

が共通評価項目によって問題を認めた際に、暴力を未然に防ぐ対応を行った、あるいは施設によってその対応に差があったとすれば、一方で実際の暴力発生から振り返って評価の予測力を検討することは困難になる。

これら 2 つの要因によって本研究にて予測力の高いモデルを抽出できなかった可能性がある。2 つの要因のうち、後者が大きければ院内暴力の予測力の検証は困難になるが、前者については、他の時期の評価を用いた予測を検証することで、短期～中期の予測の可能

性を再度吟味することができる。

今後は入院継続申請時等、他の時期の共通評価項目評定を用いて、院内暴力の予測力の検証を再度行いたい。

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

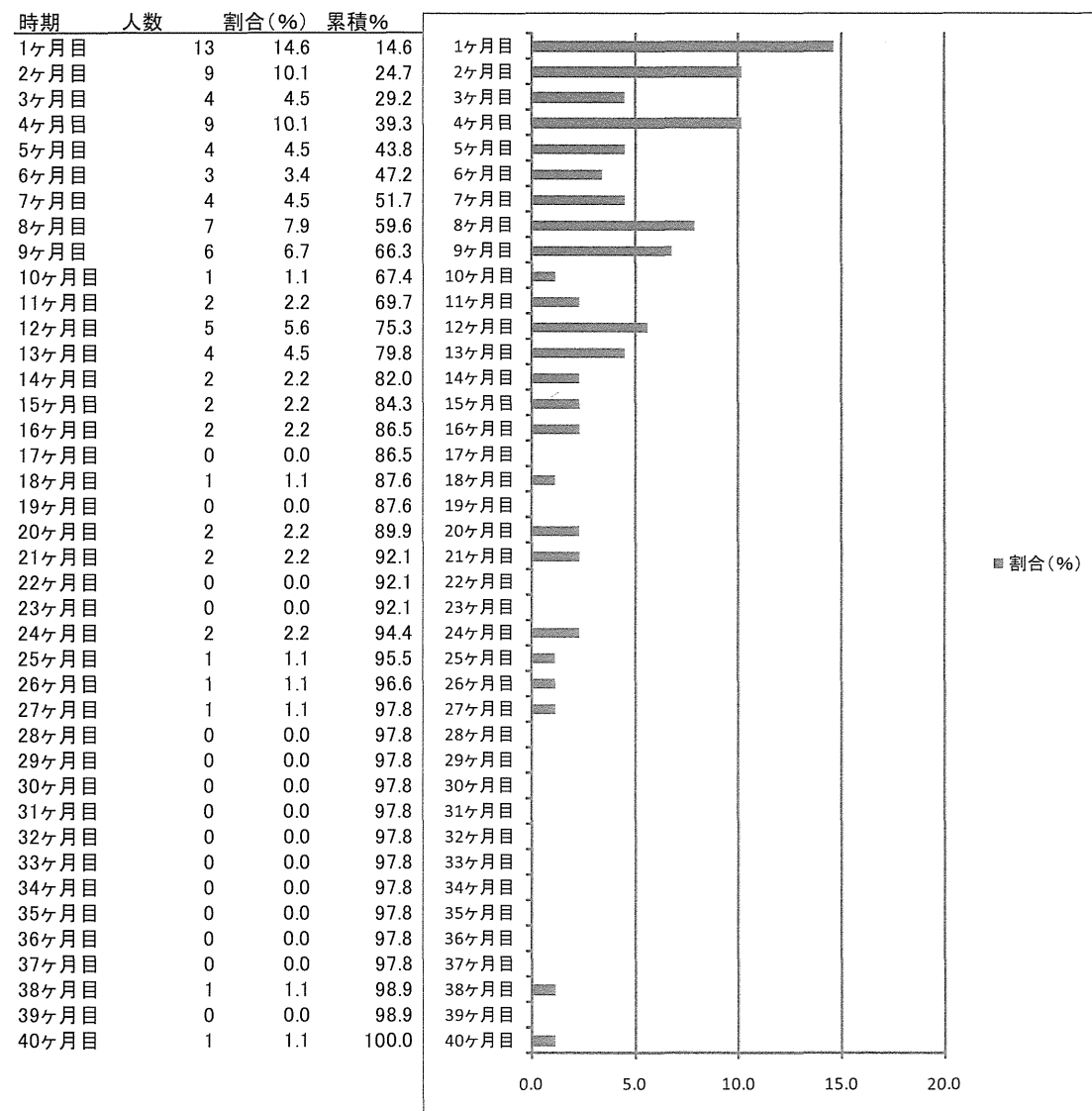


図1 初回院内対人暴力の発生時期の割合

表2 17項目合計点によるROC曲線の解析：基本統計量

4か月以内 の院内暴力	17項目合計	
	なし	あり
n	535	23
平均	21.849	21.304
不偏分散	44.814	69.585
標準偏差	6.694	8.342
最小値	0	0
最大値	32	31

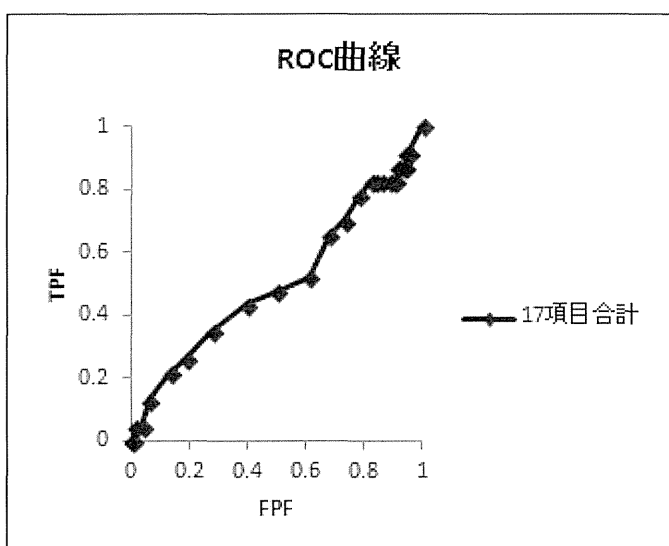


図2 17項目合計点によるROC曲線

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		
4か月以内の院内暴力	なし	あり
n	535	23
平均	5.598	5.913
不偏分散	9.679	11.083
標準偏差	3.111	3.329
最小値	0	0
最大値	13	11

