

学歴達成の規定要因——パス解析の応用例——

1. 問題の所在、分析方法、およびデータ

われわれの社会には、権力・富力・威信など、さまざまな社会的資源の不平等配分にもとづく社会的地位の階層が形成されているが、人々は、このような社会において、父親の階層的地位から出発して、生涯を通じて、自分の階層的地位を形成していく。このような個人々の階層的地位の形成過程において、家柄や性別のような帰属原理的要因と個人々の能力や適性のような業績原理的要因のどちらがより重要であるかを明らかにすることは、教育社会学における主要な関心の一つであった。

それというのも、一方では、多くの産業民主主義社会において業績原理的平等の理念が一般に受け入れられてきたからであり、他方では、学校教育は業績原理的平等を具現するものであると期待されてきたからである。換言すれば、学校は、家柄や出身階層などによってではなく、個人々の能力や適性などの業績原理的基準によって人々を選抜し、教育し、そして彼らを種々の社会的地位に配分していると期待されてきたからである。果たして、現実はどうであろうか。

本稿では、まず、個人々の階層的地位達成の規定要因としての学歴の重要度について検討し、ついで、学歴達成の規定要因について考察する。そして、最後に、分析手法について若干のコメントを加えよう。

本稿で用いられる主要な分析手法は、パス解析 path analysis とよばれるものである。従来、この分野の研究では、(多重)クロス表を基礎にした各

種の指数ないし関連係数が用いられていたが、ブラウ＝ダンカンが The American Occupational Structure (1967) において、パス解析を用いて以来、この分野の諸研究ではパス解析が中心的な分析手法として用いられるようになった。パス解析の利点は、多くの変数を同時に考察でき(多変量解析)、かつ、従属変数に対する各独立変数の相対的重要性を比較的容易に考察できること、および、本稿で扱う個人々の階層的地位形成過程のような「過程」の分析に適していることである。

なお、パス解析の詳細については、安田三郎『社会統計学』(1971)、拙稿「パス解析：その特徴と限界」(1977)などを参照いただければ幸いである。また、本稿の場合もそうであるが、パス係数の推定には、SPSS に含まれている回帰分析のプログラムを用いればよい。

つぎに、以下の分析で扱われる変数は、母学歴(母親の最終学歴)、父学歴(父親の最終学歴)、父職(父親のおもな職業)、学歴アスピレーション(義務教育最終学年の頃の学歴アスピレーション)、学歴(息子＝調査対象者の最終学歴)、初職(息子の最初に就いた職業)、現職(息子の1975年現在の職業)の七つである。また、各変数の尺度については、「学歴」変数についてはすべて教育年数を用い、他方、「職業」変数については国勢調査職業分類の職業小分類項目ごとの職業威信スコア(1975年SSM全国調査委員会事務局1976)を用いた。したがって、すべての変数が一応間隔尺度として扱われたことになる。

用いたデータは、1975年SSM全国調査¹⁾(研究代表者、富永健一)のうちのA調査票によるデ

表 1 5変数間の相関係数(主対角線の上半分)およびパス係数(下半分)

r	父学歴	父職	学歴	初職	現職	R^2	$\sqrt{1-R^2}$
β	父学歴	父職	学歴	初職	現職	決定係数	残余効果
父学歴	—	.432	.511	.276	.254	—	—
父職	—	—	.403	.338	.330	—	—
学歴	.414	.224	—	.491	.426	.302	.835
初職	(-.019)	.168	.423	—	.576	.265	.857
現職	(-.001)	.111	.154	.463	—	.369	.794
平均	7.80	44.03	10.84	42.80	45.20	[注] ()は1%水準で有意でないもの	
標準偏差	3.12	10.42	2.97	9.27	10.98		

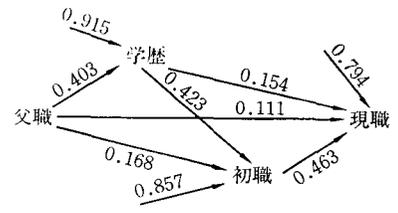


図 1 階層的的地位達成過程と基本的パスモデルおよび各パス係数の推定値($\hat{\beta}$)

