

大学生の援助要請行動における メンタライゼーション依存性の検討

Exploring Mentalization Dependency in the Help-Seeking Behavior of Japanese University Students

有宗 和紀

跡見学園女子大学大学院

人文科学研究科臨床心理学専攻

Kazuki Arimune

Division of Clinical Psychology,

Graduate School of Humanities, Atomi University

要 約

本研究は援助要請行動の生起頻度を予測する変数として、新たにメンタライゼーションを同定した。大学生を対象に、日本語版メンタライゼーション質問紙 MentS-J(自己に対するメンタライジング、他者に対するメンタライジング、メンタライゼーションへの関心の3因子より構成)と過去4週間の援助要請行動を測定した。MentS-J各因子を説明変数、過去4週間の援助要請行動を目的変数とした重回帰分析を実施したところ、本モデルは有意な予測力を有することが見出された。また因子ごとに見ると、自己に対するメンタライジングは負の有意な寄与を、他者に対するメンタライジングは正の有意な寄与を示した。

さらに男女別に同様の重回帰分析を実施したところ、男性では過去4週間の援助要請行動に対して自己に対するメンタライジングがより大きい負の寄与を、他者に対するメンタライジングがより大きい正の寄与を示したことに對し、女性ではメンタライゼーションへの関心のみが正の寄与を示し、男女において異なる傾向を示すことが見出された。

メンタライジング能力を回復し、あるいは発達を促す手法としてメンタライゼーションに基づく治療(Mentalization-Based Treatment; MBT)が確立されていることから、今後は追試や因果方向の推定を行ったのち、臨床応用への活用が期待できると考えられる。

本研究は OSF にて事前登録を行った上で実施した。

【Key Words】援助要請, メンタライジング, 性差

I 問題と目的

他者へ助けを求める現象は、心理学において援助要請と呼ばれ、臨床心理学では、悩みや精神的な問題を抱えた際に、身近な

他者や専門家へ相談する行動などが主に扱われている(永井, 2020)。今日において援助要請研究は、主に援助要請はどのようにして生じるのか(援助要請の生起)、援助要請はどのようにして促すことができるか

(援助要請の促進), 援助要請は常に望ましい行動とは限らないのではないか(援助要請と適応)という3つの視点により行われている(永井, 2017)。

また現在, 日本における援助要請の関連要因に関するメタ分析により, 「ネットワーク変数」としてソーシャルサポート(Iida et al., 2018), 「パーソナリティ変数」として自尊感情(Kimura et al., 2018), 「個人の問題の深刻さ, 症状」として問題の深刻さ(Honda et al., 2018), 「デモグラフィック要因」として性差(Nagai et al., 2018)がそれぞれ検討されている(表1)。しかし, Kimura et al.(2018)の報告によれば, パーソナリティ変数の一つである自尊感情の効果量は $r=0.028$ (95%CI [-0.005, 0.061])であり, 関連は認められない。援助要請の促進に資するパーソナリティ変数について未だ十分な知見の蓄積はなく, 援助要請を促進する具体的な支援も確立されていない状況である。

そこで本研究では, 援助要請を促進するパーソナリティ変数の新たな候補として,

メンタライゼーションに注目する。メンタライゼーションは社会的認知能力の1つであり, 自己や他者の行為を, 個人的な欲望やニーズ, 感情, 信念, 理由といった志向的精神状態の観点から暗示的, 明示的に意味のあるものとして理解することと定義されている(Bateman & Fonagy, 2004; 松葉ら, 2022)。メンタライゼーション理論が対象とする心の機能や現象は幅広く, 関連する概念として心の理論, 共感性, 感情知能・感情コンピテンス, メタ認知などがあり(増田・三宮, 2019), それらの実証的な研究知見から発展した統合的な理論である。さらに, メンタライゼーション理論は治療者との面接の中でメンタライジング能力の均衡の回復と発達の促進を目指す心理療法, メンタライゼーションに基づく治療(Mentalization-Based Treatment; MBT)として心理学的支援に応用されており, メンタライジング能力は心理的安全を確保しつつ操作可能な変数であると考えられる。

本研究では援助要請行動の生起頻度をメンタライゼーションによって予測すること

表1 日本における援助要請の関連要因に関する研究のメタ分析の結果(永井, 2020)

