

# 中国農村における学歴達成の規定要因

富田和広

## はじめに

中国農村において学歴達成を規定するものは何か。筆者は既にこのテーマについて、上海近郊農村で得たデータを分析し、親の経済的位置や学歴と子どもの学歴の相関は小さく、子どもが跡を継ぐかどうか子どもが学歴を規定していることを明らかにした(富田 1993a)<sup>1</sup>。本稿では、同じデータをパス解析することで、このテーマについて考察する。

## 1 調査と分析データ

### 1.1 調査方法

調査は、1988年8月から1991年8月まで断続的に行った<sup>2</sup>。調査地は上海市青浦県X郷(仮名)<sup>3</sup>で、X郷J村(仮名)の中の隣接する2つの村民小組のほぼ全戸を訪問し聞き取り調査を行い、さらに何人かの郷や村の幹部から聞き取りを行った。2つの村民小組は以前は1つの生産隊であった。以下、この2つの村民小組を合わせてP隊(仮名)と呼ぶことにする。教育については、X郷内にある最も古い小学校の最高齢の現役教員3名に対しても聞き取りを行った。

### 1.2 分析データ

本稿で用いるデータは、現地での聞き取り調査によるものと以下の文献資料である。

- ・上海市青浦県志編纂委員会編『青浦県志』(上海人民出版社、1990年)。
- ・X志編纂委員会編『X志』(1992年)。
- ・中共上海市委青浦県社会主義教育運動工作団委員会『X公社工作隊J大隊工作組階級成分登記冊』(1966年。以下、『階級成分登記冊』と略す。公社名と大隊名は仮名)。
- ・公安分局X派出所『戸口登記簿』(1920年12月)。(派出所名は仮名)。

以下、出典が明示されていない場合、J村(J大隊)については『階級成分登記冊』、P隊については『階級成分登記冊』、『戸口登記簿』、聞き取りがその出典である。

J村についてのデータは比較的ケース数が多い。P隊についてのデータはケース数は少ないが聞き取り調査による詳細なデータもある。本稿ではJ村とP隊の両方のデータについて分析する。

### 1.3 調査対象者の学歴

調査地の農民の学歴は、どのように変化したか。表1は、J村の出生コーホート別の学歴の度数分布表である。表2はP隊の出生コーホート別の就学年数の度数分布表である。それぞれをグラフにしたのが図1～4である<sup>4</sup>。J村については、資料が1966年に作成されたものなので、出生年が1950年代の者には在学中が多く、1960年代の者は就学していない。そこで、出生年が1950年未満の者だけを図表にした。P隊については、聞き取り資料を中心に不足分を『階級成分登記冊』と『戸口登記簿』で補った。但し、P隊については就学年数を聞き取ったので、学歴ではなく就学年数を記載している。

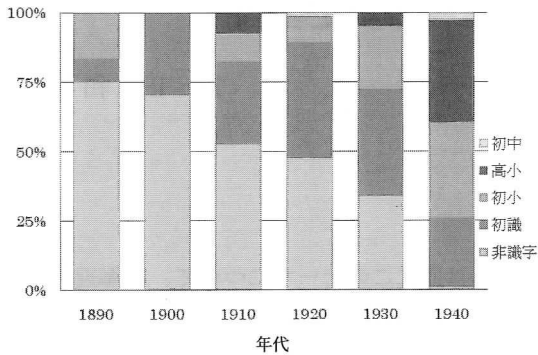


図1 J村出生コホート別学歴 (男)

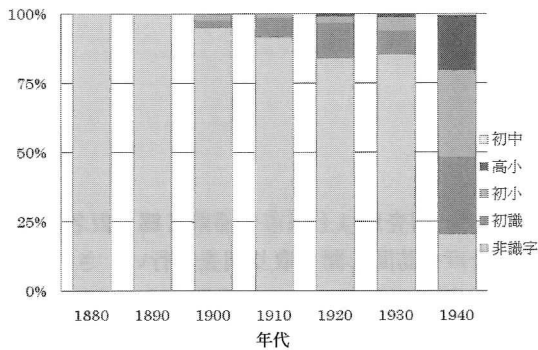


図2 J村出生コホート別学歴 (女)

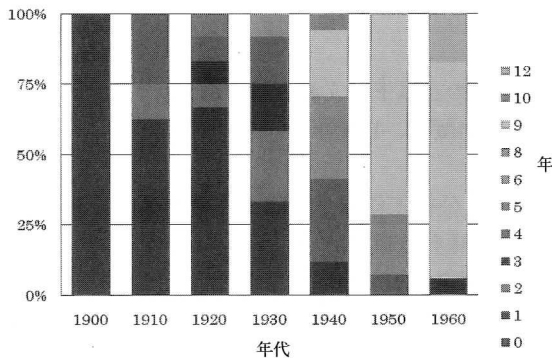


図3 P隊出生コホート別就学年数 (男)