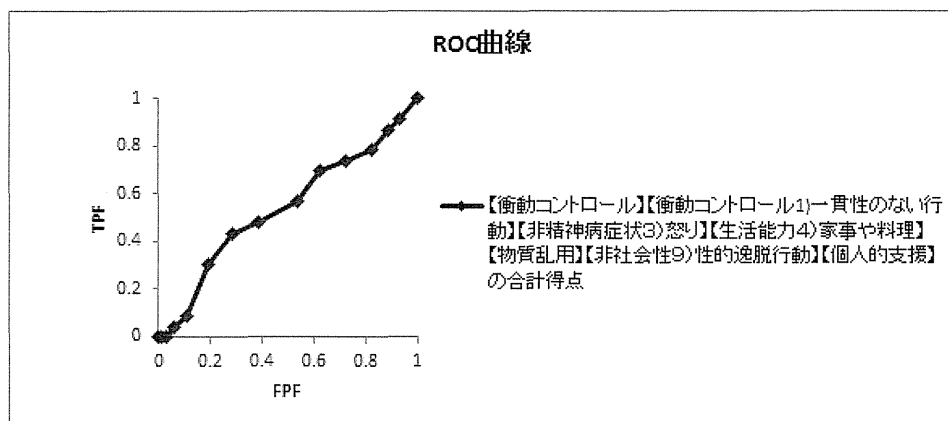


図3 【衝動コントロール】【衝動コントロール1)一貫性のない行動】【非精神病症状3)怒り】
 【生活能力4)家事や料理】【物質乱用】【非社会性9)性的逸脱行動】【個人的支援】の合計得点によるROC曲線

表 4 院内対人暴力の予測力が示された 13 項目の合計点による ROC 曲線の解析：基本統計量

	院内対人暴力の予測 力が示された 13 項目 の合計点	
	なし	あり
4 か月以内 の院内暴力		
n	535	23
平均	7.843	9.391
不偏分散	29.945	31.704
標準偏差	5.472	5.631
最小値	0	0
最大値	26	18

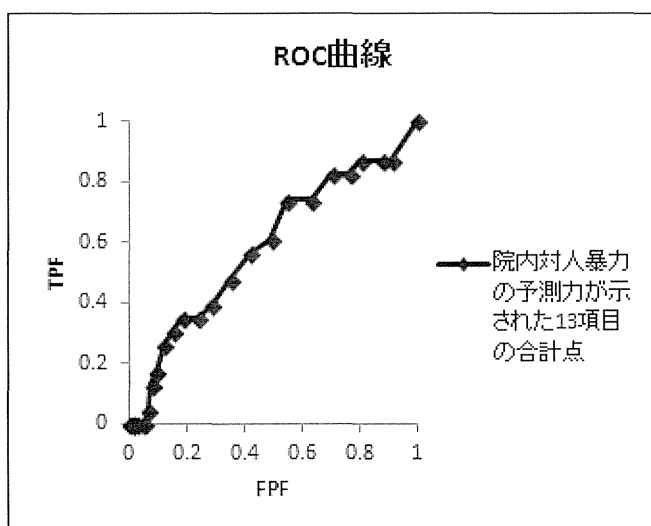


図 4 院内対人暴力の予測力が示された 13 項目の合計点による ROC 曲線

表5 13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	0.658	0.336	0.573	3.833	1	0.050	-0.001	1.316	1.930	0.999	3.729
内省・洞察2)対象行為以外の他害行為への内省	-0.557	0.295	-0.487	3.574	1	0.059	-1.135	0.020	0.573	0.321	1.021
生活能力13)余暇を有効に過ごせない	0.380	0.273	0.302	1.930	1	0.165	-0.156	0.915	1.462	0.856	2.497
非社会性5)他者を脅す	0.869	0.330	0.526	6.950	1	0.008	0.223	1.515	2.384	1.250	4.548
非社会性7)故意の器物破損	-0.747	0.519	-0.391	2.075	1	0.150	-1.765	0.270	0.474	0.171	1.310
定数項	-4.104	0.600		46.779	1	0.000	-5.280	-2.928	0.017	0.005	0.054

表6 13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	0.658	1	1.930
内省・洞察2)対象行為以外の他害行為への内省	-0.557	1	0.573
生活能力13)余暇を有効に過ごせない	0.380	1	1.462
非社会性5)他者を脅す	0.869	1	2.384
非社会性7)故意の器物破損	-0.747	1	0.474
定数項	-4.104		
4か月以内の院内暴力		0.0292	

表7 【衝動コントロール】【生活能力13)余暇を有効に過ごせない】【非社会性5)他者を脅す】の3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】
 【生活能力13)余暇を有効に過ごせない】
 【非社会性5)他者を脅す】
 の3項目の合計得点

4か月以

内の院内 なし あり

暴力

n	535	23
平均	2.170	3.087
不偏分散	2.254	2.628
標準偏差	1.501	1.621
最小値	0	0
最大値	6	6

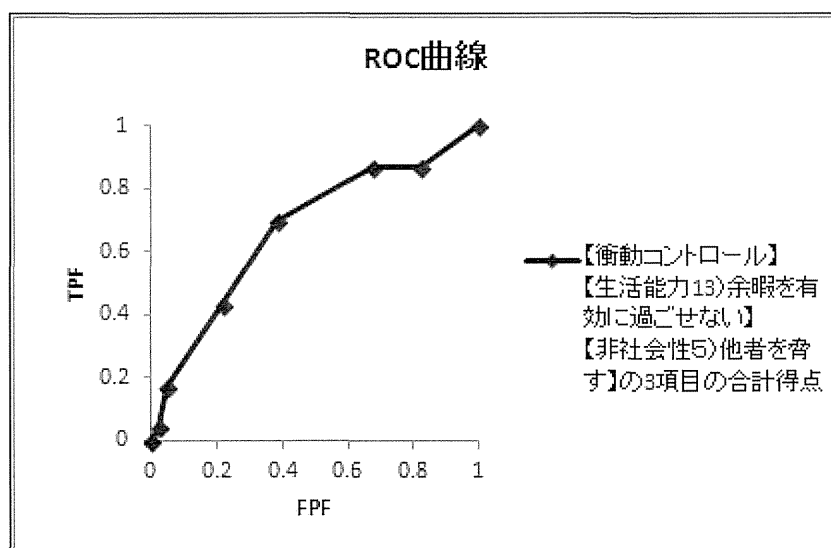


図5 【衝動コントロール】【生活能力13)余暇を有効に過ごせない】【非社会性5)他者を脅す】の3項目の合計得点によるROC曲線

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

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¹⁾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、入院時初回評価の共通評価項目の各項目の予測力を検証した。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¹⁾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の予測力を評価した。しかし西村ら¹⁾が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ところ、最も高い組み合わせでもAUC=.649となり、十分な予測力は得られなかった。