		効果量	95%CI	
ソーシャルサポート(Iida et al., 2018)	サポート源と援助要請の対応有り	0.459	0.422	- 0.494
	サポート源と援助要請の対応なし	0.255	0.225	- 0.284
自尊感情(Kimura et al., 2018)		0.028	-0.005	- 0.061
問題の深刻さ(Honda et al., 2018)	問題の種類と援助要請の対応有り	0.267	0.244	- 0.289
	問題の種類と援助要請の対応なし	0.002	-0.020	- 0.024
性差(Nagai et al., 2018)	援助要請対象の特定なし	0.412	0.357	- 0.467
	友人への援助要請	0.389	0.362	- 0.416
	家族への援助要請	0.303	0.248	- 0.358
	教師への援助要請	-0.039	-0.088	- 0.011
	専門家への援助要請	0.134	0.102	- 0.167

ただし, 効果量は r , 性差のみ d

を試みる。本田(2015)が「助けてと言えない」人々の存在と援助の必要性を指摘しているように、援助が必要であるにも関わらず援助要請を行うことができない心性の説明と心理学的支援の確立は、援助要請の促進研究において重要であると考えられる。

ただしメンタライゼーションは新しい概念であり、援助要請との関係についての研究は未だなされていない。従って根拠とともに仮説を提示することは困難であり、探索的な研究の蓄積が必要な段階と考えられる。しかしながら、自己に対するメンタライジングの不足、すなわち自分自身の内的な状態を感じ取ることが難しい場合には、自身の援助に対する援助のニーズを適切に見積もることができないために、援助要請行動の生起頻度が低下すると考えられる。また他者に対するメンタライジングについても不足している場合には相手が援助要請に応答できる状態かどうかの見積もりを誤り、援助要請を断られる経験に繋がることでやはり援助要請行動の生起頻度を低下させる可能性が考えられる。そしてメンタライゼーションへの関心の不足も、自身の内的な状態への注意の向きづらさを介して援助要請行動の生起頻度の低下を招くと考えられる。

本研究の目的は、大学生を対象とした質問紙調査によって、援助要請行動の生起頻度におけるメンタライゼーション依存性を検討することである。これにより、援助要請の理解並びに促進のための新たな変数を同定することを目指し、援助要請に関する研究及び実践の発展に貢献する一助としたい。

II 方法

1. 調査対象者

X 大学において講義 A(3 クラス)、講義 B(1 クラス)を受講している大学生を対象とした。授業担当教員の協力のもと、調査の案内と共に Google Forms のリンクを送付し、男性64名、女性77名、性別非回答 1 名の、合計142名(平均年齢19.0歳、 $SD=4.50$)から回答を得た。

2. 調査時期

2023年7月4日から2023年7月14日の期間に調査をし、データを取得した。

3. 測度

1) フェイスシート

年齢、性別、属性(「学部生1～4年生」または「その他」)を尋ねた。

2) 日本語版メンタライゼーション尺度 MentS-J(松葉ら, 2022)

「自己に対するメンタライジング(以下、自己 M と略記)」、「他者に対するメンタライジング(以下、他者 M と略記)」、「メンタライゼーションへの関心(以下、関心 M と略記)」の3因子構造、合計18項目で構成される心理尺度である。因子ごとに合計点数を算出し、自己 M 得点、他者 M 得点、関心 M 得点をそれぞれ変数とした。

3) 過去4週間の援助要請行動(永井, 2013)

「対人関係」「恋愛・異性」「性格・外見」「健康」「卒業後の進路や将来」「学力・能力」という6つの悩みを提示し、「1：相談しなかった」～「5：相談した」の5件法で回答を求めた。6つの悩みの回答の合

計得点(6-30)を従属変数として使用した。また探索的分析において、6つの悩みそれぞれの得点を従属変数として使用した。

4. 分析方法

取得したデータについて、以下の分析を実施し、検討した。統計ソフトはHAD18.0(清水, 2016)を用いた。

分析1 要約統計量・性差・相関行列

測定した各変数について、要約統計量を求め、性差について平均値の差の検定を行い、相関行列を算出し、データを概観した。

分析2 重回帰分析(確証的分析)

MentS-Jの3因子を独立変数、過去4週間の援助要請行動の合計得点を従属変数とし、重回帰分析を行った。

有意水準 α は慣例に従って0.05とした。モデル全体の予測力を決定係数 R^2 並びに自由度調整済み決定係数 R^2_{adj} で評価した。独立変数ごとの予測力を標準偏回帰係数 b^* 並びに偏決定係数 $\rho^2_{partial}$ と偏決定係数の95%信頼区間(以下, 95%CI)で評価した。

