

社会階層と少年非行
——官庁統計と社会調査データに基づく一考察——

科学警察研究所 岡 邊 健

要 約

この論文の第1の目的は、現代日本における社会階層と少年非行との関係に関するエビデンスを提示することである(研究1)。用いられるデータは、非行に関する官庁統計と国勢調査である。社会階層の指標としては、学歴が用いられた。本論文はまた、社会階層と非行との間の因果的な連関について明らかにすることも、目的としている(研究2)。社会階層の指標としては、文化資本と進学希望が用いられた。369組の中学生とその親に対する調査が行われ、社会階層と非行との関連に関する仮説が検討された。分析には、潜在変数を伴う構造方程式モデリングを用いた。主な知見は以下の通りである。(1)社会階層と少年非行は関連性を持っていた。(2)社会階層と凶悪犯罪や薬物犯罪との間には、強い関連が見られた。(3)社会階層の非行に対する直接効果はなかった。(4)親の不適切な養育と本人の学校不適応を媒介して、社会階層が非行に与える間接効果がみられた。
キーワード：社会階層、学歴、学校不適応

Social Stratum and Juvenile Delinquency in Recent Japan
—A Study Based on Official Statistics and Survey Data—

National Research Institute of Police Science OKABE Takeshi

Summary

The first purpose of this paper is to present evidence for the correlation between social stratum and juvenile delinquency in recent Japan (study 1). The data used for this study was obtained from official statistics on delinquency and the census. We assumed academic background as the index of social stratum. Further, this paper also aims to establish the causal linkage between social stratum and delinquency (study 2). Cultural capital and educational aspiration were assumed as the index of social stratum. We conducted a survey on 369 pairs of junior high school boys and their mothers to test some hypotheses about the linkage between them. The structural equation modeling with latent variables (SEM/LV) was applied to the data. The main findings were as follows: (1) social stratum is correlated with juvenile delinquency; (2) a significant correlation was found between social stratum and serious violent crimes and drug-related crimes; (3) social stratum has no direct effect on delinquency; (4) and an evidence was found for the indirect effect of social stratum on delinquency with bad parental discipline or school maladjustment.

Key words : social stratum, academic background, school maladjustment

1. 問題の所在

(1) はじめに

「社会階層と犯罪・非行」は、犯罪研究におけるオーソドックスな主題である。社会解体論、マートンのアノミー理論、コーエンの非行サブカルチャー論、クロワードとオーリンの分化的機会構造論など、犯罪学の古典的理論の多くは、社会階層というコンセプトなしには成立しない。

社会階層という視点は、古典的な理論のなかだけにとどまるものではない。欧米の実証的な犯罪研究においては、犯罪・非行の重要なリスク因子として、社会経済的地位 (socioeconomic status、略してSES) が挙げられることが、今日でも少なくない。「階層は、あらゆる要素を考慮しても、数少ない犯罪関連要因の1つであり、そのことは多くの実証的エビデンスによって明確に支持されている」のである[Braithwaite, 1981: 36]。

日本においてはどうか。1960年代半ばから約20年間の国内における犯罪社会学の研究領域の推移に関するレビューよれば、1970年代以降、階層を主題とする論文は「ほとんどゼロに近くなっている」[岩井, 1988: 6]。90年~00年代においても、犯罪・非行研究において、社会階層というコンセプトを意識して論じた研究は、きわめて少ないのが現状であろう。

山本[2006: 27]は、「今日、階層の固定化や階層の再生産に関わる研究成果が続々と発表されている。ここに目をとざすことは、少年非行の現状をみる上で、大きな瑕疵となるのではないだろうか」と述べている。この重要な問題提起を出発点に、以下、少年非行と社会階層の関係について、若干の考察を試みたい。

(2) 論点1——社会階層と非行に関連性はあるか

本研究の論点は2つある。1つは、現代日本において、社会階層と非行との間に関連性があるのか否かを確認することである。

この論点は、わざわざ検討するまでもないという批判があるかもしれない。しかしながら、社会階層と非行との関連はない(なくなった)、ないしは弱い(弱くなった)という言説の方が、むしろ現代日本において支配的ではないか。「生活苦や反社会的な意識による以前の犯罪に比べ、表面上は『普通の子』が、いきなり暴力行為に走るなど、犯行の背景が見えにくくなっている」(2004年5月10日付読売新聞社説)などの議論は、人口に膾炙している。

また、少年非行に関わる実務家や研究者のなかにも、社会階層と非行との関連性がかつてより格段に小さくなったという理解は、広く浸透していると思われる。過去の『犯罪白書』をひも解くと、早くも1970年には非行の「一般化」が、また、1977年には非行の「普遍化」が登場している。このような少年非行観は、遅くとも1970年代後半には自明視されるようになったといえるのである。

「非行の一般化」論の根拠としては、家庭裁判所等の官庁統計において、家庭の経済状態が「貧困」である者の全非行少年中に占める割合が低下したことが、しばしば挙げられてきた¹⁾。しかし、岩井[1964]や星野[1966]が指摘するように、官庁統計の経済階層に関する項目は、統計資料と

しての信頼性が低い²⁾。また、仮に信頼性がそれなりにあるとみなせたとしても、「貧困」と判定される少年の割合が減少したことをもって、社会階層と非行との関係がみられなくなったと解釈するのは、まったくの誤りである。なぜなら、少年全体のなかの大多数が中流階層出身であるとみなされるようになった社会においては、非行少年全体のなかにも中流階層出身者が多く含まれるのは、ごく当然の話だからである[中川, 1982; 松本, 1984; 星野, 1986]。

図-1・図-2は、この問題を考えるための仮想的な模式図である³⁾。(A)、(B)、(C)のいずれの時代においても、低い社会階層出身の者ほど、非行少年となる可能性が同等に高いという仮定が図示されている(斜線の部分が非行少年、斜線がないのが無非行少年を示している)。ここで、非行の有無を問わず、(A)の時代には全少年の約半数が、(B)の時代には全少年の4分の1が、(C)の時代には全少年の数%が低階層出身であると位置づけられているとしよう(それぞれ点線より左側の部分である)。そうすると、(A)の時代には、斜線部分で示された非行少年全体のうち、過半数が低階層出身と判定される。反対に(C)の時代には、非行少年の大多数は、低階層出身

