

祈りと祈りの主体者の精神的健康との関連の検討

焼山正嗣¹・岡本祐子¹

Relationship between Prayer and Mental Health

Masatsugu Yakiyama and Yuko Okamoto

Recently, the religious activity of prayer has been the subject of scientific research. However, the results have been poor in terms of reproducibility, which demands that a more limited approach to investigating prayer be adopted. This study examined the Japanese custom of holding up the hands in prayer (*sazuke*) among 296 devotees of Tenrikyo (a large religion) with respect to the participants' mental health. We adopted the subjective well-being scale of Ito et al. (2003) and applied the SD method by means of a questionnaire among the devotees. We subjected each extracted factor to multiple regression analysis. Our results showed that *sazuke* prayer enhanced the factors of "intrinsic sense," "self-evaluation," and "confident sense of fulfillment" in the well-being scale of the participants. Thus, the act of prayer appeared to augment the subjects' positive and spontaneous feelings in addition to promoting their self-confidence.

Key words: prayer, well-being, mental health

問題

宗教とメンタルヘルスの関係は古くから注目されてきた。Jung.C.G(1964 河合隼雄訳 1975)は、“人々は人生の意味のある生き方について、あるいは神や不死について絶対的な信仰を持っているというだけで大きな違いになる、あるいはなるかもしれないと感じている”と述べている。また過去に行われてきた宗教とメンタルヘルスに関する様々な研究では概して、宗教への関与の高さが、うつ病や自殺、不安を軽減し、肯定的感情を促進することが明らかになっている。これらのことから信仰儀礼や信仰治療の一つである祈りの研究が近年増加している。

Waldfoegel(1997)は祈りを口語体の祈り、祈願する祈り、仲介の祈り、儀式としての祈り、瞑想の祈りの5つに分類している。その中でも、仲介の祈りの効用が古くから研究されている。仲介の祈りとは、他者のことを祈るものであり、祈る者と祈られる者の両面からその効用が研究されている。

¹ 広島大学大学院教育学研究科

Byrd(1988)は、肝疾患集中治療室(以下、CCU)の患者にユダヤ・キリスト教の神への仲裁的な祈りの治療効果について、実験を行った。インフォームド・コンセントを受けた393名の患者を、10か月にわたって、無作為に192名の実験群、201名の統制群に分け、無作為な2重盲検法による実験を行った。実験群は、病院の外からキリスト教の人々が祈ることによって仲裁的な祈りを受け、統制群には何も行わなかった。また、祈り方は特定せず、各々に任された。その結果、祈りが行われる間では、両群では有意な差は認められなかった。しかし、その後の追跡調査では、実験群の方が、統制群より呼吸援助、抗生物質の投与、利尿剤の使用がより少なかったこと、死亡率が低かったことなどいくつかの点で治療の効果が高いという結果が出た。この結果を踏まえ、Byrdはユダヤ・キリスト教の神への仲裁的な祈りは、CCUの患者に治療効果を持つことを示唆していると述べている。

このように祈りの効用を調べるため、様々な研究方法で厳密な実験を行う研究が存在する(Harris, 1999)。しかし、それらの研究は再現性に乏しく、実験対象によって結果が一貫していないという現状がある(Benor, 1990)。そのため祈りの方法や対象者を限定することはこの分野の研究を行う上で重要であるといえる。またこれまで祈りの研究は欧米で盛んに行われてきたが、日本でのこの分野の研究はまだ進んでいないのが現状である(玉井, 2006)。その理由の一つとして、日本人の宗教に関する考え方が可能性として考えられる。多くの日本人は、宗教に関する明確な意識を持っているものが少ない。これは、2008年の統計推理研究の調査から日本人が信仰を自覚しているものが3割であると報告されていることから分かる。しかし、日本では、古くから八百万の神のように森羅万象に神の発現を求め、祈ってきた。現代においても宗教意識は希薄になっているとはいえ、初詣には神社に参拝し、祈り、葬儀では仏を前にして祈っている。日本人の根底には、依然として宗教性が存在し、祈るという行為を潜在的に有していると考えられる。

