

表 4 認知療法・認知行動療法の実施経験、トレーニング経験

		該当あり	該当なし	回答なし	合計
これまでに個人 CBT を実施したことがありますか	度数	32	458	0	490
	比率(%)	6.5%	93.5%	0.0%	100.0%
これまでに集団 CBT を実施したことがありますか	度数	49	440	1	490
	比率(%)	10.0%	89.8%	0.2%	100.0%
これまでに CBT のトレーニングや講習を受けたことがありますか	度数	105	385	0	490
	比率(%)	21.4%	78.6%	0.0%	100.0%
これまでに CBT に関する書籍(専門書)を読んだことがありますか	度数	211	278	1	490
	比率(%)	43.1%	56.7%	0.2%	100.0%
機会があれば CBT のトレーニングや講習を受けてみたいと思いますか	度数	414	73	3	490
	比率(%)	84.5%	14.9%	0.6%	100.0%
機会があれば CBT を実施してみたいと思いますか	度数	361	121	8	490
	比率(%)	73.7%	24.7%	1.6%	100.0%

表 5 認知療法・認知行動療法の実施経験・トレーニング経験と所在地のクロス表

			北海道	東北	関東	中部	北陸	近畿	中国	四国	九州	総計
個人 CBT の実施経験	あり	度数	5	5	4	4	0	1	3	4	6	32
		比率(%)	15.6	15.6	12.5	12.5	0.0	3.1	9.4	12.5	18.8	100.0
	なし	度数	24	51	94	41	26	47	33	23	119	458
		比率(%)	5.2	11.1	20.5	9.0	5.7	10.3	7.2	5.0	26.0	100.0
集団 CBT の実施経験	あり	度数	8	5	7	4	1	3	5	6	10	49
		比率(%)	16.3	10.2	14.3	8.2	2.0	6.1	10.2	12.2	20.4	100.0

CBT のトレーニングや講習経験	なし	度数	21	51	90	41	25	45	31	21	115	440
		比率(%)	4.8	11.6	20.5	9.3	5.7	10.2	7.0	4.8	26.1	100.0
	あり	度数	11	12	22	8	3	12	7	6	24	105
		比率(%)	10.5	11.4	21.0	7.6	2.9	11.4	6.7	5.7	22.9	100.0
CBT に関する書籍(専門書)の読書経験	なし	度数	18	44	76	37	23	36	29	21	101	385
		比率(%)	4.7	11.4	19.7	9.6	6.0	9.4	7.5	5.5	26.2	100.0
	あり	度数	21	19	40	19	11	20	14	14	53	211
		比率(%)	10.0	9.0	19.0	9.0	5.2	9.5	6.6	6.6	25.1	100.0
CBT トレーニングや講習ニーズ	なし	度数	8	37	58	26	15	28	22	13	71	278
		比率(%)	2.9	13.3	20.9	9.4	5.4	10.1	7.9	4.7	25.5	100.0
	あり	度数	23	49	85	36	21	39	32	23	106	414
		比率(%)	5.6	11.8	20.5	8.7	5.1	9.4	7.7	5.6	25.6	100.0
CBT 実施ニーズ	なし	度数	6	6	13	9	5	9	4	3	18	73
		比率(%)	8.2	8.2	17.8	12.3	6.8	12.3	5.5	4.1	24.7	100.0
	あり	度数	22	43	73	32	16	35	24	20	96	361
		比率(%)	6.1	11.9	20.2	8.9	4.4	9.7	6.6	5.5	26.6	100.0
	なし	度数	7	11	25	13	8	13	11	6	27	121
		比率(%)	5.8	9.1	20.7	10.7	6.6	10.7	9.1	5.0	22.3	100.0

表 6 認知行動療法の実施経験・トレーニング経験と施設種別のクロス集計

			大学病院	総合病院 精神科	単科精神 科病院	精神科診 療所	その他	総計
個人 CBT の実施経験	あり	度数	0	2	30	0	0	32
		比率(%)	0.0	6.3	93.8	0.0	0.0	100.0
	なし	度数	1	19	423	0	12	455
		比率(%)	0.2	4.2	93.0	0.0	2.6	100.0
集団 CBT の実施経験	あり	度数	0	3	46	0	0	49
		比率(%)	0.0	6.1	93.9	0.0	0.0	100.0
	なし	度数	1	18	406	0	12	437
		比率(%)	0.2	4.1	92.9	0.0	2.74	100.0
CBT のトレーニングや講習経験	あり	度数	1	8	93	0	2	104
		比率(%)	1.0	7.7	89.4	0.0	1.9	100.0
	なし	度数	0	13	360	0	10	383
		比率(%)	0.0	3.4	94.0	0.0	2.6	100.0
CBT に関する書籍(専門書)の読書 経験	あり	度数	1	11	196	0	3	211
		比率(%)	0.5	5.2	92.9	0.0	1.4	100.0
	なし	度数	0	10	256	0	9	275
		比率(%)	0.0	3.6	93.1	0.0	3.3	100.0
CBT トレーニングや講習ニーズ	あり	度数	1	19	382	0	9	411
		比率(%)	0.2	4.6	92.9	0.0	2.2	100.0

CBT 実施ニーズ	なし	度数	0	2	69	0	2	73
		比率(%)	0.0	2.7	94.5	0.0	2.7	100.0
	あり	度数	1	16	334	0	8	359
		比率(%)	0.3	4.5	93.0	0.0	2.2	100.0
	なし	度数	0	5	112	0	3	120
		比率(%)	0.0	4.2	93.3	0.0	2.5	100.0

