

図3 【衝動コントロール】【衝動コントロール 1)一貫性のない行動】【非精神病症状 3)怒り】  
【生活能力 4)家事や料理】【物質乱用】【非社会性 9)性的逸脱行動】【個人的支援】の合計得  
点による ROC 曲線

表4 入院6ヶ月以降の院内対人暴力の予測力が示された10項目の合計点によるROC曲線の  
解析：基本統計量

有意差あり計

院内対人 暴力	なし	あり
n <sup>1</sup>	382	47
平均	6.709	10.106
不偏分散	16.039	18.184
標準偏差	4.005	4.264
最小値	0	3
最大値	20	20

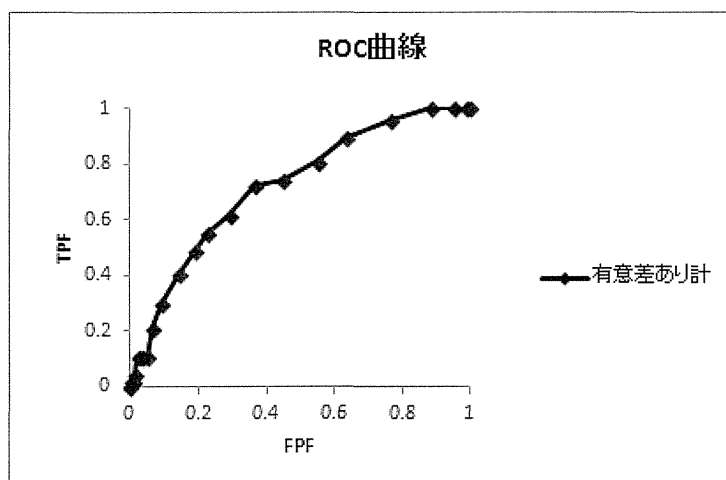


図4 入院6ヶ月以降の院内対人暴力の予測力が示された10項目の合計点によるROC曲線

<sup>1</sup> 【内省・洞察】の小項目【4)対象行為の要因理解】に1例欠損値があり、以下の解析ではサ  
ンプル数が1減少している。

表5 10項目に対する2項ロジスティック回帰分析  
 回帰式に含まれる変数（偏回帰係数・信頼区間等）

変数	偏回 帰係 数	標準 誤差	標準偏回 帰係数	偏回帰係数の有意性検 定			偏回帰係数の95%信頼 区間			オッズ比の 95%信頼 区間	
				Wald	自由度	P 値	下限 値	上限 値	オッ ズ比	下限 値	上限 値
衝動コントロール	0.793	0.209	0.661	14.443	1	0.000	0.384	1.202	2.210	1.468	3.327
非精神病性 症状8)知的障害	0.523	0.190	0.428	7.624	1	0.006	0.152	0.895	1.688	1.164	2.447
内省・洞察 4)対象行為の要因理 解	0.576	0.333	0.354	2.981	1	0.084	-0.078	1.229	1.778	0.925	3.418
定数項	-4.403	0.656		45.100	1	0.000	-5.688	-3.118	0.012	0.003	0.044

表6 10項目に対する2項ロジスティック回帰分析

変数	係数	値	オッズ比
衝動コントロール	0.793	1	2.210
非精神病性症状8)知的障害	0.523	1	1.688
内省・洞察4)対象行為の要因理解	0.576	1	1.778
定数項	-4.403		
入院6ヶ月以降の院内対人暴力		0.075	

表7 【衝動コントロール】【非精神病性症状8) 知的障害】【内省・洞察4) 対象行為の要因理解】の合計得点による ROC 曲線の解析：基本統計量

【衝動コントロール】  
【非精神病性症状8) 知的障害】  
【内省・洞察4) 対象行為の要因理解】の  
合計得点

院内対人 暴力	なし	あり
n	382	47
平均	3.003	4.298
不偏分散	2.076	2.127
標準偏差	1.441	1.458
最小値	0	1
最大値	6	6

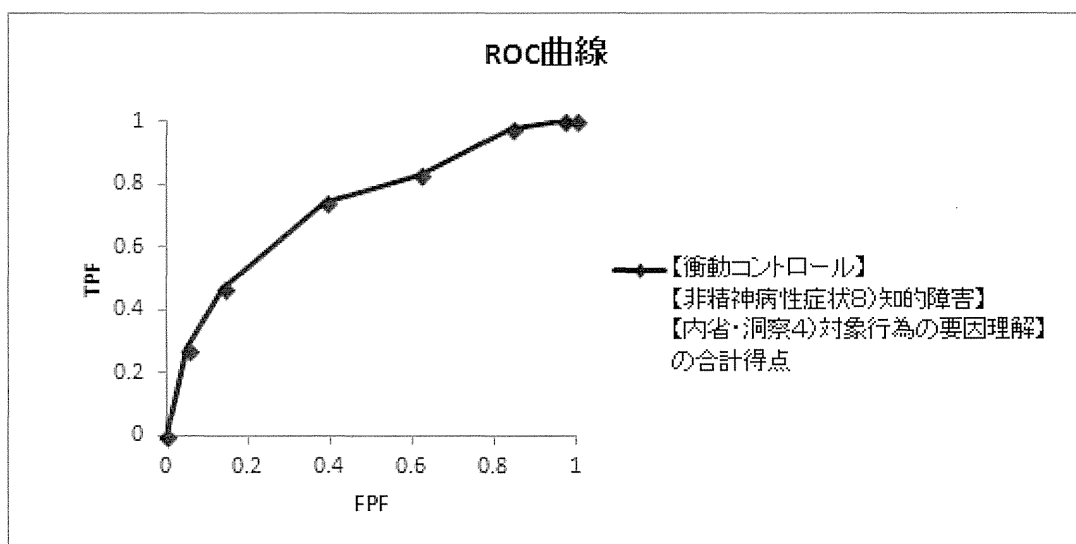


図5 【衝動コントロール】【非精神病性症状8) 知的障害】【内省・洞察4) 対象行為の要因理解】の3項目の合計得点による ROC 曲線

## 第6章

### 共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 (28)

#### ～入院継続後3ヶ月間の院内暴力の予測

##### 目的

共通評価項目は医療観察法医療において継続的な評価として用いられる全国共通の尺度であり、信頼性と妥当性の検証を行うことが求められている。

これまでの研究のうち、西村ら<sup>1)</sup>では医療観察法指定入院医療機関に入院中の暴力について検証した。初回院内対人暴力の発生時期の割合は表1、図1に示した通りであり、入院後の半年間で47%が起きている。そのため西村ら<sup>1)</sup>では入院時初回評価の共通評価項目評定による入院期間中の暴力を評価し、またROC曲線を用いて院内暴力を予測するためのモデルの抽出を試みた。しかし入院時初回評価による予測では最も高い組み合わせでもAUC=0.649となり、十分な予測力は得られなかった。

一方、前章「共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究(27)～入院継続後の院内暴力の予測」では【衝動コントロール】【非精神病性症状8) 知的障害】【内省・洞察4) 対象行為の要因理解】の3項目の合計得点によって、AUC=0.732の十分な予測力を得ることができた。

本研究は前章の結果を踏まえ、短期～中期の予測の可能性を再度吟味するため、初回入院継続時の評価から、3ヶ月程度に期間を区切った院内暴力の予測力について検討することを目的とする。

