

貢献感と互惠性規範はどのように援助要請を説明する
のか：一般的信頼および自己観との関連を含めて

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: 2017-10-25 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/10.14945/00010417

貢献感と互惠性規範は どのように援助要請を説明するのか — 一般的信頼および自己観との関連を含めて —

橋 本 剛

はじめに

援助要請 (help-seeking) とは、問題やニーズを抱えている人々が他者に援助を要請する行動のことである (DePaulo, 1983)。なかでも近年は臨床心理学をはじめとする対人援助領域においてその重要性が注目されているが (水野, 2017; 永井, 2017b)、学業課題遂行のために行われる学業的援助要請をはじめとして、援助要請にはさまざまなサブカテゴリーが想定される。また、その類似概念として、身近な対人関係での支え合いと個人の心身の健康の関連に着目しているソーシャル・サポート研究の文脈においては、サポート要請 (support seeking) という概念もしばしば用いられるが、本研究ではこれらを厳密には区別せずに、総称的概念して援助要請という語を用いることとする。

援助要請行動への従事や援助要請に対する態度 (被援助志向性とも言われる) と関連する要因としては、性別や年齢などのデモグラフィック要因、ネットワーク要因、パーソナリティ要因などさまざまなものがあるが (レビューは永井, 2017a)、文化もまた重要な要因として指摘されている。たとえば、ヨーロッパ系アメリカ人と比べると、日本人を含む東アジア人や東アジア系アメリカ人は、援助要請に抑制的であることが、先行研究においては少なからず指摘されている (橋本・今田・北山, 2007; Kim, Sherman, Ko, and Taylor, 2006; Taylor, Sherman, Kim, Jarcho, Takagi, and Dunagan, 2004)。

それでは、なぜ援助要請にはこのような文化差があるのだろうか。その理由としてまず挙げられるのが、文化的自己観 (Markus & Kitayama, 1991) や集団主義—個人主義 (Triandis, 1995) に代表される、文化心理学的要因による影響である。協力や援助について、集団主義—個人主義の観点から素朴に考えると、集団主義の方が個人主義よりも集団成員間の相互扶助を重視するように思われるので、援助要請も促進されやすいのではないかと推測される。しかし実

際のところは、それと反対に、集団主義とされる東アジア圏では、個人主義とされる北米圏よりも援助要請が抑制されやすい。この説明として、東アジアに代表される相互協調的自己観や集団主義を基調とした文化圏では、文化的課題として集団の和を保つことの重要性が高く、それゆえに個人の問題で集団の和を乱してしまうことへの懸念、他者に負担や迷惑をかけることへの負荷感が高くなりやすく、そのような事態を未然に防ぐために、援助要請を抑制してしまうという可能性が指摘されている。集団主義とは個人を犠牲にしてでも集団を重視する傾向であり、援助要請とはそれに反する（すなわち集団よりも個人を優先する）行動と見なされうるならば、先述の知見は理論的にも整合的である。このような可能性を検証したKim et al. (2006) やTaylor et al. (2004) では、やはり「アジア人は人間関係を気にする（和を乱したくない、嫌われたくない）がゆえに、他者へのサポート要請を抑制する傾向がある」という評価懸念仮説が実証されている。

援助要請の文化差を文化心理学的要因で説明することへの疑問

しかし、文化心理学的要因による援助要請の文化差の説明については、いくつかの疑義も考えられる。まずは、文化的自己観や集団主義—個人主義にまつわる通説への疑義である。たとえば、そもそも日本人が集団主義的というのは錯覚に過ぎないという説は、高野 (2008) など従来指摘されている。また文化的自己観についても、Hashimoto & Yamagishi (2013) やHashimoto & Yamagishi (2016) は、従来の文化心理学における相互協調的自己観のコンセプトが「調和追求」を過度に強調している一方で「排除回避」という戦略的側面を軽視していること、同じく相互独立的自己観についても、従来指摘されてきた独自志向より適応論的観点（もしくは社会生態学的アプローチ）に基づく自己表現の方が自己観の日米差を反映しうることを指摘している。実際に、これらを区別した尺度の日米差を検討したところ、適応論的観点に基づく指標については、自己表現の独立性でアメリカの方が、拒絶回避の協調性で日本の方が高いという想定通りの文化差を示したが、文化心理学に基づく独自志向の独立性では文化差は見出されず、調和追求の協調性も文化差なし、もしくはむしろアメリカの方が高かった。これらの知見は、文化心理学的要因に関する通説そのものに疑義を投げかけると同時に、「日本人は集団の和を重視するからこそ援助要請を抑制する」という先述の説明とも矛盾するものである。

また、文化的自己観や集団主義－個人主義などが援助要請の文化差を説明しうるならば、同一文化内でのそれらの個人差もまた、援助要請の関連を直接的に説明しうると思われるが、実際にその可能性を検証した研究は少ない。もしそれらの要因が援助要請の規定因として機能するならば、それは異文化間のみならず、同文化内における個人差としても説明要因としても機能しうるであろう。そこで本研究ではこれらの問題意識に基づいて、現代日本社会という共通した文化的背景を持つ人々を対象として、そこでの援助要請傾向の個人差が、文化心理学のおよび適応論的な自己観の個人差によって説明されるのかを検討することを主たる目的のひとつとする。

