

パス解析の理論と実際

小野 能文

1 序

社会学は、社会現象の因果関係の説明を行おうとするが、社会現象においては、シンボリックな要因や経済的な要因あるいは伝統的な要因さらには「エマージェント」な要因など様々な要因が複雑に関連し、しかもそれらの要因や変数の統制が出来にくいので、客観的で正確な観察が行いにくく、さらに実験が行いにくい。そのため、因果関係の解明がなかなか出来にくい。

しかしながら、非実験的な社会調査から得られたデータを基にして因果関係の説明を行おうとする有力な方法にパス解析 (Path Analysis) がある。

パス解析とは、変数間の相関関係をもとにして、パス・ダイヤグラムと呼ばれる因果関係の視覚的表示モデルを設定し、変数間の因果関係の大きさを測定しようとする多変量解析法である。パス解析は、変数間の相関関係から出発して因果関係へと接近する方法であり、社会調査などによって得られた変数間の相関関係のデータから、因果関係を逐次的な回帰方程式を用いて推論し、変数間の因果的効果を数量的に測定する方法である。

この方法は、生物統計学者の S. ライト (Wright) によって開発され、O. D. ダンカン (Duncan, 1966) によって社会学に導入され発達して来たもので、¹⁾ アルウインとハウザー (Alwin and Hauser, 1975)、アッシャー (Asher, 1976)、藤田英典 (1980)、サンダース (Sanders, 1980)、盛山和夫 (1983) らが理論的發展に貢献して来ている。そしてパス解析を用いた実証的研究、特に社会移動の研究がダンカン以来比較的良好に行われて成果が上がっていて、パス解析は社会学の分析法や因果関係の分析法として有力なものとなっている。

本稿では、このパス解析の理論と方法について理論的考察を行い、その特徴と有効性を明確にし、それに基づいてパス解析の適用の実際及び適用の実際例について詳しく論じて行きたい。

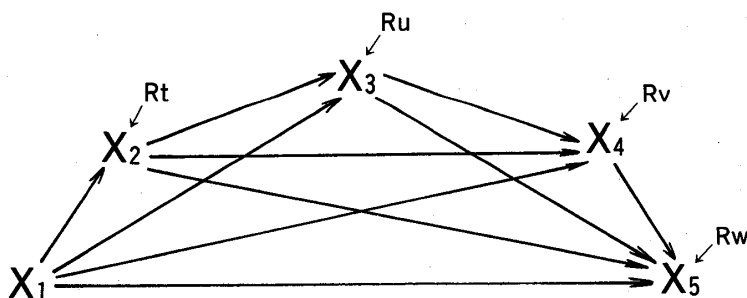
2 パス解析の理論と方法

パス解析の理論では、各変数を平均 0、分散 1 に標準化して重回帰分析を行い²⁾ 偏回帰係数

を算出する。この標準偏回帰係数がパス係数 (path coefficient) であり、これは因果効果の大きさを表す。そして、変数間の相関関係 (相関係数) が因果関係のパス (path, 経路) に沿って、直接的因果関係による部分と、他の変数を媒介にした間接的因果関係による部分に分解される。因果経路ごとのパス係数の大きさによって、直接効果の大きさと間接効果の大きさが計算され、各説明変数の因果的効果の大きさが計算される。その結果、因果的効果の大きさの比較が行われるのである。

パス解析においては、方法的に変数相互間の因果関係の視覚的表示モデルとしてのパス・ダイアグラムを作成するのであるが、関連性が見られ因果関係が想定される変数、 X_1 , X_2 , X_3 , X_4 , X_5 が存在する場合、各変数の特性や時間的順序及び理論的仮説に基づいて、図1のような典型的なパス・ダイアグラムを作ることが出来る。

図1 パス・ダイアグラム



矢印がパスであり、因果経路を示している。 $R_t \sim R_w$ は残差変数 (Residual Variables) であり、モデルに含まれない他の変数である。

このパス・ダイアグラムに基づいて、次の逐次回帰方程式を立てることが出来る。

$$X_2 = p_{21}X_1 + p_{2t}R_t$$

$$X_3 = p_{31}X_1 + p_{32}X_2 + p_{3u}R_u$$

$$X_4 = p_{41}X_1 + p_{42}X_2 + p_{43}X_3 + p_{4v}R_v$$

$$X_5 = p_{51}X_1 + p_{52}X_2 + p_{53}X_3 + p_{54}X_4 + p_{5w}R_w$$

p_{ij} がパス係数であり、 i は被説明変数 (結果変数)、 j は説明変数 (原因変数) を示している。上の逐次回帰方程式から、次の各正規方程式が導かれる。³⁾

