

身近な他者からの援助要請の推奨に対する感情反応

メタデータ	言語: ja 出版者: 静岡大学人文社会科学部 公開日: 2022-08-23 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 橋本, 剛 メールアドレス: 所属:
URL	https://doi.org/10.14945/00029096

身近な他者からの援助要請の推奨に対する感情反応

橋 本 剛

問題と目的

援助要請の推奨とは

援助要請研究では、自力で解決困難な問題に直面しているにもかかわらず、他者に援助を求めない人々が少なからずいることが、さまざまな形で指摘されている (e.g., 松本, 2019; 水野・永井・本田・飯田・木村, 2017)。そこで、問題を抱えている人々が自ら積極的に援助要請することを促進するためには、その周囲の人々から、援助要請するように働きかけるのが有効ではないか、という見解がある。この「問題に直面している当事者が自ら援助要請するように、当事者の周囲の他者が働きかけること」を、本論文では援助要請の推奨 (recommendation of help-seeking) と総称する。

援助要請の推奨には、2つのパターンが考えられる。ひとつは、体調が勝れない人に病院での受診を勧めるといった、専門家への援助要請を推奨するパターンである。心理的援助要請研究では、一般的にこのような「当事者の周囲にいる身近な他者が、専門家への援助要請を推奨する」という枠組みを想定することが多いようである。そしてもうひとつは、元気のない友人に「私でよかったら相談してね」と働きかけるような、身近な知人が自身への援助要請 (相談) を推奨するパターンである。これもまた援助要請の推奨と見なされうるが、これはむしろソーシャルサポート提供の意図表明と見なすのが適切かも知れない。

援助要請の推奨は有用か

素朴には、周囲の人々からの援助要請の推奨によって、当事者の援助要請は促進されるように思われる。他者からの否定的評価やスティグマ¹への懸念に

¹ ちなみに、援助要請に伴うスティグマには、援助要請者に対する他者からの否定的評価であるパブリックスティグマ (public stigma) や社会的スティグマ (social stigma)、援助要請者自身による

よって援助要請が抑制されやすくなるという知見 (e.g., Corrigan, 2004; Ward-Ciesielski, Limowski, Kreper, & McDermott, 2019) から、逆に周囲の人々が援助要請を推奨すれば、それらの懸念が軽減されて、援助要請しやすくなると想定するのは理に叶っている。

実際に、「他者の援助要請に対する態度」についての認識は、当事者の援助要請態度と連動することが、先行研究で見出されている。たとえば木村 (2006) では、周囲の人物から学生相談利用を勧められると、勧められなかった場合よりも、大学生の学生相談への被援助志向性が高まることが見出されている。計画的行動理論 (theory of planned behavior; TBP, Ajzen, 1991) に基づいて、大学生における学生相談利用について検討した木村・水野 (2008) でも、学生相談利用に対する周囲の人々 (友達、家族、先生) の利用期待を強く感じているほど、学生自身の被援助志向性が高まることが示されている。この結果を受けて木村・水野 (2008) は、家族、友人、大学教職員が積極的に相談室利用を勧めることで、学生の相談室に対する被援助志向性が高まるのではないかと考察している。計画的行動理論を援用して大学生の心理的援助要請意図を検討したHess & Tracey (2013) では、ネガティブな主観的規範 (問題解決のために専門的援助を受けることに関する周囲の人々の否定的認識の推測) が、援助要請意図に負の影響を及ぼすことが見出されている。スクールカウンセラー (school counselor; SC) の利用について友人がどのような態度を有しているのかの推測が、中高生のSCに対する援助要請態度と関連するという仮説について検討した石川・橋本 (2011) では、友人の態度をネガティブと推測する生徒は、ニュートラルもしくはポジティブと推測する生徒に比べて、自身のSCに対する援助要請態度もネガティブになりやすいことが示されている。

これらの知見は総じて、周囲の他者による援助要請に対する態度の認識がネガティブであるほど、当事者も援助要請に消極的態度となることを示しているので、逆に他者が援助要請にポジティブな態度を示せば、当事者が援助要請に積極的になるであろうと想定するのは自然であろう。そして、周囲の他者が援助要請に対してポジティブな態度を有していることを当事者に伝えるためには、援助要請を推奨することが最も直接的でわかりやすい方法であることも、論を俟たないように思われる。

セルフスティグマ (self-stigma) など、いくつかの下位分類が厳密には想定されるが (太田, 2017; Vogel, Wester, & Larson, 2007)、本論文ではそれらを特に区別せず、スティグマと一括して扱うこととする。

何が援助要請の推奨を規定するのか

しかし、援助要請の推奨、特に専門家を推奨対象とした援助要請の推奨は、実際にはさほど日常的ではないようにも思われる。それでは、どのような要因が、援助要請の推奨を促進もしくは抑制するのであろうか。

援助要請の推奨は、基本的に他者の置かれている状況を改善するための働きかけとも見なされうるので、間接的・情動的な援助行動もしくはサポート提供の一種とも見なされよう。そこで、援助行動のプロセスモデル(高木, 1998)と照らし合わせながら、援助要請の推奨の生起がどのような要因に規定されうることについて考えてみよう。このモデルによれば、援助行動が行われるには、(1)必要性の知覚、(2)個人的責任の認識、(3)コストと利得の検討、(4)援助方法の決定という各段階において、援助行動の遂行に前向きな判断が行われる必要がある。そして、このモデルに基づいて考えると、(特に専門家への)援助要請の推奨には、少なからずの抑制要因が存在しうることが窺える。

第一段階の必要性の知覚において、困難を抱えている当事者がいたとしても、周囲の人々がそのことに気づかなければ、援助要請の推奨は行われない。そして、心理学が長年にわたって明らかにしてきたように、人は他者の心理を正確に把握することがそれほど得意ではない(e.g., エブリー, 2017)。そのことは逆に「困難に直面していない人に援助要請を推奨する」というパターンも生じさせることとなるが、それはそれでいわゆる「余計なお世話」となりかねない。さらに人々はそのような可能性を予見して、それを回避することもできるが、それもまた結果的に、援助要請の推奨を抑制する方向に働くこととなる²。

第二段階の個人的責任として、援助要請を推奨する責任があるのか、というのも、ときには重要な問題となり得るであろう。身近に悩みや困難を抱えている人の存在に気づいたとしても、そこで置かれている立場や関係性などによって、援助行動の正当性は変わりうる。たとえば職場の上司が部下に、学校の教員が生徒に、必要に応じてカウンセラーなどとの面談を促すことは、職責上も正当な働きかけと考えられるが、職場の同僚間や生徒間においては、そうすることの正当性は、親密性や集団規範などに影響されるであろう。