偏決定係数 $\rho^2_{partial}$ は「その変数の追加によって、追加前に説明できていなかった残差分散のうちの何%を説明できたか」を表す指標であり、さらに検定力を規定する効果量でもある(南風原, 2014)。今後の追試時のサンプルサイズ設計やメタ分析あるいは異なる研究デザイン間での報告の比較に有用であると考えられるため、本研究の重回帰分析モデルの評価の指標として採用した。

偏決定係数 $\rho^2_{partial}$ とその95%CIは、偏相関係数 $\rho^2_{partial}$ とその95%CIの2乗として計算した。偏相関係数 $\rho^2_{partial}$ の95%CIが0を含む場合には、偏決定係数 $\rho^2_{partial}$

の95%CI下限(以下, 95%CI_L)を0と表示した。偏決定係数 $\rho^2_{partial}$ の95%CI_Lが非常に小さい正の値である場合には本文中に95%CI_Lを0.00として表示し、統計的有意性の有無を区別した。表にて具体的な推定値を有効数字1桁まで報告した。

この分析は事前登録時に計画したものであり、この分析に対してサンプルサイズ設計を行った。

分析3 悩みごとの重回帰分析(探索的分析)

MentS-Jの3因子を独立変数、過去4週間の援助要請行動の6つの悩み得点それぞれを従属変数とし、重回帰分析を行った。この分析は事前登録時に計画したものである。

分析4 性別ごとの重回帰分析(探索的分析)

MentS-Jの3因子を独立変数、過去4週間の援助要請行動の合計得点を従属変数とし、男女別に重回帰分析を行った。

事前登録時には計画されていなかったが、援助要請研究では性差の存在が確認されていることから探索的に分析を行ったところ、興味深い結果を示したため報告した。

5. サンプルサイズ設計

重回帰分析について、中程度の効果量(偏決定係数 $\rho^2_{partial}=0.06$, 独立変数3)を仮定し、慣例に従って有意水準 α を0.05とし、検定力 $(1-\beta)$ が0.80($n=125$)から0.90($n=167$)となるようにサンプルサイズ設計を行い、サンプルサイズの区間を決定した。

サンプルサイズ設計にはHAD18.0(清水, 2016)を用いた。

6. 募集・停止規則

有効回答数が125名を超えた段階で募集を停止する。同講義は複数クラス存在し、125人を超えるまで順次クラスごとに募集を行う。募集から24時間以上経過して回答者数が125人を超えない場合に追加募集を行う。

以上の停止規則を事前に定めて調査にあたった。実際には合計2講義4クラスに調査依頼を行った。1クラス目と2クラス目の募集は規則に従って行ったが、回答率の低さと残りの授業期間の短さから、3、4クラス目の募集は同時に行った。その後、回答数が目標に達しなかったことから、4クラスすべてに対して、同時に再募集の依頼を送信した。目標数に達したことを確認したのち、同日中に Google Forms の回答受付を停止した。

7. 欠損値と外れ値の処理規則

欠損値について、生じた場合はそのIDのデータを無効とし、分析から除外すると規定した。また外れ値について、大学で開講されている講義を受講している大学生を対象としていること、MentS-Jの標準化データの対象者が大学生・大学院生であることから、年齢における18歳未満の回答と学年における「その他」の回答は分析から除外すると規定した。

調査では上記で設定した欠損値並びに外れ値に該当するデータはなかったため、得られたデータはすべて分析に用いた。

8. 事前登録

データ取得前に仮説、分析手続き、研究デザインを計画し、2023年6月30日に

OSFにて事前登録を行った(<https://osf.io/963hp>)。

事前登録の記述にあたっては、長谷川ら(2021)のチュートリアルを参考にした。

9. 倫理的配慮

調査対象者に対して、本調査の趣旨について説明をし、同意を得た上でデータを取得した。また調査では一切の個人情報取得せず、匿名性を担保した。

本研究は、跡見学園女子大学研究倫理審査委員会による承認を得て実施した(倫院-23-003)。

Ⅲ 結果

分析1 要約統計量・性差・相関行列

健康と性格・外見について、フロア効果を示唆された(表2)。

性別について、MentS-Jの各因子において性差は認められず、これは松葉ら(2022)のMentS-J尺度作成時の報告と一致する傾向であった(表3)。また援助要請行動について女性の方が高い生起頻度を示し($d =$

