

ハコミセラピーの効果の検討

古賀 香代子

A study of the effect of Hakomi therapy

KOGA Kayoko

マインドフルネスを用いた心理療法であるハコミセラピーは欧米、欧米、中国、オーストラリア、ニュージーランド、イスラエルを含む、世界各国で研修等が行われ、臨床場面でも広く用いられるようになってきた。日本においては20年以上前に紹介されたが専門家への広まりは少なく、他国での発展と解離がある。ハコミセラピーはセラピーを受けるだけでなく、セラピー実践者へのトレーニングがあり、繰り返しハコミを体験する。継続的なトレーニング経験者と1年未満のグループに分け心理的特性を測定した結果、マインドフルネス要因のいくつかと不安、うつについて差がみられた。この結果よりハコミセラピーの効果について考察した。

I. 問題と目的

ハコミセラピーはアメリカのロン・クルツ (Ron Kutz) が創始し、1981年に確立された心理療法である。この年にハコミ研究所 (Hakomi Institute) がロンとそれを引き継ぐ人たちと共に設立された。2020年に翻訳、発刊された「ハコミセラピー完全ガイド」(春子・ワイスら 2020) の副題には「マインドフルネスに基いたソマティックな心理療法」と記されているように、マインドフルネスを用いたアプローチが特徴である。ロン・クルツ (2004) は『「ハコミ」とは、「あなたは何者か」という意味のホピ・インディアンの言葉であると紹介した上で、マインドフルネスを土台にしたボディ・サイコセラピーであり、自分はどんな人間なのかを、人々が発見するように援助しようとしています』と説明している。自分自身と向き合い、知らなかった自分自身と出会い、自己理解を深めていく心理療法である。この自己発見を容易に行うことができるようにマインドフルネスを用いている。

マインドフルネスは、元々は仏教のブッタの瞑想を起源とし、今この瞬間に対して開かれていて、今この瞬間を受け止めること。(Boostein, 1997, p60) という意識状態であり、自分に起きていることをありのままに気付き、判断や何かをしようとせず、

そこにとどまって観察し続けることを目指す。近年心理学を中心に広く受け入れられ、多くの心理療法にも活用されている。マインドフルネスの意識状態はフロイトの局所論にある、意識、前意識、無意識では前意識の部分に位置するものであると考えられる。意識と無意識の間にあるため、どちらともつながりやすいという特徴がある。マインドフルネスによる気づきはそのまま意識化されることができ、また、無意識から出て来るものにも触れやすいため、無意識を意識化することが普通の意識状態よりも容易になる。現在の心理療法の流れは、この特徴を持つマインドフルネスをそのままストレスや痛みの低減などに用いる手法と、マインドフルネスの意識状態を使い、無意識にアプローチしていく心理療法の手法に大きく二分されている。ハコミセラピーは後者の手法をとる心理療法の一つである。両者に共通するのは、マインドフルネスの意識状態を使うという点にある。

日本におけるハコミセラピーは個人セッションの他、研修会で繰り返しセッションを練習するというトレーニングが実践されている。日本に紹介された当初から、20年以上の経験を持ち、ハコミセラピーを実践している人もいる。日本での心理学的な研究について、今回改めて調べてみたが、論文も少なく研究はほとんどなされていない。ハコミセラピーが

精神分析学をベースの一つとした心理療法であり、個人の内的世界のプロセスを取り扱うものであるため、この文脈では量的研究の手法は適していないかもしれない。しかしながら、ハコミセラピーの実践により、癒しを感じたり、自己変容に気づいたりということはよく耳にする効果である。その時に心理的にはどのような変化が生じているのであろうか。心理学における心理面を測定する尺度によって評価することで、この側面からに限られるのではあるが、ハコミセラピーの有効性についての説明が可能ではないかと考えた。