前章では短期～中期のスパンでの院内暴力を予測するモデルを検証するため、入院時初回評価の共通評価項目の評定によって入院後3週～4ヶ月の院内対人暴力を予測するモデルの抽出を試みた。しかし最も高い組み合わせでもAUC=.671となり、十分とされる0.7には及ばなかった。

入院時初回評価による院内暴力の予測が困難であったことは、入院時初回評価は評価期間が対象行為の6ヶ月前から評定時までと長く、比較的静的な評価となることが要因として考えられた。短期～中期予測を行う際に、元となる評価期間の長い静的な評価は適さなかったと見ることもできるため、本研究では他の時期の共通評価項目評定を用いて、院内暴力の予測力の検証を再度行いたい。そのため初回入院継続申請時の共通評価項目評定を

用い、短期～中期の暴力予測を検証することを目的とする。

最終的には初回入院継続申請以後の暴力を予測するモデルを探索するが、本研究ではその前段階として、初回入院継続申請時の共通評価項目の各項目が、その後の院内暴力をどの程度予測するのか解析することを目的とする。

この目的のため、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。

その結果、解析の対象となったサンプル数は 514 名となった。入院から 6 ヶ月以降の院内対人暴力有り事例は 47 名、残りの 467 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 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中の対人暴力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初回入院継続申請以後の院内対人暴力の予測

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。表 2 から【非精神病性症状】【衝動コントロール】【治療効果】の 3 項目および 17 項目合計点は 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。【共感性】【非社会性】【ストレス】の 3 項目は COX 比例ハザードモデルによ

る検定が 10%水準の有意傾向になった。【非精神病性症状】【衝動コントロール】【共感性】【ストレス】【治療効果】【17 項目合計点】の生存率曲線と log-log プロットを図 2～図 13 に示す。【非社会性】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つた。図 3 から【非精神病性症状】の 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 2 の 1.820 のハザード比 (95%信頼区間: 1.093—3.031) で【非精神病性症状】の評定が 1 点増すごとに初回入院継続申請以後の院内対人暴力が早期に起こる危険性が高まること明らかになった。

図 5 から【衝動コントロール】の 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 2 の 2.111 のハザード比 (95%信頼区間: 1.450—3.075) で【衝動コントロール】の評定が 1 点増すごとに初回入院継続申請以後の院内対人暴力が早期に起こる危険性が高まること明らかになった。

図 7 から【共感性】の 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 2 の 1.618 のハザード比 (95%信頼区間: 0.922—2.840) で【共感性】の評定が 1 点増すごとに初回入院継続申請以後の院内対人暴力が早期に起こる傾向があること明らかになった。

図 9 から【ストレス】の 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 2 の 1.722 のハザード比 (95%信頼区間: 0.949—3.124) で【ストレス】の評定が 1 点増すごとに初回入院継続申請以後の院内対人暴力が早期に起こる傾向があることが明らかになった。

図 11 から【治療効果】の COX 比例ハザードモデルによる解析は比例ハザード性があるとは言い難い。それ故、【治療効果】の初回入院継続申請以後の院内対人暴力の予測力を評

価するため、評定値ごとの生存率曲線の群間比較を行った。初回入院継続申請の【治療効果】は各評定値の人数が 0 点=56 名、1 点=452 名、2 点=6 名と 2 点の人数が少ないため、【治療効果】0 点の群と 1 点以上の群とで生存率曲線の群間比較を行った。【治療効果】の 0 点の群と 1 点以上の群との生存率曲線を図 14 に、【治療効果】生存率曲線の差の検定 (0 点、1 点以上の 2 群) を表 3 に示した。表 3 から初回入院継続申請時評価の【治療効果】の評定値の 2 群の間の差は 10%水準の有意傾向に留まった。

図 13 から【17 項目合計点】の 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 2 の 1.107 のハザード比¹ (95%信頼区間: 1.034—1.185) で【17 項目合計点】が 1 点増すごとに初回入院継続申請以後の院内対人暴力が早期に起こる危険性があることが明らかになった。

【非社会性】の項目は比例ハザード性が確認できなかったため、評定値ごとの生存率曲線の比較を行った。初回入院継続申請時評価の【非社会性】は評定値が 0 点=349 名、1 点=81 名、2 点=84 名であった。【非社会性】の各評定値 3 群の生存率曲線を図 15 に、【非社会性】生存率曲線の差の検定 (0 点、1 点、2 点の 3 群) を表 4 に示した。表 4 から初回入院継続申請時評価の【非社会性】の評定値の 3 群の間には生存率曲線に差が認められな

¹ 17 項目合計点のハザード比は他の項目のハザード比に比べて値が小さいが、ハザード比は点数が 1 点増すごとの発生率の増加である為、各項目は 0 点—2 点のレンジであるため、【衝動コントロール】のハザード比 2.111 では【治療効果】2 点の際には $2.111^2=4.456$ 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 0 点—32 点に分布しているため、32 点の対象者では 0 点の対象者に対して $1.107^{32}=25.866$ 倍の危険性になる。それ故、17 項目合計点のハザード比=1.107 は他と比べて小さい値ではない。

かった。

2) 【精神病症状】の各小項目による初回入院継続申請後の院内対人暴力の予測

【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 5 にまとめた。表 5 のように、単一の項目で初回入院継続申請後の院内対人暴力を 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】の各小項目による初回入院継続申請後の院内対人暴力の予測

【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 6 にまとめた。表 6 から【1) 興奮・躁状態】【3) 怒り】【8) 知的障害】の 3 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。3 項目はいずれも群 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。それ故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【1) 興奮・躁状態】は評定値が 0 点=358 名、1 点=85 名、2 点=71 名であった。【1) 興奮・躁状態】3 群の生存率曲線を図 16 に、生存率曲線の差の検定(0 点、1 点、2 点の 3 群比較)を表 7 に示した。表 7 から【1) 興奮・躁状態】の評定値の 3 群の間の差は 10%水準の有意傾向に留まらなかった。

