

表 22 【14】施設への過剰適応】生存率曲線の差の検定（0点、1点、2点の3群比較）

手 法	カイ二乗値	自由度	P 値
ログランク検定	7.451	2	0.024
一般化Wilcoxon検定	7.049	2	0.029

表 23 【14】施設への過剰適応】生存率曲線の差の検定（0点、1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	5.210	1	0.022
一般化Wilcoxon検定	4.827	1	0.028

表 24 【14】施設への過剰適応】生存率曲線の差の検定（1点、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	0.077	1	0.781
一般化Wilcoxon検定	0.041	1	0.839

表 25 【14】施設への過剰適応】生存率曲線の差の検定（0点、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	3.064	1	0.080
一般化Wilcoxon検定	3.013	1	0.083

表 26 【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の統計量<sup>8</sup>

衝動コントロールの小項目	係数	標準誤差	Wald検定			ハザード比 Exp(係数)	95%信頼区間	
			カイ二乗値	自由度	P 値		下限	上限
1) 一貫性のない行動	0.404	0.173	5.455	1	0.020	1.498	1.067	2.102
2) 待つことができない	0.198	0.185	1.144	1	0.285	1.219	0.848	1.754
3) 先の予測をしない	0.104	0.170	0.374	1	0.541	1.110	0.795	1.549
4) そそのかされる	0.173	0.198	0.760	1	0.383	1.188	0.806	1.752
5) 怒りの感情の行動化	0.188	0.166	1.274	1	0.259	1.206	0.871	1.671

<sup>8</sup> 本表の値は、5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。

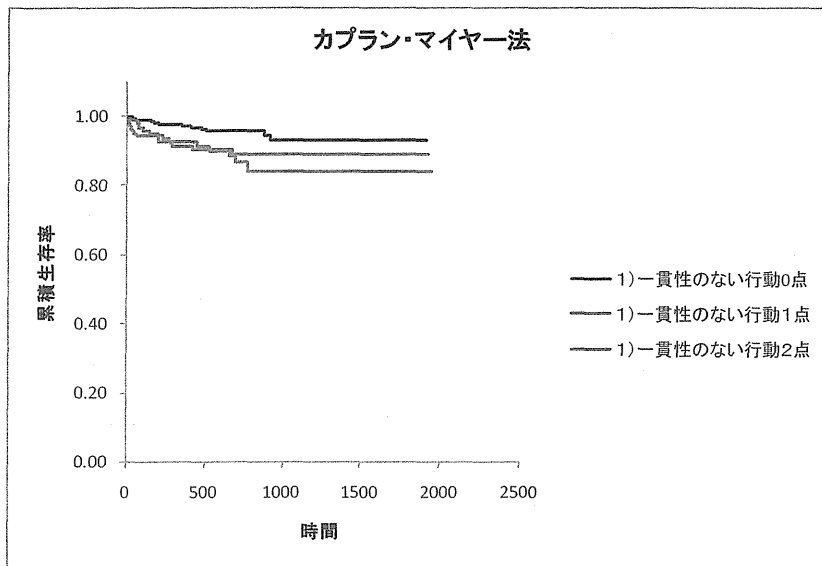


図 43 【 1）一貫性のない行動】の生存率曲線（0点、1点、2点の3群比較）

表 27 【 1）一貫性のない行動】生存率曲線の差の検定（0点、1点、2点の3群比較）

手 法	カイ二乗値	自由度	P 値
ログランク検定	8.503	2	0.014
一般化Wilcoxon検定	8.620	2	0.013

表 28 【 1）一貫性のない行動】の生存率曲線の差の検定（0点、1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	7.385	1	0.007
一般化Wilcoxon検定	7.425	1	0.006

表 29 【 1）一貫性のない行動】の生存率曲線の差の検定（1点、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	0.299	1	0.585
一般化Wilcoxon検定	0.232	1	0.630

表 30 【 1）一貫性のない行動】の生存率曲線の差の検定（0点、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	4.916	1	0.027
一般化Wilcoxon検定	5.114	1	0.024

表 31 【非社会性】の小項目それぞれの COX 比例ハザードモデルの統計量<sup>9</sup>

非社会性の小項目	Wald検定					ハザード比 Exp(係数)	95%信頼区間	
	係数	標準誤差	カイニ乗値	自由度	P 値		下限	上限
1) 侮辱的な言葉	-0.156	0.382	0.166	1	0.684	0.856	0.404	1.811
2) 社会的規範の蔑視	0.018	0.249	0.005	1	0.943	1.018	0.625	1.659
3) 犯罪志向的態度	0.268	0.263	1.031	1	0.310	1.307	0.780	2.190
4) 特定の人を害する	0.101	0.237	0.183	1	0.669	1.107	0.695	1.762
5) 他者を脅す	-0.074	0.263	0.079	1	0.779	0.929	0.554	1.556
6) だます、嘘を言う	-0.449	0.487	0.851	1	0.356	0.638	0.246	1.657
7) 故意の器物破損	0.132	0.266	0.245	1	0.621	1.141	0.677	1.921
8) 犯罪的交友関係	※ 計算が収束しませんでした。							
9) 性的逸脱行動	0.209	0.253	0.678	1	0.410	1.232	0.750	2.025
10) 放火の兆し	0.175	0.257	0.465	1	0.495	1.191	0.720	1.970

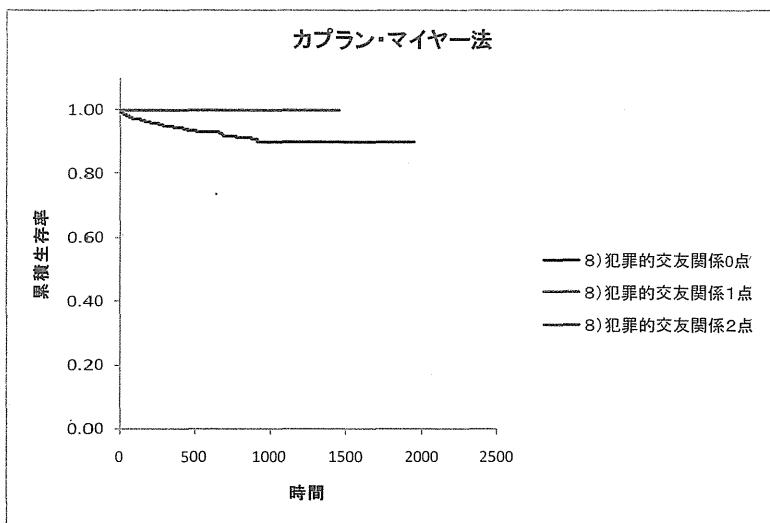


図 44 【8）犯罪的交友関係】の生存率曲線（0点、1点、2点の3群比較）

表 32 【8）犯罪的交友関係】の生存率曲線の差の検定（0点、1点、2点の3群比較）

手法	カイニ乗値	自由度	P 値
ログランク検定	2.745	2	0.254
一般化Wilcoxon検定	2.742	2	0.254

<sup>9</sup> 本表の値は、10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。

表 33 【現実的計画】の小項目それぞれの COX 比例ハザードモデルの統計量<sup>10</sup>

現実的計画の小項目	係数	Wald検定			P 値	ハザード比 Exp(係数)	95%信頼区間	
		標準誤差	カイニ乗値	自由度			下限	上限
1) 退院後の治療プランへの同意	0.464	0.318	2.124	1	0.145	1.590	0.852	2.968
2) 日中活動	0.468	0.313	2.225	1	0.136	1.596	0.864	2.950
3) 住居	0.345	0.259	1.765	1	0.184	1.411	0.849	2.347
4) 生活費	0.405	0.196	4.263	1	0.039	1.499	1.021	2.201
5) 緊急時の対応	0.291	0.270	1.164	1	0.281	1.338	0.788	2.270
6) 関係機関との連携・協力体制	0.308	0.275	1.252	1	0.263	1.361	0.793	2.335
7) キーパーソン	0.253	0.215	1.390	1	0.238	1.288	0.846	1.962
8) 地域への受け入れ体制	0.296	0.271	1.189	1	0.275	1.344	0.790	2.286