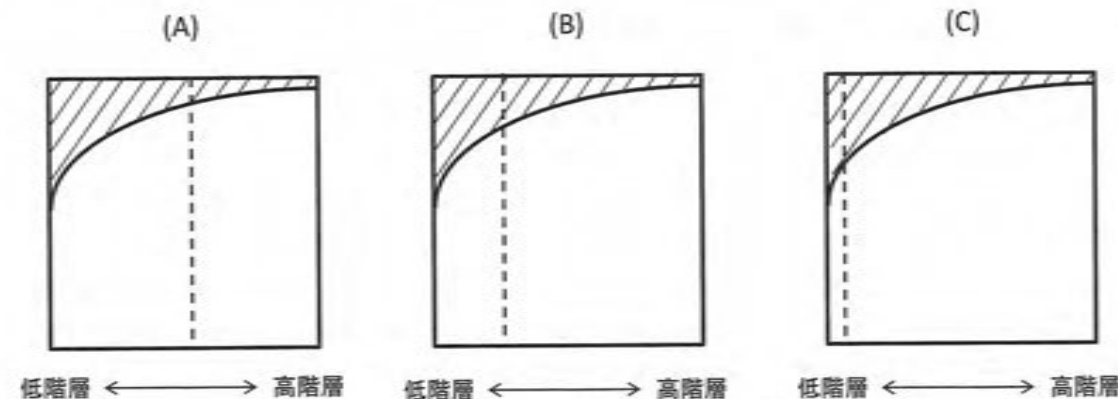


図-1 社会階層と非行に関する仮想的模式図1

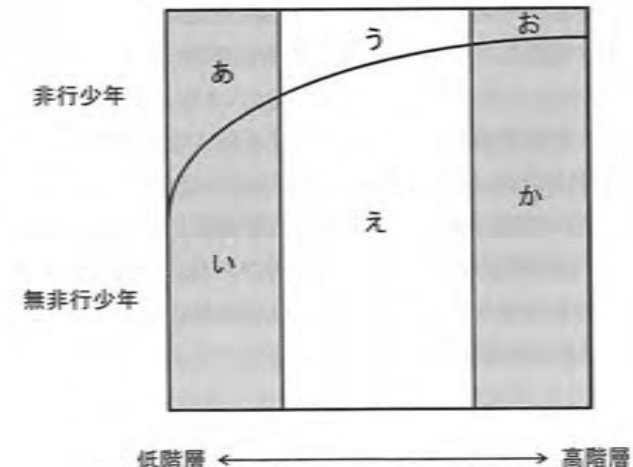


図-2 社会階層と非行に関する仮想的模式図2

とは判定されない。「非行の一般化」論はこのことをもって、非行が中流階層にも拡大したと言っているわけである。しかし、(A)、(B)、(C)、いずれの時代においても、低い社会階層出身の者ほど、非行少年となる可能性は同等に高いことには変わらない。どの時代においても、社会階層と非行とは明確な関連性を持っているのである。

官庁統計を用いてこの種の議論をする場合、もっとも重要なのは、「全」少年人口に占める非行少年の割合が、社会階層によってどの程度異なるかである。図-2でいえば、あ／(あ+い)、う／(う+え)、お／(お+か)の3つの値が異なる値となるか否かが、問題となる¹⁴。また、これらの値が直接算出できない場合でも、無非行少年全体に占めるある階層出身とみなされる者の割合(たとえば、い／(い+え+か))と、非行少年全体に占めるそれ(たとえば、あ／(あ+う+お))を比較して、両者が異なるパーセンテージとなることをもって、非行と社会階層との間の関連性を示すことも可能である。

いずれにしても、非行に関する官庁データのみをいくら詳細に検討しても、社会階層と非行との関連について厳密なことは言えない。非行少年だけではなく、少年全体をカバーした社会調査のデータを合わせて、考える必要があるのである。

(3) 論点2——社会階層と非行とにどのような因果的連関があるか

社会階層上の地位と非行発生との間に、仮に何らかの連関が認められた場合、本研究で明らかにしたい第2の課題は、この両者がどのようなプロセスを経て結びついているのかについてである。

国内において、この課題に実証的にアプローチした先行研究としては、麦島・松本の一連の研究(代表的な論文は、麦島・松本[1967]と麦島・松本[1973])や清永[1984]まで遡らねばならない。いずれも、縦断的な調査設計による分析がなされている。

前者においては、非行者発生率の階層(指標は父親の職業)別の差は、階層別の教育進路の差に帰することができる結論づけられている。一方後者では、社会階層(指標は家庭の経済的貧困)が学業成績を媒介して再非行へと結びついていると指摘されている。いずれも、社会階層が本人の学業達成に関わる変数を經由して、非行発生に影響を及ぼしているという共通の知見が導き出されているのが興味深い。

しかし、近年の研究で、非行や再非行の発生に影響を与えると言われている親子の関係性に関する変数(遊間・金澤, 2001; Yuma et al., 2006; 岡邊, 2009)については、上記の研究では、ほとんど考慮されていない。また、上記の研究はいずれも四半世紀以上も前の研究であり、近年においてもなお、これらの知見に妥当性があるか否かは不明である。今日の日本において、社会階層から非行へとつながる経路はあるのか否か。あるとすればそれはどのようなものなのか——。これらは、犯罪学的にも社会学的にも重要な問いであろう。

2. 社会階層と非行に関連性はあるか(研究1)

(1) 方法とデータ

この課題に対しては、少年非行に関する官庁統計を用いるアプローチと、社会調査データを用いるアプローチの2つが考えられるが、ここでは前者を用いる。

少年非行に関して公表されている官庁統計データのなかで、社会階層の指標たりうる変数はきわめて限定的である。

第1に、検挙・補導された少年に関する警察の統計(『〇年中における少年の補導及び保護の概況』)においては、(1)本人の非行時の在学の有無と学校種別、それに、学生・生徒でない場合については、(2)最終学校と卒業/中退の別がある。なお、以前報告されていた「家族等の経済状態」は、現在、調査自体がなされていない。

第2に、家庭裁判所の統計(『司法統計年報』)においては、警察で簡易送致の扱いを受けなかった少年で、処理が終局を迎えた者を対象に、(3)本人の非行時の在学の有無と学校種別、および、学生・生徒でない場合については、(4)最終学校と卒業/中退の別が調査されている。このほか、本人の職業の有無、家庭の生活程度(富裕/普通/貧困/被保護の別)、保護者の職業についても、1998年までは調査され統計数値が公表されていたが、現在は調査自体がなされていない¹⁵。

第3に、少年鑑別所や少年院の入所少年に関する統計(『矯正統計年報』)のなかには、本人の就学状況や最終学歴、本人・保護者の職業、家庭の生活程度の調査結果が含まれており、社会階層の指標となりうる項目のバリエーションは、矯正統計がもっとも大きい。しかし、少年鑑別所への送致も少年院への送致も、家庭裁判所の決定(少年法第17条・第24条)の結果であることに、留意しなければならない。

家裁の処分は少年の属する家庭の保護能力を考慮した上で決定されるのであり、実際、親の職業や経済状態が、処分において重視されていることを示す実証研究もある[麦島・田村, 1978]。近年、「厳罰化の流れの中で、経済的に困窮した、保護環境の悪い少年が少年院に送致されるようになった」[浜井, 2007: 151]のだとすれば、矯正施設に収容された少年のなかに低い社会階層出身の者が多く含まれることをもって、「犯罪の程度が重くなるほどに家庭の貧困割合が増加している」[岩田(美), 2007: 217]とまで言い切るのは、問題であろう。貧困であるほど矯正施設送致の処分が選択されやすくなるセレクトティブ・サンクションの要素が排除できない以上、矯正統計を用いて社会階層と非行の問題を厳密に論じることはできないと考えるべきである。

以上の検討から、結論としては、警察統計の(1)本人の非行時の在学の有無と学校種別、(2)最終学校と卒業/中退の別、司法統計の(3)本人の非行時の在学の有無と学校種別、(4)最終学校と卒業/中退の別だけが、分析の目的にかなう統計ということになる。

表-1は、これらの統計が、どのような分類細目により調査・公表されているかを示したものである。警察統計、司法統計のいずれも、主な罪種の別に、対象者がどの学校に在学しているか、在学していない場合は、最後にどの学校を卒業又は中退したかが、調査されていることがわかる。ただ、公表されているのは、表-1に示された形の表だけである。すなわち、いずれの統計も、男

