.7以上あれば、内的整合性があり許容域にあるとされいる（池田,1971: 143-5; 稲葉,1992:7,1998:192）。親住宅所有の α 係数は0.04と悪かったが、持家と別荘の所有関係についての次表をみると、別荘所有者は持家所有者の一部という関係があり、持家を所有せずに別荘を所有していたのはきわめて例外的であった。これらより、内的整合性という点ではそれほど大きな問題をもたないと判断した。

	別　荘		
持家	非所有	所有	計
非所有	540（99.6%）	2（0.4%）	542（100%）
所有	2124（98.7%）	29（1.3%）	2153（100%）
計	2664（98.8%）	31（1.2%）	2695（100%）

5) 相続贈与額と学歴ダミー変数（高卒および大卒）の相関係数 r も計算した。しかし、夫の高卒で.005、大卒で-.030、妻の高卒で-.032、大卒で.016しかなく、教育年数の分析結果と同様に相関関係はみられなかった。

第7章　所得格差と世代間階層移動
－所得達成・役職達成・教育達成の時点比較－

1. 所得格差と地位達成

第7章と第8章の分析では、資産格差を直接的に規定する要因が相続贈与と所得であること、相続贈与を強く規定する要因がないこと、そして相続贈与が所得に帰結する階層的メカニズムと関連しあうものでないことを明らかにした。この章では、資産格差を強く規定する所得格差が、どのようなメカニズムで形成されているのかを検討する。

これまでの階層移動研究では、親の教育と職業が子どもの教育に影響し、その教育が子ども本人の職業に影響する、という階層的地位間の規定関係を明らかにしてきた。所得格差そしてそれに規定される資産格差は、フローおよびストックとしての経済的不平等であり、世代間階層移動の帰結（結果の不平等）として位置づけられる。しかし、日本における既存研究では、親と子どもの教育・職業的地位間の影響関係にあらわれた機会の不平等に焦点をあてるだけで、その影響関係が結果の不平等にどのように帰結するかについては、あまり検討されてこなかった。所得格差にたいする世代間階層移動の影響を扱った研究は数少なく、それも職業階層的地位として職業威信をもちいたものであった。

世代間階層移動と所得（個人年収）の影響関係をSSM調査データによって分析した代表的な研究として、富永(1979b)の研究がある。かれは、1965年と1975年のSSM調査データをもちいてパス解析をおこない、本人の「教育→初職→現職」という強い影響関係が「日本における社会的昇進のメイン・ルート」であるのにたいして、「所得決定には関してはそのようなメイン・ルートなるものは存在しない」と結論づけた(富永,1979b:66-7)。

しかし、こうした結論には問題があった。それは、富永の所得達成の分析モデルには、独立変数として現職が含まれていなかったことである[1)]。SSM調査での所得は初職ではなく現職時点のものなので、所得に直接的な影響をあたえるのは、概念的にも実態としても現職である。現職ではなく、初職を採用したことによって重回帰モデルの説明力（決定係数 R^2）が低かったものと考えられる。したがって、その低い決定係数（具体的には1965年で0.061、1975年で0.090）から所得決定のメイン・ルートが存在しないと結論することには疑問がある。鹿又(1990:162-3)は、富永がもちいた独立変数に現職・年齢・都市規模を加えた分析モデルで、1975年と1985年のSSM調査データをもちいて、良好な決定係数（それぞれ0.19と0.27）をえている[2)]。また、所得は現職に強く影響されていて、時間的に遡った親の教育・職業や本人初職にはほとんど影響されないことを確かめた。

さらに、これらの研究には、もう1つの問題点がある。職業階層的地位変数として職業威信スコアだけを使用しており、職業階層的地位についての多元的な視野を排除していることである。企業規模そして企業組織内の序列的地位によって所得格差が存在することなどは、よく知られている。

今田(1979:113-4)は、年齢段階別におこなった所得達成分析で、年齢段階が高いほどモデルの説明力が高まることから、学歴や職業威信（初職と現職）よりも年功的賃金が所得格差のおもな要因だと指摘している。他方で、石田(Ishida, 1993:208-40)は、職業分類よりも、それに自営・被雇用と企業規模を組み合わせた階級カテゴリー分類のほうが所得にたいする説明力が高いことを指摘している。鹿又(1993:254-5)も、首都圏の調査データをもちいて、現職にかんする多元的地位を測定する複数の職業的地位変数を独立変数として投入して、0.43の決定係数がえられ、役職および自営的地位が職業威信よりも規定力が強かったことを報告している[3)]。つまり、所得格差を説明しようとする分析において、職業的地位を職業分類および職業威信に限定して測定する合理的根拠はないのである。

ここでは、本人の職業的地位として現職をもちい、さらに職業的地位として威信を採用した場合と多元的に測定した場合を比較しながら、所得格差を形成するメカニズムを検討する。職業の多元的な測定は、ホワイトカラー・農業・自営・企業規模・役職の各変数をもちいる。所得は個人年収を取りあげ、年齢を統制変数としてくわえ、1955～1995年の5時点SSM調査データ（75年A票、85年A・B票、95年A・B票）で時点比較ができる男性を分析対象とする。

データ分析では、まず所得格差の時点間の推移をみる。ついで、所得を直接的に規定する要因を明らかにする。結論を先取りしていえば、所得を規定するもっとも重要な要因は役職的地位であった。その役職を規定する階層的要因を検討したところ、強く影響していたのは本人教育であった。そこで、さらに本人教育を規定する要因を分析した。いいかえれば、ここでの分析では、所得達成、役職達成（職業達成）、教育達成という3つの地位達成分析をおこないながら、所得格差という結果の不平等をもたらす階層的メカニズムを明らかにするのである。

最後に、これらの3つの地位達成について、親世代の経済的地位を独立変数に追加した分析を1995年データをもちいておこなう。95年調査では本人15歳時の実物資産にかんする所有状況の設問があるので、これを前章と同じように親住宅所有および親資産の2変数として、教育達成、役職達成、所得達成にどれほど影響しているか分析する。資産の世代間移転は相続贈与という直接的移転だけでなく、教育投資をとおした間接的移転もあり、これらが次世代の格差を生みだしていると指摘されてきた（下野,1991; 連合総合生活開発研究所,1992:45-6; 樋口,1994）。親の所得や資産などの経済的格差が、子どもへの教育投資をとおして子世代の所得格差や資産格差を生みだしている、というのである。この指摘のとおりならば、とくに教育達成において、親の経済的地位変数の影響力が強くあらわれるはずである。

2. 所得格差の時点間変化

表7-1は、時点別かつ年齢段階別にみた個人年収の平均値である。ただし、1955年調査では農業に従事している者に所得を質問していないので、農業従事者が除外されサンプル数が少なくなっている。

表7-1　個人年収の平均値　　平均値(*N*:ｻﾝﾌﾟﾙ数)

年齢段階	調査時点				
	1955年[1)]	1965年[2)]	1975年	1985年[2)]	1995年[3)]
20-69歳	22.6 *(1179)*	58.2 *(1886)*	210.0 *(2520)*	380.9 *(2248)*	521.1 *(2318)*
26-35歳	19.4 *(325)*	54.5 *(555)*	202.3 *(716)*	321.1 *(473)*	430.2 *(359)*
36-45歳	26.9 *(294)*	65.9 *(476)*	242.5 *(650)*	466.7 *(603)*	598.7 *(521)*
46-55歳	29.6 *(221)*	70.2 *(358)*	250.3 *(486)*	474.3 *(503)*	664.4 *(540)*
56-65歳	23.4 *(136)*	57.6 *(204)*	183.0 *(292)*	340.7 *(351)*	526.4 *(491)*

[1)] 本人が農業のサンプルをのぞく。
[2)] 極端な値をもつ1サンプルを除外した。
[3)] 極端な値をもつ3サンプルを除外した。

表7-2は、所得の分配における不平等の程度をあらわす変動係数である。変動係数は、標準偏差を平均値で除したもので、異なる平均値にもとづいて算出された標準偏差を比較できるように調整するものである。この変動係数によって、時点間で異なる平均値をもつ所得の散らばりの程度を比較でき、数値が大きいほど格差が大きいことをしめす。なお、各年齢段階の変動係数を作成するさいにもちいた平均値は、当該時点のサンプル全体（20-69歳）の平均値である。

表7-2　個人年収の変動係数[1)]

年齢段階	調査時点				
	1955	1965	1975	1985	1995
20-69歳	.948	.993	.644	.682	.689
26-35歳	.533	.761	.464	.448	.435
36-45歳	.933	.982	.615	.671	.666
46-55歳	1.228	1.039	.854	.715	.713
56-65歳	1.284	1.215	.667	.728	.754

[1)] 各変動係数は、当該時点20-69歳の平均値で標準偏差を除している。

各時点内で年齢段階別の変動係数を比較すると、高齢になるほど所得格差が大きくなる傾向が、1975年の一部をのぞいて各時点でみられる。次に各時点間で比較すると、全体

の 20-69 歳では、1965 年から 75 年にかけて変動係数が 0.993 から 0.644 へ減少して、所得格差が急速に縮小している。年齢段階ごとにみても、1965 年から 75 年にかけての格差縮小が急激である。その他の時点間ではそれほど大きな変動はみられないが、全般的には所得格差が縮小してきたといえる[4]。今田(1979:111-3)は、1955-75 年 3 時点の SSM 調査データで、同様の分析をおこない、所得分配が趨勢的に平準化してきたことを指摘した。たしかに、所得格差は縮小してきたが、とくに 1965-75 年の期間の縮小が顕著であった。

3. 所得達成の分析

所得（個人年収）を直接的に規定している要因を分析するために、独立変数に本人年齢、父親の教育・職業、本人の教育・職業を投入した重回帰分析をおこなった。しかし、円の価値が変動してきたので、個人年収額をそのまま従属変数とすると、偏回帰係数 b を比較できなくなる。そこで従属変数は、各時点内で個人年収額を標準化した得点とした。つまり、偏回帰係数 b は標準化された個人年収にたいする影響力をしめすことになる。また、職業的地位については、職業威信スコアをもちいた分析と、多元的地位変数を投入した分析を比較し、説明力の高低を比較する。

表 7-3 は職業的地位変数として威信スコアをもちいた「威信モデル」の分析結果である。標準偏回帰係数 β で影響力の大きさをみると、本人の年齢・教育・威信が各時点とも一貫して所得に影響している。

表7-3　所得達成の重回帰分析：威信モデル

偏回帰係数 b(標準偏回帰係数 β)

	調査時点				
独立変数	1955	1965	1975	1985	1995
本人年齢	.027(.31)**	.019(.22)**	.016(.19)**	.027(.31)**	.021(.27)**
父教育[1]	.003(.01)	.023(.08)**	.022(.07)**	-.003(-.01)	.011(.04)
父威信[2]	.006(.06)	.002(.02)	.004(.04)	.005(.05)*	.002(.03)
本人教育[1]	.037(.12)**	.030(.08)**	.032(.09)**	.095(.26)**	.063(.17)**
本人威信[2]	.015(.17)**	.023(.24)**	.029(.31)**	.028(.32)**	.031(.36)**
定　数	-2.361**	-2.317**	-2.630**	-3.768**	-3.307**
R^2	.161	.142	.184	.298	.269
(N)	(961)	(1563)	(2047)	(1632)	(1609)

* 5%水準で有意　　** 1%水準で有意　　R^2 調整済み決定係数
[1] 教育年数で測定　[2] 威信スコアで測定

表7-4 所得達成の重回帰分析:多元モデルⅠ

偏回帰係数 b(標準偏回帰係数 β)

	調査時点				
独立変数	1955	1965	1975	1985	1995
本人年齢	.024(.28)**	.019(.21)**	.007(.09)**	.021(.25)**	.019(.24)**
父教育[1]	.003(.01)	.022(.07)*	.012(.04)	.001(.00)	.024(.08)**
父ﾎﾜｲﾄ[2]	.139(.07)	.034(.02)	.078(.04)	.031(.01)	.030(.01)
父農業[2]	－	.128(.06)	.131(.07)	-.017(-.01)	-.041(-.02)
父自営[2]	.087(.04)	.089(.04)	.079(.03)	.009(.00)	-.004(-.00)
父規模[3]	.020(.03)	.013(.02)	.011(.02)	.001(.00)	-.043(-.07)*
父役職[4]	－	-.011(-.01)	.021(.02)	-.012(-.01)	.010(.01)
本人教育[1]	.040(.13)**	.042(.11)**	.031(.09)**	.085(.24)**	.062(.17)**
本人ﾎﾜｲﾄ[2]	.146(.07)*	.005(.00)	.043(.02)	.087(.04)	.094(.05)
本人農業[2]	－	.033(.01)	.308(.12)**	.128(.05)	-.047(-.01)
本人自営[2]	.527(.25)**	.506(.20)**	.656(.24)**	.702(.29)**	.613(.25)**
本人規模[3]	.160(.27)**	.067(.11)**	.126(.20)**	.140(.22)**	.123(.18)**
本人役職[4]	－	.389(.28)**	.439(.34)**	.438(.36)**	.397(.37)**
定　数	-1.937**	-1.709**	-1.411**	-2.476**	-2.346**
R^2	.185	.178	.203	.354	.324
(N)	(987)	(1523)	(1537)	(1548)	(1609)

[1] 教育年数で測定。
[2] 「ホワイトカラー」「農業」「自営」を 1,その他を 0 とするダミー変数。ただし、「自営」は 30 人未満の規模で非農業とした。
[3] 従業者数「5 人未満」「5 ～ 29 人」「30 ～ 299 人」「300 ～ 999 人」「1000 人以上および官公庁」にそれぞれ 0,1,2,3,4 をあたえた。
[4] 「役職なし」「監督･職長･班長･組長、係長および係長相当職」「課長および課長相当職」「部長および部長相当職、経営者･役員･高官」にそれぞれ 0,1,2,3 をあたえた。自営および農業の場合は、0 とした。

表 7-4 は多元的な職業的地位変数を投入した「多元モデルⅠ」の結果である。1955 年については、農業従事者が分析対象から除外されることと、役職にかんする設問がなかったことから、農業および役職の変数が投入されていない。表 7-4 でも、表 7-3 と同様に、影響力が大きいのは本人の年齢・教育・職業であり、父親の教育・職業からの影響はあまりないことが確認される。

各時点で、表 7-3 と表 7-4 の決定係数 R^2 を比較すると、すべて表 7-4 のほうが高く、多元モデルⅠの説明力が高く、とくに 85 年と 95 年では顕著である。多元モデルで投入する独立変数の数が多いが、威信モデルよりも説明力は同等かそれ以上である。また、多元的な職業的地位のなかのどれが所得に強い影響力をもつか分析できる点で、多元モデルのほうがより多くの情報量をもっている。これらより、多元モデルⅠから父親の教育・職業の変数を除外した「多元モデルⅡ」を分析した。[5]

表 7-5 は、多元モデルⅡの結果である。(1)年齢が高いほど、教育年数が長いほど、非

農業自営であること、役職的地位が高いことなどが所得を高めている。年齢による増大効果は、年功的賃金体系の影響をあらわしているといえよう。(2)職業的地位変数については、役職、自営、規模の影響が一貫して強く、とくに役職の影響は抜きんでていた。また、(3)決定係数 R^2 が1965年から85年まで増大し、95年でやや減少している。各時点での変数の影響力をβ係数で比較してみると、次のような諸点を指摘できる。(4)年齢の影響は、他の時点より1965年と75年で低い。(5)本人教育の影響は、1965年と75年で他の時点より低い。(6)役職的地位の影響力は1965年から85年まで増大傾向をしめし、95年では85年と同じレベルであった。

上記の(1)～(6)の傾向は、多元モデルⅠ（表7-4）の結果とほぼ一致していた。とくに(3)の決定係数が85年でピークをむかえたのは、年齢、本人教育、役職の効果がそろって85年で効果がもっとも大きくなったためである。

表7-5　所得達成の重回帰分析：多元モデルⅡ(本人属性変数のみ)

偏回帰係数 b(標準偏回帰係数 β)

	調査時点				
独立変数	1955	1965	1975	1985	1995
本人年齢	.020(.25)**	.015(.17)**	.008(.10)**	.020(.23)**	.017(.21)**
本人教育	.052(.17)**	.041(.11)**	.042(.13)**	.079(.22)**	.069(.19)**
本人ﾎﾜｲﾄ	.180(.09)**	.030(.01)	.096(.05)	.090(.05)*	.090(.05)*
本人農業	－	.078(.03)	.321(.12)**	.149(.04)	-.033(-.01)
本人自営	.547(.27)**	.526(.21)**	.740(.27)**	.668(.28)**	.684(.29)**
本人規模	.156(.26)**	.062(.10)**	.136(.21)**	.132(.21)**	.121(.18)**
本人役職	－	.429(.31)**	.423(.34)**	.443(.37)**	.392(.37)**
定　数	-1.825**	-1.335**	-1.391**	-2.288**	-2.152**
R^2	.174	.178	.226	.342	.309
(N)	*(1098)*	*(1748)*	*(2132)*	*(1996)*	*(2028)*

以上の分析から、各時点の所得達成において一貫して強い影響力をもたらしていたのは、年齢、本人教育、自営、役職などで、とくに被雇用者の役職的地位はもっとも強い規定力をもっていたことを確認できた。

時点間の変化もみられるが、次のことに注意しなければならない。ここでは、所得を各時点内で標準化した得点を従属変数としたので、各時点の従属変数の分散を1に変換している。したがって、この所得達成における各独立変数の影響力の時点間変化は、所得決定にたいする影響力の相対的重要度の変化と解釈されなければならない。しかし、前節の分析では、個人年収の所得格差が、全般的に減少傾向をしめし、とくに1965年から75年にかけて急に縮小したことを確認した。説明されるべき従属変数の実態としての分散が減少していることを考慮すると、次の点を指摘できる。1985年まで決定係数が上昇し続けていたことは、年齢・教育年数・役職・自営などによって所得が規定される実態がとくに被雇用者で強まり[6]、より強固な所得決定構造となってきたことしめしている。とくに被雇用者の役職的地位は、他変数の影響をコントロールしても、決定的に重要な所得規定要因となってきたといえる。

4. 役職達成の分析

所得達成において一貫して強い影響力をもっていたのは、役職的地位変数であった。そこで次に、この役職変数を従属変数として、これを規定する要因を分析した。1955年では役職にかんする設問がなかったので、65年以降の4時点分を分析したのが表7-6である。

表7-6のβ係数をみると、一貫して有意な効果をみせているのは本人の年齢と教育だけである。年齢が高いほど役職的地位が高くなることは、（これまでの日本における転職率の低さを考慮すると）年齢・勤続年数にしたがって企業組織内地位を上昇させる年功的昇進制度（慣行）の影響と考えられる。しかし、それ以前にくらべて1995年では年齢の影響力が（0.2以上であったのが0.14に）低下しており、企業内の年功的昇進体系が急速に弱まったことをうかがわせる。他方の本人教育は、各時点とも0.28か0.29であり、高学歴であることが役職達成を一貫して促進していた。

表7-6　役職達成の重回帰分析

偏回帰係数 b(標準偏回帰係数 β)

	調査時点			
独立変数	1965	1975	1985	1995
本人年齢	.014(.23)**	.015(.25)**	.015(.24)**	.010(.14)**
父教育	.021(.10)**	.024(.10)**	.007(.03)	-.016(-.06)
父ﾎﾜｲﾄ	-.027(-.02)	-.003(-.00)	.093(.06)	-.032(-.02)
父農業	-.047(-.03)	-.087(-.06)	-.103(-.06)	-.076(-.04)
父自営	-.074(-.05)	-.019(-.01)	-.099(-.06)	-.072(-.03)
父規模	-.000(-.00)	-.003(-.01)	-.011(-.02)	.000(.00)
父役職	.054(.05)	.040(.04)	.047(.05)	.121(.13)**
本人教育	.073(.29)**	.071(.28)**	.077(.29)**	.093(.29)**
定　数	-1.095**	-1.188**	-1.200**	-.938**
R^2	.121	.132	.108	.089
(N)	*(1676)*	*(1752)*	*(1873)*	*(1949)*

父親の教育や職業の変数では、一部に有意な効果がみられた。時点間の変化として、父教育の影響は1975年から85年にかけて減少し、父役職の影響は95年で高まっていた。しかし、影響力の大きさを比較すると、企業組織内でより高い地位を獲得する役職達成は、