初回入院継続申請時の【3) 怒り】は評定値が 0 点=315 名、1 点=104 名、2 点=95 名であった。【3) 怒り】3 群の生存率曲線を図 17 に、生存率曲線の差の検定(0 点、1 点、2 点の 3 群比較)を表 8 に示した。表 8 から【3) 怒り】の評定値の 3 群の間の差は 10%水準の有意傾向に留まった。

初回入院継続申請時の【8) 知的障害】は

評定値が 0 点=268 名、1 点=128 名、2 点=118 名であった。【8) 知的障害】3 群の生存率曲線を図 18 に、生存率曲線の差の検定(0 点、1 点、2 点の 3 群比較)を表 9 に、【8) 知的障害】生存率曲線の各群の差の検定を表 10~表 12 に示した。表 9 および表 10~表 12 から、【8) 知的障害】の評定が 2 点の群は 0 点の群および 1 点の群との間には 1%水準で有意な差が認められた。0 点の群と 1 点の群との間には差は認められなかった。

4) 【内省・洞察】の各小項目による初回入院継続申請後の院内対人暴力の予測

【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 13 にまとめた。表 13 から【4) 対象行為の要因理解】の小項目のみ 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。【4) 対象行為の要因理解】の生存率曲線と log-log プロットを図 19~図 20 に示す。図 20 から【4) 対象行為の要因理解】の 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 13 の 1.990 のハザード比(95%信頼区間: 1.077-3.677)で【4) 対象行為の要因理解】の評定が 1 点増すごとに初回入院継続申請後の院内対人暴力が早期に起こる危険性があることが明らかになった。

5) 【生活能力】の各小項目による初回入院継続申請後の院内対人暴力の予測

【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 14 にまとめた。表 14 から【3) 金銭管理】の小項目のみが 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】【12) 過度の依存】【13) 余暇を有効に過ごせない】の 3 項目は COX 比例ハザードモデルによる検定が 10%水準の有意傾向になった。上記の 4 項目とも群 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【1）生活リズム】は評定値が0点=308名、1点=167名、2点=39名であった。【1）生活リズム】3群の生存率曲線を図21に、生存率曲線の差の検定(0点、1点、2点の3群比較)を表15に、【1）生活リズム】生存率曲線の各群の差の検定を表16～表18に示した。表15および表16～表18から、【1）生活リズム】の評定が2点の群は0点の群および1点の群との間には5%水準で有意な差が認められた。0点の群と1点の群との間には差は認められなかった。

初回入院継続申請時の【3）金銭管理】は評定値が0点=284名、1点=137名、2点=93名であった。【3）金銭管理】3群の生存率曲線を図22に、生存率曲線の差の検定(0点、1点、2点の3群比較)を表19に、【3）金銭管理】生存率曲線の各群の差の検定を表20～表22に示した。表19および表20～表22から、【3）金銭管理】の評定が2点の群と0点の群との間には5%水準で有意な差が認められた。0点の群と1点の群との間、1点の群と2点の群との間には有意な差は認められなかった。

初回入院継続申請時の【12）過度の依存】は評定値が0点=411名、1点=75名、2点=28名であった。【12）過度の依存】3群の生存率曲線を図23に、生存率曲線の差の検定(0点、1点、2点の3群比較)を表23に示した。表23から【12）過度の依存】の評定値の3群の間の差は10%水準の有意傾向に留まった。

初回入院継続申請時の【13）余暇を有効に過ごせない】は評定値が0点=282名、1点=169名、2点=63名であった。【13）余暇を有効に過ごせない】3群の生存率曲線を図24に、生存率曲線の差の検定(0点、1点、2点の3

群比較)を表24に示した。表24から【13）余暇を有効に過ごせない】の評定値の3群の間の差には有意な差は認められなかった。

6)【衝動コントロール】の各小項目による初回入院継続申請後の院内対人暴力の予測

【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25にまとめた。表25から【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】の3つの小項目が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。3項目とも群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【1）一貫性のない行動】は評定値が0点=359名、1点=88名、2点=67名であった。【1）一貫性のない行動】3群の生存率曲線を図25に、生存率曲線の差の検定(0点、1点、2点の3群比較)を表26に、【1）一貫性のない行動】生存率曲線の各群の差の検定を表27～表29に示した。表26および表27～表29から、【1）一貫性のない行動】の評定が0点の群と2点の群との間には5%水準で有意な差が認められた。1点の群と2点の群との間には差は認められず、0点の群と1点の群との間の差は10%水準の有意傾向に留まった。

初回入院継続申請時の【3）先の予測をしない】は評定値が0点=290名、1点=116名、2点=108名であった。【3）先の予測をしない】3群の生存率曲線を図26に、生存率曲線の差の検定(0点、1点、2点の3群比較)を表30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31～表33に示した。表30および表31～表33から、【3）先の予測をしない】の評定が0点の群と1点の群および2点の群との間には5%水準で有意な差

が認められた。1点の群と2点の群との間には差は認められなかった。

初回入院継続申請時の【5）怒りの感情の行動化】は評定値が0点=364名、1点=63名、2点=87名であった。【5）怒りの感情の行動化】3群の生存率曲線を図27に、生存率曲線の差の検定(0点、1点、2点の3群比較)を表34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35～表37に示した。表34および表35～表37から、【5）怒りの感情の行動化】の評定が0点の群と2点の群との間には1%水準で有意な差が認められた。1点の群と0点の群および2点の群との間には差は認められなかった。

7) 【非社会性】の各小項目による初回入院継続申請後の院内対人暴力の予測

【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38にまとめた。表38ら【7）故意の器物破損】の小項目のみが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。【7）故意の器物破損】の小項目は群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【7）故意の器物破損】は評定値が0点=486名、1点=12名、2点=16名と1点と2点の群の人数が少なかったため、0点の群と1点以上の群とで生存率曲線の群間比較を行った。【7）故意の器物破損】の0点の群と1点以上の群との生存率曲線を図36に、【7）故意の器物破損】生存率曲線の差の検定(0点、1点以上の2群)を表39に示した。表39から初回入院継続申請時評価の【7）故意の器物破損】の評定値0点の群と1点以上の群の生存率曲線には5%水準で有意な差が認められた。

8) 【現実的計画】の各小項目による初回入院継続申請後の院内対人暴力の予測

【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40にまとめた。表40のように、単一の項目で初回入院継続申請後の院内対人暴力を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40の中で【1）退院後の治療プランへの同意】【5）緊急時の対応】【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。【1）退院後の治療プランへの同意】は評定値が0点=13名、1点=24名、2点=477名と大部分が2点であり、かつ0点の群と1点の群はいずれも初回入院継続申請後の院内対人暴力が1例もなかった。