このように、日本と欧米では宗教観が異なるため、祈りに関する考え方も異なると考えられる。木谷(2002)は、日本と欧米の宗教の祈りを概観し、“欧米の研究において、祈りは唯一神あるいは目に見えない万物を活かす偉大な力に対して行うという前提があるように思われる”と考察している。また、欧米に対して、日本の伝統的な祈りの2形態として、手かざしによる癒しと先祖や浄土への祈りを通じた癒しを紹介し、考察している。手かざしとは、祈り手を通して神仏の光を患部に注ぐ、宗教的手当てのことである。これには、人は神仏や天などの媒介になりうるという思想が前提になっていると考えられている。また、先祖や浄土への祈りを通じて、自分とそれらとのつながりを得ることができる。これにより、危機に直面しても、恐怖、不安、不満などが取り除かれ、精神の癒しを得ることができると考えられている。

日本の伝統的な祈りに関して、手かざしの祈りは、祈る者と祈られる者が明確に設定されており、その祈りの内容も手かざしの前提的思想から、他者の救済にほぼ限定されると考える。これは、池田(2004)が、日本の宗教活動において、幕末期から現代まで簇生する一群の新宗教には共通した生命主義的救済観があり、金光教、大本教、天理教など手かざしによる癒しは散見していると述べたことから分かる。

日本の宗教活動の中でも、天理教は「病氣直しの宗教」と言われてきた(池田, 2004)。もちろん、科学的な治療という意味ではなく、祈りによる病氣直しであった。天理教では、人々を苦悩から救

済する「病氣直し」といわれることを宗教活動の柱として行ってきたといえる。堀(1971)は、天理教のような新宗教における「病氣直し」はシャーマニスティックな信仰治療の好例であると述べている。

また、平成 22 年度の宗教年鑑によると、天理教は信者数約 121 万人、教会数 1 万 7 千余りを有している。同時期に出現した新興宗教である黒住教(信者数約 30 万人)や金光教(信者数約 40 万人)と比べると国内では巨大な新興宗教の一つといえるだろう。

従って、生命主義的救済観を持っている新宗教の中でも、とりわけ天理教は大規模であり、その救済観が強く、手かざしの祈りでは特に、他者の救済を強く願ひ、行っているといえるのではないだろうか。天理教における手かざしの祈り(さづけ)を調査することによって、祈りの方法が限定することができ、一貫した祈りに関する調査を行うことが可能であると考えられる。

従って、本研究では、天理教において手かざしの祈り(さづけ)をすることにより、祈りの主体者が精神的健康とどのような関連があるかを、主観的幸福感という側面から調査したいと考える。なお、「さづけ」とは、天理教における宗教行為の 1 つであり、病人やケガ人に神をとおしてその治癒・回復を祈る行為を示す。主に熱心な信者がこの資格を欲して、講習会を受け、その資格を有することができる

仮説として、祈る間のイメージがポジティブな人ほど主観的幸福感が高く、また、祈りを行う回数が多い人ほど主観的幸福感が高くなると予想する。

方法

対象者 天理教の信者 297 名(男性：109 名、女性：187 名、平均年齢 47.9 歳、 $SD=20.0$)を分析対象とした。498 部配布し、回収率は 86.3%、有効回答率は、59.6%であった。この調査の対象者は、天理教において手かざしの信仰的治療である「さづけ」を行う資格を必要とした。