##### 方法

###### a. 対象

本研究の対象は2008年4月1日～2012年3月31日の期間に入院決定を受けた対象者であり、2013年10月1日時点で研究協力が得

られた22の指定入院医療機関からのデータを用いた。データの抽出は診療支援システムの統計データ出力(CSV出力)プログラムを用い、同プログラムから抽出される共通評価項目の評定値、入院処遇日数の情報の他、指定入院医療機関の研究協力者が各対象者の院内対人暴力の有無、および初回院内対人暴力の入院歴日を追加したものを用いた。全サンプルは768名であったが、転院事例はサンプルの重複があり得るため除外した他、以下の事例は全てサンプルワイズで解析から除外した。

- ①初回入院継続申請時の評価からその後の暴力を予測することから、対象者からの退院請求等により初回入院継続申請が6か月を超えた事例は解析から除外した。
- ②初回の院内対人暴力が6ヶ月以内に発生している事例は解析から除外した。
- ③院内対人暴力の有無が欠損値であるデータ、入院継続申請時の共通評価項目評定が欠損値であるデータは除外した。
- ④ROC曲線による解析は、短期～中期の院内暴力予測を対象とした。初回入院継続申請時の共通評価項目は入院6ヶ月時点で発生する入院継続申請の前に評定される。その後の短期～中期の院内暴力予測を検討するため、入院7ヶ月目～9ヶ月目の3ヶ月間の院内暴力の発生を予測の対象とした。ROC曲線による解析は入院7ヶ月目～9ヶ月目の3ヶ月間の院内暴力の有無の群間比較であるため、暴力なし事例のうち追跡期間が9ヶ月間に満たない事例は解析から除外した。入院7ヶ月目～9ヶ月目の3ヶ月間に院内暴力が発生した事例および入院から9ヶ月間の追跡がなされている事例は解析の対象とした。

その結果、解析の対象となったサンプル数は 509 名となった。入院 7 ヶ月目～9 ヶ月目の 3 ヶ月間に院内暴力が発生した事例は 17 名、残りの 492 名が暴力なし事例である。

#### b.解析方法

前項に挙げた対象、入院 7 ヶ月目～9 ヶ月目の暴力有り事例 17 名、暴力無し事例 430 例に対し、院内暴力を予測する変数の組み合わせを抽出するため、以下の 5 パターンの変数を独立変数とし、入院 7 ヶ月目～9 ヶ月目の暴力の有無を従属変数として ROC 曲線下面積 (AUC) を算出した。

- ① 共通評価項目 17 中項目の合計点
- ② 先の第 2 章「共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 (24) ～通院移行後の問題行動予測モデルの探索」で通院移行後の問題行動および暴力を予測する項目の組み合わせとして抽出した【衝動コントロール】【衝動コントロール 1) 一貫性のない行動】【非精神病症状 3) 怒り】【生活能力 4) 家事や料理】【物質乱用】【非社会性 9) 性的逸脱行動】【個人的支援】の合計得点
- ③ 前章「共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 (27) ～入院継続後の院内暴力の予測」において入院 6 ヶ月以降の院内暴力を予測した【衝動コントロール】【非精神病性症状 8) 知的障害】【内省・洞察 4) 対象行為の要因理解】の 3 項目の合計得点
- ④ 先の第 4 章「共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 (26) ～入院継続後の院内暴力の予測」によって COX 比例ハザードモデルによる解析ないし、評定値ごとの生存率曲線の差の検討により、入院 6 カ月以降の院内対人暴力の予測力が示された項目 (【非精神病性症状】【衝動コントロール】、【非精神病性症状】の小項目

【8) 知的障害】、【内省・洞察】の小項目【4) 対象行為の要因理解】、【生活能力】の小項目【1) 生活リズム】【3) 金銭管理】、【衝動コントロール】の小項目【1) 一貫性のない行動】【3) 先の予測をしない】【5) 怒りの感情の行動化】、【非社会性】の小項目【7) 故意の器物破損】) 10 項目の合計点

- ⑤ さらに、④に示した 10 項目に関し、2 項ロジスティック回帰分析 (変数減少法、項目選択の有意基準=0.20) を行い、項目を絞り込んだ後、多重共線性の問題から係数が逆方向になった項目は除外し、係数が正方向で選択された項目の合計得点を独立変数として用いて、6 ヶ月以降の暴力の有無を従属変数として ROC 曲線下面積 (AUC) を算出した。

解析にはエクセル統計 2012 を使用した。

#### c.倫理的な配慮

各指定入院医療機関の研究協力者から入院対象者の情報を収集する際には、住所・氏名ならびに会社名・学校名・地名等個人の特定につながるような個人情報 は削除し、連結不可能匿名化を行った。データの受け渡しにはデータの暗号化を行った。発表には統計的な値のみを発表し、一事例の詳細な情報を発表することはしない。以上の配慮をもって、研究代表者の所属施設である肥前精神医療センターの承認を得て本研究を実施した。

#### 結果

- ① 共通評価項目 17 中項目の合計点による ROC 曲線下面積  
17 項目合計点による ROC 曲線を図 2、解析の元となる基本統計量を表 2 に挙げる。  
AUC=0.617 となった。

② 【衝動コントロール】【衝動コントロール 1) 一貫性のない行動】【非精神病症状 3) 怒り】【生活能力 4) 家事や料理】【物質乱用】【非社会性 9) 性的逸脱行動】【個人的支援】の合計得点

【衝動コントロール】【衝動コントロール 1) 一貫性のない行動】【非精神病症状 3) 怒り】【生活能力 4) 家事や料理】【物質乱用】【非社会性 9) 性的逸脱行動】【個人的支援】の合計得点による ROC 曲線を図 3、解析の元となる基本統計量を表 3 に挙げる。AUC=.647 となった。

③ 前章「共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 (27) ～入院継続後の院内暴力の予測」において入院 6 ヶ月以降の院内暴力を予測した【衝動コントロール】【非精神病性症状 8) 知的障害】【内省・洞察 4) 対象行為の要因理解】の 3 項目の合計得点

【衝動コントロール】【非精神病性症状 8) 知的障害】【内省・洞察 4) 対象行為の要因理解】の 3 項目の合計得点による ROC 曲線を図 4、解析の元となる基本統計量を表 4 に挙げる。AUC=.777 となった。

④ 入院 6 ヶ月以降の院内対人暴力の予測力が示された 10 項目の合計点

院内対人暴力の予測力が示された 10 項目の合計点による ROC 曲線を図 5、解析の元となる基本統計量を表 5 に挙げる。AUC=.704 となった。

⑤ ④に示した 10 項目に対する、2 項ロジスティック回帰分析と、ロジスティック回帰分析によって選択された項目合計点による ROC 曲線

④に示した 10 項目に対する 2 項ロジスティック回帰分析結果を表 6、表 7 に挙げる。表 7

のように、変数減少法・選択基準  $p < 0.2$  にて変数選択を行ったところ、【衝動コントロール】【非精神病性症状 8) 知的障害】【内省・洞察 4) 対象行為の要因理解】【衝動コントロール 1) 一貫性のない行動】【衝動コントロール 3) 先の予測をしない】【衝動コントロール 5) 怒りの感情の行動化】の 5 項目が選択された。しかしながら【衝動コントロール 3) 先の予測をしない】および【衝動コントロール 5) 怒りの感情の行動化】の 2 項目は多重共線性の問題から、単独では院内暴力の促進因子であるにもかかわらず、回帰式の係数は負方向となった。短期～中期のスパンでの院内暴力を予測するためのモデルを検証するという本研究の目的において、ロジスティック回帰分析にて得られた係数をかけて加算すれば高い ROC 曲線下面積 (AUC) が得られる可能性があるが、単独では院内暴力の促進因子である【衝動コントロール 3) 先の予測をしない】および【衝動コントロール 5) 怒りの感情の行動化】に負の係数をつけると、両者が暴力の防止要因と誤解されるため、臨床上是適切でない。そのため、ここでは正方向の係数がついた【衝動コントロール】【非精神病性症状 8) 知的障害】【内省・洞察 4) 対象行為の要因理解】【衝動コントロール 1) 一貫性のない行動】の 4 項目の合計点によって ROC 曲線下面積 (AUC) を算出した。