$$p_{21} = r_{12}$$

$$p_{31} + p_{32}r_{21} = r_{31}$$

$$p_{31}r_{12} + p_{32} = r_{32}$$

$$p_{41} + p_{42}r_{12} + p_{43}r_{13} = r_{41}$$

$$p_{41}r_{12} + p_{42} + p_{43}r_{23} = r_{42}$$

$$p_{41}r_{13} + p_{42}r_{23} + p_{43} = r_{43}$$

$$p_{51} + p_{52}r_{21} + p_{53}r_{31} + p_{54}r_{41} = r_{51}$$

$$p_{51}r_{12} + p_{52} + p_{53}r_{32} + p_{54}r_{42} = r_{52}$$

$$p_{51}r_{13} + p_{52}r_{23} + p_{53} + p_{54}r_{43} = r_{53}$$

$$p_{51}r_{14} + p_{52}r_{24} + p_{53}r_{34} + p_{54} = r_{54}$$

r_{ij} は i 変数と j 変数との間の相関係数である。

これらの正規方程式に、算出された相関係数 r_{ij} を代入すれば p_{ij} が計算出来るのである。

パス解析の社会学への導入と発展に貢献したダンカンは、パス解析において変数間の関係は、非対称で因果の経路が一定方向であることを仮定している。⁴⁾ このような仮定に基づく因果モデルが逐次モデルである。

逐次モデルにはいくつかのタイプがあり、(1)完全逐次モデル、(2)準完全逐次モデル、(3)不完全な逐次モデル(非完全逐次モデル)に分類できる。

(1)完全逐次モデル (full recursive model)

どの変数 X_j も先行変数 $X_1 \cdots X_{j-1}$ から直接影響を受けているような因果モデルである。パス・ダイヤグラムで変数間のパス(矢印)がすべてあるタイプである。

(2)準完全逐次モデル (semi-fully recursive model)

パス・ダイヤグラムで変数間のパス(矢印)が1つ欠けている逐次モデルであって、次の3つのタイプがある。①説明変数の中に当該変数 X_j と X_{j+1} のように因果的に自らと同順位のものがあるタイプ、②後行変数の中に因果的に同順位のものがあるタイプ。 X_{j+1} と X_{j+2} とが同順位であるようなタイプ。③先行変数の中に同順位のものがあるタイプ。⁵⁾

(3)不完全な逐次モデル (非完全逐次モデル)

逐次モデルであっても、①パスが1つ欠けていてその欠けているパスが $p_{j+1, j}$ でないタイプと、②パスが3つ以上欠けているタイプである。

以上のような逐次モデルがパス解析において用いられる。ところが、パスが逐次的ではなく、ループがあったり、パスが相互にあるモデルが非逐次モデルである。このようなモデルでは、因果的効果の計算が相当困難になる。

パス解析では、当該の説明変数(原因変数) X_j から被説明変数(結果変数) Y に至る因果経路の効果は、その経路上に現われるすべてのパス係数と、残差変数から X_j への残差係数との積で求められる。そして、 X_j の Y に対する因果的効果の総効果は、このような各因果経路のすべての効果の和として算出される。⁶⁾ したがって、総効果は、直接効果と間接効果の合計で算出される。また単相関係数と総効果との差が非因果的相関なのである。

(2)の準完全逐次モデルでは因果的効果の計算において、因果的に同順位の変数間は偏相関係数を用いることが正しいことを盛山は数学的に論じている。⁷⁾

(3)の不完全な逐次モデルでは、欠けたパスのパス係数が0と想定される。ただし、その0という想定が正しいかどうかの検定が必要である。⁸⁾

このようにして、パス解析によって説明変数（原因変数）の被説明変数（結果変数）に対する因果的効果の大きさが計算され、各説明変数の因果的効果の大きさの比較が出来るのである。

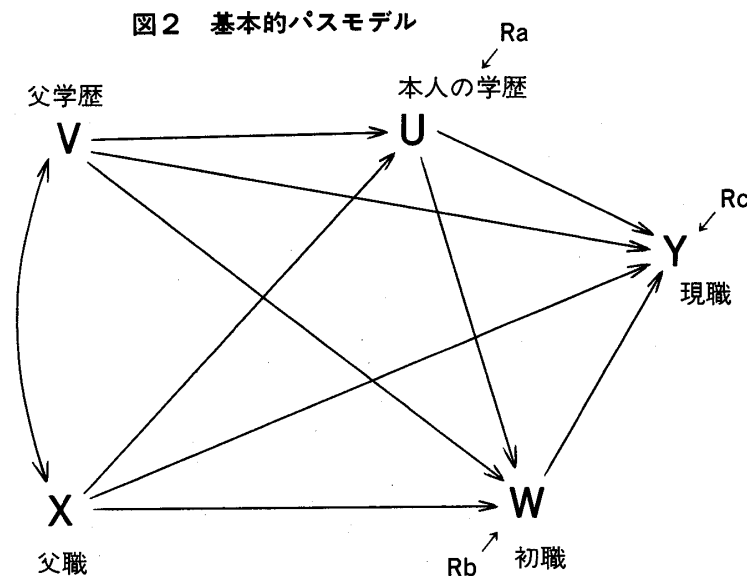
3 パス解析の実際

パス解析は、変数間の因果関係の説明を行おうとする方法なので、過程の分析に適していると考えられる。従って、社会学においては社会移動の過程の分析などにパス解析が用いられる例が少なくない。そこで、パス解析の適用の実際と実際例について詳しく述べて行きたい。

