

[原著論文・査読有り]

## 犯罪性の低減に影響する心理要因の検討 —10代後半のデータをもとに—

小 板 清 文\*

本研究は、年齢—犯罪曲線が示している10代後半の犯罪性の低減について確認し、その要因分析を行うため、少年鑑別所退所少年1,544人に対して、最長1,612日間の追跡調査を行い、再非行の有無（少年鑑別所への再入の有無）を調べて犯罪性の低減を男女別・年齢別に確認するとともに、MJCAの下位尺度との関連性を把握することによって犯罪性低減の主たる要因について調べた。その結果、少年鑑別所への再入率は男子26.0%、女子18.3%で、男女別、年齢別に再入状況を比較したところ、男子では、有意な年齢効果が確認され、男子の再非行要因は女子よりも幅広い領域に及んでいた。さらに、男子について、年齢別に再非行要因を比較したところ、各年齢における再非行要因はそれぞれ異なっていて、加齢に伴う犯罪性の低減は、単一の主たる要因の影響によって変化するというよりもむしろ、各年齢によって強く影響を及ぼす要因は異なるものと推察された。

キーワード：年齢—犯罪曲線、少年鑑別所、犯罪性の低減、再非行要因

### 1 問題及び研究史

犯罪学で有用だとされている知見の一つに年齢—犯罪曲線がある（Hirschi & Gottfredson, 1983<sup>1)</sup>; Gottfredson & Hirschi, 1990<sup>2)</sup>）。年齢—犯罪曲線は、年齢と非行・犯罪者の人口比（又は実数）を分布させたもので、ヒトの犯罪性の高さが、10代の半ばから後半にかけてピークを形成して、その後、徐々に低下していく変化を示したものである。この分布の形状は、時代、地域、人種などによってほとんど左右されない普遍性があり、「犯罪学における最も重要な秩序性」（Nagin & Land, 1993<sup>3)</sup>: p.330）と呼ばれている。

我が国において、年齢—犯罪曲線を対象とした研究は非常に少ない。森・津富（2007<sup>4)</sup>）は、少年鑑別所入所少年においても年齢—犯罪曲線が確認できるとした上で、年齢—犯罪曲線の起源を説明する2つの理論（Gottfredson & Hirschi（1990）<sup>2)</sup>の犯罪の一般理論とMoffitt（1993）<sup>5)</sup>の犯罪発達類型）のどちらがより妥当性が高いのかを検討している。一方、岡本（2013）<sup>6)</sup>は、非行少年や犯罪者には立ち直っている者が多い事実を説明するために、年齢—犯罪曲線を用いている。岡本（2013）<sup>6)</sup>の集計方法に従って男女別に作成したのがFigure 1である。

我が国の公的な非行統計を年齢—犯罪曲線になぞらえて表現するならば、非行発現のピークは、最近20年間では、14歳から16歳までに分布しており（犯罪白書, 2018）<sup>7)</sup>、曲線の高さ（各年齢人口10万人当たりの刑法犯検挙（補導）人員）が変わることはあっても、その形状は大きく変化していない。岡邊・原田（2006）<sup>8)</sup>と岡

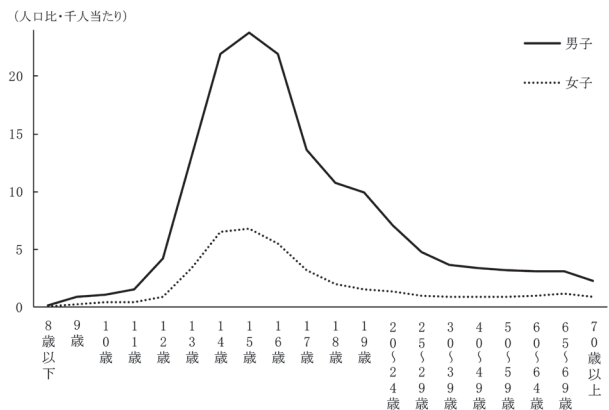


Figure 1 2011年中に刑法犯（交通関係業過を除く）で検挙（13歳までは補導）された者の年齢（層）別の人口比（警察庁, 2012；総務省, 2012）

邊（2013）<sup>9)</sup>は、ある都道府県内における1986年（相対的に被検挙者が多い年：16歳時点での累積実被検挙者率は男子10.1%、女子4.1%）と1978年（相対的に被検挙者が少ない年：同率は男子9.6%、女子2.8%）生まれの2つのコホートの少年非行率を比較し、そのピークが15歳と16歳であったこと、1986年生まれで非行を繰り返した者の割合は男子27.8%、女子19.6%であったこと、非行を繰り返す傾向が強くなるのも15歳であったことなどを検証している。

以上のように、我が国の場合、少年非行率は14～16歳をピークに、青年前期から青年中期にかけて漸減する傾向があることは確かである。つまり、少年の非行行動の出現率は、比較的早期の年齢でそのピークを形成し、

\*人間生活学部心理学科

その後は確実に低くなっていることになる。では、年齢—犯罪曲線に示されるような特徴は、非行以外の領域においても認められることなのだろうか。

河野 (2013)<sup>10)</sup> は、非行・犯罪との関連性が認められるいくつかの心理的な個人特性（自己統制力、ストレイン、敵意帰属バイアス、自己効力、共感性等）についてまとめている。そこで、河野 (2013)<sup>10)</sup> を参考にしながら、青少年を調査協力者とした心理学の調査・研究のうち、年齢（層）別の分析を行っているいくつかの文献において、青年期後期の犯罪性の低減傾向と同様の変化が指摘されているか、まとめたものが Table 1 である。11 の研究で用いられている中心概念は、道徳性や人格の発達理論、自尊心、共感性、自己愛、社会的自己制御のように非行を抑制する方向にあると思われるものと、敵意

的攻撃、無気力感、アレキシサイミアのように、非行を促進する方向にあるものとに分けられる。ほとんどの研究において、分散分析が行われており、有意な年齢効果（加齢に伴って問題性が低くなる傾向）が、11 の全研究の全部又は一部において認められていた。この結果は、Figure 1 のような年齢—犯罪曲線の形状と符合する。思春期に入り、第二次性徴とともに、身体的・心理的に不安定な時期を経た若者が、青年期前期又は中期のピークを迎えた後、Scammon (1930)<sup>11)</sup> の発育曲線のごとく、おおむね安定する（問題となる傾向は低減する）方向で推移していると考えられるからである。

Gottfredson & Hirschi (1990)<sup>2)</sup> は、犯罪の一般理論を提唱する中で、年齢—犯罪曲線を説明する唯一の概念として、自己統制力を提唱し、青年期前・中期をピークに

Table 1 非行との関連性が認められる心理的な特性について年齢段階別分析を行っている研究

番号	研究者と年次	研究対象概念(非行への影響 (+):促進, (-):抑制)	被験者	年齢の主効果	加齢に伴う変化
1	秦(1990) <sup>12)</sup>	敵意的攻撃インベントリー:(+)	小学校5年生から高校3年生まで男女(596人)を3つの年齢段階別に分析	有・一部 (6下位尺度中3つの尺度で有意差あり)	—
2	手塚・古屋(2000) <sup>13)</sup>	共感性:(-)	小学5年生から大学1年生までの男女(1,166人)を5つの年齢段階別に分析	有 (F値の記載なし)	上昇
3	下坂(2001) <sup>14)</sup>	無気力感 ①自己不明瞭:(+) ②他者不信:(+) ③疲労感:(+)	中学生から大学生までの男女(565人)を3つの年齢段階別に分析	有 ①F値6.29** ②ns ③F値11.92**	①:下降 ③:下降
4	大野(2002) <sup>15)</sup>	Loevingerの自我発達理論:(-)	小学5年生から高校3年生までの男女(799人)を8つの年齢段階別に分析	有 F値22.01***	上昇
5	高橋・竹鼻・佐見(2004) <sup>16)</sup>	自己管理スキル ①問題解決的に取り組むスキル:(-), ②否定的思考をコントロールするスキル:(-), ③即座の満足を先延ばしにするスキル:(-)	中学生から成人までの1,270人(性別不詳)を4つの年齢段階別に分析	有 ①F値41.8*** ②F値12.3*** ③F値42.4***	①:上昇 ②:U字型 ③:上昇
6	相良(2006) <sup>17)</sup>	自己愛傾向:(-)	中学2年生から大学2年生までの男女(489人)を4つの年齢段階別に分析	有 F値=11.11***	上昇
7	櫻井(2011) <sup>18)</sup>	Kohlbergの道徳認知発達段階:(-)	小学5年生から大学生までの男女(2,697人)を7つの年齢段階別に分析	有 (F値の記載なし)	上昇
8	原田・吉澤・中島・吉田・尾関・吉田(2011) <sup>19)</sup>	社会的自己制御 ①自己主張:(+) ②持続的対処・根気:(-) ③感情・欲求抑制:(-)	中学1年生から大学4年生までの男女(5,888人)を6つの年齢段階別に分析	有 (F値の記載なし)	①:下降傾向 ②:U字型 ③:上昇傾向
9	下田・寺坂(2012) <sup>20)</sup>	学校での怒りの多次元尺度 ①怒り体験:(+) ②皮肉的態度:(+) ③破壊的表出:(+) ④積極的対処:(-)	小学生から高校生までの男女(3,443人)を3つの年齢段階別に分析	有・一部 ①F値14.40* ②F値101.98* ③F値12.43* ④ns	①:逆U字 ②:逆U字 ③:逆U字 ④:上昇
10	反中・寺井・梅沢(2016) <sup>21)</sup>	アレキシサイミア:(+)	13歳~19歳の男女(2,051人)を各年齢別に分析	有 J-T値3.67**	上昇
11	荻原(2018) <sup>22)</sup>	自尊心(自尊感情):(-)	中学生(10,965人)と高校生(10,234人)の男女と、各年齢層の成人の男女(5,258人)を7つの年齢層別に分析	有 F値278.75***	上昇