【衝動コントロール】【非精神病性症状 8) 知的障害】【内省・洞察 4) 対象行為の要因理解】【衝動コントロール 1) 一貫性のない行動】の 4 項目の合計得点による ROC 曲線を図 6、解析の元となる基本統計量を表 8 に挙げる。AUC=.764 となった。

#### 考察

前項に挙げた ROC 曲線下面積から、共通評価項目 17 中項目の合計点による ROC 曲線下面積は AUC=.617、先の第 2 章「共通評価

項目の信頼性と妥当性に関する研究 (24) ～通院移行後の問題行動予測モデルの探索」で通院移行後の問題行動および暴力を予測する項目の組み合わせとして抽出した【衝動コントロール】【衝動コントロール1) 一貫性のない行動】【非精神病症状3) 怒り】【生活能力4) 家事や料理】【物質乱用】【非社会性9) 性的逸脱行動】【個人的支援】の合計得点による予測では、 $AUC=.647$  となり、いずれも十分な予測力とされる  $AUC=0.7$  には及ばなかった。

しかし入院 6 ヶ月以降の院内対人暴力の予測力が示された 10 項目による予測では  $AUC=.704$ 、さらにこの 10 項目をロジスティック回帰分析によって絞り込んだ 4 項目による予測モデルにおいては  $AUC=.764$  となった。前章で入院 6 ヶ月以降の院内暴力予測において ROC 曲線下面積が最も高くなった【衝動コントロール】【非精神病性症状8) 知的障害】【内省・洞察4) 対象行為の要因理解】の 3 項目の合計得点において ROC 曲線下面積が最も高くなり、 $AUC=.777$  と十分な予測力が得られた。前章に述べた通り【衝動コントロール】【非精神病性症状8) 知的障害】【内省・洞察4) 対象行為の要因理解】の 3 項目はこれまでの研究で信頼性と妥当性が示されており、この 3 項目によって院内暴力の予測をすることは妥当であると考えられる。

先の第 3 章 (共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 (25) ～入院から 4 ヶ月以内の院内暴力の予測) における入院時初回評価による予測が、評価後 3～4 ヶ月の短期～中期予測において十分な予測力を示すことができなかった一方で、本研究で示した初回入院継続時評価の後 3～4 ヶ月の短期～中期予測の方が予測できたことは、前章の結果と同様に、入院時初回評価が長い評価期間を含むことが評価を困難にしていると考えられる。一連の結果から、共通評価項目の現行のルールにあ

る、「初回評価は対象行為の半年前から評価時点までを含んだ評価とする」という方式は、院内暴力の予測にとっては却って望ましくないと考えられる。

本研究で最も高い予測力が示された項目の組み合わせは【衝動コントロール】【非精神病性症状8) 知的障害】【内省・洞察4) 対象行為の要因理解】の 3 項目の合計得点であり、入院 6 ヶ月以降退院までの院内暴力を予測する項目の構成と同じであったことから、この 3 項目が院内暴力を予測する上で重要な要素であることの裏付けになったと言える。一方、先の第 2 章「共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 (24) ～通院移行後の問題行動予測モデルの探索」で通院移行後の問題行動および暴力を予測する項目の組み合わせとして抽出した項目では十分な予測力を得られなかったことから、院内での暴力予測は通院処遇移行後の暴力リスク要因とは異なると考えることができる。

【衝動コントロール】【非精神病性症状8) 知的障害】【内省・洞察4) 対象行為の要因理解】の 3 項目の合計得点による予測力、 $AUC=.777$  が、前章での入院 6 ヶ月以降退院までの院内暴力を予測する際の  $AUC (.732)$  よりも高かったことから、この 3 項目の構成で院内暴力の予測をするときには、対象とする期間が短い方が予測しやすいと考えられる。

今後は本研究結果を他の予測妥当性研究の結果と併せ、共通評価項目の改訂の基礎としたい。

## 文献

1) 西村大樹、壁屋康洋、高橋昇、砥上恭子：共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 (20) ～入院中の暴力の予測. 日本心理臨床学会 第 33 回大会論文集：597,2014.