表 7 認知行動療法の実施状況・トレーニング状況と年代のクロス表

			20代	30代	40代	50代	60代	総計
個人 CBT の実施経験	あり	度数	3	13	9	4	1	30
		比率(%)	10.0	43.3	30.0	13.3	3.3	100.0
	なし	度数	52	222	123	46	8	451
		比率(%)	11.5	49.2	27.3	10.2	1.8	100.0
集団 CBT の実施経験	あり	度数	3	29	9	7	0	48
		比率(%)	6.3	60.4	18.8	14.6	0.0	100.0
	なし	度数	52	205	123	43	9	432
		比率(%)	12.0	47.5	28.5	10.0	2.1	100.0
CBT のトレーニングや講習経験	あり	度数	11	51	25	12	3	102
		比率(%)	10.8	50.0	24.5	11.8	2.9	100.0
	なし	度数	44	184	107	38	6	379
		比率(%)	11.6	48.5	28.2	10.0	1.6	100.0
CBT に関する書籍(専門書)の読書経験	あり	度数	23	94	55	26	5	203
		比率(%)	11.3	46.3	27.1	12.8	2.5	100.0

CBTトレーニングや講習ニーズ	なし	度数	32	140	77	24	4	277
		比率(%)	11.6	50.5	27.8	8.7	1.4	100.0
	あり	度数	49	206	111	33	6	405
		比率(%)	12.1	50.9	27.4	8.1	1.5	100.0
CBT実施ニーズ	なし	度数	6	29	20	16	2	73
		比率(%)	8.2	39.7	27.4	21.9	2.7	100.0
	あり	度数	44	180	93	31	5	353
		比率(%)	12.5	51.0	26.3	8.8	1.4	100.0
	なし	度数	11	54	35	17	3	120
		比率(%)	9.2	45.0	29.2	14.2	2.5	100.0

表 8 認知行動療法を実施したことがない理由

		該当あり	該当なし	回答なし	合計
実施できるだけの十分な力量を持っているという自信がない	度数	276	212	2	490
	比率(%)	56.3%	43.3%	0.4%	100.0%
実施するための時間がとれない	度数	159	329	2	490
	比率(%)	32.4%	67.1%	0.4%	100.0%
患者に対して自分が個人 CBT を行える環境にない	度数	194	294	2	490
	比率(%)	39.6%	60.0%	0.4%	100.0%
CBT に関する研修の機会が充分にない	度数	193	295	2	490
	比率(%)	39.4%	60.2%	0.4%	100.0%

CBTに関する研修情報が手に入らない	度数	141	347	2	490
	比率(%)	28.8%	70.8%	0.4%	100.0%
CBT実施時にスーパービジョン(指導)してくれる人がいない	度数	173	315	2	490
	比率(%)	35.3%	64.3%	0.4%	100.0%
個人 CBT の実施が(医療保険上)医師のみに限定されている	度数	76	412	2	490
	比率(%)	15.5%	84.1%	0.4%	100.0%
病院(経営陣)や職場の上司が CBT の必要性を感じていない	度数	92	396	2	490
	比率(%)	18.8%	80.8%	0.4%	100.0%
その他	度数	35	453	2	490
	比率(%)	7.1%	92.4%	0.4%	100.0%

## 精神科治療における患者-医師間の治療関係が多剤併用に与える影響

研究分担者 藤山 直樹（上智大学教授）  
串田 未央（上智大学）

### 研究要旨

近年、精神科での薬物療法において、多剤併用の問題は深刻である。様々なガイドラインが多剤併用のリスクを示しているにもかかわらず、多剤併用が未だに根強い背景には、日本の精神科医療を取り巻く環境の要因や服薬側である患者側の要因、処方側である医師側の要因など、さまざまな点が考えられる。治療関係が悪い場合は、医師は投薬によって患者との関係性を維持することであろう。そうした背景から、本研究では治療関係と多剤併用の関連について検討することを目的に調査を実施した。調査の結果、全体で見ると、治療関係と投薬の剤種数には正の相関がみられた。しかしこの結果の背景には、その他の要因も大いに影響しているものと考えられた。また、臨床的に最も問題と考えられる、剤種数が最も多い一群においては、当初の予測通り、治療関係の悪さが多剤併用に影響を与えている結果がみられた。今後は、医師側の要因についての調査などで理解を深めることが期待される。

### A. 研究目的

精神疾患の治療において、数ある治療法の中でも薬物療法は、急性期の症状の緩和や睡眠状態の改善など多くの利点がある。しかしながら薬物療法には、そうした利点もある一方でさまざまな危険も存在するため、そうした危険を最小限にできるように、基本的なガイドラインが提案されている。治療対象となる疾患や使用する向精神薬の種類によって推奨されている処方方法は多少異なるが、例えば統合失調症についての治療ガイドラインでは、基本的には抗精神病薬の単剤での処方を推奨している<sup>6),8)</sup>。そのような中、臨床現場で問題となっているのは、1人の患者の同一の状態・疾患に対して2つ以上の薬物が処方されることを指す多剤併用の問題である<sup>11)</sup>。さらに、世界での単剤化率が70%~90%であるにもかかわらず、日本においては30%前後に留まっており、日本における抗精神病薬の多剤併用大量投与は世界にも類を見ないほど多いとされているという現状がある<sup>13)</sup>。

多剤併用の問題としては様々挙げられるが、例えば複数の薬剤を少量ずつ使用することで各薬剤が治療有効レベルの量に達しないこと、薬物相互作用による予想外の副作用の出現、患者側が自ら責任を持って服薬しようとする意識の表れである服薬アドヒアランスの低下や服薬ミス、処方ミスの誘発といったことが考えられる<sup>12),14)</sup>。また、多剤併用の影響は身体的な側面に影響する可能性も示唆されており、多剤併用がその後の生存率低下の一因となる可能性も示唆されている<sup>7)</sup>。