【5）緊急時の対応】は評定値が0点=11名、1点=5名、2点=498名と大部分が2点であり、かつ0点の群と1点の群はいずれも初回入院継続申請後の院内対人暴力が1例もなかった。【8）地域への受け入れ体制】は評定値が0点=15名、1点=18名、2点=480名と大部分が2点であり、かつ0点の群と1点の群はいずれも初回入院継続申請後の院内対人暴力が1例もなかった。これら3つの項目については、2点の群と1点以下の群とで生存率曲線の群間比較を行った。

【1）退院後の治療プランへの同意】の1点以下の群と2点の群との生存率曲線を図37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)を表41に示した。表41のように、【1）退院後の治療プランへの同意】の評定値1点以下の群と2点の群との差は10%水準の有意傾向に留まった。

【5）緊急時の対応】の1点以下の群と2点の群との生存率曲線を図38に、【5）緊急時の対応】生存率曲線の差の検定(0点、1点以上の2群)を表42に示した。表42のように、【5）緊急時の対応】の評定値1点以下

の群と2点の群との間には有意な差は認められなかった。

【8）地域への受け入れ体制】の1点以下の群と2点の群との生存率曲線を図39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)を表43に示した。表43のように、【8）地域への受け入れ体制】の評定値1点以下の群と2点の群との差は10%水準の有意傾向に留まった。

9) 【治療・ケアの継続性】の各小項目による初回入院継続申請以後の院内対人暴力の予測

【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44にまとめた。表44のように、単一の項目で初回入院継続申請以後の院内対人暴力を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、その後の院内暴力を予測できる共通評価項目の下位項目は限られている。中項目では【非精神病性症状】【衝動コントロール】、小項目では【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】の計10項目に留まった。