手続き 質問紙調査で行った。縁故法を用い、集合調査で回収を行った。

調査項目 1)フェイスシート：性別、年齢、信仰歴(さづけを有してからの年数)。2)祈り(さづけ)に関すること：最近一ヶ月でのさづけの回数、最近一ヶ月でのさづけの回数に対する自己評価(1 まったくしていない、2.あまりしていない、3.まあまあしている、4.割としている、5.頻繁にしている、の 5 件法)。3) 祈る間のイメージ：この項目の測定には、SD 法を用いた。本研究では、形容詞対として井上・小林(1985)の中から、さづけ中の自己のイメージに適すると思われる<自己観念><パーソナリティ認知>の両方の測定に有効なものを選んで用いることとした。この選択した形容詞対を 7 段階で評定させることとした。4) 主観的幸福感に関する尺度：本研究では、伊藤・相良・池田・川浦(2003)によって作成された主観的幸福感尺度(15 項目、4 件法)を使用した。この尺度では、自己の生活に対する満足感からなる認知的側面と、ポジティブ感情・ネガティブ感情を含む感情的側面からとらえている。対象は青年期から成人期まで幅広く適用できるため、この尺度を用いることとした。この尺度の信頼性においては、社会人 1,005 名(女性 522 名、男性 483 名、女性の平均年齢 47.5 歳、男性の平均年齢 50.1 歳)を対象とした調査では、I-T(項目-合計得点)相関の値はすべての項

目で.55以上を示した。 α 係数の値は.86であり、満足できる値である。

結果

1.対象者の年齢と信仰歴の分布

対象者の年齢と信仰歴における度数分布を、Figure 1 と Figure 2 にそれぞれ示した。

年齢については、 $M=47.9$, $SD=19.9$, $Min=18$, $Max=91$ であり、20代が特に多く、50代から60代にかけての対象者が多かった。また、信仰歴に関しては、 $M=25.0$, $SD=17.4$, $Min=0.5$, $Max=68.0$ であり、5年未満の者が特に多かった。両者とも標準偏差が非常に高く、年齢と信仰歴にばらつきがあった。

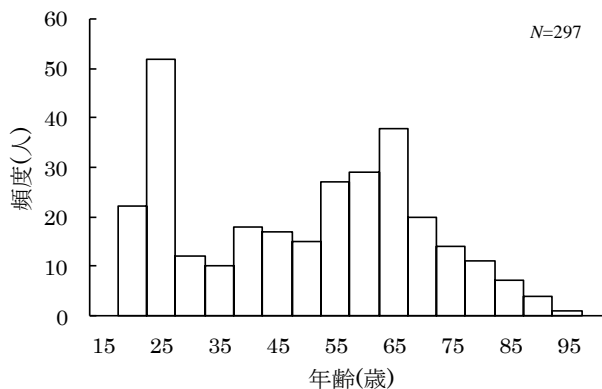


Figure 1. 対象者の年齢ヒストグラム

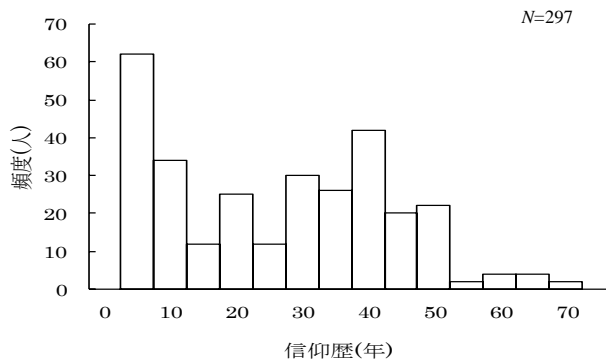


Figure 2. 対象者の信仰歴ヒストグラム

2. 因子分析による祈り(さづけ)の評価次元の特定

因子分析により祈り(さづけ)の評価次元を抽出した。因子分析を行うにあたり、あらかじめ逆転項目においては得点の逆転処理を行った。

まず、因子構造確認のため、祈り(さづけ)の評定における全 20 項目で、天井効果が見られた 1 項目(不真面目な—まじめな)を除外した 19 項目の探索的因子分析(主因子法、プロマックス回転)を行った。固有値やスクリープロットから判断し、3 因子が妥当と考えられた。3 因子までの累積寄与率は 50.1%であった。因子負荷量が.35 以下の 1 項目(不幸な—幸福な)を除外し、因子数を 3 に固定し、再度因子分析を行った結果を Table 1 に示した。

