

現代日本の階層構造の変化と教育

直 井 優

1. 問 題

今日、日本社会は産業化の新しい局面に到達したという認識が、人々に広く受容されている。産業化とは、最も一般的には、技術革新、および技術の累積的な発展が、社会全体に及ぼす影響の過程をいうが、ここでいう産業化の新しい局面とは、技術パラダイムの焦点が、物質・エネルギーから、情報の制御に転換し、従来の「産業社会」から、「脱工業社会」もしくは「情報産業社会・知識産業社会」へと局面を転換させたというものである（村上，1984。直井，1984）。

また「新しい日本人」とか「新人類」の誕生とかいわれているように、日本人の国民性に関しても、日本社会と同様に、新しい傾向がみられるようになった。たとえば、1953年（昭和28年）以降、5年毎に繰り返し調査されている統計数理研究所の「国民性調査」においても、第1回調査以来、一貫してみられた伝統一近代という軸の上で物事を判断する考え方が、1978年（昭和53年）の20～24歳代で崩壊し、1983年（昭和58年）の第7回調査では、20歳代でほとんど崩壊し、この傾向がより上の年齢層にまで波及していく傾向が発見されている。林知己夫によれば、「おそらく明治の近代化志向以来持ち続けてきた考え方が消滅し、近代化された社会における新しい日本人の誕生」（林，1986，9頁）となるのである（林・鈴木，1986）。

林知己夫は、こうした日本人の国民性、ひいては日本社会の転換期を、1970年代後半と考えているが、1978年時の20～24歳代に、その傾向がはじめて発見されたことは、その5年前の1973年頃から生じはじめていたと判断する方が、より合理的であろう。したがって、すでに1970年代初頭に、日本社会は、大きな転換期を迎えており、それが進行することによって、1978年時に、はじめて発見され、1983年時に、より強固な傾向となった、といえよう。

本稿の主題である日本の階層構造と教育について考える場合にも、こうした1970年

大 阪 大 学

現代日本の階層構造の変化と教育

代初頭の日本社会の大きな転換期を無視することはできない。日本の階層構造については、「社会階層と社会移動全国調査」（以下、SSM 調査と略称する）が、1955年（昭和30年）以降、10年毎に、繰り返し調査を実施してきた。そのため、1955年、1965年、1975年と第1回調査から第3回調査までのデータを使用して、多数の趨勢分析も行われてきた（富永、1979。今田、1979。小島・浜名、1984。富永・友枝、1986。佐藤、1986）。

ところが、1955年から1965年の間に、1960年（昭和35年）からの高度経済成長による日本社会の大規模な構造転換が生じ、その結果が、階層構造の変動にも明白に現れていることは、多くの論者によって指摘されたが、1970年初頭の日本社会の転換期については、筆者も含めて、見過ごされてしまったようである。とくに1975年調査データを含む趨勢分析のなかには、その転換期をはっきりと示す証拠が示されているものもあるからである。

何故、われわれは、1970年初頭にはじまった日本社会の転換期を見過ごしてしまったのであろうか。おそらくそれは調査時点が1975年であったこと、および、産業化が直線的に進行するとする誤った社会変動理論の上に、社会変動の趨勢分析が持つ方法論上の陥没に陥ったことによると思われる。

まず第一に、第3回目のSSM調査が、1975年に実施されたため、この時点があたかも産業化の第二局面、すなわち第二次産業主導による発展の到達点とみなされたことである（富永、1979）。しかし、後に分析するように、日本社会は1975年以前に、産業化の第三局面に既に入っていたのである。日本社会の転換期は、1975年以前にはじまっている。

第二に、ここで誤った社会変動の理論とは、富永健一による有名な『社会変動の理論』（1965年）における第四命題、すなわち「産業化は、人員配分の開放性と流動性の増大をともしなう。」（278頁、ルビ著者）といった、いわゆる趨勢命題をいう（産業化と社会階層に関するより詳細な趨勢命題について、トライマン（1970）を参照されたい）。こうした趨勢命題は、説明の論理を含まないため、理論とはいえないことは明らかである。それは、こうした結果が生じるために必要な諸条件が特定化されておらず、かつ普遍的な法則命題を含んでいないからである（直井、1981。盛山、1986）。

第三は、前述した趨勢命題の上になって、調査データの解析を行ったため、分析の結果の解釈を誤ったように思われる。富永自身、三時点のSSM調査データの趨勢分析をした結果、「全体としての世代間社会移動率は、粗移動率・強制移動率・純粹移動率のいずれにおいても、この20年間一貫して増大しつづけてきた」、「なかんずく純粹移動率は機会均等の指標となるものであり、これが20年間をつうじて着実に高まってきたことは、高度産業化による構造変動効果が機会の平等化を推進する方向に作用している事実を示すものとして、日本社会の健全さの証拠を示すと受けとってよいであろう。」（富永、1979、83頁）と述べている。