本研究ではハコミセラピーの体験による心理的な変化指標として「不安」、「うつ気分」、「自尊感情」に着目した。自分を探し変容を図る心理療法であるため、気分については不安とうつ気分が低下し、自尊感情が高まるだろうと予測した。また、ハコミでは必ずマインドフルネスを使うため、マインドフルネスを構成する5つの因子「体験観察」、「反応しない」、「判断しない」、「描写」（言語化）、「意識した行動」を見ることとした。古賀（2018）は精神科病院デイケアにおけるうつ病を対象としたマインドフルネスグループにおいて効果測定を行い、「観察」と「描写」（言語化）に加え、「判断しない態度」と「反応しない態度」が不安軽減に関係していることを見出している。仮説としてハコミセラピーにおいても、同様のことがいえるのではないかと考えた。

Ⅱ. 方法

1. 調査対象

対象者はハコミセラピーのトレーニングを行うグループの参加者及び、ハコミセラピーのセッション経験者で、男性3名女性19名（平均年齢 50.6, $SD = 9.8$, $range$ 34–68）であった。

2. 調査内容

(1) フェイスシート

年齢、性別、ハコミセラピーの経験、マインドフルネス経験、メンタルヘルス系の病院受診歴の有無について記入を依頼した。

(2) Five Facet Mindfulness Questionnaire ; FFMQ 日本語版 (Sugiura, Sato, Ito, & Murakami 2011)

マインドフルネスの状態をとらえるために用いた。マインドフルネスの状態を包括的に捉えることが可能であり、「判断しないこと」、「注意を向けながらの活動（本研究では以下、意識行動と表記する）」、「思考・感情の言語化（本研究では以下、描写と表記する）」、「体験の観察」、「反応しないこと」の5因子について39項目を5件法で回答を求めた。各下位尺度の得点が高いほど、マインドフルネスな状態が高いことを意味する。

(3) 自己評価式抑うつ性尺度 ; SDS 福田・小林 (1973)

抑うつを心理的・身体的側面から測定することができる尺度であり、抑うつの程度を捉えるために用いた。1因子構造を前提にした全20項目で構成され、4件法で回答を求めた。合計得点が高いほど抑うつが高いことを意味する。

(4) State-Trait Anxiety Inventory ; STAI 日本語版 水口・下仲・中里, (1970)

不安について状態不安（個人がそのときおかれた生活条件により変化する一時的な情緒状態）と特性不安（不安状態の経験に対する個人の反応傾向を示し、個人の性格傾向を示すもの）の2つの因子を想定し、それぞれ20の質問項目を使用することで、評価（点数化）を行なった。それぞれ、高得点であるほど、状態不安、特性不安が高いことを示す。

(5) Rosenberg自尊感情尺度 ; RSES-J Mimura & Griffiths (2007)

Rosenberg自尊感情尺度の日本語版は数多く研究されている。10項目で回答しやすいこともあり、多くの研究に用いられている。また、回答の方法についても4件法と5件法についての研究がある。本研究では、逆翻訳の過程を経て原版に忠実であると判断し尺度の因子構造の確認及び信頼性・妥当性を備えているとした内田・上埜（2010）による4件法のMimura & Griffiths (2007) 日本語版RSES (RSES-J) を採用した。

3. 調査方法

ハコミセラピーを定期的に練習するグループの参

加者へ、練習会のミーティング時に研究の目的を説明し無記名アンケート調査の実施が可能かを諮り、調査への協力の了承を得た。調査に応じたのは、男性3名女性19名であった。対面での記入の他、後日回答を郵送してもらったものが含まれる。

調査の時期：2019年11月～2020年10月

趣旨についての説明は以下のように記し、同意をしたうえで記入を求めた。

<アンケート趣旨の説明文>

「マインドフルネスの効果について研究を行っています。現在の主な関心はマインドフルネスとハコミセラピーの関係です。マインドフルネスの状態を維持しながら進められるハコミセラピーを体験することによって、感情がどのように変化しているのかを調査しています。また、マインドフルネス状態の何がそのような効果をもたらすのか、要因について分析を行います。そのための基礎資料として、広く多くの人にアンケートをお願いしています。アンケート結果は、個人を全く特定できない形で結果を処理し、研究の一環として論文や学会発表などに使用します。アンケート回答による不利益や、調査協力に同意しないことによる不利益はまったくありません。このアンケートへの回答は15分程度を要します。」