父親の地位よりも、本人の学歴と年齢に左右されていた。

役職達成構造の規定力は、所得決定構造のそれにくらべると弱いものであった。各時点の決定係数は所得達成分析（表 7-5）にくらべると低く、とくに 1975 年以降に低下し続けており、役職達成構造の規定力は弱まっている。

5. 教育達成の分析

役職達成において大きな影響力をしめしたのは、本人の年齢と教育であった。年齢は統制変数として投入したのであり、年功的昇進制度の影響を反映したものと考えられる。そこで、次に本人教育を従属変数として、その規定要因をさらに検討する。

表 7-7 は、本人の教育年数を従属変数とした重回帰分析の結果である。β 係数でその影響関係をみると、次の諸点を指摘できる。(1) 本人の年齢が高いほうが教育年数が低くなる効果が一貫してみられたが、これは出生時期が後になるほど教育年数が増加した出生コーホート効果と考えられる。この効果は 1975 年まで増大し、95 年で低下していた。(2) 年齢以外で教育達成に一貫して強い影響をもたらしていたのは父教育、ついで父ホワイトカラーの 2 変数であり、父親が高学歴で、ホワイトカラーであると、子ども本人の教育レベルが高くなる傾向をしめした。父ホワイトカラーの影響はとくに 55 年で強かった。父職業にかんする他の変数で有意な効果もみられたが一貫したものではなかった。(3) この教育達成の規定構造は、決定係数 R^2 が各時点で 0.30 以上の高い数値になっており、もともと強い規定関係であったが、(4) さらに 1975 年と 85 年の決定係数は 0.40 以上でとくに高く、この時期に教育達成構造の規定力が顕著にあらわれていた。

表7-7　教育達成の重回帰分析

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

独立変数	調査時点 1955	1965	1975	1985	1995
本人年齢	-.026(-.11)**	-.047(-.20)**	-.079(-.33)**	-.079(-.34)**	-.054(-.26)**
父教育	.299(.33)**	.240(.28)**	.297(.31)**	.230(.26)**	.227(.27)**
父ﾎﾜｲﾄ	1.727(.24)**	1.082(.17)**	1.127(.17)**	.921(.15)**	1.070(.19)**
父農業	.689(.11)*	.365(.06)	.205(.03)	.771(.13)**	.074(.01)
父自営	.453(.13)**	1.006(.15)**	.584(.08)*	1.260(.19)**	.433(.07)*
父規模	.408(.17)**	.203(.10)**	.214(.11)**	.348(.19)**	.092(.05)
父役職	—	.642(.15)**	.326(.08)**	.253(.07)**	.193(.06)*
定　数	6.964**	9.225**	10.763**	11.870**	12.151**
R^2	.343	.346	.457	.401	.338
(N)	*(1809)*	*(1775)*	*(1887)*	*(1873)*	*(1949)*

6. 親の経済的地位と地位達成

ここまで、所得達成、役職達成、教育達成というそれぞれの地位達成において、強い規定力をもつ要因を、所得格差という帰結から遡るかたちで分析してきた。ここでは、1995 年調査データをもちいて、これまで分析してき所得達成（多元モデルⅡ）、役職達成、教育達成の各モデルに親の住宅所有および資産を追加して[7]、親の経済的地位が子どもの地位達成におよぼす影響について分析する。

ただし、親資産変数は特定の出生コーホートで分散が大きく、本人年齢と相関が高いという 2 つの問題をもっていることを、前章で指摘した。ここでの分析対象は A･B 票の男性で前章（B 票の男女）と異なるので、ふたたび年齢段階別に平均値、標準偏差そして年齢との相関係数を計算した。

表7-8 親資産の年齢段階別分析

a. 平均値と標準偏差（分散分析）

年齢段階(*N*)	平均値(*S.D.*)
26-35歳 (377)	8.05 (1.86)
36-45歳 (471)	6.91 (2.12)
46-55歳 (724)	4.96 (2.35)
56-65歳 (571)	3.26 (1.89)
全 体[1] (2662)	5.62 (2.73)
F 値	483.11**

[1] 20-69 歳　　*S.D.* 標準偏差

b. 本人年齢との相関係数

年齢段階(*N*)	
26-35歳 (377)	-.152**
36-45歳 (471)	-.176**
46-55歳 (724)	-.294**
56-65歳 (571)	-.148**
全 体[1] (2695)	-.693**

** 1%水準で有意

表 7-8.a をみると、やはり年齢段階の若いほうが親資産の平均値が高くなり、昭和 15-34 年生まれで 95 年に 36-45、46-55 歳の世代で親資産の格差（標準偏差）がそれぞれ 2.15 と 2.35 と大きい。また表 7-8.b から、全体（20-69 歳）では本人年齢と親資産の相関係数がきわめて高いが、年齢段階別ではそれほど高くない。つまり、親資産変数は出生コーホート効果を強く反映している。このコーホート効果の混入そして多重共線性を避けため、年齢段階別の分析をおこなった[8]。

表 7-9 ～ 7-11 は、それぞれ所得達成、役職達成、教育達成について、親の経済的地位として親住宅所有と親資産を独立変数に加えた分析結果である。表 7-9 の所得達成では、親資産が有意な増大効果を一部の年齢段階でみせているがそれほど強くなく、親住宅は有意な効果をしめしていない。また表 7-10 の役職達成では 2 変数とも、有意な効果をみせていない。表 7-9 と表 7-10 の他の独立変数の各回帰係数を、親住宅と親資産を加えない分析の結果（表 7-5 と表 7-6 の 1995 年）と比較すると、年齢段階別分析になったため本人年齢の効果が年齢段階特有の効果をしめした以外は大きな違いはない。その年齢段階特有

の効果とは、所得または役職的地位にたいして、年齢が46歳までの段階で強い上昇効果をしめし、46-55歳段階ではその上昇効果が弱まり、56-65歳の高齢段階で減少効果に転じていることである。

表7-9　親経済的地位を追加した所得達成分析：年齢段階別（1995年データ）
偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

	年齢段階			
独立変数	26-35歳	36-45歳	46-55歳	56-65歳
本人年齢	.044(.21)**	.062(.19)**	.020(.06)	-.003(-.01)
本人教育	.009(.03)	.052(.13)**	.045(.11)*	.079(.19)**
本人ホワイト	.131(.11)	.131(.07)	.183(.09)	.220(.10)
本人農業	-.017(-.00)	-.008(-.00)	.486(.09)*	.065(.02)
本人自営	.340(.19)**	.721(.29)**	.737(.31)**	.545(.23)**
本人規模	.042(.10)	.161(.24)**	.167(.25)**	.132(.16)**
本人役職	.292(.31)**	.245(.23)**	.327(.34)**	.368(.34)**
親住宅所有	-.136(-.10)	-.012(-.01)	.051(.02)	-.188(-.07)
親資産	.018(.05)	.048(.11)*	.035(.08)	.100(.17)**
定数	-2.022**	-4.055**	-2.183**	-1.398
R^2	.205	.219	.263	.382
(N)	*(337)*	*(508)*	*(520)*	*(384)*

表7-10　親経済的地位を追加した役職達成分析：年齢段階別（1995年データ）
偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

	年齢段階			
独立変数	26-35歳	36-45歳	46-55歳	56-65歳
本人年齢	.043(.19)**	.054(.17)**	.018(.05)	-.037(-.11)*
父教育	-.031(-.15)*	-.017(-.06)	-.024(-.07)	.022(.07)
父ホワイト	.207(.16)*	-.087(-.05)	-.094(-.04)	-.116(-.06)
父農業	-.020(-.01)	.098(.05)	-.334(-.14)*	.036(.02)
父自営	.074(.05)	-.035(-.02)	-.489(-.20)**	.171(.08)
父規模	-.003(-.01)	.000(.00)	-.019(-.03)	.085(.13)
父役職	.103(.16)*	.181(.20)**	.156(.13)*	.099(.08)
本人教育	-.002(.01)	.091(.25)**	.135(.30)**	.065(.19)**
親住宅所有	-.087(-.06)	-.149(-.07)	.034(.01)	-.134(-.06)
親資産	.037(.11)	.040(.09)	.045(.10)	.036(.07)
定数	-1.001*	-2.767**	-1.547	-1.642
R^2	.074	.118	.154	.118
(N)	*(297)*	*(448)*	*(425)*	*(433)*

表7-11　親経済的地位を追加した教育達成分析：年齢段階別（1995年データ）
偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

	年齢段階			
独立変数	26-35歳	36-45歳	46-55歳	56-65歳
本人年齢	.098(.13)*	.007(.01)	-.066(-.08)	-.115(-.12)**
父教育	.117(.16)*	.135(.19)**	.155(.20)**	.322(.34)**
父ホワイト	.533(.12)	.799(.16)**	.857(.17)**	1.157(.20)**
父農業	.064(.01)	.108(.02)	.070(.01)	.421(.07)
父自営	-.003(-.00)	-.040(-.01)	.328(.06)	.863(.14)*
父規模	.114(.08)	.105(.07)	.241(.16)**	.144(.08)
父役職	.054(.02)	.199(.08)	.023(.01)	.241(.07)
親住宅所有	.152(.03)	.026(.00)	.226(.04)	-.488(-.07)
親資産	.278(.23)**	.341(.28)**	.236(.23)**	.209(.14)**
定数	6.634**	8.809**	12.275**	14.207**
R^2	.173	.296	.280	.359
(N)	*(297)*	*(448)*	*(425)*	*(433)*

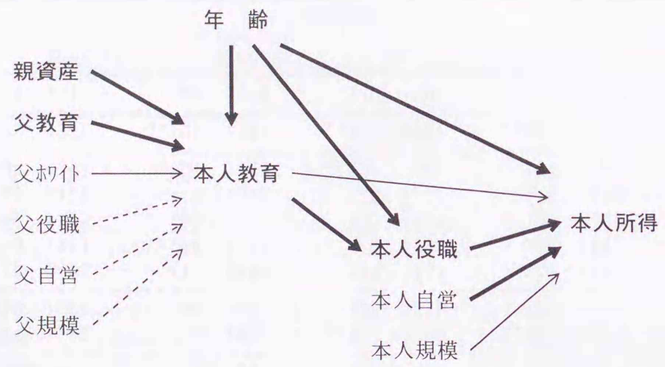
しかし表7-11の教育達成では、各年齢段階で親資産が有意な増大効果をしめし、親の経済的地位の高いことが子どもの教育年数を高める強い影響関係があらわれた。β係数は、56-65歳でやや低いが、26-55歳の各年齢段階で0.2以上で一貫している。この影響関係は、子どもの受ける教育が、従来から指摘されてきた父親教育の影響を分離しても、親の経済的地位が子どもの教育に強く影響すること、つまり親の経済的格差によって、子どもへの教育投資が規定され、その結果として子どもの学歴の格差がもたらされていることをしめしている。

7. 結果の不平等と世代間階層移動

年齢による影響をコントロールしながら、所得格差という結果の不平等をもたらす階層的規定関係を検討してきた。本人年齢は、所得達成と役職達成において強い増大効果をしめし、加齢にしたがった年功的な昇進体系と賃金体系の影響を反映していた。また、本人年齢は、教育達成において強い減少効果をみせ、出生時期が前であるほど教育年数が低くなるコーホート効果をあらわしていた。

この統制変数としての年齢の効果を別にすると、所得格差はとくに役職的地位に規定され、その役職的地位は本人教育に影響され、その本人教育は親の教育と資産に規定されていた。この規定関係は時点間で、多少の影響力の変動はあるものの、一貫して強い影響関係であった。図7-1は、その影響関係を図示したもので、太線、細線、点線の順で強い影響力をしめしてある。

図7-1　所得格差の階層的形成メカニズム



こうした規定関係は、従来指摘されてきた「父親の教育・職業→子どもの教育・職業→所得」という影響関係を基本的には再確認するものである。しかし、職業階層的地位を多元的に測定し、また年齢を統制変数として加えることによって、次のような知見をえられた。(1)所得を規定する要因として、企業組織内の役職的地位が決定的に重要である。(2)企業内の役職的地位を規定する階層的要因として、本人の教育がとくに強いものである。(3)子どもの教育に影響をあたえる親の階層的地位は、教育および職業的地位だけでなく、経済的地位の影響も強い。(4)子どもの教育レベルを高める親の職業的地位は、とくにホワイトカラー的地位である。(5)これらの影響関係は、年齢を統制して年功的な昇進・賃金体系の影響を分離したうえで確認された。

所得達成、役職達成、教育達成における強い影響関係には、次のような時点間の変化もみられた。[1]所得達成おいては、所得格差じたいは縮小してきたが、その所得決定構造は次第に強固なものになってきた。[2]所得達成において、役職の規定力は増大してきたが、年齢と本人教育の影響力は1985年で急増した。[3]役職達成構造の規定力は1975年以降弱まってきた。[4]役職達成における年齢の影響力が1995年で減少した。[5]教育達成構造の規定力は1975年と1985年でとくに強かった。[6]教育達成においては、年齢効果が1975年まで強まり1995年で減少し、父ホワイトカラーの影響力は1955年でとくに強かった。しかし、これらの変化は、影響関係の強弱の変化であって、他の変数とくらべて一貫して相対的に強い影響力をもっていることに変化はなかったのである。

この章では、所得格差（フローの経済的格差）という結果の不平等にいたる世代間階層移動メカニズムを検討してきたが、ここで、もう1つの結果の不平等である資産格差（ストックの経済的格差）まで含めて、結果の不平等をもたらす構造について分析結果をまとめておこう。

資産格差をもたらす主な要因は、だれしも経験する年齢や家族周期の影響をのぞくと、相続贈与と所得であった。その一方の相続贈与については、その経験有無や相続贈与額を強く規定する要因がなかった。世代間での直接的な資産移転としての相続贈与は、社会構造的なメカニズムをともなっている、とはいいがたいものだった。

他方の所得は、教育および職業的地位の世代間階層移動にともなう連鎖的な規定関係によってもたらされていた。いいかえれば、世代間階層移動は、教育達成、役職達成、所得達成というメカニズムをとおして所得格差をもたらしており、これらは連鎖的なメカニズムを構成していた。

しかし、これらの結果は、資産格差が相続贈与と教育投資をとおして世代間で固定化する社会が到来するという指摘にたいして、否定的な結果をしめしている。資産格差というストック格差を帰結とする観点からいえば、世代間階層移動メカニズムがフロー格差である所得を媒介にして資産格差をもたらしていた。しかし、その階層的メカニズムは連鎖的で、とくに役職達成の説明力が乏しく、連鎖的影響関係がそこで弱まっていた。たしかに親の地位（資産、教育、ホワイトカラー的地位）は子どもの教育達成に影響していたが、その後の職業達成や所得達成に直接影響するものではなかった。世代間階層移動が結果の不平等におよぼす影響は間接的かつ連鎖的なものでしかなかった。世代間階層移動のメカニズムは、所得格差や資産格差の世代間固定化を強く促進するとはいえないものであった。

注

1) 富永(1979b)では、父教育・父職・本人教育・初職を独立変数、そして個人年収を従属変数としている。

2) 鹿又(1990)では、独立変数として、父教育・父職・本人教育・初職に現職・本人年齢・居住都市規模を加えて分析した。

3) 東京30キロ圏の20～64歳男女を対象として、1987年に実施された「社会階層の比較調査（CPSS調査）」のデータを使用したものである。投入した独立変数は、父親の職業威信、本人教育年数、本人の職業にかんする威信・役職・自営・企業規模・組合加入・雇用上の地位（常時雇用か臨時雇用・派遣社員か）、本人年齢、本人性別などであった。独立変数が多く、分析対象となったサンプル数が357人と少なかったが、きわめて良い決定係数をえることができた。

4) 付表7-1には世帯年収の変動係数をしめしてある。世帯年収の変動係数でも、年齢段階が高いほうが格差が大きくなり、65年と75年のあいだに所得格差が急激に縮小したことが確認できる。ただし、世帯年収の変動係数は個人年収のそれよりも全般的に小さく、個人年収よりも世帯年収のほうが格差が小さい。

付表7-1　世帯年収の変動係数[1)]

年齢段階	調査時点				
	1955	1965	1975	1985	1995
20-69歳	.812	.882	.636	.573	.639
26-35歳	.597	.771	.639	.525	.452
36-45歳	.688	.777	.544	.519	.617
46-55歳	.940	.792	.732	.567	.604
56-65歳	1.064	.908	.647	.635	.731

[1)] 各変動係数は、当該時点 20-69 歳の平均値で標準偏差を除している。

5) 威信変数と多元的職業的地位変数を同時に投入する折衷的なモデルでの検討もありうる。しかし、威信スコアは、ホワイトカラーそして管理的地位を高く、そして農業を低くスコア化するものである。そのため、威信変数と、ホワイトカラー・農業・役職変数とを同時に投入することは、独立変数間に構造的な相関関係を作ることになり、概念的にも統計的にも問題がある。

6) 被雇用者と自営・農業従事者とにわけて、多元モデルⅡを分析した。被雇用者には自営と農業変数を、自営・農業従事者には自営と役職変数ををを投入せずに分析した。付表 7-2 は、被雇用者の分析結果だが、表 7-5 とほぼ同じ結果となった。また、きわめて高い決定係数 R^2 がえられ、被雇用者における所得格差の規定構造はとくに強いものであることが確かめられた。付表 7-3 は、自営・農業従事者を対象とした結果で、決定係数 R^2 が低い。

7) 親住宅所有と親資産の 2 変数については、すでに信頼性をクロンバックの α 係数によって確かめた。しかし、前章とこの章では分析対象データが異なるので（前章では 1995 年 SSM 調査 B 票の男女、この章では A･B 票の男）、ふたたび計算した。親住宅資産は 0.03、親資産は 0.82 であり、後者については十分な内的整合性が認められた。親住宅所有は、前章の注 4) で述べたように、α 係数の数値は低いが、持家と別荘の 2 項目の合計であり、それらに順序性が認められた。

8) 年齢段階別にしないで、親住宅所有および親資産を独立変数として追加した所得達成、役職達成、教育達成の分析では、Tolerance などの指標では共線性は判定されなかった。しかし、0.01 未満の固有値が存在すること、または固有値の逆数の和が独立変数の数の 5 倍を超えることから共線性を判断するという方法を適用すると、共線性の存在が判定された（Chatterjee and Price,1977,訳:220.を参照）。

付表7-2　被雇用者を対象とした所得達成分析：多元モデルⅡ

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

独立変数	調査時点				
	1955	1965	1975	1985	1995
本人年齢	.021(.35)**	.026(.26)**	.017(.20)**	.027(.32)**	.019(.25)**
本人教育	.049(.24)**	.052(.14)**	.054(.16)**	.090(.26)**	.062(.18)**
本人ホワイト	.075(.06)	.026(.01)	.212(.11)**	.127(.07)**	.027(.01)
本人規模	.113(.25)**	-.012(-.02)	.036(.05)*	.070(.10)**	.121(.17)**
本人役職	—	.343(.27)**	.325(.30)**	.393(.37)**	.403(.45)**
定　数	-1.666**	-1.552**	-1.530**	-2.515**	-2.117**
R^2	.290	.195	.261	.438	.437
(N)	*(670)*	*(1174)*	*(1599)*	*(1492)*	*(1466)*

付表7-3　自営・農業従事者を対象とした所得達成分析：多元モデルⅡ

偏回帰係数 b（標準偏回帰係数 β）

独立変数	調査時点				
	1955	1965	1975	1985	1995
本人年齢	.018(.17)**	.003(.04)	-.002(-.03)	.008(.09)	.008(.08)
本人教育	.059(.13)**	.041(.11)*	.033(.08)	.063(.17)**	.076(.18)**
本人ホワイト	.309(.12)*	.299(.15)**	-.147(-.05)	.200(.09)	.309(.13)**
本人農業	—	-.120(-.07)	-.316(-.15)**	-.293(-.12)*	-.508(-.17)**
本人規模	.507(.25)**	-.527(-.10)*	-.258(-.06)	.250(.07)	.270(.12)**
定　数	-1.429**	-.567*	-.186	-1.068**	-1.292*
R^2	.152	.057	.018	.066	.139
(N)	*(428)*	*(569)*	*(533)*	*(504)*	*(559)*

第８章　地位達成の構造変動
－回帰フィッティングによる変動分析－

1. 時代効果変動・コーホート趨勢・年齢段階別効果変容

前章では、1955 年から 1995 年までの 5 時点のデータをもちいて、教育達成・役職達成・所得達成という 3 つの地位達成について重回帰分析をおこなった。えられた分析結果は次のように整理できる。