\*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001, J-T: Jonckheere-Terpstra test

して加齢に伴って変化する犯罪率の高低を自己統制力の年齢変化によって説明できるとしている。また、犯罪が女性よりも男性によって行われることが公的データと自己報告型のデータによって確認されるとした上で、性別は犯罪の形態と自己統制力の違い（女性の方が男性よりも自己統制力が高い）で説明できるとし、自己統制力は、問題行動を説明する極めて安定した概念であるとしている。そして、この主張は犯罪学研究に大きな議論を巻き起こしており（Uggen, 2000）<sup>23)</sup>、多数の検証研究がなされ、一定の評価を得ている（Pratt & Cullen, 2000）<sup>24)</sup>。

年齢—犯罪曲線を説明するために提案されたもう一つの有力な理論にMoffitt（1993）<sup>5)</sup>、2018）<sup>25)</sup>の犯罪発達類型がある。Moffitt（1993）<sup>5)</sup>は、ニュージーランドの縦断的コホート研究（Dunedin Multidisciplinary Health & Development Study）の知見等に基づき、犯罪者は、人生の早期から犯罪に手を染め、その生涯にわたって犯罪を続ける生涯持続型（Life-Course-Persistent）と、青年期に非行に走るものの、その後、青年期の終わりとともに非行から離脱していく青年期限定型（Adolescence-Limited）とに分けることができるとしている。そして、前者の生涯持続型は、男性人口の約5%にあたるものの、この少数の者たちが全犯罪の約50%に関与しており、後者の青年期限定型は、若者の犯罪者のうちの約85%を占めるといふ。つまり、年齢—犯罪曲線は、生涯持続型と青年期限定型という、2つの質的に異なる群が積み上がって成り立っているのである。森・津富（2007）<sup>4)</sup>の研究では、Gottfredson & Hirschi（1990）<sup>2)</sup>の犯罪の一般理論よりも、Moffittの犯罪発達類型が支持されている。

Moffitt（1993）<sup>5)</sup>の犯罪発達類型では、犯罪性をすぐには低下させずに再犯を繰り返す生涯持続型が一部にいとされるが、非行のあった少年が、生涯持続型か、青年期限定型かどちらに該当するかは、20代後半までの非行のあった者の経過を観察しないと確定せず、非行発現後の面接調査や神経心理学的なテストの実施だけで、生涯持続型か、青年期限定型かを判定することは実際には容易な査定作業ではない。

Loeber & Farrington（2014）<sup>26)</sup>は、年齢—犯罪曲線の形成に影響を与えている10の要因を挙げている。それは、①自己統制力の個人内の変化、②脳の成熟、③社会認識の変化、④生活面での危険因子（破壊行動や非行）と保全因子、⑤家庭、友達関係（不良交友）、学校生活、⑥精神疾患と物質への依存、⑦重要なライフイベント（結婚や就職）、⑧犯罪への機会・接近因子、⑨近隣の生活環境（不良な生活環境）、⑩公的機関からの指導や介入、である。彼らは、Gottfredson & Hirschi（1990）<sup>2)</sup>が主張している年齢に伴う自己統制力の変化を重要な要因の1つと掲げているものの、脳機能の成

熟ギャップ、ライフイベント、社会的な役割や生活環境の変化等の影響も重視している。Loeberらは、年齢—犯罪曲線の形状は、思春期に大きく変化する個人的・生活環境的要因の影響を受けているという。現時点では、低自己統制のみを説明要因とするGottfredson & Hirschi（1990）<sup>2)</sup>の主張よりも、複数の個人的・生活環境的要因による複合形成の説明の方が有力と思われるが（Sweeten, Piquero & Stenberg, 2013）<sup>27)</sup>、海外では年齢—犯罪曲線に関する実証研究が活発に行われており（Brown & Males, 2011）<sup>28)</sup>；Shulman, Stinberg & Piquero, 2013）<sup>29)</sup>；Jennissen, 2014）<sup>30)</sup>；Loeber, Farrington, Hipwell, Stepp, Pardini & Ahonen, 2015）<sup>31)</sup>；Liu, 2015）<sup>32)</sup>；Kim & Bushway, 2018）<sup>33)</sup>、議論の決着にはまだまだ時間を要するとされている（森・津富, 2007）<sup>4)</sup>。

Loeber & Farrington（2014）<sup>26)</sup>が掲げた10要因の調査や対象者の情報収集は、一般的には、かなり困難な作業である。しかしながら、少年鑑別所では、施設の特性上、10の要因のほとんどを比較的容易に把握することが可能である。実際、そうした鑑別情報を体系化して調査・収集するシステムの運用が全国的に開始されている。また、施設の特性を生かし、再非行の実証的な研究も数多く行われている（遊間・金澤, 2001）<sup>34)</sup>；森・花田, 2007）<sup>35)</sup>；近藤・高橋, 2009）<sup>36)</sup>；射場・近藤・雨宮・佐藤, 2010）<sup>37)</sup>；射場, 2013）<sup>38)</sup>；小坂, 2013）<sup>39)</sup>；森・高橋・大淵, 2016）<sup>40)</sup>。

#### MJCAによるリスク・アセスメントと本研究の目的

法務省矯正局少年矯正課（2013）<sup>41)</sup>は、非行少年の再犯リスクをいち早く同定するために、法務省式ケースアセスメントツール（MJCA: Ministry of Justice Case Assessment tool）の開発と運用を開始した。西岡（2013）<sup>42)</sup>は、少年鑑別所における日常の非行少年の鑑別においてMJCAを使用することで、これまでは組織的に集積されることが少なかった非行少年の処遇や更生に関連する査定資料が蓄積できるようになったと解説している。

MJCAは、非行少年の再非行の可能性や教育上の必要性を把握する上で、特に過去の経歴等に注目している静的領域（24項目：項目毎にその有無を評定）と、意欲、態度など、今後の教育等によって変化する要素に着目している動的領域（28項目：項目毎に4件法で評定）の2領域（全52項目）で構成されている。

Table 2は、法務省矯正局少年矯正課（2013）<sup>41)</sup>と八王子少年鑑別所効果検証班（2018）<sup>43)</sup>に基づいて、MJCAの9つの下位尺度（領域）について簡潔にまとめたものである。先述のLoeber & Farrington（2014）<sup>26)</sup>の10要因と比較すると、MJCAの9下位尺度は、②脳の成熟と⑦重要なライフイベントを除く8つの要因と、かな

Table 2 MJCAの各下位尺度の説明と項目例(筆者にて作成)

下位尺度名	下位尺度の説明	項目例
①生育環境	育った環境の要因	家族に家庭内暴力をする者がいた。 本件時に家出や浮浪の状態にあった。 家族に少年を虐待する者がいた。 (他2項目)
②学校適応	学校生活での不適応の要因	学校内で問題行動を頻発していた。 学業不振があった。 (他1項目)
③問題行動歴	これまでに経験した問題行動の要因	小学生時に家出又は無断外泊があった。 小学生時に喫煙又は飲酒があった。 (他4項目)
④非行・保護歴	非行や公的指導を受けた経験値の要因	初回の警察補導等の措置を受けた年齢が13歳以下である。 財産非行がある。 (他4項目)
⑤本件態様	今回の事件や問題行動の特徴	本件は指導・監督を受けている期間中の再非行である。 本件は同種事案の再非行である。 (他4項目)
⑥保護者との関係性	最近の親子関係等の課題	保護者は少年に対して高圧的である。 保護者に反発している。 (他5項目)
⑦社会適応力	学校や職場に適応していく上での課題	学校又は職場内で必要とされている決まりを軽視している。 学校生活又は就労生活に対する意欲が乏しい。 (他7項目)
⑧自己統制力	欲求や感情などのコントロール面の課題	欲求不満耐性が低い。 感情統制が悪い。 (他3項目)
⑨逸脱親和性	非行・犯罪の世界との関わり方等の課題	法律を軽視している。 犯罪性のある者に親和的である。 反社会的な価値観や態度に親和的である。 (他4項目)

り強いあるいは部分的な関連を認めることができる。なお、MJCAの「⑧自己統制力」(4項目)は、Gottfredson & Hirschi (1990)<sup>2)</sup>の検証に用いられることが多かったGrasimick, Tittle, Bursik, & Arneklev (1993)<sup>44)</sup>の尺度やHirschi (2004)<sup>45)</sup>が提出した尺度とは異なっており、Gottfredson & Hirschi (1990)<sup>2)</sup>の犯罪の一般理論の検証に資するとは言い難い。