第三段階は後述することとして、先に第四段階、すなわち援助方法の決定と

² ちなみに、この論点はエラー管理理論(Haselton & Buss, 2000)の観点から論じることでもできる。困難に直面していない人に援助要請を推奨することはタイプIエラー、困難に直面している人に援助要請を推奨しないことはタイプIIエラーと見なされうる。そして、どちらのエラーを回避すべきかの判断によって、それに該当しないエラーの方が生じやすくなると想定される。

いう段階でも、専門家への援助要請を推奨するためには、その存在および有効性を知っておく必要がある。専門家の存在や所在を知らない、もしくは存在は知っているが、その有効性などについて確信が持てない、ということであれば、当然ながら専門家への援助要請は推奨されないであろう。また、たとえ「専門家への援助要請の推奨」という援助方法が、選択肢のひとつとなりうるとしても、その他の援助方法との相対比較次第では、その他の方法が優先されるということもあり得るだろう。

そして、もっとも重要と思われるのが第三段階、すなわち援助行動に伴うコストと利得という観点である。援助行動研究では、援助に伴うコストが、援助行動の実行を抑制することがさまざまに指摘されてきた (e.g., Darley & Batson, 1973; Piliavin & Piliavin, 1972)。そして援助要請の推奨にも、さまざまなコストやデメリットが付随する。援助要請を推奨することで、実際に当事者の困難や問題が解決され、それに伴う心理的苦痛が軽減するならば、それは重要な利得とみなされよう。しかし、専門家への援助要請を推奨することによって生じる結果はそれだけに留まらない。そして、もし援助要請の推奨によって生じるコストやデメリットが、援助要請を推奨することの利得や有益性を上回るならば、援助要請の推奨を抑制することも合理的であろう。

援助要請を推奨することのコスト

以下に列挙するように、援助要請の推奨にはさまざまなコストやデメリットも存在する可能性が想定される。

まず、援助やサポートは、常に好ましい結果につながるわけではない。むしろ逆に、援助やサポートがかえって悪影響を及ぼすこともあることは、ソーシャルサポート研究において長年指摘されている。ちなみに塩谷 (2014) では、サポートがメンタルヘルスに負の効果をもたらしうる説明として、ネガティブ・ラベリング仮説 (サポート提供が受け手の自尊心を低下させる)、心理的負債感仮説 (サポート受領によって「相手に借りができた」という心理的負債感が生じる)、ニーズとサポートの不一致仮説 (受け手のニーズと一致しないサポートが心理的不満をもたらす)、圧力釜効果仮説 (不安感を持つ者同士によるコミュニケーションによって、さらに不安感が高まる)、無力感仮説 (うつ病患者への励ましなど、精神的な励ましを受け手の無力感を増大させる)、アイデンティティ仮説 (サポートされるべき立場か否かが不明瞭という不安定なアイデンティティをもつことでメンタルヘルスが悪化する)、といったさまざまなものが指摘

されている。また、Deelstra et al. (2003) は、受け手のニーズを無視した強引なサポート提供が、かえって受け手のネガティブな反応を高めることを見いだしており、これは受け手のニーズに合致しない強引なサポート提供の悪影響を示唆するものである。援助要請の推奨によって、このようなサポートの悪影響が生じるならば、それは間接的なながらも援助要請の推奨のデメリットと考えることもできよう。

それにも増して重要なのは、援助要請の推奨という行動そのものが、直接的にさまざまなネガティブな結果を招きうるというコストである。まず、援助要請の推奨では、他者の苦境に関与することになるので、それに伴い、推奨者もネガティブな心理を喚起する可能性がある。他者への気遣いや共感が心理的負担となり得ることはさまざまな形で指摘されており (e.g., ブルーム, 2018)、たとえば、認知症患者をケアする介護者における共感とメンタルヘルスの関連を検討した Hua, Wells, Brown, & Levenson (2021) では、情緒的共感の高さがメンタルヘルスの悪化と結びつくことが見いだされている。また、推奨者が自身への援助要請を推奨した場合は、自身が当事者の問題解決のためにさまざまな資源を費やすことになる。これはソーシャルサポートの文脈に即して言えば、サポート提供のコストということになるだろう³。

推奨者自身でなく専門家への援助要請を推奨する場合には、推奨者が当事者の問題解決のために払うべき上記のようなコストは軽減されるであろう。しかしそのような援助要請の推奨は、当事者の苦境に対する推奨者のコミットメントの限界を暗黙に示すものとも解釈されかねない、という別のリスクがある。露骨な言い方をすれば、「あなたの問題は専門家に相談した方がいい」というのは「あなたの問題を何とかするのは私には無理」というメッセージにもなりかねない、ということである。これはさらに、専門家への援助要請を推奨することで、問題に直面している当事者が「この人 (推奨者) は私 (当事者) との関わりを避けようとしている」と認識してしまうリスクをも生じさせる、ということでもある。特に、恣意的なコミットメントが期待される友人関係などにおいて、このような解釈が生じることへの懸念は無視できないであろう。

そして、推奨者もそのような解釈が生じうることは予測可能である。専門家への援助要請を推奨することにそのようなリスクがあるならば、あえてそのリスクを冒す必要はないと判断するのも、それはそれで合理的である。そうでな

³ ただし、近年はサポート提供によるベネフィットも少なからず指摘されていることにも留意すべきであろう。

くとも、当事者が援助要請を抑制しているのは、当事者なりの主体的判断に基づいているかもしれない、そこであえて援助要請を推奨することは、余計なお世話となって先述した不快感情やジレンマを喚起することにもなりかねない。それはさらに中長期的には、当事者と推奨者の関係性に悪影響を及ぼし、関係の質や満足感の低下などをもたらすことも懸念されよう。

さらに推奨者が推奨対象として他者を挙げる場合には、当事者（被推奨者）に文脈の解釈という新たな心理的負担が生じる可能性もある。なぜなら、援助要請の推奨者と推奨対象が同一人物である場合（「私に援助要請して下さい」という場合）は、推奨者自身が援助提供に積極的であることが明瞭である。しかし、推奨者と推奨対象が別人である場合（「あの人に援助要請して下さい」という場合）は、そこで挙げられた第三者（「あの人」）の援助提供への態度、援助者としての適切性などが不明瞭であることも多いので、その判断に苦慮することによる心理的負担が生じる可能性もある。さらにこの傾向は、日本を含めた東アジアで顕著となる可能性も考えられる。ソーシャルサポートの文化差に関する先行研究において、北米に比して東アジアでは、自発的に提供されたサポートに比べて、求めて提供されたサポートが自尊心に対してネガティブに影響する（Mojaverian & Kim, 2013）という知見が見いだされている。ここから、東アジア人にとっては、提供者側の意向に基づくサポート授受よりも、受容者側の要請に基づくサポート授受の方が、受容者側の心理的負担が大きいであろうと推察されるからである。