これらの事実からみて、多剤併用のリスクは無視できないほど大きなものであると考えられる。

では、多くのガイドラインの推奨に反して、多剤併用が増えるのはなぜか。それについては、いくつかの要因が影響していると考えられる。まず考えられる点としては、薬の効用の問題から、増薬が検討される場合である。しかし、単に薬理作用上の問題によるものだけではなく、増薬につながる要因はさまざまあると考えられる。例えば、日本の精神科医療を取り巻く環境の要因や服薬側である患者側の要因、処方側である治療者の要因がある。さらにそれらの相互作用によって形成される治療関係の要因が大きく影響しているものと考えられる。環境の要因としては、近年の日本における精神疾患患者数の増加が挙げられる。医師の数と患者の数の比率により、患者一人あたりにかけられる時間が非常に少ないのが現状である。そのような中で治療関係を構築するのは難しいが、治療関係の良し悪しは治療効果にも影響することが指摘されており、患者-治療者関係を重視する姿勢が求められる<sup>10)</sup>。

Bordin(1979)は、治療者と患者との間の結びつきとして、作業同盟(Working Alliance)の概念を提唱し、さらにその中に、課題(Task)の一致、目標(Goal)の一致、治療者との結びつき(Bond)の3要素があると分類した。さらに治療を進めていく上では、患者が自ら方針に関わられたかを示すShared Decision Making(SDM)が提唱されている<sup>7)</sup>。さらには、適切なShared Decision Makingがなされて決定された投薬治療においては、患者

の服薬アドヒアランスも良好に保たれると考えられる。この服薬アドヒアランスは、治療効果にも影響すると考えられており、こうしたことから、服薬側の心理状態も治療効果には大きく影響することが推察される。また、治療者側としても、患者の期待に答えなくてはならないという不安を抱える可能性は十分に考えられる。患者との治療関係が十分に良好ではなく、信頼関係を処方によってのみ得ようとすることは、安易に増薬したり、長期的な処方をしたりすることにつながりやすいことが危惧されている<sup>15)</sup>。以上より、治療関係と多剤併用には関連性があることが考えられる。適切な治療関係においては、処方に頼って信頼関係を構築する必要もなくなり、必要以上に投薬するといった事態は避けられると考えられる。そのため、本研究ではその関連を検討することを目的とする。治療関係が良いと不必要な投薬が抑えられるため、治療関係と剤種数に負の相関があると予測する。

## B. 研究方法

上智大学「人を対象とする研究」に関する倫理委員会に申請し、承認を得た上で、2015年9月中旬~2015年10月中旬の間に実施した。データ収集は郵送による質問紙調査によって行われ、精神疾患治療中の男性451名、女性531名、性別無回答17名の計999名が回答した。治療者との関係性を測る項目としてWorking Alliance Inventory(WAI)<sup>9)</sup>、SDMを測る項目として9-item Shared Decision Making Questionnaire(SDM-Q-9)<sup>2)</sup>を用い、服薬アドヒアランスを測る項目として服薬コンプライアンス尺度<sup>9)</sup>、服薬アドヒアランス尺度<sup>16)</sup>を参考に作成した項目を採用した。それ以外の項目として、対象者の属性を問う項目(年齢、性別、診断名)、服薬中の剤種数(向精神薬)、治療環境を問う項目(これまでの主治医の人数、治療期間、カウンセリング等の薬物療法以外の治療の有無/継続年数)をたずねた。

## C. 研究結果

尺度構成の結果、「主治医との結びつき」、「主治医への不信感」、「治療目標の明確さ」、「SDM」、「服薬への抵抗」、「副作用や症状の報告」、「服

薬の不安定さ」、「服薬への肯定的評価」の8つの因子が抽出された(Table.1)。

Table.1 下位尺度間相関,平均値,SD

	主治医との結びつき	主治医への不信感	目標の明確さ	SDM	服薬への抵抗	副作用の報告	服薬の不安定さ	服薬への肯定的評価	M	SD
主治医との結びつき	—	-.74*	.83*	.76*	-.30*	.41*	-.13*	.45*	44.8	10.5
主治医への不信感		—	-.74*	-.65*	.39*	-.42*	.18*	-.39*	34.4	12.7
目標の明確さ			—	.81*	-.30*	.38*	-.11*	.42*	27.4	7.6
SDM				—	.41*	-.09*	.40*	.40*	38.8	11.4
服薬への抵抗					—	-.09*	.17*	-.38*	16.9	5.0
副作用の報告						—	.33*	.33*	10.6	2.8
服薬の不安定さ							—	-.32*	7.2	3.8
服薬への肯定的評価								—	19.9	4.5

各因子と剤種数の相関に関しては、「カウンセリング継続年数」( $r = .191, p = .003$ )、「主治医の交代人数」( $r = .098, p = .004$ )、「診察時間」( $r = .093, p = .004$ )、「主治医との結びつき」( $r = .090, p = .006$ )、「薬への肯定的な評価」( $r = .084, p = .011$ )、「治療目標の明確さ」( $r = .072, p = .029$ )と剤種数との間に弱い正の相関がみられた。また、「服薬の不安定さ」( $r = -.090, p = .007$ )と剤種数の間に弱い負の相関がみられた。合わせて重回帰分析を行った(Table.2)。

Table.2 対象者の重回帰分析結果

説明変数	B	SE B	β
主治医との結びつき	.317	.092	.17**
カウンセリングの有無	.568	.154	.12***
主治医への不信感	.210	.091	.11*
服薬の不安定さ	-.183	.055	-.11**
副作用の報告	-.152	.056	-.10*
診察時間	.022	.010	.07*
R <sup>2</sup>	.06***		

従属変数: 剤種数  
\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

また、剤種数によって4群した上で分析を続けた。その結果、少量群では、「治療年数」( $r = -.264, p = .008$ )と剤種数の間にやや弱い負の相関がみられた。中量群では、「服薬への肯定的な評価」( $r = .111, p = .014$ )と剤種数の間にやや弱い正の相関がみられた。多量群では、「不信感」( $r = .123, p = .041$ )、と剤種数の間にやや弱い正の相関がみられた。超多量群では、「主治医との結びつき」( $r = -.314, p = .010$ )、「SDM」と剤種数の間にやや弱い~中程度の負の相関がみられた。合わせて重回帰を行った(Table.3)。