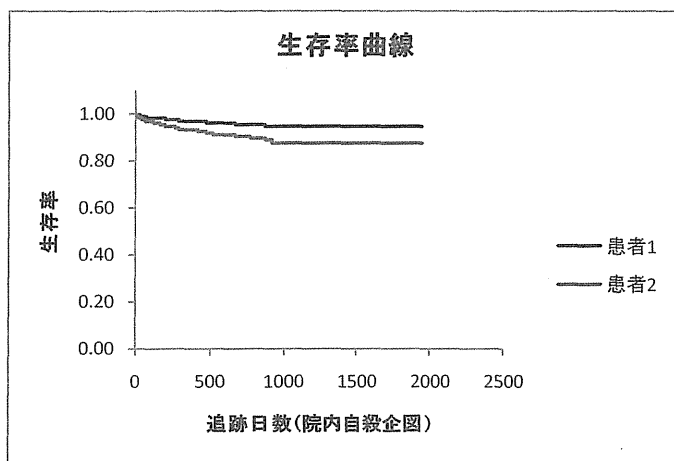


図 45 【4）生活費】の生存率曲線

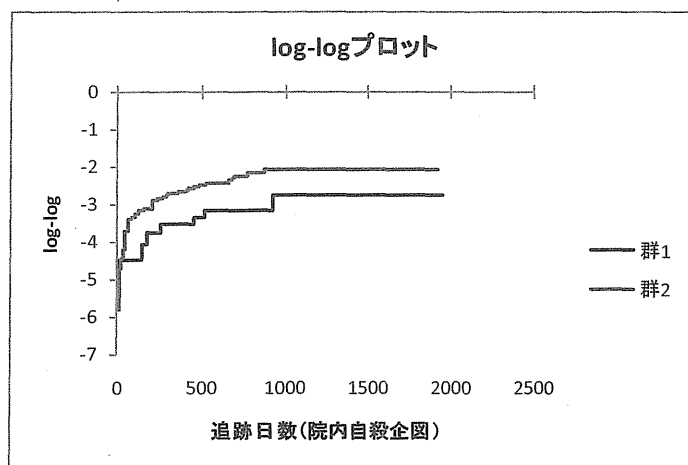


図 46 【4）生活費】の log-log プロット

<sup>10</sup> 本表の値は、8 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。

表 34 【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の統計量<sup>11</sup>

治療・ケアの継続性の小項目	係数	標準誤差	Wald検定			Exp(係数)	95%信頼区間	
			カイ二乗値	自由度	P 値		下限	上限
1) 治療同盟	0.646	0.254	6.476	1	0.011	1.909	1.160	3.140
2) 予防	0.447	0.279	2.554	1	0.110	1.563	0.904	2.703
3) モニター	0.414	0.275	2.260	1	0.133	1.513	0.882	2.595
4) セルフモニタリング	0.374	0.267	1.968	1	0.161	1.454	0.862	2.453
5) 緊急時の対応	0.321	0.261	1.522	1	0.217	1.379	0.828	2.298

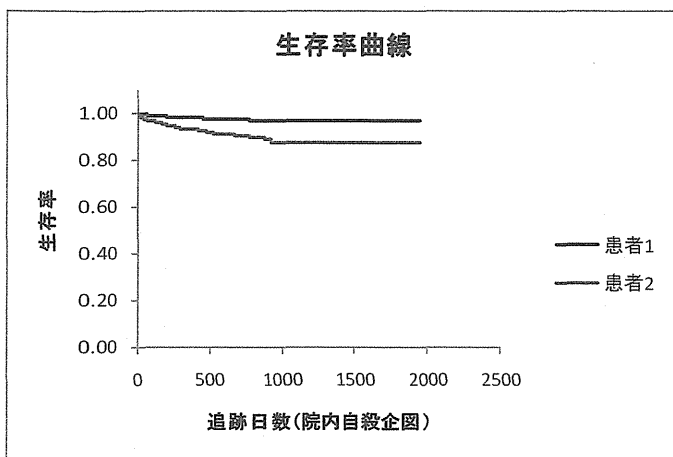


図 47 【1）治療同盟】の生存率曲線

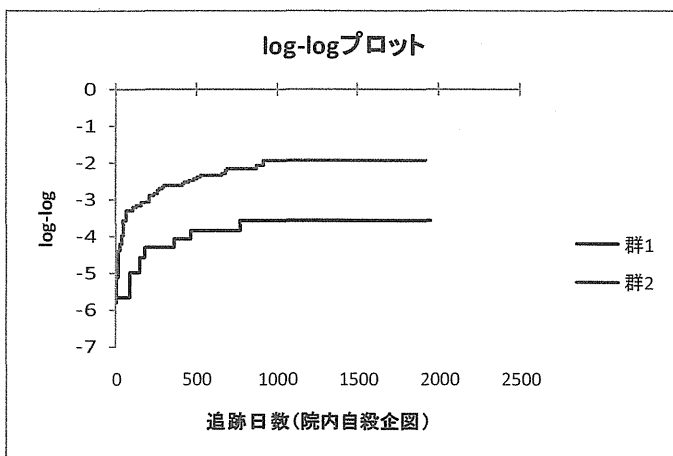


図 48 【1）治療同盟】の log-log プロット

<sup>11</sup> 本表の値は、5 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。

## 第13章

### 共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究 (22)

#### ～通院処遇への移行までの期間の予測

##### 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。

これまでの章（共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究（15）～退院申請時共通評価項目による精神保健福祉法再入院の予測、共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究

（16）～症状悪化による精神保健福祉法入院の予測、共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究

（17）～退院後の問題行動の予測、共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究

（18）～退院後の自傷・自殺企図の予測、共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究

（19）～退院後の暴力の予測）では共通評価項目の17の中項目、61の小項目、および17項目の合計点が通院移行後の精神保健福祉法

入院や何らかの暴力、自傷行為をどの程度予測できるのか、COX 比例ハザードモデルによる解析を行い、通院処遇移行後の事象に対する

予測妥当性を評価した。また先の2つの章（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、共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究