代替説明としての社会生態学的アプローチ

ところで、さまざまな心理や行動の文化差が文化的自己観に起因するとしても、その先には、それではなぜそのような文化的自己観（の違い）があるのか、というさらなる疑問が想定されうる。文化心理学の中心的課題は「文化と心の相互構成プロセス」の解明であり（内田, 2014）、ここでは「文化が心を創り、心が文化を創る」という循環的な双方向因果が基本的に想定されているものの、実際の文化心理学研究ではその後者の因果関係（心→文化）に焦点化することが多く、一方で前者の因果関係（文化→心）に着目した研究は相対的に少ない。それゆえ、文化心理学は「文化が心を構成するプロセスを明らかにしていない」と批判されることもある（竹澤, 2012）。

また、心理や行動の文化差を文化的自己観に帰属させる見解は、外的な状況要因を軽視して内的要因の影響を過大評価している、いわゆる基本的帰属錯誤に類するような不適切な推論につながりかねないという論説もある。その代表的な議論として、たとえばKim and Markus (1999) のペン選択実験にまつわる議論がある。この研究は日常生活における選択行動の文化差を検討したものであり、欧米では少数派のペンを選ぶユニークな選好が、一方で東アジアでは多数派のペンを選ぶ同調的選好が示され、この文化差が文化的自己観の違いに由来するものと考えられた。しかし、それに対して山岸（山岸, 2014; Yamagishi, Hashimoto, & Schug, 2008）は、この文化差が文化的自己観という内的要因に由来するのではなく、東アジアにおける他者から悪く思われたいためのデフォルト戦略である同調的行動戦略によるものと解釈している。そしてこの解釈の背景にあるのは、自然環境や社会環境が人間の心理や行動に影響を及ぼし、それ

らの心理や行動が自然環境や社会環境にフィードバック的な影響を及ぼすという社会生態学的アプローチ (Oishi & Graham, 2010; 竹村・佐藤, 2012; 竹村・結城, 2014) の観点である。ちなみに文化心理学も社会生態学的アプローチも、心と社会が双方向的にお互いのあり方を規定すると想定している点は共通しているが、文化心理学はそこで文化的価値の内在化を重視しているのに対して、社会生態学的アプローチにおける適応戦略は必ずしも価値の内在化を前提としておらず、その有効性は社会生態学的要因によって規定されると想定している点が主要な違いと言えるかもしれない。

そのような社会生態学的アプローチの代表的研究として、山岸の信頼に関する一連の研究が挙げられる (山岸, 1999; Yamagishi & Yamagishi, 1994)。たとえば、個人主義的で犯罪も多いアメリカ社会に比べ、集団主義的で相対的に安全な日本社会の方が、一般的信頼 (不特定の他者全般に対する信頼) は高いようにも思われるが、実はアメリカの方が日本よりも一般的信頼は高い。そしてこの文化差は、アメリカでは日本よりも特定他者との安定的かつ長期的関係に固執することによる機会コストが高く、一方で未知の他者に対しても関係形成に積極的である方がチャンスを得やすいという社会生態学的環境の差異に由来すると考えられる。さらに、そこで問題となる新規関係の形成しやすさや対人関係の入れ替わりの激しさは、関係流動性として概念化されている (Yuki, Schug, Horikawa, Takemura, Sato, Yokota, & Kamaya, 2007)。関係流動性の低い社会や対人関係では、お互いに所与の関係のなかで良好にやっていくしかないので、個人的資質としての良心や善意を前提とせずとも、社会システム上の制約によって相互扶助が機能する。しかし、関係流動性が高い社会や対人関係では、相互扶助を強いるような制度的制約がないので、協力し合えるか、搾取されるかは個人の資質によるところが大きくなり、搾取を怖れて他者を信じなければ、対人関係の形成・維持や社会参加そのものが困難になる。

これらの議論は、援助要請の文化差を論じる上でも、注目に値するであろう。なぜなら、援助要請とは自身が抱えている問題や悩みを他者に開示することでもあり、そこには開示相手に対する信頼が影響すると考えられるからである。また、自己開示の文化差にまつわる先行研究では、アメリカ人よりも東アジア人は自己開示に消極的であること (Chen, 1995; Kito, 2005)、そしてその文化差が関係流動性によって説明されうること (Schug, Yuki, & Maddux, 2010) が指摘されている。自己開示には情報を悪用されることなどのリスクも伴うが、だからこそそれは相手への信頼の証ともなり、関係流動性が高い状況において関係

維持を促しうる(竹村・結城, 2014)。これらをあわせて考えれば、援助要請の文化差も、自己開示の文化差と同様に、文化心理学的要因を用いずとも、社会生態学的アプローチに基づいて説明することも可能であろう(橋本, 2012)。それでは、援助要請を促進/抑制するような社会生態学的環境とは、どのような状況なのであろうか。

