

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 ——

科学警察研究所 岡 邊 健

要 約

本論文の目的は、首都圏下のある県の警察本部から提供を受けた警察の公式記録の分析によって、日本の非行少年の再非行化要因を特定することである。分析は、1987年10月から1988年9月までの1年間に生まれ、中学校在学時に初めて検挙・補導された1433名の男子少年の記録に基づく。コックスの比例ハザードモデルがこのデータに適用された。主な知見は以下の通りである。(1) 38%の者が成人に至るまでに再び検挙された。(2) 初回非行時の年齢が低いほど、そのことが再非行に与える影響は強くなっていた。(3) 保護者の養育態度における問題性や欠損家庭であることは、再非行の要因であった。(4) 学校不適應もまた、再非行に影響を与えていた。初回検挙時に学校不適應があった者は、その後恒常的に再非行に至る可能性が高く、中学校在学時に限って再非行に至る可能性が高くなるわけではない。

キーワード：再非行化要因、コックスの比例ハザードモデル、学校不適應

Analysis of Factors of Reoffending by Japanese Juvenile  
Offenders: Based on Survival Analysis

National Research Institute of Police Science OKABE Takeshi

Summary

The purpose of this study is to identify the factors of reoffending by male juvenile delinquents through an analysis of the official police records provided by a prefectural police headquarters near Tokyo. The analysis is based on the records of 1433 delinquent boys who were born within a one-year period between October 1987 and September 1988 and were first arrested during their junior high school days. Cox proportional hazards models were applied to the data. The main findings are as follows: (1) Thirty-eight percent of the subjects were rearrested by the time they reached the age of 20; (2) the lower the age at the time of the first arrest, the stronger was its effect on reoffending; (3) the problems in their parents' attitude and the broken home situation they faced were some of the factors of their reoffending; and (4) school maladjustment also contributed to reoffending. Those who faced school maladjustment at the time of their first arrest had a high tendency to commit a second offense at any time, and not just during their junior high school days.

Key words : factors of reoffending, Cox proportional hazards models, school maladjustment

## 1. 問題の所在

### (1) はじめに

平成19年版の犯罪白書は、19年ぶりに再犯の問題を特集として取り上げた。これによれば、3犯以上の犯歴を持つ者は、犯歴を持つ者全体の14%にすぎないにもかかわらず、これらの者が犯した犯罪の件数は、全犯罪件数の40%を占めている。同様に、4犯以上の犯歴保持者は全体の8%だが、これらの者で全犯罪件数の30%が占められている[法務省法務総合研究所, 2007: 222]。

岡邊[2008]は、大都市を擁するX県の警察記録に基づいて、このような犯罪の「集中」が、少年非行においてもみられると、報告している。それによれば、1986年に生まれた男子で1度でも検挙経験のある者のうち、3回以上、4回以上の検挙経験を持つ少年はそれぞれ12%、6%にすぎないにもかかわらず、彼らが犯した非行は全検挙記録件数のそれぞれ31%、19%を占めている。

これらの数字はわれわれに、犯罪・非行を考える上で欠かすことのできない課題を突きつけていると思われる。すなわち、再犯(者)の問題をどのように捉え、これをいかにして抑制するかという課題である。本研究は、このような問題意識を出発点に、少年の再非行へとつながる要因について、実証的な検討を行うことを目的とする。

### (2) 先行研究の概観——再非行の定義と分析対象に着目して

再非行化要因の研究を行うためには、ひとたび非行を犯した少年が、その後再び非行に及ぶか否かを追跡せねばならず、追跡を可能とするためのデータが必要となる。

ここで最初に考えねばならないのは、何をもって非行とするのか、また、何をもって再非行とするのかである。前者は分析の対象と直結する問題であり、後者は再非行の操作的定義の問題と言い換えることができる。

これらの点に着目して、国内の再非行化要因に関する先行研究を整理すると、次の3つのタイプに分類することができるだろう。

第1は、警察に検挙・補導<sup>①</sup>された少年を対象とした研究である。このタイプの研究では、再び検挙されることをもって、再非行とみなすことが多い。追跡する年数をあらかじめ定めた研究や、成人に達するまで追跡を行った研究が多いが、麦島・松本[1966]のように、追跡期間を成人後にまで広げた研究もある。

第2に、少年鑑別所に入所した少年を対象とする研究である。このタイプでは、鑑別所への再入をもって再非行とみなす場合が多い。佐藤ほか[1985]や岡本[2002]のように、成人後まで追跡した研究も、数は少ないながら存在する。

第3は、少年院に入院した少年を対象とする研究である。このタイプの研究例は比較的多く、再非行の定義は少年院への再入とするもの、または、刑務所も含めた施設への再入とするものが中心である。やはり少数だが、茅場ほか[1986]、茅場ほか[1987]のように、成人後の状況までフォローした研究もある。

なお、以上の3つのタイプのほか、家庭裁判所に係属した少年を対象とした研究もみられるが

[名古屋家庭裁判所, 1996]、研究の蓄積が進んでいるとは言い難い<sup>②</sup>。

これらの研究は、それぞれ長所と短所を持っている。第2・第3のタイプは、鑑別判定や処遇の適否を判断するエビデンスを得ることができるのが、最大の強みである[遊間・金澤, 2001; 遊間・柏木, 2007]。

また、少年本人や周囲の生活環境、さらには本人の行動や意識などについて、鑑別所や少年院は豊富な情報を持っている。再非行へとつながると考えられるさまざまな要因を、多角的に検討することが可能なのも、これらの研究の利点である。

ただし、少年鑑別所に入所する少年は、検挙された少年全体の1割前後であり、少年院送致となる少年は、さらにその4分の1程度にすぎない。すなわち、第2・第3のタイプの研究は、もともと再非行を犯すリスクの高い少年を多く含むサンプルを対象としているのであり、その点をふまえた解釈が必要となる。たとえば、万引きなどの比較的軽微な非行で初めて検挙されたような少年が、その後再非行に至るのかどうかは、第1のタイプの研究でしか検討できないということになる。

### (3) 先行研究の概観——分析手法に着目して

再非行化要因の検討において、次に問われるのは、分析手法である。

1980年代までに出された国内の関連研究の多くは、クロス表を用いて、何らかの要因と再非行との関連を探るタイプのものであった。しかし、クロス表による分析は、複数の要因を統制することが技術的に難しい[森・花田, 2007]。

このような問題点をクリアするためには、多変量解析が必要になるが、各種の多変量解析手法のなかで、再非行化要因の研究に有用な分析手法として知られているのが、説明変数を導入した生存時間分析<sup>③</sup>である。