（21）～入院中の自殺企図の予測）では入院中の暴力ないし自殺企図に対する予測妥当性を評価した。

一方、西村ら<sup>1)</sup>によって、2008年4月1日～2009年3月31日の間に医療観察法の入院決定を受けた対象者のデータを用いて入院の

長期化を予測する項目と退院後の問題行動を予測する項目とを解析し、比較したところ双方の項目が重ならないという発見があった。

西村ら<sup>1)</sup>は全サンプル195名のうち2年以内で入院が継続している者56名を解析から除

外し、退院までの期間が2年以上を要した者9名と2年以上入院を続けている者38名を長期化群（47名）、2年以内に退院まで至った標準群（92名）との群間比較によって入院の長期化を予測する項目を抽出したが、群間比較という形式はサンプル数の不足のために採った方法であり、十分なサンプル数が得られれば生存曲線による検討が望ましい。本研究では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のデータを収集し、サンプル数を増やし、コックス比例ハザードモデルによる解析を行い、医療観察法指定入院医療機関での入院期間の予測について、各項目のハザード比を算出し、各項目の予測力を検討し、以後の研究で入院期間に影響を与える要因と自傷や暴力と関係する要因との比較を進め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を用いた。入院期間の予測をするに当たり、①転院事例は解析から除外した。また②処遇終了によって指定入院医療機関を退院した事例は、必ずしも状態の改善が得られていない事例が含まれるため解析から除外した。同様の理由から、退院時に通院処遇へと移行したのか処遇終了になったのか不明の事例も除外した。

本研究では入院期間の予測を評価する共通評価項目の評定を西村ら<sup>1)</sup>に合わせ、初回入院継続申請時とした。入院時初回の評価ではなく、初回入院継続申請時の評価を利用したのは、入院時初回評価は対象行為の半年前からの長期間の評価を含むのに対し、入院継続申請時の評価は3ヶ月間の評定期間、すなわち入院中の状態をもとに評価するため、後者の方が適当と考えられたためである。なお、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および、共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究(21)～入院中の自殺企図の予測では入院時初回評価を使用しているが、これは入院中の暴力および入院中の自殺企図が、入院から半年以内に多く発生しているため、できるだけ早期の評価を用いる必要があったためである。初回入院継続申請時の共通評価項目評定を用いるため、対象から③対象者本人からの退院申請などの理由で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。また共通評価項目評定が欠損値であるデータは除外し、解析に用いたサンプル数はN=609となった。通院処遇へと移行した事例は410名、入院が継続している事例は199名であった。入院が継続している事例は追跡打ち切り事例として、退院までの入院処遇日数ないしデータ収集日までの入院処遇日数を追跡期間として解析の対象とした。

#### 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通院移行までの期間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った場合には、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で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2010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

通院処遇へ移行した 410 名に関して、通院処遇移行までの期間の分布を表 1、図 1 に示した。表 1 のように通院処遇へ移行した事例の平均在院日数は 734.4 日、最短 167 日から最長 1776 までに分布した。平均日数は約 2 年であり、入院処遇ガイドライン<sup>2)</sup>に示された 1 年半(547.5 日)よりも長くなっていた。なお、この日数は通院処遇へ移行した事例のみの日数であり、処遇終了となった事例や入院継続中の事例は除いた日数であることに留意されたい。

以下、初回入院継続申請時の共通評価項目評定による通院処遇への移行までの期間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通院処遇への移行までの期間の予測

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 2 にまとめた。17 項目の合計点はその意味が明らかになっていないために臨床使用は行わないようにしているが、研究上は合計点の意味を明らかにするためにも解析を行っている。表 2 から【精神病症状】【非精神病性症状】【内省・洞察】【生活能力】【衝動コントロール】【共感性】【非社会性】【対人暴力】【コミュニティ要因】【ストレス】【物質乱用】【コンプライアンス】【治療効果】【治療・ケアの継続性】の計 14 項目および 17 項目の合計点は 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。言い換えると【自殺企図】【個人的支援】【現実的計画】の 3 項目のみが COX 比例ハザードモデルによる検定が 95%信頼区間にハザード比=1.0 を含み、統計的に有意とみなされなかった。

【衝動コントロール】の生存率曲線と log-log プロットを図 2、図 3 に、【共感性】の生存率曲線と log-log プロットを図 4、図 5 に、【非社会性】の生存率曲線と log-log プロットを図 6、図 7 に、【対人暴力】の生存率曲線と log-log プロットを図 8、図 9 に、【コンプライアンス】の生存率曲線と log-log プロットを図 10、図 11 に、【治療効果】の生存率曲線と log-log プロットを図 12、図 13 に、17 項目合計点の生存率曲線と log-log プロットを図 14、図 15 にそれぞれ示す。それぞれ図 5、図 7、図 15 から【共感性】【非社会性】および 17 項目合計点は比例ハザード性が支持され、各項目のハザード比【共感性】:0.685、【非社会性】:0.741、および 17 項目合計点:0.921 のハザード比が得られた<sup>12)</sup>。

【衝動コントロール】【対人暴力】【コンプライアンス】【治療効果】の 3 項目は log-log プロットが交差している箇所があり、比例ハザード性が支持されなかったために、0 点、1 点、2 点の評価点ごとの生存率曲線の比較を行った。また【精神病症状】【非精神病性症状】【内省・洞察】【生活能力】【コミュニティ要

<sup>1</sup> 通常ハザード比は早期に死亡を早める危険性として表せるため、ハザード比が高い方が危険（ハザード）とされるが、本研究の場合は通院処遇への移行がイベント発生である為、ハザード比が低い方が入院が長期化する要因と言える。

<sup>2</sup> 17 項目合計のハザード比=0.921 は【共感性】や【非社会性】に比べて影響が小さいように見えるが、ハザード比はそれぞれの尺度が 1 点増すごとのイベント発生（ここでは通院処遇への移行）の危険率の変化への影響である。各項目は 0,1,2 の各項目は 0 点—2 点のレンジであるため、【共感性】のハザード比 1.759 では【治療効果】2 点の際には  $1.759^2=3.094$  倍の危険性になる一方、17 項目合計点は 0 点—34 点に分布可能で、本研究のサンプルでは 1 点—30 点に分布しているため、30 点の対象者では  $1.057^{29}=4.999$  倍の危険性になる。それ故、17 項目合計点のハザード比=1.057 は他と比べて小さい値ではない。



因】【ストレス】【物質乱用】【治療・ケアの継続性】の8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なかった。これらの8項目も評価点ごとの生存率曲線の比較を行った。

初回入院継続申請時の【精神病症状】の評定値は0点=96名、1点=164名、2点=349名であった。【精神病症状】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図16に、生存率曲線の差の検定を表3に、【精神病症状】生存率曲線の各群の差の検定を表4～表6に示した。表3および表4～表6から、【精神病症状】の評定が2点の群は0点の群および1点の群よりも通院処遇への移行が0.1%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で0点の群と1点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

【非精神病性症状】の評定値は0点=52名、1点=244名、2点=313名であった。【非精神病性症状】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図17に、生存率曲線の差の検定を表7に、【非精神病性症状】生存率曲線の各群の差の検定を表8～表10に示した。表7および表8～表10から、【非精神病性症状】の評定が2点、1点、0点と下がるにつれて、通院処遇への移行が5%水準で有意に早くなることが明らかになった。

【内省・洞察】の評定値は0点=11名、1点=173名、2点=425名と評定が0点の人数が少ないため、生存率曲線の比較に際しては1点以下の群と2点の群の2群に分けた。【内省・洞察】1点以下および2点の2群の生存率曲線を図18に、生存率曲線の差の検定を表11に示した。表11より、初回入院継続申請時の【内省・洞察】が2点の事例は1点以下の事例よりも0.1%水準で有意に通院処遇への移行が遅くなることが明らかになった。