表 1 初回院内対人暴力発生時期の度数と割合

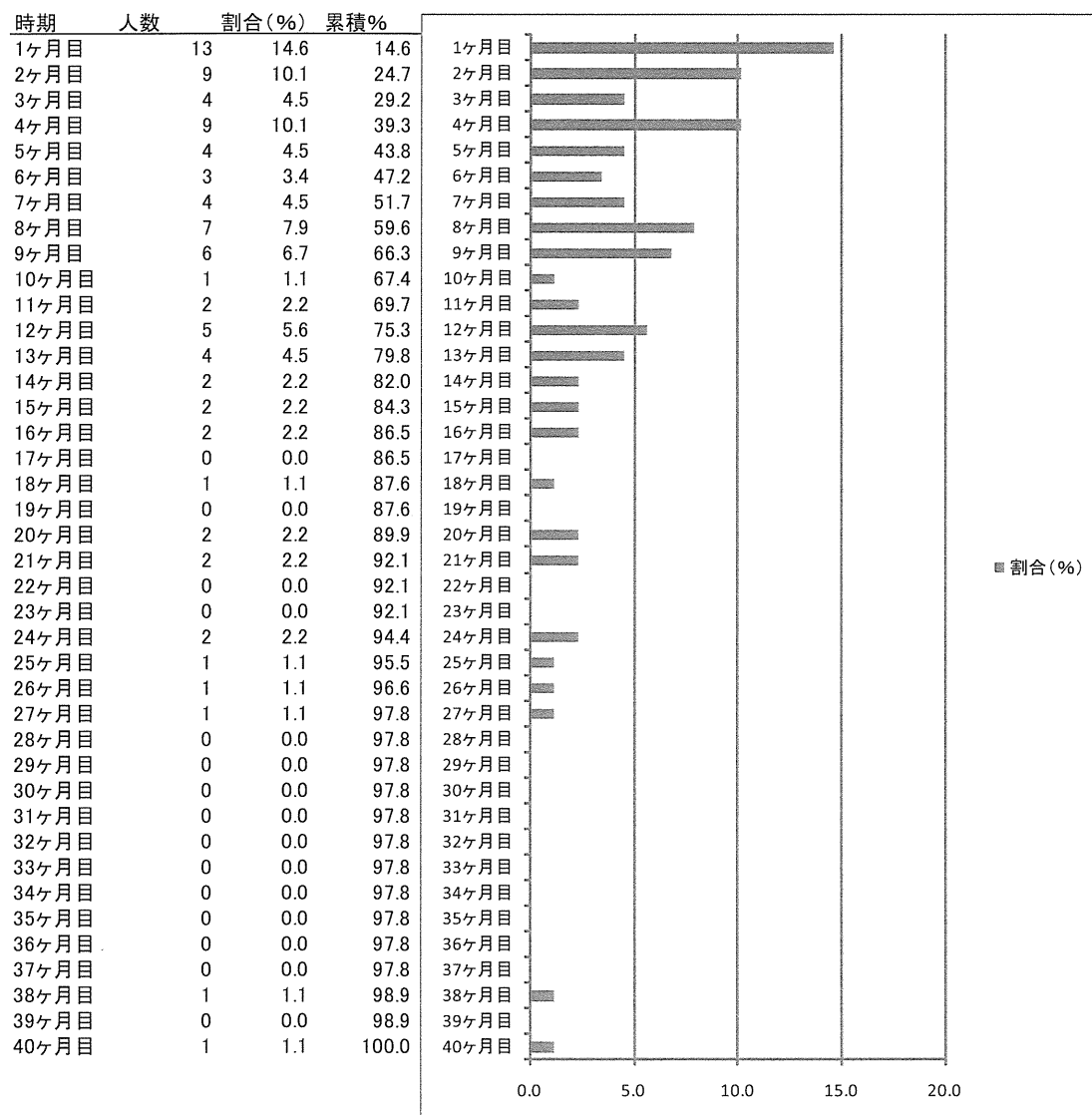


図 1 初回院内対人暴力の発生時期の割合



表 2 17項目合計点による ROC 曲線の解析：基本統計量

17項目合計

入院7～9ヶ月目の院内対人暴力	なし	あり
n	492	17
平均	19.772	21.412
不偏分散	19.325	10.507
標準偏差	4.396	3.242
最小値	0	16
最大値	32	27

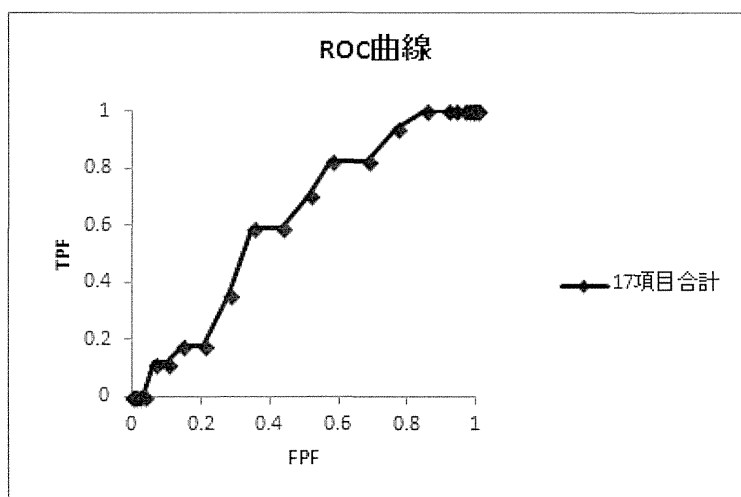


図 2 17項目合計点による ROC 曲線

表 3 【衝動コントロール】【衝動コントロール1) 一貫性のない行動】【非精神病症状3) 怒り】  
【生活能力4) 家事や料理】【物質乱用】【非社会性9) 性的逸脱行動】【個人的支援】の合計得点による ROC 曲線の解析：基本統計量

【衝動コントロール】【衝動コントロール1) 一貫性のない行動】  
【非精神病症状3) 怒り】【生活能力4) 家事や料理】【物質乱用】  
【非社会性9) 性的逸脱行動】【個人的支援】の合計得点

入院7～9ヶ月目の院内対人暴力	なし	あり
n	492	17
平均	4.366	5.882
不偏分散	6.958	9.610
標準偏差	2.638	3.100
最小値	0	1
最大値	13	11

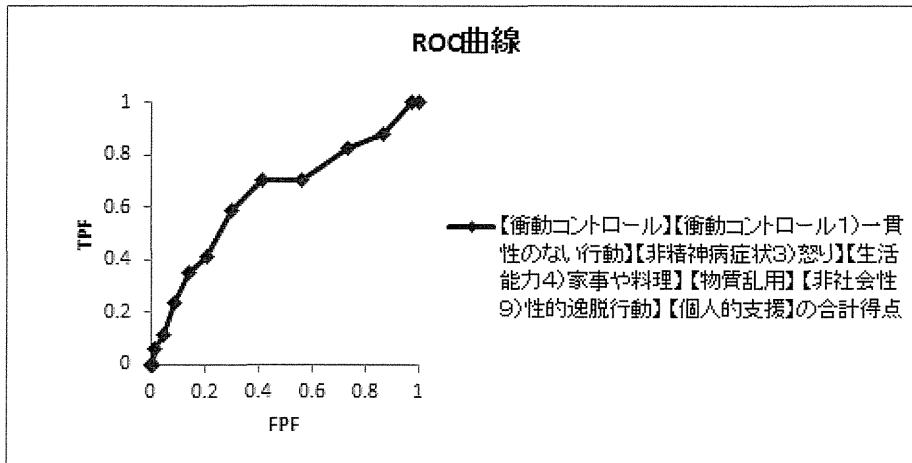


図3 【衝動コントロール】【衝動コントロール1)一貫性のない行動】【非精神病症状3)怒り】  
【生活能力4)家事や料理】【物質乱用】【非社会性9)性的逸脱行動】【個人的支援】の合計得点によるROC曲線

表4 【衝動コントロール】【非精神病性症状8)知的障害】【内省・洞察4)対象行為の要因理解】の合計得点によるROC曲線の解析：基本統計量<sup>1</sup>

入院7~9ヶ月目の院内対人暴力	【衝動コントロール】 【非精神病性症状8)知的障害】 【内省・洞察4)対象行為の要因理解】の3 項目の合計得点	
	なし	あり
n	491	17
平均	3.120	4.588
不偏分散	2.224	1.257
標準偏差	1.491	1.121
最小値	0	2
最大値	6	6

<sup>1</sup> 【内省・洞察】の小項目【4)対象行為の要因理解】に1例欠損値があり、以下の解析ではサンプル数が1減少している。

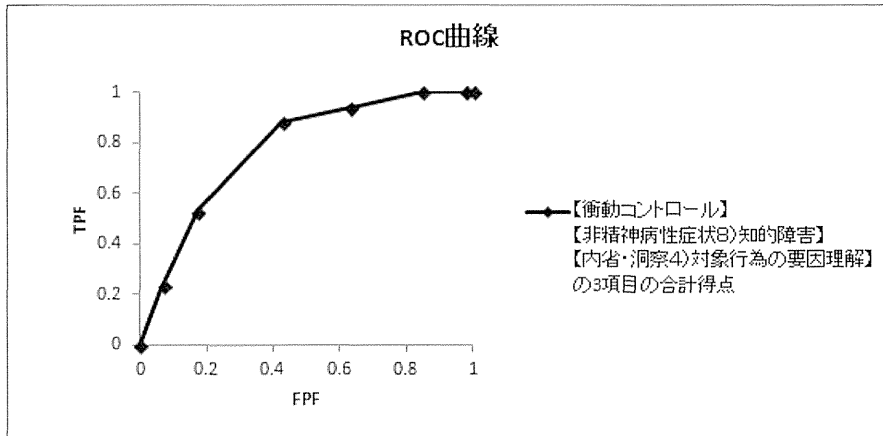


図4 【衝動コントロール】【非精神病性症状8) 知的障害】【内省・洞察4) 対象行為の要因理解】の3項目の合計得点による ROC 曲線

表5 入院6ヶ月以降の院内対人暴力の予測力が示された10項目の合計点による ROC 曲線の解析：基本統計量

入院7～9ヶ月目の 院内対人暴力	有意差あり 10項目の合計点	
	なし	あり
n	491	17
平均	7.210	10.176
不偏分散	17.325	16.029
標準偏差	4.162	4.004
最小値	0	4
最大値	20	18