また今田高俊は、学歴達成の世代間移動表の分析をした結果、「三時点においていずれも高い上昇移動率が示されており、かつ全体の粗移動率に占める上昇移動率の割合も増加していることから、高学歴化の傾向が裏づけられた」こと、および「しかし、学歴達成の機会構造をあらわす開放性係数は、1955年から65年にかけて上昇しているが、65年から75年にかけて若干の低下がみられた。だが、……、75年における上昇移動の開放性は65年のそれより低下しているものの、依然として1より大きく完全移動において期待される以上の開放性が保たれていることが明らかになった。」（前掲書、126頁）と指摘している。今田の論述は、注意深くなされているが、結果としては、前述した趨勢命題に依存しているといえよう。

われわれは、現在、第回目のSSM調査を終了し、1985年時点のデータを持っている⁽¹⁾。そこで、第1回から第4回までの4時点のデータを使用し、富永の世代間社会移動に関する命題、ならびに今田の学歴達成の移動表分析による命題を、再検証することが可能となった。このように、本稿の目的は、富永・今田の命題を再検証しつつ、日本社会の転換期がいつ頃生じたかを、明らかにすることにある。

2. 安田指数とその代替指数

富永ならびに今田の分析は、いずれも安田三郎の開発した指数（安田指数、もしくはY係数とよばれる）を中心に進められている。

安田（1964, 1971）によって提案された「開放性係数」は、ベニーニのアイデアを踏襲したものとはいえ、社会移動に関する指標として、もっとも知られ、また使用されている（富永, 1979。富永・直井, 1974～75。フェザーマン＝ハウザー, 1978。ジャニカ, 1978）。また国際比較にもしばしば用いられている（安田, 1971。フェザーマン他, 1975。ジョーンズ, 1985）。したがって、富永ならびに今田が、安田指数もしくはY係数を用いたことは、当然なことと思われる。

しかし、最近になってソベル（1983）は、社会移動の従来の考え方を批判し、安田指数を使用しないようにすべきだ、という批判を提出した。彼の議論の中心は、安田指数に、「非類似指数」の応用にもとづく純粹移動の考えが含まれているという点にある。そこでソベルは、ハウザーら（1975, 1978）のように、安田の開放性係数よりはむしろ、対数線形モデルを用いて分析した結果のほうが優れている、と主張している⁽²⁾。

これらの議論は、たんに指数の優劣を問うているだけでなく、産業化と社会移動との関連について、新たな命題を提出したことに、大きな意義をもっている。それは、対数線形モデルを用いた1962年と1973年のアメリカのOCG調査データの分析では、世代間移動の機会が実質的に一定であり、観察される移動率の変化は、職業上の出身階層と到達階層の配分の変化に由来する（フェザーマン＝ハウザー, 1978, 208頁）ことが確証されたという。日本では、1955年から1975年の三時点、データに関して、

現代日本の階層構造の変化と教育

同種の分析を行った結果、移動率は三時点を通じて上昇する趨勢にあるが、移動のパターンは産業化のレベルによって変化しない（小島・濱名，1984。徳安，1986）という結論を得ている。

しかし、社会移動の趨勢分析において、安田指数よりも、ログリニア・モデルのほうが優れているとは、かならずしも論証されえない。したがって、われわれは、安田指数の基本的な論理を生かしつつ、その指数が有する弱点を修正する方向で、代替的な指数を提案した（クラウゼ＝スロムチンスキー，1986a, b, 直井＝スロムチンスキー，1986）。

安田指数の特徴を言語的に表現すれば、「純粋な事実移動の量の、純粋な完全移動に対する比率」と定義されうる。安田指数の弱点は、「純粋移動＝全体移動－強制移動」という仮定の上に、純粋移動を定義している点にある。その理由は、次の通りである。まず第一に、各階層の純粋移動は、それぞれの事実移動よりも小さく、かつ非負でなければならないこと、および第二に、全体の純粋移動量は、各階層の純粋移動の総計に等しくなければならないこと、というごく当然の仮定をたてて、安田指数をみると、安田指数では、全体の純粋移動量は、各階層で父と子の階層のうちいずれか小さい階層から非移動量を差し引いた量の総計であり、これは、前述した第二の仮定とかならずしも一致しない。これが一致するためには、父と子の階層の周辺分布が、同一でなければならないが、これはほとんどといって事実と反する。次に安田指数では、父と子の各階層の純粋移動量は等しくなければならないが、これもまたしばしば事実と反し、第二の仮定と矛盾する。以上の理由から、安田指数は純粋移動の測定に失敗しているといわざるを得ない。