なお、MJCAの9下位尺度のうち、①～⑤については、少年鑑別所入所時までの経歴等を査定することから、特に再入少年においては、自ずと値が高くなりやすい加算的・非可逆的な評定になる反面、⑥～⑨については、査定時の意欲や態度についてその都度評定することから、非加算的・可逆的な評定となる。

那須・二ノ宮・西田 (2014)<sup>46)</sup>は、MJCAによって3つの年齢群別(15歳以下、16・17歳、18歳以上の3群)の分析を行い、年齢群別にMJCAの下位尺度得点を比較した。その結果、すべての尺度において有意差が見られること、低年齢少年において再非行の可能性が高いこと、また、低年齢少年を再非行の可能性の高い群と低い群に分けられることなどを明らかにしている。東山・山口・西田 (2014)<sup>47)</sup>は、MJCAを用いて、男女別と年齢層別で再非行の有無について決定木分析を行い、男女別(女子では分岐が生じなかった)や年齢層別の違い(中間少年(16歳と17歳の少年)や年長少年(18歳と19歳の少年)では、「⑥保護者との関係性」が再非行の生起に深く関連している等)を見出している。また、八王子少年鑑別所効果検証班 (2018)<sup>43)</sup>は、MJCAの特徴を紹介した上で、データ分析結果から、立ち直りに向けた効果

的な支援を考える場合、男女別の特徴や年齢層別の特徴に着目すべきと解説している。MJCAを用いて、年齢一犯罪曲線のうち、10代半ばから後半にかけての犯罪性低減の要因を明確にする意義は大きい。本研究では、10代後半に犯罪性を低減させる要因を探ることを目的とする。

また、森・津富 (2007)<sup>4)</sup>は、「犯罪性が明確に減少するのは入所時年齢では16～17歳くらいまでという傾向の存在を示している。」(森・津富, 2007<sup>4)</sup>, p.33)と犯罪性の低減傾向(比例ハザードモデルによる推定で、年齢のオッズ比が0.68で有意( $p < .01$ )であることを示している)には、はっきりと表れやすい年齢段階があると指摘しており、本研究では、これについても追試してみたい。

以上より、本研究では、少年鑑別所を退所した少年の少年鑑別所への再入状況を調べることによって、次の3点を調査する。

調査1: 青年期後期における犯罪性の低減傾向(年齢が上の者ほど、再非行率が低くなること)は、男子だけでなく女子においても有意に認められるか。

調査2: MJCAの9下位尺度には、年齢効果が認められるか。また、認められた場合の年齢効果は、再非行があった者と再非行がなかった者と同様か、異なっているか。

調査3: 再非行の有無とMJCAの9下位尺度得点との関連性の強さを比較した場合、最も関連性が強いのは、Gottfredson & Hirschi (1990)<sup>2)</sup>の主張のとおり、自己統制力に関する尺度か。また、有意な関連性を示すMJCAの下位尺度は、各年齢でほぼ同様か、各年齢によって異なっているか。

以上により、MJCAを用いて年齢一犯罪曲線の一部の形成要因を探るとともに、非行臨床において、性や年齢の影響の大きさを考慮した適切なアセスメントと処遇への提言を行うための基礎的な資料とする。

## 2 方法

### 分析対象データ

2013年7月9日から2016年12月末日までの間にA少年鑑別所に入所し、MJCAの評定が行われた者で、少年鑑別所退所時の年齢(以下、年齢は少年鑑別所退所時の年齢のことをいう)が18歳以下の1,544人(男子1,424人、女子120人)を分析対象者とした。そして、各

分析対象者がA少年鑑別所を退所してから2018年1月20日までの間に、A少年鑑別所へ再入所していたかを事務帳簿（少年簿管理台帳）によって確認し、該当していた場合、「再入あり」（再非行あり）として計上し、それ以外の者については、「再入なし」（再非行なし）とした。

なお、分析対象者を18歳以下としたのは、少年院送致決定（長期処遇）となった場合でも、出院後の追跡（観測）期間が確保できるようにするためであったが、少年院での在院期間が1年を超え、出院日までに20歳になった場合は、分析対象から除外することにした（そうした対象者が4人確認された）。したがって、再入の有無を追跡できた期間は、各分析対象者がA少年鑑別所を退所してから20歳になるまで、又は退所してから2018年1月20日の時点での期間となり、最長追跡期間1,612日、最短追跡期間10日、平均追跡期間693日であった。

#### 分析対象項目

分析対象項目には、性別、年齢、本件非行名、審判決定、入所回数ほかに、MJCAの9下位尺度の得点等を用いた。

#### 準備調査（男女別、年齢別の再入状況の調査）

全分析対象者に対して、観測期間内の年齢別の再入の有無を調べ、男女別、年齢別、入所回数別、非行名別、審判決定別に有意差の有無を確認した。また、森・津富(2007)<sup>4)</sup>の第2段階の検証で用いた方法と同じく、Coxの比例ハザードモデルを用いて、保護観察と試験観察で退所した965人に対して、年齢について同レベルのオッズ比を確認することができるか調べた。なお、森・津富(2007)<sup>4)</sup>では、7つの攪乱要因（暴走族加入歴、少年院歴、少年院以外施設歴、児童相談所関係歴、家庭欠損、観護措置で送致、入所回数）を用いていたが、本研究では、分析対象とすることができたデータの関係で、森・津富(2007)<sup>4)</sup>と同一の攪乱要因となる変数をそろえることが難しかったことから、森・津富(2007)<sup>4)</sup>の攪乱変数と同じ、又は類似していると思われた6つの攪乱要因（不良集団に所属する者との交際歴、少年院歴、少年院以外施設歴、保護観察歴、入所回数、被虐待歴）を用いた。両研究で共通している攪乱変数は、少年院歴、少年院以外施設歴、入所回数の3つであった。

#### 調査1（男女別・年齢別の生存時間解析）

カプランマイヤー推定法によって、男女別・年齢別の再犯率の確率分布関数を比較した。

#### 調査2（男女別・年齢別のMJCAの下位尺度得点の平均値の比較）

全分析対象者に対して、男女別、再入の有無別に、MJCAの9下位尺度別の平均値の差を比較した。また、男子のみに対して、年齢別・再入の有無別に、MJCAの9下位尺度を従属変数とした再入の有無（2水準）と年齢

段階（5水準）の2要因被験者間分散分析を行った。さらに、年齢効果の吟味に適しているMJCAの⑥～⑨の下位尺度の平均値の分布状況を図示し、年齢効果の有無について多重比較を行った。

#### 調査3（男女別・年齢別のMJCA9下位尺度による再非行の有無の説明力の比較）

男女別と、年齢別（男子のみ）に、再入の有無を従属変数、MJCAの9下位尺度を説明変数とするロジスティック回帰分析を行い、尤度比を用いた変数減少法により変数選択を行い、採択されたMJCAの下位尺度を比較した。さらに、得られた変数によって予測精度を検証するためにROC（receiver operating characteristics）分析を実施した。

統計分析には、SPSS Statistics Version 25.0を使用した。

#### 倫理的配慮

法務省所管の矯正施設では、国家公務員として被収容者の処遇や行政機関の保有する個人情報の取扱いに関する法令の遵守が強く求められており、本研究についても法令や内規を遵守した。本研究のデータは、A少年鑑別所の通常の鑑別業務において作成され、管理されている文書情報のみを用い、それらの情報を匿名化した上で分析を実施した。また、MJCAのローデータの一部分を分析に使用していることから、監督官庁にも事前報告し、研究の実施について承認を得ている。

## 3 結果

### 準備調査の結果

全対象者1,544人のうち、A少年鑑別所退所後、同所への再入が確認され、「再入あり」として計上されたのは392人、「再入なし」は1,152人であった。また、分析対象者の平均年齢は16.3歳（ $SD=1.31$ ）で、男女間に有意差はなかった（男子16.3歳、女子16.2歳、 $t(135.28)=.70, ns$ ）。

Table 3には、各基本属性別の人数を再入の有無別に示した。男女別では、男子1,424人（92.2%）、女子120人（7.8%）であった。年齢別では、17歳が455人（29.5%）で最も多く、14歳以下の者が173人（11.2%）で最も少なかった。本件非行名別では、窃盗491人（31.8%）、傷害316人（20.5%）、道路交通法違反226人（14.6%）の順となった。審判決定別では、保護観察が769人（49.8%）と最も多く、少年院送致（長期処遇）351人（22.7%）、試験観察196人（12.7%）の順であった。

分析対象者の再入率は、男子26.0%、女子18.3%で、再入率に有意差はなかった（ $\chi^2(1)=3.42, ns$ ）。年齢別では、14歳以下の再入率が41.6%で最も高く、15歳39.3%、16歳31.9%、17歳18.0%、18歳8.8%と、分