表2 要約統計量

変数名	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
年齢	20.0	19.0	4.50	18	68
自己M	15.1	15.0	4.39	5	24
他者M	20.2	20.0	3.76	7	28
関心M	27.5	28.0	3.65	13	35
対人関係	2.5	2.0	1.59	1	5
恋愛・異性	2.4	1.5	1.65	1	5
性格・外見	2.4	2.0	1.44	1	5
健康	2.1	1.0	1.50	1	5
進路・将来	3.1	3.0	1.64	1	5
学力・能力	2.8	2.0	1.56	1	5
援助要請	15.3	16.0	5.98	6	30

0.36, 95%CI [0.03, 0.70]), これは Nagai et al.(2018)のメタ分析と一致する傾向であった(表3)。

年齢について、援助要請行動と相関は見られなかった($r=0.05$, 95%CI [-0.12, 0.21])ほか、ほとんどの変数と相関を示さなかった。本研究では調査対象者が大学生と限定的であり、ここでの年齢が何らかの予測を与える変数とは考えづらい。一方で「卒業後の進路や将来」については正の相関が見られた($r=0.18$, 95%CI [0.02, 0.34])が、これは調査対象者の特徴を踏まえると、年齢よりもむしろ学年が影響していることが示唆される。今回の測定では学年を

変数として扱わなかったため区別することはできないが、援助要請における年齢の性質を反映するものではないと考えられる(表4)。

MentS-Jの因子間の相関について、自己M-他者M($r=0.24$, 95%CI [0.08, 0.39])と他者M-関心M($r=0.28$, 95%CI [0.12, 0.42])に正の相関が見られ、自己M-関心Mは無相関($r=0.06$, 95%CI [-0.10, 0.22])であった(表4)。これは松葉ら(2022)のMentS-J尺度作成時の報告と一致する傾向であり、今回得られたデータについて、標準化データから逸脱したものでないことが期待される。

表3 各変数における性差

		メンタライゼーションの性差					援助要請行動の性差				
		自己M	他者M	関心M	対人関係	恋愛異性	性格外見	健康	進路将来	学力能力	援助要請
相関係数 r	効果量	-0.16	-0.07	0.03	0.24	0.20	0.19	0.08	-0.03	0.02	0.18
	95% CI _L	-0.31	-0.23	-0.14	0.08	0.03	0.03	-0.09	-0.20	-0.14	0.02
	95% CI _U	0.01	0.10	0.19	0.39	0.35	0.35	0.24	0.13	0.19	0.34
効果量 d	効果量	-0.32	-0.14	0.05	0.49	0.40	0.39	0.15	-0.07	0.05	0.36
	95% CI _L	-0.65	-0.47	-0.28	0.15	0.07	0.06	-0.18	-0.40	-0.28	0.03
	95% CI _U	0.02	0.19	0.38	0.82	0.73	0.72	0.48	0.26	0.38	0.70

0 < r, 0 < d のとき、女性の方が得点が高いことを示す。r < 0, d < 0 のとき、男性の方が得点が高いことを示す。

表4 相関行列

	年齢	自己M	他者M	関心M	対人関係	恋愛異性	性格外見	健康	進路将来	学力能力	援助要請
年齢	-0.22-0.11	-0.13-0.20	-0.11-0.22	-0.28-0.05	-0.22-0.11	-0.22-0.11	-0.02-0.30	0.02-0.34	-0.07-0.26	-0.12-0.21	0.02
自己M	-0.05	0.08-0.39	-0.10-0.22	-0.24-0.08	-0.19-0.14	-0.32--0.00	-0.35--0.03	-0.10-0.14	-0.35-0.04	-0.33-0.02	0.02
他者M	0.03	0.24	0.12-0.42	-0.14-0.19	-0.04-0.28	-0.08-0.25	0.03-0.35	-0.02-0.30	-0.05-0.28	0.01-0.33	0.18
関心M	0.06	0.06	0.28	0.01-0.33	-0.09-0.24	-0.05-0.28	-0.14-0.19	0.03-0.35	-0.02-0.30	0.03-0.35	0.18
対人関係	-0.12	-0.08	0.02	0.18	0.22-0.50	0.19-0.48	0.03-0.34	0.09-0.40	0.11-0.42	0.53-0.72	0.18
恋愛異性	-0.06	-0.03	0.12	0.08	0.37	0.29-0.56	-0.03-0.29	0.00-0.33	0.09-0.40	0.51-0.71	0.18
性格外見	-0.05	-0.17	0.09	0.12	0.34	0.43	0.12-0.43	0.13-0.43	0.09-0.40	0.56-0.75	0.18
健康	0.14	-0.19	0.19	0.03	0.19	0.14	0.28	0.13-0.43	0.15-0.45	0.44-0.67	0.18
進路将来	0.18	-0.03	0.14	0.19	0.25	0.17	0.29	0.28	0.37-0.61	0.56-0.74	0.18
学力能力	0.09	-0.20	0.12	0.15	0.27	0.25	0.25	0.31	0.50	0.58-0.76	0.18
援助要請	0.05	-0.18	0.18	0.20	0.64	0.62	0.67	0.56	0.66	0.68	0.18