これら種々のリスク、コスト、デメリットを考慮すると、たとえ身近に苦境に直面している（かもしれない）知人がいたとしても、人々が安易に援助要請を推奨しないこと（特に専門家などの第三者への援助要請を推奨しないこと）も、それはそれで合理的な帰結と考えられよう。

本論文の目的

とはいえ、ここまでの議論の少なからずは推測の域を出るものではなく、援助要請の推奨を、実際に人々がどのように見なしているのかについて、実証的に検討した試みは少ない。そこで本論文では、身近な他者から援助要請を推奨された際の被推奨者の反応を検討することで、先述の議論の妥当性を検証することを主たる目的とする。特に本論文では、援助要請を推奨されることに対して、被推奨者がそれをポジティブに見なすか、ネガティブに見なすかを中心的論点としているので、それに対応する反応指標として、感情反応を使用する。

感情反応を用いる理由としては、(1) 援助要請の推奨に対する認知的解釈の内容は文脈に応じて多岐にわたるが、感情反応は文脈を問わず普遍的な反応指標となりうること、(2) 感情(情動)は短期的にも変動しうる状態変数なので個々の場面に対する反応指標として妥当と考えられること、(3) 感情は主観的ウェルビーイングの構成要素と見なされうるので、その反応をもって、援助要請の推奨が心理的適応に及ぼす影響についても検討可能となること、などが挙げられる。ちなみに主観的ウェルビーイングは、ポジティブ感情の高さ、ネガティブ感情の低さ、そして人生満足感によって構成される(Diener, 1984; 堀毛, 2019)。よって、もし援助要請の推奨が不快感情に繋がるのであれば、それは主観的ウェルビーイングを抑制する側面があるとも考えられる。

また、援助要請の推奨に対する感情反応は、誰が誰への援助要請を推奨するのかという、立場や関係性にも少なからず影響されると推測される。そこで本論文では、援助要請の推奨者(援助要請を推奨する主体)、および援助要請の推奨対象(援助要請先として推奨されている対象)による差異を検討する。さらに、推奨者が推奨対象として自身と他者のどちらを挙げているかも、援助要請の推奨に対する反応に影響しうる重要な要因となりうるので、その点についても検討する。

研究 1

目的

研究 1 では大学生を対象として、身近な他者からの援助要請の推奨がどのような感情を喚起するのか、そしてそこにどのような要因が関連するのかを、仮想場面法により検討する。援助要請を推奨されることは、自身に対する気遣いとしてポジティブ感情を喚起する可能性もある一方で、余計なお世話と見なされてネガティブ感情を喚起する可能性もある。また、推奨者が自身への援助要請を推奨しているのか、それとも自身以外の専門家などへの援助要請を推奨しているのかによる反応の差異についても検討する。たとえば、推奨者自身への援助要請に比べて、専門家などへの援助要請を推奨することは、推奨者自身のサポート提供に対する消極的姿勢の反映、被推奨者に対するコミットメントの弱さの反映などと解釈されて、さみしさや気まずさなどのネガティブ感情を喚起しやすくなる可能性が考えられる。さらに、立場や関係性による援助要請推奨の正当性の違いが、被推奨者の心理的反応を左右することも考えられよう。

そこで研究1では、大学生が悩みや問題を経験している際に、身近な他者から援助要請を推奨された際の感情反応について検討する。推奨者としては教員と同級生の2種類を想定して、それらの人々が自身への援助要請を推奨した場合、もしくはカウンセラー(専門家)への援助要請を推奨した場合に、推奨者に対してどのような感情を抱くと思うかについて仮想場面を用いて検討する。感情反応としては基本的に、「うれしい」「ありがたい」などのポジティブ感情と、「うっとうしい」「気まずい」「さみしい」などのネガティブ感情の2側面を想定する。仮説として、推奨者の違いを問わず、推奨者自身への援助要請推奨は、カウンセラーへの援助要請推奨よりもポジティブ感情が高く、ネガティブ感情が低いであろうと予測される。さらに、推奨者、推奨対象、そして感情の種類による交互作用効果の可能性も考えられるが、これらについては探索的に検討する。

方法

調査概要 2019年10月、心理学関連の講義を受講している大学生を対象とした質問紙調査を実施した。調査の実施に際しては、調査への協力は任意であり協力せずとも何ら不利益は生じないこと、調査は匿名で行われ、回答は全体的傾向についてのみ分析され、個人にとって何ら不利益は生じないこと、などの倫理的配慮に関する説明を行い、同意した者のみが調査に参加した。

実施に際しては、質問文を適切に理解した上で回答しているかを確認するために、回答すべき選択肢を直接的に指示した質問(directed question scale: DQS)を2項目挿入した。回答が得られた186名のほとんどは指示通りに回答していたが、指示通りに回答しなかった8名を有効回答から除外した。また、デモグラフィック変数に回答せず青年期(30歳未満)であることが確認できなかった1名も分析対象から除外した。その結果、177名(男性87名、女性89名、平均年齢19.3歳)を有効回答とした。

使用尺度 他者から援助要請を推奨されることに対する感情反応を捉えるための、適切な既存尺度がなかったので、「援助要請の推奨に対する感情反応尺度」を新規作成した。はじめに調査参加者に、自身が悩みを抱えているときのことを想起(未経験者は想像)してもらい、そこで他者から援助要請を推奨される4つの仮想場面を呈示した。仮想場面は、推奨者が先生か同級生か、援助要請の推奨対象が推奨者自身か専門家か、という2要因を組み合わせる4パターンを設定した。具体的には、「もし大学の先生から『悩みがあれば私に相談して下さい

いね』と言われたら…」「もし大学の先生から『悩みがあればカウンセラーに相談してみるといいと思いますよ』と言われたら…」「もし大学の同級生から『悩みがあれば私(僕)に相談してね』と言われたら…」「もし大学の同級生から『悩みがあればカウンセラーに相談してみるといいと思うよ』と言われたら…」という4場面を設定した。その上で、それぞれの場面で各種感情をどのくらい感じると思うかについて、7件法(1. 全くあてはまらない～7. よくあてはまる)で質問した。感情項目は、援助行動に関する先行研究および本研究の目的に基づいて、「うれしい」「こころ強い」「ありがたい」というポジティブ感情3項目、「うっとうしい」「気まずい」「落ち着かない」「腹立たしい」「さみしい」というネガティブ感情5項目、そしてポジティブともネガティブとも言い切れないが、援助要請研究でしばしば言及される「申し訳ない」という負債感1項目、計9項目を設けた。

