OUKA
The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	社会的ネットワークの経時分析
Author(s)	菅野, 剛
Citation	年報人間科学. 2000, 21, p. 123-143
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/7691
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

社会的ネットワークの経時分析

菅野　剛

〈要旨〉

脱階層論を社会的ネットワークの視点から検証する。まず、人々の交際のあり方を「ネットワーク多様性」（様々な他者との自由で開放的な幅広い交際の程度）、「ネットワーク勢力性」（権力を持つ社会的勢力層とのつきあいの程度）という二つの対照的な特性で把握する。そして、現代日本における社会階層とネットワーク特性の関連を明らかにする。1975年と1995年の「社会階層と社会移動（SSM）」調査データを共分散構造モデルを用いて分析した結果、(1)両時点を通して経済的に上層であるほど勢力的なネットワークを築いている。ただし、ネットワーク多様性への経済階層（世帯収入と所有財産）の効果はなく、地位階層（学歴と職業威信）が若干効果を持つ。(2)95年では地位の非一貫層が増大しているが、地位階層がネットワーク多様性に与える影響力は減少していない。(3)経済階層がネットワーク勢力性に与える影響力は95年で増大し、ネットワーク勢力性の世代間継承も顕在化することで〝見えにくい〟社会経済的格差の広がりの可能性を示唆している。

以上は、脱階層論に対してネットワークの視点から疑問を投じるものである。

キーワード

社会階層、脱階層化、ネットワーク多様性、ネットワーク勢力性
多母集団解析の簡便法

1　脱階層化？

日本は物質的に「豊かな社会」となり、総中流化が生じたとしばしばいわれてきた。多くの人々が中意識を抱くようになり、従来の指標や枠組みではとらえきれない階層状況が出現しつつあるという（原 1997）。さらに、類似した経済的背景の中でのライフスタイルの差異化が重要となり、脱階層化が進行しているともいわれる。脱階層化は、脱物質志向の高まり、関係的地位志向の出現、マルクス主義神話の崩壊による階級関心の衰退、均質的な中間大衆から非均質的で価値の多様化・個性化を伴う分衆への移行、などとして指摘される。その背景には、国民生活の向上（一人あたりの国民所得）、高学歴化（大学進学率の上昇）、職業観の変遷（3Kからの脱却志向）、労使対立関係の鈍化（労働組合組織率の低下）などがある。

ただし、社会的資源の不平等な分配状況である社会階層ごとに交際のありかたが異なることは、従来から指摘されてきた。例えば、社会的上層であるほど社会的に力を持つ他者とのつきあいが顕著である（Hodge and Treiman 1968; Jackman and Jackman 1973）、階級によってつきあいの形態が異なる（Allan 1977,1989=1993）、学歴、収入や職業威信などの社会階層が高いほどネットワークが多様である（Campbell *et al.* 1986; Huang and Tausig 1990）などである。

身分や階層に縛られることのない自由なつきあいや開放的なネットワークというものは脱階層化の重要な一側面である。他方で、権力や勢力と結びついたコネやツテは社会的資源の不平等な分配と密接に関わっている。にもかかわらず、これらネットワークのあり方に焦点を定めた上では脱階層化の検証がなされていない。そこで、意識やライフスタイルが大きく変化したといわれるこの20年間に、社会階層と社会的ネットワークの関連にはどのような変化が見られるのか、さらにネットワークにおいて脱階層化が進んでいるのかを検証する。

2　ネットワーク特性の測定

2・1　交際についての記述的分析

人は、それぞれ異なった他者と関係を結んでいるが、そこには一定の傾向がある。「社会階層と社会移動（SSM）」1995年調査のB票データでは特定の九つの職種それぞれに対して、友人か親戚としてのつきあいの有無を尋ねている（ある＝1、ない＝0）。これらとのつきあいの割合を見ると次のことが分かる。

1. 世帯収入が高いほどつきあいが増える（図1）
2. 学歴が高いほどつきあいが増える（図2）
3. 職業威信が高いほどつきあいが増える（図3）

このように、つきあいには社会階層と関連が見られる。

そこで、個々のつきあいの変数をそのまま分析するのではなく、これらの情報をもとにネットワークの特性を把握する指標を構築する。その際に、(1)様々な人との開放的な幅広いつきあいの程度、