表-1 警察統計と司法統計における少年の在学・学歴状況の分類細目

警察統計

区分	総数	高等学校														
		中学校			高等学校									大学・短大		
		在学	卒業	中退	普通科			職業科			定時制			在学	卒業	中退
総数(人)	90,966	21,235	8,553	26,693	2,775	5,851	7,662	979	2,435	3,749	355	1,324	5,395	11	159	
男性	956	130	225	151	46	125	41	20	61	63	3	42	34	0	5	
女性	50	3	13	9	4	5	5	3	1	2	0	4	0	0	1	
調査	713	96	170	106	30	103	30	13	50	51	3	30	25	0	3	

司法統計

区分	総数	学歴									
		小・中		高			大		その他		
		在	卒	在	中	卒	在	卒	他	不	詳
総数	51,412	14,867	7,678	18,240	9,572	2,540	1,386	96	154	19	
男性	47,789	13,887	6,158	16,741	7,783	1,806	1,067	41	117	9	
女性	17,459	8,222	3,286	10,144	4,252	978	449	17	96	6	
調査	176	28	31	54	45	10	8	-	-	-	

女を問わずすべての年齢層(14~19歳)の対象者の在学・学歴状況が一括してまとめられ、公表されているだけである。

一方、少年人口全体をカバーした在学・学歴状況に関する社会調査データとしては、国勢調査と就業構造基本調査があるが、後に述べる理由により、ここでは国勢調査を用いることにする。国勢調査の調査票に在学学校種別・最終学校の種別に関する項目が盛り込まれるのは10年おきであり、最新のデータは2000年のものである。なお、国勢調査では、中退を除く最終卒業学校を回答させている。

さて、ここで確認すべきは、非行の発生率は少年の性・年齢によって大きく異なっており、また、罪種によってそのばらつき方が異なっているということである。たとえば凶悪犯であれば、圧倒的に男子が女子より多いし、年少少年は年中・年長少年より検挙される者が少ない。そうすると、たとえば、凶悪犯で検挙された14~19歳男女の在学・学歴状況の分布(警察統計又は司法統計)と、検挙の有無に関わらない同年齢層の男女全員の在学・学歴状況の分布(国勢調査)とを単純に比較しても、あまり意味はないことになる。なぜなら、在学・学歴状況もまた、性や年齢によって大きく分布が異なる変数だからである。

そこで本研究では、以下の例に示すような手続きをとることにする。

まず、国勢調査の公表データである男女別・年齢別の在学・学歴状況の値(表-2の左側)④をもとに、2000年の男女別・年齢別の在学・学歴状況の分布(表-2の右側)を求める。なお、就業構造基本調査においては、男女別・年齢別の在学・学歴状況は報告されていない。ここで国勢調査を用いる理由はそれである。

表-2 全人口の男女別・年齢別の在学・学歴状況(2000年、国勢調査)

年齢	性別	中学	高・大	非在学・中卒	非在学・高卒	中学	高・大	非在学・中卒	非在学・高卒
		在学中 (単位:人)	在学中 (単位:人)	(単位:人)	(単位:人)	在学中	在学中	卒	卒
14歳	男子	706,575	0	0	0	100.0%	0.0%	0.0%	0.0%
15歳	男子	379,326	344,561	14,462	0	51.4%	46.7%	2.0%	0.0%
16歳	男子	7,421	718,865	39,031	0	1.0%	93.9%	5.1%	0.0%
17歳	男子	4,412	714,478	53,738	0	0.6%	92.5%	7.0%	0.0%
18歳	男子	3,096	583,316	55,878	129,800	0.4%	75.6%	7.2%	16.8%
19歳	男子	2,569	451,665	55,878	273,451	0.3%	57.6%	7.1%	34.9%
14歳	女子	671,001	0	0	0	100.0%	0.0%	0.0%	0.0%
15歳	女子	359,614	335,459	9,171	0	51.1%	47.6%	1.3%	0.0%
16歳	女子	6,996	696,491	24,720	0	1.0%	95.6%	3.4%	0.0%
17歳	女子	4,267	698,010	34,365	0	0.6%	94.8%	4.7%	0.0%
18歳	女子	4,031	590,190	34,299	108,850	0.5%	80.0%	4.7%	14.8%
19歳	女子	4,888	481,611	34,299	225,441	0.7%	64.5%	4.6%	30.2%

表-3 凶悪犯検挙人員(合計2,120人)の男女別・年齢別分布(2000年、警察統計)

年齢	人数		割合	
	男	女	男	女
14歳	137	15	6.5%	0.7%
15歳	257	19	12.1%	0.9%
16歳	401	31	18.9%	1.5%
17歳	459	35	21.7%	1.7%
18歳	435	20	20.5%	0.9%
19歳	290	21	13.7%	1.0%

(単位:人)

(全体を100%とした場合の値)

表-4 仮想的な在学・学歴状況の算出方法

年齢	性別	中学	高・大	非在学・中卒	非在学・高卒
		在学中	在学中	卒	卒
14歳	男子	572,700	0	0	0
15歳	男子	1,074,336	501,354	21,043	0
16歳	男子	1,676,298	1,574,553	85,491	0
17歳	男子	1,918,755	1,774,345	133,454	0
18歳	男子	1,818,428	1,373,827	131,604	305,705
19歳	男子	1,212,285	698,791	86,451	423,068
14歳	女子	62,704	0	0	0
15歳	女子	40,558	37,834	1,034	0
16歳	女子	1,245	123,945	4,399	0
17歳	女子	848	138,637	6,826	0
18歳	女子	457	66,918	3,889	12,342
19歳	女子	575	56,656	4,035	26,520
合計		1,269,504	6,346,860	478,226	767,636
割合		(14.3%)	(71.6%)	(5.4%)	(8.7%)

注:単位は人。小数第1位を四捨五入して表示しているため、合計とその内訳は必ずしも一致しない。

次に、表-3の左側に示された2000年の警察統計における男女別・年齢別の凶悪犯検挙人員数の各セルの数値を、全数の2,120で除すことによって、各セルの「寄与度」を算出する(表-3の右側)。

ここで、表-2の14~19歳男女の全人口8,862,225人に、表3の右側の数字を乗じた値(表-4の左側)を算出し、この値を表2の右側の男女別・年齢別の在学・学歴状況の構成比で按分すると、表-4の右側の値を得る(たとえば男子15歳の「中学在学中」であれば551,939人)。こうして求められた表-4の右上の値を、在学・学歴状況ごとに足し合わせ(「中学在学中」であれば、男女合わせて1,269,504人)、その値を合計数で除することで、仮想的な14~19歳男女全体の在学・学歴状況の分布(表-4の右下)を算出するのである。

算出されたこの在学・学歴状況の分布が示しているのは、少年の男女別・年齢別の内訳が、凶悪犯で検挙された者の実測値とまったく同じ分布をとり、かつ、彼らが全人口からランダムに選択されたと仮定した場合の、在学・学歴状況の分布の期待値にはかならない。つまり、この分布と、実際に凶悪犯で警察に検挙された14~19歳男女全体の在学・学歴状況の分布(表1に例示された統計)⑩とを比べることで、学歴階層と非行との関係を検討できるということである。