教育達成

[K.0]時点間で一貫して本人の教育達成に強く影響していたのは、実質的には出生コーホート効果をあらわす本人年齢、そして父親の教育・ホワイトカラー地位・資産であった。

[K.1]教育達成の階層的規定構造は、1975年と1985年でとくに規定関係が強かった。

[K.2]本人年齢が若いほど教育年数が高くなる出生コーホート効果は、1975年まで強まり、1995年で弱まった。

[K.3]父親がホワイトカラーの地位にあることが、本人の教育年数を高める効果は1955年でとくに強かった。

役職達成

[Y.0]役職達成構造の規定力は、教育達成や所得達成にくらべると弱いものであったが、時点間で一貫して役職達成に強く影響していたのは、本人の年齢と教育であった。

[Y.1]役職達成構造の規定力は、1975年以降弱まってきた。

[Y.2]本人年齢が高いほど本人の役職的地位が高まる効果は、1995年で弱まった。

[Y.3]本人の教育レベルが高いほど本人の役職的地位が高まる効果は、時点間で一貫して強かった。

[Y.4]父親の地位が子どもの役職的地位におよぼす影響は、父親教育の効果が1975年から1985年にかけて弱まり、父親役職の効果が1995年で高まっていた。

所得達成

[S.0]時点間で一貫して所得達成に強く影響していたのは、本人の年齢、教育、役職的地位、自営的地位、企業規模で、とくに役職的地位は強い影響力をしめした。

[S.1]所得達成構造の規定力は、1985年まで強まってきた。

[S.2]本人年齢が高いほど所得が高まる効果は、他の時点より1965年と1975年で低かった。

[S.3]本人の教育レベルが高いほど所得が高まる効果は、他の時点より1965と1975年で低かった。

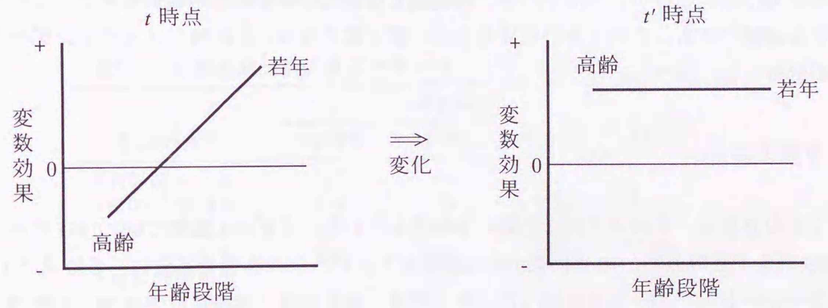
[S.4]本人の役職的地位が高いほど所得が高まる効果は、1985年まで増大した。

これらのうち、時点間の変動にかんするものは、[K.1]～[K.3]、[Y.1]～[Y.4]、[S.1]～[S.4]である。これらの分析結果は、時点別におこなった重回帰分析でえられた標準変回帰係数βの変化からえられたものである。しかし、このβ係数の時点間変化は、出生時期に規定されたコーホート効果によってもたらされる場合もある。

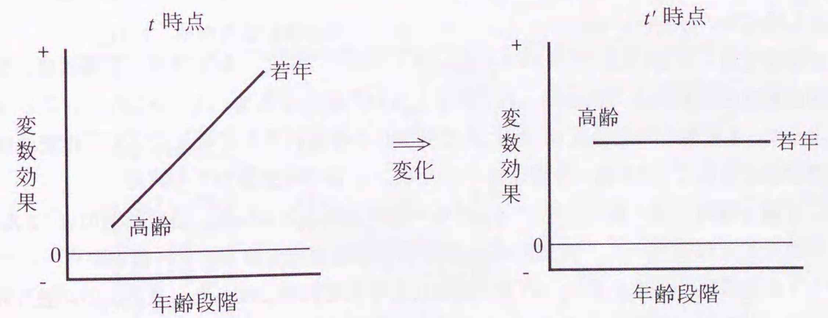
とくに教育的地位は、調査時点以前に到達した固定的地位が調査されている。したがって、教育達成分析におけるβ係数の時点間変化は、各時点の回答者が過去に経験したことの相違であり、時点間に起きた変化とは考えにくい。つまり、時点比較によるβ係数の変化を、調査時点間に起きた時代効果変動とみなすには慎重でなければならない。

図8-1　年齢段階別効果の変化

(a)時点比較でβ係数に変化があらわれる例



(b)時点比較でβ係数に変化があらわれない例



β係数の擬似的な時点間変化をもたらすのはコーホート趨勢だけではない。ある変数が年齢段階別に異なる作用をしており、さらにこの年齢段階別効果がその作用のしかたを変化させている場合、単純な時点比較ではβに変化があわれる場合もある。また、あらわれない場合もある。（年齢段階別効果は、第4章では加齢効果と表現した。しかし、本章では、年齢変数の年齢段階別効果も検討するので、用語の混乱を避けるために年齢段階別効果と記す。）各年齢段階でのサンプル数が同等ならば、図8-1.(a)のような変化の場合は、t時点では若年でのプラス効果と高齢でのマイナス効果が相殺しあって、年齢段階をわけない分析でのβ係数は0に近いものになる。後のt'時点でのβはプラス効果になるので、時点間ではプラス方向に高まるだろう。他方で、図8-1.(b)のような変化の場合は、t時点では各年齢段階での平均的プラス効果となるので、β係数に時点間変化はほとんどあらわれないだろう。

この章では、前章でコーホート・年齢段階をわけずおこなった時点比較によってえられた結果[K.1]～[K.3]、[Y.1]～[Y.4]、[S.1]～[S.4]が、時代効果変動といえるのか、あるいはコーホートの推移にしたがう趨勢的な変動に帰せられるものなのか、あるいは年齢段階別変数効果の質的変容によってもたらされたのか、について検討する。また、年齢段階別変数効果の質的変容が起きながらも、時点間では変化がみられない場合もあり、これも点検する必要がある。これらを分析するため、第4章でもちいた回帰フィッティングとグラフの分析をおこなった。

2. 分析手法

ここでの分析は、次のような3段階の手法をもちいた。まず第1段階では、1955年から1995年まで各時点で、10年間隔の出生時期にしたがって回答者を区分し、各時点で4つのコーホート・グループを作成した。その結果、教育達成と所得達成では20、役職達成では16のコーホート・グループがえられた。表8-1から表8-3までは、それぞれ教育達成、役職達成、そして所得達成についての、各コーホート・グループに含まれたサンプル数をしめした。

第2段階では、計20または16のコーホート・グループ別に、教育達成、役職達成、所得達成の重回帰分析をおこなった。各分析でもちいた変数は表8-4にしめした[1)]。この分析によって、3種類の決定係数R^2および22種類のβ係数のそれぞれについて、教育達成と所得達成の分析では20個、役職達成の分析では16個の係数値がえられた。

そして第3段階では、各コーホート・グループを個体とみなして、各種類別のR^2またはβ係数それぞれについて、20または16個の係数値を従属変数として、調査時点・コーホート・年齢段階を独立変数とした単回帰分析をそれぞれおこなった。この3つの独立変数のうち、係数値の変動によくフィットするものを探すという方法をとった。この回帰フィッティングでは、次の2つの回帰モデルをもちいた。

1次回帰モデル： $y = a + b_1 x$

2次回帰モデル： $y = a + b_1 x + b_2 x^2$

表8-1　教育達成分析の各コーホート・グループのサンプル数

	調査時点				
出生コーホート	1955年	1965年	1975年	1985年	1995年
1890-99年出生	215[a]				
1900-09年出生	360[b]	207[a]			
1910-19年出生	395[c]	327[b]	206[a]		
1920-29年出生	514[d]	442[c]	349[b]	325[a]	
1930-39年出生		542[d]	494[c]	444[b]	435[a]
1940-49年出生			519[d]	471[c]	427[b]
1950-59年出生				390[d]	448[c]
1960-69年出生					298[d]

注）調査時点で各コーホートの年齢段階は、a 56-65歳, b 46-55歳, c 36-45歳, d 26-35歳である。

表8-2　役職達成分析の各コーホート・グループのサンプル数

	調査時点			
出生コーホート	1965年	1975年	1985年	1995年
1900-09年出生	187			
1910-19年出生	316	178		
1920-29年出生	434	340	325	
1930-39年出生	534	484	444	435
1940-49年出生		513	471	526
1950-59年出生			390	448
1960-69年出生				298

表8-3　所得達成分析の各コーホート・グループのサンプル数

	調査時点				
出生コーホート	1955年	1965年	1975年	1985年	1995年
1890-99年出生	107				
1900-09年出生	207	178			
1910-19年出生	287	338	228		
1920-29年出生	313	467	409	270	
1930-39年出生		543	561	479	386
1940-49年出生			634	588	521
1950-59年出生				460	509
1960-69年出生					338

表8-4 各地位達成分析での投入変数

教育達成	役職達成[1]	所得達成
従属変数：本人教育年数	従属変数：本人役職	従属変数：本人個人年収
独立変数：	独立変数：	独立変数：
本人年齢	本人年齢	本人年齢
父教育年数	父教育年数	本人教育年数
父ホワイトカラー	父ホワイトカラー	本人ホワイトカラー
父農業	父農業	本人農業[2]
父自営	父自営	本人自営
父規模	父規模	本人規模
父役職[2]	父役職	本人役職[2]
	本人教育年数	

[1] 1965年から1995年までの4時点×4コーホート、計16のコーホート・グループ別に分析した。
[2] 1955年調査では独立変数として投入していない。

回帰フィッティングで独立変数とした変数には、第4章と同じ数値をあたえた（調査時点変数は1955年から1995年まで1から5まで、コーホート変数は1890-99年出生から1960-69年出生まで出生の順にしたがって1から8まで、年齢段階変数については若い段階(26-35歳)から(56-65歳)まで2から5までの数値をあたえた。第4章, 表4-2.を参照）。

たとえば、「教育達成の決定係数R^2」の回帰フィッティングの場合、20のコーホート・グループについてえられた20個の係数値を従属変数として、調査時点・コーホート・年齢段階の独立変数ごとに、単回帰分析をおこなう。このとき、1次回帰モデルで3回、2次回帰モデルで3回、計6回の回帰フィッティングをおこない、6つフィット係数R'^2がえられる。これらのR'^2を比較して、「教育達成の20個の決定係数R^2」の変動パターンにもっともフィットさせることができた独立変数を探索する。

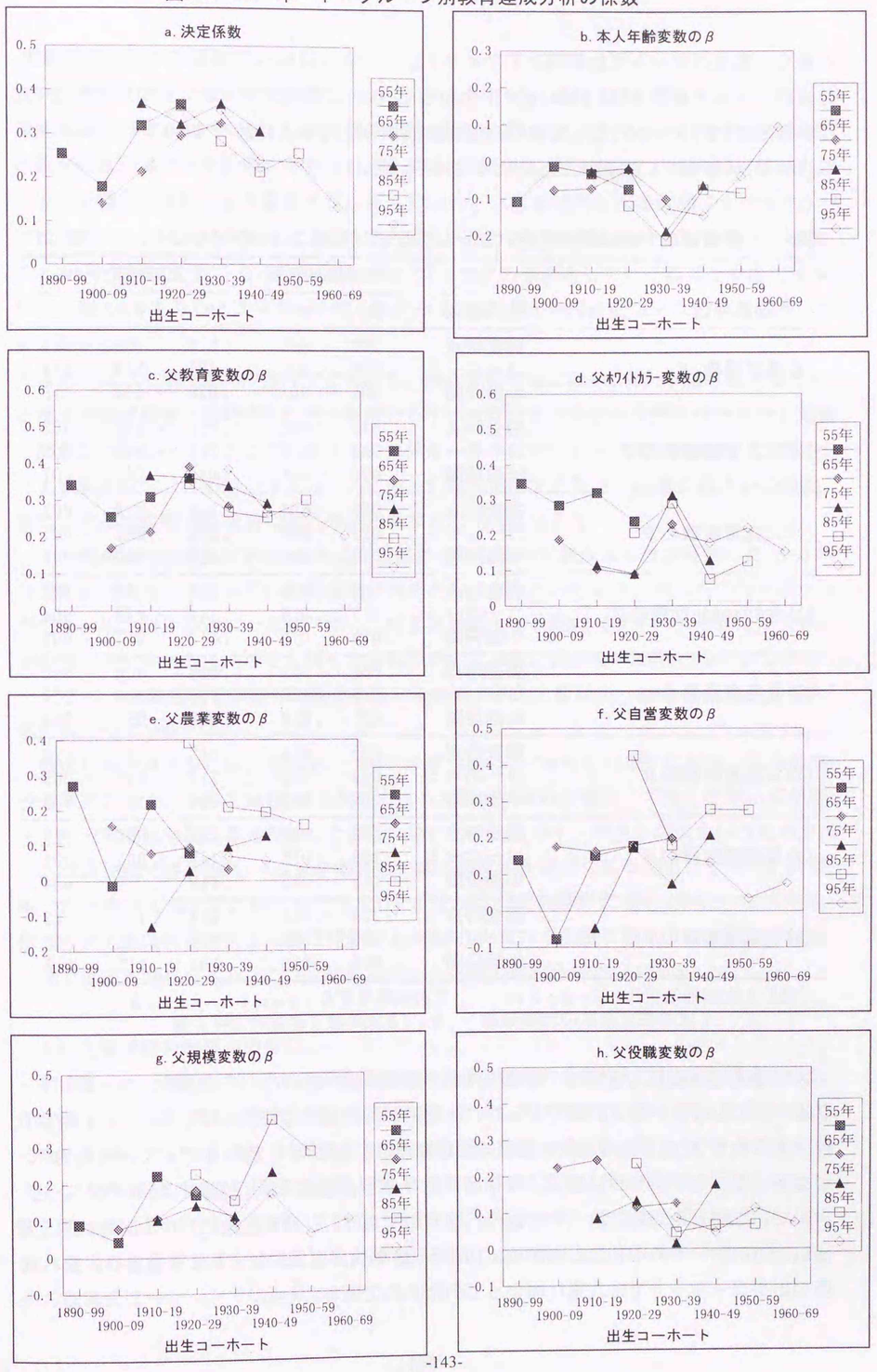
この回帰フィッテイングの手法においては、表8-4にしめしたように、1955年調査データについては、教育達成で父役職変数を、所得達成で本人農業と本人役職変数を投入していない[2]。

3. 教育達成の変動

3-1. 教育達成の規定力の変動

図8-2.aはコーホート・グループ別の教育達成分析によってえられた「決定係数R^2」の変化をプロットしたもので、R^2の数値が大きいほど規定力が強いことを意味する。表8-5.(a)は、この決定係数にたいする回帰フィッティングの結果で、1次回帰モデルのフィット係数R'^2は調査時点・コーホート・年齢段階の3変数ともきわめて低く、図8-2.aの変化パターンに適合していない。しかし2次回帰モデルでは、コーホート変数のR'^2が0.487

図8-2 コーホート・グループ別教育達成分析の係数



と高く、変化パターンに比較的よくフィットしている。図 8-2.a で確認すると、教育達成分析のフィット係数 R'^2 は 1900-1909 出生から 1960-69 出生までコーホートにしたがって逆 U 字型の変化パターンになっており、教育達成の規定関係は 1920 ～ 1930 年代（大正 9 年から昭和 14 年まで）生まれでとくに強まっていた。

表8-5　教育達成分析の係数変化パターンの分析（回帰フィッテイング）　(N=20)

従属変数	独立変数	1次回帰モデル R'^2	1次回帰モデル b_1	2次回帰モデル R'^2	2次回帰モデル b_1	2次回帰モデル b_2
(a)決定係数 R^2	調査時点	.006	-.004	.078	.066	-.012
	コーホート	.006	-.003	.487	.119	-.014
	年齢段階	.001	.002	.020	-.068	.010
(b)本人年齢変数の β	調査時点	.012	-.005	.056	-.055	.008
	コーホート	.006	.003	.211	-.070	.008
	年齢段階	.070	-.016	.080	-.062	.007
(c)父教育変数の β	調査時点	.009	-.004	.016	.014	-.003
	コーホート	.021	-.005	.222	.061	-.007
	年齢段階	.013	.006	.024	-.037	.006
(d)父ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ変数の β	調査時点	.108	-.019	.330	-.159	.023
	コーホート	.117	-.016	.144	-.049	.004
	年齢段階	.018	.010	.018	.017	-.001
(e)父農業変数の β	調査時点	.002	-.003	.002	.004	-.001
	コーホート	.015	-.007	.015	-.014	.001
	年齢段階	.021	.014	.028	-.051	.009
(f)父自営変数の β	調査時点	.022	.011	.118	.131	-.020
	コーホート	.029	.010	.117	.088	-.009
	年齢段階	.008	-.008	.060	-.181	.025
(g)父規模変数の β	調査時点	.023	.009	.112	.096	-.015
	コーホート	.108	.015	.178	.067	-.006
	年齢段階	.115	-.025	.118	.006	-.004
(h)父役職変数の β	調査時点	.229	-.029	.263	-.117	.013
	コーホート	.299	-.024	.371	-.088	.006
	年齢段階	.086	.018	.159	-.111	.018

注）1 次回帰モデル：$y = a + b_1 x$　　2 次回帰モデル：$y = a + b_1 x + b_2 x^2$
b_1：1 次の独立変数の回帰係数　　b_2：2 次の独立変数の回帰係数

教育達成で到達した地位は、調査時点より過去に獲得されたものであり、コーホート・グループにわけない時点比較であらわれた相違が時代効果変動だとは考えにくい。時点比較でえられた［K.1］「教育達成の階層的規定構造は、1975 年と 1985 年でとくに規定関係が強かった」という分析結果は、両時点で逆 U 字型曲線の下部に位置するコーホートを含んでいなかったためにみられた擬似的なものである。「教育達成における階層的規定構造は、コーホートの推移にしたがい、1920 ～ 30 年代出生コーホートまで強まり、それ以降の出生コーホートでは次第に弱まっていた」のである。

3-2. 高学歴化のコーホート効果

図 8-2.b は、コーホート・グループ別の教育達成分析によってえられた「本人年齢がその教育年数におよぼす影響」をあらわす β 係数の変化をしめしている。β の絶対値が大きいほど影響力が強いことを意味する。表 8-5.(b)は、この β にたいする回帰フィッティングの結果で、コーホート変数による 2 次回帰モデルのフィット係数 R'^2 だけが他よりも高く 0.211 となっている。この数値は、フィッテイングの結果としてはそれほど良好ではないが、図 8-2.b をみるとコーホートにしたがう変化は 1930 年代出生コーホートを底とした V 字型になっている。

前章ではコーホート・グループにわけない時点比較をおこない、約 50 歳を最大幅とする本人年齢効果を、長期間にわたる趨勢としての高学歴化をあらわす出生コーホート効果と解釈した。しかし、ここでの本人年齢効果は、各コーホート・グループの 10 歳を最大とする幅のなかでの年齢効果なので、そのような解釈はできない。10 歳の幅という短期間における出生時期の相違による効果とみなさなければならない。

この観点からみると、1947-49 年におこなわれた戦後の学制改革を直接経験した 1930 年代出生コーホートにおいて、高学歴化が強くあらわれたといえよう。同じそのコーホート内でも、出生時期が遅い（年齢が若い）ほど高学歴化する傾向（マイナスの β）が、1930 年代出生コーホートでもっとも強くみられたからである。1940 年代以降出生の各コーホートでは、10 歳幅内での出生時期の相違による高学歴化の傾向が、1950 年代出生まで次第に弱まっている[3)]。

戦後日本の高学歴化は、昭和 25 ～昭和 45 年（1950 ～ 70 年）の期間に持続した高等学校進学率の増大、そして昭和 40 年代における大学進学率の急増として進んだが、高学歴化という変動は学制改革を経験した世代においてもっともインパクトが大きかったのである。時点比較では、［K.2］「本人年齢が若いほど教育年数が高くなる出生コーホート効果は、1975 年まで強まり、1995 年で弱まった」という分析結果がえられていた。この結果は、「おもに高校進学による高学歴化が 1930 年代生まれで急激に進み、その後のコーホートでは高学歴化の進みかたが次第に弱まった」ためにみられたのである。

3-3. 父親地位の影響力の変化

図 8-2.c は、父教育が子どもの教育達成におよぼす影響力をあらわす β 係数の変化である。表 8-5.(c)は、この β にたいする回帰フィッティングの結果で、コーホート変数による 2 次回帰のフィット係数 R'^2 が他よりも高い 0.222 となっている。図 8-2.c で β の変化パターンをみると、1900 年代出生から 1920 年代出生まで上昇し、それ以降はなだらかに下降しており、逆 V 字型をしめしている。それほど強いコーホート効果とはいえないものの、父親の教育が子どもの教育におよぼす影響は、1920 年代出生コーホートまで増大し、それ以降のコーホートでは漸減してきたといえる。