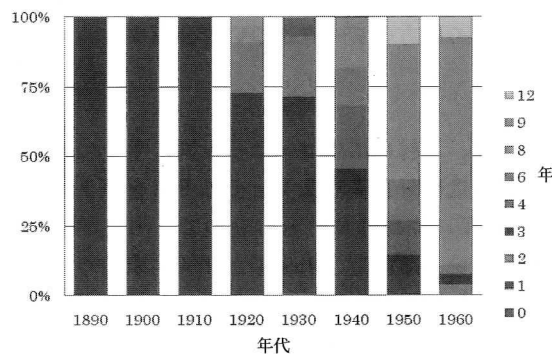


図4 P隊出生コホート別就学年数 (女)

表1 出生コホート別学歴 (J村)

学歴	出生コホート (年代)						
	1890	1900	1910	1920	1930	1940	
男	非識字	9	19	21	35	29	1
	初識	1	8	12	31	33	25
	初小	2	0	4	7	20	35
	高小	0	0	3	0	4	37
	初中	0	0	0	1	0	3
女	非識字	14	37	63	77	68	25
	初識	0	1	5	12	7	34
	初小	0	1	1	2	4	39
	高小	0	0	0	1	1	24
	初中	0	0	0	0	0	1

単位 (人)

表2 出生コホート別就学年数 (P隊)

就学年数	出生コホート (年代)								
	1890	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	
男	0	0	2	5	7	4	0	0	0
	1	0	0	0	1	0	0	0	0
	2	0	0	1	1	3	0	0	0
	3	0	0	0	1	2	2	0	1
	4	0	0	2	1	2	5	2	0
	5	0	0	0	1	0	0	0	0
	6	0	0	0	0	1	5	5	0
	8	0	0	0	0	0	0	1	0
	9	0	0	0	0	0	4	20	13
	10	0	0	0	0	0	1	0	0
	12	0	0	0	0	0	0	0	3
	女	0	2	3	8	8	9	8	3
1		1	0	0	0	1	1	2	0
2		0	0	0	1	3	0	0	1
3		0	0	0	0	0	1	1	1
4		0	0	0	0	1	5	5	0
6		0	0	0	1	0	3	6	1
8		0	0	0	1	0	0	1	0
9		0	0	0	0	0	4	19	22
12		0	0	0	0	0	0	4	2

単位 (人)

これらの図表から、20世紀に入ってから、同じ出生コホート集団の中での学歴差が大きくなっていくのが分かる。女性では1930年代と1940年代の出生者の間には大きな差がある。男性も1940年代出生者の男が、それまでに比べて識字率が高く、初級中学の卒業生の比率が高いことが目につく。

民国政府は、義務教育を徹底させるために「強迫就学令」などを出し、青浦県でも民国24年(1935年)「強迫不識字民衆均識字辦法」を制定したが、教育関係者からの聞き取りによると実施にまでは至らず、就学年数の増加は政治的強制等によるものではない。

1940年代に出生した者が初級小学校へ上がる時期だが、調査地での就学年齢は、1940年代以降の出生者では大きなばらつきはなく、男女とも満8歳ぐらいであり、1948年から1958年ぐらいの間に就学することになる。つまり、1940年代出生者のほとんどは、解放後に就学することになるので、識字率の上昇は、中華人民共和国成立による教育環境の変化がその背景にあると考えられる。具体的には、この時期、学校や私塾が急増している(上海市青浦県県志編纂委員会編 1990:604)。学歴の差は、20世紀に入って大きくなり、義務教育の普及によって1960年代生まれになると小さくなる。この間の学歴差が何によって規定されているのかを、以下、分析する。

## 2 結果

### 2.1 統計処理について

結果の統計処理は、すべて統計パッケージSPSS for Windows (リリース11.5J) を用いて行った。

### 2.2 パス解析による因果モデルの分析

#### 2.2.1 因果モデルの作成について

文化資本が経済資本に転換され、それが教育投資によって次世代に文化資本として相続されるという考え方にしたがってモデルを作成する<sup>5</sup>。また、女性より男性のほうが学歴が高く、また、分析対象となる世代は生年によって教育環境が大きく異なり、若いほど学歴が高くなるので、性別と生年も独立変数として用いる。ここでは、経済的な裕福さを表す指標として土地改革の時の経済状態によって決められた階級<sup>6</sup>を用いる。この階級は、『階級成分登記冊』に記載されているものによった。ここでは分析対象者の親の階級が親の経済状態を表すため、親の階級は出身階級という言葉を用いている。