Table.3 各群の重回帰分析結果(剤種数別)

説明変数	少量群			中量群			多量群			超多量群		
	B	SE B	β	B	SE B	β	B	SE B	β	B	SE B	β
結びつき	—	—	—	—	—	—	.137	.053	.21*	-.654	1.82	-.66***
性別	—	—	—	—	—	—	—	—	—	-.948	2.36	-.42***
治療目標の明確さ	—	—	—	—	—	—	—	—	—	.364	1.63	.41*
不信感	—	—	—	—	—	—	.168	.051	.26***	—	—	—
薬への肯定的な評価	—	—	—	.078	.032	.011*	—	—	—	—	—	—
治療年数	-.006	.002	-.23*	—	—	—	—	—	—	—	—	—
R <sup>2</sup>	.05*			.01*			.04*			.28***		

従属変数: 剤種数  
\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p \leq .001$

さらに薬物療法以外の治療法との関連についても検討するため、対象者のカウンセリング経験の

有無での剤種数の差について分析した。カウンセリング経験の有り群( $N=285$ )、無し群( $N=637$ )の剤種数に差があるかを検討するために  $t$  検定を行った。その結果、有り群( $M=4.4$  種、 $SD=2.16$ )と無し群( $M=3.8$  種、 $SD=2.14$ )の間は有意であり( $t(920)=-4.13, p<.001$ )、カウンセリング経験の有る対象者の方が、無い対象者よりも服薬剤種数が多いことが示された(Figure.1)。

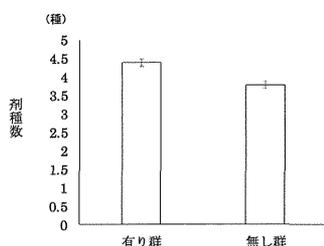


Figure.1 カウンセリングの有無による剤種数の差

#### D. 考察

本研究にて、はじめに検討した治療関係と剤種数の関連については、予測と反し治療関係が良好であるほど、剤種数が多いことが示唆された。しかし、治療関係や剤種数に対して影響する要因が他にも多数あり、また剤種数による群分けをした時には、群によってその傾向は異なるものだった。

なぜ、対象者全体で検討した際に、予測と異なる結果になったかについて考察したい。まず、剤種数との負の相関があると考えられていた「主治医との結びつき」については多くの他因子との相関が示された。「主治医との結びつき」と「服薬への抵抗」には負の相関がみられ、主治医との結びつきが良いほど服薬への抵抗感が薄れることが示された。そのため、主治医との結びつきが良い人ほど薬への抵抗がなくなることで剤種数が増えている可能性があると考えられる。

次に、患者の薬そのものに対する考えについて述べる。結果からは、剤種数が多いほど、薬に対する肯定的な評価が高まる傾向が目立った。多くの対象者において、剤種数と薬に対する評価に正の相関がみられたことから、薬は飲めば飲むほど良いという誤った信念が患者側に未だに根強い可能性があることが考えられる。加えて、薬の力を過信し理想化するの患者側だけではない。主治医も薬の持つ力に頼っている部分もあり、患者の次回の来院のために処方をする必要があることは指摘されている<sup>3)</sup>。また、剤種数は治療目標の

明確さとも関連しており、治療目標が明確であるほど剤種数も増えることが示された。以上のことから、本来投薬は治療の手段であるにも関わらず、患者や医師双方が持つ薬への誤った理想化により、そもそもの目標を“投薬をうけること/すること”と合意しているために、剤種数が増加することもあると考えられる。さらに、患者の視点からみると、医師から投薬されることは、医師が自分の問題を引き受けてくれたということの象徴的な出来事としてポジティブなものと受け入れられることもある<sup>15)</sup>。患者によっては処方されることで治療を受けている実感を得ることができると考えられ、治療関係の良好さと剤種数だけを見た時には、正の相関がみられた可能性がある。また、薬の多さによっては治療関係と剤種数の間の関係性に違いがみられた。少量から中程度であれば、剤種数は主治医に対する結びつきや不信感とはほとんど関係がないことが示された。これは、主治医患者の双方が投薬という行為に対して過度な期待や理想化をしているような不適当な処方ではなく、症状に見合った適当な処方であるからだと考えられる。一方で、超多量群においては、主治医との結びつきが悪いほど剤種数が多いことが示された。これは仮説と合致する結果である。治療目標が不明確で治療関係も悪い中、主治医も薬を出すことでしか患者と関わることが出来なくなっていることが推察される。これらは忌むべき処方行動として、みせかけの威厳を保つための処方<sup>18)</sup>や、精神療法的対応を省略した結果の増量と考えることもできるだろう。こうした超多量群においても、治療目的の明確さと剤種数は正の相関にあるが、それが本当に医師と患者で共有されたものであるかは不明瞭である。医師は精神療法をしているつもりでも、患者は薬を受け取りにきているつもりというズレが生じることもあり<sup>9)</sup>、お互いに認識が違う形で目標が明確だと感じている可能性がある。こうした場合、患者にとっては主治医と会うことは、病気を根本的に改善するという目的によるものではなく、“投薬をうけること”という形で明確になってしまっている可能性がある。こうした患者においては、処方を受けるという意味の治療目的は明確になっているが、主治医という存在に対する不信感は存在するだろう。こうした場合には主治医も、他に為す術がなく、処方に

よってのみ患者との治療関係を維持しているものと考えられる。

また、症状の複雑さや主治医交代の頻繁さなど、様々な理由で増加していった投薬を受けても、状態がよくなる患者はどのようにしているのだろうか。その結果の一つとして、投薬以外の治療法としてのカウンセリングなど、診察とは別に治療を受けている対象者もいた。カウンセリングの有無の影響について検討したところ、カウンセリングを受けている人ほど、剤種数が多い可能性が高いことが示唆された。このことから、多くの薬を試しても、症状の改善がない人はカウンセリングを受けている可能性が高いと考えられる。

