

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—

遊間 義一 金澤 雄一郎

(川越少年刑務所) (筑波大学社会工学類)

<要 旨>

本研究では、1991年に全国の少年鑑別所に入所した男子少年6,868名を対象として、再犯の有無について、彼らが20歳になるまで最長6年間の追跡調査を行い、保護観察、短期少年院、長期少年院の3つの処遇のタイプの処遇効果の検証を行った。処遇効果の検証には、少年の属性や置かれた環境を統計的に統制した上で、再犯期間を応答変数とするCoxのプロポーション・ハザード・モデルを用いて分析を行った。その結果、少年鑑別所初回入所の場合、保護観察を行った者よりも、少年院処遇を行った者のほうが、再犯期間が長くなることが分かった。一方、2回目入所の場合は、保護観察と少年院処遇の間に有意差は認められなかった。

<キーワード>

非行少年、追跡調査、プロポーション・ハザード・モデル、処遇効果、保護観察、少年院

1. 導入

効果的な矯正処遇を行うことは、刑事政策における重要課題の一つである。しかしながら、これまで、この分野の研究は、非常に限られた標本に関するものであったり、方法論的な制約があったりするものがほとんどであった。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。

本研究では、代表的な矯正処遇である少年院処遇（短期少年院及び長期少年院）と保護観察が、その後の再非行にどのような効果を持つのかを検討する。処遇効果は、少年たちが少年鑑別所又は少年院を退所（院）してから再び少年鑑別所に入所してくるまでの期間で評価する。なお、再入所までの期間は、非行少年の属性や彼らの置かれた環境等によって異なるので、これらによる影響を

統制した上で、三つの処遇を比較する。

2. データ

サンプルは、1991年に全国の少年鑑別所に始めて入所した者9,424名のうち、①女子（997名、10.6%）、②14歳未満及び20歳以上の者（1,037名、11.0%）、③精神障害者（131名、1.4%）、④虞犯（510名、5.4%）、⑤少年院または保護観察以外の処遇を受けた者（2,215名、23.5%）を除いた初回入所と2回目の入所の者6,868名である。彼らを20歳になるまで、最長6年間追跡調査した。

なお、元データは、少年が少年鑑別所に入所するごとに、個人を同定するための氏名や住所などの変数がないまま保存されており、このままでは個人の非行経歴を追跡することができない。そこで、我々は、生年月日の一致や入所回数・非行歴

等の整合性などを元に、同一個人を特定し、非行歴を追跡するためのアルゴリズムを開発した。この方法に基づく再犯率を、他の再犯調査の結果と比較すると、ほぼ同じ数値を示していることから、我々の方法は妥当であると考えられる。

応答変数は、再犯期間である。ここで再犯期間は、再犯のあった者については、本件非行により矯正施設（少年鑑別所又は少年院）を出てから、次に少年鑑別所に入所するまでの期間である。再犯のなかった者については、本件非行により矯正施設を出てから、20歳になるまでの期間である。ただし、後者の場合は、観察は再犯という結果を得ないまま中断されることとなる。

説明変数は、これまでの再犯研究を参考にして選択した。具体的には、少年の属性や環境を統制するための変数（「社会人口学的背景」、「社会的絆」、「非行歴」、「本件非行の罪種」）と矯正処遇のタイプに関する変数から成り立っている。表1に、変数とそのコードを示す。

表1 説明変数とコード

説明変数	コード
社会人口学的背景	
退所時年齢	満年齢
社会的絆	
家庭の安定度	安定=1, 不安定=0
父親への愛着	愛着有=1, 無=0
母親への愛着	愛着有=1, 無=0
両親への愛着	愛着有=1, 無=0
社会的地位	学生・有職=1, 無職=0
就労意欲	意欲有=1, 無し=0
非行歴	
保護観察歴	有=1, 無=0
少年院歴	有=1, 無=0
保護観察中	該当=1, 非該当=0
非行初発年齢	満年齢
本件非行の罪種	

財産犯	該当=1, 非該当=0
粗暴犯	該当=1, 非該当=0
薬物犯	該当=1, 非該当=0

処遇のタイプ

短期少年院	該当=1, 非該当=0
長期少年院	該当=1, 非該当=0

3. 方法

分析には、Cox(1972)のプロポーションナル・ハザード・モデルを用いた。個人*i*の時刻*t*におけるハザード・ファンクション $h_i(t; \mathbf{X}_i)$ （個人*i*が時刻*t*の直前まで再犯がなく、時刻*t*から時刻($t + \Delta t$)の間に再犯する確率を示す関数）は、

$$h_i(t; \mathbf{X}_i) = h_0(t) \exp(\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{X}_i) \quad (1)$$