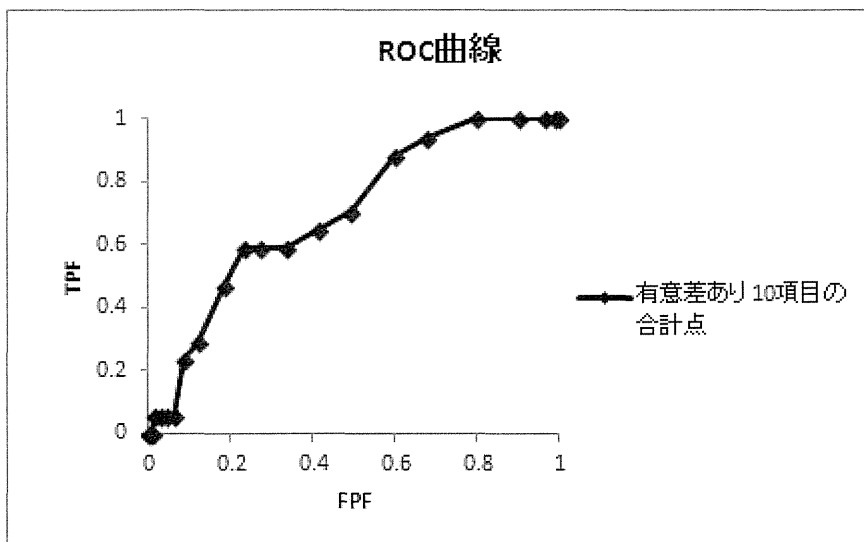


図5 院内対人暴力の予測力が示された10項目の合計点による ROC 曲線

表6 10項目に対する2項ロジスティック回帰分析  
回帰式に含まれる変数(偏回帰係数・信頼区間等)

変数	偏回帰係数	標準誤差	標準偏回帰係数	偏回帰係数の有意性検定			偏回帰係数の95%信頼区間		オッズ比の95%信頼区間		
				Wald	自由度	P値	下限値	上限値	オッズ比	下限値	上限値
衝動コントロール	0.871	0.453	0.732	3.700	1	0.054	-0.016	1.758	2.389	0.984	5.802
非精神病性症状8)知的障害	1.019	0.336	0.833	9.227	1	0.002	0.362	1.677	2.772	1.436	5.351
内省・洞察4)対象行為の要因理解	0.835	0.614	0.510	1.851	1	0.174	-0.368	2.038	2.305	0.692	7.678
衝動コントロール1)一貫性のない行動	0.575	0.428	0.410	1.803	1	0.179	-0.264	1.413	1.776	0.768	4.109
衝動コントロール3)先の予測をしない	-0.626	0.439	-0.505	2.030	1	0.154	-1.487	0.235	0.535	0.226	1.265
衝動コントロール5)怒りの感情の行動化	-0.483	0.362	-0.371	1.782	1	0.182	-1.192	0.226	0.617	0.304	1.254
定数項	-6.468	1.263		26.242	1	0.000	-8.943	-3.994	0.002	0.000	0.018

表7 10項目に対する2項ロジスティック回帰分析

変数	係数	値	オッズ比
衝動コントロール	0.871	1	2.389
非精神病性症状8)知的障害	1.019	1	2.772
内省・洞察4)対象行為の要因理解	0.835	1	2.305
衝動コントロール1)一貫性のない行動	0.575	1	1.776
衝動コントロール3)先の予測をしない	-0.626	1	0.535
衝動コントロール5)怒りの感情の行動化	-0.483	1	0.617
定数項	-6.469		
状態(院内対人暴力)			0.014

表 8 【衝動コントロール】【非精神病性症状 8）知的障害】【内省・洞察 4）対象行為の要因理解】【衝動コントロール 1）一貫性のない行動】の 4 項目の合計得点による ROC 曲線の解析：  
基本統計量

【衝動コントロール】【非精神病性症状 8）知的障害】  
【内省・洞察 4）対象行為の要因理解】【衝動コントロール 1）一貫性のない行動】の 4 項目の合計得点

入院7～9ヶ月目の院内対人暴力	入院7～9ヶ月目の院内対人暴力	
	なし	あり
n	491	17
平均	3.540	5.412
不偏分散	3.645	3.007
標準偏差	1.909	1.734
最小値	0	2
最大値	8	8

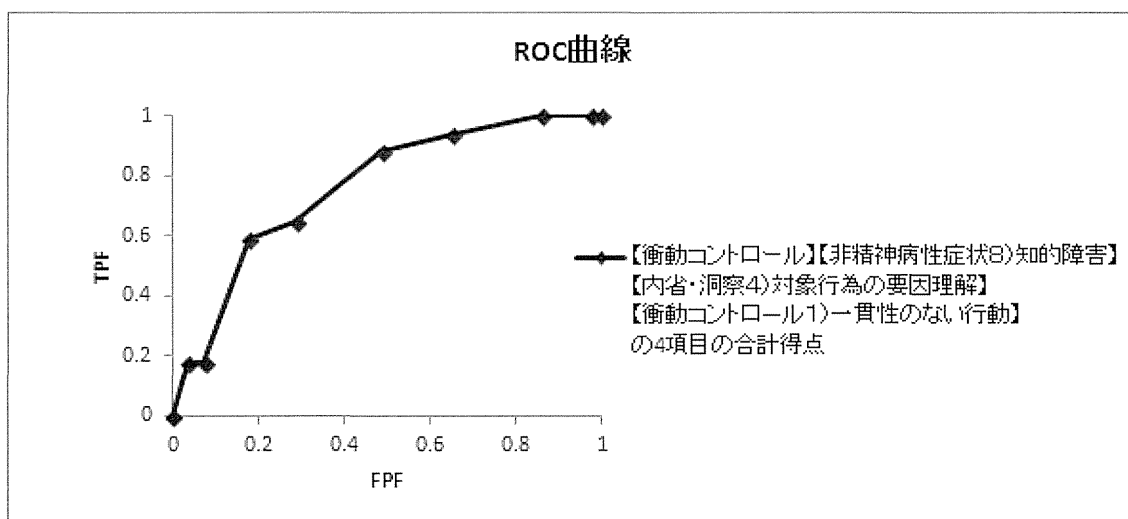


図 6 【衝動コントロール】【非精神病性症状 8）知的障害】【内省・洞察 4）対象行為の要因理解】【衝動コントロール 1）一貫性のない行動】の 4 項目の合計得点による ROC 曲線

## 第7章

### 共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 (29)

#### ～初回入院継続以降の院内自殺企図の予測

##### 目的

共通評価項目は医療観察法医療において継続的な評価として用いられる全国共通の尺度であり、信頼性と妥当性の検証を行うことが求められている。

これまでの研究のうち、砥上ら<sup>1)</sup>は医療観察法指定入院医療機関での退院申請時の共通評価項目による通院処遇移行後の自殺企図の予測力を検証した。また砥上ら<sup>1)</sup>は医療観察法指定入院医療機関に入院中の自殺企図について、入院時初回評価の共通評価項目による予測力を検証した。その結果、通院処遇移行後の自殺企図に関しては、退院申請時の共通評価項目の評定のうち【生活能力4）家事や料理】1項目だけであってもROC曲線下面積(AUC) = .792と高い予測力を得た。