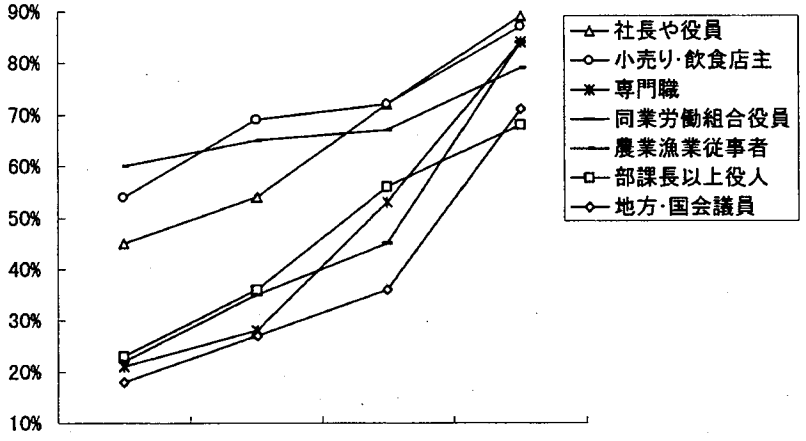

図1　世帯収入ごとのつきあいの割合

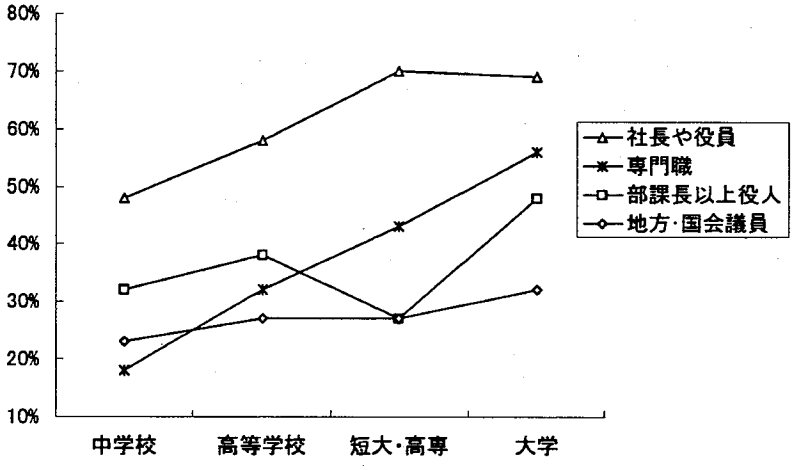

図2　学歴ごとのつきあいの割合

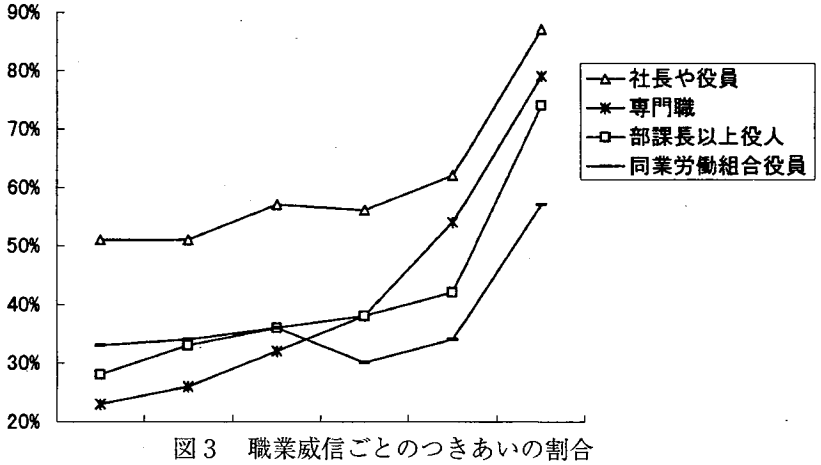

図3　職業威信ごとのつきあいの割合

(2)社会的上層や勢力層とのつきあいの程度、という二つのネットワーク特性を捉える[1]。

2・2 ネットワーク多様性

現代日本では、人は誰とでもつきあって良いことになっている。対等なつきあいを前提として主体的に広がっていくネットワークは非階層的であり、流動的で開放性が高く、自由と創造性、自己実現という価値観に特徴づけられ、関係自体に意味がある。ここでは、好み・魅力・相性などの主体側での選択過程と相互作用が強調され、つきあいにおける業績原理が表れている。こうした、つきあいの範囲の幅広さの程度を「ネットワーク多様性」と呼ぶことにする。ネットワークのこの特性は脱階層論において重要である。また、個々人が自分で広げたネットワークが社会的資源として作用する側面については、弱い紐帯の強さ命題や社会的資源としてのネットワーク命題などで指摘されている（Granovetter 1973）。

ネットワーク多様性の測定には、様々な20の職業について親戚か友人としてつきあいを尋ねているSSMの75年B票と95年P票データが適している。ここでは、幅広く開放的なつきあいの程度を様々な職業威信の他者とのつきあいとして捉える。つまり、つきあいのある職種について職業威信スコア（直井 1979）を割り振り、威信スコアの標準偏差を求めてネットワークにおける散らばりの程度を捉える[2]。これは職業威信という側面におけるネットワーク多様性である（Campbell *et al.* 1986; 村澤 1998; 菅野 1994, 1997, 1998a）。

2・3 ネットワーク勢力性

社会経済的な達成のために手段的側面が強調されるネットワークの特性もある。階層的に上層の者は、社会的に勢力を持つ（今田・原 1979）。経営者、管理職、専門職などの社会的勢力層は、圧力団体としての政治的影響力、日々の仕事の遂行における権力、部下の昇進などを左右する決定権を有している。これら権力や富を掌握している社会的上層との交際によって、コネやツテといった形で利益を得ることができる。ここでは、これらとの関係を持つ程度を「ネットワーク勢力性」と呼ぶことにする[3]。

ネットワーク勢力性を測定するには、権力や勢力を持つと予想される職種とのつきあいを尋ねているSSMの75年A票と95年B票データが適している。75年A票では、尋ねている四つの職種（地方議会議員、町内会や自治体などの役員、企業の経営者(社長や重役)、大学の先生）とのつきあいの有無の加算を求め、これをネットワーク勢力性の観測変数とした。95年B票においても、尋ねている九つの職種とのつきあいのうち、四つのつきあいの有無(部課長以上役人、社長や役員、専門職、地方・国会議員)の加算を同様に求め、これをネットワーク勢力性の観測変数とした[4]。

3 社会階層による説明図式

ネットワークの視点から脱階層論を検証するにあたり、ここでは社会階層、地位の非一貫性、世代間移動との関連に注目する。

社会階層　日本においては、社会階層と関係的資源の関連（村瀬 1998,1999; 安田 1998）、学歴や収入、職業などの社会階層とネットワーク多様性の関連（村澤 1998; 野沢 1999; 菅野 1994, 1997, 1998a, 1998b）などが示されてきた。また、社会階層の効果はそれほど強くないが、社会経済的地位が高いほど中距離に住む友人数が増えることも指摘されている（松本 1995）。ここでは、日本全国を対象とした確率標本データにおいてネットワークの多様性、ネットワークの勢力性と社会階層の関連を検証する。その際に、世帯収入や所有財産といった経済的な側面（経済階層）と、学歴や職業威信といった必ずしも経済的なものに限定されない社会階層の側面（地位階層）の二つに焦点をあてる。

地位の非一貫性　社会階層的な要因の一つとして、個人の持つ複数の地位における食い違いを表す地位の非一貫性がある（Lenski 1954; 今田・原 1979; 今田 1989）。日本社会では次第に地位の非一貫性が広まり、ある意味で平等な社会が実現されていると指摘される（富永・友枝 1986; 富永1992）。このような状況で、地位が一貫し結晶化していることが、自由で開放的なネットワーク多様性の広がりを妨げる障壁となっているのか明らかにする。

世代間移動　もう一つの、他の社会階層的な重要な要因として社会移動がある。社会移動のうち、世代間移動は本人の出身階層から到達階層へと生活空間の変化をもたらす。これに伴い、接触する具体的な他者も変わり、ネットワークも大きく影響を受けると考えられる（Blau 1956=1965; 山口 1998）。ここでは、親の世代の関係的資源が何らかの形で子の世代にひきつがれ、ネットワーク勢力性に格差をもたらしているのかを明らかにする。

4　ネットワーク特性の共分散構造分析

4・1　データ

分析は、「社会階層と社会移動（SSM）」調査を用い、75年はA票とB票（1975年SSM全国調査委員会 1976）、95年はB票とP票（1995年SSM調査研究会 1996）の男性を対象とする。用いる変数は、地位階層（学歴、職業威信）、経済階層（世帯収入、所有財）、地位の非一貫性、世代間移動である（表1）[5]。なお、75年ではサンプルが男性のみに限られていること、また男性の方が社会階層の影響を強く受けており、女性のネットワークはライフステージなど様々な要因にも影響を受けること（菅野 1998c）などから、分析は男性に限定する。

なお、それぞれのデータの観測変数の平均と標準偏差は表2の通りである。75年から95年にかけて学歴と職業威信の平均がやや上昇していることが読みとれる。ただし、質問項目の選択肢の違いから、世帯収入や所有財産の平均の推移について素朴には言及できない。また、父も本人もブルーカラー（農業を含む）である者の比率は、95年において減少している。

表1　観測変数の概要

地位階層	
教育年数	本人の最終学歴の年数
職業威信	本人の現職業の職業威信スコア (75年基準スコアと95年版威信スコア)
経済階層	
世帯収入	年間世帯収入
所有財	現在所有している財産項目の総和[16]
地位の非一貫性	
非一貫性	本人の教育年数、職業威信、世帯収入のそれぞれのパーセンタイル値の差の二乗和の平方根[17]
世代間移動	
B→B	父職ブルーカラー (農業含む)→本人職ブルーカラー (農業含む) ならば1、それ以外は0のダミー変数
W→B	父職ホワイトカラー→本人職ブルーカラー (農業含む) ならば1、それ以外は0のダミー変数
W→W	父職ホワイトカラー→本人職ホワイトカラーならば1、それ以外は0のダミー変数

表2　観測変数のプロフィール

1975A	n=2235							
観測変数	学歴	職業威信	収入	財産	B→B	W→B	W→W	sum_net
平均	10.76	45.16	6.89	8.76	.47	.09	.22	1.60
標準偏差	2.81	10.81	3.74	3.06	.50	.28	.42	1.15
1995B	n=848							
平均	12.41	51.92	9.39	4.58	.35	.11	.27	1.74
標準偏差	2.71	8.97	3.34	2.18	.48	.32	.44	1.36