貢献感と互恵性規範による援助要請

ここで、単純なことを一つ確認しておきたい。それは、援助とは協力の一側面であり、援助要請とは他者からの協力を引き出そうとする試みである、ということである。そして、協力関係がスムーズに機能するための基本原則が、協力には協力、非協力には非協力で答えるという互恵性/返報性(reciprocity)である(Axelrod, 1984; Gouldner, 1960)。直接的であれ間接的であれ、助けてもらうこと、助けてあげること、そのギブ・アンド・テイクが長期的に成立することによって、安定した協力関係、そして援助関係は維持されるのである。ゆえに、社会的に受容され、他者と協力的な関係を形成・維持することは、古今東西を問わず人類の普遍的課題である。

ただし、他者を助けるためには、自身の資源(物質的、経済的、心理的、身体的を問わず)を他者に分け与える必要がある。そして、個人が有する資源には限りがあり、かつ個人差がある。空腹を訴える他者を目の当たりにしても、自身もなけなしの食糧しか有していなければ、それを分け与えることに逡巡してしまうのは、やむを得ない人間の性であろう。そしてややこしいことには、他者への資源提供を躊躇する際の理由が、本当に資源が欠乏しているからなのか、それとも、実は十分な資源を有しているにもかかわらずそれを出し惜しみしているからなのか、それを正確に判別するのは非常に難しい。その結果として、低資源者が互恵的援助関係にコミットしようとする際には、高資源者と同等の援助提供をするような余裕はなく、しかし援助提供を抑制すると吝嗇家やフリーライダーと見なされかねないリスクを負うこととなる。そんな状況で援助要請することは、ギブ・アンド・テイクのバランスをさらに崩してしまい、最終的には対人関係からの排斥にも繋がりがねない。そして幸か不幸か、人間はそのような可能性を予見することができる。そこで低資源者と自認している人々が、他者からの排斥を回避するためにとりうる方策のひとつが、互恵的援助関係という土俵になるべく上がらないこと、すなわち援助要請の抑制である。

このような観点に基づき、橋本 (2015) は援助要請と貢献感 (他者のために自身が貢献していると感じる程度) には正の関連があり、かつそれらの関連が互惠性規範によって調整されるという仮説を提唱して、日本人の一般成人における職場での対人関係を対象とした調査で、この仮説を検証した。その結果、予測通り援助要請は貢献感と正の関連を示し、かつ、職場の対人関係における返報必要規範 (「借りは返すべき」という規範) が強く、返報不要規範 (「貸し借りは気にしないでよい」という規範) が弱いと認識されたときに、貢献感と援助要請の関連は増幅された。そこで想定されている理論は、人間の普遍的特徴である将来予期、所属欲求と排斥不安、そして互惠性志向などに基づいて構成されているので、この理論の適用範囲は基本的に通文化的と考えられ、よって援助要請の文化差を、この理論が説明する可能性も考えられる。具体的には、まず援助要請の文化差が、貢献感の文化差に起因している可能性が考えられよう。欧米に比して東アジアは自己卑下傾向が強いという文化差 (村上, 2010) は、それが文化的自己観によって生じているのか、デフォルト戦略として生じているのかを問わず、この推測と整合する。また、貢献感と援助要請の関連は互惠性規範によって調整されるので、社会生態学的要因としての集団における互惠性規範が文化によって異なるのであれば、それが低資源者の援助要請抑制を介して文化差をもたらす可能性も考えられよう。

本研究の目的

これまでの議論を踏まえて、本研究では、援助要請の文化差を説明しうる要因として、文化心理学および適応論的観点に基づく自己観、一般的信頼、そして貢献感と互惠性規範が、それぞれ援助要請とどのように関連するのかを検証することによって、援助要請の文化差をもたらす要因について多面的に論じることを目的とする。そのために、本来的には複数の文化圏を対象とした研究の実施が求められることは論を待たないが、本研究ではそのような異文化間研究のための予備研究という意味合いも含めて、あえて日本国内の一般成人を対象とした調査を行い、同一文化内における援助要請傾向の個人差と、先述した文化的・社会生態学的要因との関連について検討する。

この研究の枠組み自体は、同じく日本人成人を対象とした橋本 (2015) と類似しているが、先行研究では文化的・社会生態学的要因との関連が論じられていないことに加えて、調査参加者の男女比に偏りがあり、居住地域についても特

に考慮されていない。そして、たとえ同一の国内でも、そのなかに文化や社会生態学的環境の差異を想定することは必ずしも不自然ではない。実際に先行研究においては、アメリカ国内各州レベル (Vandello & Cohen, 1999) や日本国内の都道府県レベル (Yamawaki, 2012) での集団主義の差異を比較するような試みもある。その意味において、居住地域の偏りは社会文化的背景の偏りにつながることも懸念される。そこで本研究では、年齢と男女比をなるべく均等にして、回答者の居住地域についても文化的・社会生態学的な多様性が保てるように設定した上で、橋本 (2015) の追試を行うとともに、援助要請と文化的・社会生態学的要因との関連を検討する。

まず本研究では橋本 (2015) と同様に以下の仮説について検討する。

仮説 1 : 貢献感と援助要請傾向には正の関連がある。

仮説 2 : 貢献感と援助要請の関連は互惠性規範によって増幅される。すなわち、互惠性規範を強く認識するほど、貢献感と援助要請傾向の正の関連がより顕著となる。

これらの仮説に加えて、さらにそこで用いられている変数に対して、文化的・社会生態学的要因がどのような関連を有しているのかについて、特に仮説は設けないが探索的に検討する。なお、本研究では橋本 (2015) に準じて、ギブ・アンド・テイクを規範とした交換関係 (Clark & Mills, 1979) としてのニュアンスが相対的に強いであろう職場における援助要請について検討することとする。したがって、調査対象は職場に対人関係を有している一般成人とする。

