

## 保護観察におけるアセスメントツールの動的要因の再犯予測力

羽間京子<sup>1)\*</sup>・勝田 聡<sup>2)3)</sup><sup>1)</sup>千葉大学・教育学部<sup>2)</sup>法務省・札幌保護観察所<sup>3)</sup>千葉大学大学院・人文科学研究院

## Dynamic Factors Increase the Predictive Ability of Assessment Tools on Recidivism for Individuals Under Supervision in Japan

HAZAMA Kyoko<sup>1)\*</sup>, KATSUTA Satoshi<sup>2)3)</sup><sup>1)</sup>Faculty of Education, Chiba University, Japan<sup>2)</sup>Sapporo Probation Office, Ministry of Justice, Japan<sup>3)</sup>Graduate School of Humanities, Chiba University, Japan

法務省は、Risk-Need-Responsivityモデルに基づき、保険統計的再犯リスク、動的犯罪誘発性要因及び動的保護・改善更生促進要因の分析を含む、保護観察の新たなアセスメントツールCase Formulation in Probation/Parole(CFP)を2018年に開発した。静的リスク要因を査定する従前のツールとCFPの再犯予測力を、これまでの研究より多い分析対象者と長期の再犯データによって検討した。2018年10月から2019年3月までに全国で保護観察が開始された654人(従前のツール実施群266人、CFP実施群388人)の開始後2年間の再犯データを分析した(再犯率:14.5%)。従属変数を再犯、独立変数を(a)従前のツールの静的リスク、(b)CFPの3要因、(c)CFPの動的2要因の得点とした3つと、それぞれ法定保護観察期間を加えたモデルを、Cox回帰分析で解析した。CFPの動的2要因のモデルはより再犯予測力が高く、動的犯罪誘発性要因が正の、動的保護・改善更生促進要因が負の有意な予測因子だった。動的要因に注目したアセスメントと保護観察処遇が有益である。

The Ministry of Justice in Japan developed new assessment tools (*Case Formulation in Probation/Parole*: CFP) based on the Risk-Need-Responsivity model in 2018, which includes tools to assess actuarial risk for recidivism, dynamic criminogenic needs, and dynamic protective and promotive factors among individuals under supervision. This study re-examined the findings of previous studies that investigated CFP's predictive ability on recidivism along with that of the former assessment tools designed to assess static risk factors, using a larger number of participants and more longitudinal data. We analyzed 2-year recidivism data of 654 individuals placed under supervision in Japan from October 2018 to March 2019, allocated to either Group A (assessed by the former tools,  $n = 266$ ) or Group B (assessed by the CFP,  $n = 388$ ). The 2-year recidivism rate of participants was 14.5%. Cox regression analysis was conducted on three models using recidivism as a dependent variable. The following factor scores were used as independent variables in each model: (a) static risk scores of the former assessment tools, (b) CFP's actuarial risk and two dynamic factor scores, and (c) CFP's two dynamic factor scores. In addition, the specified period of supervision as an independent variable in conjunction with the three models were tested. The results showed that the two-dynamic-factor CFP model had a better and satisfactory predictive ability of recidivism, indicating that higher dynamic criminogenic needs scores and lower dynamic protective and promotive factor scores were significant predictors of recidivism. The results suggest that focusing on dynamic factors when assessing and conducting intervention programs is beneficial for individuals under supervision.

キーワード：保護観察 (probation and parole), Risk-Need-Responsivityモデル (Risk-Need-Responsivity model), 保険統計的再犯リスク (actuarial risk for recidivism), 動的犯罪誘発性要因 (dynamic criminogenic needs), 動的保護・改善更生促進要因 (dynamic protective and promotive factors)

## 1. 問題と目的

犯罪をした人や非行のある少年に対して、北米をはじめいくつかの国では、Risk-Need-Responsivityモデル

(Bonta & Andrews, 2017; 以下, 「RNRモデル」という)による処遇を行うことが有効であると実証され、主流となっている(Andrews & Dowden, 2006; Hanson, Bourgon, Helmus, & Hodgson, 2009; Prendergast, Pearson, Podus, Hamilton, & Greenwell, 2013)。RNRモデルの中核的な原則は、(a)リスク原則(再犯リスクを