今後は本研究の結果を踏まえ、短期～中期のスパンでの院内暴力を予測するモデルを探索する。

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

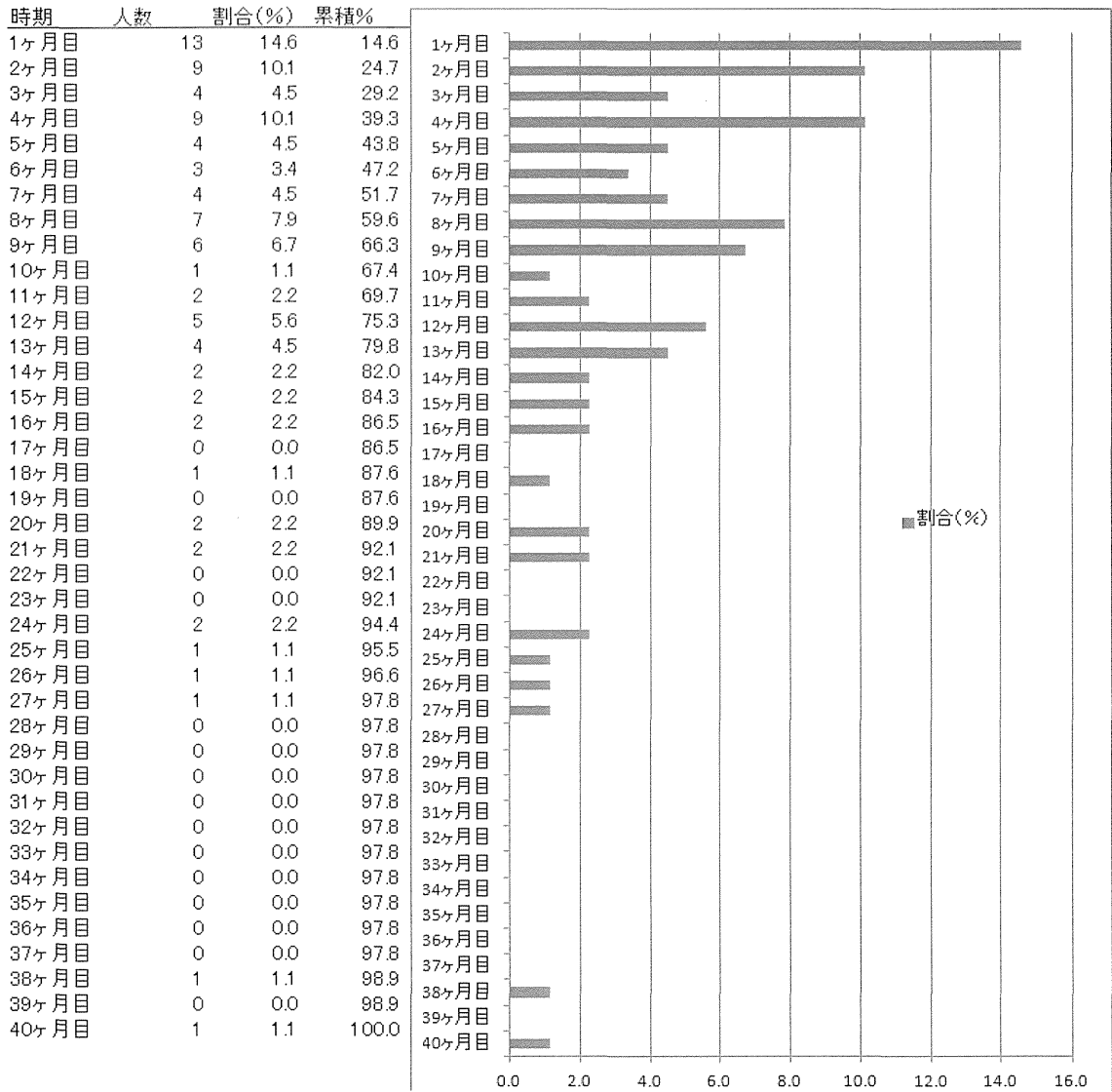


図1 初回院内対人暴力の発生時期の割合

表2 中項目それぞれの COX 比例ハザードモデルの統計量²

共変量	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
精神病症状	0.031	0.196	0.025	1	0.875	1.031	0.702	1.516
非精神病性症状	0.599	0.260	5.300	1	0.021	1.820	1.093	3.031
自殺企図	0.087	0.263	0.108	1	0.742	1.090	0.651	1.827
内省・洞察	0.442	0.329	1.808	1	0.179	1.556	0.817	2.965
生活能力	0.030	0.248	0.015	1	0.903	1.031	0.634	1.676
衝動コントロール	0.747	0.192	15.172	1	0.000	2.111	1.450	3.075
共感性	0.481	0.287	2.811	1	0.094	1.618	0.922	2.840
非社会性	0.327	0.170	3.676	1	0.055	1.386	0.993	1.936
対人暴力	0.183	0.172	1.128	1	0.288	1.201	0.857	1.683
個人的支援	0.292	0.247	1.388	1	0.239	1.338	0.824	2.174
コミュニティ要因	0.404	0.360	1.260	1	0.262	1.497	0.740	3.029
ストレス	0.543	0.304	3.197	1	0.074	1.722	0.949	3.124
物質乱用	-0.176	0.219	0.645	1	0.422	0.839	0.547	1.288
現実的計画	-0.117	0.524	0.050	1	0.824	0.890	0.319	2.484
コンプライアンス	0.319	0.252	1.606	1	0.205	1.376	0.840	2.255
治療効果	1.496	0.547	7.473	1	0.006	4.462	1.527	13.040
治療・ケアの継続性	0.701	0.825	0.724	1	0.395	2.016	0.401	10.149
17項目合計	0.101	0.035	8.496	1	0.004	1.107	1.034	1.185