Ⅲ. 結果

アンケートを実施し回収できた22名のうち、データ欠損を除く20名分（男性3名、女性17名；平均年齢 50.2, $SD=10.2$, $range$ 34-68）をデータ分析の対象とした。データ数が多く得られなかったことより、性別の比較はせずに分析を行った。

対象者は長年個人セッションとセラピストロールをとるトレーニングを受けているグループと、研修に初めて参加者とセッションのみを受けている人が混在していた。データ数が少ない事より比較をするグループの母数として十分ではないことを前提にして、全体20名（経験年数8.15、 $SD=6.39$, $range$ 0.5-20）を2つの群に分け1年以上継続したトレーニング経験者（以下経験有）群14名経験年数11.21、 $SD=5.18$, $range$ 1-20）と1年未満の群（以下1年未満）6名経験年数0.98、 $SD=0.5$, $range$ 0.5-2, セッションのみの経験者も含まれる）に分けそれぞれの得点平均を算出した（表1）。

各群の差を調べるため、相関係数分析と1要因参加者間分散分析を行った。

1. マインドフルネスの効果

はじめに対象者全員の回答を元に相関係数を計算した。 $(N=20, df=1&18; 表2)$ 。相関係数計算でマインドフルネス状態と気分と感情の関連について結果を得た。

(1) マインドフルネスが気分と感情に及ぼす影響

マインドフルネス状態を示すFFMQ総得点と有意水準1%で有意となったのは、「自尊感情」で正の相関がみられた ($r=0.687, F=16.09, p<0.01$)。「状態不安」($r=-0.506, F=6.20, p<0.05$)、「抑うつ」($r=-0.551, F=7.86, p<0.05$)で負の相関がみられた。「特性不安」($r=0.435, F=4.21, 0.05<p<0.10$)はFFMQ総得点と正の有意傾向があった。これによりFFMQ総得点は、不安、抑うつ、自尊感情の全ての因子と関連があり、特性不安と自尊感情はその得点を高める方向に、状態不安と抑うつ

表1 平均得点

		年齢	経験年数	FFMQ					STAI		SDS	自尊感情	
				総合得点	体験観察	反応しない	判断しない	描写	意識行動	状態不安			特性不安
全体	平均	50.2	8.15	118.2	25.25	21	23.5	24.4	24.05	39.9	49.8	37.8	27.15
	SD	10.16	6.39	20.29	5.21	4.66	6.51	3.53	5.35	12.53	3.46	8.76	5.94
経験有	平均	54.29	11.21	124.29	26	22.86	25.29	24.57	25.27	35.14	50.93	34.29	29.35
	SD	8.92	5.18	16.02	5.33	2.92	5.09	3.79	3.99	9.81	3.1	7.14	4.78
1年未満	平均	40.67	0.98	104	23.5	16.67	19.33	24	20.5	51	41.17	57.5	40
	SD	5.34	0.5	22.02	4.46	5.06	7.5	2.77	6.34	11.08	2.73	6.38	5.13

表2 FFMQ, STAI, SDS, RSES-J 相関係数分析の結果(全体)

		FFMQ			STAI			SDS	自尊感情		
		総合得点	体験観察	反応しない	判断しない	描写	意識行動	状態不安	特性不安	合計	
FFMQ	総合得点		0.778**	0.849**	0.895**	0.494*	0.879**	-0.551*	0.435+	-0.506*	0.687**
	体験観察			0.535*	0.563**	0.285	0.636**	-0.343	0.136	-0.36	0.509*
	反応しない				0.717**	0.441+	0.662**	0.607**	0.568**	-0.661**	0.778**
	判断しない					0.281	0.818**	-0.524*	0.262	-0.37	0.573**
	描写						0.211	-0.06	0.531*	-0.198	0.253
	意識行動							-0.549*	0.354	-0.412+	0.566**
STAI	状態不安								-0.469*	0.8**	-0.786**
	特性不安									-0.454*	0.481*
SDS	合計										-0.87**
自尊感情											

n=20 ns 0.10<p + 0.05<p<0.10 * p<0.05 **p<0.01

には低下する方向に影響することがわかった。

(2) マインドフルネス因子間の相関

マインドフルネス状態を示すFFMQ総得点とそれを構成する5因子の相関の結果の詳細を表3に示す。総合得点と有意水準1%で有意となった因子は、マインドフルネス5因子のうちの4個で「体験の観察」、「反応しない」、「判断しない」、「意識行動」であり、全て正の相関があった。残りの1因子「描写」は有意水準5%で有意であった。