なお、この調査ではその他の尺度も実施したが、本論文の目的と直接的には関連しないこと、および紙幅の都合により、その詳細については省略する。

結果

尺度得点の算出 援助要請の推奨に対する感情反応尺度について、4場面それぞれで探索的因子分析(最尤法、プロマックス回転)を実施したところ、いずれも共通して2因子解によるほぼ同様の因子パターンが示された。すなわち、2因子の片方には「うれしい」「心強い」「ありがたい」の3項目が常に高負荷を示したので、そちらはポジティブ感情因子と解釈した。もう片方には「うっとうしい」「気まずい」「落ち着かない」「腹立たしい」「さみしい」の5項目が高負荷を示したので、ネガティブ感情因子と解釈した。ちなみに、「申し訳ない」は場面によって因子負荷パターンが異なり、先生および同級生が自身への援助要請を推奨した場面、および同級生による専門家への援助要請推奨では両因子に高負荷を示したが、先生による専門家への援助要請推奨ではネガティブ感情因子のみに高負荷を示した。以上の結果を踏まえて、ポジティブ感情因子に高負荷を示した各場面3項目の項目平均を各場面に対するポジティブ感情得点、同様にネガティブ感情因子に高負荷を示した5項目の項目平均をネガティブ感情得点とした。さらに、各場面における「申し訳ない」という単項目への回答を負債感得点として用いることとした。

推奨者と推奨対象による感情反応 援助要請の推奨者と推奨対象による感情反応の差異を検討するために、推奨者(先生か同級生か)、推奨対象(推奨者自身

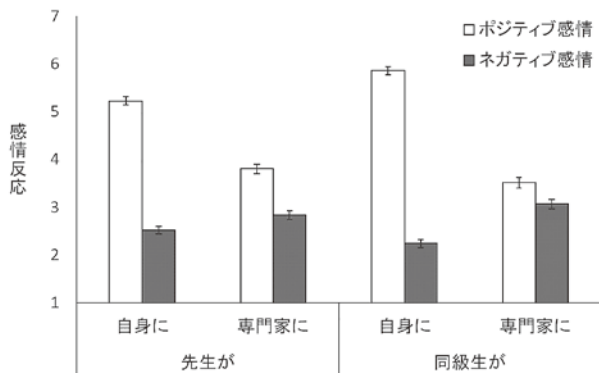


Figure 1. 研究1における援助要請の推奨者と推奨対象による感情反応（エラーバーは標準誤差）。

か専門家か)、感情反応（ポジティブ感情かネガティブ感情か）による参加者内3要因分散分析を実施した。

その結果 (Figure 1)、まず3要因の主効果はすべて有意であった。すなわち、先生 ($M = 3.59$, $SE = 0.05$) より同級生 ($M = 3.67$, $SE = 0.05$) の方が高いという推奨者の主効果 ($F(1, 170) = 4.31$, $p = .039$, $\eta^2_p = .025$)、専門家 ($M = 3.30$, $SE = 0.06$) より推奨者自身 ($M = 3.96$, $SE = 0.04$) の方が高いという推奨対象の主効果 ($F(1, 170) = 190.59$, $p < .001$, $\eta^2_p = .529$)、ネガティブ感情 ($M = 2.66$, $SE = 0.07$) よりポジティブ感情 ($M = 4.60$, $SE = 0.07$) の方が高いという感情の主効果 ($F(1, 170) = 324.47$, $p < .001$, $\eta^2_p = .656$)、いずれも有意であった。本研究では基本的にこれらの主効果は論点としていないが、先生より同級生の方が推奨者として影響力を有していることは、大学生の人間関係のあり方として自然であろう。また、ネガティブ感情よりもポジティブ感情を感じやすいことも、援助要請の推奨は基本的にサポート提供と見なされうることから、順当な結果であろう。

次に2要因交互作用では、推奨者と推奨対象の交互作用が有意であり ($F(1, 170) = 13.20$, $p < .001$, $\eta^2_p = .072$)、単純主効果検定 (Sidak) の結果、推奨対象が自身の場合は推奨者の差が有意であったが (先生 $M = 3.87$, 同級生 $M = 4.05$)、推奨対象が専門家である場合は推奨者による差はなかった (先生 $M = 3.31$, 同級生 $M = 3.29$)。次に推奨者と感情の交互作用も有意であり ($F(1, 170) = 4.12$, $p = .044$, $\eta^2_p = .024$)、ポジティブ感情では同級生の方が高いという推奨者の差が

有意であったが(先生 $M = 4.51$, 同級生 $M = 4.68$)、ネガティブ感情では推奨者による差はなかった(先生 $M = 2.67$, 同級生 $M = 2.65$)。さらに推奨対象と感情の交互作用も有意であり($F(1, 170) = 249.26, p < .001, \eta^2_p = .595$)、ポジティブ感情は推奨対象が推奨者自身である方が専門家である場合よりも高く(推奨者自身 $M = 5.54$, 専門家 $M = 3.65$)、ネガティブ感情は逆に推奨対象が推奨者自身である方が専門家である場合よりも低かった(推奨者自身 $M = 2.38$, 専門家 $M = 2.95$)。これは仮説を支持する結果である。

さらに3要因交互作用も有意であった($F(1, 170) = 67.66, p < .001, \eta^2_p = .285$)。単純交互作用検定の結果、まず推奨対象と感情によるすべての組み合わせについて、推奨者による差異が有意であった。すなわち、先生自身への援助要請推奨よりも同級生自身への援助要請推奨の方が、ポジティブ感情が高く、ネガティブ感情が低かった。一方で、先生による専門家への援助要請推奨よりも、同級生による専門家への援助要請推奨の方が、ポジティブ感情が低く、ネガティブ感情が高かった。先生サポートは職務の一環として非自発的なニュアンスもある一方で、同級生サポートは基本的に自由意思に基づくがゆえに、本人からのサポート提供の申し出は同級生の方がポジティブに評価されやすく、一方で専門家の推奨は先生からの方が了解しやすい、ということであろうか。また、推奨者と感情によるすべての組み合わせについて、推奨対象による差異が有意であった。すなわち、推奨者が先生であれ同級生であれ、自身を推奨対象としている方が専門家を推奨する場合よりも、ポジティブ感情が高く、ネガティブ感情が低かった。このことは、推奨者自身への援助要請推奨に比して、専門家への援助要請推奨が相対的にネガティブに見なされやすいことを示唆している。最後に、推奨者および推奨対象を問わず一貫して、ポジティブ感情はネガティブ感情より高いという感情の差異が有意であった。