\*連絡先著者：羽間京子 hazama@faculty.chiba-u.jp

予測し、処遇の密度を再犯リスクの高低に合わせる)、(b) ニード原則(犯罪誘発性要因を把握して焦点を合わせ、その改善のための処遇を実施する)、(c) リスポンシビティ原則(対象となる人の学習スタイルや動機づけ等の性質に最も適合する処遇方法を選ぶ)の3つである(Bonta & Andrews, 2017)。

RNRモデルに基づく処遇を実施するためには、再犯・再非行(以下、単に「再犯」という)のリスクを予測し、犯罪誘発性要因を特定し、かつ、最も適切な処遇の方法を選択するためのアセスメントを行う必要がある(Bonta & Andrews, 2017)。まず、再犯リスクの程度を評価する際に、犯罪前歴等、処遇によって変化することがない静的要因を中心とする保険統計的な測定法は、再犯の予測力が高いことが明らかにされてきた(Andrews, Bonta, & Wormith, 2006)。また、動的な犯罪誘発性要因、つまり変化し得る動的リスク要因(以下、「動的犯罪誘発性要因」という)をアセスメントすることも重要であるとされる(Bonta & Andrews, 2017)。RNRモデルでは、セントラルエイトと呼ばれるリスク/ニード要因、具体的には(a) 犯罪歴、(b) 向犯罪的態度、(c) 向犯罪的交友、(d) 反社会的パーソナリティ・パターン、(e) 家族・夫婦、(f) 学校・仕事、(g) 薬物やアルコールの乱用、(h) 余暇・レクリエーションを重視するが、このうち、犯罪歴を除く7つが動的犯罪誘発性要因である(Bonta & Andrews, 2017)。Andrews et al. (2006) は、いくつかの研究によって、動的犯罪誘発性要因は一定の再犯予測力があると示されているとし、また、同要因は再アセスメントによって変化することが期待でき、その予測力も高まるであろうと述べた。

さらに、RNRモデルについては、それを補正あるいは拡張するための議論が展開されてきた(勝田・羽間, 2020)。まず、処遇の焦点化に関して、よりその人の強みに着目し(Ward & Stewart, 2003; Ward, Yates, & Willis, 2012)、再犯リスクを緩和したり改善更生を促進したりする要因(以下、「動的保護・改善更生促進要因」という)をアセスメントに加える必要があるとの指摘がある(Baglivio, Wolff, Piquero, Howell, & Greenwald, 2017; Serin, Chadwick, & Lloyd, 2016; Shepherd, Luebbbers, & Ogloff, 2016)。加えて、マニュアルによる画一的な処遇ではなく、一人ひとりについて犯罪・非行が生じた過程を分析し(Drake & Ward, 2003)、犯罪誘発性要因等の相互作用を明らかにすることが重要であるとの提言もなされている(Douglas & Skeem, 2005)。その際、特に、ケースフォーミュレーション、すなわち、(a) 対象となる人が抱える問題を分析し理解を深め、(b) その問題にかかわる要因を特定し、(c) 処遇の対象及び目標を設定すること(Nezu, Nezu, & Lombardo, 2004)が有用であるとされる(Drake & Ward, 2003; McMurrin & Taylor, 2013; Sturmey & McMurrin, 2011)。

日本の保護観察において2008年6月以降使用されてきたアセスメントツール(以下、「従前のアセスメントツール」という)は、再犯のリスク要因のうち、犯罪歴等の静的リスク要因を査定し、接触頻度等を判断していた。法務省保護局は、RNRモデル及び同モデルの補正/拡

張にかかる上記の議論に基づき、新たなアセスメントツールを開発し、2018年10月からの試行を経て、2021年1月から施行した。このアセスメントツールは、CFP(Case Formulation in Probation/Parole)と呼ばれる。具体的に、CFPは、(a) 静的リスク要因を中心とした再犯リスクの保険統計的分析(以下、「保険統計的再犯リスク分析」という)、(b) 動的犯罪誘発性要因及び動的保護・改善更生促進要因の把握、及び(c) ケースフォーミュレーションによる、動的犯罪誘発性要因と動的保護・改善更生促進要因の相互作用や犯罪・非行プロセスの分析から構成されている(勝田・羽間, 2020)。