SD 法では、評価性、活動性、力量性の 3 因子が抽出されることが知られている。しかしながら、これらの 3 因子は、言葉の意味を測定する研究で明らかにされたものであり、他の心理学の分野でも、これらの 3 因子を明確に抽出されているわけではない(井上・小林, 1985)。従って本研究では、それらの因子を参考にしつつ、因子の検討を行った。

第 1 因子には、「わがままな—思いやりのある」が特に高い負荷量を示し、続いて「強情な—素直な」、「不親切な—親切な」という力量性の因子傾向項目で構成されていた。しかし、力量性では説明不十分な表現になってしまうため、従って、“対象への善意”と命名した。この因子得点が高くなるほど、祈りの対象者に対して、思いやりや優しさといった善意的感情をより強く感じていると考えられる。

第 2 因子には、「無気力な—意欲的な」や「不活発な—活発な」、「責任のない—責任のある」といった活動性の典型的項目が高い因子負荷量を示している。「好きな—嫌いな」の項目が多重付加を示しているもののこの項目を削除し、因子分析を行うと大きく因子構造が変化してしまうので残した。第 2 因子を“内発的感覚”と解釈した。この因子得点が高いほど、積極的に祈り(さづけ)に関与する気持ちが高いことを表していると考えられる。

第 3 因子は、「暗い—明るい」、「陰気な—陽気な」、「疲れた—元気な」という項目が、高い因子負荷量を示した。評価性の典型的項目が含まれている。従って、“感覚的心地良さ”と命名した。この因子得点が高いほど、祈り(さづけ)に対して、より心地よいと感じる度合いが高くなると考えられる。

続いて、内的整合性の確認のために、 α 係数を算出した。項目全体で $\alpha=.91$ 、第 1 因子“対象への善意”で $\alpha=.83$ 、第 2 因子“内発的感覚”で $\alpha=.82$ 、第 3 因子“感覚的心地良さ”で $\alpha=.81$ となり、十分な信頼性が確認された。

Table 1

祈り(さづけ)の評価次元の因子分析結果(主因子法, プロマックス回転)

	1	2	3
第1因子：対象への善意($\alpha=.83$)			
7. わがままな-思いやりのある*	.81	.11	-.18
6. 強情な-素直な*	.69	-.11	.02
11. 不親切な-親切な*	.61	.17	.01
8. かたい-やわらかい*	.61	-.24	.28
10. 悪い-良い	.45	.20	.17
9. 落ち着きのない-落ち着いた	.41	.30	-.01
第2因子：内発的感覚($\alpha=.82$)			
4. 無気力な-意欲的な	-.05	.84	-.09
5. 不活発な-活発な	-.31	.75	.22
1. 責任のない-責任のある	.13	.65	-.30
12. 気持ちの悪い-気持ちの良い	.24	.46	.12
14. 弱い-強い*	.10	.42	.16
13. 嫌いな-好きな	.15	.36	.35
第3因子：感覚的心地良さ($\alpha=.81$)			
3. 暗い-明るい*	-.04	-.03	.78
20. 陰気な-陽気な*	-.02	.11	.70
2. 疲れた-元気な*	.01	-.14	.70
16. 厳しい-優しい*	.30	-.22	.41
17. 親しみにくい-親しみにくい	.04	.29	.39
19. 冷たい-暖かい*	.31	.16	.36
因子間相関			
	1		
	.65	1	
	.65	.68	1