図 8-2.d から図 8-2.h までは、父職にかんするホワイトカラー、農業、自営、従業企業規模、役職的地位の各変数それぞれについてのβ係数の変化をプロットしたものである。表 8-5.(d)～(h)は、それらに対応した回帰フィッティングの結果である。これらのなかでは、ホワイトカラーと役職について、比較的高いフィット係数 R'^2がみられる。しかし、他の職業変数はいずれの回帰モデルでもフィットは悪く、図 8-2.e.～ g でも傾向性のあるパターンは読みとれない。

父ホワイトカラーは、調査時点による 2 次回帰のフィット係数 R'^2が 0.330 で、図 8-2.d で父ホワイトカラーのβの変化をみると、1955 年調査ではいずれのコーホートでも高くなっている。しかし、同じコーホートが過去の教育達成において受けた父親の地位からの影響が 1965 年調査以降で低くなることはありえない。1955 年調査については、父役職変数が投入されていないために、父ホワイトカラーからの影響力が大きくあらわれたと考えられる。55 年調査の各コーホートのβをのぞけば、1930 年代出生コーホートで、ホワイトカラーの父親が子どもの学歴を高める効果がとくに強くあらわれている。

父役職は、コーホートによる 1 次回帰でフィット係数 R'^2が 0.299、同じく 2 次回帰では R'^2が 0.371 で、後者のほうがフィットが良い。しかし、図 8-2.h でβの変化パターンをみると、父親の役職的地位が高いことが子どもの学歴を高める効果が、コーホートの推移にしたがって単調に逓減する趨勢のようにもみえるが明瞭ではない。

父親の地位が子どもの教育達成におよぼす影響力について、時点比較では[K.3]「父親がホワイトカラーの地位にあることが、本人の教育年数を高める効果は 1955 年でとくに強かった」という分析結果がえられていた。しかし、この結果は投入変数が 55 年だけが他時点と投入変数が異なっていたことによってあらわれたものであろう。

3-4. 教育達成構造の変動

教育達成の「決定係数 R^2」に回帰フィッティングをおこなった結果、その規定力はコーホートの移り変わりにしたがって変化してきたことが確認された。このコーホート趨勢は、その規定力が 1920 ～ 30 年代出生コーホートまで強まり、それ以降のコーホートで弱まるものであった。また個別のβ係数の変化には、次の 4 つの変化がみられた。(1)学制改革を直接経験した 1930 年代出生コーホートでとくに高学歴化が進み、その後は次第に高学歴化のスピードが弱まった。(2)父親教育の影響力が 1920 年代出生コーホートまで増大し、それ以後は減少してきた。(3)父親のホワイトカラー的地位の影響力が 1930 年代出生コーホートでとくに強かった。(4)父親の役職的地位の影響力がコーホートの推移にしたがって次第に減少する傾向が認められたが明確な趨勢ではなかった。

教育達成の規定力(R^2)が 1920 年代出生コーホートまで強まったのは、おもに(2)父親教育の影響力が 20 年代出生コーホートまで増大したことによるもである。そして、1930 年代出生コーホートでは、父親教育の影響がやや弱まったものの、(1)学制改革という制度的インパクトによる高学歴化の機会拡大が広範にもたらされ、(3)父親のホワイトカラー的地位による影響が一時的に高まったために、20 年代出生と同程度の規定力をみせたのである。しかし、1940 年代以降出生のコーホートでは、学制改革による高学歴化インパクトも次第に薄れ、父親の地位による影響（(2) (3) (4)）も弱まったため、規定力も低下した。教育達成における規定構造の変化を概括的にいえば、まず 1920 年代生まれまで父親教育の影響力が増大したが、1930 年代生まれで学制改革という制度的インパクトによる急激な高学歴化をむかえ、ついで高学歴化が減速しながら父親の地位（教育・ホワイトカラー・役職）による属性主義的影響力が減少した、というコーホート趨勢による変動であった。

4. 役職達成の変動

4-1. 役職達成の規定力の変動

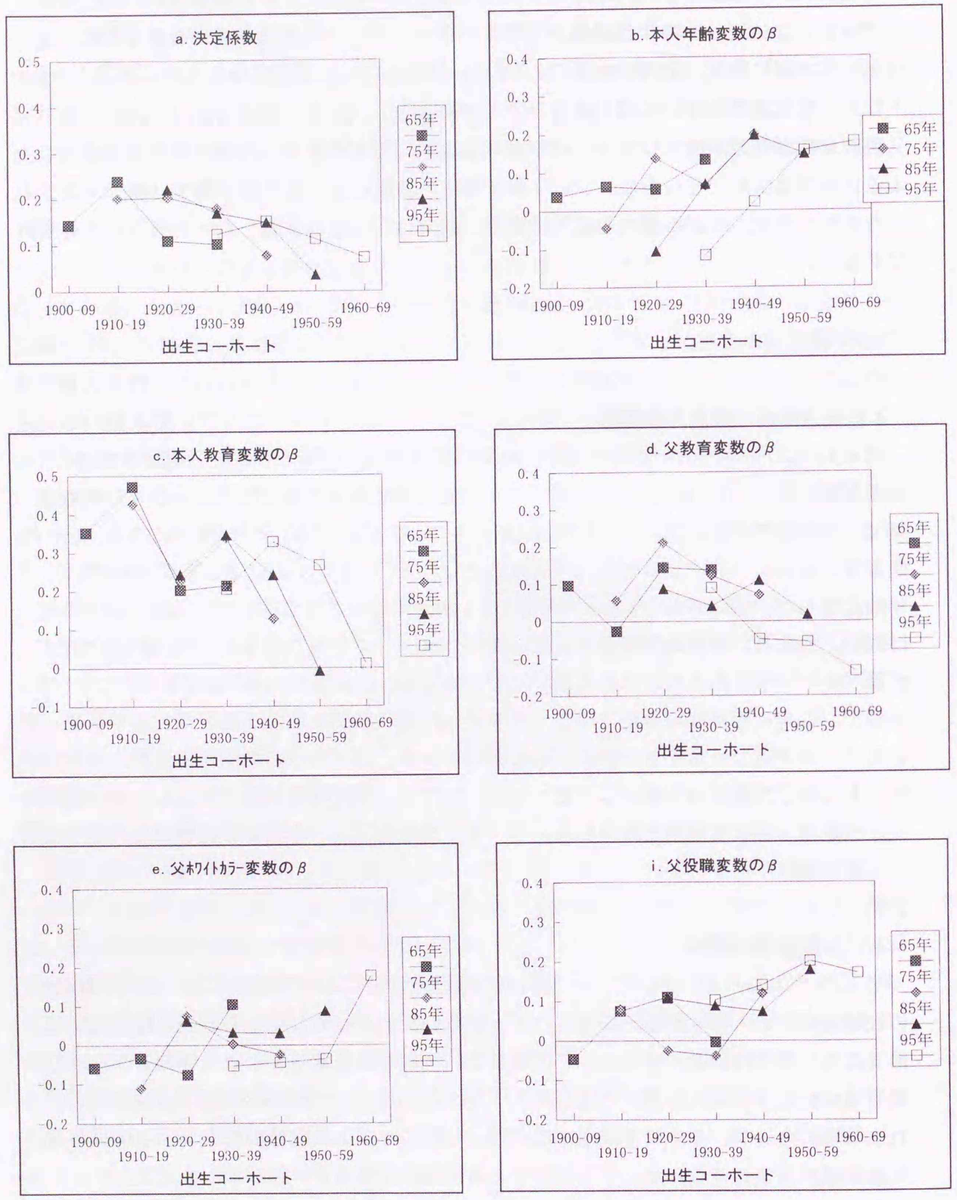
図 8-3.a はコーホート・グループ別の役職達成分析によってえられた「決定係数 R^2」の変化をしめしている。表 8-6.(a)は、この決定係数にたいする回帰フィッティングの結果で、年齢段階変数のフィット係数 R'^2が 1 次および 2 次回帰でそれぞれ 0.509 と 0.654 と他よりも高い。ついで、コーホート変数の R'^2が 1 次回帰で 0.459、2 次で 0.500 と高い。年齢段階もコーホートも、2 次回帰の R'^2が 1 次回帰のそれを上回っているが、極端な差はない。つまり、直線的な関係が主要な変化パターンである。図 8-3.a で各調査年ごとに折線パターン（折線上の印は、右端の 26-35 歳段階から左端の 56-65 歳段階までのβ）をみると、各年ともほぼ同じような左上がりで、年齢段階が上になるほど規定力が高まっている[4)]。また、コーホートの推移にしたがってみると右下がりの傾向がみられ、若いコーホートのほうが規定力が減少してきている。つまり、年齢段階が高まるにしたがい役職達成の規定力が強まる傾向を維持しながら、その規定力はコーホートの推移にしたがって弱まってきたのである。

4-2. 加齢効果の変容

図 8-3.b は、コーホート・グループ別の役職達成分析によってえられた「本人年齢がその役職達成におよぼす影響」をあらわすβ係数の変化をしめしている。表 8-6.(b)は、このβにたいする回帰フィッティングの結果で、年齢段階変数のフィット係数 R'^2が 1 次回帰で 0.681、2 次回帰で 0.729 で他変数よりもとくに高い。2 次回帰の R'^2は 1 次回帰のそれよりも大きいが、それほどの差ではない。したがって 1 次回帰の係数 b_1(-0.071)から、年齢段階が高まるにしたがってβが減少する傾向が主要パターンだといえる。

ところが図 8-3.b で各調査時点ごとの折線パターンをみると、各時点で同様な左下がりにはなっていない。1965 年ではほぼ水平であったのが、時点が後になるほど左下がり傾向が強まっている。つまり、65 年時点では各年齢段階での（最大 10 歳幅内での）加齢に

図8-3　コーホート・グループ別役職達成分析の係数



よる役職的地位上昇効果は同程度であったが、後続の時点においては加齢効果の内容が年齢段階で異なるものへ、と変容しているのである。45歳までの年齢段階で強い上昇効果、46-55歳段階での上昇効果の弱まり、56-65歳段階で下降効果というように、年齢段階ごとの加齢効果の相違が次第に明瞭になるように変容していた。56-65歳段階の時点間変化を追うと、役職的地位を下降する傾向が次第に明確になっており、これは定年退職および再就職の定着のためと考えられる。

表8-6　役職達成分析の係数変化パターンの分析（回帰フィッテイング）　(N=16)

従属変数	独立変数	1次回帰モデル R'^2	1次回帰モデル b_1	2次回帰モデル R'^2	2次回帰モデル b_1	2次回帰モデル b_2
(a)決定係数 R^2	調査時点	.060	-.012	.101	.066	-.011
	コーホート	.459	-.024	.500	.015	-.004
	年齢段階	.509	.035	.654	.183	-.021
(b)本人年齢変数のβ	調査時点	.003	-.005	.011	.054	-.008
	コーホート	.295	.033	.325	-.024	.006
	年齢段階	.681	-.071	.729	.076	-.021
(c)本人教育変数のβ	調査時点	.121	-.040	.124	-.088	.007
	コーホート	.501	-.057	.516	-.003	-.005
	年齢段階	.426	.074	.598	.445	-.053
(d)父教育変数のβ	調査時点	.307	-.043	.447	.182	-.032
	コーホート	.274	-.028	.557	.131	-.016
	年齢段階	.035	.014	.038	.048	-.005
(e)父ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ変数のβ	調査時点	.049	.015	.070	.092	-.011
	コーホート	.280	.025	.292	-.003	.003
	年齢段階	.279	-.035	.316	-.137	.015
(f)父農業変数のβ	調査時点	.087	.043	.120	.254	-.030
	コーホート	.078	.029	.174	.206	-.018
	年齢段階	.010	-.015	.021	-.133	.017
(g)父自営変数のβ	調査時点	.111	.044	.164	.284	-.034
	コーホート	.112	.031	.188	.174	-.014
	年齢段階	.020	-.019	.041	-.171	.022
(h)父規模変数のβ	調査時点	.038	.021	.059	.146	-.018
	コーホート	.010	-.008	.083	.108	-.012
	年齢段階	.112	.037	.119	-.037	.011
(i)父役職変数のβ	調査時点	.435	.044	.455	-.029	.010
	コーホート	.440	.031	.458	-.003	.003
	年齢段階	.078	-.019	.082	-.055	.005

前章の時点比較では、[Y.2]「本人年齢が高いほど本人の役職的地位が高まる効果は1995年で弱まった」という分析結果がえられていた。しかし、この分析結果は、年齢段階ごとに加齢効果じたいが異なったものになり、とくに95年で、若年段階での上昇効果と高齢段階での下降効果が相殺されるように時点間で変動したためにみられたのである。

4-3. 本人教育効果の変容

図 8-3.c は、本人教育年数がおよぼす影響をあらわすβである。βが高いほど、本人の教育年数が役職的地位レベルを高める効果が強いことを意味する。表 8-6.(c)は回帰フィッティングの結果で、コーホート変数は 1 次回帰（2 次の R'^2 は 0.516 で 1 次の 0.501 より高いがその差は小さい）、年齢段階変数は 2 次回帰（R'^2 が 2 次で 0.598 で、1 次より大きい）のフィットが良好である。しかし、これらのフィットは、次に述べる、本人教育効果の質的変容によってもたらされたものである。

図 8-3.c をみると、βはたがいに質的に異なる 2 つの特徴によって複雑なパターンをしめしている。第 1 の特徴は、1910 年代と 20 年代出生のそれぞれのコーホートは後続の時点で年齢段階を高めてもβの数値は変化せずに、10 年代から 20 年代生まれにかけて急激にβが減少している点である。第 2 の特徴は、1930 年代以降出生のコーホートでは若年段階でのβが 0 に近づき、年齢段階にしたがった逆 U 字型カーブを描いている点である。つまり、昇進におよぼす本人教育の効果が、「年齢が高まっても変わらず、出生時期（あるいは採用時）に規定されていた」ものが、「若年段階ではほとんど効果がなく、年齢段階が高まるにつれてその効果が増加し、ついでやや減少する」ように変化したのである。図 8-3.c をみると、1930 年代出生コーホートから、年齢段階の高まりにしたがう教育効果増減が明瞭になっている[5]。

1910 年代から 20 年代生まれにかけて、本人教育の効果が急激に下降したのは、戦時体験および戦後体験の相違[6]とも考えられるが、明確な説明はむずかしい。しかし、第 2 の特徴への変化は、戦後の高学歴化進展の時期と一致している。昭和 25 年（1950 年）頃から新制高等学校進学者が増大したが、1930 年代出生コーホートから新学制卒業者が増大した。前章の時点比較では、［Y.3］「本人の教育レベルが高いほど本人の役職的地位が高まる効果は、時点間で一貫して強かった」という結果がえられていた。しかし、役職達成における本人教育の効果は、年齢段階にかかわらず一定だったのが年齢段階にしたがって増加・減少するものへ、そして教育による初期地位上昇効果（若年段階での効果）を減ずるものへ、変化してきた。この変化は、1965 年以後に時点間の変動として進行したといえよう。なぜなら、1975 年時点の 1930 年代出生コーホートから年齢段階別効果が出現し、新制高卒者および大卒者の増大とともに後続のコーホートに浸透し、後続の調査時点で次第に明瞭になっているからである。

4-4. 父親地位の影響力の変化

図 8-3.d は、父教育の影響力をあらわすβの変化である。表 8-6.(d)は、このβにたいする回帰フィッティングの結果で、コーホート変数による 2 次回帰の R'^2 が他よりも高くて 0.557 となっている。図 8-3.d でβの変化パターンをみると、1910 年代出生から 1920 年代出生まで上昇し、それ以降はなだらかに下降しており、逆 V 字型をしめしている。

表 8-6.(e)～(i)は、父職にかんするホワイトカラー、農業、自営、従業企業規模、役職的地位の各変数それぞれについての回帰フィッティングの結果である。これらのなかでは、(e)父ホワイトカラーと(i)役職について、比較的高い R'^2 がみられるが、他の職業変数はフィットは良くない。(e)父ホワイトカラーについては 1 次回帰でコーホートと年齢段階変数が、父役職については同じく調査時点とコーホート変数が、それぞれ同程度のフィットをしめしている（これらの 2 次回帰では R'^2 がほとんど増加していない）。

図 8-3.e は父ホワイトカラー、図 8-3.i は父役職のβの変化パターンをしめしているが、前者は 0 に近い数値であまり影響力はない。(i)父役職は、全体的に右上がりになっており、コーホートの推移にしたがって影響力が増している[7]。時点比較では、［Y.4］「父親の地位が子どもの役職的地位におよぼす影響は、父親教育の効果が 1975 年から 1985 年にかけて弱まり、父親役職の効果が 1995 年で高まっていた」という結果がえられていた。しかし、これらの変化はコーホート趨勢による変動であった。

4-5. 役職達成構造の変動

時点比較では、役職達成構造の規定力（R^2）が 1975 年以降に弱まったという結果［Y.1］がえられていた。しかし、「役職達成の決定係数 R^2」の変化に回帰フィッティングをした結果、役職達成の規定力はコーホートの推移にしたがって次第に弱まっていた。β係数には、次のような変化がみられた。(1)本人の加齢による昇進機会が年齢段階にかかわらず一定であったものが、年齢段階が高まるにつれて上昇機会が減少して地位下降の機会が増大するものへ、時点間で変化していた。(2)本人教育の効果は、各年齢段階で一定の効果をもっていたものが、年齢段階が高まるにつれて逆 U 字型に増減するものへ変容していた。(3)コーホートの推移にしたがって、父教育の影響力は減少し、父役職的地位の影響力は増大していた。

ここで図 8-3.b, c, d, e, i のβの絶対値を比較してみると、父教育（図 8-3.d）、父ホワイトカラー（図 8-3.e）、そして父役職的地位（図 8-3.i）は絶対値が全般に小さく、変化幅も小さい。つまり、役職達成の規定力（R^2）がコーホートの推移にしたがって次第に弱まってみえたのは、上記(1)の加齢効果、(2)の本人教育効果の時点間変容がおもな要因といえよう。

(1)の加齢効果は、年齢段階で異なるものになったため、年齢段階にわけない時点比較ではそれらの効果が相殺されて、弱まるようにみえたのである。また(2)の本人教育の効果も、コーホート趨勢であるかのような変化をしたからである。各年齢段階で一定の効果が 1910 年代から 20 年代出生コーホートにかけて減少したのは、コーホート効果といえる。しかし、年齢段階にしたがう逆 U 字型があらわれてからは、高齢段階のデータがないために、若年段階での右下がり部分だけがデータとなって（図 8-3.c 参照）、コーホートの推移にしたがう規定力減少の趨勢を擬似的に作りだしたのである。本人教育の効果変容は、1975 時点頃の 1930 年代出生コーホートから始まり、後続のコーホートほど若年段階で増大効果が減少するかたちで浸透してきたので、各コーホートの体験としては趨勢的といえ

るかもしれない。しかし、出生時期に規定された効果という狭義のコーホート趨勢ではないでのある。

5. 所得達成の変動

5-1. 所得達成の規定力の変動

図 8-4.a は、コーホート・グループ別の所得達成分析によってえられた決定係数 R^2 の変化である。表 8-7.(a)は、この R^2 にたいする回帰フィッティングの結果で、年齢段階変数のフィット係数 R'^2 が 1 次および 2 次回帰モデルでそれぞれ 0.508 と 0.516 と他よりも高い。ついで、調査時点変数の R'^2 が 1 次回帰で 0.280、2 次で 0.287 と高い。双方の変数で、1 次と 2 次でほとんど差がないので、直線的な関係が主要な変化パターンである。

図 8-4.a で各調査年ごとに折線パターンをみると、各年とも明瞭な左上がりで、年齢段階が上になるほど規定力が高まっている。また、調査時点が後になるほど折線が上方に位置するようになってきている。つまり、年齢段階が高まるにしたがい所得達成の規定力が高まる傾向を保持しながら、その規定力を時点間で強めてきたのである。時点比較分析でえられた結果[S.1]「所得達成構造の規定力は 1985 年まで強まってきた」は、ここでの分析でも確かめられた。