#### E. 結論

本研究では、当初予想していた形で治療関係の良さと剤種数との関連が示されることは無かったが、剤種数が極端多い患者においては、興味深いことに当初想定していた結果がみられた。臨床的に最も深刻な問題である超多量群において、治療関係との間に想定された関係性が見られたことは重要であろう。今後は、どのようなプロセスで治療関係の悪化、そして増薬に繋がるのかをより詳細に検討する必要があると考えられる。さらに、今回は処方側である主治医の属性や心理的側面については触れることができず、主治医側がもつ剤種数に影響を与える要因については考慮されていない。剤種数が増えるのには、双方の要因が絡み合っているはずであり、主治医側の側面についても触れることでより理解が深まると期待される。

#### F. 健康危機情報

現時点でなし

#### G. 研究発表

現時点でなし

#### H. 知的財産所有権の出願・登録状況

現時点でなし

#### 引用文献

1. Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, research & practice*, 16(3), 252.

2. De las Cuevas, C., Peñate, W., Perestelo-Pérez, L., & Serrano-Aguilar, P. (2013). Shared decision making in psychiatric practice and the primary care setting is unique, as measured using a 9-item Shared Decision Making Questionnaire (SDM-Q-9). *Neuropsychiatric disease and treatment*, 9, 1045.
3. 原井宏明(2013). うつ・不安・不眠の薬の減らし方. 秀和システム.
4. 平塚祥子・熊野宏昭・片山潤・岸川幸生(2000). 服薬コンプライアンス尺度(第1報)－服薬コンプライアンス尺度の作成－. *YAKUGAKU ZASSHI*, 120(2), 224-229.
5. Horvath, A. O., & Greenberg, L. S. (1989). Development and validation of the Working Alliance Inventory. *Journal of counseling psychology*, 36(2), 223.
6. Lehman, A. F., Lieberman, J. A., Dixon, L. B., McGlashan, T. H., Miller, A. L., Perkins, D. O., & Kreyenbuhl, J. (2004). Practice guideline for the treatment of patients with schizophrenia. *The American journal of psychiatry*, 161(2 Suppl), 1-56
7. 松村 人志 (2011). 統合失調症とその治療とケア —病因の解明と抗精神病薬の作用と副作用の機序の理解に向けて—. *Osaka University of Pharmaceutical Science*, 5, 69-83.
8. McEvoy, J. P., Scheifler, P. L., & Frances, A. (Eds.). (1999). *The expert consensus guideline series: treatment of schizophrenia 1999*. Physicians Postgraduate Press.
9. 成田善弘(2012). 精神療法の深さ. 金剛出版.
10. Norcross, J. C., & Wampold, B. E. (2011). Evidence-based therapy relationships: research conclusions and clinical practices. *Psychotherapy*, 48(1), 98.
11. 齊藤卓弥(2006). 抗精神病薬の polypharmacy. 精神医学, 48(6), 635-640.
12. 白川治(2012). 抗うつ薬の多剤併用の意義と問題. 精神科治療学, 27(1), 23-27.

13. 助川鶴平 (2012). 抗精神病薬多剤大量投与の是正に向けて. 精神神経学,114(6),696-701.
14. 谷英明・藤井康男(2012). 統合失調症治療における抗精神病薬併用処方リスクとベネフィット.精神科治療学,27(1),3-14.
15. 上島国利(2005). 現場で役立つ精神科薬物療法入門. 金剛出版
16. 上野治香, 山崎喜比古, & 石川ひろの. (2014). 日本の慢性疾患患者を対象とした服薬アドヒアランス尺度の信頼性及び妥当性の検討. 日本健康教育学会誌, 22(1), 13-29
17. Waddington, J. L., Youssef, H. A., & Kinsella, A.(1998). Mortality in schizophrenia. Antipsychotic polypharmacy and absence of adjunctive anticholinergics over the course of a 10-year prospective study. *The British Journal of Psychiatry*, 173(4), 325-329.
18. 山科満(2003). 臨床医はどんな時に多剤を併用しているか？—臨床的経験から—統合失調症の場合. 精神科治療学,18(7),797-799.

医師以外の職種が個人認知療法・認知行動療法を行う際の経済効果の検証：  
チーム医療の視点から  
医師および医師以外の職種による認知行動療法のコスト比較

研究分担者 佐渡充洋 慶應義塾大学医学部精神・神経科学教室 専任講師

研究要旨 2010年より、認知療法・認知行動療法（CBT）が保険診療で実施できる体制が整備された。しかし、1年間に保険診療でCBTが提供されている患者数は、医療機関を受診するうつ病患者の0.1%にも満たない。その理由のひとつとして、CBTの実施が医師に限定されていることがあげられる。この打開策として、医師以外の職種がCBTを実施することが考えられるが、わが国ではその場合の費用対効果について十分な知見がない。そこで、今年度は昨年度までの成果をふまえ、最終的に医師と医師以外の職種がCBTを実施した場合の費用対効果の検証を行った。その結果、医師以外の職種によるCBTの提供は、医師によるCBTの実施に比べてcost savingに寄与する可能性が確認された。一方で、本研究の限界として、ECAMの2次データに基づいた解析であること、サンプル数が限られており、効果の検証について非劣性を証明する必要サンプル数に達していない可能性があること、治療者についてはランダム割り付けが実施されていないため、交絡因子の影響が除去しきれていないことなどの限界もある。結果の解釈にあたっては、これらに対して十分な注意が必要である。

佐渡充洋 1)、2)