【生活能力】の評定値は0点=34名、1点=174名、2点=401名であった。【生活能力】

の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図19に、生存率曲線の差の検定を表12に、【生活能力】生存率曲線の各群の差の検定を表13～表15に示した。表12および表13～表15から、【生活能力】の評定が2点の群は0点の群および1点の群よりも通院処遇への移行が5%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で0点の群と1点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

【衝動コントロール】の評定値は0点=236名、1点=172名、2点=201名であった。【衝動コントロール】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図20に、生存率曲線の差の検定を表16に、【衝動コントロール】生存率曲線の各群の差の検定を表17～表19に示した。表16および表17～表19から、【衝動コントロール】の評定が2点の群は0点の群および1点の群よりも通院処遇への移行が1%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で0点の群と1点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

【対人暴力】の評定値は0点=432名、1点=50名、2点=127名であった。【対人暴力】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図21に、生存率曲線の差の検定を表20に、【対人暴力】生存率曲線の各群の差の検定を表21～表23に示した。表20および表21～表23から、【対人暴力】の評定が2点の群は0点の群よりも通院処遇への移行が1%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で0点の群と1点の群、1点の群と2点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

【コミュニティ要因】の評定値は0点=14名、1点=125名、2点=470名と評定が0点の人数が少ないため、生存率曲線の比較に際しては1点以下の群と2点の群の2群に分けた。

【コミュニティ要因】1点以下および2点の2群の生存率曲線を図22に、生存率曲線の差の検定を表24に示した。表24より、初回入院

継続申請時の【コミュニティ要因】が2点の事例は1点以下の事例よりも0.1%水準で有意に通院処遇への移行が遅くなることが明らかになった。

【ストレス】の評定値は0点=12名、1点=231名、2点=366名と評定が0点の人数が少ないため、生存曲線の比較に際しては1点以下の群と2点の群の2群に分けた。【ストレス】1点以下および2点の2群の生存率曲線を図23に、生存率曲線の差の検定を表25に示した。表25より、初回入院継続申請時の【ストレス】が2点の事例は1点以下の事例よりも0.1%水準で有意に通院処遇への移行が遅くなることが明らかになった。

【物質乱用】の評定値は0点=422名、1点=108名、2点=79名であった。【物質乱用】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図24に、生存率曲線の差の検定を表26に示した。表26から【物質乱用】の評定値ごとの3群の生存率曲線には差は認められなかった。

【コンプライアンス】の評定値は0点=49名、1点=381名、2点=129名であった。【コンプライアンス】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図25に、生存率曲線の差の検定を表27に、【コンプライアンス】生存率曲線の各群の差の検定を表28～表30に示した。表27および表28～表30から、【コンプライアンス】の評定が2点の群は0点の群および1点の群よりも通院処遇への移行が5%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で0点の群と1点の群の間には生存率曲線の差は認められなかった。

【治療効果】の評定値は0点=64名、1点=534名、2点=11名と評定が2点の人数が少ないため、生存曲線の比較に際しては0点の群と1点以上の群の2群に分けた。【治療効果】0点および1点以上の2群の生存率曲線を図26に、生存率曲線の差の検定を表31に示した。表31より、初回入院継続申請時の【治

療効果】が1点以上の事例は0点の事例よりも1%水準で有意に通院処遇への移行が遅くなることが明らかになった。

【治療・ケアの継続性】の評定値は0点=10名、1点=11名、2点=588名と評定が0点と1点の人数が少ないため、生存曲線の比較に際しては2点の群と1点以下の群の2群に分けた。【治療・ケアの継続性】2点および1点以下の2群の生存率曲線を図27に、生存率曲線の差の検定を表32に示した。表32より、初回入院継続申請時の【治療・ケアの継続性】が1点以上の事例は0点の事例と比べ、一般化Wilcoxon検定では差がなく、ログランク検定では5%水準で有意な差が認められた。即ち短期的には通院処遇への移行までの期間の差につながらないが、長期的には差が生じることが明らかになった。

## 2) 【精神病症状】の各小項目による通院処遇への移行までの期間の予測

【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33にまとめた。表33のようにCOX比例ハザードモデルによる検定で6つの小項目全てが0.1%水準で有意となった。各項目の生存率曲線とlog-logプロットを図28から図39に示す。図28から図39より、それぞれの項目のlog-logプロットはわずかながら交差しており、比例ハザード性が確認できないため、6つの小項目について0点、1点、2点の評定点ごとの生存率曲線の比較を行った。

【(1)通常でない思考】の評定値は0点=166名、1点=148名、2点=295名であった。【(1)通常でない思考】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図40に、生存率曲線の差の検定を表34に、【(1)通常でない思考】生存率曲線の各群の差の検定を表35～表37に示した。表34および表35～表37から、【(1)通常でない思考】の評定が2点の群は0点の群

および 1 点の群よりも通院処遇への移行が 0.1%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で 0 点の群と 1 点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

【2）幻覚に基づいた行動 2 点】の評定値は 0 点=289 名、1 点=141 名、2 点=179 名であった。【2）幻覚に基づいた行動】の 0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線を図 41 に、生存率曲線の差の検定を表 38 に、【2）幻覚に基づいた行動 2 点】生存率曲線の各群の差の検定を表 39～表 41 に示した。表 38 および表 39～表 41 から、【2）幻覚に基づいた行動 2 点】の評定が 2 点の群は 0 点の群および 1 点の群よりも通院処遇への移行が 5%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で 0 点の群と 1 点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

【3）概念の統合障害】の評定値は 0 点=308 名、1 点=180 名、2 点=121 名であった。【3）概念の統合障害】の 0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線を図 42 に、生存率曲線の差の検定を表 42 に、【3）概念の統合障害】生存率曲線の各群の差の検定を表 43～表 45 に示した。表 42 および表 43～表 45 から、【3）概念の統合障害】の評定が 2 点の群は 0 点の群よりも通院処遇への移行が 1%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で 1 点の群と 2 点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。【3）概念の統合障害】の評定が 0 点の群と 1 点の群との間の差は一般化 Wilcoxon 検定では 5%水準で有意差が認められたがログランク検定では 10%水準の有意傾向に留まった。すなわち 0 点の群と 1 点の群とは初期には差があるが、最終的には差がなくなると言える。【3）概念の統合障害】の評定が 1 点の群と 2 点の群との間の差は一般化 Wilcoxon 検定では有意差が認められず、ログランク検定では 10%水準の有意傾向に留まった。

【4）精神病的しぐさ】の評定値は 0 点=415 名、1 点=121 名、2 点=73 名であった。【3）概念の統合障害】の 0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線を図 43 に、生存率曲線の差の検定を表 46 に、【4）精神病的しぐさ】生存率曲線の各群の差の検定を表 47～表 49 に示した。表 46 および表 47～表 49 から、【4）精神病的しぐさ】の評定が 0 点の群は 1 点の群および 2 点の群よりも通院処遇への移行が 5%水準で有意に早くなることが明らかになった。一方で 1 点の群と 2 点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