再非行化要因の研究に生存時間分析が有用である最大の理由は、再非行までの経過時間の情報を、分析に生かすことができる点である。これと関連して、追跡期間を設定する必要がない点も、大きな利点である。クロス表による分析や、ロジスティック回帰分析などの通常用いられる多変量解析においては、任意の追跡期間を設定して、その期間内に再非行があったか否かを問題にするわけだが、追跡期間の長さが変われば、それに連動して結果も変わってしまう。追跡期間をどのように設定しようとも、その根拠は希薄であり、設定が恣意的であるとの批判を免れないのである[遊間・柏木, 2007: 18]。

このほか、時間経過とともに変化する要因を組み込んだ分析ができる点、観測が打ち切られたケースの情報も分析に生かすことができる点<sup>④</sup>など多くの利点があることから、再非行化要因の分析に生存時間分析はもっとも適合した分析手法であるといえる。

国内の犯罪研究で生存時間分析が実際のデータに初めて適用されたのは、原田・田村[1990]・原田[1991]である<sup>⑤</sup>。残念ながら、その後国内での研究の進展は、ほとんど見られなかったが、近年になって、遊間・金澤[2001]、森ほか[2004]、Yuma et al.[2006]、渡邊[2007]、森・花田[2007]、森・津富[2007]、遊間・柏木[2007]、大江ほか[2008]など、注目すべき研究知見が出され

るようになってきた。森ほか[2004]と渡邊[2007]以外の研究は、主として少年を対象に分析がなされており、このうち大江[2008]を除く5つの研究が、再非行に関わる要因について考察している。上述の理由から、これら5つの研究は、わが国の再非行化要因に関して、現時点でもっとも信頼できる知見であるといえる。

(4) 本研究の目的

本研究の目的は、「少年の再非行に対して、どのような変数がどの程度の影響力を持っているか」を明らかにすることである。上記の先行研究の整理をふまえて、警察の検挙データに基づき、生存時間分析を用いた検討を試みることにより、この問いに対して、一般化可能性が高く、かつ妥当性の高い結論を導出することができると考えられる。再非行の操作的定義としては、警察による再検挙を採用する。

2. 方法

(1) データ

首都圏下のA県において、1987年10月から1988年9月に出生した者の非行記録（2007年8月末現在）を用いる。この記録には、A県内において、刑法犯・特別法犯・ぐ犯によって少年が検挙されるたびに、当該非行の種別（罪名、手口等）、非行の発生した年月日などが登録されている。

本報告の分析対象は、このうち初めての検挙につながる非行を、中学校在学中に犯した男子少年、1433名である。各対象者について、「12歳の誕生日を迎えた日以降で最初の4月1日から、その3年後の3月31日まで」を在学中と定義した。この1433名のうち、2007年8月末までに再び検挙された者の割合は、38%にあたる548名である。非行経歴の追跡期間は、中学校を卒業してから4年5ヶ月または3年5ヶ月であり、少年の年齢でいえば、もっとも長い場合は19歳11ヶ月まで、もっとも短い場合は18歳11ヶ月まで追跡されている。

分析対象を、中学校在学中に限定する理由は、後に述べるように、学校不適応の再非行に与える影響を検討したいからである。中学校卒業後のケースも分析に加えるとなると、学生・生徒でない者を除外せざるをえなくなり、サンプルに偏りが生じてしまう。また、小学校、中学校、高校という学校段階に応じて、学校不適応の意味は異なると考えられるため、学校不適応が非行に与える影響をコントロールするという意味においても、上記の限定をかけて分析するのが望ましいと判断した。

なお、分析対象を非行記録の件数で数えると2561件である。すなわち、1人あたりの平均非行記録件数は、 $2561 \div 1433 = 1.8$ 件ということになる。

非行記録の件数別の分布を、表-1に示す。

表-1 非行記録の件数別の分布

1回	度数	885人
	(%表示)	61.8%
2回	度数	289人
	(%表示)	20.2%
3回	度数	121人
	(%表示)	8.4%
4回	度数	49人
	(%表示)	3.4%
5回	度数	41人
	(%表示)	2.9%
6回以上	度数	48人
	(%表示)	3.3%
合計	度数	1,433人
	(%表示)	100.0%

(2) 再非行までの時間を示す変数

再非行までの時間を示す変数には、初めての検挙につながる非行を行った後、次の検挙につながる非行を行うまでの期間（日数）を用いた。再非行の記録がない場合は、初めての検挙につながる非行を行った日から2007年8月末日までの日数である。

この値の平均値すなわち平均追跡日数は、再非行ありの者が451日、再非行なしの者が1797日である。

(3) 再非行を説明する変数の候補

再非行を説明する変数の候補については、利用するデータ自体に由来する制約もあるが、基本的には、生存時間分析に基づいて近年出された上述の5つの研究[遊間・金澤, 2001; Yuma et al., 2006; 森・花田, 2007; 森・津富, 2007; 遊間・柏木, 2007]を参考に、選択した。なお、これらの研究は、いずれも少年鑑別所入所少年を追跡したものである。

検討する変数の1つめは、最初の検挙につながる非行を犯したときの年齢（「初発年齢」）である。先行研究を参照すると、遊間・金澤[2001: 118]及びYuma et al.[2006: 161-165]は、遅発型の非行少年について、非行の初発年齢が低いほど再非行のリスクが有意に高いと報告している。一方、同じ対象について、少年院送致の鑑別判定を受けた者に限定して分析を行った遊間・柏木[2007: 20-21]によれば、非行の初発年齢は再非行を予測する最適モデルには含まれなかった。

非行初発年齢の低さと再非行リスクの高さとの間に関連があることは、実務家の実感に符合していると思われるが、そのことが警察の検挙データでも言えるかどうかは、検証するに値する課題であろう。

2つめは、再非行の状況を追跡する出発点となる最初の非行の時点における非行性の程度である。遊間・金澤[2001: 119]及びYuma et al.[2006: 165-166]は、遅発型の非行少年について、少年院収容歴がある者はない者に比べて、再非行リスクが有意に高いとの知見を出している。また森・津富[2007: 33]は、暴走族加入歴と再非行との関連を指摘している。本研究では、初回検挙時の非行種別が凶悪犯または粗暴犯に該当する罪名であったかどうかの2値変数（「凶悪粗暴」）を用いて、分析する。