ータである。調査は、1975年11月に、全国の20歳以上70歳未満の男子を母集団として、無作為層別多段抽出法により選ばれた4,001人の対象者に対して、質問紙によるインタビューによって行なわれた。有効サンプル数は2724、回収率は68.1%であった。

2. 職業達成に対する学歴の役割

まず、日本における個々人の職業達成過程を概観しよう。表1は、父学歴、父職、学歴、初職、現職の各変数の平均、標準偏差、および5変数からなる完全逐次的モデルの場合のパス係数の推定値を主対角線の下左に示し、右上方には5変数相互間の単相関係数、決定係数および残余変数効果の各推定値を示したものである。また、図1は、父学歴を除く4変数からなる完全逐次的モデルによる結果を、パスダイアグラムであらわしたものである。以下、表1の右上の部分と図1によって、分析結果を吟味しよう。

表1から、つぎの諸点が明らかであろう。

(1) 個々人の学歴達成は父学歴や父職によってかなり影響されており($R^2=.302$)、したがって、教育機会は出身階層に関係なくすべての人に平等

に開かれているとは言い難い状態にある。

(2) 初職に影響をおよぼす要因としては、学歴がもっとも重要であり、初職の分散のほぼ18% (パス係数の2乗)を説明する。それに比べて、直接効果で見ると、父職の影響は相当に小さい。

(3) 現職の規定要因としてもっとも重要なのは初職であり、それは現職の分散の21%を説明する。他方、父職や学歴の現職に対する影響は、初職のそれに比べてはるかに小さい²⁾。

(4) 以上3点から、個々人の職業達成過程には「出身階層→学歴→初職→現職」の経路に沿って比較的大きな影響関係があるということが出来る。これは、図1に明瞭に示されているところでもある。すなわち、図1では、その経路に沿って.4以上のかかなり大きなパス係数値があらわれている。

それでは、個々人の職業達成過程において業績原理と帰属原理のどちらがより優勢であるといえるだろうか。この点については、以上の分析結果からは必ずしも明らかではない。直接効果で見ると、現職に対する父職の効果(.111)と学歴の効果(.154)とは大差ないからである。そこで、こ

表 2 基本的パスモデルにもとづく単純相関の分解

単純相関 (A)	因果的相関			非因果的相関 (E) = A - D
	直接効果(B)	間接効果(C)	総効果(D) = B + C	
父職-現職 .330	.111	.219	.330	0
学歴-現職 .426	.154	.196	.350	.076

の問題についてさらに検討するために、それぞれの間接効果、総効果などを求めてみた。表2はその結果を示している。(なお、ここでは、現職に対する父職の効果をもって帰属原理の指標とし、また、現職に対する学歴の効果をもちて業績原理の指標としている。)

表から明らかのように、直接効果では学歴の効果が父職の効果よりやや大きい、逆に、間接効果では父職の効果が学歴の効果よりわずかだが大きい³⁾。その結果、総効果では、父職の効果と学歴の効果とは、後者がいくらか大きいものの、ほとんど同じである。つまり、父職や父学歴といった帰属原理的要因が個々人の学歴達成にかなり大きな影響をおよぼしており、その結果、父職の現職に対する間接効果が大きくなり、そして、総効果では学歴の総効果とほとんど等しくなっている、ということである⁴⁾。

この事実の意味は重大である。なぜなら、今日、「日本は学歴社会である」といわれ、どのような学歴を取得するかが個々人のその後の職業経歴を大きく左右しているといわれる反面で、教育機会だけは家柄や出身階層に関係なく、すべての個人に平等に開かれていると思われがちだが、すでに潮木(1975)などによって論証されているように、平等なはずの教育機会が現実には出身階層によってかなり異なっているという議論を、上述の結果は支持するものだからである。

3. 学歴達成の規定要因

そこで、つぎに学歴達成の規定要因について考察しよう。表3は、全サンプルを一括した場合および年齢コーホート別にした場合のそれぞれについて、学歴を従属変数とし、母学歴、父学歴、父職の三つを独立変数とした1次加法モデルによる計算結果を示したものである。表中、上段は一般の偏回帰係数であり、下段はパス係数である⁵⁾。