本研究では、近年の状況を明らかにするという趣旨に沿って、1980年・1990年・2000年の国勢調査・警察統計・司法統計を用いて検討する。ただし、警察統計については、『平成2年中における少年の補導及び保護の概況』のなかに在学・学歴状況に関する表が掲載されていないため、1980年と2000年のデータのみで検討する。検討する罪種は、警察統計では凶悪犯・粗暴犯・窃盗、司法統計では凶悪犯・粗暴犯・窃盗・覚せい剤取締法違反・毒物及び劇物取締法違反である⑪。

(2) 結果とその解釈

結果は、図-3~図-7に示した通りである。各帯グラフには、高校・大学在学中の者と非在学・中卒の者の占める割合が数値で示されている。

凶悪犯(図-3)をみると、同じ年どうして比べれば、警察統計と司法統計の示す分布はほぼ一致する。凶悪犯の場合、簡易送致となるケースは原則としてないからである。いずれの時期においても、期待値でもっとも大きな割合を占めるのは高校・大学在学中であるのに対して、実測値では非在学・中卒が過半数を超えている。明らかに学歴階層の低い者の占める割合が大きいといえる。

粗暴犯(図-4)についても、警察統計と司法統計はかなり似通った分布となっている。粗暴犯において簡易送致となるケースは少数だからである。凶悪犯と同様に、いずれの時期においても、期待値でもっとも大きな割合を占めるのは高校・大学在学中であるのに対して、実測値では非在学・中卒が4割前後を占めている。また、1980年と2000年を比べると、非在学・中卒の者の割合が、やや増加していることも読み取れる。

窃盗は、簡易送致となるケースが比較的多い罪種であるが、図-5をみると、1980年の時点においては、警察統計と司法統計の分布に目立った差異はみられない。簡易送致となったケース、ならなかったケースで、在学・学歴状況の分布に大きな差がないものと考えられる。一方2000年の



図-3 在学・学歴状況の分布の期待値と実測値(凶悪犯)

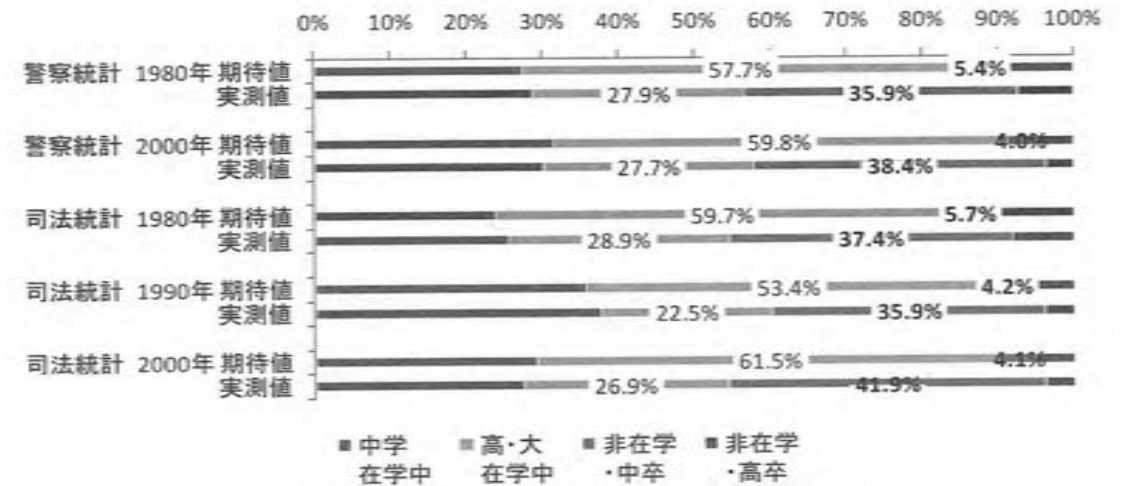


図-4 在学・学歴状況の分布の期待値と実測値(粗暴犯)

時点では、非在学・中卒の占める割合が、警察統計と司法統計とでやや異なる。簡易送致とならなかった(司法統計の対象になる)ケースでは、非在学・中卒の者が占める割合がより大きくなっている⑫。また、窃盗においては、いずれの時期においても、期待値・実測値とも高校・大学在学中の者がもっとも多いものの、実測値と期待値の間には明らかな差がみられる。非在学・中卒の者の占める割合は、期待値より実測値の方がはるかに大きい。

覚せい剤取締法違反(図-6)と毒物及び劇物取締法違反(図-7)をみると、いずれも年代を問わず、期待値では高校・大学在学中の者が占める割合がもっとも高い一方、実測値では非在学・中卒の者がもっとも高い割合を示している。特に覚せい剤取締法違反では、実測値で8割を非在学・中卒者が占めているのが特徴的である。明確に学歴階層の低い者の占める割合が高いことが

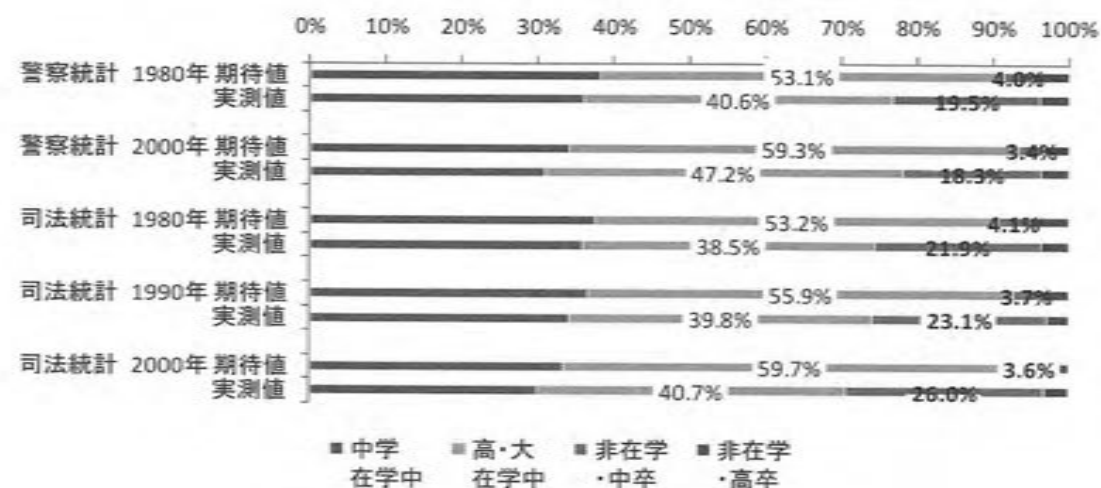


図5 在学・学歴状況の分布の期待値と実測値 (窃盗)

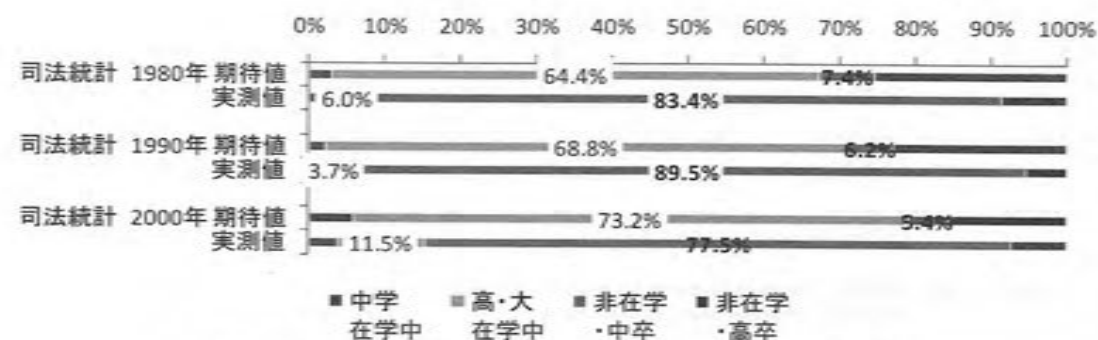


図6 在学・学歴状況の分布の期待値と実測値 (覚せい剤取締法違反)



