

寄稿

少年院出院者の自己申告非行とその規定要因

岡邊 健（京都大学）

1 はじめに

本稿は、一連の調査において測定された自己申告非行に関して若干の分析を行うものである。自己申告法は仮説検証型の研究にきわめて親和的である。それは、非行の程度を測定する際、被験者となる少年の生活環境や行動、態度なども比較的容易に調査することができるからである。自己申告法は、Hirschi (1969=1995) 以降、犯罪・非行に関する実証研究において不可欠のものとして定着しており、「20世紀の犯罪学研究におけるもっとも重要なイノベーションの1つ」(Thornberry and Krohn 2000) と評されている。また、自己申告非行の程度を測定した尺度は、対象者の犯罪・非行からの離脱を測定する有用な指標として用いることもできる(Farrington 2007; van der Geest et al. 2009)。

現在までに、国内で妥当性・信頼性について検討された自己申告非行尺度は、岡邊 (2010a, 2010b, 2013) によるもののみである。ただし、この尺度は21項目から成るもので、利用が簡便であるとはいいがたい。岡邊 (2014) ではこれを受けて、岡邊 (2010b) における項目反応理論の適用結果に基づいて、項目識別力(後述)が相対的に小さい項目などの削除によって、妥当性と簡便性を兼ね備えた尺度が提案されている。

一連の調査では、設計段階から自己申告非行の適切な把握が目指され、最終的には上記の岡邊 (2014) の提案をベースとして、自動車・バイク等の無免許運転、無断外泊・家出、怠学・怠業、キセル・無賃乗車、自己所有物でないものの損壊、公共の場所において集団で騒ぐこと、入ってはいけない場所・建物への侵入、自転車の横領・窃盗、万引きの計9項目が調査票に盛り込まれた(以下ではそれぞれ、無免許、家出、怠学、キセル、損壊、騒擾、侵入、自転車盗、万引きと略記する)。

調査票では、各項目についてこれまでの経験の有無を質問したうえで、経験ありの項目においては、直後のサブクエスチョンで、過去1年間の当該行為の経験回数を尋ねた。Elliott and Ageton (1980) による尺度(米国の National Youth Survey に基づいて作成されている)や、

国際自己申告非行研究（ISRD）で用いられている尺度（Barberet et al. 2004）など、海外の著名な自己申告非行尺度では、過去1年間の経験回数を尋ねていることから、本稿においてもこれを踏襲する。これまでの経験がないと回答した者の過去1年間の回数は、0回とみなす。

本稿では、まず、回答状況によって必要と思われる前処理を施し、分析対象ケースを確定する。そして、この分析対象ケースでもって、上記9項目で測定された自己申告非行の状況を概観する。次に、項目反応理論を適用しケースごとに潜在特性（非行性を示す得点に相当する）を算出する。最後に、求められた個々の非行性を規定する要因を明らかにしたい。

2 分析にあたっての前処理

本稿の分析対象は、つぎのとおりである。ただし、(3)は本稿の主目的に資する分析には用いず、基礎的な集計結果を参考値として示す目的のみに利用する。

(1) 少年院出院後およそ2年のあいだに、少年院への再入院や刑事施設への入所を経験した群である（「以下「再入群」と記す）。具体的には、2013年1月1日から同年3月31日までに全国の少年院を出院した者（872名、うち男子788名、女子84名）のうち、2014年12月20日から2015年2月28日までの間に、少年院や刑事施設への再入所等が確認できた55名（少年院男子46名、同女子1名、刑事施設男子8名、同女子0名）である。

(2) 少年院出院後、少年院への再入院や刑事施設への入所をすることなく1年半程度社会内で生活していた群である（「以下「在社會群」と記す）。2013年1月1日から同年3月31日までに全国の少年院を出院した者（人数は同上）のうち、出院時に調査に同意した374名に対して、郵送による調査依頼が2014年6月になされたが、在社會群は、このうち2014年10月末までに回答が得られた72名（男子60名、女子12名）によって構成されている。