更に因子毎に個別にどのように影響し合っているのかを見ると、マインドフルネスの因子間の相関は以下の通りである。

① 体験観察

「判断しない」、「意識行動」と1%水準で有意な正の強い相関、「反応しない」と5%水準で有意な正の相関がみられたが、「描写」との相関はなかった。

② 反応しない

「判断しない」、「意識行動」と1%水準で有意な正の強い相関があり、「体験観察」と5%水準で有意な正の相関、「描写」と正の相関の傾向があった。

③ 判断しない

「体験観察」、「反応しない」、「意識行動」と1%水準で有意な正の強い相関があったが「描写」との相関はなかった。

④ 描写

「反応しない」のみ正の相関傾向が示され、これ以外の他の度の因子とも有意な相関は見られなかった。

⑤ 意識行動

「体験観察」、「反応しない」、「判断しない」と1%水準で有意な正の強い相関があった。

(3) マインドフルネス5因子と不安、抑うつ、自尊感情の関連

マインドフルネスと不安、抑うつ、自尊感情については、不安について「状態不安」とは5%水準で正の相関があり、「特性不安」については正の相関傾向が示された。「自尊感情」と有意水準1%で正の相関、「抑うつ」とは有意水準5%で負の相関があった。5因子ごとの相関を見ると、「体験観察」は「自尊感情」と5%水準で有意な正の相関があった。「反応しない」は「状態不安」、「特性不安」、「抑うつ」、「自尊感情」の全てと1%水準で有意な正の相関があった。「判断しない」は「自尊感情」と1%水準、「状態不安」と5%水準で有意な正の相関があった。「描写」は5%水準で有意な正の相関があった。

表3 FFMQ 5 因子間の相関係数分析結果

		体験観察	反応しない	判断しない	描写	意識行動
総合得点	r	0.778**	0.849**	0.895**	0.494*	0.879**
	F	27.61	46.33	72.47	5.82	60.87
体験観察	r		0.535*	0.563**	0.285	0.636**
	F		7.23	8.35	1.6	12.2
反応しない	r			0.717**	0.441+	0.662**
	F			19	4.35	14.03
判断しない	r				0.281	0.818**
	F				1.54	36.4
描写	r					0.211
	F					0.84

n=20 df=1&18 ns 0.10<p + 0.05<p<0.10 * p<0.05 **p<0.01

表4 FFMQ, STAI, SDS, RSES-J 相関係数分析の結果 (トレーニング経験有)

FFMQ		STAI					SDS		自尊感情	
総合得点		体験観察	反応しない	判断しない	描写	意識行動	状態不安	特性不安	合計	
FFMQ	総合得点	0.759**	0.659*	0.774**	0.774**	0.794**	-0.32	0.547*	-0.245	0.462+
	体験観察		0.394	0.371	0.459+	0.513+	-0.143	0.138	-0.265	0.463+
	反応しない			0.31	0.735**	0.294	-0.413	0.715**	-0.515+	0.623*
	判断しない				0.477	0.684**	-0.231	0.309	0.023	0.248
	描写					0.436	-0.163	0.592*	-0.212	0.237
	意識行動						-0.339	0.533*	-0.081	0.236
STAI	状態不安							-0.619*	0.655*	-0.73**
	特性不安								-0.331	0.459+
SDS	総合得点									-0.793**

n=14 ns 0.10<p + 0.05<p<0.10 * p<0.05 **p<0.01

表5 FFMQ, STAI, SDS, RSES-J 相関係数分析の結果 (トレーニング経験1年未満)