図7 在学・学歴状況の分布の期待値と実測値 (毒物及び劇物取締法違反)

わかる。

以上より、どの罪種においても、非在学・中卒者の占める割合は、期待値よりも実測値の方が大きいこと、罪種別にみると、特に凶悪犯や薬物犯罪において、学歴階層と非行との関係が鮮明

に表われていることが、明らかとなった。

3. 社会階層と非行とにどのような因果的連関があるか (研究2)

(1) データ

2005年11月から12月に実施された質問紙調査により得られたデータを用いる。調査は青森県、東京都、滋賀県、岡山県、香川県、鹿児島県の各都県につき1校の公立中学校に協力を求め、各校の第2学年に在籍する生徒と、その生徒の保護者を対象として実施された。本研究では、中学生男子とその母親から回答を得ることができた409ケース (ペア) のうち、分析に使用する質問項目のすべてについて有効回答を得た369ケース (ペア) のデータを用いる。この調査は、警察庁生活安全局少年課が事務局となって構成された青少年問題調査研究会によって実施されたものであり、調査の企画・分析は、筆者のほか神田信彦、下田博次、妹尾栄一、野間俊彦、石橋昭良、月村祥子によってなされ、調査報告書として警察庁生活安全局少年課編[2006]が刊行されている⁽¹³⁾。なお、本稿の文責は筆者のみにある⁽¹⁴⁾。

なお、この調査の大きな特徴は、生徒とその保護者をペアにして調査票を回収した点にある。青少年とその保護者をペアにした分析を可能にするこのようなデザインの調査は、国内において実施されることがあまりないと思われるが、社会階層に関して信頼性のある情報を収集するためには、一般的に生徒自身からよりもその保護者から情報を得た方が望ましいであろう。その意味で今回の調査デザインは、本研究の目的にかなったものであるといえる⁽¹⁵⁾。

(2) 分析の手続きと使用する変数

潜在変数を伴う構造方程式モデリング (SEM/LV) を用いる^{(16) (15)}。具体的には、社会階層、親の不適切な養育、学校不適応が何らかの形で非行に影響を与えていると仮定した上で、これらの変数が非行に及ぼす因果的連関を、図-8にある6パターン想定し、SEM/LVを用いて、これらのなかで実際のデータとの適合度が高く、かつ、解釈可能性の高いモデルを特定する。適合度の判定にはAICを用いる。その後、必要に応じてモデルを修正して、経験的にも統計的にも妥当な因果連関のモデルを確定することにした。

分析に使用される変数は表-5に示すとおりである。各変数の度数分布 (全回答数369に占める割合) もあわせて示した。各設問の括弧内にあるのが選択肢であり、分析に際しては、左に記した選択肢から順に1点、2点…と得点化している。親の不適切な養育と学校不適応の設問については「あてはまらない」ほど点数が高くなる。これらの変数を用いて、図-9に示したようなモデルを組立てる。すなわち、4つの潜在変数 (社会階層、親の不適切な養育、学校不適応、非行) それぞれを、3つの観測変数によって構成する。なお、eから始まる丸で囲まれた変数は、誤差変数である。

なお、社会階層をこの3つの変数で測定することの意味について、若干触れておきたい。社会階層の測定方法にはさまざまなバリエーションがあるが、ここでは自記式の質問紙調査によって測定することを踏まえて、保護者の回答から家庭の文化的な階層を測定する質問項目を2項目と、家

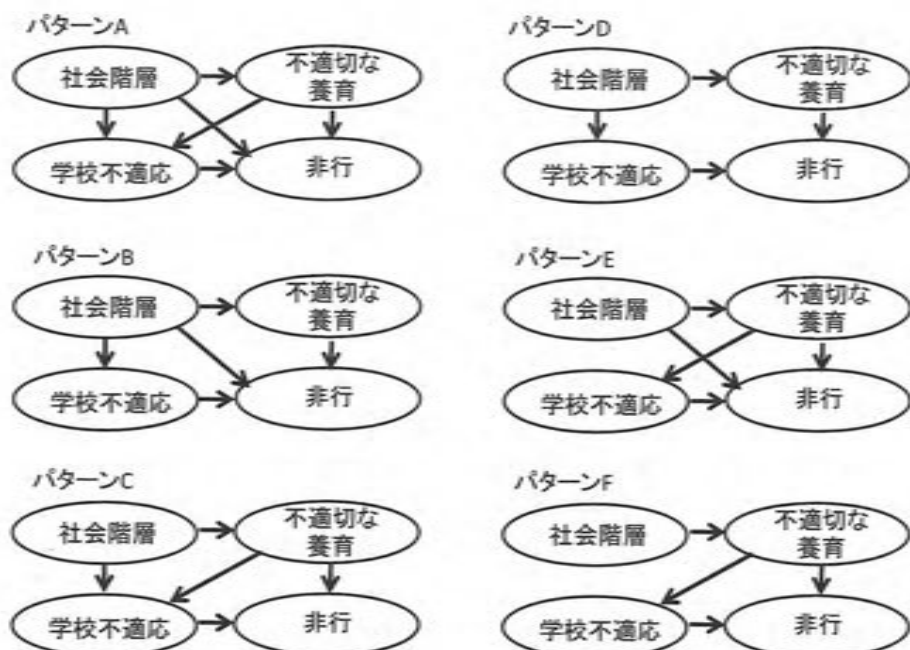


図-8 社会階層と非行との因果的連関に関する6つのパターン

表-5 研究2の分析に使用される変数とその度数分布

<p>社会階層</p> <p>【保護者回答】(子どもが小学校4～6年生のころ)子どものために、本(小説・辞書・図鑑など)を買った(1回もない/1～2回ある/何回もある、それぞれ4.1%/25.7%/70.2%)</p> <p>【保護者回答】(子どもが小学校4～6年生のころ)休みの日に、子どもを連れて博物館や美術館に行った(同上、それぞれ29.0%/47.7%/23.3%)</p> <p>【生徒回答】将来、大学などに進学したいですか(進学したいとは思わない/短大や専門学校まで進学したい/大学まで進学したい、それぞれ22.2%/17.6%/60.2%)</p>
<p>親の不適切な養育</p> <p>【生徒回答】(親は)わたしと仲のよい友人の名前を知っている(とてもあてはまる/すこしあてはまる/あまりあてはまらない/まったくあてはまらない、それぞれ47.4%/42.8%/7.6%/2.2%)</p> <p>【生徒回答】(親は)わたしがこまったときに、はげましてくれる(同上、それぞれ20.1%/45.3%/24.9%/9.8%)</p> <p>【生徒回答】(親は)わたしのことを信頼している(同上、それぞれ25.7%/43.9%/23.6%/6.8%)</p>
<p>学校不適応</p> <p>【生徒回答】(学校生活について)楽しいと感じる授業がある(とてもあてはまる/すこしあてはまる/あまりあてはまらない/まったくあてはまらない、それぞれ43.6%/39.6%/9.5%/7.3%)</p> <p>【生徒回答】(学校生活について)相談できる先生がいる(同上、それぞれ12.5%/25.2%/29.8%/32.5%)</p> <p>【生徒回答】(学校生活について)テストの前には、がんばって勉強する(同上、それぞれ27.1%/36.9%/24.1%/11.9%)</p>
<p>非行</p> <p>【生徒回答】(最近1年くらいのあいだに)深夜まで外で遊んだ(1回もない/1～2回ある/何回もある、それぞれ85.9%/10.8%/3.3%)</p> <p>【生徒回答】(最近1年くらいのあいだに)学校の授業をさぼった(同上、それぞれ94.3%/4.1%/1.6%)</p> <p>【生徒回答】(最近1年くらいのあいだに)タバコをすった(同上、それぞれ93.8%/4.1%/2.2%)</p>