1975B	n=1153				
観測変数	学歴	職業威信	収入	非一貫性	sd_net
平均	10.71	45.43	6.63	51.06	4.34
標準偏差	2.92	11.17	3.63	27.41	2.12
1995P	n=398				
平均	12.55	52.37	9.18	47.23	4.03
標準偏差	2.59	9.36	3.28	26.14	2.39

4・2　分析モデル

本研究は社会階層の要因が人々のネットワーク特性に影響するモデルを想定する。そこで、75年と95年のデータにおいて、被説明変数としてネットワーク多様性とネットワーク勢力性の二つの対照的なネットワーク特性の指標を、説明変数としては表1に示された社会階層変数を用いて共分散構造分析を行った[6]。

特に、脱階層化の一側面を表すネットワーク多様性のモデルに対しては説明変数に地位の非一貫性を表す変数を含め、ネットワークの広がりに対する地位の一貫による障壁の効果を探った。また、ネットワーク勢力性のモデルに対しては説明変数に世代間移動のパターンを表すダミー変数を含め、多母集団解析の簡便法[7]によって、親から子へネットワーク勢力性が継承される効果を探ることにしよう。

4・3　地位階層と弱い関連を示すネットワーク多様性

ネットワーク多様性の分析[8]のフィットについては、1975年B票については、$\chi^2 = 6.366$, d.f. = 2, CFI = .991, GFI = .998, AGFI = .984, RMSEA = .044、1995年P票については、$\chi^2 = 7.731$, d.f. = 2, CFI = .973, GFI = .992, AGFI = .943, RMSEA = .085、である（図4、図5）。1975年B票データはもちろんのこと、1995年P票データもまずまずの適合度といえる。

ネットワーク多様性に対しては、まず75年、95年を通して、地位階層が有意な正の直接効果を持っている（75年で .37、95年で .29、1％有意）。この理由として機会構造がある（Feld 1981, 1982）。地位階層は学歴、職業威信から構成されるが、学歴については以下の説明ができる。たとえば、中学卒、高校卒、短大・高専卒、大学・大学院卒ごとに職業の構成比を見ると、専門・管理職に就いている者は0.0%、9.6%、39.1%、42.5%と増加し、ブルーカラーになる者は81.4%、50.0%、26.1%、15.7%と減少する（95年P票）。つまり高学歴者は、中学校、高校、大学などを通してネットワークを形成し、結果的に社会的上層と知り合えるが、他方、低学歴者は高等教育機関に所属する機会がないために高学歴者と接する機会が少なくなり、マニュアル労働者との交際が促進される。また、高学歴者の交際相手は社会的に上層や下層であるためネットワークが多様になりうるが、低学歴者は同質的な下層との交際が多くなるという、階層の軸に沿った関係の非対称性が考えられる[9]。また、職業威信についても、職業威信が低ければ、自分と同じような職業の他者と同質的な交際を形成し、威信が高くなるほど、様々な他者との異質な広がりを形成できるという非対称性を見出せる。

他方で、75年、95年を通して、経済階層は直接効果を持たない。経済階層とネットワーク多様性の相関（表3）を見ると、75年で .093、95年で .144とかすかに相関がある（1％有意）が、これは地位階層による疑似効果であったことになる。また、ネットワーク多様性では、社会階層による説明力は低く変化のないことが特徴である（決定係数は75年で .12、95年で .12）。

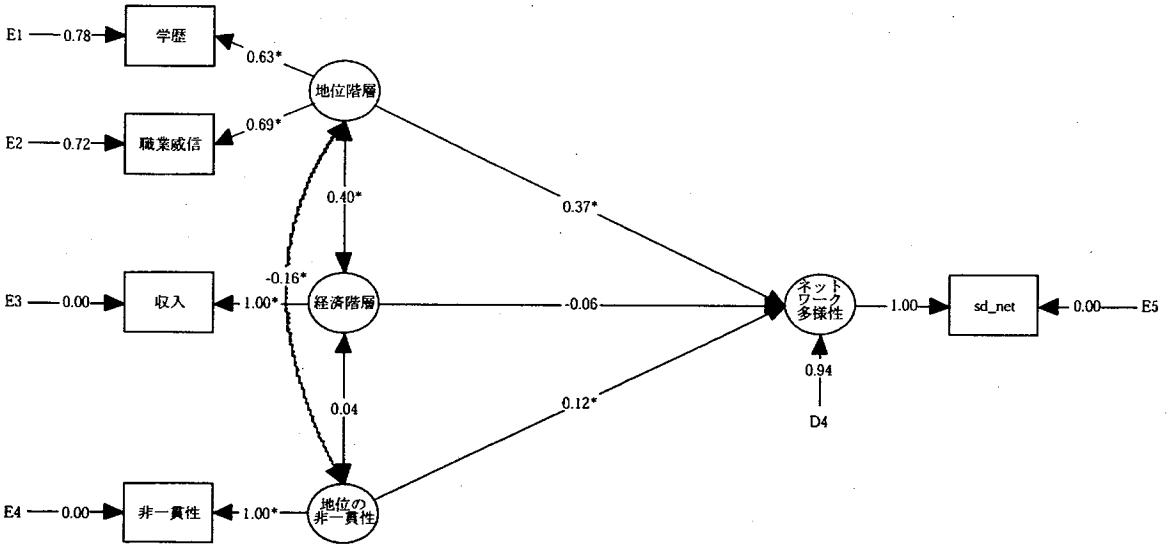

図4　1975年B票ネットワーク多様性の共分散構造モデル

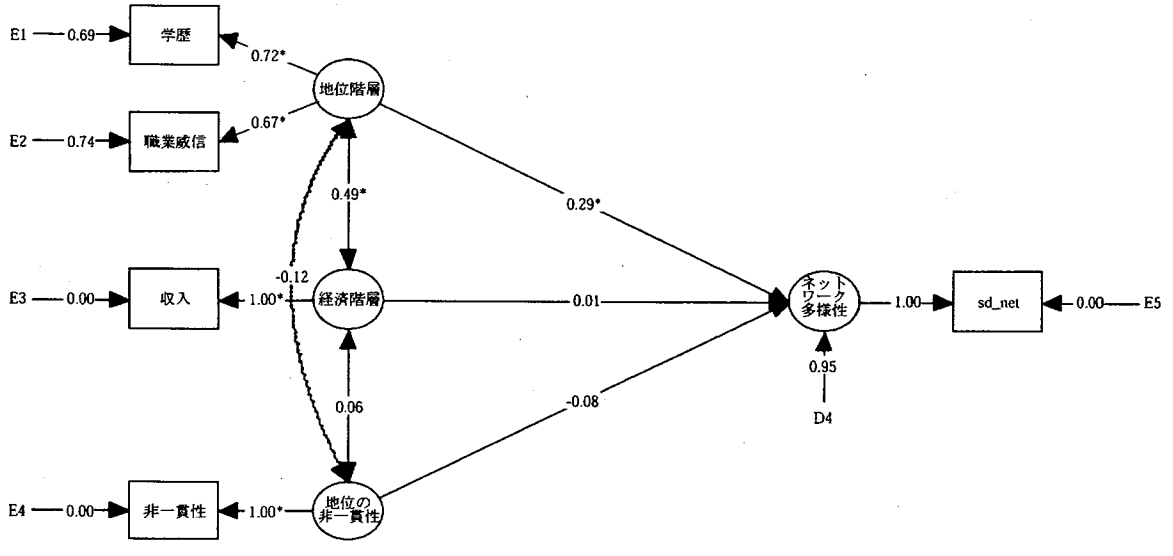

図5　1995年P票ネットワーク多様性の共分散構造モデル

表3　潜在変数間の相関（ネットワーク多様性）

1975B	地位階層	経済階層	地位の非一貫性	ネットワーク多様性
地位階層	1.000			
経済階層	.403	1.000		
地位の非一貫性	-.162	.041	1.000	
ネットワーク多様性	.326	.093	.057	1.000