左下に相関係数を、右上に対応する相関係数の95%CIを表示した。

表5 援助要請行動における重回帰分析の結果(確証的分析)

独立変数	b^*	p	$\hat{\rho}^2_{\text{partial}}$	95% CI _L	95% CI _U	VIF
自己 M	-0.24*	0.005	0.06	0.01	0.15	1.06
他者 M	0.19*	0.027	0.03	0.04	0.12	1.15
関心 M	0.16	0.064	0.02	0	0.10	1.08
R^2	0.11*	0.001				
R^2_{adj}	0.09*					

* $p < 0.05$

分析2 重回帰分析(確証的分析)

MentS-Jの各因子を独立変数、援助要請行動の生起頻度を従属変数とみなしたモデルを重回帰分析により評価した。その結果、本モデルは有意な予測力を有することが示された($R^2=0.11$, $R^2_{\text{adj}}=0.09$, $p < 0.01$)。またMentS-Jの各因子について、自己Mは負の寄与($b^*=-0.24$, $\hat{\rho}^2_{\text{partial}}=0.06$, 95%CI [0.01, 0.15], $p < 0.01$)、他者Mは正の寄与($b^*=0.19$, $\hat{\rho}^2_{\text{partial}}=0.03$, 95%CI [0.04, 0.12], $p=0.03$)を示し、関心Mについては有意な寄与は認められなかった($b^*=0.16$, $\hat{\rho}^2_{\text{partial}}=0.02$, 95%CI [0, 0.10], $p=0.06$)。仮説では全ての因子について正の寄与を示すと考えていたが、本研究では他者Mのみが正の寄与を示し、また自己Mについては仮説に反して負の寄与を示した(表5)。

分析3 悩みごとの重回帰分析(探索的分析)

1MentS-Jの各因子を独立変数とし、6つの悩みそれぞれの援助要請行動の生起頻度を従属変数とみなしたモデルにおける重回帰分析の結果を表6に列挙した。全体的に効果量が小さく、それぞれのモデルの有用性は限定的なものであった。

表6 悩みごとの重回帰分析の結果

	従属変数					
	対人関係	恋愛異性	性格外見	健康	進路将来	学力能力
$b^*_{\text{自己M}}$	-0.09	-0.06	-0.20	-0.26	-0.06	-0.24
$b^*_{\text{他者M}}$	-0.01	0.12	0.11	0.26	0.11	0.14
$b^*_{\text{関心M}}$	0.18	0.05	0.10	-0.03	0.16	0.12
R^2	0.04	0.02	0.06	0.10	0.05	0.08
R^2_{adj}	0.02	0.00	0.03	0.08	0.03	0.06

分析4 性別ごとの重回帰分析(探索的分析)

測定されたデータについて、性別ごとに分けたのち、分析2と同様にMentS-Jの各因子を独立変数、援助要請行動の生起頻度を従属変数とみなしたモデルを重回帰分析により評価した。男性に限定したモデルでは、より高い予測力を有することが示された($R^2=0.17$, $R^2_{\text{adj}}=0.13$)。またMentS-Jの各因子について、自己Mはより大きな負の寄与($b^*=-0.26$, $\hat{\rho}^2_{\text{partial}}=0.07$, 95%CI [-0.51, -0.02])、他者Mはより大きな正の寄与($b^*=0.38$, $\hat{\rho}^2_{\text{partial}}=0.12$, 95%CI [0.01, 0.31])を示し、関心Mについては有意な寄与が認められなかった($b^*=0.04$, $\hat{\rho}^2_{\text{partial}} < 0.01$, 95%CI [0, 0.08]) (表7)。一方で女性に限定したモデルではあてはまりが悪く($R^2=0.07$, $R^2_{\text{adj}}=0.04$)、さらにMentS-Jの各因子については自己M($b^*=-0.12$,