5-2. 加齢効果の変容

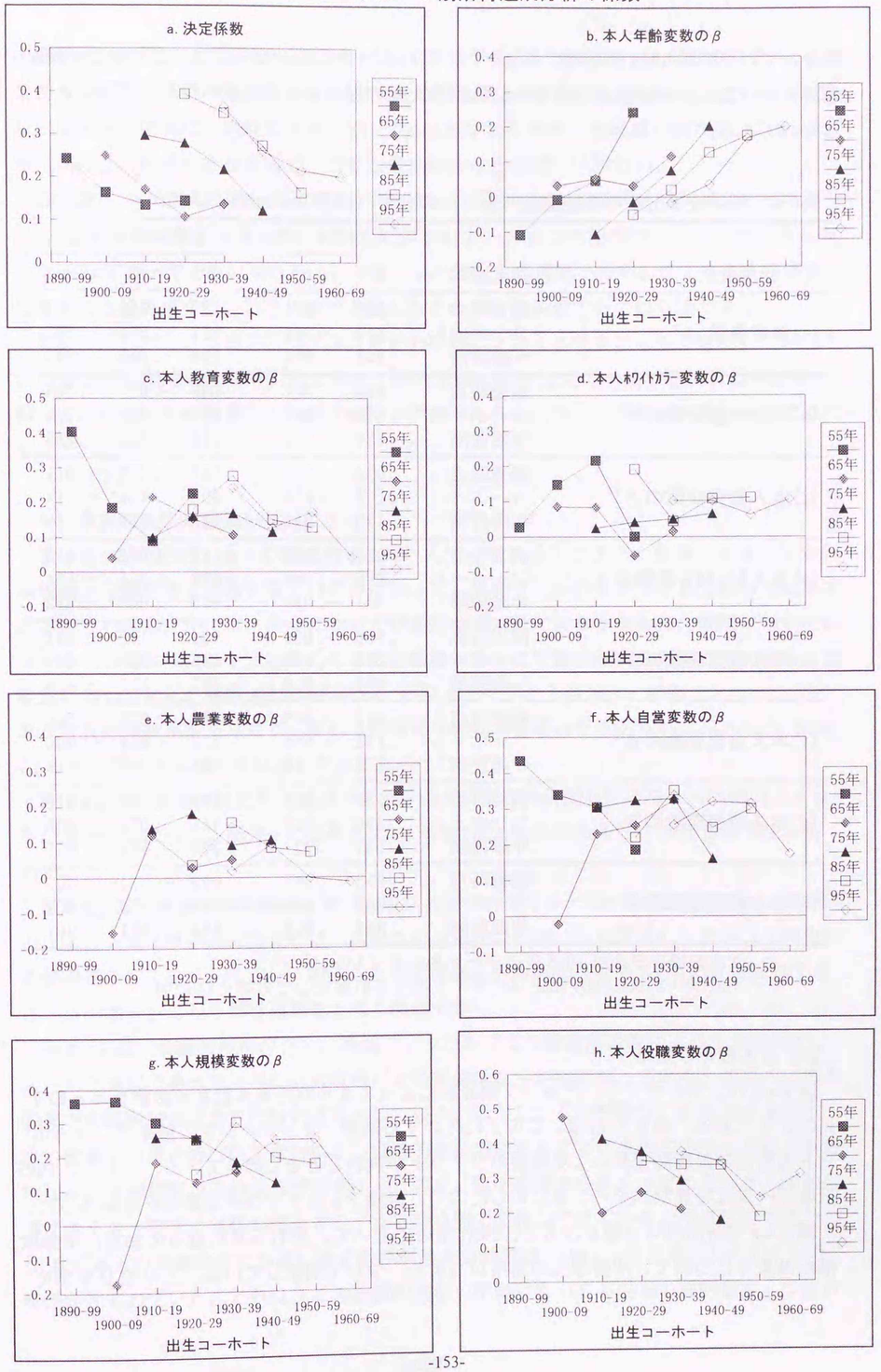
図 8-4.b は、コーホート・グループ別の所得達成分析によってえられた「本人年齢がその所得におよぼす影響」をあらわす β の変化である。表 8-7.(b)は、この β にたいする回帰フィッティングの結果で、年齢段階変数の 1 次回帰の R'^2 が 0.790 できわめて良いフィットで、ついでコーホート変数の 1 次回帰フィッティングが良いことをしめしている（それぞれ、2 次回帰のフィット係数 R'^2 は 1 次のそれとほとんど変わらない）。

図 8-4.b で各調査年ごとの折線パターンをみると、1965 年をのぞいた各年で左下り傾向が明確である。若年段階で加齢が大きな所得増大をもたらす効果をもつのが、年齢段階が高まるにしたがい所得増大効果が弱まり、56-65 歳段階では減少効果になっている。

コーホート変数の R'^2 が 0.470 で比較的高かったのは、コーホート趨勢を推定しやすいデータ構造のためであり、むしろ時点間変化がみられる。各時点の折線を比較すると、年齢段階によって異なる加齢効果は、1955 年で約 0.25 から約-0.1 の幅にあった β が、95 年では約 0.2 と 0 の幅にある。つまり、この期間に、加齢が所得におよぼす効果は、とくに 36-45 歳段階で増大効果が強まり、56-65 歳段階で減少効果が弱まり、所得への各年齢段階での効果格差が縮小する時点間変化がみられる。

時点比較では、[S.2]「本人年齢が高いほど所得を高める効果は、他時点よりも 1965 年と 1975 年で低かった」という結果がえられていた。しかし、加齢効果の特徴が他時点と

図8-4　コーホート・グループ別所得達成分析の係数



異なっていたのは1965年だけであった[8]。これらの分析結果の相違は、全年齢と年齢段階別という異なる分析対象であるために、最大幅の異なる年齢変数が投入されたことによるものである。

表8-7　所得達成分析の係数変化パターンの分析（回帰フィッテイング）　(*N*=20)

		1次回帰モデル		2次回帰モデル		
従属変数	独立変数	R'^2	b_1	R'^2	b_1	b_2
(a)決定係数 R^2	調査時点	.280	.031	.287	.055	-.004
	コーホート	.001	-.001	.022	.028	-.003
	年齢段階	.508	.052	.516	.003	.007
(b)本人年齢変数のβ	調査時点	.029	.012	.038	-.021	.005
	コーホート	.470	.037	.473	.025	.001
	年齢段階	.790	-.078	.797	-.133	.008
(c)本人教育変数のβ[1]	調査時点	.034	-.011	.065	.088	-.011
	コーホート	.132	-.016	.438	.138	-.014
	年齢段階	.125	.026	.313	.221	-.029
(d)本人ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ変数のβ	調査時点	.005	.003	.158	-.078	.013
	コーホート	.006	.002	.079	-.035	.004
	年齢段階	.001	-.002	.048	.084	-.012
(e)本人農業変数のβ	調査時点	.156	-.020	.462	.199	-.031
	コーホート	.265	-.020	.285	.018	-.004
	年齢段階	.080	.014	.165	.127	-.016
(f)本人自営変数のβ[2]	調査時点	.041	-.010	.050	-.031	.004
	コーホート	.182	-.016	.228	-.051	.004
	年齢段階	.176	.026	.244	.147	-.018
(g)本人規模変数のβ	調査時点	.189	-.024	.319	-.121	.016
	コーホート	.390	-.028	.441	-.071	.005
	年齢段階	.187	.031	.268	.184	-.022
(h)本人役職変数のβ	調査時点	.015	.009	.016	.033	-.003
	コーホート	.209	-.024	.258	-.089	.007
	年齢段階	.588	.058	.594	.011	.007

[1] 2次回帰モデルは1955年のデータをのぞく(*N*=16)
[2] 1965年の1900-1909出生コーホートをはずれ値としてのぞく(*N*=19)

5-3. 本人教育の効果

図8-4.cは、コーホート・グループ別分析によってえられた本人教育の影響をあらわすβの変化である。表8-7.(c)は、このβにたいする回帰フィッティングの結果で、コーホート変数と年齢段階変数の2次回帰のフィットが良いことをしめしている。ただし、1955年のデータは特異なパターンをしめしたので、回帰フィッティングの対象から除外した。

図8-4.cで各時点の折線をみると、1955年をのぞいて、逆U字型になっており、年齢段階が高まるにつれて、所得増大の効果が高まり、ついで弱まっている。この逆U字型の

折線パターンについて各時点の上下の位置を比較すると、1965年と75年でやや低く、85年と95年で高くなっている。これは時点比較の結果[S.3]「本人の教育レベルが高いほど所得が高まる効果は、他時点より1965と1975年で低かった」とほぼ一致する。しかし、時点間の上下動は小さなもので、大きな変動があったとはいいがたい。

コーホートの推移にしたがっても、コーホート変数の2次回帰フィットが良かったように、1920～30年代出生コーホートをピークとして、1900年代出生コーホートからゆるやかな逆U字カーブを描いている。しかし、コーホートの趨勢を推定しやすいデータ構造であることを考慮すると、コーホートにしたがう趨勢と判定するのは危険である。

結局、たしかにいえることは、本人教育の所得にたいする効果は年齢段階にしたがって逆U字型の効果をもたらすことである。時点比較の結果[S.3]に一致する時代効果変動の傾向、コーホートの推移にしたがう趨勢の傾向がみられたが、いずれも明確なものではなかった。

5-4. 職業的地位の効果

表8-7.(d)～(h)は、本人の職業的地位にかんするホワイトカラー、農業、自営、従業企業規模、役職的地位の各変数それぞれについて、回帰フィッティングをおこなった結果である。これらのなかでは、農業については調査時点変数による2次回帰、規模についてはコーホート変数による1次回帰、そして役職については年齢段階変数による1次回帰で比較的に高いフィット係数R'^2がみられる。ホワイトカラーと自営は、回帰フィッテングであまり良好な結果がえられず、それらの所得への効果をそれぞれあらわす図8-4.dと図8-4.fをみても明確な傾向性はみとめられなかった。

図8-4.eは、農業のβだが、回帰フィッテングで調査時点変数による2次回帰のフィットが良かったように、所得への効果が1965年から75年まで上昇し、75年以降減少している。

図8-4.gは、従業企業規模のβで、回帰フィッテングでコーホート変数による1次回帰のフィットが良好であったように、所得への効果がコーホートの推移にしたがって減少する傾向をみせている。しかし、投入した独立変数が他時点と異なる55年のβを除外すると、コーホートにしたがう趨勢はあまり明確でない。

図8-4.hは、役職的地位のβで、回帰フィッテングで年齢段階変数による1次回帰のフィットが良好であったように、各時点ごとの折線は左上がりになっており、所得への増大効果が年齢段階の高まりにつれて増大している。しかし、この折線は、65年から次第に高い位置で水平に近づいてきている。役職的地位が高まることによってもたらされる所得増加は、年齢段階が高いほうが大きかったのが、若年段階から高く一定に近づき、年齢段階による増加効果の格差が縮小するように時点間で変化してきている。時点比較では、[S.4]「本人の役職的地位が高いほど所得が高まる効果は、1985年まで増大した」という結果がえられていた。これは、この役職的地位の所得にたいする効果の質的変容、つまり

各年齢段階で同程度の強い増大効果へ時点間で変化したことによってもたらされていた。

5-5. 所得達成構造の変動

コーホート・グループ別の「所得達成の決定係数 R^2」に回帰フィッティングをした結果、所得達成の規定力は年齢段階の高まりとともに強まる傾向を維持しながら、その規定力を時点間で次第に強めていた。つまり、所得達成の規定力には時代効果変動がみられた。

また、β係数には、次のような変化がみられた。(1)加齢が所得におよぼす効果が、年齢段階の高まりとともに増大効果が弱まり減少効果にいたるパターンは変化していないが、各年齢段階で異なる効果格差が縮小する変化があった。(2)本人教育の効果は、年齢段階の高まりとともに増大し減少する逆U字型であったが、この各時点の逆U字型カーブのコーホート趨勢および時点間変動は明確ではなかった。(3)農業による所得増大効果には、75年を分岐点とする上昇と下降の時代効果変動がみられた。(4)企業規模による所得増大効果には、コーホートの推移にしたがって減少する傾向もみられたが明瞭ではなかった。(5)役職的地位の増大効果は、年齢段階による効果格差が縮小する時点間の変化がみられた。

これらの変化のうち、(3)農業および(4)企業規模の変化は、所得達成の規定力(R^2)増大という時代効果変動に合致しない。しかし、農業のβの絶対値は低く、規模の所得増大効果のコーホートにしたがう減少傾向はきわめて緩やかなものでしかない。また、(2)本人教育の効果では、コーホート的趨勢および時点間変動は明確ではなかった。所得達成の規定力の増大という時代効果変動におもに寄与したのは、(1)加齢が各年齢段階で異なる所得への効果格差を縮小させ、とくに56-65歳段階での減少効果を弱めたこと、そして(5)役職的地位の所得増大効果が、年齢段階によって異なる効果の格差を縮小させて、若年段階から高く一定になったこと、といえよう。つまり、所得達成の規定力増大という時代効果変動は、加齢と役職的地位が年齢段階によって異なる効果をもっていたものが、年齢段階による効果格差を縮めるという時点間の構造変動によってもたらされていたのである。

6. 達成構造の変動

6-1. 分析結果の整理

回帰フィッティングおよびグラフの分析から、教育達成・役職達成・所得達成の規定力、そしてそれらにおける地位変数間の影響関係の変化が、時代効果変動、コーホート趨勢変動、そして年齢段階別効果の変動のいずれに帰せられるものかを検討してきた。その分析結果は次のように整理される。

教育達成

[*K. 0*]時点間で一貫して本人の教育達成に強く影響していたのは、実質的には出生コーホート効果をあらわす本人年齢、そして父親の教育・ホワイトカラー地位などであった。

[*K'.1*]教育達成構造の規定力は、コーホートの推移にしたがい、1920～30年代出生コーホートまで強まり、それ以降の出生コーホートでは次第に弱まった。

[*K'.2*]本人年齢が若いほど教育年数が高くなる出生コーホート効果は、高校進学による高学歴化によって1930年代出生コーホートで急激に強まり、その後のコーホートでは次第に弱まった。

[*K'.3*]父親の地位（教育・ホワイトカラー・役職）が子どもの教育達成におよぼす影響力は、コーホートの推移にしたがって弱まっていた。

役職達成

[*Y. 0*]役職達成構造の規定力は、教育達成や所得達成にくらべると弱いものであったが、時点間で一貫して役職達成に強く影響していたのは、本人の年齢と教育であった。

[*Y'.1*]役職達成構造の規定力は、コーホートの推移にしたがって弱まってきた。

[*Y'.2*]本人年齢が役職的地位を高める効果は、年齢段階にかかわらず一定であったものが、年齢段階が高まるにつれて上昇機会が減少して地位下降の機会が増大するものへ、時点間で変化していた。

[*Y'.3*]本人教育が役職的地位を高める効果は、各年齢段階で一定の効果をもっていたものが、年齢段階が高まるにつれて逆U字型に増減するものへ、時点間で変化していた。

[*Y'.4*]父親の地位が子どもの役職達成におよぼす影響力は、コーホートの推移にしたがって、父親教育の影響力が減少し、父親役職の影響力が増大していた。

所得達成

[*S. 0*]時点間で一貫して所得達成に強く影響していたのは、本人の年齢、教育、役職的地位、自営的地位、企業規模で、とくに役職的地位は強い影響力をしめした。

[*S'.1*]所得達成構造の規定力は、1985年まで、時代効果変動として強まってきた。

[*S'.2*]本人年齢が所得におよぼす効果は、年齢段階の高まりとともに増大効果が弱まり減少効果にいたるパターンは変化していないが、各年齢段階で異なる効果格差が縮小する、時点間の変化があった。

[*S'.3*]本人教育が所得におよぼす効果は、年齢段階の高まりとともに増大し減少する逆U字型の年齢段階別効果があったが、コーホート趨勢および時点間変動は明確ではなかった。

[*S'.4*]役職的地位が所得におよぼす効果は、年齢段階の高まりとともに増大効果が強まっていたが、その年齢段階ごとの効果格差が縮小する時点間の変化がみられた。

教育達成ではコーホートにしたがった趨勢的変動が、役職達成と所得達成では年齢段階別効果の変容がみられた。そして、これらの変動は、時点比較で一貫して強い影響力をしめした変数にみられた変化であった。つまり、教育達成における本人年齢と父親の教育とホワイトカラー地位、役職達成における本人の年齢と教育、所得達成における本人の年齢と役職的地位などである。

教育達成の規定力の変化には、コーホート趨勢がみられ、1920 ～ 30 年代出生コーホートまで強まり、それ以降のコーホートで弱まるものであった。この規定力の変動は、1920 年代生まれまで父親教育の影響力が増大し、1930 年代生まれで学制改革による急激な高学歴化をむかえて加齢効果が高まり、その後のコーホートで高学歴化の減速によって加齢効果が減少し、かつ父親地位の影響力が減少したためにみられたものである。

役職達成の規定力の変化は、コーホートの推移にしたがって減少するコーホート趨勢がみられたが、本人の加齢と教育の年齢段階別効果が時点間で質的に変容したためにみられた擬似的なものであった。加齢の年齢段階別効果は、昇進機会が年齢段階にかかわらず一定であったものが、年齢段階が高まるにつれて上昇機会が減少して地位下降の機会が増大するものに変容していた。本人教育の効果は、各年齢段階で一定の効果をもっていたものが、若年段階での増大効果が減少して年齢段階が高まるにつれて逆 U 字型に増減するものに変容していた。これらの役職達成構造の変動は、企業の昇進体系が次のように変化したことをしめしている。加齢および学歴による昇進機会が各年齢段階で一定に保証された昇進体系から、年齢段階の高まりにしたがって昇進機会が減少し、また学歴による昇進格差が一定の勤続を経た後にあらわれる昇進体系へ、高学歴者の新規採用増加にともなって次第に移行したのである。26-35 歳の若年段階における昇進の学歴格差を解消して、45 歳頃までの昇進機会を保証してきたという意味では、若年段階における昇進機会の平等化をはたしてきたといえよう。[9)]

所得達成の規定力は、時代効果変動であるかのように高まっていた。この規定力増大をもたらしたのは、本人の加齢と役職的地位の効果が時点間で質的に変容したことであった。加齢は、年齢段階の高まりとともに若年段階での強い所得増大効果が次第に弱まって減少効果にいたるものであったのが、その年齢段階による効果格差がより小さなものになっていた。つまり、年齢段階の高まりとともに加齢による所得増大がよりなだらかに減少する特色を強めてきた。

他方で、役職的地位は、年齢段階の高まりとともに所得増大効果が強まるものであったのが、その年齢段階による効果格差がより小さなものになっていた。役職的地位と年齢段階とが組み合わされた年功制的特色をもったものから、役職的地位だけにもとづく賃金報酬体系に近づいてきた。加齢効果の年齢段階別格差の縮小は、自営・農業従事者も分析対象に含まれているので、必ずしも企業の賃金体系が各年齢段階で一定の昇給を保証する年齢給に変化したとはいいきれない[10)]。しかし、役職的地位の効果変容については、企業における賃金体系が、役職による報酬における年功的条件を切り離して、役職そのものの報

酬という特徴を強めた点において、より業績主義的になってきたといえよう。

6-2. 高学歴化と歴史的=構造的コンティンジェンシー

これらの変化には、教育達成における属性原理（父親の影響力）の減退、役職達成における若年段階での学歴格差減少、所得達成における業績主義の浸透（年功的条件と切り離された役職的地位にもとづく報酬）をしめす現象が含まれていた。今田(1989:108-116)や直井(1990)が、1955 年から 1985 年までの 4 時点の SSM 調査データについて時点比較をおこない、地位達成における変数間影響力は変化していないとした指摘とは、様相をまったく異にするものである。

さらに、これらの地位達成構造の変動は、トライマン(Treiman,1970)が指摘したような、産業化の進展とともに地位変数間の影響関係が単調に増加または減少する、という単純なものではなく、より複雑な動きをするものであった。たしかに、トライマン命題に一致する点もある。[K'.3]教育達成における属性原理がコーホート趨勢として弱まってきたことは、トライマン命題 B.3（父親の教育と職業が子どもの教育におよぼす影響の減少）と一致している。また、第 7 章では変動係数の分析で所得格差が、（1965-75 年時期に顕著であったが）全体として時点間で縮小する傾向をしめしたことは、トライマン命題 A.6（所得の平準化）と合致する。そして、[S'.4]所得達成において役職的地位への賃金報酬から年功的条件が切り離されてきたことは、トライマン命題 B.5（子ども本人の職業が所得におよぼす影響の増大）と整合的である。これらの分析結果は、業績主義の浸透が趨勢的に進むことを仮説化したトライマン命題の構図と基本的に一致している。