2018年10月からのCFPの試行段階では、全国の保護観察所において、試行担当官に指名された102人の保護観察官の担当のもとで保護観察が開始された人が、ランダムに2つの群に分けられ、それぞれ、従前のアセスメントツール又はCFPによるアセスメントが行われた。羽間・勝田(2021)は、従前のアセスメントツールとCFPの再犯予測力を検証するために、法務省保護局の協力を得て、2018年10月から2019年3月までに試行担当官のもとで保護観察が開始された655人(家庭裁判所で保護観察に付された少年、少年院仮退院者、刑事施設仮釈放者、保護観察付全部執行猶予者と一部猶予者)のうち、2020年5月末日時点で法定保護観察期間が満了しない人で、刑事施設仮釈放者と保護観察付一部猶予者を除く485人(従前のアセスメントツール実施群205人、CFP実施群280人)の同時点における再犯データを分析した。再犯を従属変数とし、従前のアセスメントツール実施群は静的リスク要因の得点、CFP実施群は保険統計的再犯リスク、動的犯罪誘発性要因及び動的保護・改善更生促進要因の得点を独立変数としたCox回帰分析の結果、CFPの動的犯罪誘発性要因の得点が再犯と有意な正の関連を示し、動的保護・改善更生促進要因の得点と再犯との間に負の有意傾向がみられた(羽間・勝田, 2021)。この結果を踏まえ、羽間・勝田(2021)は、日本の保護観察においても、RNRモデルに基づくアセスメントと処遇を行うことが適切であるとした。

エビデンスに基づいた、保護観察のより効果的なアセスメントと処遇のために、本研究では更に対象を拡大し、再犯の追跡期間を延長した分析を行うこととした。具体的には、全ての種類の保護観察を対象に含め、保護観察開始後2年間の再犯データを分析して、両アセスメントツールの再犯予測力を検討した。また、CFPに関して、変化する可能性があり、処遇の焦点となりうる動的犯罪誘発性要因と動的保護・改善更生促進要因の再犯予測妥当性を検証した。

## 2. 方 法

### 2.1 分析対象者

法務省保護局から、羽間・勝田(2021)のためにデータが提供された、2018年10月から2019年3月までに保護観察が開始された655人について、保護観察開始後2年間の再犯データの提供を受けた。行政機関の保有する個人情報保護に関する法律に基づき、データは、提供の前に個人が特定されないように匿名化された。このうち、

データに外れ値があった1人を除き、654人を分析対象者とした。分析対象者の平均年齢は26.9歳 ( $SD=15.3$ ) であり、うち男性が574人 (平均年齢26.3歳 [ $SD=14.5$ ]), 女性が80人 (平均年齢31.3歳 [ $SD=19.6$ ]) だった。従前のアセスメントツール実施群が266人、CFP実施群が388人であった。年齢、性別及び保護観察の種類について、群間で有意差はみられなかった (Table 1)。

## 2.2 アセスメントツールの内容

従前のアセスメントツールの内容は次の通りである。まず、(a) 窃盗事犯であること、(b) 覚醒剤事犯であること、(c) 傷害又は暴行事犯であること、(d) 保護処分歴や複数の刑事処分歴があること、(e) 本件が保護観察中の再非行であること、又は保護観察中の遵守事項違反や再犯によって受刑したことがあることの5項目の該当数を合計する。この合計数に、保護観察中の特別遵守事項 (事件の内容や事件に至った経緯等を踏まえ、個人の問題性に依拠して付される遵守すべき事項) や生活行動指針 (保護観察対象者の改善更生に資する生活又は行動の指針) の数等を加え、A、B、Cの三段階 (Aが最も処遇の密度が高い) に区分する (勝田・羽間, 2020)。