(3) 全国の16歳以上の少年から成る群である（「以下「一般群」と記す）。層化二段無作為抽出により800名を選出して郵送による調査依頼を行ったところ、260名（男子120名、女子140名）から回答を得た。

ところで、自己申告非行の分析において、男女の両方を混合させたデータを用いるのは、一般的ではない。一方で、上述のとおり(1)・(2)とも女子については回答者数が十分であるとは言いがたい。そこで、本稿の以下の分析では、(3)も含めて男子のみを対象とすることにす。 (1) 再入群54名、(2) 在社會群60名、(3) 一般群120名が、回答者の実数である。

これら計234名の自己申告非行9項目への回答状況を概観し、欠損値の処理を次の通りとした。まず、9項目のうち1項目のみで「これまでの経験」「過去1年の回数」のいずれもが無回

答のケースが一般群で1ケースあった。他の8項目の回答に問題はないと考えられたため、当該1項目は「これまでの経験がない」「過去1年は0回」とみなした。また、「これまでの経験があり」と回答するも「過去1年の回数」は無回答であるパターンが21ケースで確認された。このようなパターンが9項目中2項目以上でみられたケースについては、全9項目の回答が適切に回答されていないとみなし、分析から除外することとした。当該ケースは、在社會群で6、一般群で5あった。再入群ではなかった。同じパターンが9項目中1項目のみでみられたケースは、除外せずに当該項目を「過去1年は0回」とみなした。このようなケースは、再入群で3、在社會群で3、一般群で4あった。

以上の手続きにより、最終的に分析対象となったケースの数は、(1)再入群54、(2)在社會群54、(3)一般群115となった。

3 基礎的な集計

群ごと、項目ごとに、自己申告による「過去1年の回数」を示したのが、表1である。

再入群についてみると、無免許は「10回以上」が過半数を上回っている。家出、怠学、騒擾も、相対的に経験回数が多く、いずれも5回以上経験しているものが過半数に達している。1回以上の経験があるとの回答がもっとも多かったのは怠学であり、無免許がそれに次ぐ。反対に1回以上の経験があるとの回答がもっとも少なかったのは自転車盗であり、キセル、損壊がそれに次いで少なかった。

在社會群の回答傾向は、再入群とは大きく異なっている。在社會群の回答は、再入群よりは一般群の回答に近接している。キセル、損壊、侵入、自転車盗の回答分布は、在社會群と一般群で大差ない。一方、その他の非行は、一般群よりも経験回数が多く報告されている。家出、怠学、騒擾については5回以上経験している少年が約1割に達している。

一般群はすべての項目で0回との回答がもっとも多かった。1回以上の経験があるとの回答は、多い順に騒擾、怠学、侵入となっている。

表1 自己申告非行に関する9項目の度数分布

	0回 (%)	1回 (%)	2回 (%)	3回 (%)	4回 (%)	5～9回 (%)	10回以上 (%)	計 (%)
無免許再入群	25.9	1.9	7.4	3.7		5.6	55.6	100.0
	87.0	7.4	1.9			3.7		100.0
	99.1						0.9	100.0
家出再入群	37.0	1.9	1.9	7.4		5.6	46.3	100.0
	83.3		5.6		1.9	1.9	7.4	100.0
	95.7		1.7				2.6	100.0
怠学再入群	22.2	7.4	3.7	7.4		14.8	44.4	100.0
	75.9	1.9	1.9	7.4	1.9	1.9	9.3	100.0
	89.6	3.5	0.9	0.9		1.7	3.5	100.0
キセル再入群	61.1	3.7	3.7			5.6	25.9	100.0
	98.1						1.9	100.0
	96.5			0.9			2.6	100.0
損壊再入群	57.4	3.7	3.7	5.6	1.9	5.6	22.2	100.0
	94.4	1.9			1.9		1.9	100.0
	95.7	0.9	0.9	0.9		1.7		100.0
騒擾再入群	37.0	1.9	3.7	7.4		5.6	44.4	100.0
	77.8	3.7	9.3			3.7	5.6	100.0
	86.1	2.6	4.3	0.9	0.9	1.7	3.5	100.0
侵入再入群	42.6	11.1	7.4	5.6	1.9	5.6	25.9	100.0
	92.6	3.7	1.9				1.9	100.0
	93.0	3.5	0.9		0.9	0.9	0.9	100.0
自転車盗再入群	64.8	5.6	7.4	3.7		3.7	14.8	100.0
	96.3	1.9					1.9	100.0
	95.7	1.7		0.9		1.7		100.0
万引き再入群	55.6	1.9	1.9	1.9		5.6	33.3	100.0
	88.9	5.6	1.9				3.7	100.0
	98.3	0.9					0.9	100.0