Table 3 基本属性別の再入状況

基本属性等	全体		再入なし		再入あり	
	人数(構成比)		人数(非再入率)		人数(再入率)	
総数	1,544 (100.0%)		1,152 (74.6%)		392 (25.4%)	
①男女別						
男子	1,424 (92.2%)		1,054 (74.0%)		370 (26.0%)	
女子	120 (7.8%)		98 (81.7%)		22 (18.3%)	
②年齢別						
14歳以下	173 (11.2%)		101 (58.4%)		72 (41.6%)	
15歳	229 (14.8%)		139 (60.7%)		90 (39.3%)	
16歳	379 (24.5%)		258 (68.1%)		121 (31.9%)	
17歳	455 (29.5%)		373 (82.0%)		82 (18.0%)	
18歳	308 (19.9%)		281 (91.2%)		27 (8.8%)	
③入所回数						
初回	1,033 (66.9%)		798 (77.3%)		235 (22.7%)	
2回	354 (22.9%)		248 (70.1%)		106 (29.9%)	
3回以上	157 (10.2%)		106 (67.5%)		51 (32.5%)	
④本件非行名別						
窃盗	491 (31.8%)		348 (70.9%)		143 (29.1%)	
傷害	316 (20.5%)		237 (75.0%)		79 (25.0%)	
道交法違反	226 (14.6%)		177 (78.3%)		49 (21.7%)	
恐喝	85 (5.5%)		71 (83.5%)		14 (16.5%)	
ぐ犯	67 (4.3%)		45 (67.2%)		22 (32.8%)	
その他	381 (24.7%)		274 (71.9%)		62 (16.3%)	
⑤審判定別						
保護観察	769 (49.8%)		601 (78.2%)		168 (21.8%)	
試験観察	196 (12.7%)		110 (56.1%)		86 (43.9%)	
少年院送致(短期処遇)	160 (10.4%)		116 (72.5%)		44 (27.5%)	
少年院送致(長期処遇)	351 (22.7%)		281 (80.1%)		70 (19.9%)	
観護措置取消等	68 (4.4%)		44 (64.7%)		24 (35.3%)	

析対象者の年齢が上がるにつれて再入率は低下していたが、連続する年齢間の比較では、16歳と17歳の間にのみ有意差があった ( $\chi^2(1)=20.09, p<.001$ )。入所回数別では、初回の者では22.7%、2回目29.9%、3回目以上32.5%と、入所回数が増すごとに再入率は高くなっていったが、初回と2回目との間にのみ有意差があった ( $\chi^2(1)=7.36, p<.01$ )。本件非行名別では、ぐ犯の再入率が32.8%で最も高く、窃盗29.1%、傷害25.0%、道路

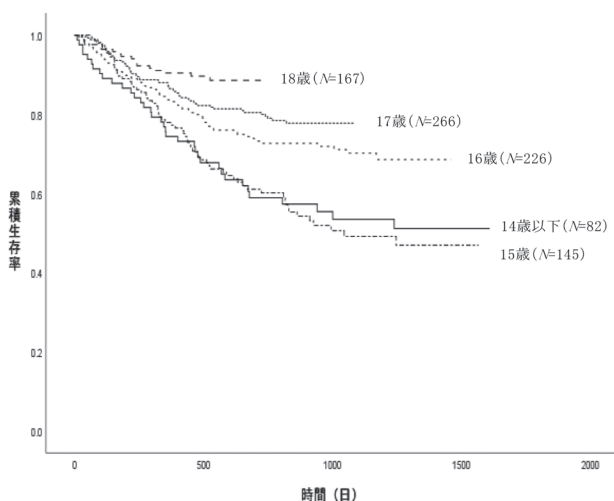


Figure 2-1 男子・年齢別 Kaplan-Meier 推定法による生存関数 (N=886)

交通法違反21.7%、恐喝16.5%の順であった。審判定別では、試験観察43.9%、保護観察21.8%で、両者間には有意差があった ( $\chi^2(1)=39.09, p<.001$ )。

なお、年齢と6つの攪乱要因を用いて比例ハザードモデルによって共変量のハザード比を推定したところ、年齢 ( $OR=.69$  (95% CI=.62—.77),  $p<.001$ ) と被虐待歴 ( $OR=1.82$  (95% CI=1.29—.257),  $p<.01$ ) が有意となった。

調査1 (男女別・年齢別の生存時間解析) の結果

Figure 2-1 と 2-2 には、男子と女子の年齢別の生存関数を Kaplan-Meier 推定法で求めた結果を示した。両者は、おおむね年齢が高い者ほど、累積非再犯率が高くなる分布が見られた。男子では、Log Rank 検定の結果、5群の生存関数の間に有意差が認められた ( $\chi^2(4)=43.50, p<.001$ )。また、連続する年齢間では、15歳と16歳との間に有意差が認められた ( $\chi^2(1)=10.77, p<.001$ ) が、16歳と17歳との間 ( $\chi^2(1)=2.14, ns$ ) や17歳と18歳との間 ( $\chi^2(1)=3.77, ns$ ) には有意差は認められなかった。一方、女子では、Log Rank 検定の結果、5群の生存関数に有意差は認められなかった ( $\chi^2(4)=3.33, ns$ )。

調査2 (男女別・年齢別の MJCA の 9 下位尺度得点の平均値の比較) の結果

Table 4 には、男女別・再入の有無別に、MJCA の 9 下位尺度別の平均値、標準偏差、 $t$  値、Cohen の  $d$  を示した。各下位尺度得点が高いほど、過去の問題行動歴や非行歴等における問題が大きく、再非行を防止するための教育や処遇を行う必要性も高くなる。男子では、9 下位

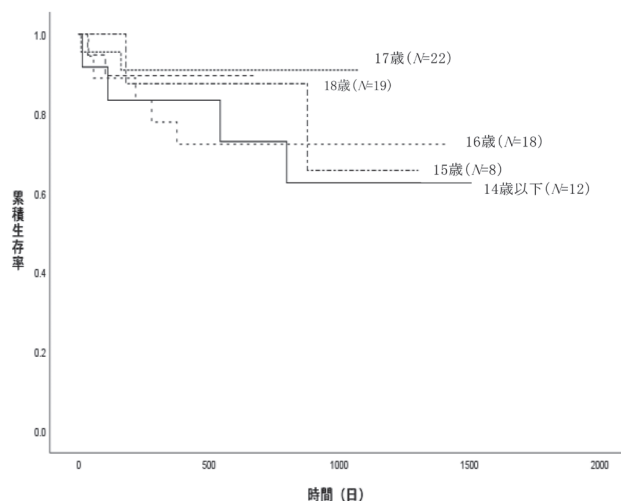


Figure 2-2 女子・年齢別 Kaplan-Meier 推定法による生存関数 (N=79)

Table 4 MJCA 下位尺度の平均値, 標準偏差, *t* 値, Cohen の *d* (男女別)

MJCAの下位尺度	男子(N=1,424)					女子(N=120)						
	再入なし(N=1,054)		再入あり(N=370)		再入の有無		再入なし(N=98)		再入あり(N=22)		再入の有無	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>t</i>	<i>d</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>t</i>	<i>d</i>
①生育環境	0.64	0.91	0.88	1.05	-3.82 ***	0.25	1.02	0.99	1.77	1.15	-3.11 ***	0.73
②学校適応	1.54	0.92	1.88	0.90	-6.11 ***	0.37	1.67	0.83	1.68	0.89	-0.04	0.01
③問題行動歴	0.80	0.88	1.10	1.06	-4.95 ***	0.33	0.98	1.00	1.09	1.23	-0.45	0.11
④非行・保護歴	2.05	1.22	2.41	1.19	-4.97 ***	0.30	1.43	0.97	2.05	1.29	-2.52 *	0.59
⑤本件態様	1.67	1.24	1.84	1.22	-2.35 *	0.14	1.56	1.20	2.27	0.94	-3.05 ***	0.61
⑥保護者との関係性	7.79	4.66	8.75	4.57	-3.42 ***	0.21	10.35	4.61	13.09	3.90	-2.59 *	0.61
⑦社会適応力	12.16	6.03	14.41	5.63	-6.30 ***	0.38	14.38	6.47	16.55	5.90	-1.44	0.34
⑧自己統制力	7.51	3.20	8.53	3.08	-5.32 ***	0.32	8.16	3.09	10.27	2.80	-2.94 ***	0.69
⑨逸脱親和性	9.72	4.61	10.88	4.52	-4.17 ***	0.25	9.67	4.81	11.55	5.59	-1.60	0.38

\**p*<.05, \*\*\**p*<.001

Table 5 再入の有無と年齢を独立変数, MJCA の各下位尺度を従属変数にした分散分析結果 (男子: 1,424 人)