- 1) 慶應義塾大学医学部精神・神経科学教室
- 2) 慶應義塾大学ストレス研究センター

#### A. 研究背景と目的

うつ病をはじめとした精神疾患によってもたらされる社会的コストは、莫大である[1-3]。筆者らがこれまで行った研究によると、うつ病による社会的コストは年間2-3兆円に上ると推計される[1, 4]。これらの社会的損失を削減していくためには、効果的かつ効率的な治療体制の確立が望まれる。効果の面では、薬物治療に認知行動療法（CBT）を併用することが有効であることが示されている[5]。効率性に関しても、CBTの導入が費用対効果的である可能性が示されてきている[5]。

このように効果的かつ効率的な介入であるCBTを広く普及させることで、うつ病や不安障害による社会的コストを削減している可能性が高い。

日本でも、2010年より、CBTが保険診療に組み込まれ、気分障害の患者にCBTが実施できる体制が整備された。しかし、平成24年社会医療診療行為別調査[6]から、1年間に保険診療でCBTを実施された患者数を推計すると、約600人にしか過ぎないことが明らかになる。これは、医療機関を受診するうつ病患者の0.1%にも満たない数であり、CBTがそれを必要とする患者に十分にいきわたっていない現実が浮かび上がる。

その要因として、現行の保険診療では、CBTに習熟した医師しかCBTを実施できないという制約があげられる。通常診療等で時間の制約の多い医師にとって、CBTに習熟するための時間を確保することは、容易なことではない。また、仮に習熟したとしても、現行の1回につき420点(30分以上の診療)という診療報酬には、CBTで得られる診療報酬より、実施することで失われる機会費用(具体的には、CBTを実施する時間で実施できる通常診療によって得られる診療報酬)のほうが大きいという問題も存在する。この

ように CBT を患者の多くに提供していくにあたり、医師だけでそれを達成するのは、人的資源および経済的観点からもかなり困難であると思われる。

このような状況の打開策として、医師以外の職種が CBT を実施するという方策が考えられる。

しかし、我が国においては、医師以外が CBT を実施し、通常治療と比較した場合の費用対効果に関する知見は未だ乏しい。

一方、諸外国では、CBT は医師よりも心理士や看護師が実施するのが一般的であり、その費用対効果についての知見も集積されつつある。

そこで、本研究では、昨年度までの成果をふまえ最終的に、医師および医師以外の職種が認知行動療法を実施した際の費用対効果を推計することを目的とする。

## B. 研究方法

### リサーチクエスション

医師および医師以外の職種がうつ病患者に対して併用療法（通常治療+CBT）を実施した際の費用対効果はいくらか

### デザイン

RCT サンプルによる retrospective cohort study

### サンプル

ECAM study のサンプルのうち、CBT が実施された 40 名

### 介入

- 医師による CBT 実施 (MD 群) 14 名
- 医師以外の職種による CBT 実施 (nonMD 群) 26 名

### 分析の立場

保険者の立場

### アウトカム

-16 週時点での 費用対効果

#### • 効果

- Quality Adjusted Life Years (QALYs)
- HAMD

#### • 費用

- 診察料 (再診料+通院精神療法) + 薬剤費 (実薬剤費および Defined Daily Dose (DDD)\*1 等価換算ベース\*2)) + CBT (MD 10,000 円/回; nonMD 4,200 円/回)

\*1 DDD・・・World Health Organization collaborating centre for drug statistics

methodology が規定する、薬剤の主な適用疾患に対して想定される成人 1 日あたり平均維持用量。[http://www.whocc.no/atc\\_ddd\\_index/](http://www.whocc.no/atc_ddd_index/)

\*2 薬剤費 (DDD 等価換算ベース) の推計法・・・使用された向精神薬を各カテゴリーに分類し、各薬剤の使用量を DDD に照らし合わせ DDD unit\*3 を計算。カテゴリー毎に DDD unit を足し合わせ、各カテゴリーで処方回数 of の最も多かった薬剤 (抗うつ薬-セルトラリン、抗不安薬・睡眠薬-ブロチゾラム、抗精神病薬-クエチアピン、気分安定薬-リチウム) の薬価を掛け合わせることで薬剤費を推計。

\*3 DDD unit・・・薬剤の使用量 (mg) / DDD (mg)

### 解析

- まず最初に、16 週時点の効果、費用のそれぞれの mean difference を重回帰分析で検定した。効果は、primary には、Quality Adjusted Life Years (質調整生存年: QALYs) で、secondary は、HAMD で計測した。なお、重回帰分析の実施にあたっては、独立変数に、年齢、性別、介入者、baseline EQ5D score (アウトカムが QALY の場合のみ)、baseline HAMD score (アウトカムが HAMD の場合のみ)、baseline 薬剤費 (アウトカムが費用の場合のみ) を設定した。
- 次に、Bootstrap 法を用いて、オリジナルサンプルから重複を許したリサンプリングを行ったうえで (MD 群 14 名、nonMD 群 26 名) 増分費用対効果費 (Incremental cost effectiveness ratio: ICER) を求め、それを 1,000 回繰り返してその結果を Scatter plot にまとめた。尚、Bootstrap 法では、効果の指標に QALYs を設定し、費用は実薬剤費ベース (ケース 1) と DDD 等価換算ベースの 2 つのケー

ス（ケース 2）でシミュレーションを行った。

- ・ 解析は、Stata ver 13 および Excel 2010 で実施した。

#### 倫理面への配慮

本研究は、慶応義塾大学医学部倫理委員会の承認を得て実施された。

#### C. 結果

##### Baseline characteristics

解析対象となったのは、ECAM study で CBT を実施された 40 名であった。Baseline characteristics は表 1 に示した。年齢、性別、EQ-5D、HAMD、1 日あたり薬剤費（実薬剤費ベース、DDD 等価換算ベースとも）、診療回数、いずれにおいても、両群に差を認めなかった。

#### 重回帰分析

##### <効果>

効果を QALYs で計測した場合の結果を表 2 に示す。QALYs の mean difference の点推定値は 0.003 であるが、統計的に有意な差ではないことが明らかとなった。