ちなみに負債感についても、推奨者と推奨対象による参加者内2要因分散分析を実施した。その結果、先生($M = 3.39, SE = 0.11$)より同級生($M = 3.62, SE = 0.11$)の方が高いという推奨者の主効果($F(1, 176) = 6.49, p = .012, \eta^2_p = .036$)、専門家($M = 3.02, SE = 0.12$)より推奨者自身($M = 3.99, SE = 0.12$)の方が高いという推奨対象の主効果($F(1, 176) = 73.49, p < .001, \eta^2_p = .295$)、そして2要因交互作用($F(1, 170) = 11.79, p = .001, \eta^2_p = .063$)がいずれも有意であった。単純主効果検定(Sidak)の結果、推奨対象が自身の場合は推奨者が友人である場合により高く(先生 $M = 3.74$, 同級生 $M = 4.25$)、推奨対象が専門家の場合はどちらもともに低かった(先生 $M = 3.04$, 同級生 $M = 3.00$)。この結果

Table 1 研究1における感情反応の尺度間相関

	1	2	3	4	5	6	7	8
ポジティブ感情								
1. 先生による自身推奨	—							
2. 先生による専門家推奨	.43***	—						
3. 同級生による自身推奨	.53***	.21**	—					
4. 同級生による専門家推奨	.24**	.66***	.11	—				
ネガティブ感情								
5. 先生による自身推奨	-.41***	.01	-.37***	.11	—			
6. 先生による専門家推奨	-.11	-.08	-.07	.06	.61***	—		
7. 同級生による自身推奨	-.28***	.03	-.53***	.15*	.74***	.52***	—	
8. 同級生による専門家推奨	-.06	-.09	-.02	-.17*	.39***	.63***	.44***	—

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

はポジティブ感情のパターンと類似しつつ、多少その強度を弱めたニュアンスとなっている。すなわち、友人から友人自身への援助要請を推奨された場合は多少の負債感を感じることもある一方で、専門家への援助要請推奨では基本的に負債感は感じにくい。したがって、もし負債感の回避を優先するのであれば、専門家への援助要請推奨は有効なのかも知れない。

感情反応の尺度間相関 補足分析として、感情反応が推奨者や推奨対象を問わず個人内で一貫しているのかを確認するために、援助要請推奨に対する感情反応下位尺度の尺度間相関を算出した。

その結果 (Table 1)、まずポジティブ感情については、先生による自身推奨と同級生による自身推奨 ($r = .53, p < .001$)、先生による専門家推奨と同級生による専門家推奨 ($r = .66, p < .001$)、先生による自身推奨と先生による専門家推奨 ($r = .43, p < .001$) で高い相関が示された。しかし、同級生による自身推奨と同級生による専門家推奨の相関 ($r = .11, p = .14$) は有意でなかった。次に、ネガティブ感情については、推奨者や推奨対象を問わず、いずれも高い正の相関 ($rs > .39, ps < .001$) が示された。さらに、推奨者と推奨対象の組み合わせ4パターンそれぞれでの、ポジティブ感情とネガティブ感情の相関係数は、先生による自身推奨 ($r = -.41, p < .001$)、および同級生による自身推奨 ($r = -.53, p < .001$) で高い負の相関が示されたが、先生による専門家推奨 ($r = -.08, p = .29$) では有意な相関が示されず、同級生による専門家推奨 ($r = -.17, p = .03$) では弱い負の

相関が示された。したがって、援助要請の推奨に対する感情反応パターンは、推奨者の立場や推奨対象を問わず、個人内である程度一貫していると考えられる。さらに、先生であれ同級生であれ、自身への援助要請を推奨する場合は、ポジティブ感情とネガティブ感情が表裏一体である一方で、推奨対象が専門家である場合は、ポジティブ感情とネガティブ感情が独立していることが示された。

ちなみに、負債感との相関も確認したところ、同一場面では負債感とネガティブ感情の間にいずれも有意な正の相関が示された。ポジティブ感情も同様に、全般的に正の相関を示したが、同級生の自己推奨においてのみ、有意な関連を示さなかった。したがって、負債感は基本的にポジティブ感情とネガティブの両方と関連するアンビバレントなものであるが、友人関係に限ってはネガティブ感情とのみ関連すると解釈できるかも知れない。

考察

本研究では大学生を対象として、先生もしくは同級生といった身近な他者から、推奨者自身もしくはカウンセラーへの援助要請を推奨された際の感情反応について検討した。

まず、推奨者と推奨対象による感情反応の差異として、先生と同級生という推奨者によって多少の違いはあるものの、基本的には共通して、推奨者自身への援助要請推奨についてはポジティブ感情が高く、ネガティブ感情が低く評価された。それに比して、専門家への援助要請推奨は、ポジティブ感情もネガティブ感情も低めであった。また、推奨者と推奨対象が同一であるとき、ポジティブ感情とネガティブ感情は表裏一体だが、専門家を推奨している場合は、ポジティブ感情とネガティブ感情が独立していた。

したがって、身近な知人が自身による援助提供に積極的な態度を表明することはポジティブに認識されるが、それに比して専門家への援助要請推奨は、アンビバレント、もしくはネガティブでもポジティブでもない、と考えられる。したがって、人々が身近な他者と良好な関係性を維持するためにも、専門家より自身への援助要請を推奨する方が合理的であると考えられる。

ただし、研究1では調査対象が大学生に限定されているので、知見の一般化には少なからず限界がある。そこで研究2では、異なる母集団においても同様の傾向が示されるかについて検討する。

研究 2

目的

研究 1 では大学生を対象として、援助要請を推奨された際の感情反応を仮想場面法で検討した。研究 2 では一般成人を対象として、研究 1 と同様に仮想場面を用いて、身近な他者から援助要請を推奨されることによる感情反応を検討する。研究 1 では大学生を対象としていたが、研究 2 では有職成人を回答者とするので、推奨者としては職場の同僚もしくはプライベートな友人・知人という設定で、推奨者自身もしくは専門家への援助要請を推奨された場合の感情反応について評定を求める。

方法

調査概要 2020年1月下旬～2月上旬、クロス・マーケティング社のアンケートモニターである日本人有職成人男女を対象としてインターネット調査を実施した。なお、本研究は静岡大学「人を対象とする研究に関する倫理審査」の承認を受けている（登録番号19-39）。