3つめは、保護者に関する変数である。遊間・金澤[2001: 119]及びYuma et al.[2006: 161-165]は、遅発型少年について、両親への愛着があると再非行リスクが低くなると述べているが、一方、同じ対象について、少年院送致の鑑別判定を受けた者に限定して分析すると、この変数は最適モデルから外れたと報告されている[遊間・柏木, 2007: 20-21]。また森・花田[2007: 11]は、最初の検挙が強盗致傷という重大な犯罪の場合に限って、両親いずれかの不在が再非行のリスクを高めるとの結論を得ている。

本研究では、両親の在／不在（死別・離別は問わない）と両親の養育態度の2つの変数を用いるが、いずれも、初回検挙時点における警察官による判定に基づく変数である。前者は、両親ともに存在する<sup>⑥</sup>／それ以外の2値変数（「親不在」）であり、これ以外に「不明」が1ケースある。親

の養育態度については、父母の少なくとも一方に放任、拒否、過干渉、気紛れ、溺愛のいずれかが認められた場合を「養育に問題」としている。

最後に4つめとして、「学校不適応」を挙げる。実はこの点については、上述の5つの研究のいずれにおいても、検討がなされていない<sup>7)</sup>。その理由は定かではないが、もともと少年鑑別所に入所してくる少年の多くが学校不適応の状態にあるから、意味のある変数とはみなされなかったとも考えられる。

ただ、1970年生まれコホートのデータに基づき、警察検挙少年群での分析を行った原田[1991]は、学校不適応が再非行リスクを上げる要因として大きな意味を持つと指摘しているため、本研究においてもこの変数は検討すべきであると考え。初回検挙時点での警察官による判定で、「怠学」が当該非行の背景にあったと判定されたものを、学校不適応があった者とみなすことにする。

表-2に、各変数の分布を示す。また、これらの各変数と再非行の有無とのクロス集計表を表-3に示す(いずれの表も、変数「親不在」で「不明」だった1ケースは除外して集計している)。

表-2 再非行を説明する変数の分布 (単位: %)

初回非行時年齢(「初発年齢」)	
12歳	4.6
13歳	22.5
14歳	47.7
15歳	25.1
初回非行の種類(「凶悪粗暴」)	
凶悪犯・粗暴犯(=1)	11.3
オートバイ盗	7.0
自転車盗	12.1
万引き	21.4
その他の窃盗	8.2
占有離脱物横領	33.4
その他刑法犯	5.1
特別法犯	0.7
ぐ犯	0.8
両親の在/不在(「親不在」)	
親不在(=1)	26.8
両親とも存在(=0)	73.2
親の養育態度(「養育に問題」)	
問題あり(=1)	26.6
問題なし(=0)	73.4
学校不適応	
不適応あり(=1)	8.4
不適応なし(=0)	91.6

表-3 再非行を説明する変数の値と再非行の有無との関係 (単位: %)

初回非行時年齢(「初発年齢」)	再非行なし	再非行あり
12歳(n=66)	50.0	50.0
13歳(n=323)	57.3	42.7
14歳(n=684)	62.3	37.7
15歳(n=360)	66.9	33.1
初回非行の種類(「凶悪粗暴」)	再非行なし	再非行あり
凶悪犯・粗暴犯(n=162)	48.1	51.9
オートバイ盗(n=101)	46.5	53.5
自転車盗(n=173)	62.4	37.6
万引き(n=306)	75.2	24.8
その他の窃盗(n=118)	56.8	43.2
占有離脱物横領(n=479)	63.9	36.1
その他刑法犯(n=73)	52.1	47.9
特別法犯(n=10)	70.0	30.0
ぐ犯(n=11)	36.4	63.6
両親の在/不在(「親不在」)	再非行なし	再非行あり
親不在(n=384)	52.9	47.1
両親とも存在(n=1048)	65.0	35.0
親の養育態度(「養育に問題」)	再非行なし	再非行あり
問題あり(n=381)	49.3	50.7
問題なし(n=1052)	66.3	33.7
学校不適応	再非行なし	再非行あり
不適応あり(n=121)	40.5	59.5
不適応なし(n=1312)	63.7	36.3

なお、原田[1991: 48]は「中学校時代の学校不適応が、在学中に限定された短期的な非行促進効果を持つ」と指摘している。この点が1988年生まれコホートでもあてはまるかどうかについても、あわせて検討したい。原田[1991]が用いたデータは、本研究で使用するデータと同一のA県の警察記録であり、異なる2つのコホートの異同を比較するには、好都合である。

検討に際しては、中学校在学中であるか否かを示す変数(在学中なら1、それ以外は0をとるダミー変数、以下「在学中」)を作成し<sup>8)</sup>、変数「在学中」と変数「学校不適応」との交互作用項を考える。両変数の積で表現できるこの新たな変数(「在学中\*不適応」)は、「学校不適応」なしのサンプルでは常に0をとるが、「学校不適応」ありのサンプルでは、中学在学時だけ1をとり、在学時以外は0をとることになる。

(4) 分析手続き

最初に、上述した再非行を説明する候補変数ごとにケースを群分けし、 Kaplan-Meier法 [Kaplan and Meier, 1958]により、群ごとに累積生存率曲線(以下「生存曲線」と略記する)を導出し、その同等性についてログランク検定[Mantel, 1966; Cox, 1972]を行う。

その後、この検定の結果有意となった変数(再非行との関連が認められた変数)を説明変数として投入し、再非行までの時間(日数)を被説明変数とするコックスの比例ハザードモデル[Cox, 1972; Cox, 1975]による分析へ進む。これにより、各変数の影響力を係数の形で析出し、各変数の影響力が統計的に有意であるかを検定する。投入する説明変数のコードは、表-2の通りであり、初回非行時年齢以外の各変数は2値変数である。

なお、比例ハザードモデルでは、モデルに投入するすべての説明変数が時間によって変化しない場合においては、どの時点においても、個人間のハザード率の比が一定であること(比例ハザード性)が、前提となっている。比例ハザード性への違反がないことを確かめるために、本研究では、各説明変数について、シェーンフィールド残差[Schoenfeld, 1982]に基づく検定を行う。

この検定は、通常の回帰分析における残差分析の考え方を拡張したものであり、「ある変数に対するシェーンフィールド残差が時間に依存しない」という帰無仮説が棄却されれば、比例ハザード性に対する違反があると考え<sup>9)</sup>。

なお、説明変数を導入した生存時間分析には、ハザード率(関数)についてパラメトリックな仮定を置く手法もあるが、説明変数のハザード率に対する効果の分析には、比例ハザードモデルが適していることが知られている[Yamaguchi, 1987]。