FFMQ		STAI					SDS		自尊感情	
総合得点		体験観察	反応しない	判断しない	描写	意識行動	状態不安	特性不安	合計	
FFMQ	総合得点	0.891*	0.964**	0.984**	0	0.912*	-0.511	-0.252	-0.484	0.786+
	体験観察		0.805+	0.892*	-0.418	0.874*	-0.597	-0.307	-0.381	0.531
	反応しない			0.948**	0.191	0.779+	0.387	-0.068	-0.434	0.752+
	判断しない				-0.048	0.872*	-0.598	-0.36	-0.491	0.758+
	描写					-0.237	0.38	0.506	-0.132	0.328
	意識行動						-0.505	-0.399	-0.428	0.717
STAI	状態不安							0.595	0.786+	-0.586
	特性不安								0.124	-0.166
SDS	総合得点									-0.835*

n=6 ns 0.10<p + 0.05<p<0.10 * p<0.05 **p<0.01

表6 経験別各得点の比較

df = 1.18

	経験	Means	S.D	F
FFMQ総合得点	有	124.28	16.02	4.78*
	1年未満	104	22.01	
体験観察	有	26	5.33	0.91
	1年未満	23.5	4.46	
反応しない	有	22.79	2.75	10.09**
	1年未満	16.67	5.06	
判断しない	有	25.29	5.09	3.83+
	1年未満	19.33	7.5	
描写	有	24.57	3.79	1
	1年未満	24	2.77	
意識行動	有	25.27	3.99	4.18+
	1年未満	20.5	6.34	
状態不安	有	35.14	9.81	9.12**
	1年未満	51	11.07	
特性不安	有	50.93	3.1	5.95*
	1年未満	47.17	2.7	
うつ	有	34.28	7.13	10.84**
	1年未満	46	6.38	
自尊感情	有	29.35	4.78	8.58**
	1年未満	22	5.13	

+ p < 0.1 * p < 0.05 ** p < 0.01

2. トレーニング経験による効果の違い

対象者を1年以上継続したトレーニング経験者（以下経験有）群14名と1年未満の群（以下1年未満）6名に分け、マインドフルネスとの関係と同様のことが言えるのかを調べた（表4）（表5）。マインドフルネスとの関連では複数の項目で違いがあり、経験有群では状態不安と抑うつ、1年未満群では、状態不安、特性不安、抑うつとの間の有意差がなかった。

2群の差を比較するために、項目別に1要因参加者間計画の分散分析を行った。（表6）

(1) マインドフルネス

FFMQの総合得点は経験群の平均点が高く、5%水準で有意だった（ $F(1, 18) = 4.78, p < 0.05$ ）。因子別にみると、「反応しない」が1%水準で経験群の平均が高かった（ $F(1, 18) = 10.09, p < 0.01$ ）。次に5%水準で有意な結果がみられたのは、「判断しない」（ $F(1, 18) = 5.09, p < 0.05$ ）、「意識行動」（ $F(1, 18) = 3.99, p < 0.05$ ）でいずれも経験群が高かった。

(2) 不安、抑うつ、自尊感情の違い

不安感について、「特性不安」は経験群が高く、5%水準で有意であった（ $F(1, 18) = 5.95, p < 0.05$ ）。性格的な個人の不安が1年未満群よりも高いことが示唆された。これに対し、状態不安は1年未満群が

1%水準で有意に高い結果がみられた（ $F(1, 18) = 9.12, p < 0.01$ ）。不安を持ちやすい傾向が高いものの、状況における不安感はとて低いことがこの結果より窺われる。

