

大学生の援助要請スタイルにおける メンタライゼーション依存性の検討

Investigating Mentalization Dependency in the Help-Seeking Styles 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

本研究は援助要請スタイル尺度を用いて、大学生の援助要請スタイル、すなわち援助要請行動の特徴を「援助要請自立型」、「援助要請過剰型」、「援助要請回避型」の3つの類型で捉え、類型間の性質の差をメンタライゼーション理論によって記述し、メンタライジング能力によって援助要請行動の質を予測することを目的として行った。個人のメンタライジング能力は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)を用いて測定した。

Games-Howell 法による多重比較の結果、いずれのメンタライジング能力についても援助要請スタイルの3群間に差は見られなかった。しかしながら性別ごとに分析したところ、男女で異なる傾向を示すことが明らかとなった。具体的には、男性では「援助要請回避型」に比して「援助要請自立型」において他者に対するメンタライジング能力が高く、また女性ではいずれのメンタライジング能力についても援助要請スタイルの3群間に差は見られず、女性における援助要請とメンタライゼーションの関係性は不明であった。

今後さらなる研究により、このような性差が生じる背景やメカニズムの解明が期待される。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援助要請と呼ばれ、援助要請の促進は精神保健福祉上の重要なターゲットの1つとして考えられて

いる。これまで援助要請という現象の理解のために様々な変数との関連が検討されており、日本における援助要請の関連要因に関するメタ分析(永井, 2020)では、ソーシャルサポート(Iida et al., 2018)、自

尊感情(Kimura et al., 2018), 問題の深刻さ(Honda et al., 2018), 性差(Nagai et al., 2018)の4つの変数が検討された。そのうち心理学的支援によって直接に介入可能と考えられる自尊感情については, 効果量が極めて小さく($r = 0.028$, 95%CI [-0.005-0.061]), 援助要請の促進に資するパーソナリティ変数とその有効な介入方法は, 未だ確立されていない。

そこで援助要請の生起に寄与する新たな変数を同定し, 援助要請を促進するための支援の確立に資する知見を蓄積することを試みる。有宗(2024)は援助要請行動の生起頻度の分散の一部をメンタライゼーションによって予測できることを新たに見出した。メンタライゼーションは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)。有宗(2024)は日本語版メンタライゼーション尺度(松葉ら, 2022)を用いて, メンタライゼーションを「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因子構造として捉え, 各メンタライジング能力と援助要請行動の生起頻度の関係を検討した。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)によって高められることから, MBT によって援助要請の促進を実現できる可能性が示唆された。

本研究ではさらに援助要請とメンタライゼーションの関係性を検討するため, 援助要請スタイルに注目することとした。援助要請スタイル尺度(永井, 2013)は個人の援助要請スタイルの特徴について, 「援助要請自立型」, 「援助要請過剰型」, 「援助要請回避型」の3つに分類することができる。永井(2013)はこの類型を元にして援助要請の量だけでなく質の違いについても論じた。例えば援助要請過剰型は援助要請の生起頻度は高い一方で, その援助要請は自助努力なしに安易に行われるものであり, 依存的になりやすく, 適応的でない形となると考えられている。

現在は知見が乏しく, 根拠に基づいた仮説の提示は困難であるが, その定義より援助要請自立型において各メンタライジング能力が最も高いことが推測される。将来的な心理学的支援への応用可能性を高めるため, 単に援助要請行動の生起頻度を予測するだけでなく, 自立的に働く援助要請行動とメンタライゼーションの関連を明らかにすることを目的として本研究を実施する。

II 方法

1. 調査対象者

日本の5大学で開講される, 計8講義を

表1 援助要請スタイル尺度の項目評定に用いた定義(永井, 2013)

概念	
援助要請自立型	困難を抱えても自身での問題解決を試み, どうしても解決が困難な場合に援助を要請する傾向
援助要請過剰型	問題が深刻でなく, 本来なら自分自身で取り組むことが可能でも, 安易に援助を要請する傾向
援助要請回避型	問題の程度にかかわらず, 一貫して援助を要請しない傾向

受講する大学生に対して Google Forms を用いた質問紙法調査への協力者を募集した。男性178名、女性311名、性別非回答3名の合計492名(平均年齢19.7歳, $SD = 2.71$)から有効な回答を得た。

2. 調査時期

2023年12月4日から2023年12月15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、合計18項目(5件法)より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) 援助要請スタイル尺度(永井, 2013)