方 法

調査概要

日本国内における地域ごとの社会生態学的要因の多様性を考慮して、調査会社 (株式会社マクロミル) の全国モニターを対象としたインターネット調査を 2015 年 11 月に実施した。調査対象地域の選定に際しては、社会生態学的要因の多様性を確保するために、回答者が特定の地方・地域に偏らないように同一地方から最大 2 府県までとして、かつ必要に応じて地域レベルの分析も可能となるように、総人口が相対的に多い都道府県を対象とした。その結果、関東地方から神奈川県と埼玉県、関西地方から大阪府と京都府、東海地方から愛知県と静岡県、その他に北海道、宮城県、新潟県、広島県、福岡県、沖縄県を対象地

域とした。

これら12道府県に居住する20代、30代、40代、50代それぞれの男女6名ずつ、合計576名(男女各288名:各地域48名×12地域)から回答を得た。ただし、本研究は職場に対人関係を有する成人有職者を調査対象としているが、回答時点で無職と回答した者が16名、同じ部署に勤務する上司・同僚・部下がいずれも0人という者が41名いた。そこでこれら合計57名は職場の人間関係に関する尺度を含む分析からは除外して、残り519名(男性258名、女性261名)のデータを分析対象とした。

使用尺度

調査では、はじめに個人属性および職務に関する質問(職業、就業形態、職位、勤続年数、同じ部署に勤務しており普段からコミュニケーションのある上司・同僚・部下の人数)に関する質問を行った上で、いくつかの尺度を実施した。なお、職場の人間関係に関する尺度については橋本(2015)と同様に、各尺度における「職場の人々」として、それ以前に尋ねた同じ部署の人々との対人関係を想定するように教示した。

貢献感尺度 職場の対人関係という文脈に合致するように作成された橋本(2015)の貢献感尺度を実施した。「私がいることは、職場のみんなにとってプラスになっていると思う」など10項目について「1. 全くそう思わない」から「7. 強くそう思う」までの7件法で回答を求めた。探索的因子分析(最尤法)の結果、1因子と解釈され、全ての項目が固有値の絶対値.40以上を示したので、全項目の合計点を貢献感得点とした($\alpha = .95$, $\omega = .95$)。

互惠性規範尺度 相川・吉森(1995)の心理的負債感尺度を参考にしつつ、集団規範としての互惠性規範を測定するために橋本(2015)によって作成された、職場における互惠性規範の主観的認識を測定する尺度である。「私の職場には、『誰かに何かをしてもらったら、お返しをするのは当然である』という雰囲気が…」など10項目について5件法(1. 全くない～5. かなりある)で回答を求めた。確認的因子分析(最尤法)の結果、返報不要規範を返報必要規範の逆転項目とみなす1因子モデル(適合性指標 $\chi^2 = 696.751$, $df = 35$, $p < .001$, CFI = .679, RMSEA = .161, AIC = 736.751)よりも、それらを独立と見なす2因子モデル(適合性指標 $\chi^2 = 349.756$, $df = 34$, $p < .001$, CFI = .847, RMSEA = .134, AIC = .391.756)の方が妥当と判断して、原典と同様に第1因子に高負荷を示した返

報必要規範6項目 ($\alpha = .86, \omega = .86$)、第2因子に高負荷を示した返報不要規範4項目 ($\alpha = .70, \omega = .74$) それぞれの項目平均を各尺度得点として用いることとした。

援助要請意図尺度 援助要請傾向の個人差を測定する永井 (2010) の尺度を、一般成人における職場での文脈に適合するように橋本 (2015) で修正された尺度を使用した。悩みの種類として「職場の人間関係」「職務の量的問題 (仕事量が多すぎるなど)」「職務の質的問題 (役割や裁量権が不明瞭など)」「自身の能力・資質・適性」「キャリアの展望 (雇用・ポスト・給与・転職など)」「職場外のプライベートな問題」の6種類を設定して、もしそのことで悩み、一人で解決できないとしたら、(a) 家族や親族、(b) 職場の人々 (上司や同僚など)、(c) 職場外の友人、(d) 産業医やカウンセラーなどの専門家、の4つのサポート源のそれぞれに対して、どの程度相談すると思うかを5件法 (1. 相談しないと思う～5. 相談すると思う) で尋ねた。探索的因子分析 (最尤法、プロマックス回転) における固有値の減衰状況および解釈可能性から4因子解と判断され、相談内容を問わず相談対象ごとに一貫した因子負荷パターンが示されたので、原典と同様に各6項目の項目平均を、家族援助要請 ($\alpha = .94, \omega = .93$)、職場援助要請 ($\alpha = .89, \omega = .89$)、職場外援助要請 ($\alpha = .92, \omega = .92$)、専門家援助要請 ($\alpha = .95, \omega = .95$) の得点とした。