CFPの保険統計的再犯リスク分析は、5年間の再犯データの統計的分析結果から開発されたもので、年齢、非行・犯罪歴等の項目に該当する数の合計によって、高リスク、中リスク、低リスクの三段階に分類する。加えて、CFPでは、静的リスク要因である犯罪歴とともに、家族関係、交友関係、就労・就学、物質使用、余暇、経済状況、心理状態等の動的要因をアセスメントの対象としている。これらの要因の項目は、RNRモデルのセントラルエイトを参照し、また、事例研究やベテラン保護観察官からの意見等を踏まえて設定された (勝田・羽間, 2020)。CFPにおいては、動的犯罪誘発性要因と動的保護・改善更生促進要因を広く把握するために、それぞれ14項目について、保護観察開始前6月間 (施設収容期間を除く) の該当の有無を判定する。

まず、CFPの動的犯罪誘発性要因の14項目のうち11項目は、セントラルエイトの7つの動的犯罪誘発性要因 (向犯罪的態度、向犯罪的交友、反社会的パーソナリティ・パターン、家族・夫婦、学校・仕事、薬物やアルコールの乱用、余暇・レクリエーション) に対応している。具

体的には、CFPの項目のうち、(a) 「犯罪や非行の正当化」の1項目がセントラルエイトの向犯罪的態度、(b) 「不良集団や素行不良者との関係」と「友人からの孤立」の2項目が向犯罪的交友、(c) 「強い攻撃性等の不安定な心理状態」の1項目が反社会的パーソナリティ・パターン、(d) 「家庭内の不和」と「家族との離別」の2項目が家族・夫婦、(e) 「学校や職場での不適応」と「就労の不安定さ」の2項目が学校・仕事、(f) 「薬物の乱用」と「アルコールの乱用」の2項目が薬物やアルコールの乱用、(g) 「浪費やギャンブル等の問題のある余暇活動」の1項目が余暇・レクリエーションに対応する。CFPにはその他に、「不遇な生育環境」、「被害体験」、「精神疾患の治療が不十分であること」の3項目が含まれているが、これらはセントラルエイトに対応しない。

次に、CFPの動的保護・改善更生促進要因14項目のうち12項目は、セントラルエイトから犯罪歴と反社会的パーソナリティ・パターンを除いた6要因の反対 (または強み) に位置づけられる、ポジティブな内容に対応する。具体的には、(a) 「現状への危機感」、「行動変化の意欲」及び「将来への希望」の3項目が向犯罪的態度の反対の内容、(b) 「不良交友の断絶」と「相談相手となる友人の存在」の2項目が向犯罪的交友の反対の内容、(c) 「家庭内での役割があること」と「家庭内での相談相手の存在」の2項目が家族・夫婦における強み、(d) 「学校での成功体験」と「職場での成功体験」の2項目が学校・仕事における強み、(e) 「薬物やアルコール乱用の改善」とそのための「支援を受けていること」の2項目が物質使用の改善に向かう強み、(f) 「健全な余暇活動」の1項目が余暇・レクリエーションにおける強みである。その他、CFPに含まれる「養育者の存在等の生活環境」と「生計の安定」の2項目は、セントラルエイトに対応していない。

## 2.3 再犯の定義

保護観察開始後に、保護観察所等の更生保護官署に再度係属した場合を再犯とした。具体的には、刑事処分であれば、保護観察中の刑罰法令違反により、保護観察付執行猶予の判決を受けて保護観察が開始された場合や、懲役又は禁錮の実刑判決を受けて矯正施設に収容されその旨の通知がなされた場合である。保護処分ならば、保護観察中に少年法に基づく保護観察処分を受けた場合や、

Table 1  
分析対象者の基本属性

	従前のアセスメントツール 実施群 ( $n=266$ )		CFP実施群 ( $n=388$ )		$p$
	% $M$	( $SD$ )	% $M$	( $SD$ )	
年齢	26.3	(14.9)	27.4	(15.5)	.395
性別 (男性)	86.5		88.7		.400
保護観察の種類					.052
保護観察処分少年	57.5		47.9		
少年院仮退院者	6.8		11.9		
刑事施設仮釈放者	14.3		17.8		
保護観察付全部猶予者	15.0		17.5		
保護観察付一部猶予者	6.4		4.9		