3. 結果

(1) Kaplan-Meier法による検討

「初発年齢」別の生存曲線は、図-1に示す通りである。4群が全体として同じ母集団に由来するものかどうかを帰無仮説とするログランク検定の結果は、10%水準で棄却された( $\chi^2_{(3)}=6.27, p=0.099$ )。また、これら4群のうち任意の2群でペアを作り(全部で6つのペアができる)、

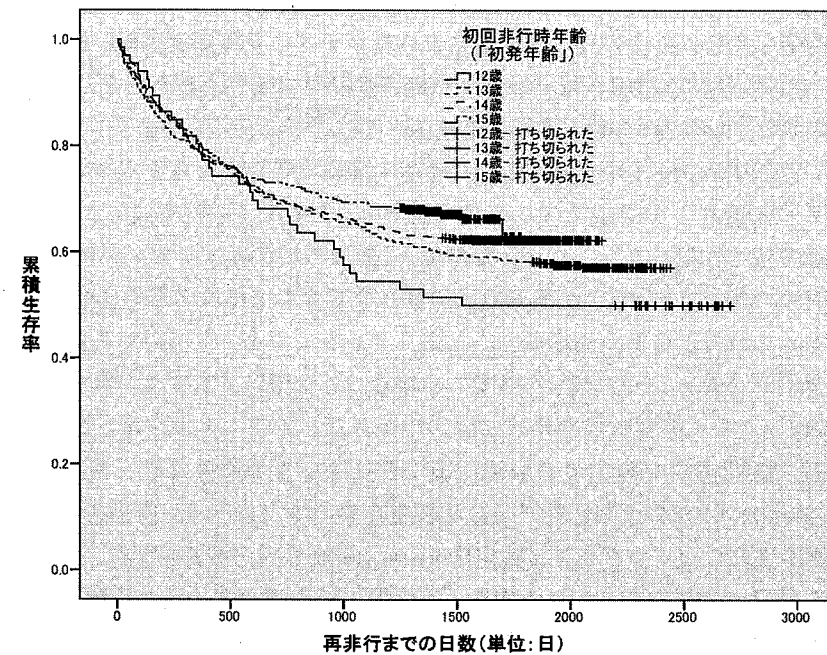


図-1 変数「初発年齢」の値別の生存曲線

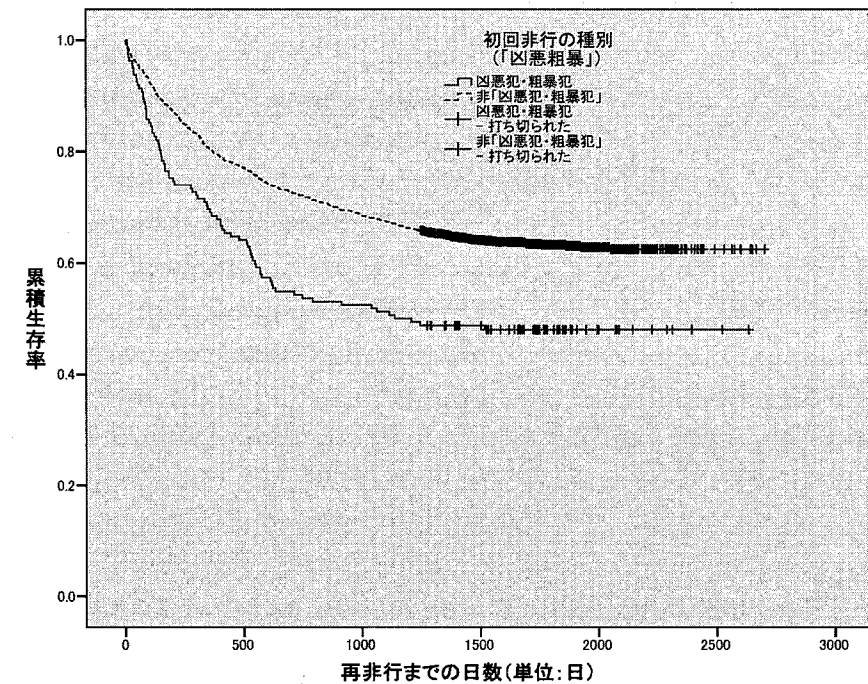


図-2 変数「凶悪粗暴」の値別の生存曲線

ペアごとに同検定を行った結果から、12歳と14歳 ( $x^2_{(1)}=2.72, p=0.099$ )、12歳と15歳 ( $x^2_{(1)}=4.18, p=0.041$ )、13歳と15歳 ( $x^2_{(1)}=2.78, p=0.096$ ) の各ペアにおいて、2群の生存曲線が有意に異なると認められた。その他のペアでは有意差は認められないものの、全体としては、初回非行の年齢が低いほど、再非行リスクが高まる傾向が読み取れる。

「凶悪粗暴」の値ごとの生存曲線を、図-2に示す。ログランク検定の結果、これらは有意に異なると判定された ( $x^2_{(1)}=18.85, p=0.000$ )。前者の曲線が後者のそれに比べて、常に下側に描かれていることから、前者の方が再非行のリスクが高いことが示唆されている。

図-3は、「親不在」の値ごとの生存曲線である。「不明」の1ケースは、除外されている。ログランク検定の結果、有意差が認められた ( $x^2_{(1)}=20.56, p=0.000$ )。「親不在」の曲線が常に下側にあることから、「親不在」が再非行リスクを高めるということが読み取れる。

変数「養育に問題」の値ごとの生存曲線は、図-4の通りである。ログランク検定の結果、有意差が認められた ( $x^2_{(1)}=42.78, p=0.000$ )。「問題あり」の場合の曲線が、常に下側に描かれており、この場合の再非行リスクが相対的に高いことが読み取れる。

「学校不適応」の有無の別に、生存曲線を描いたのが、図-5である。ログランク検定の結果、有意差が認められた ( $x^2_{(1)}=33.18, p=0.000$ )。学校不適応ありの場合の曲線が、学校不適応なしの場合の曲線よりも常に下側にあるから、再非行のリスクは前者が後者に比べて高いということになる。