「抑うつ」は、1年未満群の平均が高く、1%水準で有意な結果がみられた（ $F(1, 18) = 10.84, p < 0.01$ ）。

自尊感情は経験群が高く、1%水準で有意な結果がみられた（ $F(1, 18) = 8.58, p < 0.01$ ）。

IV. 考察

1. マインドフルネス因子の特徴

FFMQの因子に関わる先行研究に比べサンプル数が非常に少ないため、本研究のデータの特徴と限定して考察する。本調査の結果より、「マインドフルネスの5因子は体験観察」、「反応しない」、「判断しない」、「意識行動」の4因子は互いに相関があり、同様の機序を持つものと考えられる。これ以外の「描写」は気づきを言語化するものであり、他の因子との相関が全くないか低いことから、独自の機序を持つものと推察する。しかしながら、FFMQの総得点とは相関があるため、「描写」もまたマインドフルネス状態には関連しているといえるだろう。これにより、マインドフルネスは二通りの異なる機序、4因

子からなるグループと1因子によって構成されていることが示された。

2. マインドフルネスと不安・抑うつ・自尊感情について

アンケート調査の結果より、マインドフルネスは不安・抑うつ・自尊感情の全てと相関した。マインドフルネスが不安や抑うつを低減するという先行研究は多いが、マインドフルネスのどの因子が関係し、低減する機序については「推測」という言葉が多く用いられ、未だ曖昧である。マインドフルネス傾向は脱中心化を媒介して、心配を緩和することが示唆され(田中ら、2013)る一方、社交不安に関する研究では大学生への調査において、自分の考えや感情を不適切などと判断しないことと感情を言葉に出来ること(本研究では「描写」と示している尺度)が、社交不安の症状を低減させる可能性があることが示唆され(山内ら 2017)ている。先行研究は、それぞれ研究対象者やマインドフルネスの手法や調査の設定が異なり、これによる結果の違いが出ていることは否めない。しかし、不安・抑うつを低減するという方向性は一致していると言える。

本研究対象者の不安を見ると、STAIにおいて経験群の素点では、「特定不安」が高い結果となった。「状態不安」は不安の低い結果となり、現在の不安は少ない状態である。この集団は本来不安を持ちやすい傾向を持つが、現時点ではとても落ち着いた不安のない状態である。マインドフルネスの使用に慣れており、マインドフルネスの実践がこの点に影響していると考えられる。

経験無し群では、不安・抑うつとマインドフルネス因子との間に相関は見られなかった。

不安・抑うつと最も相関があったマインドフルネス因子は「反応しない」であった。対象者がマインドフルネスの意識状態であるがままに自分に起きていることに気付くというハコミセラピーの手法を経験している集団であり、この状態が不安や抑うつを低減することにつながっていると言えるのではないかと考える。

次に、抑うつをSDSの得点で見ると、経験群は正常範囲内の得点であったが、経験無群では神経症から抑うつ状態とされる高得点であった。この結果からマインドフルネスと抑うつとの関連が示唆される。

自尊感情においては、「描写」を除く4つのマイン

ドフルネス因子との相関がみられた。経験群のほうが自尊感情得点平均が高く、マインドフルネスにより自尊心が向上したと言えるだろう。

3. トレーニング経験の違いについて

サンプル数が少ないが、トレーニングに関して経験有と経験なし(トレーニング経験1年未満とセラピーだけ経験)に分けた結果、マインドフルネス、不安、抑うつ、自尊感情において、統計上有意味な差がみられた。

ハコミセラピーはクライアントをマインドフルネスの意識状態に置き、無意識につながりやすくして心理療法を継続させて進めていく。この時、治療者側にもマインドフルネスが求められる。マインドフルネス状態を維持するという事が求められる。したがって、トレーニングでは繰り返しマインドフルネスを練習している。この経験の差によって、不安と抑うつが軽減し、自尊感情が高まったこといえる。

トレーニングの実践では治療者、クライアント、観察者を交代で体験し、概ね60分のフルセッションを繰り返し行うため、マインドフルネスの経験が非常に多いものになっている。

4. ハコミセラピーの効果について

ハコミセラピーはマインドフルネスを使いコア・ビリーフへのアプローチを行う。ロン(2004)はハコミ・メソッドとして紹介する中でマインドフルネスは基本的な要素として位置づけ、「マインドフルネスを使わなければ、ほとんど何も呼び起されません。」と説明している。ハコミの基本原則(ロン、2004)は以下のとおりである。