となる。ここで、 $\boldsymbol{\beta}$ は説明変数の係数の列ベクトルを、 \mathbf{X}_i は個人*i*の説明変数の行列を、 $h_0(t)$ はベースライン・ハザード・ファンクションを示す。

ところで、説明変数がプロポーションナル・ハザード・モデルの前提条件である比例性を満たさない場合は、(1)式は成立しない。そこで、(1)式を拡張し、比例性を満たさない変数が離散量である場合は、その変数を階層化することとした。その結果、個人*i*が階層*s*に属するとして、

$$h_i(t; \mathbf{X}_i) = h_{0s}(t) \exp(\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{X}_i) \quad (2)$$

が成立する。

個人*i*が階層*s*に属するときの生存関数 $S_i(t; \mathbf{X}_i)$ （時刻*t*において、個人*i*がまだ再犯に至っていない確率を示す関数）は、

$$S_i(t; \mathbf{X}_i) = S_{0s}(t) \exp(\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{X}_i) \quad (3)$$

となる。ここで、 $S_{0s}(t)$ は、階層*s*に属する者のベースライン生存関数であり、

$$S_{0s}(t) = \exp\left[-\int_0^t h_{0s}(u)du\right] \quad (4)$$

で示される。

プロポーションナル・ハザード・モデルが、他のモデルに比べて優れている点としては、① (logistic 回帰モデルなど再犯の有無を応答変数にする手法と比べ) 恣意的な再犯期間の設定を防げる、② (応答変数を再犯期間とした OLS と比べ) 再犯のなかった者における観察の中断による推定値へのバイアスを回避することができる、③ (パラメトリックな生存分析と比べ) ハザード・ファンクションについて特定の数学的な関数を仮定する必要がない、という3点が挙げられる。

なお、プロポーションナル・ハザード・モデルでは、個々のデータが統計的に独立であることを前提としているが、本研究で用いるサンプルでは、同一個人が複数回少年鑑別所に入所することがあり、その場合は初回入所時のデータと2回目以降のデータが独立でないおそれが強い。そこで、分析においては、初回入所者と2回目の入所者に対して別々に分析を行った。3回目入所以降については、サンプル数が少ないことから、今回の分析からは省略した。

また、Patterson & Yoerger (1993) 及び Patterson et al.(1989)は、早くから問題行動を起こしている者(以下「早発型」と言う。)と問題行動の発現が遅い者(以下「遅発型」と言う。)とでは、非行発生及びその経過が異なると主張している。一方、Gottfredson & Hirschi (1990)や Sampson & Laub (1993)は、犯罪過程には一つのプロセスしか存在しないとの主張をしている。

本研究では、仮説的に前者の主張を受け入れ、「早発型」と「遅発型」を別々に分析することとした。もし、「早発型」と「遅発型」が同じような結果を示したとすれば、それは逆に後者の主張が支持されたことになる。

「早発型」と「遅発型」をどのように分類する

かについて、Dean et al.(1996)は、非行初発年齢によって両者を識別できると述べているが、その区分が何歳であるかについては言及していない。そこで、我々は、①臨床的な側面からは、DSM-IV-TR (American Psychiatric Association, 2000)の行為障害の診断基準に「重大な規則違反が14歳未満で始まっている。」という記載があり、14歳が一つの区切りとなっていること、②刑事政策的にも、刑事責任年齢を14歳以降としていること、の2点から、「早発型」を非行初発年齢が14歳未満の者、「遅発型」を14歳以降の者と定義することとした。

以上から、分析は、「早発型」・「遅発型」別、入所回数別で計4通りの組み合わせ(①「早発型」の初回入所、②「早発型」の2回目入所、③「遅発型」の初回入所、④「遅発型」の2回目入所)ごとに行うこととした。

最適モデルの選択に当たり、①統制変数の取捨選択においては、z値が1.0以上の変数を残す、②処遇のタイプに関する変数は、z値に関わらずモデルに残す、という基準を採用した。

なお、階層化した変数については、統計的な有意差の検定が困難であるため、それぞれの階層ごとに(3)式及び(4)式による生存曲線を図示し、目視によって効果を検討した。