表7 男性の援助要請行動における重回帰分析の結果

独立変数	b^*	$\hat{\rho}^2_{\text{partial}}$	95% CI _L	95% CI _U	VIF
自己 M	-0.26	0.07	0.0004	0.24	1.08
他者 M	0.38	0.12	0.01	0.31	1.27
関心 M	0.04	0.00	0	0.08	1.21
R^2	0.17				
R^2_{adj}	0.13				

表8 女性の援助要請行動における重回帰分析の結果

独立変数	b^*	$\hat{\rho}^2_{\text{partial}}$	95% CI _L	95% CI _U	VIF
自己 M	-0.12	0.02	0	0.12	1.05
他者 M	-0.00	0.00	0	0.05	1.06
関心 M	0.24	0.06	0.0002	0.20	1.01
R^2	0.07				
R^2_{adj}	0.04				

$\hat{\rho}^2_{\text{partial}} = 0.02$, 95%CI [0, 0.12])も他者 M ($b^* = -0.00$, $\hat{\rho}^2_{\text{partial}} < 0.01$, 95%CI [0, 0.05])も有意な寄与を示さず、関心 M のみ正の寄与を示した($b^* = 0.24$, $\hat{\rho}^2_{\text{partial}} = 0.06$, 95%CI [0.00, 0.20])(表8)。

IV 考察

1) 本研究の成果と発展可能性

本研究において、大学生の援助要請行動の生起頻度を従属変数とした重回帰分析について、その予測にメンタライゼーション概念を用いた仮説モデルは有意な予測力を示した。すなわち「過去4週間の援助要請行動」の生起頻度の一部を、「自己に対するメンタライジング」と「他者に対するメンタライジング」の2つのメンタライジング能力によって予測できることを明らかにした。

さらに性別ごとに分析を行ったところ、男性では「自己に対するメンタライジン

グ」と「他者に対するメンタライジング」の2つのメンタライジング能力がより強い関連を示し、女性では「メンタライゼーションへの関心」のみが関連を示すという、男女間で異なる関係性が存在する可能性が示唆された。

ただし、このような心理学研究における重回帰分析によって得られた結果については、吉田・村井(2021)の指摘するように、慎重に解釈しなければならない。特に、本研究は一時点の測定データに基づいた分析であるため、因果の方向性については全く仮説的なものである。また本研究のような個人間変動を対象として観察された傾向が個人内変動においても同様に生じるかどうかについては未だ不明であり、さらなる研究知見の蓄積を要する。

その一方で、重回帰分析を用いた研究において事前登録により調査開始前に独立変数を3つ(これらは同一の尺度の因子であり、メンタライゼーションという単一の概念による予測の試みである)に絞った上で得られた結果であることから、手続き上の妥当性は一定程度確保されていると考えられる。またこれまで数多くの援助要請の関連変数が検討されてきた中で、その効果量は小さいながらも、新たな関連変数としてメンタライゼーションが同定されたことは興味深い結果であると思われる。今後さらなる概念的追試や複数時点の測定データに基づく分析、特に実験法による研究等によって、因果推論を行い、援助要請行動の生起とメンタライゼーションを繋ぐメカニズムを解明することが期待される。メンタライジング能力はメンタライゼーションに基づく治療(Mentalization-Based Treatment ;

以下、MBTと略記)によって発達を促進し、回復をサポートすることができるため、もしメンタライジング能力の操作によって援助要請を促進することができるのなら、MBTによって援助要請を促進することができる可能性も同時に示唆される。援助要請を促進するプログラムは未だ確立されておらず、研究・開発の途上であるため、もしMBTをその解として提案することができれば、臨床心理学の実践に対しても貢献できると考えられる。

2) 本研究の限界と今後の展望

分析2の重回帰分析において、仮説モデルは全体として有意な予測力を示した一方で、メンタライジング能力ごとに検討すると一部には仮説に反する結果も見られた。特に自己に対するメンタライジングが負の効果量を示したことは、現時点で解釈が困難である。MentS-Jの第一因子の「自己に対するメンタライジング」はすべて反転項目によって構成されており、このことによって未知の変数との交絡が生じている可能性も考えられるが、現時点では交絡を支持する証拠も見つかっていない。