*は逆転項目

3.主観的幸福感尺度の因子分析に基づく項目の特定

因子分析により主観的幸福感尺度の因子を抽出した。因子分析を行うにあたり、あらかじめ逆転項目においては得点の逆転処理を行った。

まず、因子構造確認のため、主観的幸福観尺度における全15項目で、天井効果が見られた2項目(12：自分の人生には意味がないと感じていますか、14：ものごとが思うように進まない場合でもあなたはその状況に適切に対処できると思いますか)を除外した13項目で探索的因子分析(最尤法、プロマックス回転)を行った。固有値やスクリープロットから判断し、2因子構造が採用された。2因子までの累積寄与率は46.6%であり、2因子が項目を十分に説明していると言える。因子負荷量が.35以下の1項目(6：将来のことが心配ですか)を除外し、因子数を2に固定し、再度因子分析を行った結果をTable 2に表した。

Table 2
主観的幸福感尺度の因子分析結果(最尤法, プロマックス回転)

	1	2
第1因子：確信的充実感($\alpha=.77$)		
13. 危機的な状況(人生を狂わすようなこと)に出会ったとき、自分が勇気を持ってそれに立ち向かって解決していけるという自信がありますか	.78	-.15
11. 今の調子でやっていけば、これから起きることにでも対応できる自信がありますか	.70	.01
9. 自分がやろうとしたことはやりとげていますか	.56	.07
10. 自分がまわりの環境と一体化していて、欠かせない一部であるという所属感を感じることがありますか	.52	.06
15. 自分が人類という大きな家族の一員だということに喜びを感じることがありますか	.43	.11
7. 期待通りの生活水準や社会的地位を手に入れたと思いますか	.36	.10
1. これまでどの程度成功したり出世したと感じていますか	.35	.25
第2因子：人生に対する満足感($\alpha=.79$)		
4. 過去と比較して、現在の生活は	-.13	.86
5. ここ数年やってきたことを全体的に見て、あなたはどの程度幸せを感じていますか	-.05	.74
3. あなたは人生が面白いと思いますか	.21	.54
8. 非常に強い幸福感を感じる瞬間がありますか	.15	.53
2. 自分の人生は退屈だとか面白くないと感じていますか*	.12	.45
因子間相関	1	
	.62	1

*は逆転項目

伊藤他(2003)を参考に、各因子を検討した。第1因子は「13：危機的な状況(人生を狂わすようなこと)に出会ったとき、自分が勇気を持ってそれに立ち向かって解決していけるという自信がありますか」や「11：今の調子でやっていけば、これから起きることにでも対応できる自信がありますか」の項目が高い因子負荷量を示した。これは、伊藤他(2003)の下位尺度である“自信”と一致している。また、「9：自分がやろうとしたことはやり遂げていますか」、「10：自分がまわりの環境と一体化していて、欠かせない一部であるという所属感を感じることがありますか」など人生に対する充実感をあらわしている項目も含まれている。従って、第1因子を“確信的充実感”と解釈した。この因子が高い得点を示すほど、人生充実したものであるという自信が高くなり、危機に対して対処できる度合いも高くなる。それとともに幸福感が高まると考えられる。

第2因子は、「4：過去と比較して、現在の生活は」や「5：ここ数年やってきたことを全体的に見て、あなたはどの程度幸せを感じていますか」の項目が高い因子負荷量を示した。これは伊藤ら(2003)の下位尺度である“人生に対する前向きな気持ち(満足感)”と一致している。これらの項目に続いて、「3：あなたは人生が面白いと思いますか」、「8：非常に強い幸福感を感じる瞬間がありますか」が比較的高い負荷量を示した。全体的に見て、人生に対する満足感を示していると考えられる。従って、第2因子を“人生に対する満足感”と命名した。この因子が高い得点を示すほど、現在の人生に対してあまり悲観的ではなく、満足感が高くなると考えられる。