そこで、われわれは、全体の純粋移動量は、(1)各階層の純粋移動は事実移動よりも大きくなく、かつ非負であること、および(2)父と子の階層の周辺分布が一致していること、という二つの制約条件の下で、純粋移動量を最大化することによって求めることを考える。これは、線形計画法の考え方と同じである。これによって、われわれは、各階層ごとの純粋移動の量と全体の純粋移動の量を得る。後は、安田指数とまったく同様に、「純粋な事実移動」の量の「純粋な完全移動」の量に対する比率をとることによって、「開放性係数」を得ることができる。この指数は、たんに純粋移動の量を測定する方法を改善したものにはすぎないので、「修正安田指数」、もしくは「Y*係数」とよぶのがふさわしいだろう。Y*係数は、純粋移動がまったくない場合は0になるが、その最大値は、Y係数と同様に1を超える。

強制移動もしくは構造移動の量も、純粋移動と同様に線形計画法の考え方を適用して求めることができる。第一に、各階層の強制移動は、事実移動より大きくなく、かつ非負であること、および第二に、父と子の各階層で、強制移動の差は、事実移動の差に等しい、という制約条件の下で、全体の強制移動の量を最小にするような各階層の強制移動の量を求める。これによって、「純粋移動＝全体移動－強制移動」という

等式は、もはや成立しない。

3. 階層構造の変化

それでは、この30年間に日本社会の階層構造は、どのように変化してきたであろうか。ここでは、社会移動という次元から分析することにした。それは、社会移動が階層構造の開放性と流動性を明らかにするだけではなく、社会階層の過程をも分析することを可能にするからである。分析においては、安田指数（Y係数）と修正安田指数（Y*係数）の両方を用い、結果を比較しつつ考察することにしよう。

日本社会の階層構造の中心的な次元として、人々の現在の職業をとり、それらを1. 専門的職業、2. 管理的職業、3. 事務的職業、4. 販売的職業、5. 熟練的職業、6. 半熟練的職業、7. 非熟練的職業、8. 農林的職業、という八つの職業カテゴリーに分類（SSM職業分類とよばれている）した。データは、いずれもSSM調査データである。標本は、20歳から69歳までの有職男子である。

分析の結果は、表1に表示されている⁽³⁾。

Y/Y*は、Y係数のY*係数に対する比率であり、1.0で等しく1.0以上であれば過大推定、1.0以下であれば過小推定の可能性があることを示している。全体の36個の係数のうち、Y係数とY*係数の等しいものは、13個あるが、Y係数がY*係数より大きいものが17個もあり、Y係数がY*係数より小さいものは6個にすぎない。したがって、Y係数はY*係数に、かなり近似しているものの、全体としては若干過大推定の傾向があるといえよう。

表 1 安田指数と修正安田指数

	1955年			1965年			1975年			1985年		
	Y 係数	Y* 係数	Y/Y*	Y 係数	Y* 係数	Y/Y*	Y 係数	Y* 係数	Y/Y*	Y 係数	Y* 係数	Y/Y*
1. 専 門	0.610	0.641	0.95	0.676	0.676	1.00	0.688	0.688	1.00	0.694	0.694	1.00
2. 管 理	0.750	0.750	1.00	0.809	0.850	0.95	0.794	0.781	1.02	0.820	0.882	0.93
3. 事 務	0.818	0.818	1.00	0.811	0.811	1.00	0.859	0.859	1.00	0.778	0.776	1.00
4. 販 売	0.716	0.648	1.10	0.704	0.439	1.60	0.796	0.602	1.32	0.740	0.489	1.51
5. 熟 練	0.691	0.495	1.40	0.746	0.645	1.16	0.757	0.744	1.02	0.748	0.641	1.17
6. 半熟練	0.681	0.681	1.00	0.815	0.815	1.00	0.900	0.900	1.00	0.783	0.654	1.20
7. 非熟練	0.750	0.750	1.00	0.879	1.000	0.88	0.938	1.000	0.94	0.898	0.769	1.17
8. 農 業	0.330	0.330	1.00	0.231	0.241	0.96	0.233	0.233	1.00	0.178	0.176	1.01
T. 全職業	0.585	0.541	1.08	0.660	0.591	1.12	0.713	0.673	1.06	0.792	0.633	1.25

（出所）1955, 1965, 1975, 1985 SSM 調査。ただしすべて総計が1,000人になるように標準化してある。このため既存の分析結果とは、数値が若干異なっているので注意されたい。注(3)を参照。

現代日本の階層構造の変化と教育

この表でとくに注目すべきものは、職業全体に関する係数である（表最下欄参照）。 Y 係数でみると、1955年（0.585）、65年（0.660）、75年（0.713）、85年（0.792）と一貫して高くなっていることである。したがって Y 係数でみる限り、富永の指摘した趨勢命題は、妥当しているといえる。しかし、 Y^* 係数でみると、55年（0.541）、65年（0.591）、75年（0.673）とこの20年間は上昇しているが、85年では、0.633と75年よりも低下しているのである。 Y^* 係数が Y 係数より妥当性が高いといえるならば、75年から85年の間に、日本社会の開放性が低下し、不平等が増大していることになるだろう。