	再入なし(N=1,054)					再入あり(N=370)					F値			<i>η</i> <sup>2</sup>
	14歳以下 (N=86)	15歳 (N=125)	16歳 (N=240)	17歳 (N=348)	18歳 (N=255)	14歳以下 (N=67)	15歳 (N=87)	16歳 (N=114)	17歳 (N=77)	18歳 (N=25)	再入の有無の主効果	年齢の主効果	交互作用	
	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>M</i> ( <i>SD</i> )				
①生育環境	1.03 (1.03)	0.53 (0.76)	0.60 (0.91)	0.59 (0.92)	0.67 (0.91)	1.12 (1.14)	0.76 (1.06)	0.84 (1.00)	0.73 (0.98)	1.24 (1.16)	15.09 ***	6.81 ***	1.13	0.02
②学校適応	1.92 (0.90)	1.80 (0.84)	1.59 (0.92)	1.48 (0.90)	1.33 (0.94)	2.07 (0.82)	2.11 (0.80)	1.82 (0.91)	1.60 (0.96)	1.68 (0.99)	14.00 ***	10.83 ***	0.51	0.03
③問題行動歴	0.70 (0.90)	0.57 (0.71)	0.77 (0.82)	0.93 (0.88)	0.79 (0.97)	1.03 (1.09)	0.98 (0.96)	1.06 (1.09)	1.19 (1.00)	1.64 (1.29)	45.51 ***	5.15 ***	1.90	0.01
④非行・保護歴	1.91 (1.02)	2.14 (1.17)	2.00 (1.19)	2.06 (1.22)	2.08 (1.34)	1.94 (1.06)	2.22 (1.04)	2.70 (1.20)	2.48 (1.21)	2.80 (1.44)	22.20 ***	4.00 **	3.46 **	0.01
⑤本件態様	1.70 (1.09)	1.64 (1.19)	1.61 (1.30)	1.58 (1.22)	1.84 (1.26)	1.96 (1.19)	1.69 (1.11)	1.89 (1.19)	1.84 (1.35)	1.88 (1.48)	4.30 *	0.63	0.42	0.00
⑥保護者との関係性	8.95 (4.66)	8.35 (4.81)	7.37 (4.32)	7.54 (4.55)	7.87 (4.99)	9.16 (4.67)	8.13 (4.14)	9.04 (4.49)	8.14 (4.97)	10.36 (4.56)	8.87 **	2.37	2.24	0.01
⑦社会適応力	16.35 (5.07)	13.95 (5.69)	12.63 (5.19)	11.14 (6.06)	10.79 (6.30)	16.42 (5.08)	15.91 (4.84)	13.91 (5.84)	11.91 (5.60)	13.80 (5.62)	12.92 ***	21.45 ***	1.25	0.06
⑧自己統制力	9.12 (2.93)	7.94 (2.91)	7.60 (2.98)	7.10 (3.28)	7.24 (3.33)	9.31 (2.87)	8.55 (3.19)	8.00 (3.17)	8.62 (2.82)	8.52 (3.42)	13.72 ***	6.03 ***	1.68	0.02
⑨逸脱親和性	9.88 (4.65)	10.13 (4.15)	9.94 (4.23)	9.88 (4.63)	9.04 (5.07)	10.40 (5.11)	10.87 (4.45)	11.28 (4.41)	10.48 (4.35)	11.52 (4.27)	12.95 ***	0.46	0.96	0.00

\**p*<.05, \*\**p*<.01, \*\*\**p*<.001

尺度のすべてにおいて「再入なし」よりも「再入あり」の方が平均値は高く、いずれの下位尺度においても有意差が認められ、0.14ないし0.38と小さな効果量を示した。女子では、9尺度において「再入なし」よりも「再入あり」の方が平均値は高かったものの、有意差が認められたのは、5尺度(「①生育環境」, 「④非行・保護歴」, 「⑤本件態様」, 「⑥保護者との関係性」, 「⑧自己統制力」)のみであった。ただし、女子では、中程度の効果量(0.5以上)を示す下位尺度が5つあった。

Table 5は、男子について、再入の有無と年齢を独立変数に、MJCAの9下位尺度を従属変数にした分散分析の結果である。ここでは、調査1のカプランマイヤー推定法において、女子には有意な年齢効果が認められなかったことから、男子のみを分析対象とした。

分散分析の結果、再入の有無の主効果は、9下位尺度のすべてで認められた。また、年齢の主効果は、9下位尺度中6つにおいて認められた。その6つのうち、最も効果量が大きかったのは、「⑦社会適応力」( $F(4,1414) = 21.45, p < .001, \omega^2 = .052$ )で、次いで、「②学校適応」( $F(4,1414) = 10.83, p < .001, \omega^2 = .026$ )、「①生育環境」( $F(4,1414) = 6.81, p < .001, \omega^2 = .016$ )、「⑧自己統制力」( $F(4,1414) = 6.03, p < .001, \omega^2 = .014$ )の順であった。なお、「④非行・保護歴」( $F(4,1414) = 3.26, p < .01$ )において交互作用が有意であり、単純主効果を調べたところ、「再入あり」の場合にのみ、3つの年齢間(14歳と16歳間( $p < .001$ ), 14歳と18歳間( $p = .024$ ), 15歳と16歳間( $p = .048$ ))において有意差が認められた。

Figure 3-1 から 3-4 には、年齢別・再入の有無別に 4 つの MJCA の下位尺度 (⑥~⑨) の平均値の分布状況を示した。まず、年齢別・再入の有無別の 4 下位尺度の平均値の差の検定では、「⑥保護者との関係性」は 16 歳 ( $t(352)=-3.36, p<.01, r=.22$ ) と 18 歳 ( $t(278)=-2.40, p<.05, r=.14$ ) で 2 つ、「⑦社会適応力」は 15 歳 ( $t(210)=-2.62, p<.05, r=.18$ ), 16 歳 ( $t(352)=-2.08, p<.05, r=.11$ ), 18 歳 ( $t(278)=-2.30, p<.05, r=.14$ ) で 3 つ、「⑧自己統制力」は 17 歳 ( $t(423)=-3.77, p<.01, r=.35$ ) のみで 1 つ、「⑨逸脱親和性」は 16 歳 ( $t(352)=-2.75, p<.01, r=.14$ ) と 18 歳 ( $t(278)=-2.37, p<.05, r=.14$ ) で 2 つ、計 8 組の有意差が確認され、効果量 ( $r$ ) は、「⑧自己統制力」の 17 歳において中程度であった以外、他の 7 つはいずれも小さい効果量であった。

続いて、再入の有無別に各年齢間の 4 下位尺度得点の平均値の多重比較を行ったところ、年齢が上がるにつれ

て平均値 (問題性) が低下する傾向が「⑦社会適応力」と「⑧自己統制力」において認められた (年齢間の多重比較では、「⑦社会適応力」で 8 組、「⑧自己統制力」で 3 組、全 20 組中 11 組に有意差が認められた。また、連続する年齢間では、「⑦社会適応力」の 2 組で有意差が認められた)。しかし、「再入あり」の場合、その数は少なかった (年齢間の多重比較では、「⑦社会適応力」で 3 組、「⑧自己統制力」で 1 組、全 20 組中 4 組に有意差が認められたものの、連続する年齢間では、いずれの下位尺度においても有意差は認められなかった)。

調査 3 (男女別・年齢別の MJCA9 下位尺度による再非行の有無の説明力の比較) の結果

Table 6 には、男女別に、再入の有無を従属変数、MJCA の 9 下位尺度を説明変数とするロジスティック回帰分析を行い、尤度比を用いた変数減少法により変数選択を行った結果を示した。男子については、9 下位尺

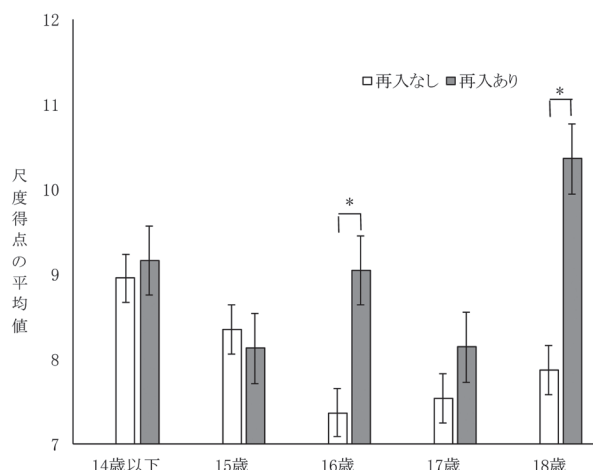


Figure 3-1 男子・年齢別・再入の有無別の「⑥保護者との関係性」得点 (エラーバーは標準誤差を示す,  $*p<.05$ )

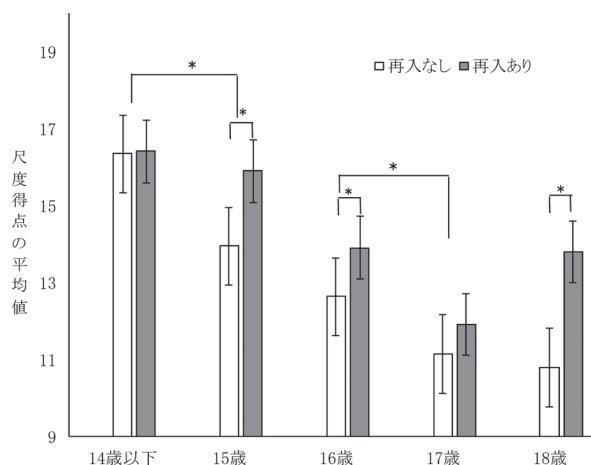


Figure 3-2 男子・年齢別・再入の有無別の「⑦社会適応力」得点 (エラーバーは標準誤差を示す,  $*p<.05$ )