ダンカンとブラウは、ブラウと共同のアメリカ社会の職業構造の研究において、20歳以上64歳以下の男子を対象とする組織的で大規模な全国調査を行い、職業的地位の達成過程や社会移動の過程の分析にパス解析を用いたのである。⁹⁾

彼等は調査対象者の現在の職業的地位を基準変数 Y とし、それに直接的な因果的効果を及ぼす4つの変数を取りあげた。すなわち、父親の学歴 (V)、父親の職業的地位 (X)、本人の学歴 (U)、及び本人の最初の職業的地位 (W) である。

ダンカンとブラウは、図2のようなパス・ダイアグラム（基本的パスモデル）を設定した。



しかし、パス係数の値も書かれたパス・ダイアグラムでは父親の学歴と初職及び現職との間の2つのパスは、パス係数が小さすぎるために省略されている。¹⁰⁾

父親の学歴と父親の職業的地位との間のパスが想定されず、単なる単相関関係が想定されている。なぜなら、父親の学歴と父親の職業的地位は、前者が後者に時間的に先行するが、両変数の背後に測定されていない共通の原因があるからだとされている。¹¹⁾

表1 5つの地位変数の相関マトリックス

	V 父学歴	X 父職	U 学歴	W 初職	Y 現職
V	1.000	0.516	0.453	0.332	0.322
X	0.516	1.000	0.438	0.417	0.405
U	0.453	0.438	1.000	0.538	0.596
W	0.332	0.417	0.538	1.000	0.541
Y	0.322	0.405	0.596	0.541	1.000

表2 パス係数と残差係数

パス係数 (Path Coefficients)

	V 父学歴	X 父職	U 学歴	W 初職	Y 現職
V		...	0.310	0.026	-0.014
X			0.270	0.224	0.115
U				0.440	0.394
W					0.281

残差係数 (Residual Path Coefficients)

V 父学歴	X 父職	U 学歴	W 初職	Y 現職
	1.000	0.859	0.818	0.753

職業的地位は、NOCR 職業威信スコアに基づいた「職業的地位の社会経済的地位指数」を用いて測定され、学歴は、0. 非就学から 8.5 年以上の大学教育までランクづけられて測定された。

5つの地位変数相互間の相関係数の相関マトリックスが表1であり、この表の数値を用いてパス解析を行った結果が表2で示される。

父親の職業的地位（本人が16歳の時）が本人の現在（1962年）の職業的地位に及ぼす因果的効果は、総効果が0.2788であり、直接効果が0.1032で、間接効果が0.1756である。

他方、本人の学歴が現在の職業的地位に及ぼす因果的効果は、残差係数を計算に入れると、総効果が0.44657であり、直接効果が0.34214で、最初の職業的地位を経由した間接効果が0.10446である。

したがって、本人の学歴が現在の職業的地位に及ぼす因果的効果は、父親の職業的地位のそれよりも大きく、因果的効果の大きさが約1.6倍である。

故に、現在の職業的地位を決定する上で学歴（アチーブメントの要因）の果している役割は、父親の職業的地位から来る影響（アスク립ティブな要因による影響）よりも大きいと結論づ

けられるのである。

このような、アメリカ社会における職業的地位の達成過程や社会移動の過程の分析に用いられたダンカンとブラウの基本的パスモデルを用いて、ハルゼー（オックスフォード大）は、イギリス（イングランドとウェールズ）における社会移動の過程のパス解析を行った。¹²⁾

イギリス社会における5つの地位変数の相関マトリックスが表3で示され、表3の数値に基づいたパス解析の結果が表4で示される。それによると、父親の職業的地位と本人の現在(1972年)の職業的地位との間では、パス係数が0.175である。相関($r=0.363$)の約50%は、父親の職業的地位が本人の現在の職業的地位に及ぼす直接的影響であり、残りの大部分は学歴を經由した間接的影響であって、総効果が0.3249である。

表3 イギリス社会における5つの地位変数の相関マトリックス

	1 父学歴	2 父職	3 学歴	4 初職	5 現職
1	1.0000	0.3850	0.3450	0.2510	0.2240
2	0.3850	1.0000	0.3580	0.3030	0.3630
3	0.3450	0.3580	1.0000	0.5550	0.5300
4	0.2510	0.3030	0.5550	1.0000	0.4870
5	0.2240	0.3630	0.5300	0.4870	1.0000

表4 パス係数と残差係数

パス係数 (Path Coefficients)

	1 父学歴	2 父職	3 学歴	4 初職	5 現職
1		...	0.2432	0.0352	-0.0224
2			0.2644	0.1091	0.1750
3				0.5038	0.3340
4					0.2542

残差係数 (Residual Path Coefficients)

1 父学歴	2 父職	3 学歴	4 初職	5 現職
	1.0000	0.9063	0.8237	0.8004

他方、学歴と現在の職業的地位との間では、単相関係数が0.530だが、学歴が現在の職業的地位に及ぼす因果的効果の直接効果が0.3027であり、最初の職業を經由した間接効果が0.1161であって、総効果が0.4188である。直接効果が相関の約57%を占めている。