一般的信頼尺度 Yamagishi and Yamagishi (1994)、山岸 (1999) による10項目の尺度である。「ほとんどの人は信頼できる」などの5項目からなる一般的信頼と、「世の中でうまくやっていくためには、人の邪悪な側面に注意を払う必要がある」などの5項目からなる用心尺度で構成され、7件法 (1. まったくそう思わない～7. 非常にそう思う) で回答を求めた。一般的信頼尺度は5項目による信頼性が確認されたので項目平均を尺度得点としたが ($\alpha = .84, \omega = .85$)、用心尺度は逆転項目として想定された1項目の信頼性が不十分だったので、残り4項目の項目平均を尺度得点とした ($\alpha = .72, \omega = .73$)。

独立性・協調性尺度 橋本・山岸 (2015)、Hashimoto & Yamagishi (2016) によって作成された自己観の尺度であり、適応論的視点に基づく独立性としての自己表現 (self-expression) と協調性としての排除回避 (rejection avoidance)、また文化心理学に基づく独立性としての独自志向 (distinctiveness of the self) と同じく協調性としての調和追求 (harmony seeking) の4下位尺度をそれぞれ5項目で測定する全20項目である。選択肢は「1. 全くあてはまらない」から「7. 非常によくあてはまる」の7件法である。探索的因子分析 (最尤法、プロマッ

クス回転)における固有値の減衰状況および解釈可能性から原典と同様の4因子解と判断され、因子負荷も原典の想定通りのパターンが示されたので、原典と同様に各5項目の項目平均を、排除回避 ($\alpha = .86, \omega = .88$)、自己表現 ($\alpha = .84, \omega = .84$)、調和追求 ($\alpha = .84, \omega = .86$)、独自志向 ($\alpha = .69, \omega = .70$) の得点とした。

なお、本研究では研究目的に即して関係流動性尺度 (Yuki et al., 2007) も実施したが、因子分析および信頼性分析の結果、想定された因子構造および信頼性が確認できなかったため、本研究の分析では扱わないこととした。その他の尺度も実施したが、本研究の目的および内容と直接的には関連しないので、それらについては割愛する。

結 果

個人属性による尺度得点

はじめに、分析に用いる変数間の関連において個人属性が剰余変数などになる可能性を考慮しておくために、個人属性と尺度得点の関連について確認した。なお、分析にはIBM SPSS Statistics version 22およびHAD 15 (清水, 2016) を使用した。

尺度得点と年齢の関連 各尺度得点と年齢の相関係数を男女別に算出したところ、男女ともに貢献感 (男性 $r = .20, p = .001$; 女性 $r = .23, p < .001$) が年齢と正、排除回避の協調性 (男性 $r = -.19, p = .002$; 女性 $r = -.26, p < .001$) が負の有意な相関を示した。また、男性のみ信頼 (男性 $r = .17, p = .006$; 女性 $r = .09, p = .161$) が有意な正の相関を示し、女性のみ家族援助要請 (男性 $r = -.08, p = .220$; 女性 $r = -.16, p = .008$) と職場外援助要請 (男性 $r = -.10, p = .123$; 女性 $r = -.27, p < .001$) が有意な負の相関を示した。

性別および配偶者有無との関連 援助要請が性別やネットワークと関連するという先行研究を踏まえて、性別と配偶者有無を独立変数、各尺度得点を従属変数とした2要因分散分析を実施した。まず貢献感で配偶者有群 ($M = 43.17, SE = 0.73$) が配偶者無群 ($M = 37.66, SE = 0.71$) より高いという配偶者の主効果 ($F(1, 515) = 29.231, p < .001, \eta^2_p = .054, 95\%CI [.022, .095]$) が有意であった。互惠性規範では返報必要規範で性別の主効果が有意であり ($F(1, 515) = 12.363, p < .001, \eta^2_p = .023, 95\%CI [.005, .055]$)、男性 ($M = 2.56, SE = 0.04$)