【5）不適切な疑惑】の評定値は 0 点=227 名、1 点=164 名、2 点=218 名であった。【5）不適切な疑惑】の 0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線を図 44 に、生存率曲線の差の検定を表 50 に、【5）不適切な疑惑】生存率曲線の各群の差の検定を表 51～表 53 に示した。表 50 および表 51～表 53 から、【5）不適切な疑惑】の評定が 2 点、1 点、0 点と下がるにつれて通院処遇への移行が 5%水準で有意に早くなることが明らかになった。

【6）誇大性】の評定値は 0 点=457 名、1 点=94 名、2 点=58 名であった。【6）誇大性】の 0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線を図 45 に、生存率曲線の差の検定を表 54 に、【6）誇大性】生存率曲線の各群の差の検定を表 55～表 57 に示した。表 54 および表 55～表 57 から、【6）誇大性】の評定が 2 点の群は 0 点の群および 1 点のよりも通院処遇への移行が 5%水準で有意に遅くなることが明らかになった。【6）誇大性】の評定が 0 点の群と 1 点の群の生存率曲線との間の差は一般化 Wilcoxon 検定では 5%水準で有意差が認められたがログランク検定では 10%水準の有意傾向に留まった。すなわち 0 点の群と 1 点の群とは初期には差があるが、最終的には差がなくなると言える。

### 3) 【非精神病性症状】の各小項目による通院処遇への移行までの期間の予測

【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 58 にまとめた。表 58 から【1) 興奮・躁状態】【2) 不安・緊張】【3) 怒り】【4) 感情の平板化】の 4 項目は 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。

【1) 興奮・躁状態】の生存率曲線と log-log プロットを図 46、図 47 に、【2) 不安・緊張】の生存率曲線と log-log プロットを図 48、図 49 に、【3) 怒り】の生存率曲線と log-log プロットを図 50、図 51 に、【4) 感情の平板化】の生存率曲線と log-log プロットを図 52、図 53 に示した。図 47 から【1) 興奮・躁状態】の解析での比例ハザード性が確認され、ハザード比は 0.697 で 95%信頼区間 0.607—0.800 であり、0.1%水準で有意となった。他の 3 つの小項目の log-log プロットは、わずかながら交差しているため、0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線の差を調べた。

【2) 不安・緊張】の評定値は 0 点=181 名、1 点=294 名、2 点=134 名であった。【2) 不安・緊張】の 0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線を図 54 に、生存率曲線の差の検定を表 59 に、【2) 不安・緊張】生存率曲線の各群の差の検定を表 60～表 62 に示した。表 59 および表 60～表 62 から、【2) 不安・緊張】の評定が 2 点の群は 0 点の群および 1 点の群よりも通院処遇への移行が 1%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で 0 点の群と 1 点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

【3) 怒り】の評定値は 0 点=360 名、1 点=122 名、2 点=127 名であった。【3) 怒り】の 0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線を図 55 に、生存率曲線の差の検定を表 63 に、【3) 怒り】生存率曲線の各群の差の検定を表 64～表 66 に示した。表 63 および表 64～表 66 か

ら、【3) 怒り】の評定が 2 点の群は 0 点の群および 1 点の群よりも通院処遇への移行が 5%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で 0 点の群と 1 点の群との間には生存率曲線の差は一般化 Wilcoxon 検定が 10%水準の有意傾向に留まったのみである。

【4) 感情の平板化】の評定値は 0 点=351 名、1 点=207 名、2 点=51 名であった。【4) 感情の平板化】の 0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線を図 56 に、生存率曲線の差の検定を表 67 に示した。表 67 から、【4) 感情の平板化】の評定が 0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線には有意な差は認められなかった。

### 4) 【内省・洞察】の各小項目による通院処遇への移行までの期間の予測

【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 68 にまとめた。表 68 から【内省・洞察】の 4 つの小項目全てが COX 比例ハザードモデルによる検定が 0.1%水準で有意になった。【1) 対象行為への内省】の生存率曲線と log-log プロットを図 57、図 58 に、【2) 対象行為以外の他害行為への内省】の生存率曲線と log-log プロットを図 59、図 60 に、【3) 病識】の生存率曲線と log-log プロットを図 61、図 62 に示した。図 58 から【1) 対象行為への内省】の解析での比例ハザード性が確認され、ハザード比は 0.657 で 95%信頼区間 0.553—0.781 であり、0.1%水準で有意に入院継続申請時点での【1) 対象行為への内省】が高い（内省が得られていない）ほど通院処遇への移行が遅くなることが明らかになった。

図 60 および図 62 から、【2) 対象行為以外の他害行為への内省】および【3) 病識】の COX 比例ハザードモデルによる解析では log-log プロットが交わっており、比例ハザード性が認められなかった。また【4) 対象行為の要因理解】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なかった。これらの3項目は評価点ごとの生存率曲線の比較を行った。

【2）対象行為以外の他害行為への内省】の評定値は0点=214名、1点=215名、2点=180名であった。【2）対象行為以外の他害行為への内省】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図63に、生存率曲線の差の検定を表69に、【2）対象行為以外の他害行為への内省】生存率曲線の各群の差の検定を表70～表72に示した。表69および表70～表72から、【2）対象行為以外の他害行為への内省】の評定が0点の群は1点の群および2点の群よりも通院処遇への移行が5%水準で有意に早くなることが明らかになった。一方で1点の群と2点の群の間には生存率曲線の差は一般化 Wilcoxon 検定が10%水準の有意傾向に留まったのみである。

【3）病識】の評定値は0点=53名、1点=314名、2点=242名であった。【3）病識】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図64に、生存率曲線の差の検定を表73に、【3）病識】生存率曲線の各群の差の検定を表74～表76に示した。表73および表74～表76から、【3）病識】の評定が2点、1点、0点と下がるにつれて通院処遇への移行が5%水準で有意に早くなることが明らかになった。

【4）対象行為の要因理解】の評定値は0点=35名、1点=193名、2点=379名であった。【4）対象行為の要因理解】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図65に、生存率曲線の差の検定を表77に、【4）対象行為の要因理解】生存率曲線の各群の差の検定を表78～表80に示した。表77および表78～表80から、【4）対象行為の要因理解】の評定が2点の群は0点の群および1点の群よりも通院処遇への移行が1%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で0点の群と1点の群の間には生存率曲線の差は認められな

かった。

## 5) 【生活能力】の各小項目による通院処遇への移行までの期間の予測

【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81にまとめた。表81のように、【7）コミュニケーション】を除く13の小項目が 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。

【1）生活リズム】の生存率曲線と log-log プロットを図66、図67に、【2）整容と衛生】の生存率曲線と log-log プロットを図68、図69に、【3）金銭管理】の生存率曲線と log-log プロットを図70、図71に、【4）家事や料理】の生存率曲線と log-log プロットを図72、図73に、【5）安全管理】の生存率曲線と log-log プロットを図74、図75に、【6）社会資源の利用】の生存率曲線と log-log プロットを図76、図77に、【8）社会的引きこもり】の生存率曲線と log-log プロットを図78、図79に、【9）孤立】の生存率曲線と log-log プロットを図80、図81に、【10）活動性の低さ】の生存率曲線と log-log プロットを図82、図83に、【11）生産的活動・役割】の生存率曲線と log-log プロットを図84、図85に、【12）過度の依存】の生存率曲線と log-log プロットを図86、図87に、【13）余暇を有効に過ごせない】の生存率曲線と log-log プロットを図88、図89に、【14）施設への過剰適応】の生存率曲線と log-log プロットを図90、図91に示した。図66～図91より、【2）整容と衛生】【4）家事や料理】【5）安全管理】【6）社会資源の利用】【8）社会的引きこもり】【9）孤立】【10）活動性の低さ】【11）生産的活動・役割】【12）過度の依存】【13）余暇を有効に過ごせない】【14）施設への過剰適応】の各項目は比例ハザード性が確認され、表81のハザード比【2）整容と