また、尺度全体と各下位尺度における信頼性の検討を行った。尺度全体で $\alpha=.84$ 、第1因子“確

信的充実感”で $\alpha=.77$, 第2因子“人生に対する満足感”で $\alpha=.79$ を示し, 十分な信頼性が確認された。

4. 相関分析

祈り(さづけ)の3つの評価次元(対象への善意, 内発的感覚, 感覚的心地良さ)の得点と主観的幸福感尺度得点, 主観的幸福感下位尺度得点(確信的充実感, 人生に対する満足感), 祈り(さづけ)の回数と回数の自己評価得点, 信仰歴, 年齢で相関分析を行った。その結果を Table 3 に示した。

祈り(さづけ)の3つの評価次元である対象への善意, 内発的感覚, 感覚的心地良さ主観的幸福感, その下位尺度(確信的充実感, 人生に対する満足感)のそれぞれに有意な正の相関がみられた。特に内発的感覚に関して他の評価次元と比べて強い相関がみられた($r=.372, .328, .334$)。また, 祈り(さづけ)の回数と主観的幸福感には有意な相関がみられなかった。しかし, さづけの回数に対する自己評価と主観的幸福感, 下位尺度である確信的充実感に関しては弱い正の相関がみられた($r=.167, .198$)。年齢, 信仰歴に関しては, 確信的充実感のみ有意に弱い相関がみられた($r=.129, .171$)。さづけのそれぞれの評価次元と祈り(さづけ)の回数・自己評価ともに有意な相関が見られた。

さらに, 信仰歴と年齢に非常に強い相関がみられ($r=.907$), 加えて, 祈り(さづけ)の回数とその自己評価にも強い相関がみられた($r=.493$)。

5. さづけの3因子が主観的幸福感に及ぼす影響の検討

相関分析で得られた結果をもとに, 基準変数に主観的幸福感, 確信的充実感, 人生に対する満足感, 説明変数に対象への善意, 内発的感覚, 感覚的心地良さをそれぞれ設定し, 各場合において重回帰分析を行った。その結果を Table 4 に示した。

内発的感覚が, 主観的幸福感に対して表した値は $\beta=.243, R^2=.155$, 確信的満足感に対しては $\beta=.228, R^2=.124$, 人生に対する満足感は, $\beta=.215, R^2=.124$ で, すべて有意であった。

Table 3
相関行列

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. 主観的幸福観	-									
2. 確信的充実感	.89 **	-								
3. 人生に対する満足感	.86 **	.55 **	-							
4. 対象への善意	.31 **	.24 **	.29 **	-						
5. 内発的感覚	.37 **	.33 **	.33 **	.66 **	-					
6. 感覚的心地良さ	.34 **	.31 **	.29 **	.66 **	.66 **	-				
7. 年齢	.01	.13 *	-.09	-.17	-.09	-.10	-			
8. 信仰歴	.05	.17 **	-.05	-.11	-.01	-.04	.91 **	-		
9. 回数	.09	.07	.07	.15 **	.19 **	.14 *	-.08	-.02	-	
10. 回数(自己評価)	.17 **	.20 **	.11	.15 **	.24 **	.17 **	.05	.08	.49 **	-

** $P<.01$ * $P<.05$

Table 4

重回帰分析によるさづけの3因子が主観的幸福感に及ぼす影響の検討

	対象への善意	内発的感覚	感覚の心地良さ	決定係数 R^2
主観的幸福観	.14	.24 **	.06 ***	.16 ***
確信的充実感	-.03	.23 *	.18 *	.12 ***
人生に対する満足感	.09	.22 *	.09	.12 ***