少年院送致の決定を受けて少年院に収容されその旨の通知がなされた場合である。再犯の日は、それぞれ裁判所における判決言渡日又は処分決定日とした。

## 2.4 分析方法

結果の比較のため、カテゴリ変数は $\chi^2$ 検定、連続変数は分散分析を行った。アセスメントツールによる静的リスク要因や保険統計的再犯リスク、動的犯罪誘発性要因並びに動的保護・改善更生促進要因と再犯との関連を評価するために、保護観察開始後2年間の再犯を従属変数とするCox回帰分析（強制投入法）を行った。分析のために、従前のアセスメントツールによるA, B, Cの判定と、CFPの保険統計的再犯リスク分析による高, 中, 低の判定を、それぞれ3, 2, 1と数値化した（以下、従前のアセスメントツールによる判定を数値化したものを「静的リスク得点」という）。CFPの動的犯罪誘発性要因は、セントラルエイトの上記7つの動的各要因の該当について、有を1, 無を0として、その合計を得点とした。CFPの動的保護・改善更生促進要因は、セントラルエイトの7つの動的要因から反社会的パーソナリティ・パターンを除いた6つの各要因の該当数を合計した。

その上で、まず、従前のアセスメントツール実施群とCFP実施群それぞれについて、2つのモデルを検討した。モデル1は、独立変数を上記の手続によって算出したアセスメント得点、すなわち、従前のアセスメントツール実施群では静的リスク得点（以下、「モデルA-1」という）、CFP実施群は保険統計的再犯リスク、動的犯罪誘発性要因及び動的保護・改善更生促進要因の各得点（以下、「モデルB-1」という）とした。次に、モデル2として、モデル1に、保護観察の種類によって異なる傾向のある法定保護観察期間（法務省法務総合研究所、2021）の月数を独立変数として同時に投入し、その影響を確認した（以下、従前のアセスメントツール実施群は「モデルA-2」、CFP実施群は「モデルB-2」という）。さらに、CFP実施群について、独立変数を動的犯罪誘発性要因と動的保護・改善更生促進要因の得点としたモデルB-3と、これに法定保護観察期間を加えたモデルB-4を検討した。

多重共線性を防ぐため、項目間の相関行列表を検討し、相関係数が0.7以上の項目がないことを確認した。Cox回帰分析の結果、有意なモデルが得られ、全ての変数が有意あるいは有意傾向を示した場合、モデルから推定された予測確率を使用してReceiver Operating Characteristic曲線を作成し、曲線下の面積（AUC）を求めた。解析にはIBM SPSS (ver. 27)を使用した。有意水準は5%未満とし、10%未満を有意傾向とした。

本研究は、千葉大学教育学部生命倫理審査委員会の承認を得て行われた。

## 3. 結果

### 3.1 再犯の状況

分析対象とした654人のうち、保護観察期間中に4人（従前のアセスメントツール実施群で1人、CFP実施群で3人）が死亡し、従前のアセスメントツール実施群で、4人が遵守事項違反により矯正施設に収容されていた。

再犯率は、分析対象者全体で14.5%（95人）で、従前のアセスメントツール実施群では12.4%（33人）、CFP実施群は16.0%（62人）であり、群間で有意差はみられなかった。

### 3.2 分散分析とCox回帰分析の結果

#### (1) 従前のアセスメントツール実施群

従前のアセスメントツール実施群の静的リスク得点は、再犯群（平均年齢：22.4〔SD：14.2〕）では1.5（SD：0.8）で、再犯なし群（平均年齢：26.9〔SD：14.9〕）では1.2（SD：0.6）であり、群間で有意差はみられなかった。再犯を従属変数、静的リスク得点を独立変数としたCox回帰分析を実施した（モデルA-1）。モデル $\chi^2$ 検定の結果は有意ではなかった（ $p=.054$ ）。次に、モデルA-1の独立変数に法定保護観察期間を投入したCox回帰分析を実施した（モデルA-2）。モデル $\chi^2$ 検定の結果は有意ではなかった（ $p=.066$ ）。