また、HAMD で効果を測定した結果を表 3 に示す。HAMD の mean difference の点推定値は 0.579 であるが、これも統計的に有意な差ではないことが明らかとなった。

##### <費用>

両群における 16 週時点での総費用の解析結果を表 4, 5 に示す。

総費用（実薬剤費ベース）の解析結果から（表 4）、non MD 群の方が 56, 341 円低く、この差は統計的に有意であることが明らかとなっている。

また、総費用を DDD 換算ベースで解析した場合でも同様に、non MD 群の方が 60, 206 円低く、同じく統計的に有意であった。

#### Bootstrap 法

##### <ケース 1>

Scatter plot を図 1 に示す。この結果から、nonMD 群の効果が MD 群の効果を上回る確率が 82%、nonMD 群の費用が MD 群の費用を下回る可能性が 100%であることが明らかとなった。

##### <ケース 2>

Scatter plot を図 2 に示す。この結果から、nonMD 群の効果が MD 群の効果を上回る確率が 82%、nonMD 群の費用が MD 群の費用を下回る可能性が 100%であることが明らかとなった。

以上の結果より、効果については両群で有意な差が認められず、費用については有意に nonMD 群で低いことが確認された。

#### D. 考察

本研究の結果より、効果を QALY, HAMD で測定した場合、両群間に有意な差が認められなかった。また、費用に関しては、実薬剤費で見た場合も、DDD で調整した場合も、nonMD 群で有意に低いことが確認された。以上より、nonMD による CBT の提供は、MD により CBT の実施に比べて cost saving に寄与する可能性が確認された。

一方、本研究には以下のような限界が認められる。一つ目は、ECAM の 2 次データに基づいた解析であることである。またサンプル数が限られており、効果の検証について非劣性を証明する必要サンプル数に達していない可能性も限界のひとつとなる。さらには、MD, nonMD についてはランダム割り付けが実施されていないため、交絡因子の影響が除去できていない点も限界になる。

本研究の結果の解釈にあたっては、これらの点に十分な注意が必要である。

#### E. 研究発表

##### E1. 論文発表

なし

##### E2. 学会発表

なし

参考文献

1. Sado M, Yamauchi K, Kawakami N, Ono Y, Furukawa TA, Tsuchiya M, Tajima M, Kashima H, Nakane Y, Nakamura Y *et al*: **Cost of depression among adults in Japan in 2005**. *Psychiatry Clin Neurosci* 2011, **65**(5):442-450.
2. Sado M, Takechi S, Inagaki A, Fujisawa D, Koreki A, Mimura M, Yoshimura K: **Cost of anxiety disorders in Japan in 2008: a prevalence-based approach**. *BMC Psychiatry* 2013, **13**:338.
3. Sado M, Inagaki A, Koreki A, Knapp M, Kissane LA, Mimura M, Yoshimura K: **The cost of schizophrenia in Japan**. *Neuropsychiatr Dis Treat* 2013, **9**:787-798.
4. 佐渡充洋、稲垣中、吉村公雄、他: 精神疾患の社会的コストの推計 平成 22 年度厚生労働省障害者福祉総合推進事業補助金事業実績報告書. In. Edited by 厚生労働省. 東京; 2011.
5. National Collaborating Centre for Mental Health Commissioned by NICE: **Depression: the treatment and management of depression in adults** In.: National Collaborating Centre for Mental Health; 2009.
6. 厚生労働省: 社会医療診療行為別調査. 2011.

表 1 Baseline characteristics

	MD		non MD		p value	total	
	mean	sd	mean	sd		mean	sd
age	37.6	10.0	40.5	8.7	0.35	39.5	9.2
sex(female)(%)	50.0	51.9	30.8	47.1	0.24	37.5	49.0
eq5d0w	0.638	0.085	0.675	0.145	0.87	0.662	0.127
hamd0w	19.9	2.8	21.4	3.7	0.17	20.9	3.4
med0w	242	104	298	260	0.44	278	219
medddd0w	285	145	289	190	0.95	287	174
total no. of visit	12.0	2.4	13.3	3.5	0.24	12.8	3.2
total cost	195,293	38,097	139,795	42,359	<0.001	159,219	48,504
total cost ddd	201,099	40,515	140,654	41,245	<0.001	161,810	49,902

abbreviations: eq5d0w=ベースライン Euro QoL 5D, hamd0w=ベースライン Hamilton Depression Rating Scale, med0w=ベースライン 1 日あたり薬剤費 (実薬剤費ベース), medddd0w=ベースライン 1 日あたり薬剤費 (DDD 等価換算ベース), total no. of visit=16 週間の診療回数, total cost=総費用 (実薬剤費ベース), total cost ddd=総費用 (薬剤費 DDD 等価換算ベース)

表 2 16 週時点での重回帰分析の結果 (従属変数: QALYs)

qaly	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
allocation	0.003	0.011	0.30	0.77	-0.020	0.026
age	0.000	0.001	-0.40	0.69	-0.001	0.001
sex	-0.012	0.012	-1.03	0.31	-0.035	0.012
eq5d0w	0.265	0.043	6.22	<0.001	0.179	0.352
_cons	0.062	0.048	1.28	0.21	-0.036	0.160

abbreviations: allocation=介入者, eq5d0w=ベースライン Euro QoL 5D, \_cons=切片

表 3 16 週時点での重回帰分析の結果 (従属変数: HAMD)

hamd16w	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
allocation	0.579	1.658	0.35	0.73	-2.788	3.945
age	0.068	0.086	0.79	0.44	-0.107	0.242
sex	2.020	1.680	1.20	0.24	-1.391	5.430
hamd0w	0.203	0.234	0.87	0.39	-0.273	0.678
_cons	-2.533	6.419	-0.39	0.70	-15.564	10.498

abbreviations: allocation=介入者, hamd0w=ベースライン Hamilton Depression Rating Scale, \_cons=切片