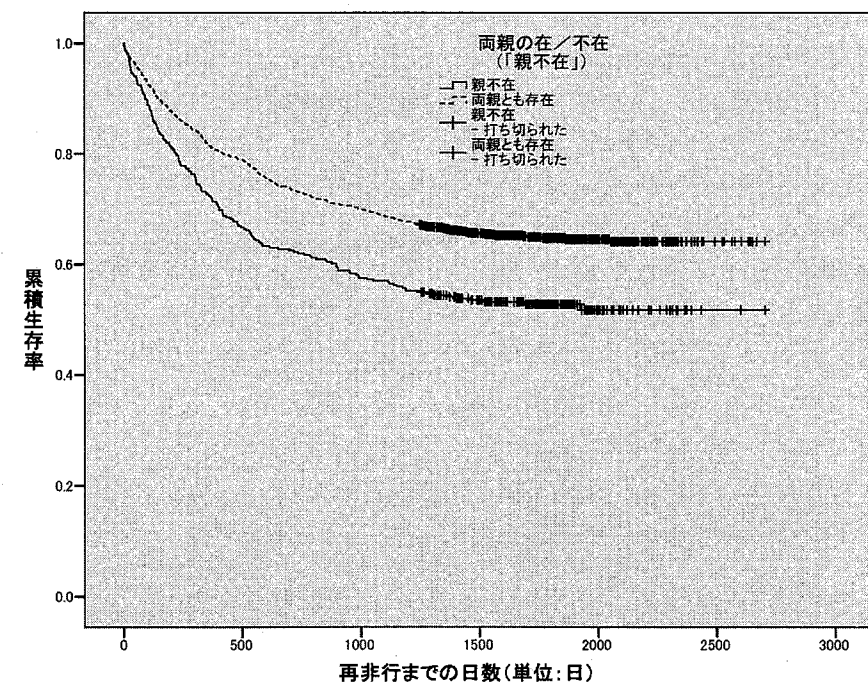


図-3 変数「親不在」の値別の生存曲線

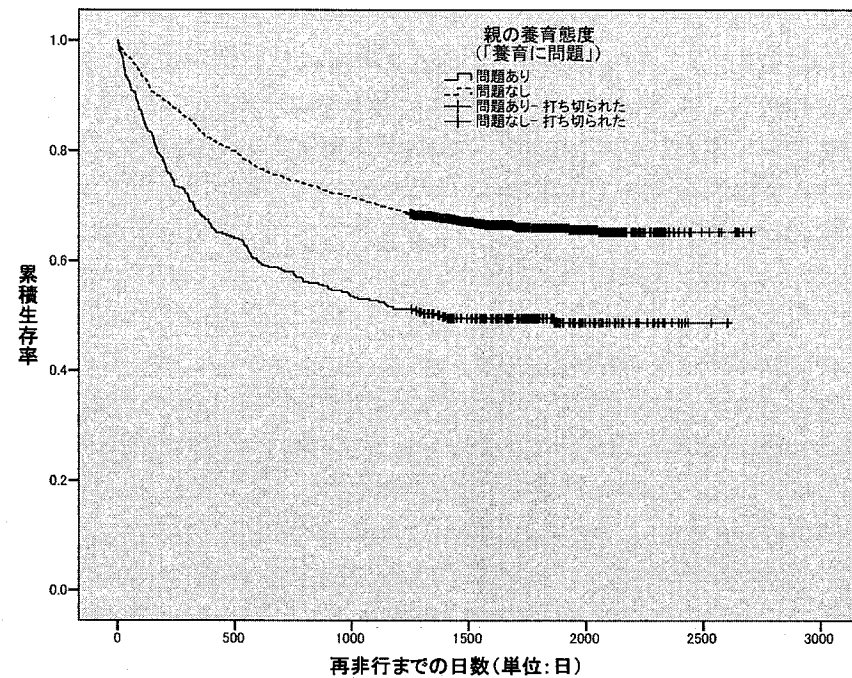


図-4 変数「養育に問題」の値別の生存曲線

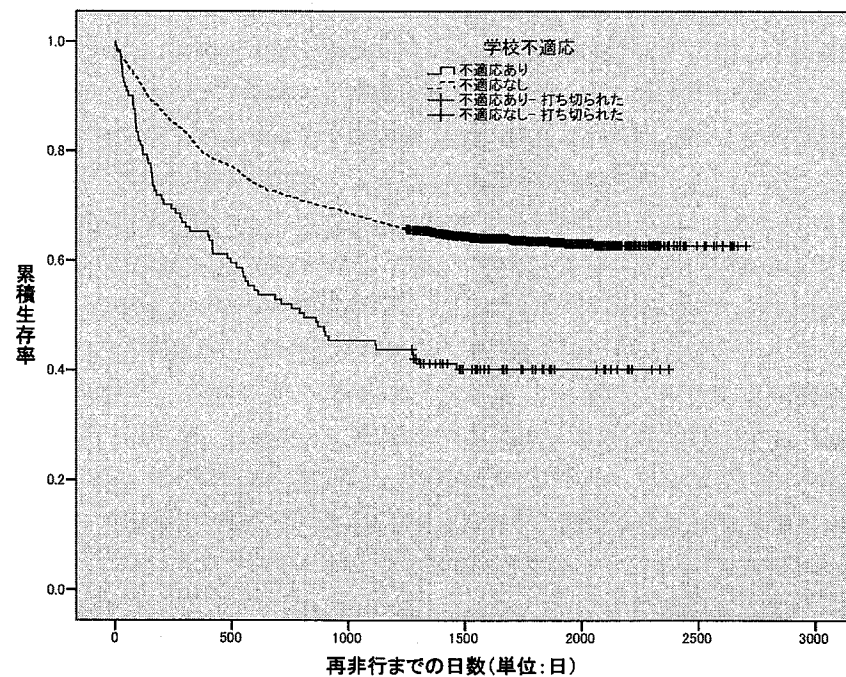


図-5 変数「学校不適応」の値別の生存曲線

(2) コックスの比例ハザードモデルによる検討

(1) の分析で再非行との関連が認められた変数について、シェンフィールド残差に基づいて、比例ハザード性の確認を行ったところ、いずれの変数も問題はなかった。

そこで、説明変数に上記のすべての変数を投入して、コックスの比例ハザードモデルによる分析を行う。なお、「親不在」の変数で「不明」であった1ケースは除外する<sup>(10)</sup>。モデルの推定結果を、表-4に示す。危険率1%水準で有意なモデルである。

投入したすべての説明変数が、再非行リスクに対して有意な影響を与えていることが読み取れる。すなわち、「学校不適応」、「養育に問題」、初回が「凶悪粗暴」、「親不在」で再非行リスクが高く、「初発年齢」が低いほど再非行リスクが高い。