表2 自己申告非行に関する9項目の記述統計量

		無免許	家出	怠学	キセル	損壊
再入群	最大値	900	300	300	120	60
	中央値	10	5	5	0	0
	平均値	99.70	47.44	28.69	13.93	8.13
	標準偏差	167.023	75.292	53.723	30.757	16.398
在社会群	最大値	5	100	250	10	10
	中央値	0	0	0	0	0
	平均値	0.30	3.07	8.57	0.19	0.28
	標準偏差	1.002	14.064	38.030	1.361	1.459
一般群	最大値	12	25	20	40	6
	中央値	0	0	0	0	0
	平均値	0.10	0.51	0.60	0.80	0.15
	標準偏差	1.119	3.110	2.523	4.935	0.797
		騒擾	侵入	自転車盗	万引き	
再入群	最大値	600	90	50	200	
	中央値	4	1	0	0	
	平均値	48.19	8.11	4.02	24.15	
	標準偏差	111.718	16.842	10.564	49.959	
在社会群	最大値	100	10	10	300	
	中央値	0	0	0	0	
	平均値	2.85	0.26	0.20	6.76	
	標準偏差	13.843	1.390	1.365	41.468	
一般群	最大値	124	30	6	15	
	中央値	0	0	0	0	
	平均値	2.08	0.39	0.14	0.14	
	標準偏差	12.601	2.858	0.782	1.401	

いずれの群においても、9項目とも最小値は0（回）であった。最大値、中央値、平均値、標準偏差（以下「SD」と記す）は、表2に示すとおりである。ただし、無免許の「900（回）」のように、最大値がきわめて大きな値で回答されているケースが若干みられることに、留意が必要である。これらを実態を伴わない不適切な回答（すなわち有効回答から除外すべき回答）とするか否かの判断は、容易ではない。ここでは特に有効回答から除外する処理をしないまま集計しているため、最大値、平均値、SDについては参考程度にみるべきかもしれない。

4 項目分析

ここで岡邊（2010b, 2013）に従い、すべての回答について、「過去1年の回数」を0回／1回／2回／3回以上の4カテゴリーにリコードしたうえで、それぞれ0点／1点／2点／3点を与えた上で、ケースごとにこれらを合算した得点を算出した（以下「合算得点」と記す）。合算得点の記述統計量は、次のとおりである。

再入群（n=54）：最小値0，最大値27，中央値14，平均値13.7，SD7.94

在社会群（n=54）：最小値0，最大値23，中央値0，平均値2.4，SD4.24

一般群（n=115）：最小値0，最大値18，中央値0，平均値1.2，SD2.87

合算得点と各項目（0～3点）との相関係数及び有意確率（両側）は、表3のとおりである。一般群では、合算得点と無免許の有意な相関は認められなかった。また、在社会群の合算得点と損壊の相関は、p値が0.05を上回ったものの、有意傾向は読み取れる。それら以外はすべて、統計的に有意な相関関係が認められる。また、9項目（それぞれ0～3点）から群ごとにクロンバックの α 係数を算出すると、再入群0.82，在社会群0.79，一般群0.73を得た（なお、一般群で無免許を除外した8項目によりクロンバックの α 係数を算出したところ0.75となった）。

以上から、再入群と在社会群については、9項目を用いて自己申告非行尺度を構成することが妥当だと判断できる。一般群については、無免許を除外したほうが適切な尺度を構成できると考えられる（本稿で一般群について言及するのは、ここまでとする）。