したがって、イギリス社会においては、本人の学歴が現在の職業的地位に及ぼす因果的効果の方が、父親の職業的地位が本人の職業的地位に及ぼす因果的効果よりも大きく、因果効果の

大きさが約1.3倍である。このように、地位達成の過程における父親の職業的地位によって測定される社会的出身背景の影響は、本人の学歴によって測定される業績の影響と比べて小さいのである。

SSM（社会階層と社会移動）全国調査委員会（1975年）は、日本社会における職業的地位の達成過程や社会移動の過程をパス解析を用いて分析している。¹³⁾

ダンカンとブラウの基本的パスモデルと、それに3変数を付け加えた拡張モデルを用いてパス解析が行われた。

日本社会における5つの地位変数の相関マトリックスが表5で示され、基本的パスモデルに基づくと、表6のようなパス係数と残差係数が算出された。

表5 日本社会における5つの地位変数の相関マトリックス

	1 父学歴	2 父職	3 学歴	4 初職	5 現職
1	1.000	0.432	0.511	0.276	0.254
2	0.432	1.000	0.403	0.338	0.330
3	0.511	0.403	1.000	0.491	0.426
4	0.276	0.338	0.491	1.000	0.576
5	0.254	0.330	0.426	0.576	1.000

表6 パス係数と残差係数

パス係数 (Path Coefficients)

	1 父学歴	2 父職	3 学歴	4 初職	5 現職
1		...	0.414	-0.019	-0.001
2			0.224	0.168	0.111
3				0.423	0.154
4					0.463

残差係数 (Residual Path Coefficients)

1 父学歴	2 父職	3 学歴	4 初職	5 現職
	1.000	0.835	0.857	0.794

父親の職業的地位と本人の現在の職業的地位との間では、前者が後者に及ぼす因果的効果の直接効果が0.112で、間接効果が合計0.159であり、総効果が0.271である。

学歴が現在の職業的地位に及ぼす因果的効果は、直接効果が、残差係数を計算に入れると、0.1288であり、間接効果が0.1667であって、総効果が0.2984となる。

したがって、学歴が現在の職業的地位に及ぼす因果的効果は、父親の職業的地位がそれに及ぼ

す因果的効果よりも少し大きいのである。

拡張モデルは、5つの変数に母親の学歴と学歴アスピレーション及び職業アスピレーションを付け加えたモデルである。

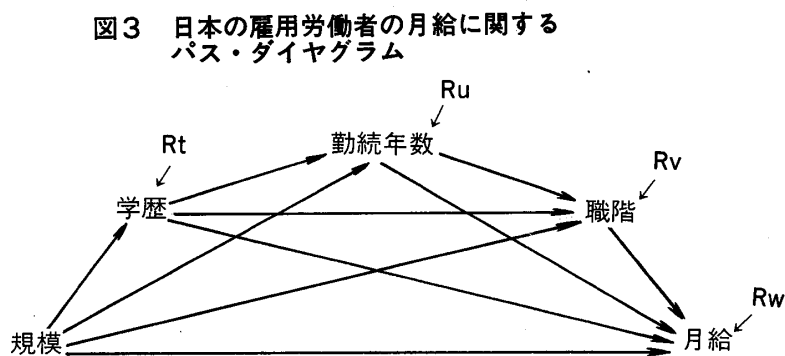
それに基づくと、父親の職業的地位と本人の現在の職業的地位との間のパス係数は0.099であり、学歴と現在の職業的地位との間のパス係数は0.118である。そして、学歴とそれに先行する主観的要因の学歴アスピレーションとの間のパス係数は0.355と相当大きいのである。

さて、パス解析は、収入を基準変数とする諸変数の因果関係の分析にも適していて、ダンカンもアメリカ社会の職業構造の研究で行っている。¹⁴⁾ そこで、日本社会における労働者の収入の規定要因の因果関係を分析するためにパス解析を行った。

雇用労働者の月給の多寡には、年齢や学歴あるいは企業の規模や業種など様々な要因が作用しているが、日本の企業の賃金の支払いの仕組みの基本は、伝統的に年功であるので、勤続年数が長いほど給料も高い傾向がある。また、勤続年数が長くなると職階が上がる傾向があり、職階が高いと給料も高い傾向がある。さらに、学歴別の賃金体系があるので、学歴が高いほど給料も高い傾向がある。しかし、職務給や職能給の導入の増加や定年年齢の延長に伴う年功給の手直し等の変化が見られ、年功制が徐々に崩れて来ている。

そこで、現代の日本の企業の労働者の月給を詳細に調べて、パス解析を行い、月給に影響を及ぼす要因の因果関係の分析をしようとした。

月給に影響を及ぼしかつ互いに関連性のある要因として、企業の規模、学歴、勤続年数及び職階の4変数を取り上げて、図3のようなパス・ダイヤグラムを設定した。



月給が基準変数（結果変数）であり、どの変数も先行変数から直接影響を受けているような因果モデルすなわち完全逐次モデルである。

データは、労働省の賃金構造基本統計調査（賃金センサス）の昭和59年の調査結果を用いた。¹⁵⁾

昭和59年の賃金センサスでは、9大産業の中小の企業の99職種の常用労働者の月給が調査され、詳細で膨大な調査結果が刊行されているが、抽出労働者の総数が約160万人にも達することもあって、パス解析に必要な要因間の相関係数は算出されていない。