しかし、[Y'.4]役職達成において父親役職の影響が強まってきたことは、トライマン命題 B.1（父親の職業が子どもの職業におよぼす影響の減少）と一致しない。また、[S'.3]本人教育が所得におよぼす影響に、明瞭なコーホート趨勢も時点間変動もみられなかったことは、トライマン命題 B.6（子どもの教育が所得におよぼす影響の減少）および B.7（教育と所得の相関の減少）と整合的ではない。

分析結果は、教育・職業・所得などの階層的地位間の関連つまり階層構造にみられた変動が、全体社会レベルで広範に進行する産業化過程とも関連しあうものではあるが、それだけではなく、より歴史的で制度的な構造変動とも連動してきたことを示唆している。

役職達成や所得達成における変動、つまり(1)役職達成における若年段階での学歴格差の減少、(2)年齢段階の高まりにしたがい昇進機会が減少する変化、(3)年功的条件と切り離された役職的地位にもとづく賃金報酬へ変化などは、企業組織の昇進体系および賃金体系の長期にわたる変動によるものであろう。これらの変化は、経済成長率の変化とは対応せず、産業化の進展程度との関連とはいえない。むしろ、大学進学率が急増した昭和 40 年代の後の 1975 年時点からあらわれている。つまり、とくに(1)と(3)は、大卒採用者の増大にともなって、企業が業績原理にしたがった昇進および賃金体系を整備していった結果と考えられる。また、(2)の変化は、経済成長にともなって企業組織規模が拡大し、企

業組織のハイアラーキー構造化が進み、つまり組織構造がピラミッド化したため、年齢が高くなるほど昇進機会が減じる昇進体系になったものと考えられる（ただし、管理部門の拡大つまり大卒就業者増大が企業の規模拡大とハイアラーキー構造化を加速したともいえる）。

アメリカにおける移動のトレンド分析をおこなったホウト(Hout, 1984, 1988)は、「高等教育拡大仮説」を提示した。セミョノフとロバーツ(Semyonov and Roberts, 1989)やホウトの研究では、高校卒業者は地位継承傾向が強く、大学卒業者は移動傾向が強かった[11]。移動機会の増大が、職業アップグレイディングの減速による強制移動の減少をともなっていたこと、そして中等教育拡大ではなく高等教育（大学教育）拡大との関連がみられたため、ホウトは趨勢的産業化仮説に整合的でないとしてこれを否定した。そして、高等教育拡大としての高学歴化が普遍主義的特性をもつ大学卒業者を増大させ、その結果として移動機会の増大があらわれる、という仮説を提示したのである。

この高等教育拡大仮説は、日本の役職達成と所得達成でおきた変化、(1)役職達成における若年段階での学歴格差の減少、(3)年功的条件と切り離された役職的地位にもとづく賃金報酬へ変化と適合する。しかし、教育達成では、学制改革そしてそれに引き続く高校教育（中等教育）拡大が、父親地位の影響力の弱まりと変動と連動していた。つまり、日本においては、大学教育（高等教育）拡大だけでなく、高校教育拡大も属性原理の弱まりと達成構造の規定力を増減するコーホート趨勢があきらかであった。

日本の教育達成における属性原理の弱まり、そして役職達成と所得達成における業績主義化が、高校教育拡大と大学教育拡大の後に進んだことは、ホウトの高等教育拡大仮説を修正する必要をしめしている。普遍主義的、業績主義的な特性をともなう高学歴者層が新たに出現するのは、大学卒業者に限られているのではなく、その時点において相対的に高学歴な者である。つまり、日本では学制改革後の高校卒業者、大学進学率増大後の大学卒業者が、それぞれの時点において相対的な高学歴者層としてあらわれたのである。

さらに、中等および高等教育の拡大後にそれぞれ属性原理の弱まりと業績主義化が進んだことは、より歴史的で制度的な構造変動が世代間移動におよぼす影響をしめしている。ウォン(Wong, 1990, 1994)は、各種の産業化命題そして高等教育拡大説を否定し、歴史的=構造的コンティンジェンシー説(historical structural contingency)を提示する。かれは、FJH仮説の検証研究であらわれた時間的変化と社会間相違について整理した。その結果、移動機会の変化がみられたのは、(1)スウェーデンのような社会民主主義の強い伝統をもつ社会、(2)ハンガリーのような政治的経済的変動のあった社会、(3)資本・労働・階級・家族構造の制度的変化のあった社会であった。しかし、これらによく似たノルウェー、フィンランド、ポーランドなどでは変化は認められなかった。結局、かれは、移動機会の変化と相違を、世界各国に共通する一般的傾向としてではなく、各社会の歴史および社会構造のコンテクストという点で特殊な現象としてとらえる歴史的=構造的コンティンジェンシー説を提示するにいたったのである。

ウォン自身は、この歴史的=構造的コンティンジェンシーを、具体的にどのように分析するものか説明していない。しかし、ここでは、歴史的=構造的コンティンジェンシーを重視する立場について、次のように考えることにする。社会現象そして社会変動を、個別の歴史的出来事に還元する立場はとらない。歴史的にみられた社会のマクロ構造変動または制度改革を、社会現象の一定の規則性を発生させる契機をもたらしたり、あるいはその規則性を促進（または阻害）する付加的条件とみなす立場だ、ととらえよう。

この立場から、教育達成、役職達成、所得達成からみた日本の階層移動は、次のように説明される。教育達成における属性原理の減退という機会均等化・民主化においては、戦後改革の一環としての学制改革にともなう高校教育拡大がその契機または促進要因となっていた。そして、進展する経済成長にささえられた大学教育拡大は、さらに新たな高学歴者層の労働市場参入と企業組織構造の変化をもたらし、企業組織の昇進・賃金体系を業績主義化させる促進要因（役職達成と所得達成を業績主義化させる促進要因）となった。

ブラウとダンカン(Blau and Duncan,1967)やトライマン命題(Treiman,1970)に代表される、産業化にともなって業績主義が優越化するという産業化命題は、分析結果に一致しない点（とくに[Y'.4]役職達成における父親の役職的地位の影響力増大のコーホート趨勢）もあったが、その構図全体としては分析結果に整合的なものであった。しかし、そうした機会の平等化そして業績主義の進展は、歴史的に限定された時点におけるマクロ社会的な制度改革や構造変動、つまり学制改革や大学進学率増大、それにともなう相対的に高学歴な労働者の増大と企業組織構造の変化に促進されていたのである。

注

1) 前章では、親の資産も子どもの教育達成の大きな影響力をもっていることを確認したが、親の資産にかんする設問は 1955 ～ 85 年データには含まれていないので、独立変数に加えていない。

2) 1955 年調査では、本人および父親の役職についての設問がなかったため、また農業従事者に年収を質問しなかったためである。投入した独立変数が違うため、1955 年の教育達成および所得達成の決定係数 R^2 および β 係数を、他の調査時点のそれと同等には扱えない。したがって、こうした問題のない 1965-95 年の 4 時点の結果を重視して分析結果を検討した。

3) 1960 年代出生コーホートでは、出生時期が遅い（年齢が若い）と教育年数が少なくなる傾向（プラスの β）があらわれている。しかし、このコーホートは 1995 年調査でカバーされただけである。したがって、この結果のみで高学歴化が反転したとするのは危険である。

4) 1920 年代から 50 年代までの各コーホートについて、65 年から後続の調査時点までの変化に注目すると、年齢段階が高まるとともに規定力が上昇する傾向も、明確ではないがみられる。

5) 1930 年代出生コーホートに注目すると、年齢段階にしたがって 75 年と 85 年時点で高まり、

95年時点で低下している。1940年代以降のコーホートでは高齢段階をカバーできていないが、年齢段階にしたがう効果増大がみられる。

6) 1910年代出生と1920年代出生コーホートは、それぞれ終戦時で26-35歳と16-25歳で、兵役経験の違いによる人口数の相違、戦後に雇用された時期の労働力（とくに高学歴者にたいする需要）の相違などが、こうした本人教育の急激な効果減少をもたらしたと推論することもできる。

7) 父役職の効果については、1965年から75年にかけて弱まり、85年で増大する時点間の変化のようにもみえる。しかし、全体としては、コーホートにしたがう趨勢がみとめられる。

8) 1965年調査では、他時点と異なっているのは、所得についての回答がカテゴリー選択ではなく、実数記入方式であったことである。しかし、これが理由と断言できない。

9) ここでの議論は、学歴別昇進体系の存在を前提にしている。他方で、教育年数が実質的には本人の能力を測定しており、教育レベルの高い者はその能力の帰結としての勤続するなかで業績をもたらす、という前提から異なる推論も導ける。1930年代以降の出生コーホートでは、就職直後は学歴にかかわらず同列に扱われ、その後の業績によって役職的地位を獲得させる業績主義的昇進体系が浸透してきた、と。だが、旧学制の者については、この推論は適合しないので、若年段階からの学歴別昇進体系を導入して説明せざるをえない。つまり、旧学制卒の者にはリジッドな学歴別昇進体系が適用され、新学制卒の者には業績主義的昇進体系が適用されるようになった、という説明になる。しかし、教育年数が測定した実質が、旧制と新制では全く異なる（旧制で学歴別昇進体系、新制で能力）とする前提には疑問が残る。

10) 企業の賃金体系の変化以外に考慮すべきものとして、定年制の定着、年金制度の変化などがある。

11) ただし、ホウトやセミョノフとロバーツの研究は移動表の分析にもとづくものであった。

Ⅲ　世代間移動と結果の不平等

第9章　結論と展望

1. 分析結果の要約

本論文では、3つの研究課題を設定し、それらを検討しながら、日本社会の階層移動構造と不平等構造およびその変動を明らかにすることを目標とした。第1の研究課題は、時代効果変動、コーホート趨勢による変動、年齢段階別効果（加齢効果）の変容による変動を区別して、産業化命題を検証することであった。第2の課題は、職業階層的地位を、狭義の職業分類と職業威信に限定せず、多元的にとらえることであった。第3の課題は、所得および資産格差という結果不平等まで含めた不平等が形成されるメカニズムをあきらかにすることであった。これらの課題を検討しながら、日本社会の階層構造と不平等構造およびその変動を分析するという最終目標のため、世代間移動表における移動の構造と変動（Ⅰ世代間移動の構造と変動、第2～4章）、そして所得および資産という結果不平等に帰結するメカニズム（Ⅱ地位達成と結果の不平等、第5～8章）の分析を進めた。

1-1. 世代間移動の構造と変動

まず、「第Ⅰ部 世代間移動の構造と変動」では、世代間移動表の分析によって、世代間移動の構造と変動を分析した。第2章では、第2の研究課題にしたがって、職業階層的地位を多元的にとらえるため、階級論で重視される次元も含め、職業分類、自営・被雇用、役職、企業規模の各階層的次元を採用した。これらの各次元における境界移動を比較して、移動障壁をより反映する階層分類および世代間移動表を再構成した。役職（有無）の境界移動は、他の境界移動よりも純粋移動および安田指数が高く、役職的地位は世代間移動表の分析では採用する必要のない次元であることを確かめた。その結果として、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の職業分類、自営・被雇用、大企業・小企業を組み合わせた新たな7分類による世代間移動表が作成された。そして、この7分類による移動表では、既存の分類による移動表よりも、純粋移動率と安田指数が低く、強制移動率が高くあらわれ、移動の閉鎖性と世代間分布変動をより反映するものであることを確認することができた。

次に、第1の研究課題にしたがって、世代間移動の変化を検討した。第3章では世代間移動表の時点比較、第4章では時代的変動・コーホート趨勢・年齢段階別効果（加齢効果）を区別した変動分析をおこなった。移動量（事実移動率）は、1955-65年時期に強制移動量および純粋移動量が時代効果によって急増して流動化したが、1965年時点以降は増大した後に、1950年代以降出生コーホートで減少した。1965年以降の変化は、強制移動量の増減（1940年代出生までの増加と1950年代出生からの減少）および純粋移動量の増

大という2つのコーホート趨勢、そしてこれらのコーホート趨勢を増幅した1985-95年の時代効果変動によってもたらされていた。

世代間分布変動による強制移動は、農業と自営から被雇用へのエンプロイー化というコーホート趨勢として進展してきたが、被雇用・自営・農業で異なるものであった。被雇用では世代間拡大を弱め、農業では世代間縮小を強める単調な趨勢的変動であった。しかし自営では、世代間拡大から縮小への急激な転換、縮小の弱まり、そして再縮小と、歴史的な社会・経済変動を反映したコーホート趨勢であった。

他方で、強制移動を除去した純粋移動つまり移動機会の格差構造は、1955年から95年まで大きくは変化せず、とくに1965-85年の約20年間は安定していた。その構造とは、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の職業階層境界を越える移動の機会は相対的に低く、それらの内部では自営より被雇用が、中小企業より大企業が優越的であるような序列的な格差構造（それぞれ前者から後者への移動機会が、後者から前者へのそれより、相対的に低い非対称性）がみられた。そして、各階層の継承傾向は、農業、自営、被雇用の順で強く、被雇用のなかでは大企業のほうが小企業よりも強かった。ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の職業階層境界は、おもに階層間の移動機会の格差をもたらし、土地相続や事業資本・資産の世代間移転をともなう農業および自営階層に強い地位継承傾向がみられた。また企業規模も、階層間移動機会および地位継承傾向の格差をもたらしていた。

移動機会構造はまったく変わらない固定的なものではなかった。1955-65年の期間には、小企業ホワイトカラーをのぞく被雇用各層で地位継承が弱まり、ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的移動を促進する時代効果変動がみられた。1965-85年の期間には、1900-50年代出生コーホートに、小企業ホワイトカラーが機会均等に近づき、自営ブルーカラーと農業が地位継承を強める緩やかなコーホート趨勢がみられた。1985-95年の期間には、大企業ホワイトカラー・ブルーカラーおよび自営ブルーカラーで地位継承を弱め、ホワイトカラーとブルーカラーの双方向的移動を促進し、農業・ブルーカラー出身者の序列的移動ルートを強める時代効果変動がみられた。

1-2. 地位達成と結果の不平等

第3の研究課題にしたがって、「第Ⅱ部 地位達成と結果の不平等」では、資産格差および所得格差という結果の不平等をもたらすメカニズムを検討し、その階層的メカニズムを構成する教育達成・役職達成・所得達成の構造変動を分析した。

第5章では、資産格差を直接的に規定する要因を検討したが、年齢および家族周期による影響をのぞくと、所得と相続贈与が強い規定力をもつ主要因であった。第6章では、その一方の相続贈与を規定する要因を分析したが、加齢や親との同居関係そして親の地位からの影響は弱いもので、相続贈与を強く規定する社会構造的要因はなく、メカニズムといえるほど連鎖的な影響関係はなかった。

第7章では、所得を媒介にして資産格差をもたらす階層的メカニズムを、所得達成、役職達成、教育達成の分析から検討した。所得の規定要因として企業組織内での役職的地位が決定的に重要で、その役職的地位を規定する主要因は本人の教育で、その教育には親の階層的地位（教育、職業、経済的地位）が強い影響をあたえていた。このように、所得格差は、世代間階層移動にともなう連鎖的な規定関係つまり階層的メカニズムによってもたらされていた。

相続贈与と教育投資が補強しあって資産格差が世代間で固定化する階級社会を懸念する研究もあったが、相続贈与と教育投資とには相関関係はなかった。相続贈与と、所得格差をもたらす階層的メカニズムとは、たがいに別個に資産格差をもたらしていた。資産格差というストック格差に帰結とする観点からいえば、階層的メカニズムはフロー格差である所得を媒介にしてストック格差につながるものであった。しかし、その階層的メカニズムは連鎖的で、とくに役職達成の説明力が乏しく連鎖的影響関係がそこで弱まっていた。また、親の地位は、子どもの教育達成に影響していたが、その後の役職達成や所得達成に直接影響するものではなかった。結果の不平等をもたらす世代間階層移動のメカニズムは、その影響関係が間接的かつ連鎖的なものでしかなく、結果の不平等を世代間で強く固定化するものとはいえなかった。

第8章では、結果の不平等をもたらす階層的メカニズムがどのように変動してきたかについて、教育達成、役職達成、所得達成の変動分析から検討した。教育達成の規定力は、1920～30年代出生コーホートまで強まり、それ以降のコーホートで弱まるコーホート趨勢がみられた。この変動は、学制改革による高学歴化の急進展、そしてとその後の高学歴化減速と父親地位による影響の減少（属性原理の減退）がもたらしたものであった。

役職達成の規定力には、コーホートの推移にしたがって減少する趨勢がみられたが、それをもたらしていたのは、本人の加齢と教育の年齢段階別効果が時点間で質的に変容したことであった。その質的変容は、加齢および学歴による昇進機会が各年齢段階で一定に保証された昇進体系から、年齢段階の高まりにしたがって昇進機会が減少し、また学歴による昇進格差が一定の勤続を経た後にあらわれる昇進体系へ変化したものであった。後者の学歴格差の変化は、若年段階において昇進機会を平等化してきた。

所得達成の規定力は、時代効果変動であるかのように高まっていたが、それをもたらしていたのは、本人の加齢と役職的地位の効果が時点間で質的に変容したことであった。加齢および役職的地位は、年齢段階による効果格差を縮小させていた。とくに役職的地位の効果は、年齢段階と組み合わされた賃金上昇効果から、役職的地位だけにもとづく効果に近づき、企業の賃金報酬体系が年功賃金的なものから業績主義的にものに変化してきたことをしめしている。

結果の不平等につながる階層的メカニズムの変化を、教育達成、役職達成、所得達成における変動によって分析した。その結果、みられた変化は、教育達成における父親の影響

力の減退、役職達成における若年段階での学歴格差縮小、所得達成における役職的地位の効果から年功的条件が切り離される変化など、階層再生産や階層固定化をうながす変化ではなく、むしろ業績原理の浸透といえる変化であった。

2. 研究課題にたいする結論と展望

3つの研究課題を設定してそれらを検討してきたが、ここでそれぞれの研究課題について、分析の結果からえられた結論を整理し、その限界とさらなる検討課題をしめしておこう。

2-1. 職業階層的地位の多元性

職業階層的地位を、職業分類（または威信スコア）、自営・被雇用、役職、企業規模の4つの次元からとらえ、世代間移動表および地位達成の分析をしてきた。

世代間移動表の分析では、移動の閉鎖性と世代間分布変動をより反映する階層分類を、役職をのぞく他の次元によって作成してもちいた。その結果は、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の職業階層境界には移動障壁があって、移動機会格差をつくりだしていた。他方で、農業、自営ホワイトカラー・ブルーカラー、被雇用層の相違は、世代間地位継承傾向の格差をもたらしていた。

後者の地位継承について、農業と自営で強い継承傾向がみられたことは、自営・被雇用の区別によって測定される生産手段の所有、階級論的立場で強調される階級関係が、階層移動の閉鎖性つまり地位継承傾向をつくりだしている、と説明することもできる。しかし、前者の階層間移動の機会については、農業・自営層と被雇用層の格差よりも、職業階層境界（ホワイトカラー・ブルーカラー・農業）の格差が明瞭であった。農業・自営層は、土地相続や事業資本・資産の世代間移転をともなうがために、強い地位継承傾向をみせるのであって、移動機会全般を左右する次元とまではいえない。また、階層分類に含まれた農業は、厳密には農林漁業従事者であり、土地相続や事業資本・資産の世代間移転による強い地位継承という説明は完全ではない。狭義の農業のほとんどが実際には小規模自営としておこなわれているにしても、他の林業・漁業従事者には被雇用の者も少なからず含まれている。

さらに、自営層ではホワイトカラーもブルーカラーも地位継承が同様に強かったが、これらは同一の利害をもった一枚岩の「階級」とはいいがたい。階層別強制移動の変動分析（第4章）では、自営ホワイトカラーと自営ブルーカラーはよく似たドラステックな変化をしていたが、前者は後者ほど鮮明な変動をしめさなかった。時点比較では、1985-95年時期に、農業から自営ブルーカラーへの移動、そしてブルーカラーからこれら伝統的マニュ