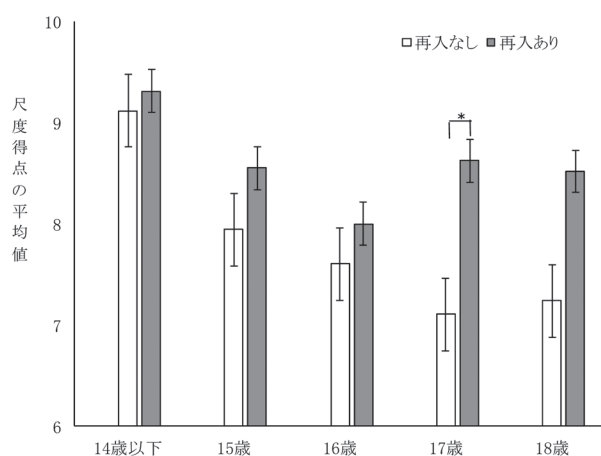


Figure 3-3 男子・年齢別・再入の有無別の「⑧自己統制力」得点 (エラーバーは標準誤差を示す,  $*p<.05$ )

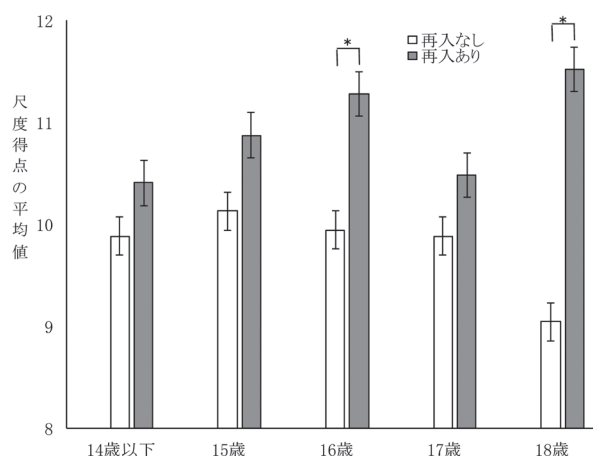


Figure 3-4 男子・年齢別・再入の有無別の「⑨逸脱親和性」得点 (エラーバーは標準誤差を示す,  $*p<.05$ )



Table 6 再入の有無を従属変数とするロジスティック回帰分析の結果

男子(N=1,424)			女子(N=120)		
説明変数	OR	[95%CI]	説明変数	OR	[95%CI]
①生育環境尺度	1.20 *	1.02-1.42	S1 生育環境尺度	1.84 *	1.01-3.34
②学校不適応尺度	1.28 **	1.08-1.53			
⑤本件態様尺度	0.87 *	0.76-0.99			
⑥保護者との関係性尺度	0.94 **	0.91-0.98			
⑦社会適応力尺度	1.05 **	1.02-1.09			
⑧自己統制力	1.06 **	1.01-1.13	D3 自己統制力	1.39 **	1.10-1.75
Days of opportunity	0.11 ***	0.09-0.15	Days of opportunity	0.16 ***	0.07-0.36
Nagelkerke's R <sup>2</sup>	0.43		Nagelkerke's R <sup>2</sup>	0.56	
$\chi^2$	$p < .001$		$\chi^2$	$p < .001$	
Hosmer-Lemeshow 検定	$p = .06$		Hosmer-Lemeshow 検定	$p = .88$	

Days of opportunity: 観測期間(日)の自然対数を取ったもので、Mori, Takahashi & Kroner (2016)<sup>48)</sup>を参考にした。

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

Table 7 年齢群別の再入の有無を従属変数としたロジスティクス回帰分析の結果 (男子 1,424 人)

説明変数	14歳以下(153人)		15歳(212人)		16歳(354人)		17歳(425人)		18歳(280人)		
	OR	[95%CI]	OR	[95%CI]	OR	[95%CI]	OR	[95%CI]	OR	[95%CI]	
①生育環境									1.56	0.99-2.47	
②学校適応	2.07 ***	1.02-4.20									
③問題行動歴			2.55 ***	1.51-4.30						1.64 *	1.11-2.43
④非行・保護歴					1.67 ***	1.26-2.21	1.79 **	1.25-2.57			
⑤本件態様	1.63 *	1.02-2.60	0.65 *	0.44-0.98			0.74	0.54-1.03	0.67 *	0.45-0.99	
⑥保護者との関係性			0.86 **	0.77-0.96							
⑦社会適応力	0.86 *	0.75-0.97	1.10 *	1.00-1.21			0.93	0.86-1.00			
⑧自己統制力							1.31 ***	1.13-1.52			
⑨逸脱親和性							0.92	0.82-1.02			
Days of opportunity	0.02 ***	0.01-0.08	0.02 ***	0.01-0.06	0.02 ***	0.01-0.06	0.01 ***	0.01-0.04	0.27 **	0.16-0.47	
Nagelkerke's R <sup>2</sup>	0.62		0.68		0.65		0.62		0.31		
$\chi^2$	$p < .001$		$p < .001$		$p < .001$		$p < .001$		$p < .001$		
Hosmer-Lemeshow 検定	$p = .32$		$p = .57$		$p = .35$		$p = .12$		$p = .76$		

Days of opportunity: 観測期間(日)の自然対数を取ったもので、Mori, Takahashi & Kroner (2016)<sup>48)</sup>を参考にした。

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

度中、6つが選択され、いずれのオッズ比も有意であった。モデルの適合については、Nagelkerke's R<sup>2</sup>が.43、 $\chi^2(7) = 492.39$ ,  $p < .001$ , Hosmer-Lemeshow 検定の結果は0.05よりも大きく ( $p = .06$ )、適合はよいと考えた (Hosmer, Lemeshow & Strudivant, 2013<sup>49)</sup>)。女子では、「①生育環境」と「⑧自己統制力」の2下位尺度が選択され、オッズ比は有意であった。また、モデルの適合については、採択された変数が2つのみであったものの、男子と同程度であった。

次に、男女別にロジスティック回帰分析で採択された変数と  $\beta$  係数を用いて重み付け合計得点を算出し、ROC 分析を実施したところ、ROC 曲線の曲線下面積 (Area Under the Curve) は、男子で  $AUC = .62$  (95% CI = .59 - .65)、女子で  $AUC = .75$  (95% CI = .63 - .87) といずれも許容される水準の予測精度を示した。

Table 7 は、男子に対して、年齢別に、再入の有無を従属変数、MJCA の9下位尺度を説明変数とするロジ

スティック回帰分析を行い、尤度比を用いた変数減少法により変数選択を行った結果である。15歳以下では、9下位尺度中2尺度(「③問題行動歴」と「⑥保護者との関係性」)が選択され、16歳では「④非行・保護歴」のみが、17歳では5尺度(「④非行・保護歴」、「⑤本件態様」、「⑦社会適応力」、「⑧自己統制力」、「⑨逸脱親和性」)が選択され、18歳では3尺度(「①生育環境」、「③問題行動的」、「⑤本件態様」)が選択された。モデルの適合については、Nagelkerke's R<sup>2</sup>は.31ないし.65、Hosmer-Lemeshow 検定の結果はいずれも0.05よりも大きく ( $p = .12$ ないし  $p = .76$ )、適合はよいと考えた (Hosmer, Lemeshow & Strudivant, 2013<sup>49)</sup>)。4つの年齢群において、採択された変数(尺度)は、数も種類も全て異なっており、「⑧自己統制力」が選択されたのは、17歳のみであった。

次に、各年齢について、男子全体に対するロジスティック回帰分析で採択された変数と  $\beta$  係数を用いて

重み付け合計得点によって、ROC分析を実施したところ、ROC曲線の曲線下面積（AUC）は、14歳以下でAUC=.53（95% CI=.44—.62）、15歳でAUC=.67（95% CI=.60—.74）、16歳でAUC=.54（95% CI=.47—.60）、17歳でAUC=.57（95% CI=.51—.64）、18歳でAUC=.63（95% CI=.51—.75）と、14歳以下と17歳では、.60を割り込んでいた。

#### 4 考察

##### (1) 10代後半の犯罪性の低減

今回の追跡調査では、再入率の比較から、年齢では16歳と17歳の間（ $\chi^2$ 検定）に、入所回数別では初回と2回目の間（ $\chi^2$ 検定）に、審判決定別では試験観察と保護観察の間（ $\chi^2$ 検定）に、それぞれ有意差があった。この結果は、過去に少年鑑別所で実施された追跡調査の結果（近藤・高橋，2009<sup>36</sup>；射場・近藤・雨宮・佐藤，2010<sup>37</sup>；射場，2013<sup>38</sup>；小板，2013<sup>49</sup>）とほぼ同様な傾向を示していた。

犯罪性の加齢に伴う低減を男女別にカプランマイヤー推定法とLog Rank検定によって調べた結果、女子ではサンプルサイズ（ $N=79$ ）が少なかったことも影響してか、有意差は見られなかったものの、男子では5つの年齢群の間に有意差が認められた（調査1）。また、男子では、森・津富（2007）<sup>4</sup>と同様に15歳と16歳との間で有意差が確認され、少年鑑別所入所少年では、16～17歳頃において、犯罪性の低減が最も大きくなっているものといえる。また、本研究で推定された犯罪性の低減（年齢のオッズ比.69）は、森・津富（2007）<sup>4</sup>と二ノ宮・湖上・東山・那須（2015）<sup>50</sup>と同様な水準（それぞれの研究の年齢のオッズ比は.68、.85）と見られ（準備調査）、少年鑑別所入所少年の再非行の状況を調べても、犯罪性の低減が確認できた。