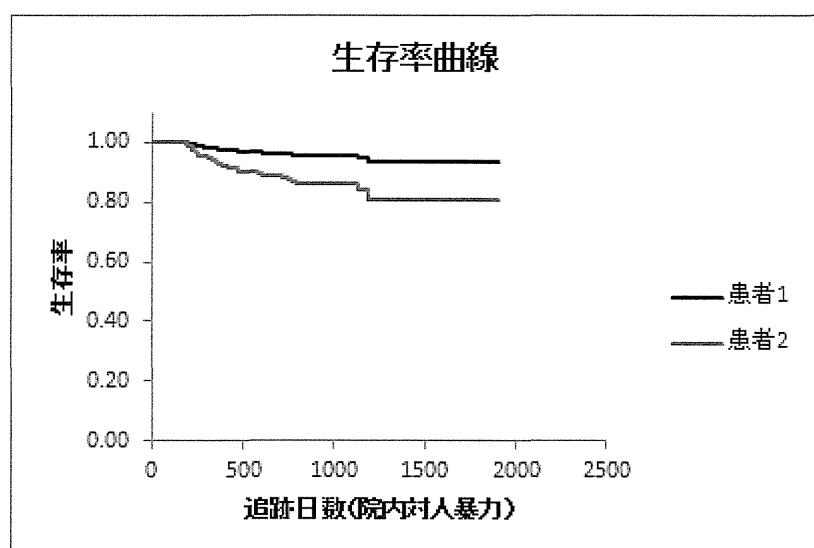


図2 【非精神病性症状】の生存率曲線

² 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。

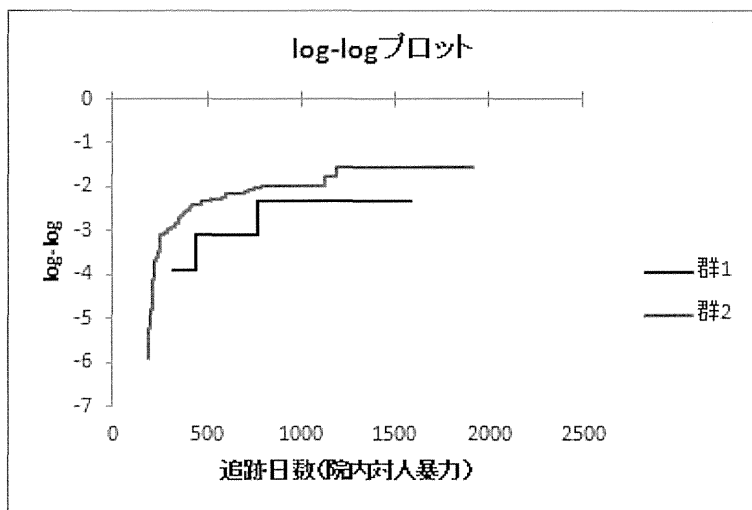


図3 【非精神病性症状】のlog-logプロット

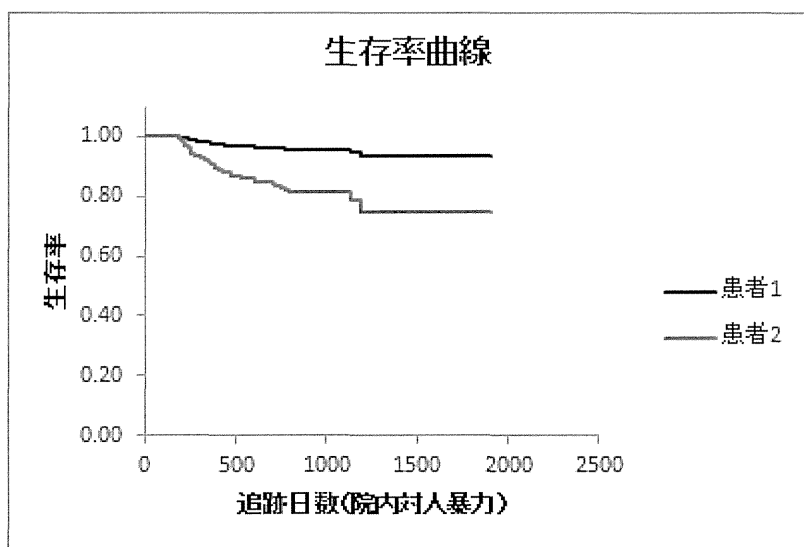


図4 【衝動コントロール】の生存率曲線

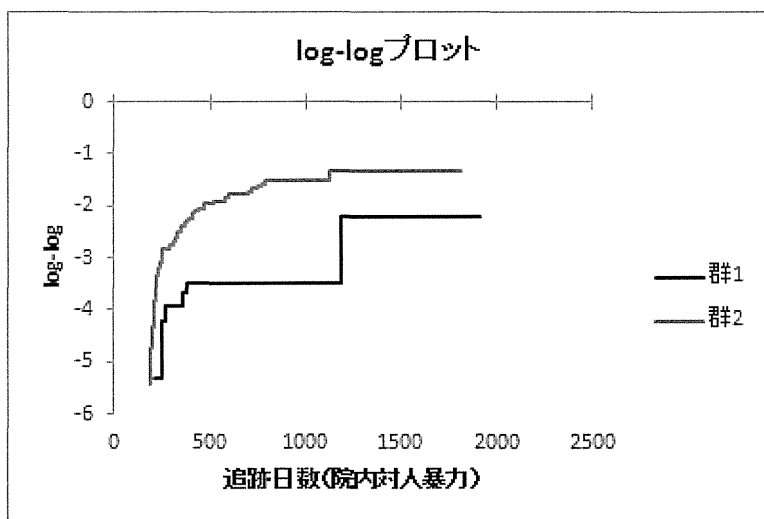


図5 【衝動コントロール】のlog-logプロット

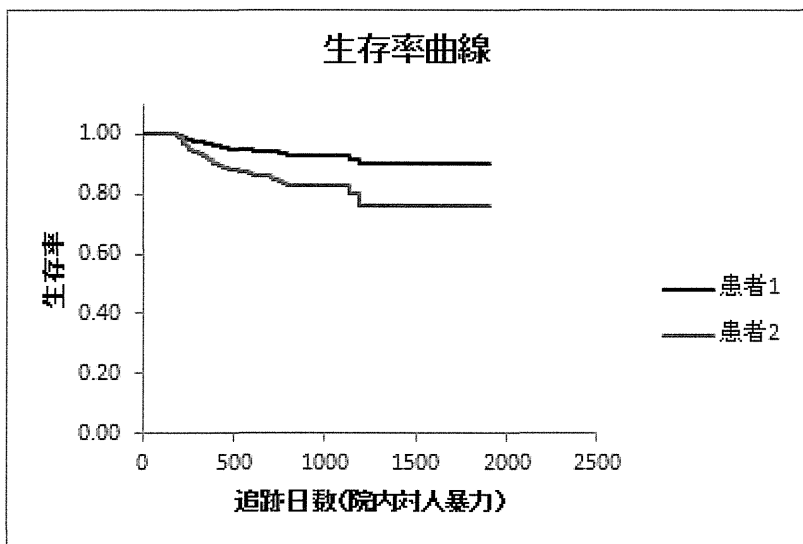


図6 【共感性】の生存率曲線

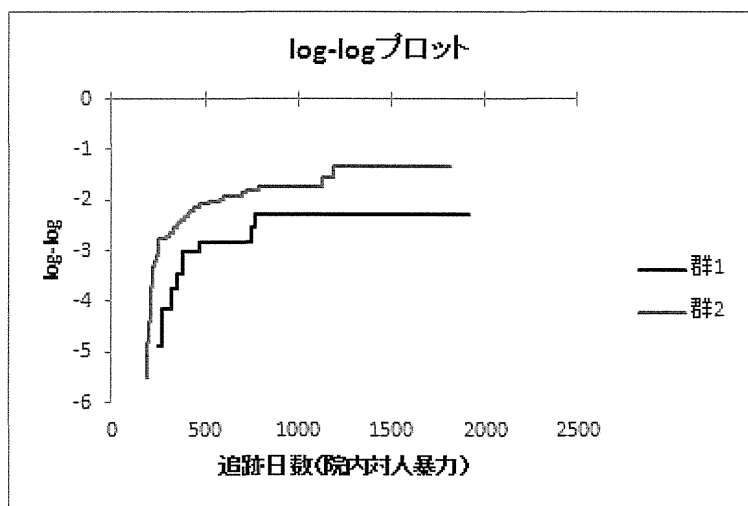


図7 【共感性】のlog-logプロット