1995P	地位階層	経済階層	地位の非一貫性	ネットワーク多様性
地位階層	1.000			
経済階層	.487	1.000		
地位の非一貫性	-.115	.060	1.000	
ネットワーク多様性	.301	.144	-.112	1.000

ネットワーク多様性に対する地位の非一貫性効果の消失　75年では、ネットワーク多様性は地位が非一貫であると広がり、地位が一貫であると狭まる直接効果がみられた（.12、1％有意）[10]。が、95年ではこの直接効果は消えている[11]。他の要因をコントロールした上では、地位非一貫性は有意な効果を持たず（.08、10％で非有意）、75年で見られたネットワーク多様性に対する地位非一貫性の直接効果は、95年になって失われた。地位の非一貫性はマクロな階層構造の歪みと個々人の階層への重複的であいまいな所属を表す。そのため、いずれかの地位が近いならば他の地位が異なる他者ともつきあいを促進する橋渡しのような効果を持つ。しかし95年では有意な効果を持たず、現代での地位非一貫性の意味が変わってきているように思われる。社会的に類似している者同士での選択的交際が顕著であることはつとに知られている（岡本1989）が、地位の非一貫性が広まると人々の間での類似の持つ意味が変わる。

75年と95年の階層構造の変化を捉えるために、クラスタ数を9に固定して（富永 1992）、学歴、職業威信、世帯収入のパーセンタイル値をもとにクラスター分析を行った。75年では高地位一貫、中地位一貫、低地位一貫の構成比は、17.6％、15.1％、18.1％であり50.8％が一貫層である。他方95年では、13.6％、11.3％、14％であり、一貫層は38.9％である。非一貫層は49.2％から61.1％へと増大している。次に、クラスターごとにネットワーク多様性の値を見てみた（図6、図7）。その結果、ネットワーク多様性の値が高

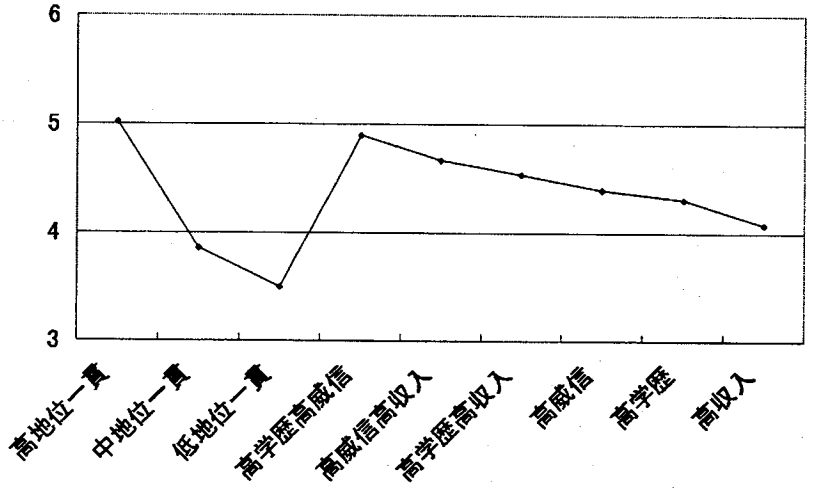

図6　社会階層クラスターとネットワーク多様性（75年）

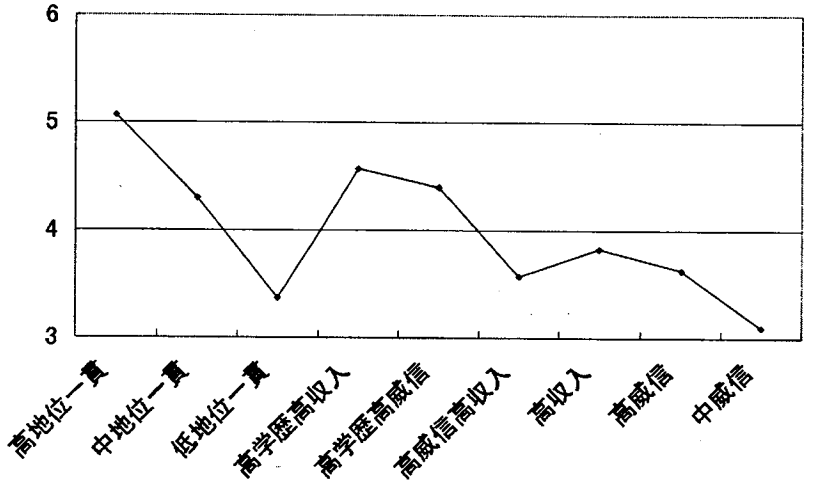

図7　社会階層クラスターとネットワーク多様性（95年）

地位一貫層でもっとも高く、低地位一貫層で低いことが75年・95年において共通している。そして75年では低地位一貫・中地位一貫層に比べ、非一貫層の方がネットワーク多様性が高い。しかし95年では、低地位一貫・中地位一貫層と非一貫層とはネットワーク多様性が同程度になっている。75年では、半分を占めていた非一貫層の方が多様なネットワークを形成していたが、95年では非一貫層が6割以上を占めるようになり、ネットワーク多様性の値も散らばっている。

ネットワーク多様性に対して、75年と95年を通して地位階層が一貫して影響しており、弱いとはいえその規定力にあまり変化はない。ただ、非一貫層の構成比は大きくなり、ある意味では平等化・中流化が生じているともいえる。しかも、地位が一貫であることがネットワークの広がりを妨げていた障壁――上層は下層ともつきあえるが、下層はネットワークを上方に広げたくとも広げられない――が95年において消滅した。以上から、人々のネットワークにおいて脱階層化が生じつつあるかのようにみえる。

4・4 経済階層の効果が大きいネットワーク勢力性

ネットワーク勢力性についての分析のフィットは、1975年A票は、$\chi^2 = 157.589$, d.f. = 9, CFI = .967, GFI = .983, AGFI = .933, RMSEA = .086である。1995年B票は、$\chi^2 = 34.739$, d.f. = 9, CFI = .984, GFI = .990, AGFI = .959, RMSEA = .058、である。1995年B票データはもちろんだが、サンプル数が多いことを考慮すれば、χ^2が若干高めの1975年A票データの適合度も良い[12]。多母集団解析の簡便法を用いているため、図には平均による効果と共分散による効果が同時に示してある(図8、図9)。

まず、地位階層と経済階層に対して、世代間移動のパターンが与える平均の効果に75年、95年の両時点を通して劇的な変化はない。分析の基準である父がブルーカラーで本人がホワイトカラーである者に比較すると、世代間でブルーカラーに滞在する場合(B→B)と父がホワイトカラーで本人がブルーカラーである場合(W→B)は地位階層・経済階層ともに下がる傾向にある。また、世代間でホワイトカラーに滞在する場合(W→W)は地位階層・経済階層ともに上がる傾向にある(以上の全ての係数は1%有意)。なお、潜在変数の平均については表4に示した。ただし、潜在変数の平均については非標準化係数で求めたものを示している。