Figure 1においても年齢—犯罪曲線の勾配が急になっていることはすぐに分かるが、今回、森・津富（2007）<sup>4</sup>に続いて、犯罪性の低減が16～17歳頃に最も顕著になることが実証データとして示されたことになる。これは、非行臨床の現場において、非行少年の立ち直りに向けての処遇選択や予後予測を行う上で重要な示唆を与えるものと考えられる。

##### (2) MJCAの9下位尺度の再非行危険性の説明力と年齢効果

本研究では、男子（9尺度の全部が有意）の方が女子（9尺度中5尺度で有意）よりも、再非行の有無を説明する要因の数が多く（調査2）、この点は、ロジスティック回帰分析で採択されたMJCAの下位尺度数でも同様（男子では6尺度、女子では2尺度）であった。また、男子においては、年齢の主効果も6尺度で認められた（調

査2）。これは、Andrews & Bonta（2010）<sup>51</sup>によって提唱されたRNR原則を参考にして開発されたリスク・ニーズアセスメントツールであるMJCAを用いて、少年鑑別所で入所少年の非行診断を行っている担当者が直接評定した結果を用いて、加齢に伴う問題性の低減傾向が確認されたものである。なお、年齢の主効果が最も大きかったのは「⑦社会適応力」であって、「⑧自己統制力」ではなかった。この結果は、年齢効果には、自己統制力だけではなく、複数の要因が関係しているというLoeber & Farrington（2014）<sup>26</sup>の主張に近い結果と考えられた。

一方、MJCAの各下位尺度の再入の有無に関する効果量は、9尺度中6尺度で女子の方が男子よりも大きかった（調査2）。また、再非行の予測精度も、男子少年（AUC=.62）よりも女子少年（AUC=.75）の方が高く、女子の値は、法務省矯正局少年矯正課（2013）<sup>41</sup>が公表した値（AUC=.66）を上回っていた。同様の結果（女子の方が男子よりも再犯の予測精度が高いこと）は、Andrews & Bonta（2010）<sup>51</sup>でも報告されている。女子においては、生育環境尺度（育った環境の要因）と自己統制力尺度（欲求や感情などのコントロール面の課題）を詳細に見ていくことの重要性が見て取れる。「女子については、特に、欲求や感情などのコントロール面に課題があることが分かっている場合には、立ち直りに関して、その改善に取り組む必要性が高い」（八王子少年鑑別所効果検証班，2018）<sup>43</sup>との解説内容とも一致している。

以上のことから、男子少年の場合、学校適応、問題行動歴、非行・保護歴、社会適応力、自己統制力と幅広く問題性の査定を行う必要があるが、女子少年については、生育環境や自己統制力といった比較的狭い領域の査定に注意を集中させることで、妥当な再非行危険性の査定を可能にしやすと言える。このことは、男子少年の非行への心理的影響要因と女子少年の要因が異なっていることを表すものとも考えられる。

本研究では、調査3において、年齢別に再入の有無を説明する要因（MJCAの下位尺度）の説明力を比較することで、青年期の犯罪性の低減がGottfredson & Hirschi（1990）<sup>2</sup>のように自己統制力単一のものか、Loeber & Farrington（2014）<sup>26</sup>のように複数の要因が複合したものであるか、探索的に検証することを試みた。その結果、各年齢によって、ロジスティック回帰分析で選択された変数（MJCAの下位尺度）は異なり、「⑧自己統制力」が選択されたのは17歳群のみであった。この結果は、Loeber & Farrington（2014）<sup>26</sup>の見解を支持しているものと考えられ、加齢に伴う犯罪性の低減は、単一（自己統制力）の主たる要因の影響によって変化するというよりもむしろ、各年齢によって強く影響を及ぼす要因は異なり、それぞれの要因が相補的に犯罪性の低減に寄与し

ているのではないかと推察された。

### (3) 年齢別・再非行の有無別の MJCA の下位尺度得点分布の検討

本研究では、男子において MJCA の得点分布に年齢効果が認められることに着目して、男子少年の MJCA の動的領域の 4 下位尺度 (⑥～⑨) の得点分布状況を詳細に検討した (Figure 3-1～3-4)。その結果、14 歳では「再入なし」と「再入あり」の間にいずれの下位尺度においても有意差は認められなかったが、16 歳と 18 歳では 4 下位尺度中 3 尺度において、有意差が認められた。これについては、年齢が上がるにつれて、各問題性の所在が把握しやすく、査定しやすくなっていると解釈することができる。また、「再入なし」と「再入あり」の別に、年齢間の多重比較によって年齢効果の表れ方を調べたところ、「⑦社会適応力」と「⑧自己統制力」の 2 下位尺度では、全体 (20 組) の半数以上 (11 組) において有意差が確認された一方で、「再入あり」の場合は、両尺度で計 3 組の確認に留まっていた。このことは、例えば、少年鑑別所への再入少年の査定を行う場合、加齢に伴って、「⑦社会適応力」と「⑧自己統制力」の得点の低下がはっきりと見られる場合は、再非行があったとしても、改善更生の可能性が高まりつつあると見ることができる。

以上の 2 点は、少年鑑別所退所後の予後予測する上でも参考になるもので、15 歳以下までは、例えば MJCA の各下位尺度得点は高得点 (各問題性は大きい) になる場合が多く、予後予測という点では難しい場合が多いものの、16 歳を超えると、各問題性の把握が次第に容易になり、的確な予後予測をしやすくなっているように見られる。このように対象者の年齢やそれに伴う問題性の変化に注目して非行性の査定に当たることは、加齢と共に、学校や職場への適応力を高めつつある者、あるいは低下していた自己統制力を回復させつつある者の早期の更生の可能性を見落とさない非行性の査定 (少年鑑別所での実務) につながるものと考えられる。

### (4) 本研究の限界と今後の課題

本研究は、2013 年から全国の少年鑑別所で本格的な運用が始まった MJCA の下位尺度得点を用いて、少年鑑別所退所少年も青年期に犯罪性を低減させるのかについて検討した。本研究の結果は、年齢—犯罪曲線の形成原因を理解する上で、新たな資料を提供するものと考えられる。しかしながら、分析対象としたデータの制約から、使用できた変数は限られ、分析方法も探索的なものが多いなどいくつかの問題があり、以下の 2 点を挙げておきたい。

第 1 に、追跡期間が短いことである。本研究では、追跡調査する年齢の上限を 20 歳までとしている。このた

め、19 歳の入所少年を分析対象に加えることを断念しており、少年非行における年齢効果を検討する上で、大きな欠点となっている。本研究のデータの特性上致し方ないこととはいえ、少なくとも 25 歳頃までの再犯状況 (検挙歴、前科、受刑の有無) を把握すべきである。

第 2 に、再非行の定義・検証方法の問題が挙げられる。本研究では、少年鑑別所への再入所を再非行の有無の確認方法としている。MJCA の開発過程においても再非行を少年鑑別所への再入所として定義している。ただし、当然のことながら、刑事施設への入所だけでなく、警察による検挙・補導歴や自己申告方式による非行行動調査なども再非行の有無の判断において欠くことのできない調査事項である。したがって、今後の調査では、再非行の定義の幅を広げるとともに、犯罪被害、DV や虐待の経験、疾病、交通事故等、非行・犯罪周辺の問題行動についても、分析対象にすることができないものか、検討の余地を残している。

### 謝辞

本研究の実施においては、研究の趣旨や必要性に理解を示し、資質鑑別作業の中で得られた資料を二次的データ分析に使用することを許可して下さった名古屋少年鑑別所長をはじめ、関係機関、関係各位の皆様に厚く感謝申し上げます。また、本研究で分析対象となった少年たちの 1 日でも早い立ち直り、社会復帰を願ってやみません。

### 引用文献

- 1) Hirschi, T. & Gottfredson, M. R. 1983 Age and the explanation of crime. *American Journal of Sociology*, 89, 552-584.
- 2) Gottfredson, M. R. & Hirschi, T. 1990 A general theory of crime. Stanford, CA: Stanford University Press. (大淵憲一 (訳) 2018 犯罪の一般理論 (低自己統制シンドローム) 丸善出版)
- 3) Nagin, D. & Land, K. 1993 Age, criminal careers and population heterogeneity: Specification and estimation of a nonparametric, mixed poisson model. *Criminology*, 31, 327-362.
- 4) 森 丈弓・津富 宏 2007 非行犯罪曲線に対する Moffitt 仮説と General Theory of Crime の検証 *犯罪心理学研究*, 44 (2), 23-38.
- 5) Moffitt, T. E. 1993 Adolescence-limited and life-course-persistent antisocial behavior: A developmental taxonomy. *Psychological Review*, 100, 674-701.
- 6) 岡本英生 2013 犯罪からの立ち直り (第 4 章) 河野 莊子・岡本英生 (編著) コンパクト犯罪心理学 初歩から卒論・修論作成のヒントまで (pp.79-90) 北