3因子、12項目(7件法)より構成される心理尺度である。測定された援助要請自立型得点が、得点範囲の中央値である16以上であり、かつ援助要請過剰型得点および援助要請回避型得点よりも高い群を援助要請自立群(以下、自立群と略記)とした。また援助要請過剰型得点、援助要請回避型得点に対しても同様の手続きを用い、得点が16以上であり、かつそれが、残る2つの得点よりも高い群を、それぞれ援助要請過剰群(以下、過剰群と略記)、援助要請回避群(以

下、回避群と略記)とした。

4. 分析方法

研究協力者492名の援助要請スタイル尺度の得点に基づいて抽出と群分けの操作を行った(表2)。自立群268名、過剰群109名、回避群61名、合計438人のデータを対象に、以下の分析を実施し、検討した。

統計ソフトは、分析2において Games-Howell 法による多重比較のため JASP 0.18.00を用いた。サンプルサイズ設計とその他の分析には HAD 18.0(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、各メンタライジング能力の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、得られたデータについて概観した。ただし、援助要請スタイル尺度による群分けと抽出の操作により、一部の測定データを使用しないことでメンタライジング能力に対してバイアスが生じると考えられる。そのため要約統計量と性差については全有効回答データ($N = 492$)と、群分けにより分析で使用するデータとしたデータ($N = 438$)についてそれぞれ算出し、比較した。

分析2 多重比較(確証的分析)

自己M、他者M、関心Mの各メンタラ

表2 援助要請スタイルの群分けの結果

性別	自立群	過剰群	回避群	該当なし	合計
男性	107	20	28	23	178
女性	160	88	33	30	311
非回答	1	1	0	1	3
全体	268	109	61	54	492

イジング能力について、3つの援助要請スタイル間で多重比較を行った。

多重比較には Games-Howell 法を用いた。Games-Howell 法は Welch の t 検定に対応する比較的頑健な多重比較法であり、Type I error と Type II error を適切にコントロールする上で有用であることがシミュレーションによって確認されている (Sauder & DeMars, 2019) ことから選択した。

また合計 3 回の多重比較を行うことから、分析全体の Type I error を 0.05 以下とするために Holm 法を用いて有意水準を補正した。

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 性別ごとの多重比較(探索的分析)

データを男女に分けた上で、分析 2 と同様に、各メンタライジング能力について、3つの援助要請スタイル間で多重比較を行った。

この分析は事前登録時には計画していなかった探索的な分析であるため、統計学的仮説検定は行わず、Cohen's d とその 95%CI によって評価した。

5. サンプルサイズ設計

永井(2013)の報告を元に計算したところ、援助要請スタイル尺度の回答の87%がいずれかの援助要請スタイルに分類でき、また各類型の比率は援助要請自立型：援助要請過剰型：援助要請回避型 = 3：2：1 であった。

分析全体を独立 2 群の平均値の差の検定の 9 回の繰り返しとみなし、もっとも多く

のサンプルサイズを要すると考えられるペアである援助要請自立型 - 援助要請回避型について、中程度の効果量 ($d = 0.5$) を仮定し、全体の有意水準を 0.05 とし、Bonferroni 法より 1 回あたりの独立 2 群の平均値の差の検定の有意水準を 0.0056 とし、検定力が 0.80 ($N = 490$) から 0.90 ($N = 612$) 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。

6. 募集・停止規則

「有効回答数が 490 名を超えたことを研究者が把握した段階で募集を停止する」という停止規則を事前に定めた。

調査の際は停止規則に従い、目標数に達したことを確認した後、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・大学院生であり、また援助要請スタイル尺度の標準化データの対象者が大学生であることから、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。

本研究では上記の規定に従い、18 歳未満の年齢を回答したデータ 1 件について、分析から除外した。

8. 事前登録

データ取得前に仮説、研究手続き、研究

デザインを計画し、2023年12月4日にOSFにて事前登録を行った(<https://osf.io/mvc28>)。

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

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-23-012)。

Ⅲ 結果

分析1 要約統計量・性差・相関行列

全有効回答データ($N=492$)と、群分け後のデータ($N=438$)について、それぞれ各変数の要約統計量を表示した(表3, 表4)。援助要請スタイル尺度得点に基づいてデータを抽出と群分けの操作をしているため、援助要請スタイルの各因子得点の平均値は一定程度増減しているが、各メンタライジング能力に対してこの操作が与える