調査対象者は年代（20代、30代、40代、50代、60代）と性別による均等割り付けで、各カテゴリー50名、計500名⁴の回答が得られるように調査を実施した。ちなみに実際の回答者はそれより多かったが、研究 1 と同様にDQSを2項目設けて、その指示に沿わない回答をした158名（男性96名、女性62名）は不適切回答者と判断して有効回答から除外した。さらに、先行研究（江利川・山田, 2018; 藤島・高橋・江利川・山田, 2018; 増井・田村・マーチ, 2018）に倣って、回答所要時間が不自然な外れ値である回答者を分析対象から除外することとした。具体的には、回答所要時間（分）の自然対数変換値を算出して、 $-2SD$ 未満を不正回答の可能性が高い超短時間回答者、 $+2SD$ (1.9663) 超を回答中断の可能性のある超長時間回答者と判断した。その結果、超短時間に該当する回答者はいなかったが、超長時間の基準には23名が該当し、さらにほぼそれに近似する1名を加えた24名（回答所要時間90分以上）を分析対象から除外した。これらの除外基準に非該当であった476名（男女とも238名、平均45.1歳, $SD = 13.4$ ）を有効回答者とした。

使用尺度 研究 2 では、研究 1 で用いた「援助要請の推奨に対する感情反応尺

⁴ 性別には「その他」という選択肢も設定したが、この選択肢を選択した回答者が1名のみであったので今回は分析対象から除外した。

度」を若干改変したものを使用した。具体的には、自身が悩みを抱えているときに「もし職場の同僚から『悩みがあれば私に相談して下さいね』と言われたら…」「もし職場の同僚から『悩みがあればカウンセラーに相談してみるといいと思いますよ』と言われたら…」「もしプライベートな友人や知人から『悩みがあれば私に相談してね』と言われたら…」「もしプライベートな友人や知人から『悩みがあればカウンセラーに相談してみるといいと思うよ』と言われたら…」という、身近な他者から援助要請を推奨される4つの仮想場面を呈示した。その上で、研究1と同じく「うれしい」「こころ強い」「ありがたい」というポジティブ感情3項目、「うっとうしい」「気まずい」「落ち着かない」「腹立たしい」「さみしい」というネガティブ感情5項目、そして「申し訳ない」という負債感1項目について、各場面ですう感じると思う程度を7件法（1．全くあてはまらない～7．よくあてはまる）で尋ねた。なお、研究2では順序効果の可能性を排除するために、推奨者として「職場の同僚」から始まるパターンと、「プライベートな友人・知人」から始まるパターンの2パターンを設けて、回答者はそのいずれかにランダムに割り振られた。

なお、この調査でもその他の尺度をあわせて実施したが、それらは本論文の論点と直接的には関連しないこと、および紙幅の都合により詳細は省略する。

結果

尺度得点の算出 援助要請の推奨に対する感情反応尺度について、4つの仮想場面それぞれで探索的因子分析（最尤法、プロマックス回転）を実施したところ、研究1と同様に、いずれも2因子解による共通した因子負荷パターンが示された。すなわち、「うれしい」「心強い」「ありがたい」の3項目が高負荷を示したポジティブ感情因子と、「うっとうしい」「気まずい」「落ち着かない」「腹立たしい」「さみしい」の5項目が高負荷を示したネガティブ感情因子が見出された。「申し訳ない」は、場面によってその程度に多少の違いはあるものの、基本的に両因子に高負荷を示した。そこで場面毎に、ポジティブ感情3項目の平均をポジティブ感情得点、ネガティブ感情5項目の平均をネガティブ感情得点とした。さらに、各場面における「申し訳ない」という単項目への回答を負債感得点とした。

推奨者と推奨対象による感情反応 援助要請の推奨者および推奨対象による感情反応の差異について検討するために、援助要請の推奨者（同僚か友人か）、推奨対象（推奨者自身か専門家か）、感情（ポジティブ感情かネガティブ感情か）

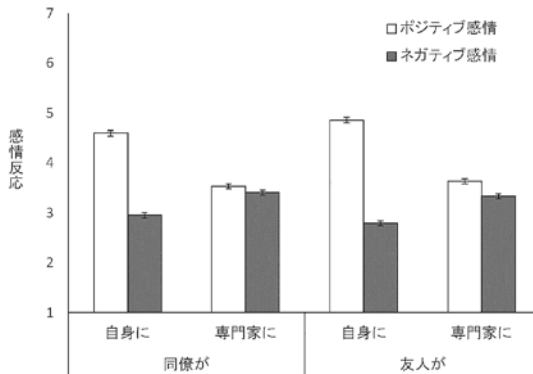


Figure 2. 研究2における援助要請の推奨者と推奨対象による感情反応 (エラーバーは標準誤差)。

による参加者内3要因分散分析を実施した。

その結果 (Figure 2)、推奨者の主効果 ($F(1, 475) = 2.67, p = .103, \eta_p^2 = .006$) は有意でなかったが、専門家 ($M = 3.47, SE = 0.03$) より推奨者自身 ($M = 3.80, SE = 0.02$) の方が高いという対象の主効果 ($F(1, 475) = 144.86, p < .001, \eta_p^2 = .234$)、ネガティブ感情 ($M = 3.12, SE = 0.04$) よりポジティブ感情 ($M = 4.15, SE = 0.04$) の方が高いという感情の主効果 ($F(1, 475) = 249.77, p < .001, \eta_p^2 = .345$) が有意であった。

2要因交互作用では、推奨者と対象の交互作用は有意でなかった ($F(1, 475) = 1.81, p = .179, \eta_p^2 = .004$)。しかし推奨者と感情の交互作用は有意であり ($F(1, 475) = 33.20, p < .001, \eta_p^2 = .065$)、同僚 (ポジティブ感情 $M = 4.06$, ネガティブ感情 $M = 3.12$) よりも友人 (ポジティブ感情 $M = 4.24$, ネガティブ感情 $M = 3.06$) の方が、ポジティブ感情とネガティブ感情の差が大きかった。さらに対象と感情の交互作用も有意であり ($F(1, 475) = 375.77, p < .001, \eta_p^2 = .442$)、推奨対象が専門家よりも推奨者自身である方が、ポジティブ感情は高く (推奨者自身 $M = 4.73$, 専門家 $M = 3.58$)、ネガティブ感情は低かった (推奨者自身 $M = 2.87$, 専門家 $M = 3.37$)。

さらに3要因交互作用も有意であった ($F(1, 475) = 5.81, p = .016, \eta_p^2 = .012$)。単純交互作用検定の結果、同僚が専門家を推奨した場合のポジティブ感情とネガティブ感情に差が示されなかったが、その他はすべて有意差が示された。全般的傾向として、推奨者が同僚であれ友人であれ、自身への相談を推奨する場