が女性 ($M = 2.34, SE = 0.04$) より有意に高かったが、返報不要規範ではいずれの効果も示されなかった。援助要請は下位尺度によってパターンが異なっていた。まず家族援助要請は性別の主効果 ($F(1, 515) = 6.662, p = .010, \eta^2_p = .013, 95\%CI [.001, .038]$) と配偶者の主効果 ($F(1, 515) = 28.469, p < .001, \eta^2_p = .052, 95\%CI [.021, .094]$) がともに有意であり、女性より男性が援助要請に消極的という通説通りの性差 (男性 $M = 2.63, SE = 0.07$; 女性 $M = 2.89, SE = 0.07$) に加えて、配偶者有群の方が無群より高かった (配偶者有群 $M = 3.03, SE = 0.07$; 配偶者無群 $M = 2.49, SE = 0.07$)。次に職場援助要請では性別の主効果は示されず、配偶者有群 ($M = 2.74, SE = 0.06$) が配偶者無群 ($M = 2.53, SE = 0.06$) より高いという配偶者の主効果 ($F(1, 515) = 5.592, p = .018, \eta^2_p = .011, 95\%CI [.000, .035]$) のみが有意であった。一方で職場外援助要請は、男性 ($M = 2.49, SE = 0.07$) より女性 ($M = 2.86, SE = 0.07$) が高いという性別の主効果のみが有意であった ($F(1, 515) = 14.916, p < .001, \eta^2_p = .028, 95\%CI [.007, .062]$)。そして専門家援助要請でも性別の主効果は有意であったが ($F(1, 515) = 21.915, p < .001, \eta^2_p = .041, 95\%CI [.014, .079]$)、そちらは男性 ($M = 2.04, SE = 0.06$) の方が女性 ($M = 1.67, SE = 0.06$) よりも高かった。一般的信頼では配偶者の主効果 ($F(1, 515) = 14.008, p < .001, \eta^2_p = .026, 95\%CI [.006, .059]$)、配偶者あり $M = 4.09, SE = 0.06$; 配偶者なし $M = 3.78, SE = 0.06$) のみが有意であり、用心ではいずれの有意差も示されなかった。独立性・協調性について、協調性は排除回避 ($F(1, 515) = 5.216, p = .023, \eta^2_p = .010, 95\%CI [.000, .034]$)、男性 $M = 4.14, SE = 0.07$; 女性 $M = 4.37, SE = 0.07$) と調和追求 ($F(1, 515) = 11.107, p = .001, \eta^2_p = .021, 95\%CI [.004, .051]$)、男性 $M = 4.34, SE = 0.06$; 女性 $M = 4.61, SE = 0.06$) とともに女性の方が高いという性差が有意であった。一方で独立性は、自己表現と独自志向ともにいずれの効果も示されなかった。

職場規模および社会経済的地位との関連 職場の対人関係にまつわる変数は、職場の対人関係の規模によって影響される可能性も考えられる。そこで、同じ部署で働いている上司・同僚・部下の人数を足し合わせた職場合計人数 (ただし各項目で10名以上は10名として処理) を算出したところ、全体の中央値は7名であり、5人以下が189名 (36%)、6人から10人が139名 (27%)、そして11人以上が191名 (37%) であったので、それぞれを職場規模小群、中群、大群と分類した。また、社会経済的地位 (socioeconomic status: SES) の指標である年収について度数分布を確認したところ、200万円未満が25名、200~400万円未満が

148名、400～600万円未満が116名、600～800万円未満が87名、800～1000万円未満が47名、1000万円以上が34名、わからない／答えたくないが62名であった。そこで、400万円未満の173名をSES低群、400～600万円未満の116名をSES中群、600万円以上の168名を高群と分類した。その上で、各3水準の職場規模とSESを独立変数、各尺度得点を従属変数とした2要因分散分析を実施した。

その結果、まず貢献感ではSESの主効果が有意であり ($F(2, 448) = 12.745, p < .001, \eta^2_p = .054, 95\%CI [.018, .096]$) が有意であり、SES高群 ($M = 43.32, SE = 0.89$)、中群 ($M = 39.87, SE = 1.09$)、低群 ($M = 36.99, SE = 0.89$) というすべての群間差が有意であった。互恵性規範は、返報必要規範と返報不要規範ともにいずれの効果も有意でなかった。援助要請でも家族援助要請、職場援助要請、職場外援助要請では、いずれも有意な効果は示されなかったが、唯一、専門家援助要請においてSESの主効果が有意であり ($F(2, 448) = 5.482, p = .004, \eta^2_p = .024, 95\%CI [.003, .055]$)、SES高群 ($M = 2.01, SE = 0.07$) は中群 ($M = 1.70, SE = 0.08$) および低群 ($M = 1.75, SE = 0.07$) よりも有意に高かった。一般的信頼でもSESの主効果が有意であり ($F(2, 448) = 4.072, p = .018, \eta^2_p = .018, 95\%CI [.000, .046]$)、SES高群 ($M = 4.06, SE = 0.07$) は低群 ($M = 3.77, SE = 0.07$) よりも有意に高かった (中群は $M = 3.83, SE = 0.09$ で有意差なし)。独立性・協調性について、排除回避、自己表現、独自志向ではいずれの有意差も示されなかったが、調和追求においてのみ、中群 ($M = 4.29, SE = 0.09$) より大群 ($M = 4.57, SE = 0.07$) が高いという職場規模の主効果 ($F(2, 448) = 3.409, p = .034, \eta^2_p = .015, 95\%CI [.000, .041]$) および交互作用 ($F(2, 448) = 3.117, p = .015, \eta^2_p = .027, 95\%CI [.001, .055]$) が有意であり、単純主効果検定の結果、SES低群のみで職場規模大群 ($M = 4.822, SE = 0.12$) が中群 ($M = 4.37, SE = 0.14$) および小群 ($M = 4.24, SE = 0.11$) より高いという有意差が示された。

居住地域との関連 本研究の論点である文化的・社会生態学的要因にまつわる諸変数は、個人差のみならず、社会生態学的環境を反映した状況要因としての分散をも含みうると想定される。この観点に関する議論として、Yamagishi, Hashimoto, Li, and Schug (2012) は、先行研究で独自性が指摘されている北海道と京都府を除いた45都道府県のうち、東京、大阪、神奈川、千葉、愛知を都市部、それ以外の40県を非都市部と区分した上で、「田舎に比して都市では生活上の社会的制約が弱いので個人目標が追求しやすい」という「街の空気」仮説