バイアスは軽微であることが推察された。性差について、効果量の95%信頼区間(以下、95%CIと略記)に0を含まないことを基準に置くと、自己M得点と他者M得点には性差が認められなかった一方で、関心M得点には性差が認められた($d=0.28$, 95%CI [0.08, 0.47])。これはすべてのメンタライジング能力について性差が見られなかったという松葉ら(2022)のMentS-J尺度作成時の報告と一部異なる傾向であった(表5)。またメンタライジング能力間の相関係数について、松葉ら(2022)の報告では自己Mと他者Mの間に弱い相関($r=0.11$)が見られたことに対して、本研究では相関が認められなかった(表6)。本研究と松葉ら(2022)との間で調査の対象とした集団の性質が異なっている可能性も考えられるが、効果量の正負の方向性が異なるといった大きな差異ではなかったため、MentS-Jの尺度を分析に適用できると考えられた。また援助要請スタイル尺度の因子間の相関

表3 全ての有効回答データの要約統計量 (n=492)

変数名	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
年齢	19.7	19.0	2.71	17	70
自己M	14.7	15.0	4.32	5	25
他者M	20.0	20.0	4.01	6	30
関心M	27.2	27.0	4.08	14	35
自立	13.2	13.0	6.71	4	28
過剰	20.2	21.0	5.22	4	28
回避	15.2	15.0	7.04	4	28

表4 分析に用いたデータの要約統計量 (n=438)

変数名	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
年齢	19.7	19.0	2.83	17	70
自己M	14.7	15.0	4.38	5	25
他者M	20.0	20.0	3.95	6	30
関心M	27.4	27.0	4.09	14	35
自立	20.3	21.0	5.27	4	28
過剰	15.1	15.0	7.07	4	28
回避	13.0	12.0	6.64	4	28

表5 メンタライゼーションの性差

性差	効果量 d	95% CI _L	95% CI _U
自己M	-0.35	-0.54	-0.15
他者M	0.01	-0.18	0.21
関心M	0.28	0.08	0.47

$0 < d$ のとき、女性の方が得点が高いことを示す。

表6 相関行列

	年齢	自己 M	他者 M	関心 M	自立	過剰	回避
年齢		0.05 - 0.23	-0.11 - 0.08	-0.08 - 0.11	-0.12 - 0.07	-0.06 - 0.13	-0.19 - -0.01
自己 M	0.14		-0.05 - 0.13	-0.18 - 0.01	-0.04 - 0.15	-0.12 - 0.07	-0.25 - -0.07
他者 M	-0.02	0.04		0.27 - 0.44	0.07 - 0.25	-0.03 - 0.15	-0.19 - -0.00
関心 M	0.02	-0.09	0.36		0.06 - 0.24	-0.06 - 0.12	-0.16 - 0.03
自立	-0.03	0.06	0.16	0.15		-0.28 - -0.10	-0.14 - 0.05
過剰	0.04	-0.03	0.06	0.03	-0.19		-0.67 - -0.55
回避	-0.10	-0.16	-0.10	-0.07	-0.05	-0.61	

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。

は永井(2013)と同様の傾向が見られたため、同様に分析に適用できると考えられた(表6)。

分析2 多重比較(確証的分析)

MentS-Jによって測定された自己M得点, 他者M得点, 関心M得点について, それぞれ援助要請スタイル尺度得点に基づいて配置した3群間でGames-Howell法による多重比較を行い, さらにHolm法による有意水準の補正を行ったところ, すべての帰無仮説は保留された($\alpha = 0.05$)。すなわち, いずれのメンタライジング能力についても援助要請スタイルの3類型間に差は見られなかった。

自己M得点についてのGames-Howell法による多重比較の結果は, 自立群-過剰群: $t(183.4) = 1.44, p = 0.32, d = 0.17, 95\% CI [-0.10, 0.45]$; 自立群-回避群: $t(90.1) = 1.35, p = 0.37, d = 0.18, 95\% CI [-0.16, 0.52]$; 過剰群-回避群: $t(136.5) = 0.08, p = 1.00, d = 0.01, 95\% CI [-0.37, 0.40]$ であった。

者M得点についてのGames-Howell法による多重比較の結果は, 自立群-過剰群: $t(179.1) = 0.41, p = 0.91, d = 0.05, 95\% CI [-0.23, 0.32]$; 自立群-回避群: $t(81.8) = 2.55, p = 0.03, d = 0.38, 95\% CI [0.04, 0.73]$; 過剰群-回避群: $t(123.2) = 1.94, p =$

0.13, $d = 0.34, 95\% CI [-0.05, 0.72]$ であった。

関心M得点についてのGames-Howell法による多重比較の結果は, 自立群-過剰群: $t(193.6) = -0.24, p = 0.97, d = -0.03, 95\% CI [-0.30, 0.25]$; 自立群-回避群: $t(84.7) = 1.07, p = 0.53, d = 0.16, 95\% CI [-0.18, 0.50]$; 過剰群-回避群: $t(119.7) = 1.12, p = 0.50, d = 0.19, 95\% CI [-0.20, 0.57]$ であった(表7)。