階級については、次の通りコーディングした。貧農 = 1 下層中農 = 2 中層中農 = 3 上層中農 = 4 富農 = 5 地主 = 6。性別については、男性 = 1 女性 = 2とコーディングした。

J村については、学歴は次の通りコーディングした<sup>7</sup>。非識字 = 1 初識 = 1 初小 = 3 高小 = 4 初中 = 5 高中 = 6。P隊については、跡を継がない = 0 跡を継ぐ = 1とコーディングした。

#### 2.2.2 J村についての分析

J村については、図5のような因果モデルを作成した。用いた変数の分布は表3の通りである。J村については、性別、生年、学歴、出身階級、父親の

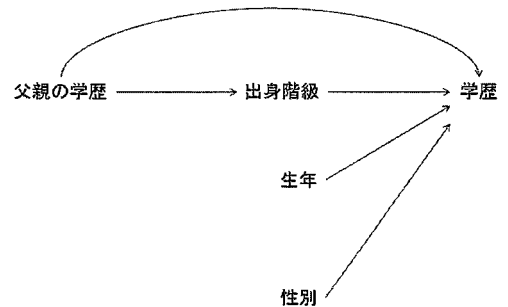


図5 因果モデル (J村)

表3 変数の分布 (J村)

	平均値	標準偏差
生年	1945.0	4.2
性別	1.5	0.5
学歴	2.8	0.9
出身階級	2.0	1.3
父親の学歴	1.6	0.7

N=110

表4 相関関係の分割の結果 (J村)

従属変数	独立変数	直接効果	間接効果	総効果	相関係数	みせかけの相関
出身階級	父親の学歴	0.133		0.133	0.133	0.000
学歴	生年	0.290		0.290	0.240	-0.050
	父親の学歴	-0.046	0.017	-0.029	0.059	0.088
	出身階級	0.129		0.129	0.137	0.008
	性別	-0.335		-0.335	-0.265	0.070

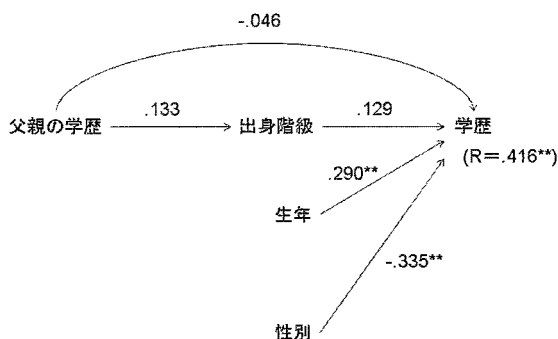


図6 パス・ダイアグラム (J村)

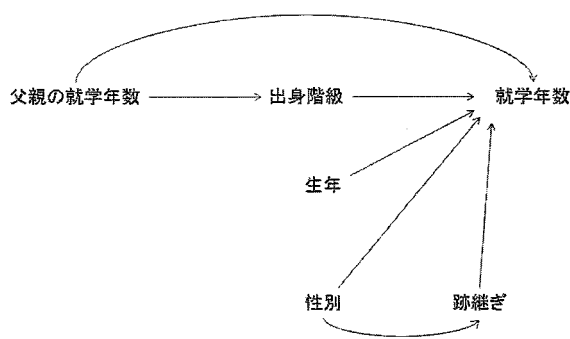


図7 因果モデル (P隊)

学歴が分かっている、1933年から1949年までに生まれた110ケース<sup>8</sup>を分析対象とした<sup>9</sup>。

図5のモデルにしたがって、最終的に得たパス・ダイアグラムが図6、相関関係の分割の結果が表4である。

まず、重相関係数は.416で十分大きな値で有意であった。

学歴への影響においては、生年と性別のパス係数が大きくかつ有意であった (学歴-生年:  $\beta = .290^{**}$ ; 学歴-性別:  $\beta = -.335^{**}$ )。しかし、出身階級から学歴へは、有意な影響は見られなかった。同様に父親の学歴も、学歴への有意な影響はみられず、間接効果を加えても有意な影響は認められなかった。