各変数のexp(係数)すなわち「ハザード率の比」をみていくと、学校不適応ありの者は、なしの者に比べてハザード率が1.6倍である。これは、他の条件が同じ場合に、前者の場合のある時点における瞬間的な再非行確率が、後者のそれに比べて1.6倍であることを意味する。別の表現をすれば、学校不適応がない者の再非行までの平均的な期間は、不適応がある者のそれに比べて、1.6倍長いということである。

同様に、親の養育態度が「問題あり」の少年は、そうでない少年に比べてハザード率が1.5倍、最初の非行が凶悪犯または粗暴犯であった者は、そうでない者に比べてハザード率が1.5倍、「親不在」の少年は、両親ありの少年に比べてハザード率が1.4倍である。これらはいずれも、再非行のリスクを高める要因であることが示唆されている。

「初発年齢」だけは、係数が負の値になっている。つまり初回非行時の年齢が上がるほど、再非行リスクは下がることを意味している。exp(係数)の値は0.87であるから、1歳上がるごとに13%リスクが低下するということである。初回非行時の年齢が12歳の者と15歳の者とを比較すると、15歳の再非行リスクは、12歳の $(0.87)^3 = 0.66$ 倍となる。

次に、学校不適応が再非行リスクにどのように影響しているかについて、分析を進める。表-4に結果を示したさきほどのモデルに、変数「在学中\*不適応」を新たに説明変数として投入する。すると、得られるモデルにおける推定値の意味は、次のように解釈できる。すなわち、変数「学校不適応」は、時間経過に関わらず学校への不適応が再非行リスクに与える影響を示し、変数「在学中\*不適応」は、中学校への在学期間中に限って学校不適応が再非行リスクに与える影響を

表-4 比例ハザードモデルの推定結果 (1)

説明変数	係数	exp(係数)	p値
初発年齢	-0.14	0.87	0.007
凶悪粗暴	0.39	1.47	0.001
親不在	0.30	1.35	0.001
養育に問題	0.40	1.49	0.000
学校不適応	0.46	1.59	0.000

-2LL=7627.26



表-5 比例ハザードモデルの推定結果 (2)

説明変数	係数	exp(係数)	p値
初発年齢	-0.14	0.87	0.011
凶悪粗暴	0.39	1.48	0.001
親不在	0.30	1.35	0.001
養育に問題	0.40	1.49	0.000
学校不適応	0.36	1.43	0.075
在学中*不適応 (時間で変化する変数)	0.18	1.20	0.479

-2LL=7626.75

示すということである。(1) このモデルとさきほどのモデルを比べたとき、どちらの適合度が高いか、(2) 変数「学校不適応」や変数「在学中\*不適応」が統計的に有意な変数であるかどうか、によって、学校不適応の持っている非行促進効果が、中学校在学中に限定されたものなのか否かを検証できるというわけである。

モデルの推定結果を、表-5に示す。

モデルは危険率1%水準で有意であったが、-2LL (対数尤度をマイナス2倍した値) にほとんど変化はなく、モデルの適合度に改善はみられない。すなわち、変数「在学中\*不適応」を投入しても意味がないことを示唆する結果である<sup>(11)</sup>。

exp (係数) の値をみると、変数「在学中\*不適応」は非有意であり、やはりこの変数を投入する意義がなかったことがわかる。以上をまとめると、時期を問わず、学校不適応は再非行リスクに影響を与えており、中学校在学中のみに限定的に影響を及ぼすわけではないことが、示唆されたといえる。

#### 4. まとめと考察

##### (1) 結果のまとめ

分析の結果を簡約すると、次の通りである。

第1に、 Kaplan-Meier法による検討の結果、「初発年齢」が低いほど、また、初回の非行種別が「凶悪粗暴」であるとき、「親不在」のとき、「養育に問題」のあるとき、「学校不適応」のとき、それぞれ再非行リスクは高まることがわかった。

第2に、コックスの比例ハザードモデルにより、他の変数の影響を統制してもなお、「初発年齢」の低さ、初回の非行種別が「凶悪粗暴」なこと、「親不在」であること、「養育に問題」があること、「学校不適応」であることが、再非行へのリスクを高めることが示唆された。

第3に、学校不適応が再非行リスクに与える影響は、中学校在学中に限定されないこと、すなわち、時期によらず、中学校在学時の学校不適応が再非行リスクを高めていることが示された。

##### (2) 考察

以下、3点にわたり考察を行う。

第1に、初回非行時の年齢と再非行リスクとの関係については、鑑別所入所少年の再入リスクを検討した遊間・金澤[2001: 118]及びYuma et al.[2006: 161-165]と同じ結論が、警察検挙群のデータによっても導き出された。初回の非行が12歳だった者の再非行リスクは、15歳だった者の  $(1 + 0.87)^3 = 1.5$ 倍となる計算である。

Moffitt[1993]、Patterson and Yoerger[1999; 2002]は、早期に非行を開始するタイプ (ライフコース持続型) と相対的に非行開始が遅いタイプ (思春期限定型) の2つのタイプで、犯罪性の形成プロセスが大きく異なると指摘しており、日本でも非行少年がこの2タイプに分かれるとする指摘もある[遊間・金澤, 2001: 119]。一方、このような犯罪者類型論では、わが国の非行の態様を十分には説明できないとする論者もいる[岡邊, 2007: 55]。本研究の知見は、これらの論争には直接の回答を与えないが、少なくとも少年期に関していえば、非行の開始と再非行リスクとの間に明確な関連がみられるということであろう。成人以後の犯罪行動の発達との関係については、今後解明すべき大きな課題である。

第2に、親の不在や親の養育態度の悪さが再非行リスクを高めることを示唆する結果を得た。少なくとも、中学在学時に初めて検挙された少年についていえば、「非行の一般化」が広く信じられている今日においてもなお、親の不在が大きな再非行化要因であるという知見の意味は、小さくないであろう。

ただ、親の不在については、本研究では、単純に両親がいるかそうでないかの2値変数で検討を行ったため、不在であること自体が直接的に再非行リスクに結びついているのか、不在が別の何らかの要素 (経済的な要因など) を通じて再非行リスクを高める方向に機能しているのかは、峻別できない。また、本来検討すべきと思われる親への愛着が、データソースの制約から検討できなかった点も、本研究の限界である<sup>(12)</sup>。

なお、鑑別所入所少年の再入リスクについて論じた森・花田[2007: 11]によれば、「親欠損の変数が単独では再犯に有意な影響を与えなかった」が、その理由として彼らは、少年鑑別所に収容される少年の年齢が比較的高い (17~18歳がピーク) ゆえに、親の問題が重要な要因でなくなっている可能性を指摘している。