一方、先の3つの章「第4章 共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究(26)～入院継続後の院内暴力の予測」、「第5章 共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究(27)～入院継続後の院内暴力の予測」、「第6章 共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究(28)～入院継続後3ヶ月間の院内暴力の予測」からは、入院時初回評価を用いた院内暴力の予測よりも、初回入院継続申請時評価を用いた方が予測力のあることが示され、入院時初回評価は対象行為の6ヶ月前から評価時点までの長い評価期間を対象としたことによって、却って評価尺度としての予測力を低下させたことが示唆された。

以上の研究結果を総合すると、砥上ら<sup>1)</sup>が行った通院処遇移行後の自殺企図の予測は良いが、院内自殺企図の予測に関しては入院時初回評価ではなく、初回入院継続申請時評価を用いて予測力の評価をやり直すことが必要

と考えられる。

本研究昨年度の報告書<sup>2)</sup>に示したように、初回院内対自殺企図は入院後の半年間で46%が起きている。しかしこれまでの研究で入院時初回評価では十分予測できないこと、および、入院時初回評価のルール自体が尺度の予測妥当性を押し下げていることが示唆されており、他の時期の共通評価項目評定、即ちここで利用可能な初回入院継続申請時評価による共通評価項目の評定を用いて、院内自殺企図の予測力の検証を再度行うことを目的とする。

まずは各項目の予測力を評価するため、本研究ではCOX比例ハザードモデルないし生存率曲線の群間比較によって共通評価項目の17の中項目および61の小項目ごとに予測力を検証する。

##### 方法

###### a.対象

本研究の対象は2008年4月1日～2012年3月31日の期間に入院決定を受けた対象者であり、2013年10月1日時点で研究協力が得られた22の指定入院医療機関からのデータを用いた。データの抽出は診療支援システムの統計データ出力(CSV出力)プログラムを用い、同プログラムから抽出される共通評価項目の評定値、入院処遇日数の情報の他、指定入院医療機関の研究協力者が各対象者の院内自殺企図の有無、および初回院内自殺企図の入院歴日を追加したのものを用いた。全サンプルは768名であったが、転院事例はサンプルの重複があり得るため除外した他、以下の事例は全てサンプルワイズで解析から除外した。

①初回入院継続申請時の評価からその後の自殺企図を予測することため、対象者からの退院請求等により初回入院継続申請が6か月を超えた事例は解析から除外した。

②初回の院内自殺企図が6ヶ月以内に発生している事例は解析から除外した。

③院内自殺企図の有無が欠損値であるデータ、入院継続申請時の共通評価項目評定が欠損値であるデータは除外した。

その結果、解析の対象となったサンプル数は512名となった。入院から6ヶ月以降の院内自殺企図有り事例は20名、残りの492名を追跡打ち切り事例として解析の対象とした。追跡打ち切り事例に関しては、退院した事例は退院までの入院処遇日数、データ収集時点で入院が継続している事例はデータ収集時点までの入院処遇日数がそれぞれ打ち切りまでの追跡期間となる。

## b.解析方法

初回入院継続申請時の共通評価項目の各項目が入院中の暴力の予測をどの程度できるか評価するため、項目ごとにCox比例ハザードモデルによる解析を行った。本来Cox比例ハザードモデルは多変量解析で、予測モデルを作るために複数の独立変数を同時に解析するが、本研究では予測モデルを作るのではなく、共通評価項目各項目の性質を評価することが目的である為、1項目ずつCox比例ハザードモデルによる解析を行った。Cox比例ハザードモデルではlog-logプロットによって比例ハザード性を確認することが必要であるが、17項目合計点の解析以外は共通評価項目の下位項目を1項目ずつCox比例ハザードモデルによる解析を行ったため、独立変数が0・1・2の3点しか幅がないことの影響で、多くの項目でlog-logプロットを描けずに比例ハザード性を確認できないことがあった。比例ハザード性を確認することができなかつ

た場合には、各項目の評定値ごとの生存率曲線を描き、ログランク検定(Cochran-Mantel-Haenszel流)および一般化Wilcoxon検定(Peto-Prentice流)によって生存率曲線の群間比較を行った。生存率曲線の比較を行う場合は、Cox比例ハザードモデルによる解析は、生存率曲線の差が生じている可能性の高い項目を抽出するための予備的な解析という位置づけになるため、Cox比例ハザードモデルによる解析において5%水準で有意となった項目に加え、10%水準の有意傾向に留まった項目に関しても、生存率曲線の群間比較を行った。

解析にはエクセル統計2012を使用した。

## c.倫理的な配慮

各指定入院医療機関の研究協力者から入院対象者の情報を収集する際には、住所・氏名ならびに会社名・学校名・地名等個人の特定につながるような個人情報削除し、連結不可能匿名化を行った。データの受け渡しにはデータの暗号化を行った。発表には統計的な値のみを発表し、一事例の詳細な情報を発表することはしない。以上の配慮をもって、研究代表者の所属施設である肥前精神医療センターの承認を得て本研究を実施した。

## 結果

以下、初回入院継続申請時の共通評価項目評定による入院6ヶ月以降の院内自殺企図の予測力を評価するための各項目のCOX比例ハザードモデルおよび生存率曲線の差の検定の解析結果を、中項目の各項目および合計点、次いで各中項目に含まれる小項目の順に挙げる。

### 1) 17中項目の各項目による入院6ヶ月以降の院内自殺企図の予測

共通評価項目17中項目のそれぞれおよび

17 項目の合計点の COX 比例ハザードモデルによる解析結果を表 1 にまとめた。表 1 から COX 比例ハザードモデルによる検定が 5 % 水準で有意、あるいは 10 % 水準の有意傾向になった中項目はなく、また 17 項目合計点も有意にはならなかった。表 1 中、【現実的計画】および【治療・ケアの継続性】は「計算が収束できませんでした」とあるが、これはいずれも評定が 0 点ないし 1 点の件数が少なく、入院 6 ヶ月以降に院内自殺企図を行った事例が 0 点の群および 1 点の群になかったためである。【治療・ケアの継続性】は初回入院継続申請時評価の評定値が 0 点=10 名、1 点=13 名、2 点=489 名であった。0 点ないし 1 点の群と 2 点の群との群間比較を行った各評定値 2 群の生存率曲線を図 1 に、【治療・ケアの継続性】生存率曲線の差の検定 (1 点以下、2 点の 2 群) を表 2 に示した。表 2 から初回入院継続申請時評価の【治療・ケアの継続性】の評定値で分けた 2 群の間には生存率曲線に差が認められなかった。

【現実的計画】は初回入院継続申請時評価の評定値が 0 点=7 名、1 点=2 名、2 点=503 名であり、0 点の群および 1 点の群は全員が自殺企図なしであったが、群間比較に耐えるだけの人数がなかったため、比較は行わなかった。

以上の結果より、17 中項目では入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図を予測できる項目はなかった。

## 2) 【精神病症状】の各小項目による入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図の予測

【精神病症状】の小項目それぞれの COX 比例ハザードモデルによる解析結果を表 3 にまとめた。表 3 のように、単一の項目で入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図を 5 % 水準で有意に予測する【精神病症状】の小項目は認められなかった。

## 3) 【非精神病性症状】の各小項目による入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図の予測

【非精神病性症状】の小項目それぞれの COX 比例ハザードモデルによる解析結果を表 4 にまとめた。表 4 から【2) 不安・緊張】は COX 比例ハザードモデルによる検定が 5 % 水準で有意になった。【3) 怒り】は COX 比例ハザードモデルによる検定が 10 % 水準の有意傾向となった。【2) 不安・緊張】の生存率曲線を図 2、log-log プロットを図 3 に示す。図 3 から COX 比例ハザードモデルによる解析は比例ハザード性が確認され、表 4 の 1.943 のハザード比 (95%信頼区間: 1.038—3.638) で【2) 不安・緊張】の評定が 1 点増すごとに入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図が早期に起こる危険性が高まることが明らかになった。