以上の結果より、J村のデータにおいて、学歴に強い影響力をもっているのは、生年と性別であることが明らかになった。

### 2.2.3 P隊についての分析

P隊についても、J村と同様の考え方でモデルを作成した。ただし、P隊については、跡を継いだかどうかのデータがあるので、跡継ぎという変数を加え、図7のような因果モデルを作成した。用いた変数の分布は表5の通りである。P隊については、性別、生年、就学年数、出身階級、父親の就学

表5 変数の分布 (P隊)

	平均値	標準偏差
生年	1953.5	7.4
性別	1.5	0.5
就学年数	7.1	3.3
出身階級	2.1	1.3
父親の就学年数	1.7	1.9
跡継ぎ	0.6	0.5

N=77

表6 相関関係の分割の結果 (P隊)

従属変数	独立変数	直接効果	間接効果	総効果	相関係数	みせかけの相関
出身階級	父親の就学年数	0.407		0.407	0.407	0.000
跡継ぎ	性別	-0.697	-	0.697	-0.697	0.000
就学年数	生年	0.493		0.493	0.522	0.029
	跡継ぎ	0.275		0.275	0.394	0.119
	父親の就学年数	0.189	-0.070	0.119	0.111	-0.008
	出身階級	-0.173		-0.173	-0.119	0.054
	性別	-0.125	-0.317	-0.442	-0.313	0.129

年数、跡継ぎかどうか分かっている、1935年から1968年までに生まれた77ケースを分析した。

図7のモデルにしたがって、最終的に得たパス・ダイアグラムが図8、相関関係の分割の結果が表6である。

まず、重相関係数は.668で十分大きな値で有意であった。

学歴への影響においては、生年と跡継ぎのパス係数が大きくかつ有意であった(就学年数-生年:  $\beta = .493^{**}$ ; 就学年数-跡継ぎ:  $\beta = .275^{**}$ )。P隊においても

出身階級から就学年数へは、有意な影響は見られなかった。父親の就学年数も、就学年数への有意な影響はみられず、間接効果を加えても有意な影響は認められなかった。

以上の結果より、P隊のデータにおいて、就学年数に強い影響力をもっているのは、生年と跡継ぎであることが明らかになった。

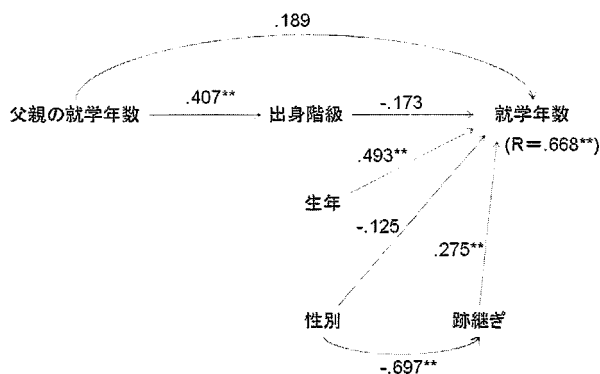


図8 パス・ダイアグラム (P隊)

### 3 考察

J村、P隊どちらの分析においても、父親の学歴・就学年数や経済状態は、子どもの学歴・就学年数に影響をもつとは言えず、特にP隊の分析結果から、性別より跡を継ぐかどうか就学年数に大きな影響を持っていることが分かった。

性別の影響をとりさっても跡継ぎという変数が有意な影響を持つということは、跡継ぎとなる女性は就学年数が長くなる傾向があるということを示す。女子が跡継ぎとなるということは、婿をとるということである<sup>10</sup>。婿をとる可能性が出てから教育投資を行うのでは間に合わないと考えがちだ。しかし、聞き取り調査によって得たデータから、長女が生まれてから7年以上たっても男子が産まれない場合、婿取りの可能性が高まることが分かっている(富田 1993c)。P隊の就学年齢は7~10歳だったので、跡継ぎにするかどうかは、就学の前に決定していることが多いと考えられる。

J村の分析では跡継ぎかどうかのデータがなかったので、性別が大きな影響をもっていたが、これは性別と跡継ぎの相関が高いためである。P隊の分析で明らかになったように、性別よりも跡継ぎかどうか教育投資に大きな影響を持っているということは、教育投資戦略は相続戦略 (Bourdieu 1980 = 1990) の中に位置づけられていることを意味している。

## おわりに

以上の分析から、いわゆる相続戦略の中で教育投資が決められていることが分かった。本稿では、「跡継ぎ」を独立変数としてモデルを設計したが、跡を継ぐかどうかは生まれながらにして決まっているわけではない。筆者は既に、家産分割戦略と婚姻の関係についてケーススタディによる考察を行っており、(富田 1993c) そこでは父親と長男の年齢差や長女と長男の年齢差、子ども数などの変数が、婚姻形態(嫁をとるか婿をとるか)を決めていることを明らかにしている。これらの変数を加えることによってより詳細な分析を行うことが可能になると考えられるが、これは今後の課題としたい。