分析3 性別ごとの多重比較(探索的分析)

データを男性と女性に分け, メンタライジング能力ごとにそれぞれ援助要請スタイルの3群間で多重比較を行った。

男性においては自立群107名, 過剰群20人, 回避群28人という内訳で群分けが行われた。男性では他者M得点について, 自立群は回避群よりも得点が高い傾向が見られた(自立群-回避群: $d = 0.73, 95\% CI [0.21, 1.26]$)。男性の自己M得点, M関心得点については, 援助要請スタイル間に差は見られなかった(表8)。

女性においては自立群160名, 過剰群88名, 回避群33名という内訳で群分けが行われた。女性の場合はいずれのメンタライジング能力についても援助要請スタイル間に差は見られなかった(表9)。

表7 各メンタライジング能力についての多重比較の結果

自己 M	<i>d</i>	95% CI _L	95% CI _U	他者 M	<i>d</i>	95% CI _L	95% CI _U	関心 M	<i>d</i>	95% CI _L	95% CI _U
自立-過剰	0.17	-0.10	0.45	自立-過剰	0.05	-0.23	0.32	自立-過剰	-0.03	-0.30	0.25
自立-回避	0.18	-0.16	0.52	自立-回避	0.38	0.04	0.73	自立-回避	0.18	-0.18	0.50
過剰-回避	0.01	-0.37	0.40	過剰-回避	0.34	-0.05	0.72	過剰-回避	0.20	-0.20	0.57

表8 男性における各メンタライジング能力についての多重比較の結果

自己 M	<i>d</i>	95% CI _L	95% CI _U	他者 M	<i>d</i>	95% CI _L	95% CI _U	関心 M	<i>d</i>	95% CI _L	95% CI _U
自立-過剰	-0.10	-0.69	0.49	自立-過剰	0.20	-0.39	0.79	自立-過剰	0.43	-0.17	1.02
自立-回避	0.37	-0.15	0.88	自立-回避	0.73	0.21	1.26	自立-回避	0.38	-0.14	0.89
過剰-回避	0.47	-0.25	1.18	過剰-回避	0.54	-0.18	1.25	過剰-回避	-0.05	-0.76	0.66

表9 女性における各メンタライジング能力についての多重比較の結果

自己 M	<i>d</i>	95% CI _L	95% CI _U	他者 M	<i>d</i>	95% CI _L	95% CI _U	関心 M	<i>d</i>	95% CI _L	95% CI _U
自立-過剰	0.13	-0.20	0.45	自立-過剰	-0.05	-0.36	0.28	自立-過剰	-0.13	-0.45	0.19
自立-回避	0.10	-0.37	0.56	自立-回避	0.12	-0.35	0.58	自立-回避	-0.05	-0.51	0.40
過剰-回避	-0.03	-0.52	0.46	過剰-回避	0.16	-0.33	0.65	過剰-回避	0.08	-0.41	0.57

IV 考察

1. 本研究の成果と発展可能性

本研究において主たる結果である分析2の多重比較では、予想に反して、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いずれのメンタライジング能力においても、援助要請スタイル間で有意差は認められなかった。

しかしながら分析3で性差を仮定し、男性と女性に分けて同様の多重比較を行ったところ、全体での結果と異なる傾向が見られた。男性では援助要請自立群において、援助要請回避群よりも他者に対するメンタライジングの得点が高く、また女性においてはいずれのメンタライジング能力においても、援助要請スタイル間で差は認められなかった。

以上の分析の結果から、男性においては

適応的な援助要請の生起に対して他者に対するメンタライジングが寄与している可能性が示唆された。MentS-Jの質問項目にある通り、他者に対するメンタライジングは、他者の感情や特徴を把握し、相手の感じていることをくみ取り、こうした能力が行動を予測する能力を反映するものである。援助要請、すなわち身近な他者や専門家に対して相談をしたり助けを求めたりする行動の生起においてこうした能力が支持的に働くというモデルは、理論的にも妥当なものであると考えられる。しかしながら、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未だ仮説的なものである。今後も概念的追試や異なる視点からの調査研究による知見を積み重ねることによって、再現性の検証や一般化可能性の吟味、因果の方向性の確認を経て、心理学的支援への応用可能性が検討できるものと期待される。