表3に示されているように、個々人の学歴達成が母学歴、父学歴、父職などの家庭環境諸要因によって規定される程度(R^2)は、年齢階層によって23%から34%の間で異なるが、若年層ほど小さくなるかといった一貫的傾向は見られない。換言すれば、高学歴化の進行に伴って教育機会は次第に開放的になると考えられがちだが、この分析結果によるかぎり、そのような傾向はとくに見られない。ただ20代、40代、60代だけをとり上げた場合、家庭環境の影響は若年層ほど小さくなっているように見えるし、また20代と30代とを比べても同様のことがいえる。したがって、これだけの分析では、高学歴化と教育機会の開放性との関連について断定的なことはいえない、というべきであろう。

他方、家庭環境諸要因のなかでどの要因が相対的により重要であるかについては、興味深い傾向が見られる。すなわち、表の上段の偏回帰係数の

従属変数 独立変数	学 歴 (上段: 偏回帰係数, 下段: パス係数)						
	年 齢 階 層	20~29	30~39	40~49	50~59	60~69	Total
母 学 歴		.263 .250	.261 .244	.142 .113	(.066) (.058)	(-.024) (-.026)	.269 .236
父 学 歴		.157 .197	.147 .181	.274 .261	.294 .279	.340 .411	.254 .267
父 職		.042 .180	.063 .280	.089 .317	.075 .252	.096 .297	.057 .200
R^2		.254	.334	.323	.231	.341	.332
平 均		12.3	11.6	10.3	9.4	8.7	10.8
標 準 偏 差		2.44	2.47	2.97	2.89	2.92	2.97
サ ン プ ル 数		680	707	647	413	267	2714

表3 学歴達成の規定要因
(コーホート別分析)

各値が示しているように、学歴達成におよぼす父学歴および父職の影響は若年層になるほど小さくなっているのに対して、母学歴の影響は逆に一貫して大きくなっている。他方、表の下段のパス係数の各値が示しているように、母学歴と父学歴の相対的重要性が逆転するのが30～39歳層であり、また母学歴と父職との相対的重要性が逆転するのは20～29歳層においてである。30～39歳層の人々は戦後の新学制が定着し、高校進学率が50%水準を超えた時期に高校へ進学した世代であり、20～29歳層の人々は、日本経済の高度成長期、大学進学率が15%水準を超えた時期以降に高校や大学へ進学した世代である。また、いわゆる「教育ママ」という現象が指摘されるようになるのもこの時期からである。

したがって、以上のことから、人々の生活水準が高くなり、高学歴化が進むにつれて、学歴達成を規定する家庭環境諸要因の相対的重要性は、父職や父学歴のようなどちらかという経済的・社会的要因から、母学歴のような文化的要因に移行してきたと考えることができるだろう。すなわち、一般に生活水準が低く、高校や大学への進学率がそれほど高くない時代には、たとえば、経済的に貧しいということは上級学校不進学の理由に容易になりえたであろうし、逆に経済的に豊かであることは上級学校進学に伴う経費の負担を問題にする必要性が少ないというだけではなく、教育を投資として積極的に評価する条件にもなりえたと考えられるからである。また、一般に家父長的な社会では父親の社会的地位を子供が引き継ぐように志向する傾向があると考えられるが、学歴が社会的地位指標の一つとして認識されているかぎり、父学歴はとくに男の子供の学歴達成に影響すると考えられる。ところが、生活水準が高くなり、高学歴化が進むにつれて、より積極的な進学理由が問われるようになる。このような状況のなかで学歴達成の規定要因として母学歴の重要性が高まってきたと考えることができよう。(なお、以上の

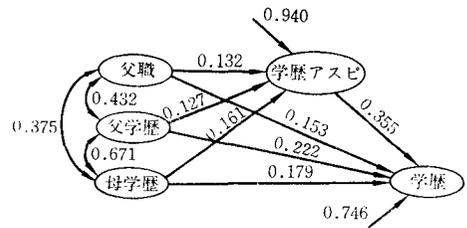


図2 学歴達成過程のパスモデルおよびそのパス係数の推定値(二方向矢印はモデルでは分析されない相関関係を示す)