【3) 怒り】の項目は群 1 または群 2 に有効なデータがないため log-log プロットを描くことができず、評定値ごとの生存率曲線の群間比較を行った。初回入院継続申請時の【3) 怒り】は評定値が 0 点=302 名、1 点=107 名、2 点=103 名であった。評定値ごとの 3 群の生存率曲線を図 4 に、生存率曲線の差の検定 (0 点、1 点、2 点の 3 群比較) を表 5 に示した。表 5 から、【3) 怒り】の評定値ごとの群間比較では有意な差は認められなかった。

表 4 中、【7) 解離】および【9) 意識障害】は「計算が収束できませんでした」とあるが、これはいずれも評定が 1 点ないし 2 点の件数が少なく、入院 6 ヶ月以降に院内自殺企図を行った事例が 0 点の群および 1 点の群になかったためである。

初回入院継続申請時評価の【7) 解離】は評定値が 0 点=493 名、1 点=11 名、2 点=8 名であった。0 点の群と 1 点ないし 2 点の群との群間比較を行った各評定値 2 群の生存率曲線を図 5 に、【7) 解離】生存率曲線の差の検定 (0 点、1 点以上の 2 群比較) を表 6 に示



した。表 6 から初回入院継続申請時評価の【7）**解離**】の評定値で分けた 2 群の間には生存率曲線に差が認められなかった。

初回入院継続申請時評価の【9）**意識障害**】は評定値が 0 点=493 名、1 点=12 名、2 点=6 名であった。0 点の群と 1 点ないし 2 点の群との群間比較を行った各評定値 2 群の生存率曲線を図 6 に、【9）**意識障害**】生存率曲線の差の検定（0 点、1 点以上の 2 群比較）を表 7 に示した。表 7 から初回入院継続申請時評価の【9）**意識障害**】の評定値で分けた 2 群の間には生存率曲線に差が認められなかった。

#### 4) 【内省・洞察】の各小項目による入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図の予測

【内省・洞察】の小項目それぞれの COX 比例ハザードモデルによる解析結果を表 8 にまとめた。表 8 から単一の項目で入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図を 5%水準で有意に予測する【内省・洞察】の小項目は認められなかった。

#### 5) 【生活能力】の各小項目による入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図の予測

【生活能力】の小項目それぞれの COX 比例ハザードモデルによる解析結果を表 9 にまとめた。表 9 から【6）**社会資源の利用**】と【14）**施設への過剰適応**】の小項目が COX 比例ハザードモデルによる検定が 10%水準の有意傾向となった。【6）**社会資源の利用**】の生存率曲線と log-log プロットを図 7、図 8 に示す。図 8 から COX 比例ハザードモデルによる解析は比例ハザード性が確認され、表 9 の 0.557 のハザード比（95%信頼区間：0.283—1.095）で【6）**社会資源の利用**】の評定が 1 点減るごとに入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図が早期に起こる傾向があることが明らかになった。

【14）**施設への過剰適応**】の項目は群 1 または群 2 に有効なデータがないため log-log

プロットを描くことができず、評定値ごとの生存率曲線の群間比較を行った。初回入院継続申請時の【14）**施設への過剰適応**】は評定値が 0 点=472 名、1 点=30 名、2 点=10 名であった。2 点の群の人数が少ないため、0 点の群と 1 点以上の群との 2 群比較を行った。

【14）**施設への過剰適応**】2 群の生存率曲線を図 9 に、生存率曲線の差の検定（0 点、1 点以上の 2 群比較）を表 10 に示した。表 10 から、【14）**施設への過剰適応**】の評定が 1 点以上の群と 0 点の群との間の差は、わずかな差ではあるがログランク検定では有意にならず、一般化 Wilcoxon 検定において 5%水準の有意差が認められた。生存率曲線全体においては差はないが、初期においては差が認められたと言える。

#### 6) 【衝動コントロール】の各小項目による入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図の予測

【衝動コントロール】の小項目それぞれの COX 比例ハザードモデルによる解析結果を表 11 にまとめた。表 11 から単一の項目で入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図を 5%水準で有意に予測する【衝動コントロール】の小項目は認められなかった。

#### 7) 【非社会性】の各小項目による入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図の予測

【非社会性】の小項目それぞれの COX 比例ハザードモデルによる解析結果を表 12 にまとめた。表 12 から単一の項目で入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図を 5%水準で有意に予測する【非社会性】の小項目は認められなかった。表 12 中、【8）**犯罪的交友関係**】は「計算が収束できませんでした」とあるが、これは評定が 1 点ないし 2 点の件数が少なく、入院 6 ヶ月以降に院内自殺企図を行った事例が 1 点の群および 2 点の群になかったためである。

【8）**犯罪的交友関係**】は初回入院継続申請

時評価の評定値が0点=482名、1点=14名、2点=16名であった。0点の群と1点以上の群との群間比較を行った各評定値2群の生存率曲線を図10に、【8）犯罪的交友関係】生存率曲線の差の検定（0点、1点以上の2群比較）を表13に示した。表12から初回入院継続申請時評価の【8）犯罪的交友関係】の評定値で分けた2群の間には生存率曲線に差が認められなかった。

## 8）【現実的計画】の各小項目による入院6ヶ月以降の院内自殺企図の予測

【現実的計画】の小項目それぞれのCOX比例ハザードモデルによる解析結果を表14にまとめた。表14のように、単一の項目で入院6ヶ月以降の院内自殺企図を5%水準で有意に予測する【現実的計画】の小項目は認められなかった。表14の中で【1）退院後の治療プランへの同意】【2）日中活動】【5）緊急時の対応】【6）関係機関との連携・協力体制】【8）地域への受け入れ体制】はいずれも解析ができなかった。上記5項目はいずれも評定が0点ないし1点の件数が少なく、入院6ヶ月以降に院内自殺企図を行った事例が0点の群および1点の群になかったためである。

【1）退院後の治療プランへの同意】は初回入院継続申請時評価の評定値が0点=13名、1点=24名、2点=475であった。1点以下の群と2点の群との群間比較を行った各評定値2群の生存率曲線を図11に、【1）退院後の治療プランへの同意】生存率曲線の差の検定（0点、1点以上の2群比較）を表15に示した。表15から初回入院継続申請時評価の【1）退院後の治療プランへの同意】の評定値で分けた2群の間には生存率曲線に差が認められなかった。

【2）日中活動】は初回入院継続申請時評価の評定値が0点=12名、1点=23名、2点=477であった。1点以下の群と2点の群と

の群間比較を行った各評定値2群の生存率曲線を図12に、【2）日中活動】生存率曲線の差の検定（0点、1点以上の2群比較）を表16に示した。表16から初回入院継続申請時評価の【2）日中活動】の評定値で分けた2群の間には生存率曲線に差が認められなかった。

【5）緊急時の対応】は初回入院継続申請時評価の評定値が0点=12名、1点=6名、2点=494であった。1点以下の群と2点の群との群間比較を行った各評定値2群の生存率曲線を図13に、【5）緊急時の対応】生存率曲線の差の検定（1点以下、2点の2群比較）を表17に示した。表17から初回入院継続申請時評価の【5）緊急時の対応】の評定値で分けた2群の間には生存率曲線に差が認められなかった。