#### (2) CFP実施群

CFP実施群の再犯群（平均年齢：27.0〔SD：16.6〕）と再犯なし群（平均年齢：27.4〔SD：15.3〕）の保険統計的再犯リスク、動的犯罪誘発性要因及び動的保護・改善更生促進要因のそれぞれの得点をTable 2に示した。3つの得点について群間で有意差がみられ、保険統計的再犯リスク及び動的犯罪誘発性要因は再犯群のほうが、動的保護・改善更生促進要因は再犯なし群のほうが、得点が高かった。

Table 2  
CFP実施群のリスク・保護要因の得点（平均値）

変数	再犯群 (n=62)	再犯なし群 (n=326)	p
保険統計的再犯リスク	2.1	1.7	<.001
動的犯罪誘発性要因	3.8	3.0	<.001
動的保護・改善更生促進要因	1.6	2.1	.007

保険統計的再犯リスク得点、動的犯罪誘発性要因得点及び動的保護・改善更生促進要因得点を独立変数、再犯を従属変数としてCox回帰分析を行った（モデルB-1）。モデル $\chi^2$ 検定の結果は、 $p<.001$ で有意だった。Table 3にCox回帰分析の結果を示した。保険統計的再犯リスク得点及び動的犯罪誘発性要因得点と再犯との間に有意な正の関連がみられた。動的保護・改善更生促進要因得点と再犯との間には負の有意傾向がみられた。AUCは0.63（95%CI：0.54, 0.72,  $p=.001$ ）であった。次に、法定保護観察期間をモデルB-1の独立変数に投入したモデルB-2の分析を行った。モデル $\chi^2$ 検定の結果は $p<.001$ で有意だった。ただし、法定保護観察期間は再犯との有意な関連を示さなかった（Table 3）。

さらに、モデルB-3として、動的犯罪誘発性要因得点及び動的保護・改善更生促進要因得点を独立変数、再犯を従属変数としたCox回帰分析を行った。モデル $\chi^2$ 検定の結果は、 $p<.001$ で有意であった。動的犯罪誘発性要

Table 3  
CFP実施群 (n = 388) のCox回帰分析の結果

説明変数	モデルB-1		モデルB-2		モデルB-3		モデルB-4	
	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI	HR	95%CI
保険統計的再犯リスク	1.60**	[1.13, 2.28]	1.57*	[1.10, 2.23]				
動的犯罪誘発性要因	1.23*	[1.03, 1.48]	1.24*	[1.03, 1.49]	1.31**	[1.10, 1.56]	1.31**	[1.10, 1.56]
動的保護・改善更生促進要因	0.81†	[0.65, 1.01]	0.81†	[0.65, 1.00]	0.80*	[0.64, 0.99]	0.80*	[0.64, 0.99]
法定保護観察期間 (月数)			1.01	[0.99, 1.02]			1.01	[1.00, 1.03]

(注) HR=ハザード比, CI=信頼区間

† $p < .10$ , \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$

因得点は再犯と有意な正の、動的保護・改善更生促進要因得点は再犯と有意な負の関連を示した (Table 3)。AUCは0.69 (95%CI: 0.61, 0.77,  $p < .001$ ) だった。加えて、モデルB-3の独立変数に法定保護観察期間を加えたモデルB-4を分析したところ、モデル $\chi^2$ 検定の結果は、 $p < .001$ で有意であったが、法定保護観察期間と再犯との間に有意な関連はみられなかった (Table 3)。

#### 4. 考 察

本研究は、エビデンスに基づいたより効果的なアセスメントと保護観察処遇の実施のために、従前のアセスメントツールとCFPの再犯予測力、ならびにCFPの動的犯罪誘発性要因得点及び動的保護・改善更生促進要因得点の再犯予測妥当性を検討することを目的とした。2018年10月から2019年3月までに、全国の保護観察所において、試行担当官に指名された102人の保護観察官の担当のもとで保護観察が開始された655人が、ランダムに従前のアセスメントツール実施群とCFP実施群に割り当てられた。本研究は、これらのうち、データに外れ値のあった1人を除き、654人 (従前のアセスメント実施群266人、CFP実施群388人) を分析対象者とし、保護観察開始後2年間の再犯データを分析した。