衛生】: 0.682、95%信頼区間 0.575-0.808、【4）家事や料理】: 0.775、95%信頼区間 0.681-0.881、【5）安全管理】: 0.823、95%信頼区間 0.709-0.954、【6）社会資源の利用】: 0.853、95%信頼区間 0.754-0.965、【8）社会的引きこもり】: 0.693、95%信頼区間 0.599-0.801、【9）孤立】: 0.692、95%信頼区間 0.605-0.792、【10）活動性の低さ】: 0.731、95%信頼区間 0.630-0.849、【11）生産的活動・役割】: 0.744、95%信頼区間 0.663-0.836、【12）過度の依存】: 0.741、95%信頼区間 0.616-0.892、【13）余暇を有効に過ごせない】: 0.803、95%信頼区間 0.691-0.933、【14）施設への過剰適応】: 0.624、95%信頼区間 0.454-0.860 のハザード比で各項目の評価が低い方が早期に通院処遇に移行しやすいことが示された。

一方で【1）生活リズム】および【3）金銭管理】の解析は図 67 および図 71 より比例ハザード性が確認されなかったため、評価点ごとの生存率曲線の比較を行った。

【1）生活リズム】の評定値は 0 点=359 名、1 点=205 名、2 点=45 名であった。【1）生活リズム】の 0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線を図 92 に、生存率曲線の差の検定を表 82 に、【1）生活リズム】生存率曲線の各群の差の検定を表 83~表 85 に示した。表 82 および表 83~表 85 から、【1）生活リズム】の評定が 0 点の群は 1 点の群および 2 点の群よりも通院処遇への移行が 5%水準で有意に早くなることが明らかになった。一方で 1 点の群と 2 点の群の間には生存率曲線の差は認められなかった。

【3）金銭管理】の評定値は 0 点=324 名、1 点=174 名、2 点=111 名であった。【3）金銭管理】の 0 点、1 点、2 点の 3 群の生存率曲線を図 93 に、生存率曲線の差の検定を表 86 に、【3）金銭管理】生存率曲線の各群の差の検定を表 87~表 89 に示した。表 86 およ

び表 87~表 89 から、【3）金銭管理】の評定が 0 点の群は 2 点の群よりも通院処遇への移行が 5%水準で有意に早くなることが明らかになった。一方で 1 点の群と 2 点の群の間には生存率曲線の差は認められず、0 点の群と 1 点の群との生存率曲線の差は 10%水準の有意傾向に留まった。

#### 5) 【衝動コントロール】の各小項目による通院処遇への移行までの期間の予測

初回入院継続申請時の【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 90 にまとめた。表 90 のように【1）一貫性のない行動】【2）待つことができない】【3）先の予測をしない】【5）怒りの感情の行動化】の 4 項目が 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。

【1）一貫性のない行動】の生存率曲線と log-log プロットを図 94、図 95 に、【2）待つことができない】の生存率曲線と log-log プロットを図 96、図 97 に、【3）先の予測をしない】の生存率曲線と log-log プロットを図 98、図 99 に、【5）怒りの感情の行動化】の生存率曲線と log-log プロットを図 100、図 101 に示した。図 95 より【1）一貫性のない行動】は比例ハザード性が確認され、表 81 のハザード比 0.733、95%信頼区間 0.634-0.846 で【1）一貫性のない行動】の項目の評価が低い方が早期に通院処遇に移行しやすいことが示された。

【2）待つことができない】【3）先の予測をしない】【5）怒りの感情の行動化】の 3 項目は log-log プロットが交差している箇所があり、比例ハザード性が得られなかったため、評価点ごとの生存率曲線の比較を行った。

【2）待つことができない】の評定値は 0 点=448 名、1 点=92 名、2 点=69 名であった。【2）待つことができない】の 0 点、1 点、

2点の3群の生存率曲線を図102に、生存率曲線の差の検定を表91に、【2）待つことができない】生存率曲線の各群の差の検定を表92～表94に示した。表91および表92～表94から、【2）待つことができない】の評定が2点の群は0点の群および1点の群よりも通院処遇への移行が1%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で0点の群と1点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

【3）先の予測をしない】の評定値は0点=341名、1点=132名、2点=136名であった。【3）先の予測をしない】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図103に、生存率曲線の差の検定を表95に、【3）先の予測をしない】生存率曲線の各群の差の検定を表96～表98に示した。表95および表96～表98から、【3）先の予測をしない】の評定が2点の群は0点の群および1点の群よりも通院処遇への移行が5%水準で有意に遅くなることが明らかになった。一方で0点の群と1点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

【5）怒りの感情の行動化】の評定値は0点=422名、1点=71名、2点=116名であった。【5）怒りの感情の行動化】の0点、1点、2点の3群の生存率曲線を図104に、生存率曲線の差の検定を表99に、【5）怒りの感情の行動化】生存率曲線の各群の差の検定を表100～表102に示した。表99および表100～表102から、【5）怒りの感情の行動化】の評定が2点の群は0点の群よりも通院処遇への移行が0.1%水準で有意に遅くなることが明らかになった。【5）怒りの感情の行動化】の評定が2点の群と1点の群との生存率曲線の差は一般化Wilcoxon検定では5%水準で有意となったが、ログランク検定では10%水準の有意傾向に留まった。すなわち【5）怒りの感情の行動化】の評定が2点の群と1点の群

とは初期には差があるが、最終的には差がなくなると言える。【5）怒りの感情の行動化】0点の群と1点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

#### 6) 【非社会性】の各小項目による通院処遇への移行までの期間の予測

初回入院継続申請時の【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103にまとめた。表103から【4）特定の人を害する】【5）他者を脅す】【6）だます、嘘を言う】【7）故意の器物破損】【9）性的逸脱行動】の5項目はCOX比例ハザードモデルによる解析が5%水準で有意になり、【3）犯罪志向的態度】は10%水準の有意傾向となった。

【3）犯罪志向的態度】の生存率曲線とlog-logプロットを図105、図106に、【4）特定の人を害する】の生存率曲線とlog-logプロットを図107、図108に、【5）他者を脅す】の生存率曲線とlog-logプロットを図109、図110に、【6）だます、嘘を言う】の生存率曲線とlog-logプロットを図111、図112に、【7）故意の器物破損】の生存率曲線とlog-logプロットを図113、図114に、【9）性的逸脱行動】の生存率曲線とlog-logプロットを図115、図116に示した。

図106より【3）犯罪志向的態度】は比例ハザード性が確認され、表103のハザード比0.795、95%信頼区間0.608-1.040で【3）犯罪志向的態度】の項目の評価が低い方が早期に通院処遇に移行しやすいことが10%水準の有意傾向で示された。