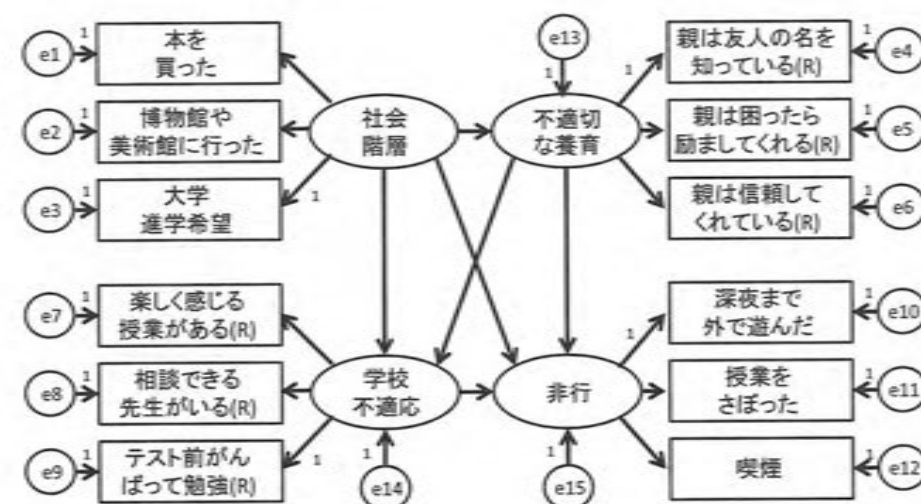


図-9 研究2で検討するモデル

注：(R) はリバースの意味である。当該変数においては、「あてはまらない」ほど高い値となる。

庭の学歴階層の代替指標としての本人の進学希望に関する項目、計3項目を用いることにした。保護者の学歴や収入を尋ねることが本調査では困難だったため、やむをえずこれらの項目によって測定したものである。

(3) 結果とその解釈

図-8に示した6つのパターンごとに、上述の手続きでモデリングを行ったところ、得られたモデルのAICは、パターンAから順に、153.8、170.9、153.1、169.5、155.6、155.7となった。ここで、パターンC、パターンD、パターンFに「社会階層→非行」のパスを加えても(それぞれパターンA、パターンB、パターンE)、AICの値は減少しないか、むしろ大きくなっていることがわかる。社会階層の非行に対する直接効果はないとみなしても差し支えないと、解釈できるであろう。

そこで、「社会階層→非行」のパスのないパターンC、パターンD、パターンFの3つを比較すると、違いは「社会階層→学校不適応」のパスと「不適切な養育→学校不適応」のパスの有無である。後者については、パスを引いた方が明らかにあてはまりがよい。このことは、親の不適切な養育が学校不適応の程度を高めることを示唆している。

パターンDを棄却すると、残ったのはパターンCとパターンFであり、AICの値はパターンCの方が小さい。この結果は、「社会階層から学校不適応への直接効果がある」という無理のない解釈を導く。

結果として、統計的にも解釈としても、もっとも妥当なモデルはパターンCであった。パターンCのモデリングの結果は、図-10のとおりである。なお、誤差変数は割愛している(以下同じ)。図の中に示した数字は、標準化された係数の推定値である。括弧で示した「不適切な養育→非行」のパスは統計的には非有意(p=.13)であったが、それ以外はいずれも5%水準で統計的に有

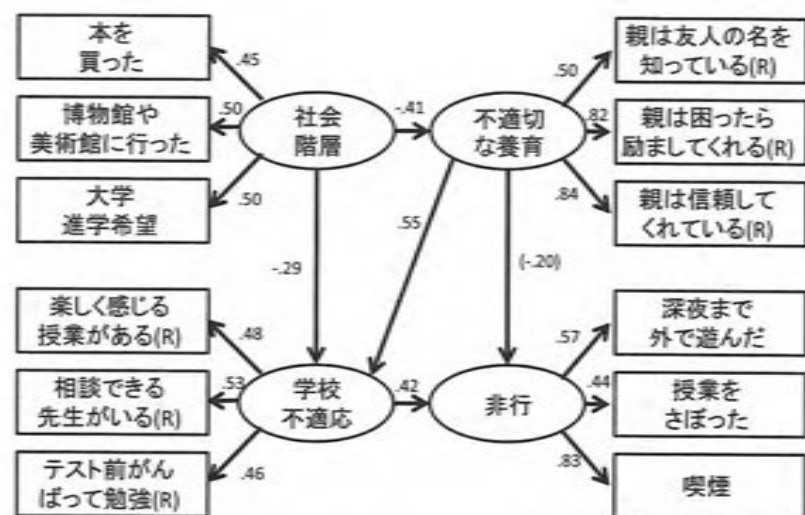


図-10 パターンCのモデリングの結果

注：(R) はリバースの意味である。当該変数においては、「あてはまらない」ほど高い値となる。

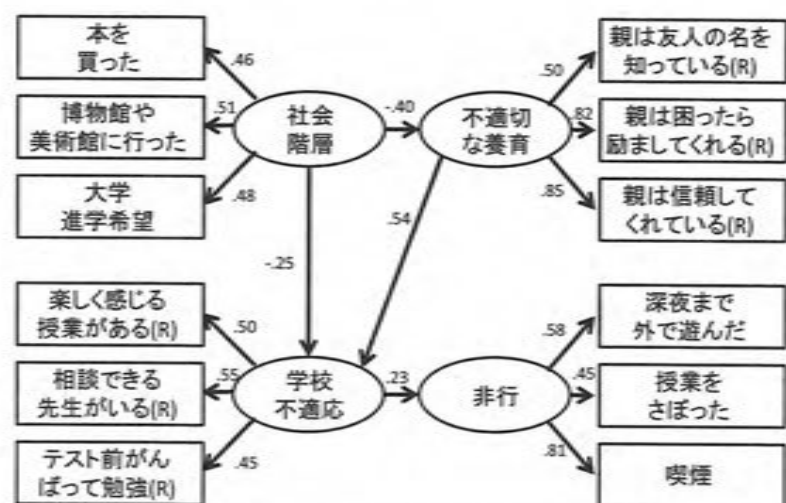


図-11 パターンCの修正モデルによる結果

注：(R) はリバースの意味である。当該変数においては、「あてはまらない」ほど高い値となる。

意である。各潜在変数は観測変数によって適切に構成されている。モデルの適合度は、CFI=.94、GFI=.96、AGFI=.94、RMSEA=.05であることから、モデルは問題なくデータに適合している。