Table 2 研究2における感情反応の尺度間相関

	1	2	3	4	5	6	7	8
ポジティブ感情								
1. 同僚による自身推奨	—							
2. 同僚による専門家推奨	.34***	—						
3. 友人による自己推奨	.62***	.16***	—					
4. 友人による専門家推奨	.31***	.63***	.19***	—				
ネガティブ感情								
5. 同僚による自身推奨	-.50***	.04	-.43***	.01	—			
6. 同僚による専門家推奨	-.09*	-.08	-.13**	.02	.55***	—		
7. 友人による自己推奨	-.35***	.05	-.56***	.02	.73***	.48***	—	
8. 友人による専門家推奨	-.14**	.01	-.19***	-.07	.55***	.72***	.57***	—

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

合の方が、専門家を推奨する場合よりも、ポジティブ感情が高く、ネガティブ感情が低かった。

ちなみに、負債感について、推奨者と推奨対象による2要因参加者間分散分析を行ったところ、専門家 ($M = 3.31$, $SE = 0.05$) より推奨者自身 ($M = 3.68$, $SE = 0.06$) の方がやや高いという推奨対象の主効果 ($F(1, 475) = 51.40$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .098$) のみ有意であった。ただ、いずれの群平均も中性点以下なので、これはむしろ、専門家推奨には負債感を感じないという研究1と同様の傾向と解釈した方が妥当であろう。

感情反応の尺度間相関 研究2でも感情反応の個人内一貫性を確認するために、感情反応下位尺度の尺度間相関を算出した。その結果 (Table 2)、ポジティブ感情、ネガティブ感情ともに、推奨者や推奨対象が異なる4下位尺度間でもいずれも有意な正の相関が見出された。また、同一場面におけるポジティブ感情とネガティブ感情は、援助要請対象として自身を推奨している場合には高い負の相関を示したが、専門家を推奨している場合の相関は有意でなかった。

考察

研究2では一般成人を対象として、援助要請の推奨者、推奨対象、感情の種類による差異を検討した。その結果、推奨者が同僚であれ友人であれ、自身への相談を推奨する場合の方が、専門家を推奨する場合よりも、ポジティブ感情

が高く、ネガティブ感情が低かった。このことは研究1と同様に、推奨者自身への援助要請推奨はポジティブ感情を喚起する一方で、専門家への援助要請推奨はそうではないことを示している。一般成人でもやはり「私に相談してね」という働きかけは嬉しい一方で、「専門家に相談するといいよ」という働きかけは、不快というほどではないが嬉しくもないようである。加えて、専門家推奨には負債感を感じないという点でも研究1と同様の傾向が示された。

さらに、推奨者自身への相談推奨においては、ポジティブ感情とネガティブ感情が高い負の相関が示されたが、専門家を推奨する場合は、それらの相関は有意でなかった。これらの結果も概ね研究1と同様であった。

総合考察

両研究の概要

本論文では、2つの研究で援助要請の推奨に対する被推奨者の感情反応について検討した。研究1では大学生、研究2では一般成人をそれぞれ対象として、仮想場面法による調査を実施した。その結果、両研究とも共通して、推奨者との関係性を問わず、推奨者自身への援助要請推奨において、専門家への援助要請推奨よりも、ポジティブ感情が高く、ネガティブ感情が低かった。また、推奨者自身への援助要請推奨では、ポジティブ感情とネガティブ感情は負の関連を示したが、専門家を推奨している場合は、ポジティブ感情とネガティブ感情が独立していた。これらの結果は「私に相談してね」という働きかけはポジティブに見なされやすい一方で、「専門家に相談するといいよ」という働きかけは、不快というほどではないが、嬉しいものでもないことを示唆している。

このような感情反応が想定されるならば、良好な対人関係を維持するためには、まずは専門家への援助要請を推奨するよりも、自身への相談を推奨する方が好ましいと判断されるであろう。ただし、自己推奨に比して専門家推奨では、負債感が低いという傾向も示された。よって、推奨者と被推奨者の関係性よりも、被推奨者の負債感を軽減することを優先すれば、あえて専門家を推奨する、という選択もあり得るのかも知れない。

実践的示唆

本研究の知見は、専門家への援助要請を推奨する(される)ことが、推奨者にとっても、被推奨者にとっても、必ずしも好ましいとは言えない側面があるこ

とを含意するものである。

被推奨者、すなわち問題に直面している人々にしてみれば、そもそも援助要請を要するような悩みがないのが最善であり、たとえ悩みがあっても、できれば自力、もしくは身近な対人関係の助け合いで対応するのが、次善の策であろう。それでも解決困難であれば専門家に頼るのもやむを得ないが、専門家に頼らざるを得ない状況とは、そもそも自力での解決が難しい苦境であるのみならず、そこで身近に頼りにできる人もいないという二重苦に直面しているということなのかもしれない。実際のところ、普段の人間関係がさほど親密というわけではないのに、困ったときだけ相談に乗ってもらい、というのは、多少無理のある話である。ダンバー数などで有名な進化心理学者のロビン・ダンバーは、「大事なのは、友だちは災難が降りかかってくる前に持っていなければならないということ。(中略) 一般に私たちが他者を助けようとするのは、その他者がすでに友人である場合がほとんどで、まったくの他人や、ちょっと知っている程度の相手を助ける可能性は極めて低い。」(ダンバー, 2021, p.30) と述べている。これらをあわせて考えると、援助要請におけるスティグマとは、「専門家への援助要請を要するような問題を抱えていることにまつわるスティグマ」というのみならず、「専門家しか援助要請できる相手がいらないような社会的孤立状況にあることへのスティグマ」という側面もあるのかもしれない。

そもそも援助要請の促進は、それ自体が目的ではなく、人々の心理的健康の維持促進のための手段である。たとえ援助要請の推奨によって援助要請が促進されたとしても、それがかえって心理的健康や対人関係の良好性を損なうのであれば、やみくもに援助要請を推奨するのではなく、慎重な判断が求められるかもしれない。このことに関連して大脇(2020)は、心の病を専門家が診断することで、治療への取り組み、休養の取得などが促進されるメリットもあるが、その一方で、専門家の診断というセーフティガードがあるからこそ、専門家の診断を要するような段階に至るまでは、かなり厳しい状況であっても、それが社会的に黙認されることになる、という問題の存在を指摘している。本論文の問題意識にも、根本にはこれと共通する部分がある。すなわち、専門家による対人援助の普及や増強は、身近な対人関係による助け合いの弱体化を補填するものかもしれないが、だからこそ、専門的対人援助が普及するほど、身近な助け合いがさらに弱体化してしまうことも危惧される。そのリスクを抑制するためにも、現代社会における対人援助で求められるのは、閉鎖的な専門化よりも、開放的な啓蒙活動なのではないだろうか。また、専門的対人援助への援助要請