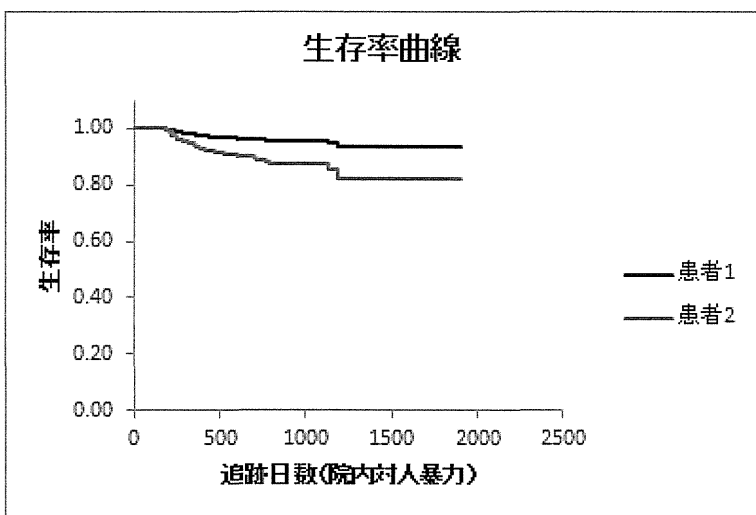


図8 【ストレス】の生存率曲線

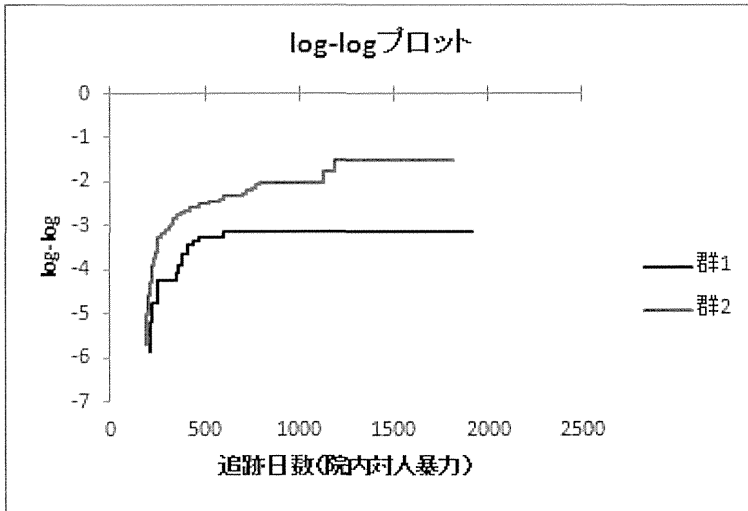


図9 【ストレス】のlog-logプロット

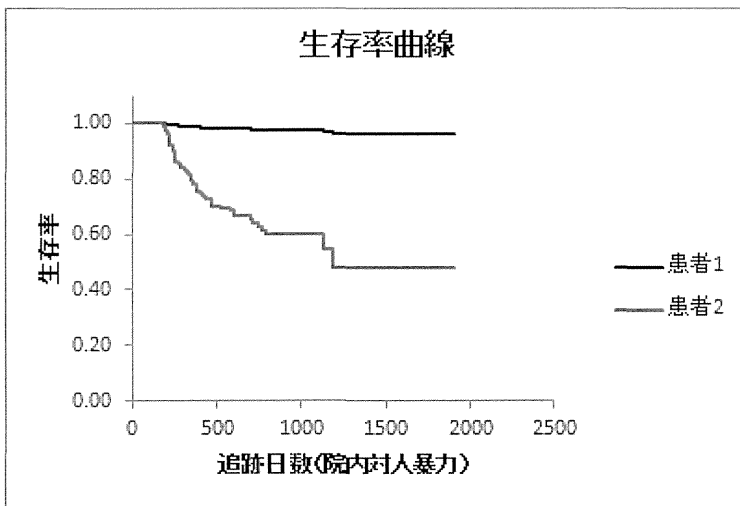


図10 【治療効果】の生存率曲線

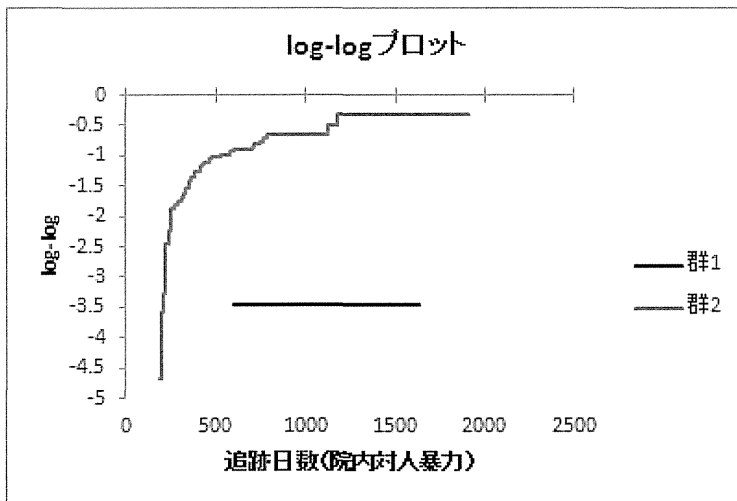


図11 【治療効果】のlog-logプロット

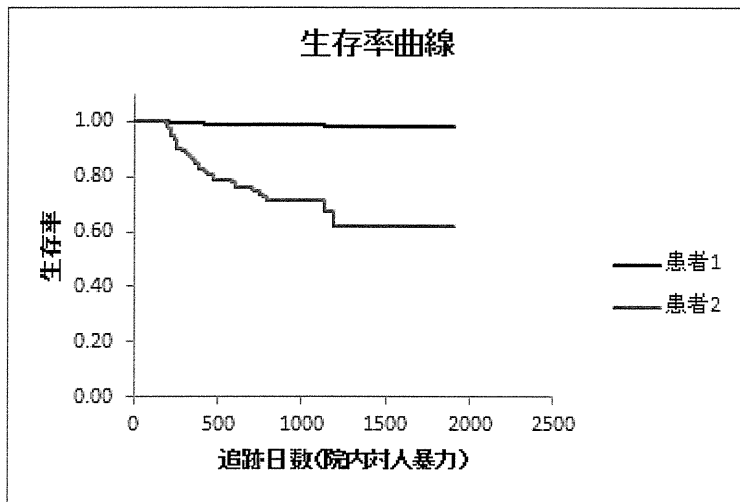


図 12 【17 項目合計点】の生存率曲線

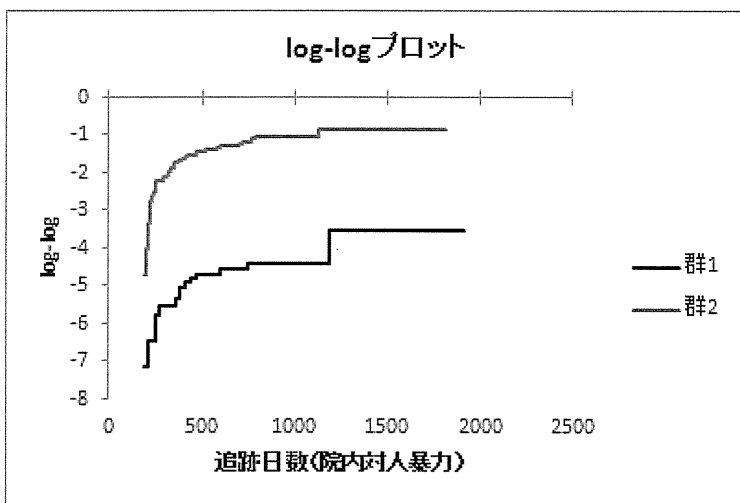


図 13 【17 項目合計点】の log-log プロット

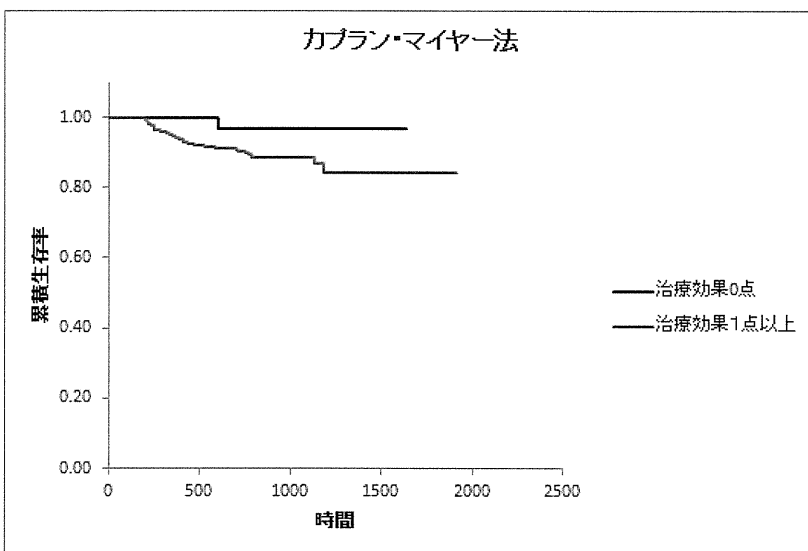


図 14 【治療効果】の生存率曲線 (0 点、1 点以上の 2 群比較)