- ・体験は組織化されて、習慣となっている。
- ・コア・ビリーフと呼ばれる信念は、ほとんどすべての体験の組織化に影響を与えている。
- ・コア・ビリーフを体験的にワークするためには、まずそれを意識化しなければならない。
- ・コア・ビリーフは、ひとたび意識化されると、変えることができる。

コア・ビリーフは小さい頃からの経験によって積み重ねられた信念である。フロイトの考える抑圧されたイドに似たものであるが、フロイトのいう欲動ではなく、防衛機制に近いかもしれない。これは無意識の中にあり、普段は気づかないほうが多い。コア・ビリーフは組織化され、その人の行動や思考な

どを規定している。

5. まとめ

本研究の調査対象となったのは、このハコミセラピーの実践者である。単にクライアントとしてセラピーを受けるだけではなく、セラピストになるためのトレーニングを受けている人も含まれる。このような人たちは、常にコア・ビリーフに向かい合うためにハコミセラピーのトレーニングを行い、それに必須のマインドフルネスを実践していることが特徴としてあげられる。通常のマインドフルネスを実践しない人とは違う結果である可能性は、トレーニング経験の有無で分けた2群の結果の違いからも明らかである。

前述した通り、マインドフルネスが不安や抑うつ
の低減に効果があるという機序は、マインドフルネスをどのように使うのかによって効果が違ってくるのではないかと予測する。マインドフルネスそのものを低減のために使う方法と、不安の原因や不安そのものにアプローチする技法のひとつとして使う方法では違いがあるのは当然かもしれない。これについては、今後もハコミセラピーの効果に関する研究として進めていきたいと考えている。

謝辞

本調査に協力をいただきました心理学愛好会、S.E.Aのみなさんにお礼を申し上げます。

文献

- カバット・ジンJ・春木豊訳 (2007). マインドフルネスストレス低減法. 北大路書房.
- 古賀香代子・杉本浩利・戸川智美・島松まゆみ・徳永雄一郎 (2018). デイケアにおけるマインドフルネス集団療法. 第94回福岡県デイ・ケア研究協議会シンポジウム.
- ハルコ・ワイス&グレッグ・ヨハンソン (2020). ロレーナ・モンタ (編) ウィリングヘム広美・岡田千恵子監訳 ハコミセラピー完全ガイド 理論と実践. 星和書店.
- 福田一彦・小林重雄(1973). 自己評価式抑うつ性尺度の研究. 精神神経学雑誌, **75**(10), 673-679.
- 中野和・田名場忍 (2013). 状態としてのマインドフルネスと自己制御・抑うつとの関連. 弘前大学大学院教育学研究科心理臨床相談室紀要, 第10号, 1-12.
- 中里克治・水口公信 (1982). 新しい不安尺度STAI日本版の作成: 女性を対象とした成績. **22**(2), 107-112. 心身医学
- ロン・クルツ (2005). 手塚郁恵編訳ハコミ・メソッドーハコミを学ぶ. 春秋社.
- 杉浦義典 (2008). マインドフルネスにみる情動制御と心理的治療の研究の新しい方向性. 感情心理学研究, **2**(16), 167-177.
- 田中圭介・神村栄一・杉浦義典 (2013). 注意制御, マインドフルネス, 脱中心化が心配へ及ぼす影響. パーソナリティ研究, **22**(2), 108-116.
- Timothy, D.Wilson (2004). *Strangers to Ourselves*. Harvard University Press.
- 宇佐美麗・田上恭子 (2012). マインドフルネスと抑うつとの関連. 弘前大学教育学部紀要, 131-138.
- 内田知宏・上埜高志 (2010). Rosenberg自尊感情尺度の信頼性および妥当性の検討—Miura & Griffiths訳の日本語版を用いて—. 東北大学院教育研究科研究年報, **58**(2).
- 山内美鈴・古賀靖之・平川忠敏・有村達之 (2018). 大学生におけるマインドフルネス尺度から見る社交不安要因の分析に関する研究. 西九州大学子ども学部紀要, **9**, 57-65.