この観点からいえば、本研究は、初回非行時に中学生だった者を対象としているからこそ、親の不在や養育態度が再非行と関わりを持つという結果となった可能性もある。このように、先行研究の結果と組み合わせ考察を深めることも、蓄積の少ないわが国の再非行化要因に関する研究状況に照らして考えれば、意義があると思われる。

第3に、学校不適応は、中学校在学中か否かを問わず、再非行リスクを高める方向に機能していることが示された。原田[1991]の分析の追試的な意味も込めて検討を行ったが、分析モデルに投入する変数が本研究とはやや異なっており<sup>(13)</sup>、結果を単純に比較することはできない。ただ、当時中学校在学中に限って存在していた「主として学業面での不適応者を逸脱的な行動に向かわせる、一種の構造的な圧力」[原田, 1991: 48]が、今日では、中学校在学中にとどまらず、中学卒業後も (少なくとも成人に至

るまでの間は) 持続的に働いているということ、上記の結果は示唆している。このような変化の背景に何があるのかを探ることは、今後の重要な検討課題である<sup>(14)</sup>。

## 5. 結語

本研究は、警察検挙群のデータに基づいて、1988年コホートの少年における再非行化要因について検討した。データソースの制約から、分析に用いる変数の数は限定的ではあったが、一般化可能性が高く、かつ妥当性の高い結論を導出することができたと思われる。

今後の課題としては、これまでに述べてきたことのほかに、データの整備そのものの問題が挙げられる。遊間・金澤[2001: 115]は、「本研究のように日本全国の少年鑑別所に入所した少年を最長6年間にわたって追跡調査した研究は存在しない」と述べているが、実は、警察検挙群についても、家裁係属群についても、いまだ全国規模のサンプルを用いた研究は一切なされていないというのが、わが国の現状である。その理由は、そもそも分析可能なデータの整備が進んでいないからである。

本稿の冒頭で、再犯の問題を特集した平成19年版の犯罪白書について触れたが、実は、同書のなかで、少年非行についてはほとんど言及されていない。そもそも同書の分析のデータソースである電算犯歴は、刑事裁判で有罪が確定したものだけを対象としているため、検挙された少年の大多数は含まれていないのだ。

しかしながら、刑法犯の総検挙人員のうち、3~4人に1人は少年である。また同書でも指摘されているように、2犯以上の犯歴を持つ者の4割以上が、20代前半で1犯目を犯しており、このうち20歳代前半に刑務所に入所した者については、少年時に保護処分を受けたことのある者が多い[法務省法務総合研究所, 2007: 231-234]。これらのことを考えれば、研究面はもちろんのこと、再犯・再非行防止という政策的・実務的観点からも、未成年者を包含するデータに基づく犯歴分析が、ぜひとも必要であると考えられる。家裁・警察等が持つ少年期の非行の記録と成人後の犯歴とを関連づけた分析は、現状ではまったくなされていないが、技術的には不可能なわけではない。中長期的には重要な研究課題となるであろう<sup>(15)</sup>。

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) 14才未満の少年の場合、検挙ではなく補導と呼ばれることが多いが、本稿では以下「検挙」という表記で統一する。
- (2) 山本[2008]は、家庭裁判所の「少年事件処理システム」を活用した非行経歴研究の具体的な方法について論じ、自ら分析例を示している。家庭裁判所は、終局処分の種類を含めて、少年の非行記録を体系的に整備している。今後の研究の進展が待たれる。
- (3) 生存時間分析は、工学系では故障率分析、社会科学系ではイベント・ヒストリー分析と呼ば

れることもある。生存時間分析(生存分析とも呼ばれる)という名称は、医学・生物学系で用いられることが多いが、最も一般的な呼称である[中井, 2005]。

- (4) 再非行の追跡研究では、追跡開始の時点がケースごとに異なり、その結果、追跡期間もケースごとに異なる場合が多い。生存時間分析を用いれば、すべてのケースを分析に組み入れることができる。
- (5) 遅くとも1980年代後半には、海外の犯罪・非行経歴研究者の間で、生存時間分析の有用性が認められるようになっており[Schmidt and Witte, 1988]、その後、日本にも紹介されている[原田, 1989a; 原田, 1989b; 津富, 1991]。
- (6) 父母のいずれかまたは両方が、養父(母)や継父(母)の場合も含む。
- (7) 学校不適応に関連すると考えられる知能指数については、それが高いほど再非行に至りにくいという報告がある[森・花田, 2007: 6-12]。
- (8) 1987年10月に生まれたあるサンプルを例にとると、2000年4月1日から2003年3月31日までの間は1の値を持つが、2003年4月1日以降は0の値を持つ。このような変数は「時間で変化する変数」と呼ばれている[Allison, 1984]。
- (9) 本研究では、まず各変数について、ケースごとにシェーンフィールド残差を算出し、次に観測打ち切りケースを除外した上でケースごとに生存時間の昇順のランク変数を作成、最後に変数ごとに、シェーンフィールド残差と同ランク変数との相関係数を算出した。この相関係数が0であることは、シェーンフィールド残差が時間に依存しないことと同義であるから、これを帰無仮説とした場合に棄却されるか否かによって、比例ハザード性の確認ができる。
- (10) 説明変数間の相関係数は、最大でも、変数「養育に問題」と変数「学校不適応」の間の0.24である。
- (11)  $AIC = -2LL + 2 \times (\text{パラメータの個数})$  である。このモデルでは、先のモデルよりもパラメータが1つ多いので、AICの基準からいえば、 $-2LL$ が2以上減少しなければモデルのあてはまりが改善したとはみなせない。
- (12) Hirschi[1969]が指摘するように、親への愛着は非行を抑制する重要な紐帯の1つと考えられる。遊間・金澤[2001]とYuma et al.[2006]は、親への愛着が再非行に影響を与えることを実証している。
- (13) 原田[1991]の分析には含まれていた家庭の経済状態の変数は、本研究では入手できなかったため分析に用いなかった。反対に原田[1991]では初回検挙時の非行種別がモデルに投入されていないが、本研究では、2-(3)で述べた通り、これを投入している。
- (14) Sampson and Laub[1993]は、青年期以降に犯罪をやめる要因のひとつとして安定した就業を挙げており、わが国においても、就業により再非行が抑制されることを示唆する研究がある[岡田, 2006]。若年労働市場の動向が青少年の非行行動に与える影響は、とりわけ重要な検討課題である。
- (15) 2006年に総合科学技術会議が定めた科学技術基本計画の分野別推進戦略の研究開発目標として、2010年度までに「犯罪・非行経歴データベースの構築を行う」ことが盛り込まれている[内