再犯率は、分析対象者全体で14.5% (従前のアセスメントツール実施群は12.4%, CFP実施群は16.0%) だった。従属変数を再犯とし、以下の6つのモデルについてCox回帰分析を実施した。すなわち、従前のアセスメントツール実施群では、独立変数を静的リスク得点としたモデルA-1、これに法定保護観察期間を加えたモデルA-2の2つだった。CFP実施群においては、独立変数を保険統計的再犯リスク得点、動的犯罪誘発性要因得点及び動的保護・改善更生促進要因得点としたモデルB-1、これに法定保護観察期間を投入したモデルB-2、動的犯罪誘発性要因得点及び動的保護・改善更生促進要因得点を独立変数としたモデルB-3、これに法定保護観察期間を加えたモデルB-4の4つだった。従前のアセスメントツール実施群の2つのモデルについては、有意な結果が得られなかった。CFP実施群では、モデル $\chi^2$ 検定の結果は4つの全てのモデルで有意であったが、モデルB-2及びB-4で、法定保護観察期間は再犯と有意な関連を示さなかった。モデルB-1では、保険統計的再犯リスク得点と動的犯罪誘発性要因得点が再犯の有意な正の予測因子であり、動的保護・改善更生促進要因得点と再犯との間に負の有意

傾向がみられた。モデルB-3では、動的犯罪誘発性要因得点が有意な正の、動的保護・改善更生促進要因得点が有意な負の再犯の予測因子だった。モデルB-1とモデルB-3のAUCは、それぞれ0.63と0.69であった。

Hanson (2009) は、一般的に使用されているリスクアセスメントツールのAUCは平均で0.65から0.75の範囲にあるとした。Bonta & Andrews (2017) は、リスクアセスメントツールの予測妥当性に関する先行研究のレビューの中で、0.64から0.76のAUCの報告について「十分な予測精度」(p. 193) と評価した。これらを踏まえると、本研究のモデルB-1とB-3では、動的犯罪誘発性要因得点及び動的保護・改善更生促進要因得点を独立変数としたモデルB-3が、十分な予測精度を示しており、予測妥当性という点でより適切であると言える。

このような本研究の結果は、犯罪をした人や非行のある少年のアセスメントにおいて、RNRモデルのセントラルエイトや動的犯罪誘発性要因を重視し (Bonta & Andrews, 2017)、動的犯罪誘発性要因は一定の再犯予測力があるとする議論 (Andrews et al., 2006) を支持する。同時に、モデルB-3は、RNRモデルの補正/拡張として、処遇上、よりその人の強みに着目し (Ward & Stewart, 2003; Ward et al., 2012)、動的保護・改善更生促進要因をアセスメントに含めるべきとの指摘 (Baglivio et al., 2017; Serin et al., 2016; Shepherd et al., 2016) と方向性を同じくする。動的要因は変化する可能性があることから、本研究の結果は、処遇で焦点を当てるべき要因を明らかにし、その得点の高低に応じた密度をもって処遇を行うことの重要性を示すなど、実務的に意味があると言えることができる。以上から、羽間・勝田 (2021) が述べたように、日本の保護観察においても、再犯の減少のために、RNRモデル及びその補正/拡張の議論に基づいたアセスメントと処遇を実施していくことが適切であると考えられる。

本研究の限界としては、再犯データが、新型コロナウイルス感染症拡大下でのものを含む点である。このような社会的状況が犯罪や非行に影響を与えるかどうかを含め、更なる検証が必要である。また、再犯予測力を向上させ、改善更生のための処遇の充実を図るために、CFPの項目について、セントラルエイトも踏まえながら精査していくことが肝要である。加えて、Andrews et al. (2006) は動的要因の変化が再犯をよりよく予測するであろうとしているが、CFPにおいて動的要因の動的妥当性が認められるか否かについて、今後の検討が求められる。

## 付 記

本研究の分担は次の通りである。羽間は、2, 4, 3, 4の執筆、勝田は1, 2.1, 2.2, 2.3を執筆した。本研究は、JSPS科研費19K03277（研究代表者：羽間京子）の助成を受けた。本研究の実施を承認し、データを提供して下さった法務省保護局長に感謝申し上げる。本論文の議論は筆者らのものであり、法務省の見解ではない。