## 注

- <sup>1</sup> 筆者は、上海都市部における学歴達成の規定要因についても若干の考察を行っている。そこでは、親の収入ではなく、親の学歴が子どもの学歴を規定していることを明らかにした(富田 1997)。
- <sup>2</sup> 調査の詳細については、富田(1993a, 1993b)を参照のこと。
- <sup>3</sup> 現在の上海市青浦区X鎮。
- <sup>4</sup> J村の学歴カテゴリーであるが、ここでは一部中国語をそのまま用いている。「初識」は識字数が非常に少ない、「初小」は「初級小学校」の略で四年制小学校卒業、「高小」は「高級小学校」の略で六年制小学校卒業、「初中」は「初級中学校」の略で中等学校卒業、「高中」は「高級中学校」の略で高等学校卒業のことである。P隊については、具体的に就学年数について聞き取りを行った。
- <sup>5</sup> ここでいう文化資本、経済資本は、P. ブルデューの概念である(Bourdieu 1979)。
- <sup>6</sup> 本稿で用いる階級は、中国で用いられている「階級jieji」で、土地改革時に決められたものである。本稿で階級と言った場合は、「」なしでも全てこの意味である。
- <sup>7</sup> 文献資料の学歴には、解放後の「失学者教育」(成人の識字教育)の成果が含まれている可能性がある。農民への聞き取りによれば、J村では、1951年に夜間学校が開かれ、16歳から30歳ぐらいの人に就学が呼びかけられた(1920年代と1930年代前半に生まれた者が対象)が、就学率は40～50%だった。既婚者は忙しいので独身者が多かったが、男女比は同じぐらいで、村全体で50人ぐらいが出席していたそうである。教育関係者からの聞き取りによれば、失学者教育の成果は小学校までで、初中にあたるものはない。しかし、現在筆者が所有している資料では、成人教育の成果を排除できないので、分析の際にはその影響を無視せざるを得なかった。
- <sup>8</sup> 男女とも、1950年代の出生者は、資料では最終学歴が決定していなかった者が多かったため。
- <sup>9</sup> 「職工」階級の者、及び親の階級が「職工」である者は分析対象から外した。P隊についても同様である。
- <sup>10</sup> 調査地では婿は改姓し、生家での財産権を失い、嫁ぎ先の財産を分割される。このような考え方が、性別より跡継ぎかどうか影響を持っているということと関連していると考えられる。この習慣はこの地方の特徴ではあるが、例外として位置づけてしまうと、モデル通りの婚姻しか分析で

きなくなってしまう。これについては富田 (1993c) を参照のこと。

## 文 献

- Bourdieu, P., 1979, *Les trois états du capital culturel*, *Actes de la recherche in sciences sociales*, n° 30. (=1986,福井憲彦訳「文化資本の三つの姿」『actes』日本エディタースクール出版社、1: 18-28.)
- , 1980, *Le Sens pratique*, Paris : les éditions de Minuit. (=1988, 今村仁司・港道隆訳『実践感覚 1』みすず書房、及び、1990, 今村仁司・福井憲彦・塚原史・港道隆共訳『実践感覚 2』みすず書房.)
- 中共上海市委青浦県社会主義教育運動工作団委員会、1966、『X公社工作隊J大隊工作組階級成分登記冊』。(公社名、大隊名は仮名)
- 公安分局X派出所、1990、『戸口登記簿』。(派出所名は仮名)
- 上海市青浦県志編纂委員会編、1990、『青浦県志』上海人民出版社。
- 富田和広、1993a、「中国農村の『階級』と教育戦略」『季刊中国研究』、27、111-40。
- 、1993b、『現代中国社会の変動と中国人の心性』行路社。
- 、1993c、「中国農村における家産分割戦略～江南農村における事例研究～」『現代中国』67、日本現代中国学会、142-53。
- 、1997、「現代中国都市における教育戦略－上海でのアンケート調査より－」『日中社会学研究』5、3-17。
- X志編纂委員会編、1992、『X志』。

## 关于中国农村的学历实现的成因研究

在中国农村实现学历的成因是什么呢？父母的经济能力和学历、子女的性别及其是否为继承人等，对其子女的学历教育有多大影响呢？对此，我们通过对上海近郊农村的数据进行了路径分析和研究，从统计的结果可知：家庭的教育投资，是由其子女是否为继承人而决定的。