一般的には、上記のモデルから、統計的に非有意だった「不適切な養育→非行」のパスを除いたモデルが、より適切であると判断できるので、次にこのモデルを構築した。その結果は、図-11のとおりである。図の中の標準化された係数の推定値は、いずれも5%水準で統計的に有意である。各潜在変数は観測変数によって適切に構成されている。AICの値は153.5と若干高くなったが、CFI=.94、GFI=.96、AGFI=.94、RMSEA=.05であり、モデルは問題なくデータに適合している。

すべてのパスが統計的に有意なこのモデルが、統計的にも経験的にももっとも妥当なモデルと判断できる。

以上の結果より、社会階層と非行との因果的な連関は、つぎのようにまとめられる。すなわち社会階層は、非行の程度に対して、直接的ではないものの、親の不適切な養育や本人の学校不適応に影響を及ぼすことを通して、間接的に関連している（直接効果はないが、間接効果はある）のである。

4. 考察と今後の課題

これまでの検討の結果を踏まえて、若干の考察を行いたい。

第1に、研究1によって、学歴階層の低位に置かれた少年たちが、そうでない少年たちよりも非行の世界へと参入しやすいことが明確に示された。とりわけ、凶悪犯や薬物犯罪において、学歴階層と非行との連関がきわめて大きいことを示唆する結果を得た。また、万引き等の比較的軽微な非行が大多数を占める窃盗においても、非在学・中卒者の占める割合は期待値をはるかに上回っていた。これらの結果は、「非行の一般化」論に対する明確な反証となると思われる。

これまでも、「非行の一般化」論への疑問が投げかけられたことがなかったわけではない。そのロジックは、非行少年を一過性の者とそうでない者に区別し、「一般化したのは一過性の非行少年である」とするものである[中川, 1982; 川邊, 1991; 岡邊・小林, 2005]。しかし、本研究の研究1の結果に鑑みると、一過性の非行（すなわち窃盗の大部分）ですら、実際には、ある特定の社会階層出身の少年に偏って生じているということになる。少年非行に関する「普通の子」言説は、少なくとも「普通の子」と「普通でない子」とが同等に非行に走りやすいという意味で捉えるのであれば、完全に誤りなのである。

岩田（正）[2007: 185]が述べるように、われわれが中流家庭の事件ばかりに注目するのは、「中流家庭に生じる問題群がいまだに『珍しい』存在だからなの」かもしれない。しかし、少数の珍しいケースへの注目が、多数のありふれたケースの無視の上に成立しているのだとすれば、不幸な事態である。「非行の一般化」の主張は、非行の偏在性から「国民の目を背けさせ、階層間の境界を一層厚くする方向にも作用する可能性がある」という川邊[1991: 22]の指摘が当たっているとすれば、われわれは今後も継続して、非行は偏在しているという事実を、主張し続ける必要があるだろう。

第2に、社会階層が、親の不適切な養育や本人の学校不適応を媒介して、非行へと接続しているという知見の意味についてである。本人の学校不適応が媒介変数となっている点に関しては、麦島・松本[1967]、麦島・松本[1973]、清永[1984]の知見と同様であるから、社会階層が本人の学業達成に関わる変数を經由して非行発生に影響を及ぼすというプロセスは、日本の社会において時代を超えてみられるという解釈が、許されるであろう。

一方、親の不適切な養育が社会階層と非行との間を媒介しているという結果については、以下のような解釈が可能ではないか。すなわち、本研究の知見を踏まえれば、親の養育のあり方もま

た、一定程度社会階層が規定するということであるから、非行問題の解決策や予防策を、保護者の養育やしつけのあり方に単純に求めることには、慎重さが必要になるということである。「育児の前提となる利用可能な資源に階層的格差があることや、格差そのものが育児不安の要因となっている可能性」[林, 2010: 208]に、われわれは留意すべきであろう。

近年、「社会的排除」概念をキーワードに、各種の社会問題が論じられるようになってきた。社会的排除とは、「失業・貧困・暴力・犯罪・虐待・差別などの諸困難が特定の社会集団や地域に集中すること」[藤田, 2005: 96]である。日本においてはこれまで、特定の社会集団や地域への問題の集中が、明瞭には見えにくいこともあって、これらの問題に対する総合的な状況把握や政策的対応が遅れてきた。しかし、問題の集中が可視的でないだけで、日本においても社会的排除と呼んでしかるべき事態が進行していると、近年指摘されるようになったのである。

本研究が明らかにしたのは、一定の社会階層——中卒者や高校中退者の層に、少年非行の問題が偏って生じているという事実であるが、このこともおそらく、社会的排除の地平で理解することが可能だし、理解すべきなのであろう。もはや「一億総中流」とは呼ばれなくなった今日において、社会的排除がどのように進行しているのか（しつ々あるのか）——。このような大きな課題に連なる問題として、非行少年の属性や生育環境に関する多角的な検討が、今後ますます求められている。

付記 本稿は、科研費（20730540）の助成による研究成果の一部である。

注

- (1) しばしば用いられていたもう1つの根拠は、非行少年全体に占める単親家庭に育った者の割合の低下である。単親家庭であるか否かが、本研究の主題である社会階層の適切な指標になりうるかどうかは議論が分かれるため、本研究では以後、この点について検討しない。ただ、両親のいる少年に比べて、母子家庭の少年、父子家庭の少年が刑法犯で検挙される可能性は、それぞれ2~3倍、2~4倍であるという岡邊[2010]の指摘は、無視すべきではないであろう。
- (2) これに関連して、家庭裁判所の経済状況に関する調査項目の分類細目が、1960年代半ばに変更されたことで、統計数値に変動がもたらされたことを、速水[1989]は示唆している。
- (3) これらの図は、松本[1984: 100]の図4-1にヒントを得て、筆者が作成したものである。
- (4) 疫学概念をここに適用すれば、もっとも高い階層出身の者に比較したときの、もっとも低い階層出身の者の非行発生相対リスクは、 $|\text{あ}/(\text{あ}+\text{い})| / |\text{お}/(\text{お}+\text{か})|$ ということになる。これが1と有意に異なる数字であれば、非行と社会階層との間には一定の関連性があるといえる。
- (5) 2008年6月に、筆者が最高裁判所事務総局広報課に確認したところ、様式が変更された1999年以降の調査票（家裁では事件票と呼ばれている）のなかに、これらの項目は含まれていないとの回答を得た。長年にわたって継続的に調査されてきた項目だけに、このような形で様式の簡素化が行われたことは、残念でならない。