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$

Table 5

重回帰分析による信仰歴、さづけの回数、自己評価が確信的充実感に及ぼす影響の検討

	信仰歴	回数	回数(自己評価)	決定係数 R^2
確信的充実感	.155 ***	-.099	.195 **	.063 ***

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$

6. さづけの回数、さづけの回数(自己評価)、信仰歴が主観的幸福感に及ぼす影響の検討

また、基準変数に主観的幸福感、内発的感覚、人生に対する満足感、説明変数に祈り(さづけ)の回数、祈り(さづけ)の回数(自己評価)、信仰歴を設定し、重回帰分析を行った。有意な影響が見られたのは、基準変数に内発的感覚に設定した時のみであったため、その結果を Table 5 に示した。内発的感覚が祈り(さづけ)の回数(自己評価)に対して表した値は、 $\beta=.193$ 、信仰歴に対しては、 $\beta=.155$ ともに有意であった。また決定係数は $R^2=.063$ で有意であった。

考察

本研究の目的は、天理教における手かざしの祈り(さづけ)において、その祈りが主体者の精神的健康へどのような影響を及ぼすかを、主観的幸福感というポジティブな側面から調査することであった。仮説として、①祈る間のイメージがポジティブな人ほど主観的幸福感が高くなり、②さづけを行う回数が多い人ほど主観的幸福感が高いことを挙げていた。本研究の結果、仮説①も仮説②も部分的に支持された。

まず、対象者に関して、Figure 1 より、欠損値のない有効回答の多かった対象者が 20 代に集中したため、20 代の度数が多くなったと考えられる。また、Figure 2 より、信仰歴に関しても、2~3 年の度数が多い理由は、祈り(さづけ)を有してから間もない 20 代の対象者が多くからであると考えられる。

仮説①に関して、Table 3~5 より、祈りの主体者の内発的感覚が、主観的幸福感とその下位尺度である確信的充実感、人生に対する満足感のすべてに有意に影響し、すべてに弱いながらも同程度の影響を示した。これは、やらされている感覚ではなく、自ら積極的かつ自発的な感覚で祈りを行うほど、人生が充実していることへの自信が高まり、人生に満足感を与え、幸福であると感ずる可能性を示唆している。従って、祈る間のイメージがポジティブな人ほど主観的幸福感が高くなるとい

う仮説は一部ではあるが、支持されたと考えられる。祈り(さづけ)の評価次元における3因子の中で、内発的感覚のみが有意に影響した理由として、分析において因子間相関の高い因子を投入したことによる多重共線性による歪みがあったことが考えられる。しかしその中でも、内発的感覚に弱いながらも有意な影響がみられたことは、着目すべきである。祈り(さづけ)の他者救済という目的からすると、3因子のなかで対象への善意に影響が見られず、内発的感覚に影響がみられたということは、祈りが他者救済の手段ではなく、それ自体が目的になっている可能性がある。つまり、祈りを行うことが内発的に動機づけられており、自分の精神状態を高める手段となっているのではないだろうか。言い換えると、他者の為ではなく、自らの為に祈りを行っている可能性がある。また、感覚的心地よさは影響を及ぼさなかったことから、祈りの間に心地よいといった感覚ではなく、祈りに対して積極的に関与する感覚の方が強いことが考えられる。

仮説①が一部しか支持されなかった理由として、方法論の問題が挙げられる。本研究ではSD法を用いて、祈り中のイメージを測定しようとしたが、祈る他者への救済観が単にポジティブ-ネガティブといった感覚では測定できないものであった可能性がある。

仮説②に関して、祈り(さづけ)の回数自体は確信的充実感に有意な影響は見られなかった。また、祈り(さづけ)の回数に対する自己評価が主観的幸福感の下位尺度である確信的充実感に弱いながらも有意な影響がみられた。従って、祈り(さづけ)の回数ではなく、それに対する自己評価が、主観的幸福感の下位尺度である確信的充実感に影響している可能性が示唆され、仮説②は部分的にはあるが、支持されたと考えられる。客観的な祈りの回数よりも自分自身が祈りを頻繁に行っているかの感覚が、自己の人生に対する充実感に影響しているのではないだろうか。また、この結果は、祈りが回数を重ねれば、良い効果を及ぼすわけではないことを示唆している可能性がある。欧米の先行研究では、実験的処遇により、実験群には祈りの回数、時間などを指定しているが、一貫した結果が得られていない。これは、祈りの表面的な形式的側面はあまり重要ではなく、祈りの中身が祈りの効果により影響を及ぼしているのではないかと考えられる。