次に、ネットワーク勢力性に対して、75年、95年を通して一貫して、世帯収入と所有財産で構成されている経済階層が非常に強い効果を有している(75年で.52、95年で.60、1%有意)[13]。権力や勢力を掌握しているものとの結びつきあいは、経済的な力と密接に結びついている。

他方で、ネットワーク勢力性に対して地位階層は直接効果をほとんど持たない(75年で-.33、95年で-.26、ただし両方とも10%有意にすぎない)[14]。潜在変数間の相関(表5)を見ると、地位階層はネットワーク勢力性に対して正の関係を有している(75年で.238、95年で.294、両方とも1%有意)。これは、現実の社会では、経済階層が高

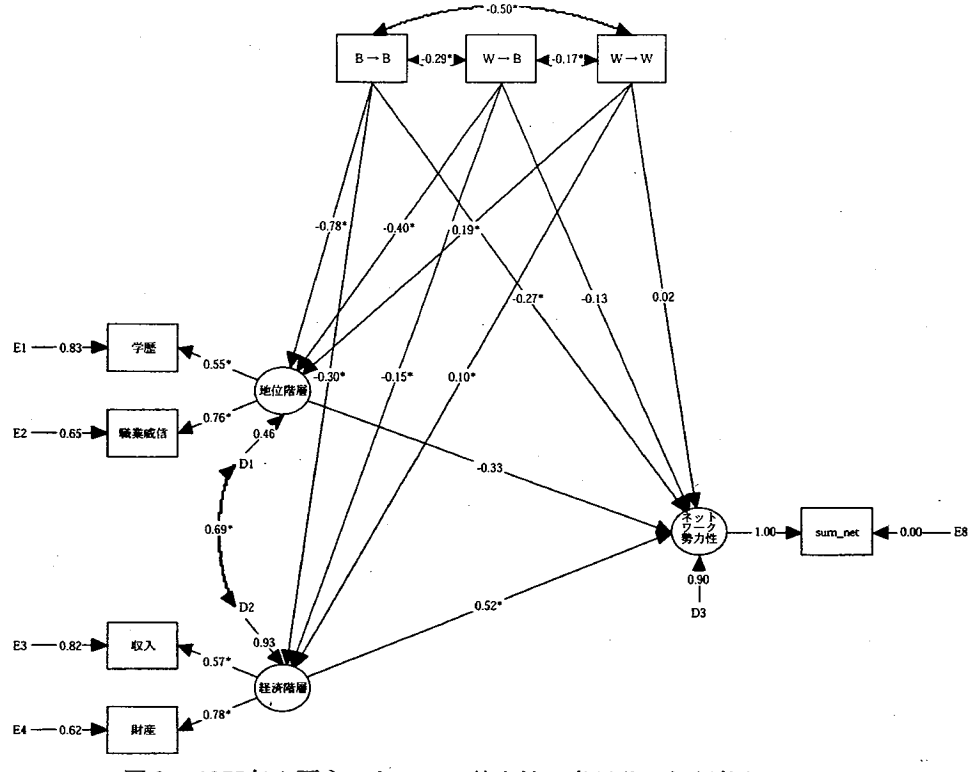

図8　1975年A票ネットワーク勢力性の多母集団解析簡便モデル

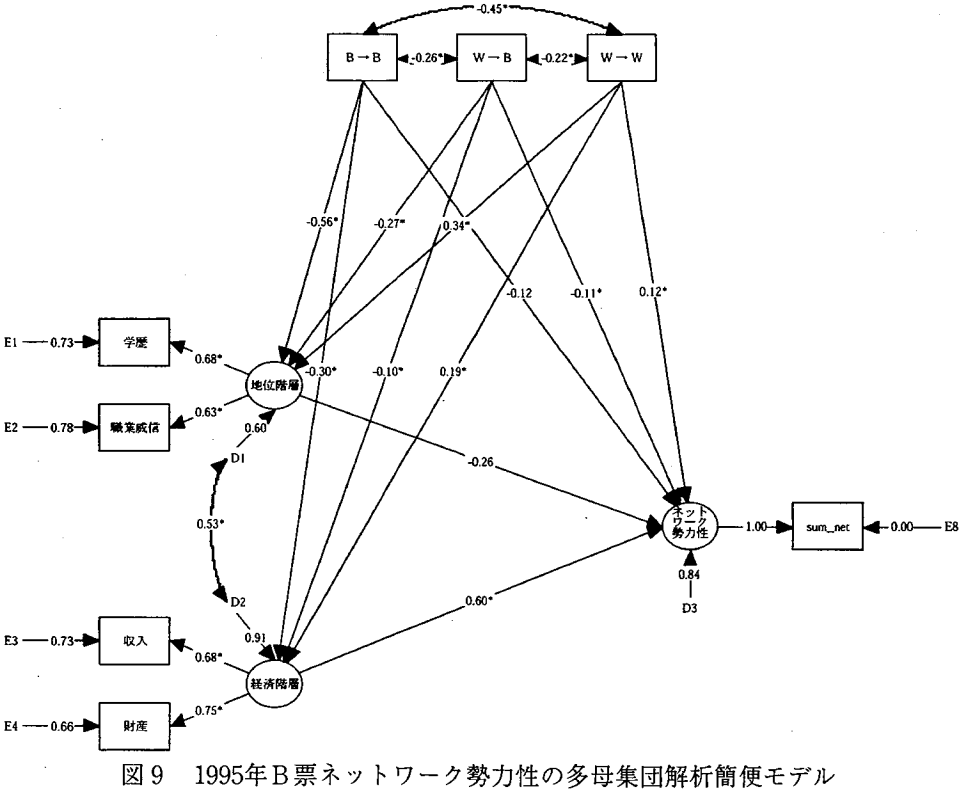

図9　1995年B票ネットワーク勢力性の多母集団解析簡便モデル

表4　多母集団解析簡便法における潜在変数の平均

1975 A						
				平均		
	B→B	W→B	W→W	地位階層	経済階層	ネットワーク勢力性
父B→子B	1	0	0	-2.42	-1.28	-.39
父W→子B	0	1	0	-2.19	-1.13	-.34
父B→子W	0	0	0	0	0	0
父W→子W	0	0	1	0.72	0.52	0.03

1995 B						
				平均		
	B→B	W→B	W→W	地位階層	経済階層	ネットワーク勢力性
父B→子B	1	0	0	-2.19	-1.41	-0.44
父W→子B	0	1	0	-1.59	-0.75	-0.44
父B→子W	0	0	0	0	0	0
父W→子W	0	0	1	1.44	1.00	0.45

表5　潜在変数と観測変数の相関（ネットワーク勢力性）

1975A						
	B→B	W→B	W→W	地位階層	経済階層	ネットワーク勢力性
B→B	1.000					
W→B	-.292	1.000				
W→W	-.501	-.167	1.000			
地位階層	-.755	-.206	.647	1.000		
経済階層	-.307	-.081	.278	.618	1.000	
ネットワーク勢力性	-.151	-.035	.109	.238	.420	1.000