そこで個々の職業について考察し、如何なる職業が、こうした Y 係数の一貫した上昇と Y^* 係数のこの10年間の低下をもたらしたかを検討することにしよう。

(1) Y 係数であれ Y^* 係数であれ、この30年間に一貫して上昇したのは「専門的職業」のみである。しかし、その開放性は、すべて0.6台であって、かならずしも高いとはいえない。

(2) 55年から75年までの20年間に Y 係数と Y^* 係数の両方で一貫して上昇した職業は、「熟練的職業」、「半熟練的職業」、「非熟練的職業」という三つのマニュアル職業である。これは明らかにモノの生産を中心とした高度産業化の帰結といえよう。とくに65年と75年には、「半熟練的職業」と「非熟練的職業」の開放性係数は、完全純粹移動にきわめて近い状況にあった。しかし、これらのマニュアル職業も、85年には、 Y 係数であれ Y^* 係数であれ開放性が低下しており、とくに Y^* 係数において、その傾向が著しい。ただしマニュアル職業のなかで、非熟練的職業、半熟練的職業、熟練的職業の順序で、 Y 係数と Y^* 係数の両方で、開放性が低くなっていることは、当然なことではあるが、二つの係数の妥当性を示す一つの証拠といえよう。

(3) これに対して、管理的職業、事務的職業、販売的職業といったノンマニュアルの職業では、一貫した傾向を見出すことがむずかしい。管理的職業は、かなり高い開放性を示しているが、この30年間に上昇（55年～65年）、下降（65年～75年）、再び上昇（75年～85年）といったパターンを、 Y 係数でも Y^* 係数でも示している。とくに85年の Y^* 係数では、最も高い数値を示している。

事務的職業も、かなり開放性が高いが、若干の低下（55年～65年）、上昇（65年～75年）、そして再び低下（75年～85年）というパターンである。この職業の開放性では、 Y 係数と Y^* 係数が、きわめて近似しているところが特徴的である。

販売的職業は、上述した管理的職業や事務的職業と比較すれば、開放性は若干低く、とくに Y^* 係数でみると、「農林的職業」に次いで低い。ただしこの30年間の趨勢をみると、 Y 係数であれ Y^* 係数であれ、低下（55年～65年）、上昇（65年～75年）、そして再び低下（75年～85年）といったパターンである。

(4) 「農林的職業」は、開放性が最も低く、若干のゆれがあるが、まずはこの30年間にますます開放性が低くなっているといえよう。

以上の考察からみれば、全体の職業階層の開放性は、1975年から85年にかけて低下しており、 Y 係数の値が示すように、開放性が高まったと主張しうる根拠は見出しがたい。これは、前節で述べたように、純粋動移量の過大推定にもとづくものであると思われる。したがって、産業化は、開放性の増大を、伴うとする単純な趨勢命題は成立せず、「産業化のある局面までは、開放性の上昇を伴うが、その後は低下することがある」というので正しいように思われる。この意味で、 Y 係数よりは、 Y^* 係数のほうが、より正しい開放性係数であるといえるだろう。結果的には、強制移動を測定する「非類似指数」が、純粋移動量を規定してしまい、そのため開放性係数を、著しく増大させているのである。

4. 世代間の学歴移動の変化

教育システムは、階層構造との関連からみれば、ある世代から次の世代への社会的な不平等を再生産する機能を果たしている（ボールズ＝ジンタス、1976）。このような観点からは、世代間の学歴移動は、社会的な不平等の再生産を測定するもっとも直接的な指標としてみることができる。ここでは、次の二つの問題に焦点をあてて考察することにした。

第1点は、学歴移動の量とその構造的に決定された構成要素の比率である。構造的構成要素とは、出身と達成した教育の配分間にあるもとの距離を保持しようとする全体移動の部分を用いる。

第2点は、世代間での教育の量に関する問題であり、世代間の学歴移動のどれだけが強制（もしくは構造）移動に由来し、またどれだけが純粋移動に由来するか、ということである。

本分析において、学歴移動のマトリックスを、前節で検討した職業移動のマトリックスと同じように分析する。職業移動と教育移動の間には、多くの類似性がみられる。たとえば、父と子の間の教育移動マトリックスは、教育上の出身背景から教育達成への移動によってのみ説明されうる。このように、学歴の世代間移動は、子の世代の教育達成を、実際には世代を構成していない彼らの父の教育達成と比較するために、特別に技術的な意味をもっている。

世代間学歴移動は、世代間職業移動と同様に、子自身の最終学歴と彼らの親の最終学歴とのクロス表によって分析される。1955年、1965年、および1975年の世代間移動表は、SSM 調査データから既に今田（1979）の先駆的な論文の中に報告されている。これらの調査データに、1985年の結果を含めて、4時点、30年間にわたる日本の世代間学歴移動の推移をみることができる。出身学歴と到達学歴のいずれも、今田論文の分類に従い、次の四つに分類した。すなわち、(1)小学校（学歴なし・旧制尋常小学校）、(2)中学校（旧制高等小学校・新制中学校）、(3)高等学校（旧制中学・新制高校）、(4)大学（旧制高校・高専、新制短大・高専および新旧の大学・大学院）である。分析