4. 結果

4.1 「早発型」の分析結果

初回入所及び2回目入所の者について、最適モデルを表2及び図1に示した。2つのモデルとも、危険率1%水準で有意である。

4.1.1 「早発型」初回入所

表2の初回入所について見ると、「財産犯」と「長期少年院」が階層化された変数となっており、(2)～(4)式で示した階層化されたプロポーションナル・ハザード・モデルであることが示されている。その他の説明変数では、「父親への愛着」と「薬物犯」に有意差が認められている。「父親への愛着」の係数は-0.26で負であるから、(3)式より、

愛着が強い者ほど、生存関数の値が大きくなる、つまり、生存期間（再犯期間）が長くなることが分かる。逆に、「薬物犯」では、係数が0.43で正となっているので、再犯期間は短くなっている。これらの変数のハザード・ファンクションへの影響は、(2)式から $\exp(\text{係数})$ 倍となるので、「父親への愛着」が有る者のハザード・ファンクション“時刻 t の直前まで再犯がなく時刻 t から時刻 $(t + \Delta t)$ の間に再犯する確率”（以降、簡単のために「再犯確率」と言う。）は、愛着がない者の0.77倍であり、本件非行が「財産犯」である者は、それ以外の罪種の者と比べて、1.53倍の再犯確率である。

矯正処遇に関して見ると、「短期少年院」は有意であり、保護観察や長期少年院と比べて、再犯確率は、0.72倍であり、「短期少年院」で処遇された者は再犯期間が有意に長いと言える。

「長期少年院」については、「財産犯」とともに階層化されていることから図1によって、その効果を検討する。図1の“長期・財産犯”（長期少年院で処遇された者で本件が財産犯である者）と“長期・非財産犯”（長期少年院で処遇された者で本件が非財産犯である者）の生存曲線を比べると、常に前者の方が下にある、つまり生存率が低いことが分かる。これより、「長期少年院」についてみると、財産犯の方が、非財産犯よりも再犯期間が短いと言える。同様の傾向は、“短期保護・財産犯”（短期少年院又は保護観察を受けた者で本件が財産犯である者）と“短期保護・非財産犯”を比較しても認められる。したがって、どのような処遇を受けても、財産犯は非財産犯よりも、再犯期間が短いと言える。

次に、“長期・財産犯”と“短期保護・財産犯”の生存曲線を比べると、両者の生存曲線は途中で交わっており、その位置関係は判然としない。また、“長期・非財産犯”の生存曲線と“短期保護・非財産犯”の生存曲線も交わっており、両者の位置関係ははっきりとしない。したがって、本件が

財産犯であろうとなかろうと、「長期少年院」とそれ以外の処遇の間には差異が認められないことが分かる。

4.1.2 「早発型」2回入所

階層化された変数はない。有意差が認められる変数は、「年齢」、「年齢の2乗」及び「財産犯」の3つである。「財産犯」については、初回入所の場合と同様、本件が財産犯である者の方が、非財産犯である者よりも、再犯期間が短いことが分かる。財産犯の再犯確率は、それ以外の者の1.92倍である。

処遇に関する変数は、いずれも有意差がない。つまり、短期少年院、長期少年院、保護観察の3つの処遇のタイプは、どれを行っても、再犯期間には統計的には差異がないと言える。

4.2 「遅発型」の分析結果

表3及び図2に結果を示した。2つのモデルとも、危険率1%水準で有意である。

4.2.1 「遅発型」初回入所

有意差があったのは、「年齢」、「年齢の2乗」の2変数の他には、「社会的地位」、「両親への愛着」、「非行初発年齢」、「財産犯」、「薬物犯」、「短期少年院」及び「長期少年院」の7変数である。このうち、係数が負の者は、「社会的地位」、「両親への愛着」、「非行初発年齢」であり、社会的地位のある者（学生や有職者）、両親への愛着がある者、非行初発年齢が高い者は、それ以外の者よりも再犯期間が長いことが示されている。逆に、「財産犯」と「薬物犯」は係数が正であり、それ以外の者よりも、再犯期間が短いことが分かる。

処遇に関する変数については、「短期少年院」も「長期少年院」も有意差が認められた。「短期少年院」で処遇を受けた者は、その他の処遇を行った者と比べ、再犯確率が0.57倍に減少し、「長期少年院」で処遇を受けた者は、0.55倍も小さくなっている。つまり、「遅発型」で初回入所の者に対しては、少年院での処遇が有効であると言える。