1995B						
	B→B	W→B	W→W	地位階層	経済階層	ネットワーク勢力性
B→B	1.000					
W→B	-.264	1.000				
W→W	-.447	-.216	1.000			
地位階層	-.647	-.197	.656	1.000		
経済階層	-.355	-.068	.349	.627	1.000	
ネットワーク勢力性	-.191	-.093	.237	.294	.526	1.000

くなれば地位階層も高くなる傾向が強く見られるための擬似的な関連であったことが分かる(経済階層と地位階層の相関係数は、75年で.618、95年で.627、両方とも1%有意)。

前節の分析ではネットワーク多様性に対して地位階層が効果を持っていたが、ネットワーク勢力性に対しては経済階層が強い効果を持っており、対照的なネットワーク指標に対して社会階層の異なる側面が関連しているといえる。

また、決定係数は、75年に比べて95年の方が高くなっており(75年は.19、95年は.29)、勢力層との交際の基盤として経済的な資源がますます重要になってきているといえる。

ネットワーク勢力性に対する世代間移動の効果の顕在化　ネットワーク勢力性に対しても、ブルーカラーからホワイトカラーへの移動を基準とした場合の世代間移動の平均の効果を見ている。図では標準化解のみを示してあるが、世代間移動からネットワーク勢力性への効果を非標準化解で示すと、75年A票ではそれぞれの係数はB→Bは-.616、W→Bは-.546、W→Wは.052、である。つまり、ブルーカラーからホワイトカラーへと世代間移動した者を基準とした今回の分析の場合、父子ともにブルーカラーであると-.616だけネットワーク勢力性の平均が低くなる(5%有意)。同様に、ホワイトカラーからブルーカラーへと世代間移動は-.546だけ平均が低くなる傾向がある(10%有意)。そして、ホワイトカラーからホワイトカラーへ滞在しても、ネットワーク勢力性の平均に有意な増加は見られない。

一方、95年B票では、それぞれの非標準化係数は、B→Bは-.349、W→Bは-.471、W→Wは.370、である。先ほどと同じように、ブルーカラー滞在は-.349だけネットワーク勢力性の平均が減少する傾向があり(10%有意)、また、ホワイトカラーからブルーカラーへの世代間移動は-.471だけ平均が下がる(5%有意)。ただし、決定的に異なるのは、ホワイトカラーからホワイトカラーへ滞在した場合、ネットワーク勢力性の平均が.370上がっていることである(5%有意)。

世代間移動の効果は75年においてはみられないが、95年でネットワーク勢力性の継承が見られはじめたことを分析結果は示している。ブルーカラーは親世代がどうであろうとホワイトカラーに比べてネットワーク勢力性を有していない。そしてW→Wが有意であることから、ホワイトカラーの中でも、父がブルーカラーである者に比べて、父もホワイトカラーである者の方がより勢力的なネットワークを獲得する傾向がある。父職と本人職とで、ブルーカラー・ホワイトカラー別にネットワーク勢力性の観測変数(sum_net)の平均値を図で見ると図10、図11のようになる[15]。経済階層によって大きく規定されるネットワーク勢力性は、ネットワーク多様性よりも説明力が高めであり、95年ではさらに高くなっている。しかも95年では、同じホワイトカラーであっても、親世代もホワイトカラーである者の方がコネやツテとして重要であるネットワーク勢力性が高くなっている。

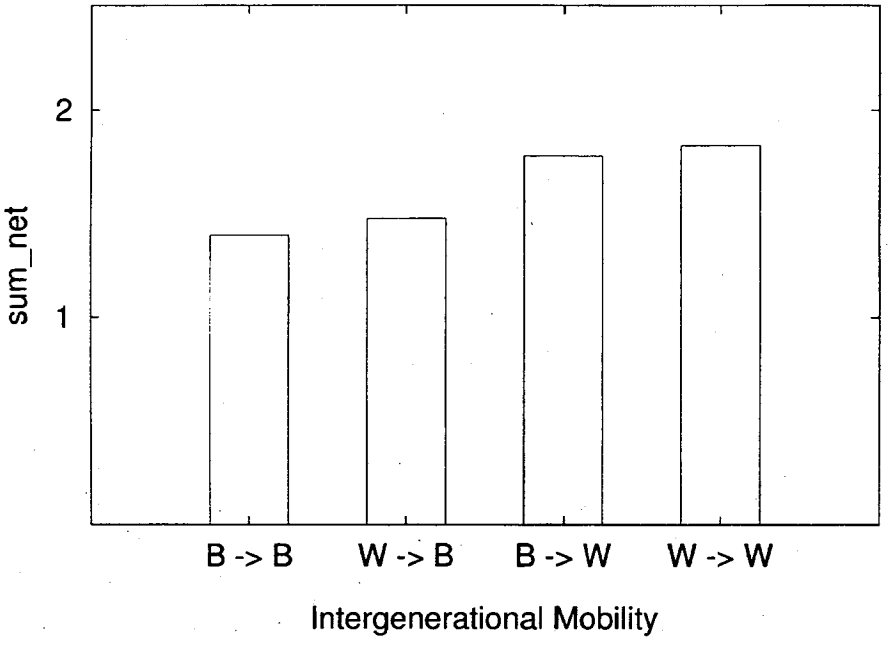

図10　1975年A票　世代間移動とネットワーク勢力性（観測変数）

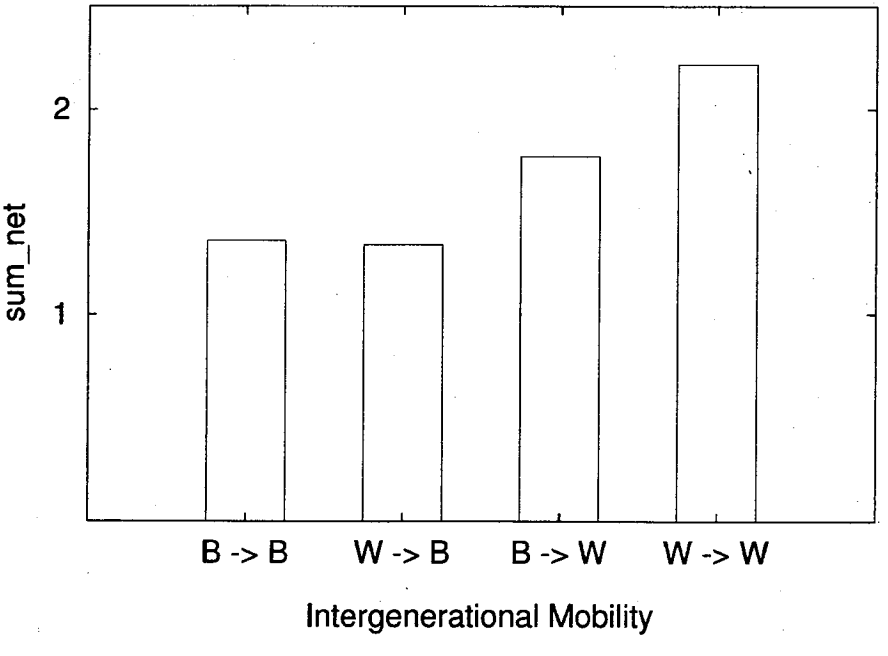

図11　1995年B票　世代間移動とネットワーク勢力性（観測変数）

5　ネットワークの行方と階層格差の隠蔽

以上の分析より、ネットワークのそれぞれの特性に対して社会階層の影響のおよぼし方が異なることが分かった。ネットワーク勢力性は経済階層から大きな直接効果を受けており、分散の三割程度もモデルによって説明される。また、説明される割合は95年になって高まっており、社会階層との結びつきがさらに密接になってきている。他方でネットワーク多様性は、経済階層から直接効果を受けてない。地位階層は直接効果を若干持つものの、分散の一割程度しか説明しておらず、ネットワーク多様性は社会階層から比較的に逃れているといえる。ただしその弱い規定力も、95年になってさらに弱まったわけではまったくない。