5 項目反応理論の適用

合算得点をもって自己申告非行尺度とみなす研究は、特に日本国内においては少なくない（岡邊 2014）。しかし合算得点は、項目ごとの非行の重大性（seriousness）の大小が一切反映されていないため、非行性を測定する尺度としては、構成概念妥当性が十分あるとは言いがたい。

項目反応理論（以下「IRT」と記す）を適用することで、各項目の重大性を考慮に入れた非行性の推定を行うことにより、この問題は乗り越えることができる。IRTとは、尺度を構成する1つ1つの項目に対する、各被験者の回答パターンを考慮に入れることのできる数理モデルであり、最大の特徴は、被験者ごとの尺度得点（潜在特性 θ ）とともに尺度を構成する各項目の特性を示すパラメータ（項目困難度や項目識別力）を求めることができる点にある。

表3 合算得点と各項目との相関

		無免許	家出	怠学	キセル	損壊
再入群	相関係数	0.64	0.61	0.52	0.68	0.77
	p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
在社会群	相関係数	0.62	0.66	0.75	0.67	0.27
	p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.051
一般群	相関係数	0.16	0.43	0.43	0.77	0.69
	p	0.091	0.000	0.000	0.000	0.000
		騒擾	侵入	自転車盗	万引き	
再入群	相関係数	0.65	0.58	0.65	0.64	
	p	0.000	0.000	0.000	0.000	
在社会群	相関係数	0.74	0.62	0.69	0.69	
	p	0.000	0.000	0.000	0.000	
一般群	相関係数	0.70	0.74	0.59	0.68	
	p	0.000	0.000	0.000	0.000	

ここで、IRT を自己申告非行尺度の検討に応用した Osgood et al. (2002) に即して考えると、自己申告非行尺度において想定される潜在特性 θ とは、被験者の非行性そのものである(よって以下では算出された潜在特性を「非行性(得点)」と記す)。項目困難度は、尺度を構成する各項目の非行を行う困難度、つまり非行の重大性を示し、項目識別力は、尺度全体で測定される非行性(得点)と当該項目との関連の強さを示すものである。つまり、IRT を用いて自己申告非行尺度を検討することは、より構成概念妥当性の高い尺度の構成を可能にするだけでなく、尺度を構成する個々の非行内容項目の性質を、相互に比較することを可能にするということである。

さて、本稿の目的に照らして言えば、再入群、在社会群がそれぞれの程度の非行性(得点)を有しているかを、まずは明らかにしたいところである。しかし、この2群のデータを単純にドッキングさせてIRTを適用させることはできない。被験者数は再入群54、在社会群54であるが、これを単純にドッキングさせたデータにIRTを適用するということは、少年院を出所した者の半数が、出院後およそ2年以内に矯正施設に再入するという、現実とはかけ離れた仮定を置くことになってしまうからである。

ただ、再入群と在社会群との間での非行性(得点)の比較は行いたいので、ここでは再入群と在社会群のうち、後者に7倍の重み付けをしたうえで両者をドッキングさせたデータ(見か

け上の被験者数は $54+54\times 7=432$ となる)を作成し、このデータにIRTを適用することにする。

矯正統計年報によれば、2013年の1年間に少年院を出院した少年の2年内再入率（少年院への再入院か刑事施設への入所をした者の割合）は、11.5%である。上述の重み付けの処理を行うことで、ドッキングデータは、再入した者としなかった者の割合が54対（ 54×7 ）となり、 $54\div 432=0.125$ （12.5%）であるから実際の再入状況に近似したデータとなる。もちろんこれら重み付けとドッキングの処理は、今回得られた在社會群の被験者の自己申告非行の状況が、出院時に調査に同意しなかった者や同意はしたが回答しなかった者を含む「出院者のうちおよそ2年以内に再入しなかった者」全体の縮図になっているという条件が成立している場合にのみ意味を持つ点に留意が必要である。

Exametrika version 5.3 (<http://antlers.rd.dnc.ac.jp/~shojima/exmk/jindex.htm> より入手可能)を使用し、IRTの2パラメータ（項目識別力と項目困難度の2つ）・段階反応モデル（Samejima 1969）を適用した。CFI=1.00、RMSEA=0.00で、モデル適合度に問題はなかった。