- (6) 公表されている国勢調査の報告書からは、男女とも、18歳・19歳それぞれの「非在学・中卒」と「非在学・高卒」の内訳が判明しない。そこで本研究では、男女それぞれについて、「非在学・中卒」の18歳の人数と19歳の人数が同数であると仮定することにする。この仮定を置くと、すべてのセルの値が定まる。また、未就学の者はごく少数のため、今回の分析では無視（除外）することにする。
- (7) 司法統計の場合も同様であるが、司法統計においてはごく少数ながら、行為時年齢が14歳未満、20歳以上の者が含まれている。これらはそれぞれ14歳、19歳とみなすことにする。
- (8) 国勢調査に合わせて、中退は1つ前の学校の卒業とみなす。また司法統計においては、在学・学歴状況に「その他」「不詳」という分類があるが、これらの実数は無視できるほど小さいため除外して集計する。
- (9) 警察統計においては、在学・学歴状況が調査されているのは刑法犯のみである。また、司法統計では凶悪犯・粗暴犯という分類はなされていないが、本研究では警察統計に準じて、殺人・強盗・放火・強姦を凶悪犯、暴行・傷害・脅迫・恐喝・暴力行為等処罰に関する法律違反を粗暴犯とみなすことにする。
- (10) 在学中の者の方が簡易送致とされやすい可能性もある。
- (11) この報告書は2010年3月31日現在、警察庁のウェブサイト（生活安全局「生活安全の確保」）でも閲覧できる。URLは<http://www.npa.go.jp/safetylife/>である。
- (12) この調査は、中学生女子や高校生男女およびその保護者をも対象とした調査であったが、本研究においては、(1) 自己申告非行の測定値の分散が男子>女子であること、(2) 使用する変数（後述）の一部に小学生当時を回顧させた質問が含まれることから、得られたデータの信頼性は中学生>高校生であることの2点に鑑み、中学生男子のみを分析対象とした。
- (13) なお調査の実施に際しては、生徒と保護者相互の回答内容の秘密が守られるよう、技術的な工夫を行った。まず中学生には、教室内において集合自記式で調査を実施した。学校の教員を通じて、まず生徒用の調査票と生徒用調査票を回収する口糊付封筒（封筒A）を生徒全員に配布し、回答の済んだ調査票は自分自身で封筒Aに密封することを求めた。教員には、全員の回答が済んだ後に、保護者用の調査票と別の口糊付封筒（封筒B）を全員に配布するよう依頼した。そして生徒に対して、密封済の封筒Aを封筒Bに入れ、封筒Bは封をしない状態で、保護者用調査票とともに自宅に持ち帰るよう指示してもらった（封筒Bは、封筒Aよりも大きい角2サイズで、封筒Aを丸ごと入れることができる）。調査に協力いただいた保護者には、回答済の調査票を封筒Bに入れ密封するよう依頼した。その際、封筒Bの中にある密封状態の封筒Aは開封せず、そのまま封筒Bの中に留めておくよう依頼した。封筒Bは学校を通じて回収され、開封後ただちに1組の両調査票に同一のID番号を付与した。こうすることで、生徒とその保護者のペアを、1つの単位として分析することが可能になったというわけである。
- (14) なお、分析に用いるデータは、事情が相異なる可能性のある6つの都県の結合データであり、より厳密に分析するためには、マルチレベル分析を用いて級内相関を取り除く必要があるかもしれない。しかしながら、(1) 今回のデータでは、都県によって非行の程度（後述の3変数によ

り測定)の分散に大きな違いがみられないこと、(2) 一般に、わずか6集団のデータにマルチレベル構造方程式モデリングを適用するのは適切ではないと考えられること、以上2つの理由から、ここではマルチレベル分析は適用しないことにする。

(15) 一般に、構造方程式モデリングでは、変数の非正規性を考慮できない。この点は、本分析の限界である。

文献

- Braithwaite, J., 1981 "The Myth of Social Class and Criminality Reconsidered," *American Sociological Review*, 46 (1) : 36-57.
- 藤田英典 2005 「階層・階級」宮島喬編『現代社会学改訂版』有斐閣: pp.72-99.
- 浜井浩一 2007 「非行・逸脱における格差(貧困)問題——雇用の消失により、高年齢化する少年非行」『教育社会学研究』80: pp.143-162.
- 速水洋 1989 「『非行の一般化』論再考——『欠損家庭』論から『母子密着』論への移行とその統合をめざして」『犯罪社会学研究』14: pp.109-128.
- 林雅代 2010 「『三歳までは母の手で』」今津孝次郎・樋田大二郎編『続・教育言説をどう読むか——教育を語ることばから教育を問いなおす』新曜社: pp.189-213.
- 星野周弘 1966 「少年非行と家族」『教育社会学研究』21: pp.57-70.
- 星野周弘 1986 「わが国の社会変化と犯罪・非行の趨勢」『犯罪と非行』69: pp.4-30.
- 岩井弘融 1964 『犯罪社会学』弘文堂
- 岩井弘融 1988 「犯罪社会学の研究領域の推移」『犯罪社会学研究』13: pp.4-10.
- 岩田正美 2007 『現代の貧困——ワーキングプア/ホームレス/生活保護』筑摩書房.
- 岩田美香 2007 「貧困家庭と子育て支援」『季刊社会保障研究』43 (3) : pp.211-218.
- 川邊謙 1991 「少年非行に見る日本社会の不安定性」『犯罪社会学研究』16: pp.17-35.
- 警察庁生活安全局少年課編 2006 『少年のインターネット利用に関する調査研究報告書(平成17年度青少年問題調査研究)』警察庁生活安全局少年課
- 清永賢二 1984 「少年の再非行化過程と学校問題」『教育社会学研究』39: pp.43-58.
- 松本良夫 1984 『図説非行問題の社会学』光生館
- 麦島文夫・松本良夫 1967 「1942年生まれ少年における非行発生の追跡的研究(第2報)——非行発生と少年の出身階層および教育歴との関連」『科学警察研究所報告防犯少年編』8 (2) : pp.67-73.
- 麦島文夫・松本良夫 1973 「出身階層、教育上の進路と非行発生——2つのコーホートの分析」『科学警察研究所報告防犯少年編』14 (1) : pp.55-63.
- 麦島文夫・田村雅幸 1978 「非行者の社会的人格的要因——一回限り非行者と頻回非行者の比較」『科学警察研究所報告防犯少年編』19 (2) : pp.142-146.
- 中川邦雄 1982 「非行はいわれるほど一般化しているか」菊田幸一・西村春夫編『犯罪・非行と人間社会——犯罪学ハンドブック』評論社: pp.91-93.

- 岡邊健・小林寿一 2005 「近年の粗暴的非行の再検討——『いきなり型』・『普通の子』をどうみるか」『犯罪社会学研究』30: pp.102-118.
- 岡邊健 2009 「縦断的データに基づく再非行化要因の検討——生存時間分析を用いて」『現代の社会病理』24: pp.117-134.
- 岡邊健 2010 「犯罪の社会学——犯罪問題を通してみる私たちの社会」早坂裕子・広井良典・天田城介編『社会学のつばさ——医療・看護・福祉を学ぶ人のために』ミネルヴァ書房: pp.64-80.
- 山本功 2006 「非行の原因と結果——非行文化がもつ階層再生産機能」『青少年問題』53 (2) : pp.22-27.
- 遊間義一・金澤雄一郎 2001 「非行少年に対する矯正教育の効果——少年鑑別所入所少年の再犯に対する保護観察と少年院処遇の効果」『研究助成論文集』明治安田こころの健康財団, 37: pp.115-122.
- Yuma, Y., Kanazawa, Y. and Kuniyoshi, M., 2006 "Effectiveness of Japanese Correctional Treatments for Juveniles," *Behaviormetrika* 33 (2) : 149-177.