この相関係数は、普通ピアソンの積率相関係数 r であり、各要因が計量的変数や定量的変数であれば、詳細な調査データから積率相関係数を算出することが出来る。

月給（毎月きまって支給される現金給与額）や勤続年数は計量的変数であるが、企業の規模や学歴のような属性的要因の場合、順序づけをしてから、相関係数を出す必要がある。たとえば、規模は従業員の数が 1. 100人未満, 2. 100人以上999人以下, 3. 1000人以上と順序づけを行うことが出来る。学歴は, 1. 高卒, 2. 大卒, そして職階は, 1. 非職階, 2. 係長, 3. 課長, 4. 部長のように順序づけを行うことが出来る。

まず、どちらも間隔尺度で測定される月給と勤続年数との相関係数を出せる。しかし、調査データが平均月給として出ているので、相関係数が高めに出てくる。そこで重みづけを行った。

次に、月給と順序尺度で測定される規模、学歴及び職階との間のそれぞれの相関係数が算出できる。しかし、これも平均月給データであるので、相関係数が高めに出てくる。そこで重みづけを行った。

規模と学歴のようなどちらも順序づけられた属性的要因の間の相関係数の算出の場合、賃金センサスの刊行された調査結果が1次的データでないために、相関係数を正確に算出することが出来ない。しかし、順位相関係数は算出できる。すなわち、要因間の連関表や分割表を作り、その表から順位相関係数 γ 係数と τ_c 係数を算出することが出来る。

この γ 係数と τ_c 係数は、積率相関係数 r と近似した値をとり、 r と同様に -1 から $+1$ までの数値をとる。そして、 γ 係数は必ず τ_c 係数よりも絶対値が大きい。そこで、 γ 係数と τ_c 係数との間の平均値を出すと、その平均値は、積率相関係数 r と大変近似した値をとる。それ故、その平均値をいわゆる相関係数 r に代えることが出来る。

したがって、まず順序づけられた属性的要因の間の連関表や分割表を作り、その表から γ 係数と τ_c 係数を求める。もし、直線的な相関が予測される場合には、 γ 係数と τ_c 係数との間の平均値を算出する。そして、この平均値を相関係数 r に代えることにする。

連関表や分割表から、順位相関係数の γ 係数と τ_c 係数を求め、それらの平均値を算出する公式が次の式である。

$$\left(\frac{\Sigma P - \Sigma Q}{\Sigma P + \Sigma Q} + \frac{\Sigma P - \Sigma Q}{N(s-1)/2s} \right) / 2$$

P は連関表において2個ずつの対を取り出した場合、2つの属性が同方向に並んでいる対の数であり、 Q は逆方向に並んでいる対の数である。 N は個体総数（標本数）、 s は連関表における少ない方のカテゴリー数である。なお、対の総数は $N(N-1)/2$ である。

ただし、個体総数が少ないと、積率相関係数や γ 係数の値が不安定となりやすいので、そういう場合には重みづけをする必要がある。（ γ 係数と τ_c 係数の値の差が大きい場合に、 γ 係数を割り引く）