得られたパラメータは、表4のとおりである。上から項目識別力の高い順に配置している。項目識別力が高いのは、無免許、騒擾、キセル等であった。一方、損壊は項目識別力が他の項目より低かったが、1.18という値は岡邊（2010b, 2013）で得られた結果と比較すれば低すぎるとは評価できない。すなわち少年院出院群の非行性（得点）を測定するにあたってはこれら9項目はいずれも有用であると考えられる。

次に項目困難度をみる。段階反応モデルでは「1回以上」「2回以上」「3回以上」と段階ごとに値が得られる。当該非行を当該回数以上行なうための困難度が示されており、当然ながら同じ項目のなかでは回数が多いほど困難度は高くなる。表4では各列で上位2項目を白抜きに、下位2項目を斜体で示している。キセル・自転車盗の重大性が大きく、怠学の重大性は小さいことがわかる。

図1は、5項目を取り出して、段階ごとの項目困難度の変化をみたものである。万引き・侵入・自転車盗のように、回数を重ねるほど困難度が高くなる項目がある一方で、キセル・損壊のように、1回でも行なえばあとはその行為を繰り返す場合でも困難度がそれほど高くない項目もあることがわかる。

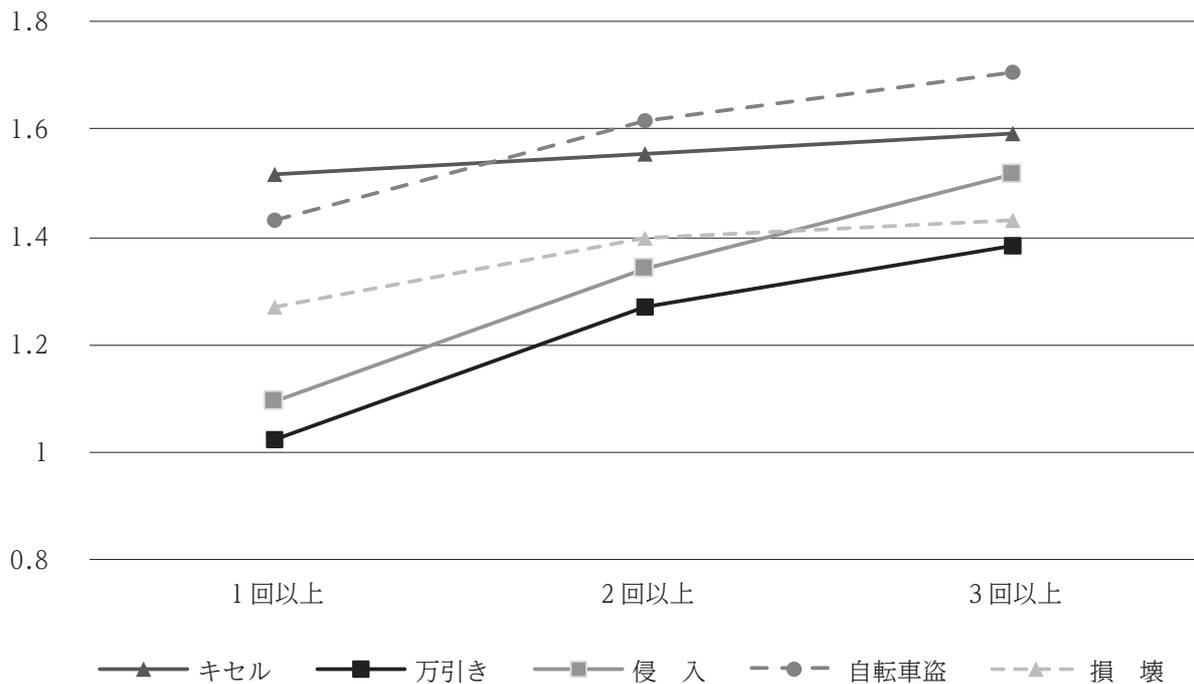
算出された各被験者の非行性（得点）のカテゴリーごとの記述統計量は、次のとおりである。