には、各時点の標本を、1,000人に標準化した。

今田は、この4×4の世代間移動表を分析して、まず粗移動率が、1955年の0.618から1965年の0.702へ、そして1975年の0.708へとより流動的になっていることを明らかにし、さらに、安田指数（Y係数）を用いて、この粗移動率を、構造移動率と純粋移動率とに分解している（今田、前掲論文、96頁以下、表3.3参照）。彼は、安田指数と同様に、構造移動と純粋移動を、全体移動（ここでは粗移動率と表現している。）に包含させ、他の構成要素を排除している。すなわち、全体（粗）移動率＝構造移動率＋純粋移動率という等式が仮定されている。

しかし、本稿の第二節で説明したように、安田指数の構造移動率も、非類似指数を用いているため、正しい測定をしていないのである。すでに述べたように、構造移動とは、出身階層の分布と到達階層の分布の差を含む全体（粗）移動の一部であって、その差によって強制されるか、もしくは必要とされる移動に限定されるのである。純粋移動率についても、安田指数は、正確な測定ではない。

そこで第2節で説明した修正安田指数を用いて計算し直すと表2のようになる。表では、今田によって計算された安田指数による結果を、比較のために含めた。安田指数による結果と修正安田指数の結果を比較してみると、全体（粗）移動率が同じであることは指摘するまでもないが、安田指数のほうが構造移動率で過小推定されているだけ、純粋移動率が過大に推定されている。全体（粗）移動率は、この4時点、30年間に一貫して増加している。安田指数でみるかぎり、構造移動率は、1955～65年の間に若干増大したが、65～75年、75～85年の間では、ほとんど変化がみられない。した

表 2 世代間学歴移動の構造移動と純粋移動：1955～1985

全体移動と その構成要素	1955年		1965年		1975年		1985年	
	安田 指数	修正安 田指数	安田 指数	修正安 田指数	安田 指数	修正安 田指数	安田 指数	修正安 田指数
全体(粗)移動率(%)	61.8	61.8	70.2	70.2	70.9	70.9	74.1	74.1
構造移動率(%)	42.9	53.7	45.3	59.7	42.4	60.9	42.4	64.1
純粋移動率(%)	18.9	8.1	24.9	10.5	28.5	10.0	31.7	10.0
開放性係数	Y係数	Y*係数	Y係数	Y*係数	Y係数	Y*係数	Y係数	Y*係数
小 学 校	0.167	0.171	0.289	0.286	0.148	0.161	0.091	0.048
中 学 校	0.886	0.222	1.055	0.270	0.975	0.226	1.019	0.237
高 等 学 校	0.821	0.519	0.746	0.594	0.847	0.478	0.938	0.434
大 学	0.368	0.361	0.446	0.461	0.411	0.397	0.395	0.395
全 体	0.631	0.279	0.787	0.385	0.770	0.329	0.824	0.333

（注）1955年～1975年の安田指数とY係数は、今田（1979）表3.3より転載、1985年のみ計算した。修正安田指数とY*係数は、すべて標本数1,000に標準化してある。

がって、純粋移動率は、1955年の19パーセントから85年の32パーセントまで、30年間一貫して上昇している。

ところが修正安田指数でみると、今田の推定とは異なり、全体（粗）移動率のなかで構造移動率が占める割合が増大する傾向があり、高学歴化していることが明瞭に読みとれる。それに対して、純粋移動率は10%内外で、この30年間にあまり変化していないのである。この点は、安田指数による結果と、著しく異なっている。

両者の指数の差は、開放性係数においても著しい。全体としてみた場合にも、Y係数では、1955年の0.63から85年の0.82まで、かなり高い数値を示しており、開放性が上昇していることを示している。しかし、Y*係数でみると、この30年間に、0.2から0.3台のあたりを低迷しており、決して開放的であるとはいえない。大学の学歴においては、Y係数とY*係数は、比較的近似した変動を示しているが、1955年から65年にかけて開放性が高まったものの、その低下したままになっている。高等学校の開放性も、Y*係数でみれば1955年から65年にかけて上昇しているが、その後は低下していることがわかる。ただしY係数でみれば、著しく開放性が高いかのようにみえる。中学校では、65年と85年のY係数が1を超過している。したがってY*係数でみる限り、教育の開放性は、1955年から65年にかけて上昇したものの、1975年には低下し、85年に至るまで回復する見込みがみられない、といえよう。

このY*係数による説明に比較して、Y係数による説明は、今田自身が素直に認めているように、体系的な説明を困難にするものである。これからも、Y係数の欠陥が表れていることが知られよう。