ような推論は、学歴アスピレーションの規定要因について分析した結果によっても支持されるようであるが、スペースの都合でここでは割愛させていただく⁶⁾。

4. 学歴アスピレーションの役割

つぎに、学歴アスピレーションの役割について検討しよう。産業社会で優秀な業績原理の基準には個々人の意欲や努力も含まれている。業績原理の下で評価されるのは、潜在的な能力や適性ではなく、意欲や努力の成果としての能力であり適性である。このような意味において、アスピレーション要因の役割について吟味することは有意義なことであろう。なぜなら、アスピレーションとは、個々人が抱いている達成目標およびそれを実現しようとする態度の複合体と考えられるからである。したがって、このようなアスピレーションは、一方では学歴達成や職業達成に影響をおよぼすであろうし、他方では、個々人の潜在的な能力や適性およびそれに関する自己評価さらには個々人をとりまく環境諸要因によって影響されると考えられる。

さて、図2は、学歴アスピレーションを含む学歴達成過程のパスモデルおよびその計算結果を、パスダイアグラムで示したものである。これから明らかなように、学歴に対する影響がもっとも大きいのは学歴アスピレーションであり、その値の大きさは、つぎに大きい父学歴のパス係数値の約1.6倍、また母学歴の約2倍になっている。しか

も、このような学歴アスピレーションの重要度は年齢コーホート別に分析してもほとんど差はなく、パス係数の値は.35前後である。(一般の偏回帰係数の値も同様に大きな違いはない。)したがって、個々人の学歴達成過程において、学歴アスピレーションはかなり安定的な一定の役割を果たしているといえるかもしれない⁷⁾。

他方、学歴アスピレーションの規定要因については、母学歴の影響が他の二つより若干大きいものの、母学歴、父学歴、父職の間には大差はないというべきだろう。ただ、前項の最後に述べたように、年齢コーホート別に分析してみると、母学歴の影響が若年層になるほど大きくなる傾向があるのに対して、父学歴の影響は逆に小さくなり、20～29歳層では統計的に有意な影響をもたなくなっている。これらの結果は、学歴アスピレーションが心理的・文化的要因であり、したがって、同じく家庭環境の文化的側面をより強く規定すると考えられる母学歴が、父学歴や父職より、学歴アスピレーションにいくらか大きな影響をおよぼしている、と解釈されうるかもしれない。

ところで、図2でいま一つ注目すべき点は、学歴アスピレーションに対する残余変数効果が非常に大きいことである。これは、学歴アスピレーションが母学歴、父学歴、父職などによって規定される度合は非常に小さいということであり($R^2 = .117$)、そして、個々人の能力や適性あるいはそれらについての自己評価などの諸要因が学歴アスピレーションの形成に重要な役割を果たしているという議論の傍証になりうるものであろう。しかし、データ収集上の制約から、これらの要因についての情報は今回のSSMデータには含まれていない。今後の調査研究に期待されるであろう。

5. パス解析の効用と限界

扱うデータのほとんどが非実験的データである社会科学にとって、相関関係から因果関係へと進

むことは永年の課題であった。とくに、シミュレーションの方法を適用できそうな領域が少ないと考えられる社会学や教育社会学において、そうであった。パス解析がそれを可能にしたとはいえないが、それを志向して発展してきたことは確かである。たとえば、前項の図2で見たように、パス解析の結果、学歴に対する学歴アスピレーションの影響は父学歴や母学歴の影響の約2倍であることを知った。これは、相関係数を眺めただけではわからないことである。なぜなら、学歴と学歴アスピ、父学歴、母学歴との相関係数の値はそれぞれ.510、.511、.490で三つともほぼ同じだからである。

表2で示したように、変数間の単純相関を因果の経路に沿って分解し、直接効果・間接効果・非因果的相関(疑似相関)の三つに分割できることもパス解析の利点であるといえよう。学歴と学歴アスピレーションの間の相関.510のうち.155は、この2変数がともに父職、父学歴、母学歴の3変数によって影響を受けていることによる疑似相関であるということが、これにより明らかにされるわけである。