本研究では、生命主義的救済観を持った天理教の中の他者救済に用いられる手かざしの祈りと、その主体の精神的健康との関連という、祈りの方法と対象者が限定された中で調査を行った。しかし、上記で示したように、方法論自体に問題があったのも確かだが、そもそも祈りの間、他者救済を念じていたかは本調査の結果から検討することができない。天理教における手かざしの祈り(さづけ)を行うこと自体、他者救済に動機づけられていると考えられるが、その祈りの間に必ずしも他者を想定しているとは限らないのではないだろうか。玉井(2006)は、祈りについて宗教学的・哲学的・文学的な定義を概観し、考察する中で、祈ることにより個人が独立した存在でありつつも、対立を超えた次元でつながり、一体となると述べている。これは、祈ることにより自己を超えた何か、つまり宗教における神と統合することを述べているといえる。従って、自己を超えたものへの一体感を祈りの間に想定する可能性が示唆されている。

このように、手かざしの祈りにおいて、主体者がその行為中に想定するであろうことは、他者救済だけでなく、神への一体感など、他の要因が複雑に絡み合っており、単一な尺度では測定するのは限界があると考えられる。この限界を踏まえうえて、今後慎重に研究を行う必要があると考え

られる。

今後の展望

本研究は、祈りと祈る主体者の精神的健康との関連を調査研究という形で行ったが、祈りの効果を厳密に測定するためには、実験的研究により縦断的に調査する必要があると考えられる。また、祈りを行う個人に対して、面接法などを用い、祈るに至った動機やその過程といった、祈りのプロセスを明らかにすることにより、祈ることを多面的に捉え、明らかにすることができると考えられる。

引用文献

- Benor, D.J. (1990). Survey of spiritual healing research, *Complementary Medical Research*, **4** (3), 9-33.
- Byrd, R. C. (1988). Positive therapeutic effects of intercessory prayer in a coronary care unit population
Southern Medical Journal, **81**, 826-829.
- 文化庁文化庁宗務課 (2010). 宗教年鑑 平成 22 年度版 ぎょうせい
- Harris, W. S., Gowda, M., Kolb. J., Strychacz, C., Vacek, J., Jones, P., Forker, A., O'keefe, J. and McCallister, B. (1999). A randomized, controlled trial of the effects of remote, intercessory prayer on outcomes in patients admitted to the coronary care unit, *Archives of Internal Medicine*, **159**, 2273-2278.
- 堀 一郎 (1971). 日本のシャーマニズム 講談社
- 井上正明・小林利宣 (1985). 日本におけるSD法による研究分野とその形容詞対尺度構成の概観 教育心理学研究, **33**, 253-260.
- 伊藤裕子・相良順子・池田政子・川浦康至 (2003). 主観的幸福感尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 心理学研究, **74**, 276-281.
- 池田士郎 (2004). からだのコスモロジー-中山みきの身体観- 天理大学人体科学 **13**, 23-40.
- Jung, C. G. (1964). *Man and His Symbols*. London: Aldus Books Limited. (ユング C.G. 河合隼雄 (訳)
(1975). 人間と象徴—無意識の世界—河出書房新社)
- 木谷仁美 (2002). 祈りによる癌患者 及び 家族に対するスピリチュアルケアの研究 京都大学大学院人間・環境学研究科 *Journal of International Society of Life Information Science*, **20**, 471-472.
- 玉井 仁 (2006). 祈りが人に与える効果についての研究 モラロジー研究 **58**, 25-75.
- Waldfoegel, S.(1997). *Spirituality in medicine*, Primary Care;Clinics in Office Practice, **24**, 963-975.