閣府編, 2006: 2911。

## 文献

- Allison, P. D., 1984 Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data. Sage.
- Cox, D. R., 1972 "Regression Models and Life Tables (with Discussion)" *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)* 34: 187-220.
- Cox, D. R., 1975 "Partial Likelihood" *Biometrika* 62: 269-276.
- 原田豊 1989a 「非行経歴研究へのイベント・ヒストリー・アナリシスの適用に関する諸問題」『科学警察研究所報告防犯少年編』30(1): pp.57-68.
- 原田豊 1989b 「合衆国における縦断的犯罪研究の新展開」『犯罪社会学研究』14: pp.142-151.
- 原田豊 1991 「1970年生まれコホートの非行経歴——2. 学校不適応の影響に関するイベント・ヒストリー分析」『科学警察研究所報告防犯少年編』32(1): pp.38-52.
- 原田豊・田村雅幸 1990 「覚せい剤事犯検挙者の累犯に関する研究——生存分析モデルの適用」『科学警察研究所報告防犯少年編』31(1): pp.10-19.
- Hirschi, T., 1969 Causes of Delinquency. University of California Press. (森田洋司・清水新二監訳 1995 『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.)
- 法務省法務総合研究所編 2007 『平成19年版犯罪白書——再犯者の実態と対策』佐伯印刷.
- Kaplan, E.L. and Meier, P., 1958 "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations" *Journal of the American Statistical Association* 53: 457-481.
- 茅場薫・武田良二・横越愛子・並木洋行・安森幹彦・澤田直子・吉田秀司 1986 「少年院出院者の成行きに関する研究 (第1報告)」『法務総合研究所研究部紀要』29: pp.23-55.
- 茅場薫・武田良二・横越愛子・安森幹彦・市川守・吉田秀司 1987 「少年院出院者の成行きに関する研究 (第2報告)」『法務総合研究所研究部紀要』30: pp.25-57.
- Mantel, N., 1966 "Evaluation of Survival Data and Two New Rank Order Statistics Arising in Its Consideration" *Cancer Chemotherapy Reports* 50: 163-170.
- Moffitt, T.E., 1993 "Life-course-persistent and Adolescence-limited Anti-social Behavior: A Developmental Taxonomy" *Psychological Review* 100: 674-701.
- 森文弓・濱口佳和・黒田治 2004 「精神障害を有する受刑者の再犯予測に関する研究」『犯罪心理学研究』42(2): pp.43-58.
- 森文弓・花田百造 2007 「少年鑑別所に入所した非行少年の再犯リスクに関する研究——split population modelによる分析」『犯罪心理学研究』44(2): pp.1-14.
- 森文弓・津富宏 2007 「年齢犯罪曲線に対するMoffitt仮説とGeneral Theory of Crimeの検証」『犯罪心理学研究』44(2): pp.23-38.
- 麦島文夫・松本良夫 1966 「少年時非行者の成人後の犯罪——昭和17年生れ少年について」『科学警察研究所報告防犯少年編』7(2): pp.73-83.
- 名古屋家庭裁判所 1996 「再犯少年に関する研究——少年事件処理システム活用による数量的研究

と事例研究から」『家庭裁判月報』48(9): pp.95-163.

- 内閣府編 2006 『第3期科学技術基本計画分野別推進戦略——科学技術による世界・社会・国民への貢献』時事画報社.
- 中井美樹 2005 「ライフイベントの統計分析——イベントヒストリー分析」『立命館産業社会論集』41(2): pp.77-85.
- 大江由香・森田展彰・中谷陽二 2008 「性犯罪少年の類型を作成する試み——再非行のリスクアセスメントと処遇への適用」『犯罪心理学研究』46(2): pp.1-13.
- 岡邊健 2007 「非行発生の縦断的パターン——2つの出生コホートの比較」『犯罪社会学研究』32: pp.45-59.
- 岡邊健 2008 「数字でみる再非行——再非行率の正しい理解のために」『月刊少年育成』53(6): pp.22-27.
- 岡田和也 2006 「更生保護における就労支援——犯罪者・非行少年の就労状況を中心として」『矯正講座』27: pp.59-90.
- 岡本英生 2002 「非行少年が成人犯罪者となるリスク要因に関する研究」『犯罪社会学研究』27: pp.102-112.
- Patterson, G. R. and Yoerger, K., 1999 "Intraindividual Growth in Covert Antisocial Behaviour: A Necessary Precursor to Chronic Juvenile and Adult Arrests?" *Criminal Behaviour and Mental Health* 9: 24-38.
- Patterson, G. R. and Yoerger, K., 2002 "A Developmental Model for Early- and Late-Onset Delinquency" in Reid, J. B., Patterson, G. R. and Snyder, J. J. (eds.) Antisocial Behavior in Children and Adolescents: A Developmental Analysis and Model for Intervention. American Psychological Association 147-172.
- Sampson, R. J. and Laub, J.H., 1993 Crime in the Making: Pathways and Turning Points through Life. Harvard University Press.
- 佐藤典子・横越愛子・並木洋行・室井誠一 1985 「少年鑑別所退所少年の成行調査」『法務総合研究所研究部紀要』28: pp.191-211.
- Schmidt, P. and Witte, A. D., 1988 Predicting Recidivism Using Survival Models. Springer-Verlag.
- Schoenfeld, D., 1982 "Partial Residuals for the Proportional Hazards Regression Model" *Biometrika* 69(1): 239-241.
- 津富宏 1991 「イベント・ヒストリー・アナリシスの成行き調査分析への応用——比例ハザードモデルを用いて」『中央研究所紀要』1: pp.55-63.
- 渡邊和美 2007 「1994年の殺人犯603例に関する10年間にわたる暴力犯罪の再犯追跡研究——暴力再犯リスク要因と、これに精神障害が及ぼす影響に関する分析」『犯罪学雑誌』73(6): pp.174-207.
- Yamaguchi, K., 1987 "Event-History Analysis: Its Contributions to Modeling and Causal

Inference”『理論と方法』2(1): pp.61-82.

山本誠己 2008「非行経歴研究を活用する——少年事件処理システムからEvidence-based practice  
に向けて」『家裁調査官研究展望』36: pp.55-64.

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.

遊間義一・柏木史雄 2007「再犯を指標とした鑑別判定の評価研究」『埼玉工業大学人間社会学部  
紀要』5: pp.17-23.