5. メリトクラシーの社会か

高度に発達した産業社会は、メリトクラシーの原理が優位する社会だといわれ、また「脱工業社会」は、論理的にメリトクラシーであるといわれている（Bell, 1972, 1973）。日本はとくにメリトクラシーの社会に近似しているとも主張されている（たとえば、ドーア, 1975, 1976）。すくなくとも、アメリカよりも日本の方が、メリトクラシーという表現がしばしばなされている。

ここでは、学校教育が差別的な報酬を配分する基準として用いられる、という意味で、「教育メリトクラシー」に焦点をあてて分析することにした。日本では、一般に「学歴主義」として言い表されているものである（橋爪, 1976。潮木, 1978）。またこれは、「degree-ocracy」ともよばれている。

これらの意味での人々のメリトクラティックな配分の状態を分析するモデルは、すでにアンダーソン（Anderson, 1961）、およびブードン（Boudon, 1974）らによって提出されているが、ここでは、クラウゼ＝スロムチンスキー（Krauze = Slomczynski, 1985）によって展開されたモデルを、適用することにした。

このクラウゼ＝スロムチンスキーのモデル（以下、KSモデルと略称する）は、ま

現代日本の階層構造の変化と教育

ず教育のレベルを m 個、職業的地位のレベルを n 個に分類する。 e_i は、 i 番目の学校教育の量（序列）を示す。 s_j は、 j 番目の職業的地位の報酬の量（序列）を示す。このように両方の尺度とも順序尺度であり、各々 $e_i > e_{i+1}$ および $s_j > s_{j+1}$ とする。

i 番目の教育水準にある人々の数を a_i とし、 j 番目の職業的地位水準にある人々の数を b_j とする。 a_i と b_j のいずれも非負である。 $(a_1 \cdots a_m)$ と $(b_1 \cdots b_n)$ は、周辺度数であり、配分の制約条件とよぶ。全体の人数は N 人とする。 i 番目の教育水準にある人々で、 j 番目の職業的地位水準に配分された人数を、 x_{ij} とする。いうまでもなく、次式が成立する。

$$(1) \quad \sum_{j=1}^n x_{ij} = a_i \quad a_i > 0 \quad (i=1, \dots, m)$$

$$(2) \quad \sum_{i=1}^m x_{ij} = b_j \quad b_j > 0 \quad (j=1, \dots, n)$$

メリトクラシーの配分原理は、次のように定式化される。すなわち、「より高い教育を達成した人々は、あまり教育を達成しなかった人々よりも、より低い職業的地位に就くことはない」というものである。この原理は、また「一定水準の教育を達成した人々は、より低い水準の教育しか達成していない人々よりも、同じかもしくはより高い水準の職業的地位に就くはずである」とも言い換えることができる。

メリトクラティックな配分は、観測された配分の周辺度数 a_i と b_j をもとに求められる度数分布であり、それを d_{ij} としよう。 d_{ij} の値は、前述した(1)と(2)の制約条件をみたさなければならない。メリトクラシーの原理は、次のように表現される。

$$(3) \quad d_{uv} > 0, d_{rt} > 0 \quad (u, r=1, 2, \dots, m) \quad (v, t=1, 2, \dots, n)$$

$$(4) \quad e_u > e_r \text{ は, } s_v \geq s_t \text{ を含んでいる。}$$

d_{ij} の値は、所与の周辺度数と形式的な常数項 $d_{i,0} = d_{0,j} = 0$ を用いることによって決定することができる。すなわち、

$$(5) \quad d_{ij} = \min\left(a_i - \sum_{k=0}^{j-1} d_{ik}, b_j - \sum_{k=0}^{i-1} d_{kj}\right) \\ (i=1, 2, \dots, m : j=1, 2, \dots, n)$$

メリトクラティックな配分に対して、準拠を与えるのは、無作為な配分であり、これは、観測された分布をもとに容易に求められる。無作為な配分 r_{ij} は、 $a_i b_j / N$ によって求められ、周知の統計的独立性のテストの式と同じである。したがって、問題は、観測されたマトリックス X が、メリトクラティックな配分マトリックス M と無作為な配分マトリックス R から、どのくらい離れているか、ということである。

そこでまず教育水準と職業的地位の水準によって分類された所与の観測された分布 $Y = (y_{ij})$ を分析することから始める。観測された分布 Y から、メリトクラティックな配分マトリックス M と無作為な配分マトリックス R に転換するためには、誰かが地位を変えなければならない。そのために、各人の教育水準を、一定として、所与の教育水準の内で職業的地位を変化させることにする。このようにして移動しなければなら

い最小の人数は、次のように定式化される。

$$(6) \quad d(X, Y) = 1/2 \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n |x_{ij} - y_{ij}|$$