表7において、順序づけのある属性的要因間の連関表や分割表から相関係数 r を推計する BASIC プログラムを示す。

表7 連関表から相関係数 r を推計する BASIC プログラム

```

10 REM r ノ スイケイ : Copyright 1986 by Yoshibumi Ono
20 PRINT CHR$(12):PRINT " r ノ スイケイ "
30 PRINT:INPUT "キョウ ノ カス` = ";G
40 PRINT:INPUT "レツ ノ カス` = ";L
50 DIM D(G,L):DD=0
60 S=G :IF G > L THEN S=L
70 PRINT :PRINT "DATA D(I,J) ヲ ニュウリョク シテ クタサイ "
80 FOR I=1 TO G : PRINT :LPRINT :FOR J=1 TO L
90 PRINT USING "D(## ##) = ";I,J;:INPUT D(I,J)
100 DD=DD+D(I,J):NEXT J:NEXT I
110 FOR I=1 TO G :LPRINT : FOR J=1 TO L : LPRINT USING "###
## #####";D(I,J);:NEXT J:LPRINT:NEXT I
120 P=0: Q=0
130 FOR I=1 TO G-1:FOR J=1 TO L-1
140 FOR II=I+1 TO G :FOR JJ=J+1 TO L
150 P=P+D(I,J)*D(II,JJ)
160 NEXT JJ:NEXT II
170 NEXT J:NEXT I
180 FOR I=1 TO G-1:FOR J=2 TO L
190 FOR II=I+1 TO G :FOR JJ=1 TO J-1
200 Q=Q+D(I,J)*D(II,JJ)
210 NEXT JJ:NEXT II
220 NEXT J:NEXT I
230 GA=(P-Q)/(P+Q):TA=(P-Q)/(DD*DD*(S-1)/(S*2)):IF (P-Q)=0
THEN GA=.0001:TA=.0001
240 PRINT:LPRINT:PRINT "カンマ ケイスウ ト タウc ケイスウ & ソウカン ケイスウ"
250 LPRINT
260 PRINT :PRINT USING "カンマ = ##.####";GA
270 LPRINT:LPRINT USING "カンマ = ##.####";GA
280 PRINT:PRINT USING "タウc = ##.####";TA
290 LPRINT:LPRINT USING "タウc = ##.####";TA
300 IF DD < =70 AND ABS(GA)>= 1.9*ABS(TA) THEN 310 ELSE IF
DD < =70 AND ABS(GA)>=1.4*ABS(TA) THEN 310 ELSE 320
310 PRINT :INPUT "重みづけを しますか YES or NO
( Y/N ) ";Z$:IF Z$="Y" AND ABS(GA)>=1.9*ABS(TA) AND ABS(TA)>
= .1 THEN 340 ELSE IF Z$="Y" AND ABS(GA)>= 1.4*ABS(TA) T
HEN 330 ELSE 320
320 PRINT:LPRINT: PRINT USING "r = ##.####";(GA+TA)/2:LPRIN
T USING "r = ##.####";(GA+TA)/2 :GOTO 350
330 PRINT:LPRINT: PRINT USING "r = ##.####";(GA*.75+TA)/2
:LPRINT USING "r = ##.####";(GA*.75+TA)/2 :GOTO 350
340 PRINT:LPRINT: PRINT USING "r = ##.####";(GA*.7+TA)/2 :
LPRINT USING "r = ##.####";(GA*.7+TA)/2 :GOTO 350
350 PRINT
360 LPRINT :END

```

以上のようにして、日本社会の雇用労働者の月給に関連する変数間の相関係数を推計したものが表8である。推計に当り、勤続年数が比較的短く、職階において役職者の比率の低い女子労働者は除いてある。

表8 日本の雇用労働者の月給に関する変数の相関マトリックス

	1 規模	2 学歴	3 勤続年数	4 職階	5 月給
1	1.0000	0.1980	0.2680	-0.0500	0.4140
2	0.1980	1.0000	-0.0800	0.2270	0.3170
3	0.2680	-0.0800	1.0000	0.5185	0.6198
4	-0.0500	0.2270	0.5185	1.0000	0.6030
5	0.4140	0.3170	0.6198	0.6030	1.0000

表9 パス係数と残差係数

パス係数 (Path Coefficients)

	1 規模	2 学歴	3 勤続年数	4 職階	5 月給
1		0.1980	0.2954	-0.2822	0.2999
2			-0.1385	0.3325	0.1973
3				0.6207	0.3529
4					0.3903

残差係数 (Residual Path Coefficients)

1 規模	2 学歴	3 勤続年数	4 職階	5 月給
	0.9802	0.9538	0.7672	0.5994

表8の数値に基づいてパス解析を行った結果が表9で示される。

完全逐次モデルに基づく、勤続年数が月給に対して及ぼす因果的効果は、残差係数を計算に入れると、直接効果が0.3366であり、職階を経由した間接効果が0.2311であって、総効果が0.5677である。

従って、勤続年数は月給の額に対して大きな因果的効果を及ぼしていて、勤続年数が標準偏差1単位変動することによって、月給が0.5677単位変動するのである。

以上のように、9大産業の中小の企業の様々の職種の労働者の場合、全体として見ると、勤続年数が月給の額にまだまだ大きな因果的効果を及ぼしているのである。

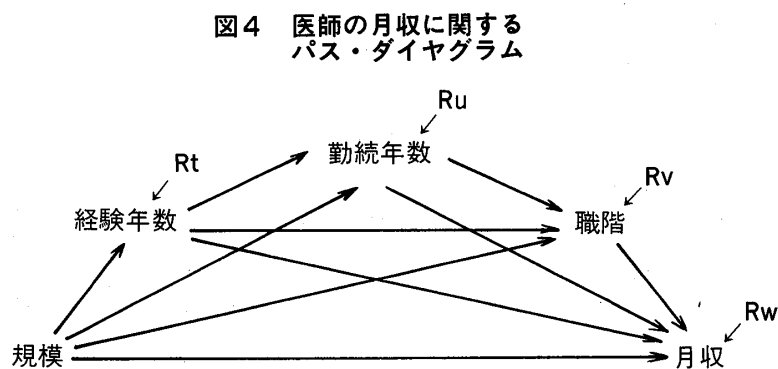
ところが病院で働く医師を取り上げた場合、このような因果関係がはっきりしない。すなわち、医師は長期間の教育訓練と国家試験を経た免許が必要な、水準の高い専門的な仕事をしていて、経験年数や研修によって技術やレベルを高められる職業であって、専門職の典型である

が、病院で働く医師の場合、勤務病院を移動するケースが多いので、勤続年数が比較的短い。そして、勤続年数よりも経験年数が重視される。それ故、勤続年数があまり月収の額に影響を及ぼしていない傾向がある。