パス解析の利点は、他にも、各独立変数の相対的重要性を考察できる、パスダイアグラムという視覚的表示法を開発したことによってモデルの理解を容易にする、過剰認定モデルの場合にモデルの妥当性を部分的に検証できる、などいくつかあるが、それらはすべて、因果関係の解明・理論構成へと進むことを志向している。そして、この点にこそパス解析の最大の特徴があるといえよう。

他方、パス解析の主要な限界もまたこの点にある。

第一に、因果関係の解明・理論構成を志向するとはいえ、モデルの妥当性を検証する十分な方法がない。本稿の適用例の場合、変数の先後関係は個々人のライフサイクルにおいて継起する順序(時間順序)により明らかであるが、そうでない場合には、モデルの妥当性を検証する十分な方法

がないことは非常に問題である。

第二に、原則としてモデルは1次加法モデルであり、かかるモデルが適合理的な現実には少ないかもしれないことである。

第三に、各パス係数の値を相互に比較する場合、それらの値が同じと見做すべきか否かについての確定的な検定方法がないことも問題であるだろう。とまれ、他にも多々問題ないし限界があるが、それにもかかわらず、パス解析を適用しうる問題領域は広いと考えられるのである。

《注》

(1) この調査の報告書としては、すでに基礎集計表(参考文献参照)が出ている。また、分析結果の報告書は『1975年SSM全国調査報告書』として近々刊行される。なお、本稿は、その報告書に所収の拙稿「社会的地位形成過程における教育の役割」の一部をもとにしたものである。

(2) この点については、サンプルが年齢について混合コーホートであることに注意を要する。そのため、初職と現職の一致度がきわめて高い「初職後間もない」若年層対象者が、初職と現職との相関を過剰に高めているからである。実際、年齢コーホート別に計算してみると初職の効果と学歴の効果とは50～59歳層でほぼ等しくなっている(初職.293;学歴.300;父職.100)。

(3) 間接効果とは、父職の場合、父職が学歴や初職を経由して現職におよぼす効果の合計であり、学歴の場合には、学歴が初職を経由して現職におよぼす効果である。一般に、間接効果の大きさは、それぞれの間接経路に沿ったパス係数の積和によって与えられる。(安田・海野1977;藤田1977などを参照していただければ幸いである。)

(4) この問題については、他のデータでの分析結果もほぼ同様の結論に達している(藤田1977)。

(5) 一般の偏回帰係数の値をも示したのは、異なる母集団間でパス係数を比較することには若干の問題があるからである(藤田1977)。したがって、本稿では、個々の独立変数のウェートをコーホート間で比較する場合には一般の偏回帰係数を用い、同一コーホート内での諸独立変数の相対的重要性の変化を見る場合にはパス係数を用いた。

(6) 拙稿「社会的地位形成過程における教育の役割」(近刊)で論じてある。

(7) このような不確かな表現を用いた一つの理由は、今回のSSM調査における学歴アスピレーションの情報が回顧的なものだからである。とはいえ、パネル調査データを用いたスィーウエル(1969)らのアメリカにおける研究結果と類似していることは注目に値しよう。

参 考 文 献

Blau, P. M. & O. D. Duncan, *The American Occupational Structure*. N. Y.; Wiley, 1967.

藤田英典, 「パス解析: その特徴と限界」『名古屋大学教育学部紀要—教育学科』第23巻, pp. 87—100, 1977.

藤田英典, 「教育と社会移動」, 『教育と医学』第25巻, 第10号, pp. 11—17, 1977.

1975年SSM全国調査委員会事務局『1975年SSM調査基礎集計表』, 1976.

Sewell, W. H., A. O. Haller & A. Portes, “The Educational and Early Occupational Attainment Process,” *American Sociological Review*, vol. 34(Feb), pp. 82—92, 1969.

潮木守一, 「進路決定過程のパス解析—高校進学過程の要因分析」『教育社会学研究30』pp. 75—86, 1975.

安田三郎, 『社会統計学』(初版)丸善. 安田・海野『社会統計学』(改訂版)1977年, 丸善. 1971.

ふじた・ひでのり 1944年生

早稲田大学第一政経学部卒

東京大学大学院教育学研究科, スタンフォード大学大学院を経て, 現在 名古屋大学教育学部助手