この式は、前述した非類似指数と同じである。したがって観測された分布 Y が、無作為な配分マトリックス R よりも、メリトクラティックな配分 M により近似しているならば、 $d(Y, M) < d(Y, R)$ となるはずである。この不等式は、移動しなければならない人々の最小の数を示すことによって、両方の配分マトリックスの距離によって説明される。

表3は、1955年から、65年、75年、85年といずれもSSM調査のデータを分析した結果を示している。Aは、職業的地位を4カテゴリーにまとめた場合の結果であり、Bは、職業的地位を8カテゴリーに分類した場合の結果である。

この結果からみると、観測された分布 Y は、メリトクラティックな配分(M)よりも、無作為な配分(R)により近似しており、かつ1955年から1985年の30年間にわたって、きわめて安定していることがわかる。すなわち、 $d(Y, M) > d(Y, R)$ であって、教育という側面からみるかぎり、日本社会をメリトクラシーの社会と結論づけることはできない。また産業化によって、メリトクラシーの原理が、次第に優位していくという趨勢もみられない。実際に観測された分布 Y が、無作為な配分 R により近いことは、それだけ学歴にとらわれない平等な社会とも、みることができるだろう。

表3 メリトクラティックな配分と無作為な配分の比率

	メリトクラティックな配分	無作為な配分
A		
1955	0.375	0.220
1965	0.359	0.230
1975	0.360	0.212
1985	0.306	0.219
B		
1955	0.381	0.225
1965	0.373	0.235
1975	0.424	0.223
1985	0.442	0.227

(注) A：教育5カテゴリー 1. 大学・大学院, 2. 短大・高専, 3. 高校, 4. 中学校, 5. 小学校
 職業4カテゴリー 1. 専門・管理的職業, 2. 事務・販売の職業, 3. 熟練・半熟練・非熟練, 4. 農業
 B：教育カテゴリーは同上, 職業8カテゴリー 1. 専門的職業, 2. 管理的職業, 3. 事務的職業, 4. 販売的職業, 5. 熟練的職業, 6. 半熟練的職業, 7. 非熟練的職業, 8. 農林業

6. 結 論

以上の分析において、本稿では、まず日本社会が1970年初頭にすでに大きな転換期を迎え、階層構造や教育においても、この変化の影響を受けているという仮定をたてた。そしてこの仮定の下で、階層構造の変動に関する富永命題と今田命題を、1985年のSSM調査データを含めて、1955年、65年、75年の4時点の比較分析をした。

その際に、富永と今田のいずれもが用いている安田指数の欠点を明らかにし、それに代わる新しい修正安田指数を提案した。

修正安田指数を用いた階層構造の変化に関する分析では、富永の産業化と階層構造の開放性に関する趨勢命題が妥当していないことが知られた。

さらに今田の先駆的な分析であった世代間の学歴移動についても、全体としてさほど開放性は高くなく、かつ1955年から65年にかけては、開放性の上昇がみられたものの、65年から75年に向けて低下し、85年もほぼ同じ水準に低迷していることが知られた。

そこで最後に、日本が本当に学歴社会もしくはメリトクラシーの社会であるかを検討した結果、教育メリトクラシーの側面に関するかぎり、どちらかといえばメリトクラティックな配分よりも無作為な配分のモデルにより近似していることが発見された。

以上の分析から、われわれは、日本の階層構造と教育が、開放性が高くなり、より機会均等になって、平等社会に向けて確固とした趨勢があるということとはできず、いざんとして不平等な社会であるといえよう。

<注>

- (1) 1985年に実施された「第4回社会階層と社会移動全国調査」については、現在詳細な報告書が作成中であり、ここで触れることは適切でない。ただ、今回の調査は、20歳から69歳の男性を対象とする調査としてA調査とB調査が実施されるとともに、同じく20歳から69歳の女性を対象とした調査が実施されたこと、および本分析では、A調査とB調査を合わせた統合データを使用したことが、粗データは一切発表しないこととしたことに留意されたい。以下の各テーマについて、各々の研究分担者によって、より詳細な分析が発表されるので、それらを期待していただきたい。
- (2) ソベルの提起した問題について、スロムチンスキー＝クラウゼ(1984)が強い批判を行い、両者の間で論争がなされたが、それが拡大し、ハウザー＝ソベル対スロムチンスキー＝クラウゼ、直井＝スロムチンスキーがこの論争に入りこむことになった。日本では、鹿又(1985)、三隅(1986)、および盛山(1986)が、より客観的な考察を行っている。小生自身は、対数線形モデルの社会移動表への適用について、強い疑問を抱いている。
- (3) 1955年、65年、75年の3時点の安田指数は、富永(1979, 11頁)に掲載されているが、本分析では、総標本数を1,000人に標準化しているため、若干の丸め誤差が生じている。