4.2.2 「遅発型」2回入所

「財産犯」が階層化された変数となっている。有意差があった変数は、「少年院収容歴有」と「薬物犯」である。少年院収容歴のある者は、ない者と比べて、再犯確率は1.71倍であり、「薬物犯」は、それ以外の罪種の者と比べ、2.41倍となっている。処遇に関する変数はいずれも有意差がないことから、短期少年院、長期少年院、保護観察で再犯確率に違いが認められないことが分かる。

階層化された変数である「財産犯」について図2を見ると、「財産犯」の曲線は常に「非財産犯」の曲線の下にあることから、「財産犯」のほうが生存率が低いことが分かる。

5 まとめと考察

まず、「早発型」と「遅発型」を分けることの妥当性を検討する。表2と表3を比べると、両者の係数及び生存率に違いが認められ、Pattersonらの主張を支持する結果が得られた。そこで、以降は、「早発型」と「遅発型」を分けて結果を考察する。

矯正処遇の効果について、初回入所の者を見ると、「早発型」では、短期少年院はその他の処遇に比べて再犯期間が長くなることが分かった。「遅発型」では、短期少年院、長期少年院ともに、保護観察よりも再犯期間が長くなることが分かった。これらから、少年鑑別所初回入所の者に対しては、保護観察よりも少年院の方が再犯防止に有効であると考えられる。

2回目入所について見ると、「早発型」、「遅発型」ともに、保護観察と少年院で再犯期間に差がないことが分かった。

以上の結果から、初回入所の者に対する再犯防止のためには、少年院処遇を積極的に実施することが効果的であると言える。特に、初回入所者全体の79%を占める「遅発型」については、従来非行に関わっている期間が短いなどの理由で保護観察処分が選択される場合が多かったが、本研究の結果からすると、初回入所の段階から少年院で

の処遇を実施することを積極的に考慮すべきである。また、「早発型」少年に対する「短期少年院」の積極的活用も重要である。これまで問題性が大きく強力な働きかけを行っても改善更生には多くの困難があるとされてきた「早発型」の少年にも、「短期少年院」での処遇は効果が期待できるので、これまで保護観察としてきた対象も「短期少年院」での処遇を行い、再犯防止を図ることが重要となる。

2回目入所者に対する処遇については、少年院処遇と保護観察との間に有意な差は認められなかった。これは、「問題性の大きな者には、より強力な処遇を行うことで効果を期待できる」という従来からよく言われる主張（例えば、Andrews & Bonta, 1994）に反するものである。こうした結果が得られた要因としては、サンプル数の不足が考えられる。特に、「遅発型」の短期少年院については、z値が、-0.91であり、初回入所程度のサンプルがあった場合は、有意差が認められる可能性がある。これについては、更にサンプル数を増やして検証を行っていきたい。

なお、少年の属性等を統制するために用いた説明変数の中では、「親への愛着」について興味深い結果が得られた。第一は、親への愛着が、再犯に影響を持つのは、「早発型」、「遅発型」とともに、初回入所の場合だけであることである。複数回少年鑑別所に入所する者は、親との心理的な結び付きが、切れていくということを示唆している可能性がある。第二は、「早発型」の初回では、「両親への愛着」ではなく、「父親への愛着」が影響力が強いと言う結果となっていることである。「早発型」は、両親を一つのまとまりとして認知できないという状況が存在することがうかがわれる。

6 引用文献

- 1) Andrews, D. A. and James Bonta, (1994), "The Psychology of Criminal Conduct", Cincinnati, Ohio: Anderson.
- 2) American Psychiatric Association, (2000),

"Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fourth Edition, Text Revision".

3) Cox, D. R. (1972), "Regression models and life tables", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 34:187-220.

4) Deen Charles W., Robert Brame and Alex R. Piquero, (1996), "Criminal propensities, discrete groups of offenders, and persistence in crime", *Criminology* 34:547-574.

5) Gottfredson, Michael R. and Travis Hirshi, (1990), "A General Theory of Crime", Stanford, Calif. Stanford University Press.

6) Patterson, Gerald R., and Karen Yoerger, (1993), "Developmental models for delinquent behavior", In Sheilagh Hodgins (ed.), *Mental Disorder and Crime*. Newbury Park, Cali.: Sage.

7) Patterson, Gerald R., Barbara D. DeBaryshe, and Elizabeth Ramsey, (1989), "A developmental perspective on antisocial behavior", *American Psychologist* 44:329-335.