【6）関係機関との連携・協力体制】は初回入院継続申請時評価の評定値が0点=13名、1点=24名、2点=475であった。1点以下の群と2点の群との群間比較を行った各評定値2群の生存率曲線を図14に、【6）関係機関との連携・協力体制】生存率曲線の差の検定（0点、1点以上の2群比較）を表18に示した。表18から初回入院継続申請時評価の【6）関係機関との連携・協力体制】の評定値で分けた2群の間には生存率曲線に差が認められなかった。

【8）地域への受け入れ体制】は初回入院継続申請時評価の評定値が0点=16名、1点=17名、2点=478であった。1点以下の群と2点の群との群間比較を行った各評定値2群の生存率曲線を図15に、【8）地域への受け入れ体制】生存率曲線の差の検定（0点、1点以上の2群比較）を表19に示した。表19から初回入院継続申請時評価の【8）地域への受け入れ体制】の評定値で分けた2群の間には生存率曲線に差が認められなかった。

### 9) 【治療・ケアの継続性】の各小項目による入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図の予測

【治療・ケアの継続性】の小項目それぞれの COX 比例ハザードモデルによる解析結果を表 20 にまとめた。表 20 のように、単一の項目で入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図を 5 % 水準で有意に予測する【治療・ケアの継続性】の小項目は認められなかった。

#### 考察

以上の解析結果から初回入院継続時の評定によって、その後の院内自殺企図を予測できる共通評価項目の下位項目は限られている。中項目はどの項目も予測せず、小項目では【非精神病性症状】の小項目【2) 不安・緊張】、【生活能力】の小項目【14) 施設への過剰適応】の 2 項目だけが入院 6 ヶ月以降の院内自殺企図を予測した。ほとんどの項目で予測ができなかった要因として、統計的に予測力を評価するときに予測対象となる院内自殺企図の発生件数の少なさが挙げられる。砥上ら<sup>1)</sup>による解析の際は院内自殺企図事例 41 例を予測の対象としたが、本研究では入院 6 ヶ月以降に発生した 20 例を予測の対象とした。そのため予測が困難になった面がある。

本研究で 1 項目ずつ解析した結果、入院 6 ヶ月以降の自殺企図に関連する項目がわずか

3 項目しかなかったため、入院継続申請時点で以後の院内自殺企図を予測することは困難と考えられる。

#### 文献

- 1) 砥上恭子・壁屋康洋・西村大樹・高橋昇：共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 (18) ～退院後・入院中の自殺企図の予測。司法精神医学会、那覇市、2014 年 5 月 17 日
- 2) 壁屋康洋・高橋昇・西村大樹・砥上恭子・松原弘泰・小片圭子・山本哲裕・荒井宏文・深瀬亜矢・鈴木敬生・今村扶美・瀬底正有・竹本浩子・中尾文彦・野村照幸・大原薫・松下亮・中川桜・堀内美穂・古賀礼子・河西宏実・畔柳真理・常包知秀・横田聡子・長井史紀・前上里泰史・占部文香・高野真弘・有馬正道・天野昌太郎・大賀礼子・桑本雅量・藤田美穂・笠井正一・富山孝・島田雅美・小川佳子・古野悟志・山内健一郎・菊池安希子：平成 25 年度厚生労働科学研究費補助金 (障害者対策総合 研究事業) 医療観察法対象者の円滑な社会復帰に関する研究【若手育成型】医療観察法指定医療機関ネットワークによる共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 平成 25 年度総括研究報告書, 2014.

表1 中項目それぞれの COX 比例ハザードモデルの統計量<sup>1</sup>

共変量	Wald検定					ハザード比 Exp(係数)	95%信頼区間	
	係数	標準誤差	カイ二乗値	自由度	P 値		下限	上限
精神病症状	0.229	0.325	0.498	1	0.480	1.257	0.666	2.375
非精神病性症状	0.183	0.361	0.257	1	0.612	1.201	0.592	2.435
自殺企図	-0.169	0.500	0.114	1	0.736	0.845	0.317	2.251
内省・洞察	0.880	0.610	2.083	1	0.149	2.412	0.730	7.971
生活能力	0.459	0.462	0.987	1	0.321	1.582	0.640	3.912
衝動コントロール	0.182	0.267	0.467	1	0.494	1.200	0.712	2.024
共感性	-0.470	0.414	1.289	1	0.256	0.625	0.278	1.407
非社会性	0.092	0.276	0.112	1	0.738	1.097	0.638	1.885
対人暴力	-0.312	0.334	0.870	1	0.351	0.732	0.380	1.410
個人的支援	0.245	0.374	0.428	1	0.513	1.277	0.613	2.661
コミュニティ要因	0.214	0.506	0.178	1	0.673	1.239	0.459	3.342
ストレス	0.734	0.499	2.163	1	0.141	2.083	0.784	5.535
物質乱用	0.341	0.273	1.559	1	0.212	1.407	0.823	2.403
現実的計画	※ 計算が収束しませんでした。							
コンプライアンス	0.065	0.381	0.029	1	0.865	1.067	0.506	2.251
治療効果	0.345	0.735	0.220	1	0.639	1.411	0.334	5.960
治療・ケアの継続性	※ 計算が収束しませんでした。							
17項目合計	0.054	0.052	1.075	1	0.300	1.055	0.953	1.169

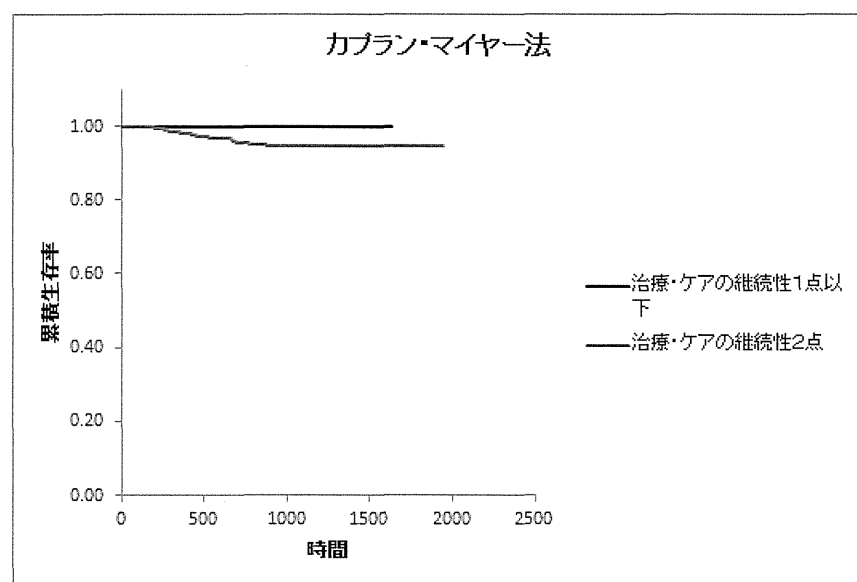


図1 【治療・ケアの継続性】生存率曲線（1点以下、2点の2群比較）

表2 【治療・ケアの継続性】生存率曲線の差の検定（1点以下、2点の2群比較）

手法	カイ二乗値	自由度	P 値
ログランク検定	0.950	1	0.330
一般化Wilcoxon検定	0.950	1	0.330

<sup>1</sup> 本表の値は、17項目を COX 比例ハザードモデルによって解析したものではなく、1項目ずつ COX 比例ハザードモデルで解析したものを1つの表にまとめたものである。