- Anderson, C., 1961, "A sceptical note on the relation of vertical mobility to education", *American Journal of Sociology*, 66.
- Bell, D., 1972, "On meritocracy and equality", *Public Interest*, 29.
- ditto., 1973, *The Coming of Post-Industrial Society*, Basic Books.
- Boudon, R., 1973, *Education, Opportunity and Social Inequality*, Wiley.
- Bowles, S. & H. Gintis, 1976, *Schooling in Capitalist America*, Basic Books.
- Dore, R.P., 1975, "The Future of Japan's meritocracy", in Gianni Fodella (ed.), *Social Structures and Economic Dynamics in Japan up to 1980*, Longo and Zoppelli.
- ditto., 1976, *The Diploma Disease: Education, Qualification and Development*, U. of California Press. (松尾弘道訳, 1978, 『学歴社会 新しい文明病』岩波書店)
- Featherman, D.L. and Hauser, R.M., 1978, *Opportunity and Change*, Academic Press.
- Featherman, D.L., Jones, F.L. & Hauser, R.M., 1975, "Assumptions of social mobility research in the U.S., A case of occupational status", *Social Science Research*, 4.
- 橋爪貞雄, 1976, 『学歴偏重とその功罪』第一法規出版。
- Hauser, R.M., 1978, "A structural model of the mobility table", *Social Forces*, 59.
- Hauser, R.M., Dickenson, R.L., Travis, H.P. & Koffel, J.N., 1975, "Structural changes in occupational mobility among men in the United States", *American Sociological Review*, 40.
- 林知己夫, 1986, 「国民性の統計的研究—来しかたを見て行くさきを思う—」『統計数理』第34巻第1号。
- 林知己夫・針木達三, 1986, 『社会調査と数量化』岩波書店。
- 今田高俊, 1979, 「社会的な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。
- Janika, K. 1978, "International mobility in Poland", in Slomczynski, K.M. & Krauze, K. (eds.), *Class Structure and Social Mobility in Poland*, Sharpe.
- Jones, F.L., 1985, "New and (very) old mobility ratios, Is there life after Benini?", *Social Forces*, 63.
- Krauze, T. & K.M. Slomczynski, 1985, "How far to meritocracy? Empirical tests of a controversial thesis", *Social Forces*, 63.
- Krauze, T. & K.M. Slomczynski, 1986, "Matrix representation of structural and circulation mobility", *Sociological Methods and Research*, 14.
- 小島秀夫・濱名篤, 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要』33号。
- 三隅一人, 1986, 「対数線型モデルと強制・純粹移動の概念」『社会学評論』第37巻第2号。
- 村上泰亮, 1984, 『新中間大衆の時代』中央公論社。
- 直井優, 1981, 「社会変動の趨勢」安田三郎也編『基礎社会学 第V巻 社会変動』東洋経済新報社。
- 同, 1984, 「『日本型』産業社会の特質と進路」『経済評論』12月, 日本評論社。
- Naoi, A. & K.M. Slomczynski, 1986, "The Yasuda Index of Social Mobility: A Proposal for Its Modification", 『理論と方法』第1巻第1号, 数理社会学会。

現代日本の階層構造の変化と教育

- 佐藤嘉倫, 1986, 「職業規定構造の3時点比較分析」『行動計量学』13巻2号。
- 盛山和夫, 1986a, 「社会学における理論の発展のために」『理論と方法』第1巻第1号, 数理社会学会。
- 同, 1986b, 「社会移動の趨勢比較分析におけるログリニア・モデルと安田係数」富永健一編『社会階層の趨勢と比較』SSM 趨勢と比較研究会。
- Slomczynski, K.M. & Krauze, T., 1984, "Should the framework of structural vs. circulation mobility be abandoned? If so, not because of faulty logic, *American Sociological Review*, 49.
- Sobel, M.E., 1983, "Structural mobility, circulation mobility and the analysis of occupational mobility: A conceptual mismatch", *American Sociological Review*, 49.
- 徳安彰, 1986, 「日本における産業化と世代間移動の趨勢」富永健一編『社会階層の趨勢と比較』SSM 趨勢と比較研究会。
- 富永健一, 1965, 『社会変動の理論』岩波書店。
- 富永健一, 1979, 「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。
- 富永健一・直井優, 1974~75, 「社会移動の比較分析—東京とシカゴ」上・下, 『現代社会学』1巻2号, 2巻1号, 講談社。
- 富永健一・友枝敏雄, 「日本社会における地位非一貫性の趨勢 1955~1975 とその意味」『社会学評論』第37巻第2号。
- Treiman, Donald, J., 1970, "Industrialization and Social Stratification", E.O. Laumann (ed.), *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*, The Bobbs-Merrill Company, Inc.
- 潮木守一, 1978, 『学歴社会の転換』東京大学出版会。
- Yasuda Saburo, 1964, "A Methodological Inquiry into Social Mobility", *American Sociological Review*, 29-1.
- 安田三郎, 1971, 『社会移動の研究』東京大学出版会。