脱階層論によれば、人々は階層に縛られない自由で開放的なネットワークを広げるようになり、ネットワークに対する社会階層の効果は次第に弱まるはずだった。が、分析の結果、経済階層において上層であるほど権力とのコネやツテを表すネットワーク勢力性が高まり、また、地位階層において上層であるほど開放的で多様なネットワークを形成している傾向が、75年・95年のいずれの時点でもみられた。そして、ネットワーク多様性に対する社会階層の説明力は決して弱まってはおらず、そればかりかネットワーク勢力性に対する経済階層の説明力はむしろ95年で高まってきている。この20年の経時データを見る限り、ネットワークの視点からは単純には脱階層論を支持できない。

さらに、自由で開放的に広げていくネットワーク多様性に対する地位の一貫性や結晶化に由来する障壁は消失したものの、コネやツテとしてのネットワーク勢力性に対しては世代間継承が顕在化した。対照的な特性における対照的なこの変化は、つきあいにおける選択自由の主観的獲得による、つきあいにおける客観的な階層格差の隠蔽をもたらしうる。「豊かな社会」におけるこのようなネットワークのあり方は〝見えにくい〟格差を促進し、脱階層化という言葉による社会階層の隠蔽を今後もたらす可能性がある。

謝辞

本研究は1995年SSM調査研究の一環としておこなったものであり、データの使用および結果の発表にあたって同研究会の許可を頂きました。本稿は、1995年SSMデータB票のみを分析対象とした1997年関西社会学会での配布論文とそれを発展させた「社会階層と社会的ネットワーク」(『年報人間科学』19:101-113)に対して1975年SSMデータとの比較を行った「社会的ネットワークの趨勢」(1995年SSM調査報告シリーズ17『社会階層とライフスタイル』271-292)で用いたデータと変数を取捨選択して新たに分析し、議論を発展させたものです。また、直井優先生(武蔵大学)、原純輔先生(東北大学)、その他の先生、から頂いたコメントによって内容が改善されました。以上を記してここに感謝致します。ただし本稿の責任はひとえに筆者にあります。

注

(1) 人々の交際を分析する際の、1975年や1995年のSSM調査質問項目のメリットや問題点などについては菅野(1998b)を参照。

(2) つきあいの相手の職業名の詳細、それぞれに割り振った職業威信スコアの実際の値については菅野(1998b)を参照。

(3) 菅野(1998a,1998b)は勢力ネットワークという言葉を用いているが、ネットワークの特性そのものを表すにはネットワーク勢力性の方が適していると判断した。

(4) 主成分法で因子分析を行い、因子得点をネットワーク勢力性の指標の値とした分析結果については菅野(1998b)を参照。

(5) 地理的要因（居住地区の人口密度、地理移動の有無）、本人年齢、従業先の雇用規模、職階における権威の有無などがネットワークに対して持つ効果やその他細かい点については菅野(1998b)を参照。本研究では社会階層的なテーマに焦点を絞り、モデルを単純化する。

(6) 潜在変数の指標の選択に際してはStepwise EFAを用いた(狩野・原田 1997; Harada and Kano 1998; Kano, and Harada 1998; 狩野・原田 1998 Kano and Harada in press)。

(7) 本来ならば、世代間移動のパターンごとに多母集団解析を行うことが望ましい。しかしSSMデータはサンプル数が大きいために棄却されないモデル構築は難しい。また、母集団数が多くなることでも多母集団解析は困難となる。このため、母集団ごとに平均は異なるが、共分散構造は同じであるという仮定の簡便法を本研究では用いることにする。

(8) 推定には最尤法を用いた。誤差相関は一切認めていない。図には標準化係数を示してある。なお、＊がついている係数は、5％で有意である。

(9) 他の理由として、学歴が自立性や知的柔軟性を高め(Kohn and Schooler 1983; Naoi and Schooler 1985)、異質な社会に属する他者とのコミュニケーションを可能にするためにネットワーク多様性が増大することも考えられる。

(10) 75年での地位非一貫性とネットワーク多様性の相関は .06、10％有意である。

(11) 95年では、地位非一貫性とネットワーク多様性の間に相関で見る限り有意な負の相関がある(-.11、1％有意)。しかしこれは、図5を見れば分かる通り地位階層による疑似相関である。地位非一貫性のスコアは、個別の階層変数との多重共線性回避のためパーセンタイル値をもとに構成されているが、地位階層とかすかに弱い負の相関関係を示している。なお、95年のB票データを用いて、八つの職業から75年基準威信スコアによってネットワーク多様性を構築して同様の分析を行うと、地位の非一貫性がネットワーク多様性を広げる正の有意な効果を持つことが分かっている（菅野 1998a)。つまり、75年基準威信スコアと95年版威信スコアの相関は非常に高いが、今回の分析とやや結果が異なっている。ただし、95年B票での有意な効果は75年時に比べると弱くなってきていることも分析から分かる。そこで本稿ではネットワーク多様性に対する地位の非一貫性の効果は弱くなってきていると捉えている。

(12) 推定には最尤法を用いた。図には標準化係数を示してある。なお、多母集団解析の簡便法において世代間移動の三つのダミー変数は平均の効果を表しているにすぎないため、D1とD2の間に相関を認めるのは妥当である。その他の誤差相関は認めていない。

(13) 以後の解釈は、慣例にならい、簡便法での出力そのままの値で行う。

(14) サンプル数が多いことを考慮すると10％有意では負の直接効果

はかなり弱いが、その効果を考察するならば以下のようにも考えられる。経済階層が一定であるというコントロールをした分析状況を想定すると、地位階層が高い者ほど、ネットワーク勢力性を有していない傾向が読み取れることになる。経済階層を一定とした場合に、学歴や職業威信などの地位階層が比較的に高いものとして、例えば一部の教職などがあり、これらは必ずしもネットワーク勢力性を有していない。逆に、経済階層を一定として、学歴や職業威信が相対的に低い傾向のものとして例えば一部の自営業などが想定できる。これらは、地域に密着した形でのネットワーク勢力性の獲得と形成を自然に行っていると予想できる。このようなことが、経済階層をコントロールした場合の地位階層の負の直接効果の理由として考えられる。なお、広く使われているいくつかの共分散構造モデルのソフトウェアでは、多重共線性のチェックをするオプションは現時点では存在しない。ただし、別の分析での許容度やVIFなどを見る限り多重共線性の心配はない。

(15) 同様の傾向はネットワーク勢力性の潜在変数の平均を求めてみても確認できる(表4)。

(16) 所有財については、持っている財産の総和を求めた。75年A票では17項目のダミー変数の総和、95年B票では12項目のダミー変数の総和となる。75年A票では、エア・コンディショナー、株券または債権、貸付信託、カメラ、応接セット、スポーツ会員権、電子レンジ、ガス瞬間湯沸器、ステレオ、ピアノ、携帯用ラジオ、カラーテレビ、家屋(持家)、宅地、自家風呂、電話、乗用車、の17項目、95年B票では、株券債権、スポーツ会員権、美術骨董品、食器洗い機、応接セット、FAX、電子レンジ、乗用車、持ち家、パソコン・ワープロ、クーラー・エアコン、ピアノ、の12項目である。なお、75年B票と95年P票の質問紙は所有財について尋ねておらず、変数は構築できない。

(17) 地位の非一貫性の値を求める具体的な式は以下のとおりである。p_1:教育年数のパーセンタイル値、p_2:職業威信スコアのパーセンタイル値、p_3:年間世帯収入のパーセンタイル値とすると、

地位の非一貫性スコア$=[(p_1-p_2)^2+(p_2-p_3)^2+(p_3-p_1)^2]$

参考文献

1975年SSM全国調査委員会 1976『1975年SSM調査基礎集計表』

1995年SSM調査研究会 1996『1995年SSM調査コードブック』

Allan, G. 1977 "Class Variation in Friendship Patterns." *British Journal of Sociology* 28: 389-393.