## 引用文献

- Andrews, D. A., Bonta, J., & Wormith, J. S. (2006). The recent past and near future of risk and/or need assessment. *Crime & Delinquency*, 52, 7-27. doi:10.1177/0011128705281756
- Andrews, D. A., & Dowden, C. (2006). Risk principle of case classification in correctional treatment: A meta-analytic investigation. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 50, 88-100. doi:10.1177/0306624X05282556
- Baglivio, M. T., Wolff, K. T., Piquero, A. R., Howell, J. C., & Greenwald, M. A. (2017). Risk assessment trajectories of youth during juvenile justice residential placement: Examining risk, promotive, and “buffer” scores. *Criminal Justice and Behavior*, 44, 360-394. doi:10.1177/0093854816668918
- Bonta, J., & Andrews, D. A. (2017). *The psychology of criminal conduct* (6<sup>th</sup> ed). New York, NY: Routledge.
- Douglas, K. S., & Skeem, J. L. (2005). Violence risk assessment: Getting specific about being dynamic. *Psychology, Public Policy, and Law*, 11, 347-383. doi:10.1037/1076-8971.11.3.347
- Drake, C. R., & Ward, T. (2003). Treatment models for sex offenders: A move toward a formulation-based approach. In T. Ward, D. R. Laws, & S. M. Hudson (Eds.), *Sexual deviance: Issues and controversies* (pp. 226-243). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hanson, R. K. (2009). The psychological assessment of risk for crime and violence. *Canadian Psychology*, 50, 172-182. doi:10.1037/a0015726
- Hanson, R. K., Bourgon, G., Helmus, L., & Hodgson, S. (2009). *A meta-analysis of the effectiveness of treatment for sexual offenders: Risk, need, and responsivity*. Public Safety Canada. <http://www.publicsafety.gc.ca/cnt/rsrscs/pblctns/2009-01-trt/index-eng.aspx>
- 羽間京子・勝田聡 (2021). 保護観察におけるアセスメントツールの再犯予測力の検証. 千葉大学教育学部研究紀要, 69, 27-32
- 法務省法務総合研究所 (2021). 犯罪白書令和3年版—詐欺事犯者の実態と処遇—
- 勝田聡・羽間京子 (2020). 保護観察における新たなアセスメントツール—期待される効果と課題— 千葉大学教育学部研究紀要, 68, 317-322
- McMurrin, M., & Taylor, P. J. (2013). Case formulation with offenders: What, who, where, when, why and how? *Criminal Behaviour and Mental Health*, 23, 227-229. doi:10.1002/cbm.1891
- Nezu, A. M., Nezu, C. M., & Lombardo, E. R. (2004). *Cognitive-behavioral case formulation and treatment design: A problem-solving approach*. New York, NY: Springer Publishing.
- Prendergast, M. L., Pearson, F. S., Podus, D., Hamilton, Z. K., & Greenwell, L. (2013). The Andrews' principles of risk, needs, and responsivity as applied in drug abuse treatment programs: Meta-analysis of crime and drug use outcomes. *Journal of Experimental Criminology*, 9, 275-300. doi:10.1007/s11292-013-9178-z
- Serin, R. C., Chadwick, N., & Lloyd, C. D. (2016). Dynamic risk and protective factors. *Psychology, Crime & Law*, 22, 151-170. doi:10.1080/1068316X.2015.1112013
- Shepherd, S. M., Luebbers, S., & Ogloff, J. R. P. (2016). The role of protective factors and the relationship with recidivism for high-risk young people in detention. *Criminal Justice and Behavior*, 43, 863-878. doi:10.1177/0093854815626489
- Sturmey, P., & McMurrin, M. (2011). *Forensic Case Formulation*. Chichester, UK: Wiley-Blackwell.
- Ward, T., & Stewart, C. (2003). Criminogenic needs and human needs: A theoretical model. *Psychology, Crime & Law*, 9, 125-143. doi:10.1080/1068316031000116247
- Ward, T., Yates, P. M., & Willis, G. M. (2012). The Good Lives Model and the Risk Need Responsivity model: A critical response to Andrews, Bonta, and Wormith (2011). *Criminal Justice and Behavior*, 39, 94-110. doi:10.1177/0093854811426085