再入群（n=54）：

表4 項目反応理論の適用により得られたパラメータ

	項目 識別力	項目困難度		
		1回以上	2回以上	3回以上
無免許	1.54	0.82	1.09	1.21
騒擾	1.50	0.60	0.71	1.03
キセル	1.48	1.52	1.55	1.59
万引き	1.46	1.03	1.27	1.38
侵入	1.45	1.10	1.34	1.52
怠学	1.45	0.50	0.58	0.64
自転車盗	1.44	1.43	1.61	1.71
家出	1.42	0.76	0.77	0.95
損壊	1.18	1.27	1.40	1.43

図1 項目困難度の回数による違い



最小値-1.84, 最大値3.16, 中央値1.15, 平均値1.083, SD1.1636

在社会群 (n =54) :

最小値-1.84, 最大値2.24, 中央値-1.84, 平均値-1.064, SD1.0463

また, 非行性 (得点) と合算得点との相関係数 (ピアソン) は, 再入群が0.98, 在社会群が

0.92であった。

6 非行性の規定要因

最後に、非行性（得点）を規定する要因を検討したい。非行性（得点）（の小ささ）が非行からの離脱の程度の代理指標であると考えれば、以下の検討は、非行からの離脱を規定する要因についての検討であると言い換えることもできると思われる。

ここでは、Kazemian and Farrington (2010) を参考にして、次の11の仮説を検証することにする。

- （仮説1）仕事や学校へ適応していないほど、非行性は高くなる。
- （仮説2）家族のサポートが多いほど、非行性は低くなる。
- （仮説3）友人のサポートが多いほど、非行性は低くなる。
- （仮説4）友人が向社会的なほど、非行性は低くなる。
- （仮説5）友人が非行をしているほど、非行性は高くなる。
- （仮説6）配偶者や交際相手がいると、非行性は低くなる。
- （仮説7）内的統制（locus of control）の程度が高いほど、非行性は低くなる。
- （仮説8）目標指向性が高いほど、非行性は低くなる。
- （仮説9）過去の受容の程度が高いほど、非行性は低くなる。
- （仮説10）不信・孤立感が高いほど、非行性は高くなる。
- （仮説11）自信の程度が高いほど、非行性は低くなる。

仮説検証にあたっての説明変数の作成手続きは、次のとおりである。

（仮説1）「仕事をする事」「学校に行く事」のそれぞれについて「今楽しいと感じているかを4択（とても1点～まったく4点）で尋ねた。対象者には学生も非学生も含まれるため、この2問への回答のうち点数の高い方を、不適応の指標とした。レンジ1～4，平均2.8，SD0.95（再入群+在社會群で算出（以下同様））。

（仮説2・3）堤ほか（2000）を参考に作成した尺度（各4項目，4件法ただし該当者不在は0点とする）で測定。家族（配偶者以外）のサポートはレンジ0（家族なし）～16，平均11.5，SD3.65。友人のサポートはレンジ0（友人なし）～16，平均11.2，SD3.70。

(仮説4)「学校や仕事に一生懸命打ち込んでいた」「クラブやサークル活動に励んでいた」に友人のどの程度があてはまるかを5択(全員5点~まったくいない1点)で尋ねて友人の向社会性の尺度とした。レンジ2~10, 平均5.7, SD1.80。

(仮説5) 過去1年間の無免許・怠学・損壊・侵入の経験について友人のどの程度があてはまるかを5択(同上)で尋ねて尺度化した。レンジ4~17, 平均8.3, SD3.33。

(仮説6) 配偶者か交際相手がいる場合1をとるダミー変数を作成した。53.3%が該当。

(仮説7) 鎌原ほか(1982)を参考に作成した尺度(8項目, 4件法)で測定。レンジ10~32, 平均22.5, SD4.59。

(仮説8・9) 白井(1994)を参考に参考作成した尺度(各3項目, 5件法)で測定。目標指向性はレンジ3~15, 平均10.4, SD3.34。過去の受容はレンジ3~15, 平均8.7, SD3.31。