Allan, G. 1989 *Friendship: Developing a Sociological Perspective.* Harvester Wheatsheaf. =1993 仲村祥一・細辻恵子訳『友情の社会学―ネットワーク、操作者、コアリッション』世界思想社

Blau, Peter M. 1956 "Social Mobility and Interpersonal Relations." *American Sociological Review* 21: 290-295 =1965 仲村祥一訳「社会的移動と人間関係」鈴木広訳編『都市化の社会学』誠信書房: 180-190

Campbell, K. E. and Marsden, P. V. and J. S. Hurlbert 1986 "Social Resources and Socioeconomic Status." *Social Networks* 8: 97-117.

Feld, S. L. 1981 "The Focused Organization of Social Ties." *American Journal of Sociology* 86: 1015-1035.

Feld, S. L. 1982 "Social Structural Determinants of Similality Among Associates." *American Sociological Review* 47: 797-801.

Granovetter, M. S. 1973 "The Strength of Weak Ties." *American Journal of Sociology* 78: 1360-1380.

原 純輔 1997「戦後日本の階層と階層意識―SSM調査1955-1995年の軌跡―」

『行動計量学』24: 11-19
Harada, A. and Kano, Y. 1998. Stepwise EFA プログラム. 大阪大学人間科学部
Hodge, R. W. and D. J. Treiman 1968 "Class Identification in the United States." *American Journal of Sociology* 73: 535-547.
Huang, G. and M. Tausig 1990 "Network Range in Personal Networks." *Social Networks* 12: 261-268.
今田高俊・原 純輔 1979 「社会的地位の一貫性と非一貫性」 富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会: 161-197
今田高俊 1989『社会階層と政治』
Jackman, M. R. and R. W. Jackman. 1973. "An Interpretation of the Relation between Objective and Subjective Social Status." *American Sociological Review* 38:569-582.
狩野 裕・原田 章 1997 「因子分析における変数選択—変数増加法—」『日本行動計量学会第26回大会発表論文抄録集』
狩野 裕・原田 章 1998 「因子分析における変数選択:変数減少法」『第66回日本統計学会公演報告集』111-114
Kano, Y. and Harada, A. 1998. "Stepwise variable selection in factor analysis. Technical Report DATA98-03." Osaka, Japan.
Kano, Y. and Harada, A. (in press) "Stepwise variable selection in factor analysis." *Psychometrika.*
Kohn, M. L. and C. Schooler 1983 *Work and Personality: An Inquiry into the Impact of Social Stratification.* Norwood: Ablex.
Lenski, G. E. 1954 "Status Crystallization: A Non-Vertical Dimension of Social Status." *American Sociological Review* 28: 219-229.
松本 康 1995 「現代都市の変容とコミュニティ、ネットワーク」 松本 康編『増殖するネットワーク』勁草書房: 1-90
村澤昌崇 1998 「階層文化と交際」 1995年SSM調査シリーズ 18 片岡栄美編『文化と社会階層』 1995年SSM調査研究会: 159-169
村瀬洋一 1998 「関係的資源保有の格差と規定因 —有力者との人間関係を指標とした政治的影響力の階層構造—」 1995年SSM調査シリーズ 7 片瀬一男編『階層意識の現在』 1995年SSM調査研究会: 131-150
村瀬洋一 1999 「有力者とのネットワーク保有の規定因 —関係的資源を指標とした政治的影響力の社会階層構造—」『社会学評論』 50: 21-50
直井優 1979 「職業威信尺度の構成」 富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会: 434-472
Naoi, A. and C. Schooler 1985 "Occupational Conditions and Psychological Functioning in Japan." *American Journal of Sociology* 90: 729-752.
野沢慎司 1999 「パーソナル・ネットワーク・メンバーの多様性—東京・台東区と三鷹市の比較—」『大都市における都市構造の転換と社会移動に関する実証的研究』(平成8年度～平成10年度科学研究費補助金 研究成果報告書、研究代表者 渡戸一郎) 93-105
岡本隆宏 1989 「日常交際における社会的同質性と階層構造」『年報人間科学』 10: 89-110
菅野 剛 1994 「社会階層と人々の交際形態」 白倉幸男編『現代の社会階層と社会意識』 社会移動研究会: 65-86
菅野 剛 1997『社会階層と友人ネットワークに関する計量社会学的研究』大阪大学人間科学科修士論文
菅野 剛 1998a 「社会階層と社会的ネットワーク—地位の非一貫性と社会移動の効果—」『年報人間科学』 19: 101-113
菅野 剛 1998b 「社会的ネットワークの趨勢—1975年と1995年における社会階層の効果の変遷—」 白倉幸男編 1995年SSM調査報告シリーズ 17『社会階層とライフスタイル』 271-292

菅野 剛 1998c 「女性と社会的ネットワーク」 白倉幸男編 1995年SSM調査シリーズ 17『社会階層とライフスタイル』 309-322
富永健一・友枝敏雄 1986 「日本社会における地位非一貫性の趨勢」『社会学評論』 37: 20-42
富永健一 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
山口 洋 1998 「出身階層と到達階層 ―世代間社会移動と社会意識―」 1995年SSM調査シリーズ 6 間々田孝夫編『教育機会の構造』 1995年SSM調査研究会: 47-63
安田 雪 1998 「職業アスピレーション：教育かネットワークか」 1995年SSM調査シリーズ 9 岩本健良編『教育機会の構造』 1995年SSM調査研究会: 95-112

The Relationship of Social Stratification and Network Characteristics in "Affluent" Japan: 1975-1995

Tsuyoshi SUGANO

In this paper, I clarify the relationship between social stratification and characteristics of social network. Upon 1975 SSM and 1995 SSM survey data which are large representative data of contemporary Japan, the followings are clarified by the method of covariance structure analysis (SEM). In addition, the effects of social mobility and status inconsistency on social network characteristics are examined. Social stratification turns out to be consistently significant to two characteristics of social network, the powerfulness and diversity of networks, throughout two decades. Economic class has strong positive effect on network powerfulness, and Status class has weak positive effect on network diversity. Social mobility turns out to be significant to network powerfulness only in 1995, and the effect of status inconsistency on network diversity disappears in 1995. Furthermore, proportion of explained variance of network powerfulness is quite increased in 1995.

These findings suggest that social stratification becomes more significant to social networks, because of the emergence of positive effect of parent's social stratification on network powerfulness.

Keywords

network diversity, network powerfulness, social stratification, destratification, multi-population covariance structure analysis