また性別ごとに重回帰分析を行った結果、男性と女性でそれぞれのメンタライジング能力が全く異なる挙動を示したことについても現時点では十分な説明を行うことができない。援助要請研究では性差の存在が繰り返し報告されており、その効果はNagai et al.(2018)のメタ分析にも示されるように頑健である($r=0.412$, 95%CI [0.357, 0.467])と考えられるが、これらは量的な差(男性に対して女性の方がより多く援助要請を行う傾向にある)について記

述したものであり、質的な差に関する報告は限定的である。メンタライゼーションにおいても、松葉ら(2022)もMentS-Jの尺度作成においてメンタライジング能力について性差が見られないことを報告していたこともあり、事前登録時にはこのような援助要請行動の生起におけるメンタライジング能力の寄与の質的な性差の存在を想定していなかった。この分析は事前の計画になく、偶然的で探索的に見出された結果であるため、今後さらに追試を行うことによって適切に評価したい。

付記

本研究結果の一部は、第130回日本小児精神神経学会学術集会(2023)で発表された。

利益相反の開示

本論文に関して、開示すべき利益相反事項はない。

文献

- Bateman, A. W., & Fonagy, P. (2004). Mentalization-based treatment of BPD. *Journal of Personality Disorders*, *18*, 36–51.
- 長谷川龍樹・多田奏恵・米満文哉・池田鮎美・山田祐樹・高橋康介・近藤洋史. (2021). 実証的研究の事前登録の現状と実践—OSF事前登録チュートリアル. *心理学研究*, *92*(3), 188–196.
- 本田真大(2015). 援助要請のカウンセリング「助けて」と言えない子どもと親への援助. 金子書房
- 南風原朝和(2014). 続・心理統計学の基礎——統合的理解を広げ深める. 有斐閣

- アルマ.
- Honda, M., Mizuno, H., Kimura, M., Iida, T., & Nagai, S. (2018). Meta-analysis of help-seeking across Japanese studies (4): An association with subjective distress. 40th International School Psychology Association Conference.
- Iida, T., Nagai, S., Honda, M., Mizuno, H., & Kimura, M. (2018). Meta-analysis of help-seeking across Japanese studies (2): An association with social support. 40th International School Psychology Association Conference.
- Kimura, M., Iida, T., Nagai, S., Honda, M., & Mizuno, H. (2018). Meta-analysis of help-seeking across Japanese studies (1): An association with self-esteem. 40th International School Psychology Association Conference.
- 増田裕子・三宮真智子(2019). メンタライジング研究の教育への応用可能性. 阪大学大学院人間科学研究科紀要, **45**, 91-109.
- 松葉百合香・リースティーブケイ・原口幸・岩崎美奈子・大月友・桂川泰典(2022). 日本語版メンタライゼーション尺度(The Japanese version of Mentalization Scale : MentS-J)の開発と信頼性, 妥当性の検討. 発達心理学研究, **33**(3), 137-145.
- 水野治久・石隈利紀(1999). 被援助志向性, 被援助行動に関する研究の動向. 教育心理学研究, **47**, 530-539.
- 永井智(2013). 援助要請スタイル尺度の作成—縦断調査による実際の援助要請行動との関連から. 教育心理学研究, **61**(1), 44-55.
- 永井智(2017). 中学生における友人との相談行動—援助要請研究の視点から. ナカニシヤ出版.
- 永井智(2020). 臨床心理学領域の援助要請研究における現状と課題—援助要請研究における3つの問いを中心に. 心理学評論, **63**(4), 477-496.
- Nagai, S., Honda, M., Mizuno, H., Kimura, M., & Iida, T. (2018). Meta-analysis of help-seeking across Japanese studies (3): An association with gender differences. 40th International School Psychology Association Conference.
- 清水裕士(2016). フリーの統計分析ソフトHAD:機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案. メディア・情報・コミュニケーション研究, **1**, 59-73.
- Rothi, D. M., & Leavey, G. (2006). Mental health help-seeking and young people: A review. Pastoral Care in Education, **24**, 4-13.
- 吉田寿夫・村井潤一郎(2021). 心理学的研究における重回帰分析の適用に関わる諸問題. 心理学研究, **92**(3), 178-187.