(仮説10・11) 不信・孤立感は「世の中には自分しか信じるものがない」など3項目, 自信は「自分は頼りにされている」など3項目について, それぞれ日頃どのくらい感じるかを4択(よく4点~まったく1点)で尋ねて尺度化した。前者はレンジ3~12, 平均7.3, SD2.19。後者はレンジ3~12, 平均7.7, SD2.42。

非行性(得点)とその他の説明変数(ダミー変数以外)との相関係数は, 次のとおりであった。

(仮説1関係) 不適応 $r = -0.08$ ($p = 0.413$)

(仮説2・3関係) 家族のサポート $r = -0.25$ ($p = 0.010$), 友人のサポート $r = 0.00$ ($p = 0.966$)

(仮説4関係) 友人の向社会性 $r = -0.18$ ($p = 0.062$)

(仮説5関係) 友人の非行程度 $r = 0.50$ ($p = 0.000$)

(仮説7関係) 内的統制 $r = -0.32$ ($p = 0.001$)

(仮説8・9関係) 目標指向性 $r = -0.36$ ($p = 0.000$), 過去の受容 $r = -0.19$ ($p = 0.054$)

(仮説10・11関係) 不信・孤立感 $r = 0.38$ ($p = 0.000$), 自信 $r = -0.26$ ($p = 0.007$)

また, 非行性(得点)の平均値(SD)は, 配偶者か交際相手がいる場合0.28(SD1.557), いない場合-0.26(SD1.481)であった。仮説とは反対に, 配偶者や交際相手がいる方が非行性が高かった。ただし検定結果は, 5%水準で非有意であった($t(105) = 1.81$, $p = 0.074$)。

表5 重回帰分析の結果

	標準化されていない係数		標準化係数	有意確率
	B	SE	ベータ	
(定数)	0.12	0.63		0.853
家族のサポート	-0.08	0.03	-0.19	0.021
友人の非行程度	0.22	0.04	0.48	0.000
配偶者や交際相手がいるダミー	0.50	0.24	0.16	0.045
目標指向性	-0.12	0.04	-0.27	0.001

以上より、2変数間の関係でみる限りにおいては、仮説2・5・7・8・10・11は採択できる可能性が比較的高く、仮説4・9も採択できる可能性はあると考えられる。仮説6については、配偶者や交際相手の有無と非行性との関係があるとしても、その関係は予想とは反対であった。

これらをふまえて、最後に非行性（得点）を被説明変数とする重回帰分析を試みる。上記に挙げた説明変数のうち、非行性（得点）との意味のある関係はないとみられる不適応と友人のサポートを除く9変数（9変数相互の相関係数は最大で0.55）をもとに、変数増減法（投入基準はF値の有意確率が0.05、削除基準は同0.10）により重回帰モデルを得た。結果は、表5のとおりである（欠損値のペアワイズ除去により $n = 103$ ）。決定係数は0.41、調整済み決定係数は0.39であった。

当初の仮説のうち、最終的に採択されたのは、仮説2・5・8であった。標準化偏回帰係数の値より、友人の非行程度が非行性（得点）の規定要因として最大のものであり、次いで目標指向性（高いほど非行性が低くなる）、家族のサポート（同）が重要な規定要因として示された。仮説6については予想とは反対の関連、すなわち配偶者や交際相手がいるほうが非行性が高いという結果となった。

家族、友人、本人の認知のいずれもが、非行性（得点）に影響するという以上の結果は、少年処遇の実務においても大きな意味を持っていると考えられる。もちろん、これらすべての側面において非行性を減らしていく（非行からの離脱を促す）働き掛けをすることができれば理想的である。ただ、そのような状況にはない場合であっても——たとえば少年院出院後、家族のサポートを得られにくい環境に戻る場合であれば、友人との関係や本人の認知に働き掛けることによって——非行からの離脱の促進が可能であることを、分析結果は示唆している。

7 今後の課題

最後に、本分析の限界点と今後の課題について若干述べる。

第1に、本稿の分析で用いたデータは、サンプルサイズが大きいとは言いがたい。とくに、少年院出院後再入のなかった者の実質的な調査応諾率・回収率の低さは、大きな課題である。今後、同じようなデザインによる追試研究を実施することは必須であると思われるが、その際は、技術的な工夫により、在社会的被験者数を確保することが強く望まれる。