アル以外への序列的移動ルートが顕在化していた（第3章）。1965-85年の移動機会構造の安定期においては、農業と自営ブルーカラーの地位継承増大のコーホート趨勢がみられたが、自営ホワイトカラーについてはそれほど明瞭ではなかった（第4章）。自営ホワイトカラーは、職業威信、教育年数、所得のそれぞれが比較的に高く（第2章、表2-9～表2-11）、農業と自営ブルーカラーよりも、ホワイトカラー層と類似していた。資産についても、ホワイトカラーの特徴である金融資産所有と、自営の特徴である不動産所有をあわせもつ富裕層としての特徴をもっていた（第5章）。このように、農業と自営ブルーカラーは、伝統的マニュアル階層として類似性もあるが、自営ホワイトカラーはこれらと異なる性質をもっていた。

世代間移動表の研究では、もちいる階層および階級分類の各カテゴリーをそれぞれ「階級」や「階層」だとみなす前提を暗黙のうちもっていたように思える。移動機会、地位継承傾向を「分析で使用した分類の各階層（階級）カテゴリー」の固有の性質として言及しがちであった。つまり、「A階層（階級）の地位継承傾向は、B階層（階級）より強い」とか、「X階層（階級）からY階層（階級）への移動機会は高い」といった言及である。しかし、職業階層境界と自営・被雇用次元が世代間移動・継承にもたらす複雑な影響は、使用したカテゴリーとしての階層・階級ではなく、そのカテゴリーに反映された移動機会と継承機会をもたらす主体を区別する必要をしめした。

つまり、移動機会の平等化をもたらす主体と、地位継承をもたらす主体である。後者の地位継承をもたらす主体は、事業主・自営業主（およびその家族と親族）という主体が、土地相続や事業資本・資産の世代間移転をともなう地位継承を実行する点において、分類カテゴリーとしての階層（階級）と対応している。ただし、上述したように、自営ホワイトカラー、自営ブルーカラー、農業は、強い地位継承傾向という点では類似性をもつが、威信・教育・所得・資産などの地位特性、そして他の階層への移動機会がそれぞれ異なっており、これらを一体のものと同一視はできない。

前者の移動機会の均等化は、被雇用層（とくに大企業従業者）にみられたものであった。また、世代間移動の時代効果変動としての平等化は、世代内移動の流動化によってもたらされたものであった。実態レベルで考えれば、世代内移動の流動化のなかで業績原理によって平等化を遂行してきたのは企業組織であり、分類カテゴリーとしての被雇用の各階層（階級）ではない。地位達成分析の結果でも、業績原理による平等化は企業が遂行主体であることをしめしていた。役職達成における若年段階での学歴格差縮小、所得達成における業績原理の浸透（年功的条件と切り離された役職的地位にもとづく賃金報酬）は、企業組織が昇進・賃金体系を変更してきたことをしめしていた。

多元的な職業階層的地位の1つとしてとりあげた企業規模は、所得格差や地位継承機会に格差をもたらしていた。ホワイトカラーもブルーカラーも、所得は大企業のほうが小企業より高く（第2章）、地位継承傾向は大企業のほうが小企業よりも強く、移動機会には

中小企業よりも大企業が優越的である移動の非対称性があった（第3章）。しかし、企業規模は所得達成に影響をおよぼしていたが、他変数の影響にくらべれば弱いものでしかなかった。また、地位継承傾向は自営・農業と被雇用の格差が大きく、被雇用内の企業規模格差は小さなものであった。さらに、大企業と中小企業との移動の非対称性は、ホワイトカラー・ブルーカラー・農業の職業階層境界間の大きな移動機会格差にくらべると小さなものであった。つまり、企業規模は所得や移動・地位継承傾向の格差をもたらしてはいたが、他の職業階層的次元にくらべてそれがもたらす格差は相対的に小さなものであった。企業規模は、分節的労働市場論が主張するほど大きな格差をもたらすものではなく、移動・地位継承の格差や結果不平等をもたらす2次的な要因だといえる。

こうした結論には、いくつかの制約および残された課題がある。第1の制約は、世代間移動表の分析において、役職的地位を除外したことである。役職有無の2分類による移動表分析をおこない、他の職業階層的地位より移動障壁が少ないことを確かめた（第2章）。しかし、役職的地位についてより詳細なカテゴリー区分をもちいた移動表でも、世代間移動における移動機会の開放性がみられるか、という課題は残されている。

第2の制約は、職業的地位の達成分析では逆に、役職的地位の達成に限定したことである。資産および所得格差という結果の不平等をもたらす世代間階層移動のメカニズムに焦点をあてたために、職業達成は役職的地位の達成に限定した。この限定は、所得達成において役職的地位が決定的に重要な規定因であるためにおこなった。しかし、役職的地位についで、自営的地位も所得に大きな影響力をしめしており、役職的地位の達成と並行して、自営的地位の達成の分析もおこなう必要をしめしている。

第3は、役職達成分析において、分析対象者を被雇用者（本人）に限定しなかったことである。それは、被雇用も自営も含めた全体における影響力を検討するためにとった方法であった。しかし、被雇用者に限定しなかったことは、いわば水でうすめたような分析結果をもたらした可能性がある。第2の点と対応させて、被雇用者に限定した役職的地位達成と、自営業者に限定した自営的地位の達成を分析し、それらを比較することも必要であろう。

2-2. 結果の不平等をもたらすメカニズム

経済的ストック格差である資産格差をもたらすのは、相続贈与と、経済的フロー格差である所得格差であった。相続贈与を強く規定する社会構造的要因はみられなかった。しかし、所得は企業内の役職的地位に、そして役職的地位は本人の教育に、その教育は親の階層的地位（教育、職業、経済的地位）に強く影響を受ける、という世代間階層移動にともなう連鎖的な規定関係つまり階層的メカニズムがみられた。

しかし、こうした連鎖的影響関係は分析にもちいた変数間にみられた統計的影響関係であり、「メカニズム」とはいえないという批判があるだろう。エルスター(Elster, 1989)に

よれば、社会科学における社会現象の説明は、原因がなぜそのような結果をもたらすかという因果のメカニズムを説明するものでなければならない。データ分析の統計的結果じたいは、たしかに統計的変数間関係をしめすものにすぎない。

しかし、本論文では、その統計的結果を一貫して説明するための前提と条件をしめし、それらにもとづいた仮説的な説明（解釈）を試みた[1]。前提とは、被雇用層における階層間移動の機会平等化をもたらす企業組織という遂行主体と、土地相続や事業資本・資産の世代間移転をともなう地位継承を遂行する事業主・自営業主という主体を区別することである。そして、条件とは、激しい経済変動期と安定成長期というマクロ社会の歴史的条件である。これらの前提と条件から説明できる可能性を提示したのは、次のようなデータ分析の結果である。職業階層的地位の世代間移動における移動機会（および地位継承傾向）の構造と変動、激しい経済変動期における世代内移動の流動化によってもたらされた世代間移動の開放化、安定的経済成長期における自営層の地位継承傾向の顕在化、役職達成における若年段階での学歴格差縮小、所得達成における役職的地位効果が年功的条件から切り離された変化、金融資産中心のホワイトカラーと不動産中心の自営という資産保有格差などである。

これらの前提と条件は、データ分析以前に提示したものではない。分析結果をつなぎ合わせて、一貫した説明をくわえるために設定したもので、データ分析の統計的結果にもとづいて設定したものである。この点で、本論文は、前提と条件にもとづく説明をおこなってはいるが、純粋に演繹的な研究ではない。他方で、特定の仮説に統計的検定をおこなって、仮説を採択または棄却する、仮説検証型の研究でもない。

もちろん、産業化命題の検証という研究課題は設定したが、目標はその採択または棄却にとどまるものではなかった。職業階層的地位を多元的にとらえなおし、結果の不平等まで対象範囲を拡大し、不平等をもたらす構造（メカニズム）にたいして探索的アプローチをとったのである。その探索的アプローチのため、因果メカニズムの十分な説明には到達していない、と認めざるをえない。しかし、FJH 仮説の検証研究に多くみられるような、検証結果（採択または棄却）の報告で終わることはしなかった。データ分析の結果を一貫して説明するための前提と条件を提示し、それらにもとづいて仮説的な説明（解釈）を試みたのである。

2-3. 産業化命題の検討

産業化命題を検証するかたちで、日本社会の階層移動による不平等構造とその変動を検討してきた。その結果、各種の命題は、まったく支持されないか、条件を付加しなければならなかった。

強制移動が終息しても純粋移動が増大し続けるとした安田仮説は、コーホート趨勢による強制移動量の増減と純粋移動量の増大と適合していたが、「移動量」の変化に限られていた。

移動機会構造が恒常性をもっていて変わらないとする FJH 仮説は、1965-85 年の安定期においても一部で緩やかなコーホート趨勢がみられ、このコーホート趨勢を除外しなければならなかった。高度に産業化が進展した段階で社会経済的エリートの地位継承傾向が強まるとするグラスキーの地位維持命題も、地位継承が強まるのは、安定成長期における自営と農業におけるコーホート趨勢だと変更しなければならなかった。

産業化の進展に対応した移動機会の趨勢的平等化を指摘するトライマン命題は、他の産業化命題より、データ分析結果に適合的であった。自営と農業で地位継承の強まるコーホート趨勢がみられたが、他のコーホート趨勢と時代効果変動は、地位継承を弱め、移動を促進するものであった。そして、教育達成での属性原理の減退、役職達成での若年での学歴格差縮小、所得達成における役職的地位効果の純化など、業績原理の浸透といえる現象がみられたからである。つまり、経済成長の安定期と激動期を区別する必要があり、各層すべてにおいて同じように平等化が進んできたとはいえないが、日本社会の主要な変動は機会の平等化に近づくものであった。

こうした結論は、各種の産業化命題が、「該当する階層」、「変動の種類」、「産業化（経済成長）段階の区別」について変更や条件を加えなければ、分析結果に適合しなかったことをしめしている。とくに後 2 者の変更や条件付加は、各種の産業化命題やその検証研究がもっていた前提を基本的に変える、または再検討する必要をしめしている。

その第 1 の点は、時代効果による変動、コーホート趨勢による変動、年齢段階別効果の変容による変動を区別する必要がある、ということである。これまで述べてきた結論は、3 種類の変動を区別した変動分析をおこなったうえで、えられたものである。既存の産業化命題およびその検証研究は、この 3 種類の変動を区別してこなかったのである。とくに、年齢段階別効果の変容による変動をまったく想定してこなかった。

コーホートや年齢段階を区別しない時点比較や、あるいは年齢段階（またはコーホート）を区別しても 1 時点だけのデータ分析をしても、その分析結果は誤った結論（解釈）を導く危険がある。本論文での分析結果は、この危険性がきわめて高いことをしめした。全体・階層別強制移動における明瞭なコーホート趨勢、階層別安田指数の 1965-85 年時期のコーホート趨勢、教育達成における高学歴化をしめしたコーホート趨勢、役職達成における若年段階における加齢および教育の年齢段階別効果の変容、所得達成におけるの加齢と役職の年齢段階別効果の変容などがみられた。つまり、たんなる時点比較の分析結果で時点間に相違がみられたとしても、それを時代効果変動とみなして時点間に階層構造の開放性や閉鎖性が増大したと評価することはできない。各種の産業化命題そして数多くの検証研究の成果は、3 種類の変動を区別する観点から見直されるべきであろう。

第 2 の点は、産業化段階を産業化あるいは経済成長で区分するだけで十分か、について検討する必要がある、ということである。本論文では、産業化命題の修正において、経済

成長の安定期と激動期に区分して、仮説的な説明を試みた。しかし、これでは不十分であろう。地位達成の分析では、歴史的な制度改革やマクロ構造変動が、階層移動に影響してきた可能性を指摘した。それは第1に、学制改革による高校教育拡大が、教育達成における属性原理の減退という平等化・民主化を促進したことである。そして第2に、経済成長にささえられた大学教育拡大が、新たな高学歴者層の労働市場参入をもたらし、企業組織の昇進・賃金体系を業績主義化したことである。歴史的=構造的コンティンジェンシーを重視する立場は、歴史的にみられたマクロ構造変動または制度改革が、社会現象の一定の規則性を発生させる契機となったり、あるいはその規則性を促進（または阻害）する付加的条件になりうることを指摘するものであった。この立場は、産業化や経済成長以外の歴史的、制度的なマクロ構造変動が社会階層と社会移動に影響することを排除しないために、1つの有効な方法論的立場になるだろう。

階層（階級）分類カテゴリーに隠れた業績主義化および地位継承の遂行主体、その遂行主体による因果メカニズムの説明、3種類の変動の区別、産業化段階の区分と歴史的=構造的コンティンジェンシー、これらを体系的な理論にまで発展させるには、多くの課題を残している。しかし、他方では、従来の研究が発見できなかった新たな発展の方向を明らかにすることができた。それは、時点比較では世代間移動の機会が時代効果変動として平等化したようにみえた変化が、子世代の被雇用層（とくに大企業）の世代内移動が流動化した結果だったことである。また、役職達成では若年での学歴格差縮小、所得達成では役職効果が年功的条件から分離される変化など、世代内移動における業績原理の浸透現象がみられた。これらは、階層移動研究の焦点がおもに世代間移動の変動にむけられるものであっても、それと世代内移動そして企業組織の昇進・賃金体系の変動とを切り離すことができないことをしめしている。つまり、世代間移動と世代内移動・職歴移動のそれぞれの研究関心と研究課題が融合される可能性をしめしている。

注

1) 筆者自身も、変数の測定、統計モデル、統計的検定などによって統計的変数間関係の分析を進める変数指向戦略の偏重に疑問を提示したことがある。そして、歴史的変動にたいして、数理的戦略と解釈的戦略を同時に導入して解釈的説明をおこなうことの意義を指摘した（鹿又, 1992, 1993）。つまり、検証も演繹もできず、説明じたいが前提（想定）であるような極端な解釈を避けるために、「前提（想定）にしたがうかぎり、～のように説明（解釈）される」という限定つきの解釈を導く意義を指摘した。その意義とは、歴史的変動にたいして、前提を提示した解釈的説明では、その前提が他の前提より（あるいはその前提を設定しない場合より）合理的なものなのかどうか、その解釈的説明が説得力と現実感をあたえるものなのかどうかを、他の解釈的説明と競える点にある。

文　献

［略記］ *A.S.R.* : *American Sociological Review*
A.J.S. : *American Journal of Sociology*
B.J.S. : *British Journal of Sociology*

Alexander, K.L., B.K.Eckland and L.J.Griffin. 1975. "The Wisconsin Model of Socioeconomic Achievement: A Replication." *A.J.S.* 81:324-42.

Baron, J. 1980. " Indianapolis and Beyond: A Structural Model of Occupational Mobility across Generations." *A.J.S.* 85: 815-39.

Baron, J. and W.T.Bielby. 1980. "Bringing the Firms Back in : Stratification, Segmentation, and Organization of Works." *A.S.R.* 45: 737-65.

Beck, E.M., P.M..Horan and C.M.Tobert Ⅱ.1978."Stratification in a Dual Market: A Sectoral Model of Earning Determination." *A.S.R.* 43:704-20.

Beck, E.M. and C.M.Tobert Ⅱ.1980. "Social Stratification in Industrial Society: Further Evidence for a Structural Alternative." *A.S.R.* 45:712-9.

Bibb, R. and W.F.Form. 1977. "The Effects of Industrial, Occupational and Sex Stratification on Wage in Blue-Collar Market." *Social Forces* 55:974-96.

Bielby, W.T. 1981. "Models of Status Attainment." *Research in Social Stratification and Mobility*, 1: 3-26.

Bishop, Y.M.M., S.E.Fienberg and P.W.Holland. 1975. *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice*. MIT Press.

Blau, P.M. and O.D.Duncan. 1967. *The American Occupational Structure.* Wiley.

Bowels, S., 1972. "Schooling and Inequality from Generation to Generation." *Journal of Political Economy* 80:S219-S251.

Breen, R. 1987. "Sources of Cross-National Variations in Mobility Regimes: English, French and Swedish Data Reanalyzed." *Sociology* 21:75-90.

Chatterjee, S. and B.Price. 1977. *Regression Analysis by Example*. John Wily & Sons.佐和隆光・加納悟訳, 1981,『回帰分析の実際』新曜社.

Coleman, J.S., E.Q.Campbell, C.J.Hobson, J.McPartland, A.M. Mood, F.D.Weinfeld and R.L.York. 1966. *Equality of Educational Opportunity*, U.S.Government Printing Office（Reprinted in 1979, Arno Press）.

Cutright, P. 1968. "Occupational Inheritance: A Cross-National Analysis." *A.J.S.* 73: 400-16.

Dahrendorf, R. 1959. *Class and Class Conflict in Industrial Society.* Stanford University Press. 富永

健一訳, 1964,『産業社会における階級および階級闘争』ダイヤモンド社.

――― . 1964. "Recent Changes in the Class Structure of European Societies." *Daedalus* 94:225-70.

Davis, K. and W.E.Moore. 1945. "Some Principles of Stratification." *A.S.R.* 10:242-9.

Doeringer, P.B. and M.J.Piore. 1971. *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. D.C.Health.

Duncan, O.D. 1961. "A Socioeconomic Index for All Occupation." in A.J.Reiss Jr.(ed.) *Occupation and Social Status*. Free Press:109-38.

――― . 1966. "Path Analysis: Sociological Examples." *A.J.S.* 72: 1-16.

Duncan, O.D. and R.W.Hodge. 1963."Education and Occupational Mobility: A Regression Analysis." *A.J.S.* 68: 629-44.

Duncan, O.D., D.L.Featherman and B.Duncan. 1972. *Socioeconomic Background and Advancement*. Seminar Press.

Elster, Jon. 1989. The Nuts and Bolts for the Social Sciences. Cambridge University Press. 海野道郎訳, 1997,『社会科学の道具箱 ── 合理的選択理論入門』ハーベスト社.

Erikson, R. 1983. "Changes in Social Mobility in Industrial Nations: The Case of Sweden." *Research in Social Stratification and Mobility* 2:165-95.

Erikson, R. and J.H.Goldthorpe. 1987a. "Commonality and Variation in Social Fluidity in Industrial Nations. Part Ⅰ:A Model for Evaluating the FJH Hypothesis."*European Sociological Review* 3:54-77.

――― . 1987b. "Commonality and Variation in Social Fluidity in Industrial Nations. Part Ⅱ:The Model of Core Social Fluidity Applied." *European Sociological Review* 3: 145-66.

――― . 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Clarendon Press.

Erikson, R., J.H.Goldthorpe and L.Portocarero. 1979. "Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France and Sweden." *B.J.S.* 30:415-41.

――― . 1982. "Social Fluidity in Industrial Nations : England, France and Sweden." *B.J.S.* 33:1-34.

――― . 1983. "Intergenerational Class Mobility and the Convergence Thesis: England, France and Sweden." *B.J.S.* 34:303-43.

Evans, G. 1992. "Testing the Validity of the Goldthorpe Class Schema." *European Sociological Review* 8: 211-32.

Featherman, D.L. 1981. "Stratification and Social Mobility: Two Decades of Cumulative Social Science" in J.F.Short(*ed.*) *The State of Sociology*, Sage:79-100. 三隅一人・三浦典子訳, 1986.「階層と社会移動 ── 累積的社会科学としての 20 年」社会分析学会訳『世界の社会学』恒星社厚生閣:77-99.

Featherman, D.L., F.L.Jones and R.M.Hauser. 1975."Assumptions of Social Mobility Research in the

U.S.: The Case of Occupational Status." *Social Science Research* 4: 329-60.

Featherman, D.L. and R.M.Hauser. 1978. *Opportunity and Change*. Academic Press.

Fienberg, S.E. 1980. *The Analysis of Cross-Classified Categorical Data*(2nd edition). MIT Press.

Fox, T. and S.M.Miller. 1965. "Economic, Political and Social Determinants of Mobility." *Acta Sociologica* 9.

――― . 1966. "Intra-country Variations: Occupational Stratification and Mobility." in R.Bendix and S.M.Miller(*eds.*) *Class, Status, and Power*, The Free Press.

Ganzeboom,H.B.G., R.Luijkx, and D.J.Treiman. 1989. "Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective." *Research in Social Stratification and Mobility* 8:3-84.

Glass, D.V.(*ed.*) 1954. *Social Mobility in Britain*. Routledge & Kegan Paul.

Goldthorpe, J.H. 1980. *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Clarendon Press.

Goldthorpe, J.H. and K.Hope. 1974. *The Social Grading of Occupations: a New Approach and Scale*. Clarendon Press.

Goldthorpe, J.H. and C.Payne. 1986. "Trends in Intergenerational Class Mobility in England and Wales." *Sociology* 20:1-24

Goodman, L.A. 1961. "Statistical Methods for Mover-Stayer Model." *Journal of the American Statistical Association.* 56:841-68.