また有宗(2024)の報告では、男性において、他者に対するメンタライジングが援助要請行動の生起頻度に対して正の寄与を示す可能性が示唆された。本研究の結果は他者に対するメンタライジングが自立的な援助要請の生起を促進する可能性を示唆するものであったことから、他者に対するメンタライジングは援助要請行動に対して量的にも質的にも好ましい効果を及ぼす可能性が示された。ただし、いずれの報告も1回の調査によるものであり、追試による再現性や効果の頑健性の確認が待たれる。現時点では証拠は限られているが、他者に対するメンタライジングは一貫して援助要請行動に対して好ましい効果を示したことから、援助要請の促進に資する心理学的支援を設計する上で、特に他者に対するメンタライジングが有望なターゲットとなり得ると考えられる。

2. 本研究の限界と今後の展望

1) 方法論的な課題

JASP 0.18.00を用いて分析2、分析3で報告したCohen's d の95%信頼区間について、検算に用いたHAD 18.0(清水, 2016)との間で異なる区間の推定がなされた。JASP 0.18.00による推定の方が95%信頼区間は広く、保守的であった。特に、全体の他者に対するメンタライジングと男性の他者に対するメンタライジングにおける過剰群-回避群の比較におけるCohen's d の95%信頼区間については、JASP 0.18では0を含む結果を推定し、HAD 18.0(清水, 2016)では0を含まない、有意な正の効果量を推定した。

この結果の違いは、主に、HAD18.0はデ

フォルトの設定として平均値の差の効果量にHedges' g を採用していること(ただし、ソフト上の表示は d)、1回の多重比較で複数回の比較が行われることに対応する信頼区間の補正を行っていないことに対して、JASP 0.18.00ではデフォルトの設定として平均値の差の効果量にCohen's d を採用していること、多重比較につきTukey法によって信頼区間の補正を行っていることに起因すると考えられる。

なお、今回主たる分析として行った、分析2の多重比較で採用したGames-Howell法は p 値の補正にTukey法を用いる手法であることから、効果量の95%信頼区間の補正も同様にTukey法によって行うことが自然であると考えられるため、効果量並びに95%信頼区間についてはJASP 0.18.00による計算結果を結果として掲載することとした。

このように、効果量と信頼区間は様々な仮定やオプション、補正方法の設定によって数値が変動し得る。特に今回のような大きな差異が生じる場合には、採用した計算方法の妥当性と共に、その結果の解釈に慎重になる必要が生じる。

また本研究の多重比較は、援助要請スタイルの性質から各群の人数が大きく偏ったものであり、サンプルサイズを大きくしてもその推定精度を高めることは困難であるという限界も存在する。特に男性の過剰群は男性全体の11%と少なく、区間推定の精度を不安定化させた一因であると考えられる。同様に女性においても回避群は女性全体の11%と少なくなっており、分析と結果の妥当性も限定的なものとなっている。しかしながら心理学的支援への応用を考える

上ではそうした少数の集団に対しても注目し、その性質を明らかとしていくことも課題となる。幸い、援助要請については様々な関心に基づいて多種多様な測定の方法論が開発されてきているため、類似の概念を用いて少数群を捉え直すことによって、より精度の良い分析と一般化可能性の高い知見を得ることができるかもしれない。

2) 性差の課題

男性においては援助要請とメンタライゼーションの関係について一定の知見が示された一方で、女性については援助要請とメンタライゼーションの関係は依然として不明なままである。男性について本研究と有宗(2024)で一貫した傾向が見られたこととは対照的に、女性については一貫してメンタライゼーションが援助要請の生起において関与していない可能性を示唆した。

なぜ女性の援助要請行動の生起頻度においてメンタライゼーションが関連変数として現れないのか、なぜ男性と女性の間このような質的な差異が現れるのか、現在の知見では仮説を生成することさえ困難であるように思われる。この性差の問題について、今後は第三の統制変数、制御変数の探索や、異なる測定ツールを用いた概念的追試の実施などによって、多角的に検討する必要があると考えられる。援助要請の生起にこのような性差が見られることについて研究を積み重ねていくことにより、女性に対する心理学的支援に対して新たな知見を与えることが期待される。

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。

引用文献

- 有宗和紀(2024). 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. 跡見学園女子大学心理学部紀要, **6**, 33-42.
- Bateman, A. W., & Fonagy, P. (2004). Mentalization-based treatment of BPD. *Journal of Personality Disorders*, **18**, 36-51.
- Derek C. Sauder¹. and Christine E. DeMars. (2019). An Updated Recommendation for Multiple Comparisons. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, **2** (1), 26-44.
- 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.
- 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.
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.
- 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(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.