を支持する知見を見出している。また、厚生労働省¹による平成26年度都道府県別現金給与総額によれば、本研究の対象地域12道府県のうち、大阪、愛知、神奈川の3府県のみが全国平均を上回っている。そこで本研究でも、大阪、神奈川、愛知の3府県を都市部(128名)、宮城、新潟、埼玉、静岡、広島、福岡、沖縄の7県を非都市部(305名)として、都市部と非都市部による各尺度得点の差異をt検定で検討した。その結果、排除回避の協調性のみ、都市部($M = 4.09, SE = 0.10$)よりも非都市部($M = 4.33, SE = 0.06$)が高いという有意差が示された($t(431) = 2.12, p = .034$)。しかし、貢献感、互惠性規範、援助要請、信頼、そして排除回避を除く独立性・協調性では、いずれの下位尺度も有意差を示さなかった。また、12地域をグループ変数とみなして各尺度得点の級内相関係数も算出したところ、いずれも有意な相関係数は示されなかった。したがって、本研究で用いた尺度得点の地域差は小さく、以降の分析で特に考慮する必要はないものと判断した。

職場における貢献感と援助要請の関連

仮説1「貢献感と援助要請傾向には正の関連がある」について検討するために、全体および男女別に貢献感と援助要請意図との相関係数を求めたところ(Table 1)、貢献感と職場援助要請と $r = .36 (p < .001)$ という有意な正の相関を示し、仮説1は支持された。ちなみに貢献感と家族($r = .23, p < .001$)および職場外($r = .18, p < .001$)の援助要請とも有意な関連を示したが、その相関係数は職場援助要請よりも低かった。これらの結果は先行研究(橋本, 2015)と基本的に同様であった。ただし、先行研究で関連を示さなかった専門援助要請意図と貢献感も、有意な正の関連を示した($r = .12, p = .009$)。これらの関連パターンは男女でも概ね類似していた。

ちなみに、貢献感と互惠性規範の関連は男女で異なっており、返報必要規範と返報不要規範の両方とも、男性では貢献感と弱いながらも正の相関が示されたが、女性ではそれらの相関は示されなかった。

¹ 厚生労働省 平成26年度 国民生活基礎調査の概況
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa14/index.html>)

Table 1 貢献感、互惠性規範、援助要請の尺度間相関

	1	2	3	4	5	6
全体 (N = 519)						
1. 貢献感						
2. 返報必要規範	.100 *					
3. 返報不要規範	.115 **	.219 **				
4. 家族援助要請	.227 **	.133 **	.090 *			
5. 職場援助要請	.356 **	.174 **	.210 **	.579 **		
6. 職場外援助要請	.179 **	.106 *	.118 **	.496 **	.623 **	
7. 専門家援助要請	.115 **	.265 **	.088 *	.295 **	.342 **	.369 **
男性 (n = 258)						
1. 貢献感						
2. 返報必要規範	.252 **					
3. 返報不要規範	.171 **	.367 **				
4. 家族援助要請	.293 **	.232 **	.106 +			
5. 職場援助要請	.388 **	.260 **	.208 **	.649 **		
6. 職場外援助要請	.207 **	.243 **	.080	.515 **	.651 **	
7. 専門家援助要請	.115 +	.232 **	.137 *	.440 **	.455 **	.589 **
女性 (n = 261)						
1. 貢献感						
2. 返報必要規範	-.016					
3. 返報不要規範	.069	.130 *				
4. 家族援助要請	.170 **	.081	.072			
5. 職場援助要請	.327 **	.119 +	.210 **	.521 **		
6. 職場外援助要請	.154 *	.063	.132 *	.478 **	.612 **	
7. 専門家援助要請	.131 *	.245 **	.072	.207 **	.264 **	.284 **

** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

貢献感と援助要請傾向の関連に及ぼす互恵性規範の調整効果

次に、仮説2「貢献感と援助要請の関連は互恵性規範によって増幅される。すなわち、互恵性規範を強く認識するほど、貢献感と援助要請傾向の正の関連がより顕著となる」について検討するために、階層的重回帰分析（強制投入法）を実施した。職場援助要請を基準変数として、説明変数としては貢献感、返報必要規範、返報不要規範の標準化得点を第1ステップ、それらの1次の交互作用項を第2ステップ、2次の交互作用項を第3ステップでそれぞれ投入した。

その結果、第1ステップで R^2 変化量が有意であり（最終モデル自由度調整済み $R^2 = .16, p < .001$ ）、貢献感（ $\beta = .33, p < .001$ ）、返報必要規範（ $\beta = .11, p = .009$ ）、返報不要規範（ $\beta = .15, p < .001$ ）のそれぞれが高いほど援助要請意図も高いという有意な主効果が示された。しかし、第2ステップ、第3ステップの R^2 変化量はいずれも有意でなく、有意な交互作用は示されなかった。対人関係の継続性による影響を考慮して、分析対象を正社員に限定した分析でも結果は同様であった。したがって、全体としては仮説2は支持されなかった。