表 4 16 週時点での重回帰分析の結果 (従属変数: 総費用 (実薬剤費ベース))

totalcost	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
allocation	-56,341	12,339	-4.57	<0.001	-81,389	-31,292
age	-1,063	664	-1.60	0.12	-2,410	285
sex	6,419	12,504	0.51	0.61	-18,966	31,805
med0w	91	27	3.38	0.00	36	145
_cons	260,114	40,973	6.35	<0.001	176,933	343,294

abbreviations: allocation=介入者, med0w=ベースライン 1 日あたり薬剤費 (実薬剤費ベース), \_cons=切片

表 5 16 週時点での重回帰分析の結果 (従属変数: 総費用 (DDD 等価換算ベース))

totalcostddd	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
allocation	-60,206	13,533	-4.45	<0.001	-87,678	-32,733
age	-946	728	-1.30	0.20	-2,424	532
sex	4,393	13,715	0.32	0.75	-23,449	32,235
med0w	59	29	2.00	0.05	-1	119
_cons	276,109	44,938	6.14	<0.001	184,879	367,339

abbreviations: allocation=介入者, medddd0w=ベースライン 1 日あたり薬剤費 (DDD 等価換算ベース), \_cons=切片

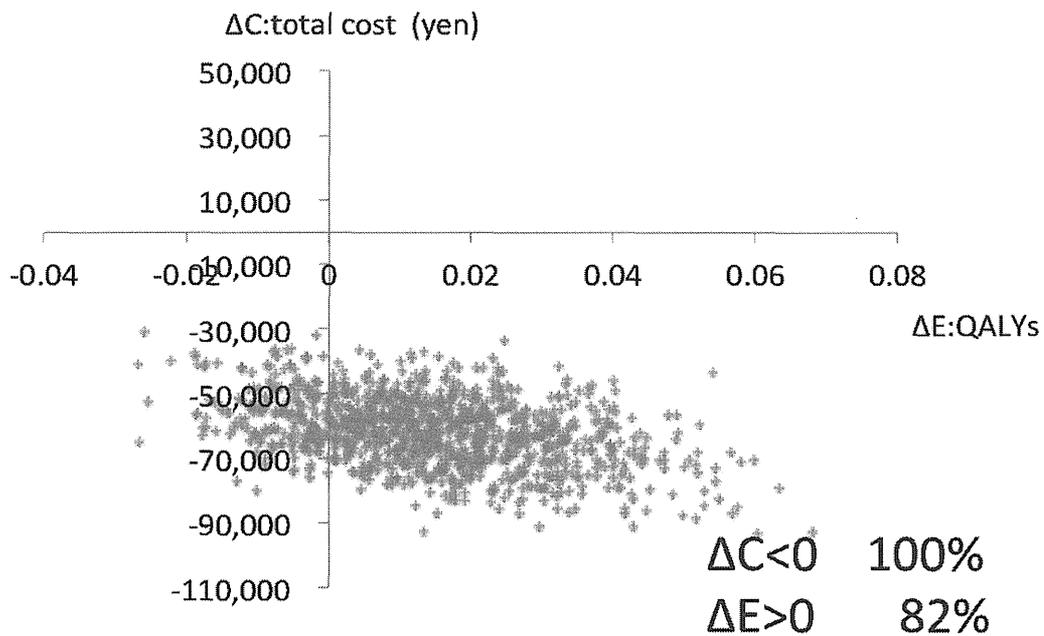


図 1 Bootstrap 法による Scatter plot (総費用：実薬剤費ベース)

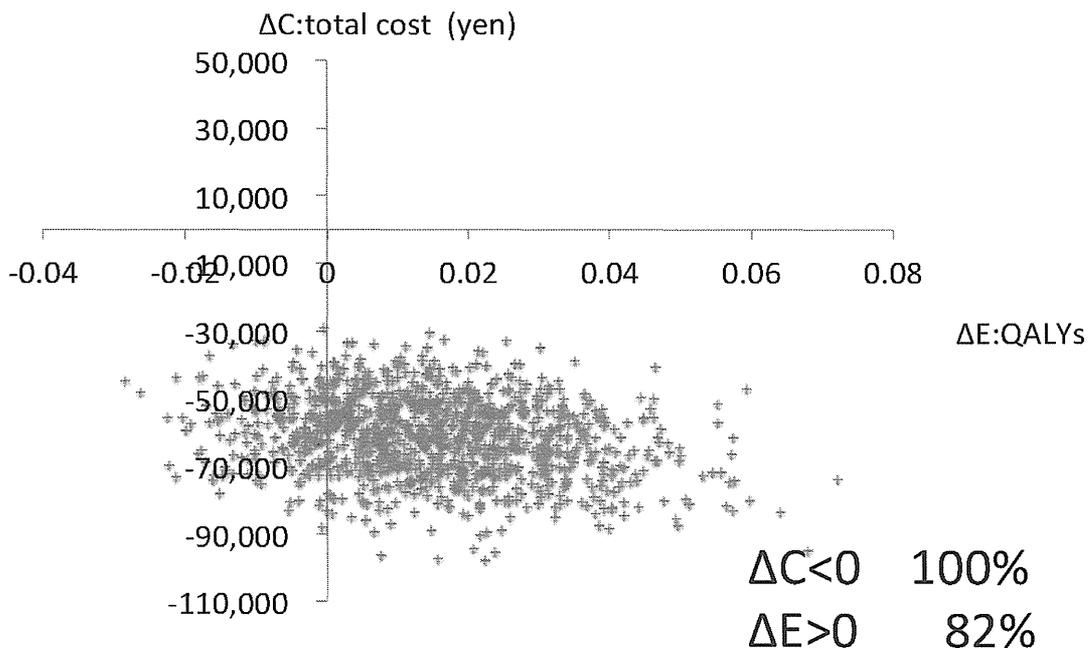


図 2 Bootstrap 法による Scatter plot (総費用：DDD 等価換算ベース)