――― . 1965. "On the Statistical Analysis of Mobility Tables." *A.J.S.* 70:564-85.

――― . 1969a. "How to Ransack Social Mobility Tables and Other Cross-Classification Tables." *A.J.S.* 75:1-39.

――― . 1969b. "On the Measurement of Social Mobility: An Index of Status Persistence." *A.S.R.* 75:931-50.

――― . 1972. "A General Models for Analysis of Surveys." *A.J.S.* 77:1035-86.

Griffin, L.J. and A.L.Kalleberg. 1981. "Stratification and Meritocracy in the United States: Class and Occupational Recruitment Patterns." *B.J.S.* 32(1):1-38.

Grusky, D.B. 1983. "Industrialization and the Status Attainment Process: The Thesis of Industrialism Reconsidered." *A.S.R.* 48:494-506.

Grusky, D.B. and R.M.Hauser. 1984."Comparative Social Mobility Revised: Models of Convergence and Divergence in 16 countries." *A.S.R.* 49:19-38.

Haberman, S.J. 1978. *Analysis of Qualitative Data, vol.1*. Academic Press.

Halaby, C. and D.Weakliem. 1993. "Ownership and Authority in the Earning Function: Nonnested Tests of Alternative Specification." *A.S.R.* 58:16-30.

原純輔. 1979.「職業経歴の研究」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会: 198-231.

橋本健二. 1986.「現代日本社会の階級社分析」『社会学評論』第 37 巻 2 号: 43-58.

――― . 1990.「階級社会としての日本社会」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造①社会階層の構造と過程』東京大学出版会:51-64.

Hauser, R.M. 1978. "A Structural Model of Mobility Table." *Social Forces* 56(3):919-53.

——— . 1980. "Some Exploratory Methods for Modeling Mobility Tables and Other Cross-Classified Data." *Sociological Methodology 1980* :412-58.

Hauser, R.M., J.N.Koffel, H.P.Travis and P.J.Dickinson. 1975a. "Temporal Change in Occupational Mobility: Evidence for Men in United States." *A.S.R.* 40:279-97.

Hauser, R.M., P.J.Dickinson, H.P.Travis and J.N.Koffel. 1975b. "Structural Changes in Occupational Mobility among Men in the United States." *A.S.R.* 40:585-98.

Hauser, R.M. and D.L.Featherman. 1977. *The Process of Stratification, Trends and Analyses*. Academic Press.

Hauser,R.M. and D.B.Grusky. 1988. "Cross-National Variation in Occupational Distributions, Relative Mobility Chances, and Intergenerational Shifts in Occupational Distributions." *A.S.R.* 53:723-41.

樋口美雄. 1990. 「ライフスタイルの変化と就業行動・貯蓄行動」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』ぎょうせい:165-217.

——— . 1991. 『日本経済と就業行動』東洋経済新報社.

——— . 1994. 「大学教育と所得分配」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会:245-78.

Hodson, R. 1984. "Companies, Industries, and the Measurement of Economic Segmentation."*A.S.R.* 49:335-48.

Hodson, R. and R.L.Kaufman. 1982. "Economic Dualism: A Critical Review." *A.S.R.* 47:727-39.

Horan, P.M. 1978. "Is Status Attainment Research Atheoretical ?."*A.S.R.* 43:531-41.

Hout, M. 1984. "Status, Autonomy, and Training in Occupational Mobility." *A.J.S.* 89:1379-409.

——— .1988."More Universalism, Less Structural Mobility: The American Occupational Structure in the 1980s." *A.J.S.* 93:1358-400.

——— . 1989. *Following in Father's Footsteps: Social Mobility in Ireland*. Harvard University Press.

Hout, M. and J.A.Jackson. 1986. "Dimensions of Occupational Mobility in the Republic of Ireland." *European Sociological Review* 2:114-37.

Hout, M. and R.M.Hauser. 1992. "Symmetry and Hierarchy in Social Mobility : A Methodological Analysis of the CASMIN Model of Class Mobility." *European Sociological Review* 8: 239-66.

池田央. 1971. 『行動科学の方法』東京大学出版会.

今田高俊. 1979. 「社会的不平等と機会構造の趨勢分析」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会: 88-132.

——— . 1989. 『社会階層と政治』東京大学出版会.

稲葉昭英. 1992. 「SAS による信頼性係数のプログラミング」『北海道大学大型計算機センターニュース』24(2):6-20.

——— . 1998. 「データの整理とチェック：分析の前にすべきこと」森岡清志編著『ガイドブック社会調査』日本評論社:167-98.

石田浩. 1989. 「学歴と社会経済的地位の達成 ── 日米英国際比較研究」『社会学評論』第 40 巻 3 号:252-66.

Ishida, H. 1993. *Social Mobility in Contemporary Japan*. Stanford University Press.

Ishida, H., J.H.Goldthorpe and R.Erikson. 1991. "Intergenerational Class Mobility in Postwar Japan." *A.J.S.* 96:954-992.

Jencks, C.S., M.Smith, H.Acland, M.J.Bane, D.Cohen, H.Gintis, B.Heyns and S.Michelson. 1972. Inequality: A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in America. Basic Books. 橋爪貞雄・高木正太郎訳. 1978.『不平等 ── 学業成績を左右するものは何か』黎明書房.

Jones, F.L., H.Kojima, and G.Marks. 1994. "Comparative Social Fluidity: Trends over Time in Father-to-Son Mobility in Japan and Australia, 1965-1985." *Social Forces* 72(3): 775-798.

Kalleberg, A.L. and L.J.Griffin. 1980. "Class, Occupation, and Inequality in Job Rewards." *A.J.S.* 85: 731-68.

Kalleberg, A.L., M.Wallace and R.P.Althauser. 1981. "Economic Segmentation, Work Power, and Income Inequality." *A.J.S.* 87:651-83.

Kalleberg, A.L. and M.E.Van Buren. 1992. "Organizations and Economic Stratification: A Cross-National Analysis of the Size-Earnings Relation." *Research in Social Stratification and Mobility* 11:61-93.

——— . 1996. "Is Bigger Better ? Explaining the Relationship Between Organizational Size and Job Rewards." *A.S.R.* 61:47-66.

Kalleberg, A.L. and P.V.Marsden. 1995. "Organizations and Wage Determination in Norway: A Multilevel Approach." *Comparative Social Research* 15:129-65.

Karabel, J., and A.H.Halsey (*eds.*) 1977. *Power and Ideology in Education*. Oxford University Press. 潮木守一・天野郁夫・藤田英典編訳. 1980. 『教育と社会変動』東京大学出版会.

鹿又伸夫. 1984. 「地位達成分析の成果と課題」『社会学評論』第 35 巻 2 号: 17-33

——— . 1985.「社会移動と疑似対数線型モデル」『哲学』慶應義塾大学三田哲学会, 80: 127-48.

——— . 1987.「『社会階層と移動』研究における産業化命題の再検討」『現代社会学』アカデミア出版会, 13(1):156-181.

——— . 1988.「オッズ比分析のためのプログラム"ODDS3"」盛山和夫編『社会移動分析のコンピュータ・プログラムⅡ』昭和 62 年度科学研究費補助金研究成果報告書: 21-32.

——— . 1990.「不平等の趨勢と階層固定化説」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構

造①社会階層の構造と過程』東京大学出版会: 151-67.
――― . 1992.「階層・移動研究の袋小路と活路」『理論と方法』7(1):1-18.
――― . 1993.「産業化と資産格差 ― 階層・移動研究の新たな方向を探って」『社会学評論』44(3):246-61.
経済企画庁. 1988,1989,1990,1996.『国民生活白書』（昭和 63 年, 平成元年, 平成 2 年, 平成 8 年版）大蔵省印刷局.
Kerckhoff, A.C., T.R.Campbell and I.Winfield-Laird. 1985. "Social Mobility in Great Britain and the United States." *A.J.S.* 91:281-308.
Kerr, C., J.T.Dunlop, F.H.Harbison and C.A.Myers. 1960. *Industrialization and Industrial Man: The Problems of Labor and Management in Economic Growth*. Harvard University Press. 中山伊知郎監修・川田寿訳. 1963.『インダストリアリズム』東洋経済新報社.
小島秀夫. 1983.「社会移動表分析の方法 ― 新結合指数による分析」『社会学評論』33(4):20-36.
小島秀夫・浜名篤. 1984.「職業移動の傾向分析 ― ハウザー・フェザーマン命題の検証」『茨城大学教育学部紀（人文・社会科学、芸術）』33:17-32.
Koo, H. and D-S. Hong. 1980. "Class and Income Inequality in Korea." *A.S.R.* 45:610-26.
Lenski, G.E. 1966. *Power and Privilege: A Theory of Social Stratification*. McGraw-Hill.
Lipset, S.M. and R.Bendix. 1959. *Social Mobility in Industrial Society*.University of California Press. 鈴木広訳,1969,『産業社会の構造』サイマル出版会.
Lipset, S.M. and H.Zetterberg. 1959. "Social Mobility in Industrial Societies." in S.M.Lipset and R. Bendix, *Social Mobility in Industrial Society*. University of California Press. 鈴木広訳,1969,『産業社会の構造』サイマル出版会:11-74.
Lockwood, D. 1958. *The Blackcoated Worker*. George Allen and Unwin. 寿里茂訳,1964,『現代の新中間層 ― イギリスのサラリーマン』ダイヤモンド社.
Marsh, R.M. 1967. *Comparative Sociology*. Halcourt.
McRoberts, H.A. and K.Selbee. 1981. "Trends in Occupational Mobility in Canada and the United States: A Comparison." *A.S.R.* 46:406-21.
Miller, S.M. 1960. "Comparative Social Mobility: A Trend Report." *Current Sociology* 9(1):1-89.
Modigliani, A. and R.Brumberg. 1954. "Utility Analysis and Consumption Function : An Interpretation of Cross-Section Data." in K.K.Kurihara (*ed.*) *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press.
Morris, M., A.D.Bernhardt and M.S.Handcock. 1994. "Economic Inequality: New Methods for New Trends." *A.S.R.* 59:205-19.
直井優. 1990.「産業化と社会階層 ― トライマンの産業化命題の再検討」『現代社会学研究』北海道社会学会, 3: 1-25.
Naoi, A. and F.Ojima. 1989. *Industrialization and Social Stratification: Reexamination of Treiman's Industrialization Thesis*. Paper presented at the Meeting of I.S.A., Stanford.
Nielsen, F. 1994. "Income Inequality and Industrial Development: Dualism Revisited."*A.S.R.* 59:654-77.
Nielsen, F. and A.S.Alderson. 1997. "The Kuznets Curve and the Great U-turn: Income Inequality in U.S. Counties, 1970 to 1990."*A.S.R.* 62:12-33.
西田春彦・平松闊. 1987.「社会学方法論 ― 計量的数理的アプローチを中心にして」『社会学評論』第 38 巻 2 号:130-49.
大澤定順. 1990.「貯蓄の理論分析 ― ライフサイクル仮説の意義」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』ぎょうせい:37-69
小沢雅子. 1985.『新「階層消費」の時代』日本経済新聞社.
Parsons, T. 1940. "An Analytical Approach to the Theory of Social Stratification." *A.J.S.* 45:841-62.
――― . 1951. *The Social System*. The Free Press. 佐藤勉訳. 1973.『社会体系論』青木書店.
Raffalovich, L.E. 1994. "Stability and Variability of Between-Ocuupation Earnings Inequality: A Segmented Labor-Market Approach." *Research in Social Stratification and Mobility* 13:265-85.
Reynolds, H.T. 1977. *The Analysis of Cross-Classification*. Free Press.
Robinson, R.V. 1984a. "Structural Change and Class Mobility in Capitalist Societies." *Social Forces* 63(1): 51-71.
――― . 1984b. "Reproducing Class Relations in Industrial Capitalism." *A.S.R.* 49:182-96.
Robinson, R.V., and J.Kelley. 1979. "Class as Conceived by Marx and Dahrendorf: Effects on Income Inequality and Politics in the United States." *A.S.R.* 44:38-58.
Robinson, R.V., and M.A.Garnier. 1985. "Class Reproduction among Men and Women in France: Reproduction Theory on Its Home Ground." *A.J.S.* 91:250-80.
労働大臣官房政策調査部編. 1991.『資産格差 ― 豊かな住生活と資産形成に向けて』大蔵省印刷局.
連合総合生活開発研究所. 1992.『現代の分配を考える ― "バブル"をめぐる資産所得格差問題』連合総合生活開発研究所.
Sakamoto, A. and M.D.Chen. 1991. "Inequality and Attainment in A Dual Labor Market."*A.S.R.* 56: 295-308.
――― .1993. "Earnings Inequality and Segmentation by Firm Size in Japan and United States." *Research in Social Stratification and Mobility* 12:185-211.
Sakamoto, A. and D.A.Powers. 1995. "Education and the Dual Labor Market for Japanese Men." *A.S.R.* 34:82-91.
佐藤俊樹. 1994.「世代間移動の供給側要因：人口再生産と就業選好」『理論と方法』9(2):171-86.
――― . 1998.「20 世紀日本の「階層」と移動 ― 世代間職業再生産の歴史的変動」

『近代日本の移動と階層：1986-1995（1995 年 SSM 調査シリーズ 2）』1995 年 SSM 調査研究会（科学研究費補助金特別推進研究(1)「現代日本の社会階層に関する全国調査研究」成果報告書）:1-36.

盛山和夫・都築一治・佐藤嘉倫. 1988.「社会階層と移動の趨勢」1985 年社会階層と社会移動全国調査委員会『1985 年社会階層と社会移動全国調査報告書 第 1 巻 社会階層の構造と過程』1985 年社会階層と社会移動全国調査委員会:11-49.

盛山和夫・直井優・佐藤嘉倫・都築一治・小島秀夫. 1990「現代日本の階層構造とその趨勢」直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造①社会階層の構造と過程』東京大学出版会:15-50.

Semyonov, M. and C.W.Roberts. 1989. "Ascription and Achievement : Trends in Occupational Mobility in the United States, 1952-1984." *Research in Social Stratification and Mobility* 8: 107-28.

Sewell, W.H., A.O.Haller and A.Portes. 1969. " The Educational and Early Occupational Attainment Process." *A.S.R.* 34:82-91.

——— .1975. *Education, Occupation, Earning: Achievement in the Early Career*, Academic Press.

Sewell, W.H., and R.M.Hauser. 1975. *Education, Occupation and Earninngs*. Academic Press.

Sewell, W.H., R.M.Hauser and W.C.Wolf. 1980. "Sex, Schooling, and Occupational status." *A.J.S.* 86:551-83.

島田晴雄. 1977.『労働経済学のフロンティア』総合労働研究所.

下野恵子. 1991.『資産格差の経済分析 ── ライフサイクル貯蓄と遺産・贈与』名古屋大学出版.

Sorensen, A.B. and N.B.Tuma. 1981. "Labor Market Structures and Job Mobility." *Research in Social Stratification and Mobility* 1:67-94.

Stone, E.F. 1978. *Research Methods in Organizational Behavior*. Goodyear Publishing. 鎌田伸一・野中郁次郎訳,1980,『組織行動の調査方法』白桃書房.

Stolzenberg, R.M. 1975. "Occupation, Labor Markets and the Process of Wage Attainment." *A.S.R.* 40:645-65.

——— . 1978. "Bringing the Boss Back In: Employer Size, Employee Schooling, and Socioeconomic Achievement." *A.S.R.* 43:813-28.

橘木俊詔. 1990.「ライフサイクルと資産選択」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』ぎょうせい:71-91.

橘木俊詔・下野恵子. 1994.『個人貯蓄とライフサイクル』日本経済新聞社.

高瀬武典. 1993.「日本の組織の小規模化」直井優・盛山和夫・間々田孝夫編『日本社会の新潮流』東京大学出版会:225-45.

——— . 1998.「産業・組織と階層移動」『産業化と階層変動（1995 年 SSM 調査シリーズ 21）』1995 年 SSM 調査研究会（科学研究費補助金特別推進研究(1)「現代日本

の社会階層に関する全国調査研究」成果報告書）:1-19.

高山憲之. 1980.『不平等の経済分析』東洋経済新報社.

高山憲之編著. 1992.『ストック・エコノミー ── 資産形成と貯蓄・年金の経済分析』東洋経済新報社.

高山憲之・有田富美子. 1994.「家計資産の分配とその変遷」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会:59-78.

——— . 1996.『貯蓄と資産形成 ── 家計資産のマイクロデータ分析』岩波書店.

高山憲之・山崎勝代・桜井俊行. 1996.「既婚女性の就業パターンと家計の状況・貯蓄率」高山憲之他編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』日本評論社: 113-31.

高山憲之・麻布良文・宮地俊行・神谷佳孝. 1996.「家計資産の蓄積と遺産・相続の実態」高山憲之他編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』日本評論社: 134-73.

竹内利美. 1974.「長子相続慣行とその意義」青山道夫・竹田旦・有地亨・江守五夫・松原春郎編『講座家族 5.相続と継承』弘文堂.

Thurow, L.C. 1975. *Generating Inequality*. Basic Book. 小池和男訳. 1984.『不平等を生みだすもの』同文舘.

富永健一. 1970.『社会変動の理論』東京大学出版会.

——— . 1979a.「社会階層と社会移動へのアプローチ」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会: 3-29.

——— . 1979b.「社会階層と社会移動の趨勢分析」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会: 33-87.

——— . 1992.「戦後日本の社会階層とその変動 1955-1985 年」東京大学社会科学研究所編『現代日本社会 6.問題の諸相』東京大学出版会: 429-495.

Treiman, D.J. 1970. "Industrialization and Social Stratification." *Sociological Inquiry*, 40:207-34.

Treiman, D.J., and K.Terrell. 1975. "The Process of Status Attainment in the United States and Great Britain." *A.J.S.*, 81:563-83.

Treiman, D.J., and K.Yip. 1989. "Educational and Occupational Attainment in 21 Countries." in M.L. Kohn (*ed.*) *Cross-National Research in Sociology*, Sage:207-34.

Treiman, D.J., and H.B.G.Ganzebomm. 1990. " Cross-National Compararive Status Attainment Research." *Research in Social Stratification and Mobility* 9:105-27.

Tyree, A., M.Semynov and R.M.Hodge. 1979. " Gaps and Glissandos: Inequality, Economic Development, and Social Mobility in 24 Countries." *A.S.R.* 44:410-24.

牛島千尋. 1995.『ジェンダーと社会階級』恒星社厚生閣.

Warner, W.L., R.J.Havighurst and M.E.Loeb. 1944. *Who Should be Educated ?*, Harper. 清水義弘他訳『誰が教育を支配するか』同学社, 1956.

Western, M. and E.O.Wright. 1994. " The Permeability of Class Boundaries to Intergenerational Mobility among Men in the United States, Canada, Norway, and Sweden." *A.S.R.* 59:606-29.

Wong, R.S. 1990. "Understanding Cross-National Variation in Occupational Mobility." *A.S.R.* 55: 560-73.

——— . 1992. "Vertical and Nonvertical Effects in Class Mobility: Cross-National Variation." *A.S.R.* 57:396-410.

——— . 1994. "Postwar Mobility Trends in Advanced Industrial Societies." *Research in Social Stratification and Mobility* 13:121-44.

Wong, R.S. and R.M.Hauser. 1992. "Trends in Occupational Mobility in Hungary Under Socialism." *Social Science Research* 21:419-44.

Wright, E.O . 1978. *Class, Crisis and the State.* New Left Book. 江川潤訳,1986,『階級・危機・国家』中央大学出版部.

——— . 1979. *Class Structure and Income Determination*, Academic Press.

——— . 1985. *Classes*, Verso.

Wright, E.O. and L.Perrone. 1977. "Marxist Class Categories and Income Inequality." *A.S.R.* 42:32-55.

Wright, E.O., D.Hachen, C.Costello and J.Sprague. 1982. "The American Class Structure."*A.S.R.* 47: 709-26.

Wright, E.O. and B.Martin. 1987. "The Transformation of the American Class Structure."*A.J.S.* 93: 1-29.

Wright, E.O. and D.Cho. 1992. "The Relative Permeability of Class Boundaries to Cross-Class Friendship: A Comparative Study of the United States, Canada and Norway." *A.S.R.* 57:85-102.

安田三郎. 1971. 『社会移動の研究』東京大学出版会.

Yamaguchi, K. 1987. "Models for Mobility Tables: Toward Parsimony and Substance." *A.S.R.* 52: 482-94.