を安直に推奨するのではなく、その副作用なども考慮するような懐疑的観点も含めた検討もそれなりに重要ではないだろうか。

限界と今後の課題

とはいえ、本論文の議論には、多くの限界や課題があることに留意する必要があることも言うまでもない。本論文では研究1、研究2ともに仮想場面法を用いたので、そこに由来するさまざまな方法上の制約や問題点がある。

第一に、仮想場面法で示された感情反応が、現実場面でも同様に喚起されるかについて、回顧法や実験法などを用いての検討が求められよう。第二に、今回は複数場면을参加者内要因で検討したので、場面間の対比が意識されやすく、それが回答に影響した可能性も考えられる。この可能性について検証するためには、参加者間要因を用いた研究も行う必要がある。第三に、本研究では専門家が自ら推奨者となる場合については検討していない。今回はいずれも、身近な他者を推奨者とする場面設定であったがゆえに、身近な他者か専門家か、という関係性による効果のみならず、推奨者自身かそれ以外の他者か、に由来する推奨明瞭性（援助者が援助要請を推奨する程度の明瞭性）による効果が生じた可能性も否めない。これらを踏まえて、本研究で得られた知見の解釈や汎用可能性については慎重を期すべきであろう。第四に、仮想場面のシナリオ設定もかなり大雑把なので、より詳しい文脈設定、推奨する際の文言の違いなどによる影響も考えられる。さらにそこと連動して、本研究はあくまで日本の大学生や一般成人を対象とした知見なので、文化差などを含めた知見の一般化可能性についても、さまざまな観点からの検討が求められよう。第五に、本研究では援助要請を推奨する場面間の差異を検討したので、はたしてそれが推奨しないことよりもポジティブなのかネガティブなのか、という根本的疑問について不明瞭である。したがって、援助要請を推奨されない場合との対比も視野に入れた検討も必要であろう。

謝辞

本論文はJSPS科研費JP19K03190の助成を受けている。

引用文献

Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and*

Human Decision Processes, 50, 179–211.

ブルーム, P. (2018). 反共感論—社会はいかに判断を誤るか— 白揚社

Corrigan, P. (2004). How stigma interferes with mental health care. *American Psychologist*, 59(7), 614–625.

Darley, J. M., & Batson, C. D. (1973). “From Jerusalem to Jericho”: A study of situational and dispositional variables in helping behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 27(1), 100–108.

Deelstra, J. T., Peeters, M.C. W., Schaufeli, W. B., Stroebe, W., Zijlstra, F. R. H., & van Doornen, L. P. (2003). Receiving instrumental support at work: When help is not welcome. *Journal of Applied Psychology*, 88, 324–331.

Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542–575.

ダンバー, R. (2021). なぜ私たちは友だちをつくるのか—進化心理学から考える人類にとって一番重要な関係— 青土社

エブリー, N. (2017). 人の心は読めるか—本音と誤解の心理学— ハヤカワ・ノンフィクション文庫

江利川滋・山田一成 (2018). 公募型Web調査における複数回答形式の有効性評価 心理学研究, 89, 139–149.

藤島喜嗣・高橋幸子・江利川滋・山田一成 (2018). 日本版後悔・追求者尺度の公募型Web調査における信頼性と因子の妥当性 心理学研究, 89, 387–395.

Haselton, M. G., & Buss, D. M. (2000). Error management theory: A new perspective on biases in cross-sex mind reading. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(1), 81–91.

Hess, T. R. & Tracey, T. J. G. (2013). Psychological help-seeking intention among college students across three problem areas. *Journal of Counseling & Development*, 91, 321–330.

堀毛一也 (2019). ポジティブなこころの科学 サイエンス社

Hua, A. Y., Wells, J. L., Brown, C. L., & Levenson, R. W. (2021). Emotional and cognitive empathy in caregivers of people with neurodegenerative disease: Relationships with caregiver mental health. *Clinical Psychological Science*, 9(3), 449–466.

石川裕希・橋本 剛 (2011). 中高生のスクールカウンセラーへの援助要請態度に及ぼす友人の影響 東海心理学研究, 5, 15–25.

木村真人 (2006). 学生相談利用の勧めが被援助志向性に及ぼす影響—自尊感情、

- 援助不安、学内支援者の観点から— CAMPUS HEALTH, 43, 113–118.
- 木村真人・水野治久 (2008). 大学生の学生相談に対する被援助志向性の予測— 周囲からの利用期待に着目して— カウンセリング研究, 41(3), 235–244.
- 増井啓太・田村紋女・マーチ エヴィータ (2018). 日本語版ネット荒らし尺度の作成 心理学研究, 89, 602–610.
- 松本俊彦 (編) (2019). 「助けて」が言えない—SOSを出さない人に支援者は何が
できるか— 日本評論社
- 水野治久 (監修) 永井 智・本田真大・飯田敏晴・木村真人 (編) (2017). 援助要
請と被援助志向性の心理学—困っていても助けを求められない人の理解と
援助— 金子書房
- Mojaverian, T., Hashimoto, T., & Kim, H. S. (2013). Cultural differences in professional
help seeking: A comparison of Japan and the U.S. *Frontiers in Psychology*, 3,
615. doi:10.3389/fpsyg.2012.00615.
- 太田 仁 (2017). スクールカウンセラーへの援助要請を促す支援 水野治久 (監
修) 永井 智・本田真大・飯田敏晴・木村真人 (編) 援助要請と被援助志向
性の心理学—困っていても助けを求められない人の理解と援助— 金子書
房 pp.74–83.
- 大脇幸志郎 (2020). 「健康」から生活をまもる—最新医学と12の迷信— 生活の
医療社
- Piliavin, J. A. & Piliavin, I. M. (1972). Effect of blood on reaction to a victim.
Journal of Personality and Social Psychology, 23, 353–361.
- 塩谷芳也 (2014). 東日本大震災における軽度被災者のメンタルヘルスに対する
ソーシャル・サポートの負の効果 社会心理学研究, 29, 157–169.
- 高木 修 (1998). 人を助ける心—援助行動の社会心理学— サイエンス社
- Vogel, D. L., Wester, S. R. & Larson, L. M. (2007). Avoidance of counseling:
Psychological factors that inhibit seeking help. *Journal of Counseling &
Development*, 85, 410–422.
- Ward-Ciesielski, E. F., Limowski, A. R., Kreper, S. N. & McDermott, M. J. (2019).
Relationships between treatment attitudes, psychological symptoms, emotional
competence, and help-seeking intentions. *Journal of Counseling & Development*,
97, 250–259.