そこで、病院で働く医師の月収の額に影響を及ぼす諸要因の因果関係の分析を行うために、パス解析を行った。

データは、筆者が昭和56年に行った様々な経営形態の大中型の病院で働く医師の職業生活意識調査の調査結果を用いた。¹⁶⁾ 変数は5つで、病院の規模、経験年数、勤続年数、職階及び月収の額である。

病院の規模は、1. 100床未満、2. 100床以上400床未満、3. 400床以上と順序づけられ、経験年数は、1. 3年未満、2. 3年以上7年未満、3. 7年以上10年未満、4. 10年以上20年未満、5. 20年以上30年未満、6. 30年以上と順序づけられ、勤続年数は現在常勤で働いている病院での勤続年数であり、1. 3年未満、2. 3年以上7年未満、3. 7年以上10年未満、4. 10年以上20年未満、5. 20年以上と順序づけられ、職階は、1. 院長・病院開設者、2. 管理職（1以外）、3. 中間管理職（管理・幹部会議での議決権のない管理職）、4. 一般職と順序づけられ、基準変数の月収の額は、月々の手取りの月収額で、ボーナスは含まれておらず、1. 30万円未満、2. 30万円以上45万円未満、3. 45万円以上60万円未満、4. 60万以上75万円未満、5. 75万円以上90万円未満、6. 90万円以上と順序づけられる。



医師の経験年数と勤続年数は病院の規模によって影響を受け、経験年数と勤続年数は職階と月収の額に影響を及ぼし、職階は月収の額に影響を及ぼし、また規模は月収の額に影響を及ぼすと考えられるので、図4のような完全逐次モデルのパス・ダイアグラムを設定した。

5つの変数の相関マトリックスが表10で示され、この表10の数値に基づいてパス解析を行った結果が表11で示される。

完全逐次モデルに基づくと、勤続年数が医師の月収の額に及ぼす因果的効果は、直接効果が0.0233であり、職階を経由した間接効果が0.0317であって、総効果が0.0550となり、大変小さい。

表10 医師の月収に関する変数の相関マトリックス

	1 規模	2 経験年数	3 勤続年数	4 職階	5 月給
1	1.0000	-0.2144	-0.0736	0.3050	-0.5096
2	-0.2144	1.0000	0.7247	-0.7042	0.4888
3	-0.0736	0.7247	1.0000	-0.5635	0.3572
4	0.3050	-0.7042	-0.5635	1.0000	-0.5684
5	-0.5096	0.4888	0.3572	-0.5684	1.0000

表11 パス係数と残差係数

パス係数 (Path Coefficients)

	1 規模	2 経験年数	3 勤続年数	4 職階	5 月給
1		-0.2144	0.0857	0.1736	-0.3745
2			0.7431	-0.5641	0.1583
3				-0.1419	0.0341
4					-0.3267

残差係数 (Residual Path Coefficients)

1 規模	2 経験年数	3 勤続年数	4 職階	5 月給
	0.9767	0.6839	0.6855	0.7322

すなわち、勤続年数が標準偏差1単位 ($\sigma=1.424$) 変動すると、月収の額は0.0550単位変動する。従って、勤続年数が増加しても、月収の額はほとんど増えないのである。故に、先述した一般の企業の雇用労働者の場合と大きく異なっているのである。

他方、病院の規模が月収の額に及ぼす因果的効果は、直接効果が-0.3745であり、間接効果が合計-0.1277であって、総効果は-0.5022となる。すなわち、規模が標準偏差1単位 ($\sigma=0.667$) 変動することによって、月収の額が-0.5022単位変動する。つまり、病院の規模の大きさと月収の額との間には負の相関があり、規模が大きいほど月収の額が少ない傾向があって、規模が大きくなると月収の額が少なくなるのである。

なお、完全逐次モデルで勤続年数と月収の額との間のパス係数が低いので、そのパス係数の標準誤差のt検定をすると、5%の危険率で有意でなかった。そこで、勤続年数と月収の額との間のパスを除いた不完全な逐次モデルでパス解析を行うと、完全逐次モデルの場合と同様の結果が出た。すなわち、勤続年数の総効果が0.0322であり、規模の総効果が-0.5021であった。

以上のように、病院の規模が医師の月収の額に及ぼす因果的効果は、勤続年数が月収の額に及ぼす因果的効果よりもはるかに大きく、完全逐次モデルでその大きさが約9倍であり、不完

全な逐次モデルでその大きさが約15倍である。

4 結 び

以上のように、社会現象の因果関係の解明という問題意識に基づいて、第2節でパス解析の理論と方法について体系的に論じ、その理論的特徴と有効性を明確にし、第3節でそれらに基づくパス解析の適用の実際について詳細に論じた。

パス解析の適用の実際においては、ダンカン以来の職業的地位の達成過程や社会移動の過程の分析への適用について論じ、アメリカとイギリス及び日本においては、いずれも学歴という業績的要因の職業的地位に及ぼす因果的效果が父親の職業的地位という帰属的要因よりも因果的效果が大きいことを計量的に明確にした。