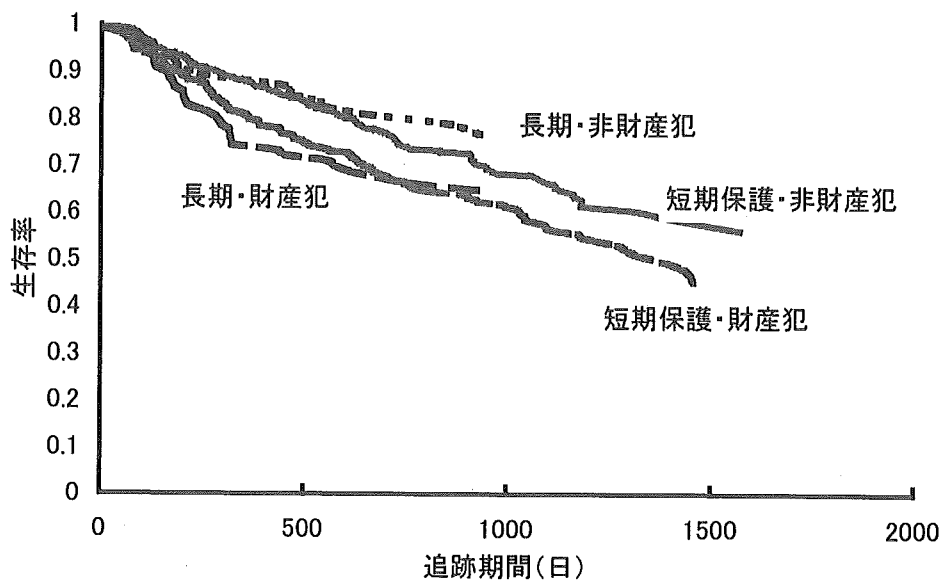
8) Sampson Robert J. and John H Laub, (1993), "Crime in the Making: Pathways and Turning Points Through Life", Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

説明変数	早発型					
	初回(N=1,234)			2回(N=330)		
	係数	exp(係数)	z	係数	exp(係数)	z
社会人口学的背景						
年齢	2.16	8.67	1.73	8.79	6,542.01	2.66 **
年齢の2乗	-0.06	0.94	-1.77	-0.26	0.77	-2.77 **
社会的絆						
社会的地位	-0.13	0.88	-1.18	-0.33	0.72	-1.27
勤勉さ				0.28	1.32	1.15
両親への愛着						
父親への愛着	-0.26	0.77	-2.29 *			
母親への愛着						
非行歴						
保護観察歴有	0.15	1.17	1.19			
非行初発年齢						
少年院収容歴有				0.45	1.57	1.51
今回の非行の罪種						
財産犯	階層化(図1)			0.65	1.92	2.02 *
薬物犯	0.43	1.53	2.56 **	0.47	1.60	1.22
粗暴犯				0.46	1.58	1.22
矯正処遇のタイプ						
短期少年院	-0.33	0.72	-1.98 *	-0.11	0.90	-0.37
長期少年院	階層化(図1)			-0.28	0.76	0.31
-2*(log-likelihood)	4,167.88		**	941.92		**

*: P<0.05, **: P<0.01

表2 「早発型」の入所回数別の最適モデル

図1 「早発型」・初回の処遇のタイプ・罪種別の生存曲線



説明変数	遅発型					
	初回(N=4,563)			2回目(N=741)		
	係数	exp(係数)	z	係数	exp(係数)	z
社会人口学的背景						
年齢	1.85	6.39	2.20 *	3.81	44.97	1.31
年齢の2乗	-0.05	0.95	-2.28 *	-0.12	0.89	-1.44
社会的絆						
社会的地位	-0.21	0.81	-3.40 **			
勤勉さ				-0.29	0.75	-1.73
両親への愛着	-0.18	0.83	-2.90 **			
母親への愛着				-0.25	0.78	-1.53
非行歴						
非行初発年齢	-0.16	0.85	-5.23 **			
少年院収容歴有				0.54	1.71	2.29 *
今回の非行の罪種						
財産犯	0.24	1.27	3.70 **	0.88	2.41	3.37 **
薬物犯	0.32	1.37	3.37 **	0.39	1.47	1.55
粗暴犯						
矯正処遇のタイプ						
短期少年院	-0.57	0.57	-5.00 **	0.13	1.14	0.65
長期少年院	-0.60	0.55	-3.84 **	-0.20	0.82	-0.91
-2*(log-likelihood)	17,416.00		**	1,726.72		**

* : P<0.05, ** : P<0.01

表3 「遅発型」の入所回数別の最適モデル

図2 「遅発型」・2回目の罪種別の生存曲線