- 大路書房.
- 7) 法務総合研究所 2018 平成30年版犯罪白書 法務省法務総合研究所 [http://www.moj.go.jp/housouken/housou\\_hakusho2.html](http://www.moj.go.jp/housouken/housou_hakusho2.html) (2019年1月28日取得).
  - 8) 岡邊 健・原田 豊 2006 1986年生まれコホートの非行経歴—Q県における非行記録にもとづく検討— 犯罪社会学研究, 31, 118-132.
  - 9) 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.
  - 10) 河野 莊子 2013 犯罪の原因 (第2章) 河野 莊子・岡本英生 (編著) コンパクト犯罪心理学 初歩から卒論・修論作成のヒントまで (pp.17-34) 北大路書房.
  - 11) Scammon, R. E. 1930 The measurement of the body in childhood, In: Harris, J. A., Jackson, C. M., Paterson, D. G. & Scammon, R. E. (Eds.) The Measurement of Man. Univ. of Minnesota Press, Minneapolis.
  - 12) 秦 一士 1990 敵意的攻撃インベントリーの作成 心理学研究, 61 (4), 227-234.
  - 13) 手塚千恵子・古屋 健 2000 前青年期から青年期にかけての共感性の発達 日本教育心理学会総会発表論文集, 42, 222.
  - 14) 下坂 剛 2001 青年期の各学校段階における無気力感の検討 教育心理学研究, 49, 305-313.
  - 15) 大野和男 2002 Loewingerによる自我発達理論に基づいた青年期における学年差・性差の検討 発達心理学研究, 13 (2), 147-157.
  - 16) 高橋浩之・竹鼻ゆかり・佐見由紀子 2004 年齢段階による自己管理スキルの差に関する検討 日健教誌, 12 (2), 80-87.
  - 17) 相良麻里 2006 青年期における自己愛傾向の年齢差 パーソナリティ研究, 15 (1), 61-63.
  - 18) 櫻井育夫 2011 Defining Issues Testを用いた道徳判断の発達分析 教育心理学研究, 59, 155-167.
  - 19) 原田知佳・吉澤寛之・中島 誠・吉田琢哉・尾関美喜・吉田俊和 2011 社会的自己制御の発達の变化の検討—中学生・高校生・大学生を対象とした横断的調査— 日本教育心理学会総会発表論文集, 53, P2-09.
  - 20) 下田芳幸・寺坂明子 2012 学校での怒りの多次元尺度日本語版の信頼性と妥当性の検討 心理学研究, 83 (4), 347-356.
  - 21) 反中亜弓・寺井堅祐・梅沢章男 2016 青年期用アレキシサイミア尺度による中学生から大学生の比較研究 感情心理学研究, 23, Supplement号, ps11.
  - 22) 荻原祐二 2018 日本における自尊心の発達の变化: 一中学生から高齢者における自己好意の年齢差の検討— 対人社会心理学研究, 18, 133-143.
  - 23) Uggen, C. 2000 Works as a turning point in the life course criminals: A duration model of age, employment and recidivism. American Sociological Review, 67, 520-546.
  - 24) Pratt, T. C. & Cullen, F. T. 2000 The empirical status of Gottfredson and Hirschi's general theory of crime: A meta-analysis. Criminology, 38, 931-964.
  - 25) Moffitt, T. E. 2018 Male antisocial behaviour in adolescence and beyond. Nature Human Behaviour 2, 177-186.
  - 26) Loeber, R. & Farrington, D. P. 2014 Age-Crime Curve. In: Bruinsma, G. & Weisburd, D. (eds.) Encyclopedia of Criminology and Criminal Justice. Springer, New York, NY.
  - 27) Sweeten, G., Piquero, A. R. & Stenberg, L. 2013 Age and explanation of crime, revisited. Journal of Youth Adolescence, 42, 921-938.
  - 28) Gottfredson, M. R., & Hirschi, T. 1990 A general theory of crime. Stanford, CA: Stanford University Press. (大淵憲一 (訳) 2018 犯罪の一般理論 (低自己統制シンドローム) 丸善出版)
  - 29) Shulman, E. P., Steinberg, L. D. & Piquero, A. R. 2013 The Age-Crime Curve in Adolescence and Early Adulthood is Not Due to Age Differences in Economic Status. Journal of Youth Adolescence, 42, 848-860.
  - 30) Jennissen, R. 2014 On the deviant age-crime curve of Afro-Caribbean populations: The case of Antilleans living in the Netherlands. American Journal of Criminal Justice, 39, 571-594.
  - 31) Loeber, R., Farrington, D. P., Hipwell, A. E., Stepp, S. D., Pardini, D. & Ahonen, L. 2015 Constancy and change in the prevalence and frequency of offending when based on longitudinal self-reports or official records: Comparisons by gender, race and crime type. Journal of Life Course Criminology, 1, 50-168.
  - 32) Liu, S. 2015 Is the shape of the age-crime curve invariant by sex? Evidence from a national sample with flexible non-parametric modeling. Journal of Quantitative Criminology, 31, 93-123.
  - 33) Kim, J. & Bushway, S. D. 2018 Using longitudinal self-report data to study the age-crime relationship. Journal of Quantitative Criminology, 34, 367-396.
  - 34) 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関する

- 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編），37，115-122.
- 35) 森 丈弓・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），1-14.
- 36) 近藤日出夫・高橋久尚 2009 少年鑑別所の再入に関する研究—非行少年用リスク・アセスメント構築に向けて— 犯罪心理学研究，47（1），1-19.
- 37) 射場優子・近藤日出夫・雨宮一洋・佐藤真理恵 2010 少年鑑別所に入所した中学生の予後経路の分析 犯罪心理学研究，48（特別号），22-23.
- 38) 射場優子 2013 少年鑑別所の再入者の特性について 犯罪心理学研究，51（特別号），112-113.
- 39) 小坂清文 2013 鑑別判定の妥当性向上に向けての一考察 犯罪心理学研究，51（特別号），148-149.
- 40) 森 丈弓・高橋 哲・大淵憲一 2016 再犯防止に効果的な矯正処遇の条件—リスク原則に焦点を当てて— 心理学研究，87（4），325-333.
- 41) 法務省矯正局少年矯正課 2013 法務省式ケースアセスメントツール（MJCA）の開発と運用開始について（平成25年11月26日 報道発表資料）法務省のホームページ [http://www.moj.go.jp/kyousei1/kyousei03\\_00018.html](http://www.moj.go.jp/kyousei1/kyousei03_00018.html)（2018年8月10日取得）.
- 42) 西岡潔子 2013 法務省式ケースアセスメントツール（MJCA）の開発について 刑政，124，58-71.
- 43) 八王子少年鑑別所効果検証班 2018 少年の立ち直りに効果的な支援を考える～法務省式ケースアセスメントツールのデータ分析から～ 刑政，129，52-65.
- 44) Grasmick, H. G., Tittle, C. R., Bursik, R. J. & Arneklev, B. J. 1993 Testing the core empirical implications of Gottfredson and Hirschi's general theory of crime. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 30, 5-29.
- 45) Hirschi, T. 2004 Self-control and crime. In R. F. Baumeister & K. D. Vohs (Eds.) *Handbook of Self-Regulation: Research, Theory and Applications* (pp.537-552). New York: Guilford Press.
- 46) 那須昭洋・二ノ宮勇氣・西田篤史 2014 法務省式ケースアセスメントツール（MJCA）の基礎的研究Ⅱ～対象者の属性ごとの特性に関する分析～ 犯罪心理学研究，52（特別号），56-57.
- 47) 東山哲也・山口雅敏・西田篤史 2014 法務省式ケースアセスメントツール（MJCA）の基礎的研究Ⅲ～効果的な処遇方針の策定に資する動的領域の分析～ 犯罪心理学研究，52（特別号），58-59.
- 48) Mori, T., Takahashi, M. & Kroner, D. 2016 Can Unstructured Clinical Risk Judgment Have Incremental Validity in the Prediction of Recidivism in a non-Western Juvenile Context? *Psychological Service*, 14（1），77-86.
- 49) Hosmer Jr, D. W., Lemeshow, S. & Sturdivant, R. X. 2013 *Applied Logistic Regression* (3rd ed.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- 50) 二ノ宮勇氣・洲上康幸・東山哲也・那須昭洋 2015 法務省式ケースアセスメントツール（MJCA）の各属性との関連に関する試行的研究Ⅰ～知能との関連について～ 犯罪心理学研究，53（特別号），70-71.
- 51) Andrews, D. A. & Bonta, J. 2010 *The Psychology of Criminal Conduct*. 5th ed. New Providence, NJ: Lexus/ Nexus.

## Research on reduction of criminality by psychological factors —Based on data during adolescence—

Kiyofumi Koita

### Summary

Reduction of criminality in late teenage years indicated in the age-crime curve was examined in this research. In order to analyze factors of criminality reduction, a follow-up survey over a maximum of 1,612 days was conducted on 1,544 juvenile delinquents who left a juvenile classification home and existence of recidivism (reentry into juvenile classification homes) was investigated to confirm reduction of criminality by gender and age. At the same time, main factors of criminality reduction were examined by understanding the association with the subscales of MJCA. As a result, the reentry rate into juvenile classification homes was 26.0% for boys and 18.3% for girls. When the reentry situation was compared by gender and age, a significant age effect was confirmed for boys, and factors of boys' recidivism extended into a broader scope than girls'. Furthermore, when factors of recidivism were compared by age in the case of boys, they varied depending on age, suggesting that reduction of criminality resulting from aging is strongly influenced by factors different for each age, not that it varies by the influence of a single main factors.

Keywords: age-crime curve, Juvenile Classification Home, reduction of criminality, factors of recidivism