さらに、日本の雇用労働者(9大産業の大中小の企業の様々の職種の膨大な数の雇用労働者)の月給の額の規定要因の因果関係の分析にパス解析を試みた。そこで完全逐次モデルによる解析において、勤続年数が月給の額に及ぼす因果的效果が大きく、総効果が0.5677であることを明確にした。したがって、まだまだ年功制の伝統が強いことを計量的に明確にすることが出来た。

しかしながら、専門職の典型である病院で働く医師の場合、月収の額の規定要因の因果関係についてパス解析を行うと、勤続年数が月収の額に及ぼす因果的效果が大変小さいことが明確となった。完全逐次モデルによる解析において、勤続年数の因果的效果の大きさよりも病院の規模の因果的效果の大きさが約9倍もあることを明確にした。

さらにパス解析の適用において、相関係数が得られておらずしかも相関係数が正確に計算出来ない場合の、相関係数の推計の方法について1つの公式を提示した。すなわち、順序づけのある要因間の連関表や分割表から相関係数 r を推計する公式である。そして、その公式による計算をコンピュータによって行うプログラムをリストアップした。

今後の研究課題は、パス解析の理論と方法をより精緻でより有効なものにして行くことに努めることであり、そのような理論と方法を用いた社会現象の因果関係のより精緻で科学的な分析を行っていくことである。

注

- 1) Duncan, O. D., Path Analysis: Sociological Examples, American Journal of Sociology, 72, pp. 1-16, 1966.
- 2) Alwin, D. F., and R. M. Hauser, The Decomposition of Effects in Path Analysis, American Sociological Review, 40, pp. 38-39, 1975.
- 3) 大西正和 『需要予測とコンピュータプログラム』 日刊工業新聞社, 169—174頁, 1982。
- 4) Duncan, O. D., Path Analysis: Sociological Examples, American Journal of Sociology, 72, pp. 2-3, 1966.
- 5) 盛山和夫 「量的データの解析法」 直井優編 『社会調査の基礎』 サイエンス社, 185—189頁, 1983。
- 6) *ibid.*, pp. 183-184.

- 7) *ibid.*, pp. 187-188.
- 8) *ibid.*, pp. 192-193.
- 9) Blau, P. M., and O. D. Duncan, *The American Occupational Structure* Wiley, pp. 163-205, 1967.
- 10) Blau, P. M., and O. D. Duncan, *op. cit.*, p. 170.
- 11) *ibid.*, p. 170.
- 12) Halsey, A. H., *Towards Meritocracy? The Case of Britain*, Karbel, J. and Halsey ed., *Power and Ideology in Education*, Oxford University Press, 1977, 潮木守一他編訳『教育と社会変動 上』東京大学出版会, 127-148頁, 1980.
- 13) 藤田英典「社会的地位形成過程における教育の役割」1975年SSM全国調査委員会編『社会階層と社会移動』1975年SSM全国調査委員会, 408-432頁, 1978.
- 14) Duncan, O. D., D. L. Featherman and B. Duncan, *Socioeconomic Background and Achievement*, Academic Press, pp. 37-45, 1972.
- 15) 労働省政策調査部編『賃金センサス 昭和59年』労働法令協会, 1985.
- 16) 小野能文「医師の階層帰属意識について—病院医師の場合—」『夙川学院短期大学研究紀要』第10号, 89-108頁, 1985.

参考文献

- Asher, H.B., 1976, *Causal Modeling*, Sage. 広瀬弘忠訳, 1980, 『因果分析法』朝倉書店。
- Blau, P. M., and O. D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, Wiley.
- Duncan, O. D., E. L. Featherman and B. Duncan, 1972, *Socioeconomic Background and Achievement*, Academic Press.
- 原純輔・海野道郎, 1984, 『社会調査演習』東京大学出版会。
- 藤田英典, 1980, 「パス解析：その特徴と限界」『現代社会学』, Vol. 7, No. 2, 157-182頁。
- 労働省政策調査部, 1985, 『賃金センサス昭和59年』労働法令協会。
- Sanders, D., 1980, *Path Analysis/Causal Modelling, Quality and Quantity*, 14, pp. 181-204.
- 盛山和夫, 1983, 「量的データの解析法」, 直井優編『社会調査の基礎』サイエンス社, 176-202頁。
- 富永健一, 1971, 『社会移動の過程分析』, 富永・倉沢編『階級と地域社会』中央公論社, 133-189頁。
- 富永健一編, 1979, 『日本の階層構造』東京大学出版会。
- Wright, S., 1934, *The Method of Path Coefficients*, *Annals of Mathematical Statistics*, 5, pp. 161-215.
- 山本剛郎, 1976, 『分析の論理』西田春彦・新睦人編著『社会調査の理論と技法 (II)』川島書店, 45-70頁。
- 安田三郎・海野道郎, 1977, 『社会統計学』改訂2版, 丸善。
- 1975年SSM全国調査委員会編, 1978, 『社会階層と社会移動：1975年SSM全国調査報告』1975年SSM全国調査委員会。