第2に、本稿では男子のみのサンプルで分析を行なった。女子の少年院入院者はそもそも少数であるから、計量的な分析を行っていく面はあるものの、当然ながら非行性（得点）の分布やその規定要因は、男女で大きく異なることが予想される。サンプルサイズを拡大して、女子に関する研究にも取り組むことは欠かせないであろう。

第3に、自己申告非行尺度のさらなる検討が必要である。本稿及び一連の調査では、先述のとおり岡邊（2014）の提案を受けた9項目によって、自己申告非行を捕捉した。しかし、この9項目による尺度構成が最良であるとの根拠は、必ずしも確かではない。とりわけ、ステイタス・オフenseであると考えられる無断外泊・家出、怠学・怠業の2項目については、含めるか否かが自体が論争的である。たとえば Elliott and Ageton（1980）は、自己申告非行尺度にステイタス・オフenseを含めるべきではないと主張している。自己申告非行尺度は非行研究の基盤であり、けっして軽んじることはできない。今後も着実に検討を続ける必要があると考えられる。

引用文献

- Barberet, R., B. Bowling, J. Junger-Tas, C. Rechea-Alberola, J. van Kesteren and A. Zurawan, 2004, *Self-reported juvenile delinquency in England and Wales, the Netherlands and Spain*, Criminal Justice Press.
- Elliott, D. S. and S. S. Ageton, 1980, "Reconciling race and class differences in self-reported and official estimates of delinquency," *American Sociological Review*, 45: 95-110.
- Farrington, D. P., 2007, "Advancing knowledge about desistance," *Journal of Contemporary Criminal Justice*, 23(1): 125-134.
- Hirschi, T., 1969, *Causes of delinquency*, University of California Press. (=1995, 森田洋司・清水新二監訳『非行の原因——家庭・学校・社会へのつながりを求めて』文化書房博)

文社.)

鎌原雅彦・樋口一辰・清水直治, 1982, 「Locus of Control 尺度の作成と, 信頼性, 妥当性の検討」『教育心理学研究』30(4): 302-307.

Kazemian, L. and D. P. Farrington, 2010, “The developmental evidence base: Desistance,” G. J. Towl and D. A. Crighton eds., *Forensic psychology*, Wiley-Blackwell, 133-147.

岡邊健, 2010a, 「自己申告非行尺度の信頼性——再テスト法による検討」『日本社会病理学会第26回大会報告要旨集』, 20.

岡邊健, 2010b, 「項目反応理論を用いた自己申告非行尺度の作成」『犯罪社会学研究』35: 149-162.

岡邊健, 2013, 『現代日本の少年非行——その発生態様と関連要因に関する実証的研究』現代人文社.

岡邊健, 2014, 「自己申告法の意義と限界——実証的検討」『日本犯罪社会学会第40回大会報告要旨集』70-72.

Osgood, D. W., B. J. McMorris and M. T. Potenza, 2002, “Analyzing multiple-item measures of crime and deviance I: Item response theory scaling,” *Journal of Quantitative Criminology*, 18: 267-296.

Samejima, F., 1969, “Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores,” *Psychometrika*, 34 (Suppl 1).

白井利明, 1994, 「時間的展望体験尺度の作成に関する研究」『心理学研究』65(1): 54-60.

Thornberry, T. P. and M. D. Krohn, 2000, “The self-report method for measuring delinquency and crime,” D. Duffee ed., *Measurement and analysis of crime and justice*, National Institute of Justice, 33-83.

堤明純・萱場一則・石川鎮清・菊尾七臣・松尾仁司・詫摩衆三, 2000, 「Jichi Medical School ソーシャルサポートスケール (JMS-SSS) ——改訂と妥当性・信頼性の検討」『日本公衆衛生雑誌』47(10): 866-878.

van der Geest, V., A. Blokland and C. Bijleveld, 2009, “Delinquent development in a sample of high-risk youth: Shape, content, and predictors of delinquent trajectories from age 12 to 32,” *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 46 (2): 111-143.