【4）特定の人を害する】【6）だます、嘘を言う】【9）性的逸脱行動】の3項目はそれぞれは比例ハザード性が確認され、表103のハザード比、【4）特定の人を害する】:0.668、95%信頼区間0.525-0.849、【6）だます、嘘を言う】:0.734、95%信頼区間0.555-

0.972、【9】性的逸脱行動】: 0.627、95%信頼区間 0.476-0.825 でそれぞれの項目の評価が低い方が早期に通院処遇に移行しやすいことが示された。

【5】他者を脅す】【7】故意の器物破損】はそれぞれ図 110、図 114 から log-log プロットが交差し、比例ハザード性が得られなかったため、評価点ごとの生存率曲線の比較を行った。

初回入院継続申請時の【5】他者を脅す】は評定値が 0 点=547 名、1 点=31 名、2 点=31 名であった。【5】他者を脅す】の各評定値 3 群の生存率曲線を図 117 に、【5】他者を脅す】生存率曲線の差の検定 (0 点、1 点、2 点の 3 群) を表 104、また表 105~表 107 に【5】他者を脅す】生存率曲線の各群の差の検定を示した。表 104 および表 105~表 107 から【5】他者を脅す】が 0 点の群は 1 点および 2 点の群よりも通院処遇への移行が 5%水準で有意に早くなることが明らかになった。【5】他者を脅す】の評定が 1 点の群と 2 点の群との間には生存率曲線の差が認められなかった。

初回入院継続申請時の【7】故意の器物破損】は評定値が 0 点=569 名、1 点=20 名、2 点=20 名であった。【7】故意の器物破損】の各評定値 3 群の生存率曲線を図 118 に、【7】故意の器物破損】生存率曲線の差の検定 (0 点、1 点、2 点の 3 群) を表 108、また表 109~表 111 に【7】故意の器物破損】生存率曲線の各群の差の検定を示した。表 108 および表 109~表 111 から【7】故意の器物破損】の評定が 0 点の群と 2 点の群との間には生存率曲線の差が認められ、0 点の群は 2 点の群よりも通院処遇への移行が 5%水準で有意に早くなることが明らかになった。0 点の群と 1 点の群との間、1 点の群と 2 点の群との間に有意な差が認められなかった。

## 7) 【現実的計画】の各小項目による通院処遇への移行までの期間の予測

初回入院継続申請時の【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 112 にまとめた。表 112 から、【3】住居】の項目は COX 比例ハザードモデルによる解析が 5%水準で有意になり、【1】退院後の治療プランへの同意】【8】地域への受け入れ体制】は 10%水準の有意傾向となった。上記 3 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、比例ハザード性の確認ができなかったため、評価点ごとの生存率曲線の比較を行った。

初回入院継続申請時の【3】住居】は評定値が 0 点=54 名、1 点=76 名、2 点=479 名であった。【3】住居】の各評定値 3 群の生存率曲線を図 119 に、【3】住居】生存率曲線の差の検定 (0 点、1 点、2 点の 3 群) を表 113、また表 114~表 116 に【3】住居】生存率曲線の各群の差の検定を示した。表 113 および表 114~表 116 から【3】住居】の評定が 0 点の群と 2 点の群との間には生存率曲線の差が認められ、0 点の群は 2 点の群よりも通院処遇への移行が 5%水準で有意に早くなることが明らかになった。1 点の群と 2 点の群との生存率曲線の差は一般化 Wilcoxon 検定では 5%水準で有意となったが、ログランク検定では有意とならなかった。すなわち【3】住居】の評定が 2 点の群と 1 点の群とは初期には差があるが、最終的には差がなくなると言える。【3】住居】0 点の群と 1 点の群との間には生存率曲線の差は認められなかった。

初回入院継続申請時の【1】退院後の治療プランへの同意】は評定値が 0 点=15 名、1 点=30 名、2 点=564 名であった。各評定値ごとの生存率曲線を比較するには 0 点の群の人数が少ないため、2 点の群と 1 点以下の群の 2 群とに分けて比較した。【1】退院後の治



療プランへの同意】2点の群と1点以下の群の2群の生存率曲線を図120に、【1】退院後の治療プランへの同意】2点の群と1点以下の群との生存率曲線の差の検定(1点以下、2点の2群)を表117に示した。表117より、【1】退院後の治療プランへの同意】2点の群は1点以下の群よりも5%水準で有意に通院処遇への移行が遅くなることが明らかになった。

初回入院継続申請時の【8】地域への受け入れ体制】は評定値が0点=21名、1点=20名、2点=567名であった。【8】地域への受け入れ体制】の各評定値3群の生存率曲線を図121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、2点の3群)を表118に示した。表118から【8】地域への受け入れ体制】の3つの評定値ごとの生存率曲線には差は認められなかった。

#### 8)【治療・ケアの継続性】の各小項目による通院処遇への移行までの期間の予測

【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119にまとめた。表119から【1】治療同盟】の項目のみがCOX比例ハザードモデルによる解析が1%水準で有意になった。【1】治療同盟】の生存率曲線とlog-logプロットを図122、図123に示した。図123より、log-logプロットが交差し、比例ハザード性が得られなかったため、評価点ごとの生存率曲線の比較を行った。

初回入院継続申請時の【1】治療同盟】は評定値が0点=166名、1点=242名、2点=200名であった。【1】治療同盟】の各評定値3群の生存率曲線を図124に、【1】治療同盟】生存率曲線の差の検定(0点、1点、2点の3群)を表120に、また表121~表123に【1】治療同盟】生存率曲線の各群の差の検定を示した。表120および表121~表123から【1】

治療同盟】の評定が0点の群と1点の群との間には生存率曲線の差が認められ、0点の群は1点の群よりも通院処遇への移行が1%水準で有意に早くなることが明らかになった。0点の群と2点の群との間、1点の群と2点の群との間に有意な差が認められなかった。

#### 考察

本研究の結果、共通評価項目の17の中項目のうち14項目が、また17項目の合計点は通院処遇への移行までの期間を予測し、小項目も大半の項目が通院処遇への移行までの期間を予測するという結果になった。西村ら<sup>1)</sup>の結果よりも多くの項目で入院期間の予測に関わることが示されたことは、西村ら<sup>1)</sup>の解析で含んでいた処遇終了事例を除いたこと、被検者数が増えたこと、日数を加味してCOX比例ハザードモデルないし生存率曲線の比較によって各項目の予測力を評価したことによると考えられる。本研究の結果は、それぞれの項目が入院の長期化を予測する、という予測妥当性の傍証とみなすこともできるが、これまでの章(共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究(15)~退院申請時共通評価項目による精神保健福祉法再入院の予測、共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究(16)~症状悪化による精神保健福祉法入院の予測、共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究(17)~退院後の問題行動の予測、共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究(18)~退院後の自傷・自殺企図の予測、共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究(19)~退院後の暴力の予測)で共通評価項目の17の中項目、61の小項目、および17項目の合計点が通院移行後の精神保健福祉法入院や何らかの暴力、自傷行為をどの程度予測できるのか解析した結果と大きく異なる。これは西村ら<sup>1)</sup>の研究を被検者数を増やして追試したものと捉えることができ、西村ら<sup>1)</sup>が「入院の長

期化を予測した項目と退院後の問題行動を予測した項目が異なっていた」と結論付けていた点と重なる。換言すると、本研究の結果は、全国の指定入院医療機関が共通評価項目に即して医療を行っているということを確認した一方で、必ずしも指定入院医療機関が重視している対象者の問題が将来の問題行動と関係していないということでもある。

本研究は各項目の入院の長期化予測に留まるが、この結果を他の研究結果と併せ、各項目の性質を詳細に描き、真に対象者の問題行動を予測し、防ぐための尺度化に向けた改訂につなげていくことが今後求められる。

この作業は次年度以降に行うこととする。

#### 文献

- 1) 西村大樹、壁屋康洋、砥上恭子、高橋昇  
共通評価項目の信頼性と妥当性に関する研究(7) 入院期間、退院後の再入院・問題行動との関連による予測妥当性の検討 *司法精神医学*、(印刷中)。
- 2) 厚生労働省 (2005) *医療観察法入院処遇ガイドライン*。

表1 通院処遇移行までの期間と割合

通院処遇移行までの期間	実測度数	割合(%)	累積%
3ヶ月以内	0	0.0	0.0
3~6ヶ月	1	0.2	0.2
6~9ヶ月	6	1.5	1.7
9~12ヶ月	10	2.4	4.1
1年~1年3ヶ月	21	5.1	9.3
1年3ヶ月~1年半	43	10.5	19.8
1年半~1年9ヶ月	85	20.7	40.5
1年9ヶ月~2年	59	14.4	54.9
2年~2年3ヶ月	62	15.1	70.0
2年3ヶ月~2年半	34	8.3	78.3
2年半~2年9ヶ月	23	5.6	83.9
2年9ヶ月~3年	25	6.1	90.0
3年~3年3ヶ月	15	3.7	93.7
3年3ヶ月~3年半	11	2.7	96.3
3年半~3年9ヶ月	3	0.7	97.1
3年9ヶ月~4年	5	1.2	98.3
4年~4年3ヶ月	3	0.7	99.0
4年3ヶ月~4年半	2	0.5	99.5
4年半~4年9ヶ月	1	0.2	99.8
4年9ヶ月~5年	1	0.2	100.0
n	410人		
平均	734.4日		
最小値	167日		
最大値	1776日		

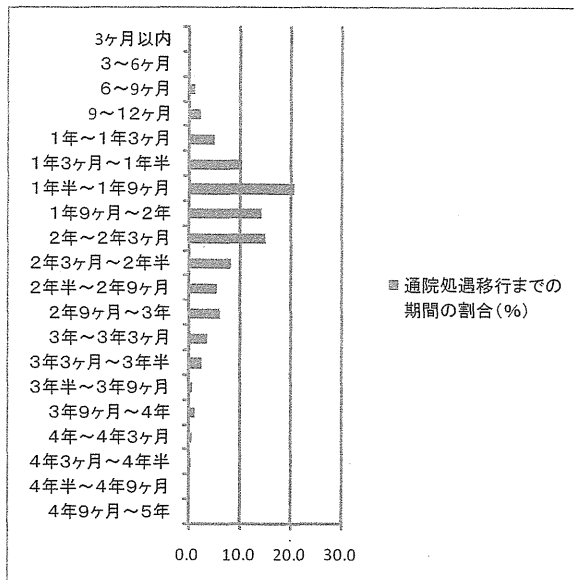


図1 通院処遇移行までの期間と割合

表2 中項目それぞれのCOX比例ハザードモデルの統計量<sup>3</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	カイニ乗値	自由度	P値		下限	上限
精神病症状	-0.345	0.063	30.056	1	0.000	0.709	0.626	0.801
非精神病性症状	-0.377	0.074	26.222	1	0.000	0.686	0.593	0.792
自殺企図	-0.103	0.100	1.058	1	0.304	0.902	0.742	1.098
内省・洞察	-0.346	0.093	13.821	1	0.000	0.708	0.590	0.849
生活能力	-0.365	0.076	23.165	1	0.000	0.694	0.598	0.805
衝動コントロール	-0.293	0.059	24.428	1	0.000	0.746	0.664	0.838
共感性	-0.379	0.091	17.434	1	0.000	0.685	0.573	0.818
非社会性	-0.300	0.068	19.458	1	0.000	0.741	0.649	0.847
対人暴力	-0.192	0.063	9.373	1	0.002	0.826	0.730	0.933
個人的支援	-0.097	0.083	1.360	1	0.243	0.908	0.771	1.068
コミュニティ要因	-0.345	0.094	13.352	1	0.000	0.708	0.589	0.852
ストレス	-0.361	0.088	16.723	1	0.000	0.697	0.586	0.829
物質乱用	0.137	0.067	4.122	1	0.042	1.147	1.005	1.309
現実的計画	-0.132	0.187	0.500	1	0.480	0.876	0.607	1.264
コンプライアンス	-0.210	0.084	6.187	1	0.013	0.811	0.687	0.957
治療効果	-0.513	0.139	13.556	1	0.000	0.599	0.455	0.787
治療・ケアの継続性	-0.303	0.145	4.374	1	0.036	0.739	0.557	0.981
17項目合計	-0.083	0.011	55.247	1	0.000	0.921	0.901	0.941

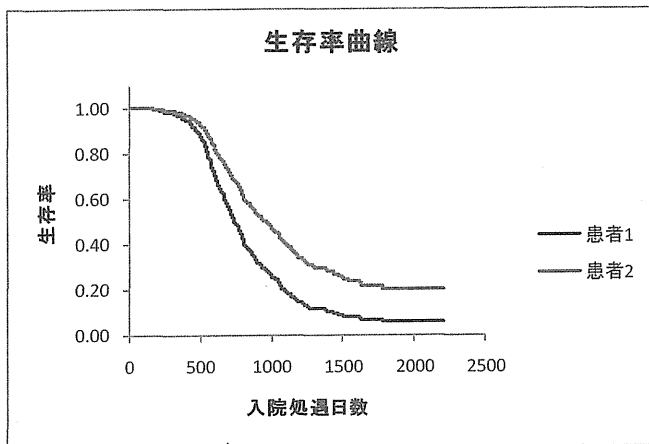


図2 【衝動コントロール】の生存率曲線

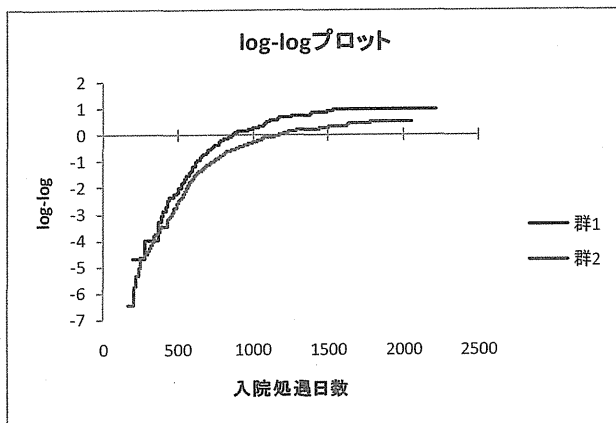


図3 【衝動コントロール】のlog-logプロット

<sup>3</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。