ただし、男女別に同様の分析を実施したところ、やはり男女とも共通して第3ステップの3要因交互作用は有意でなかったが、主効果および2要因交互作用については男女でやや異なる結果が示された。まず男性では第3ステップでも貢献感（ $\beta = .35, p < .001$ ）、および返報必要規範（ $\beta = .20, p = .003$ ）の主効果は有意であったが、返報不要規範の主効果は有意傾向に留まり（ $\beta = .12, p = .063$ ）、一方で貢献感と返報不要規範の交互作用が有意となった（ $b = -.020, bSE = .007, p = .008$ ）。具体的には、返報不要規範が低いときには貢献感と職場援助要請の正の関連が明確だが、返報不要規範が高い場合には貢献感が低くても援助要請意図はそれほど低下しなかった（Figure 1）。それに対して女性では、貢献感（ $\beta = .33, p < .001$ ）と返報不要規範（ $\beta = .19, p = .002$ ）の主効果は有意であったが返報必要規範の主効果は有意でなく（ $\beta = .10, p = .106$ ）、さらに男性と同じく貢献感と返報不要規範の交互作用が有意傾向であったが（ $b = .01, bSE = .006, p = .067$ ）、そのパターンは男性と異なり、返報不要規範が高い場合に貢献感と職場援助要請の正の関連が明確である一方で、返報不要規範が低い場合は貢献感が高くても職場援助要請は高まらなかった（Figure 2）。これらは男女でパターンこそ異なるものの、いずれも互恵性規範の弱さが想定に反しない方向に貢献感の援助要請に対する影響を調整しており、仮説2も部分的には支持されたと考えられる。

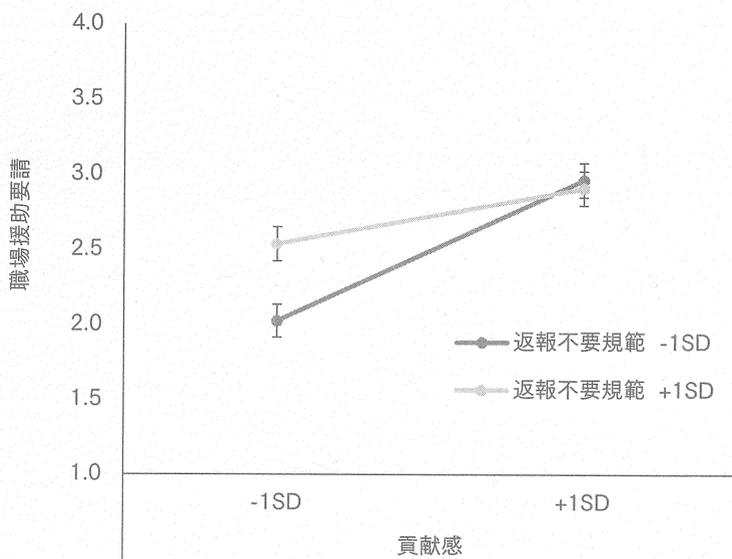


Figure 1. 男性における貢献感と返報不要規範による職場援助要請

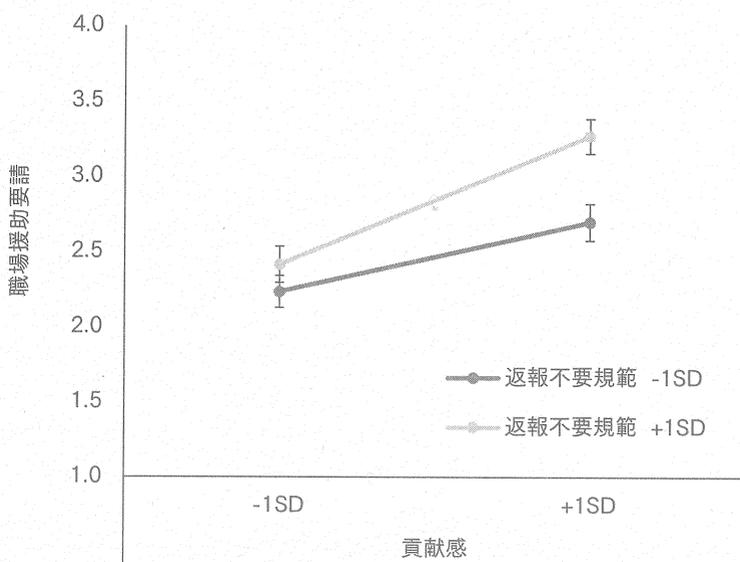


Figure 2. 女性における貢献感と返報不要規範による職場援助要請

文化的・社会生態学的要因と貢献感、互惠性規範、援助要請の関連

尺度間相関 貢献感、互惠性規範、援助要請に対して、文化的・社会生態学的要因（に基づく個人差）として見なされる一般的な信頼および独立性・協調性がどのような関連を持ちうるのかを検討するために、まずは尺度間相関を算出した。なお、年齢との相関や性差が認められた変数もあったので、年齢を制御変数とした偏相関を男女別に算出した。

その結果 (Table 2)、まず一般的な信頼は男女共通して、貢献感、互惠性規範、

Table 2 文化的・社会生態学的要因に関する偏相関係数 (制御変数：年齢)

	1	2	3	4	5	6
1. 一般的信頼						
2. 用心	-.228 **					
	-.235 **					
3. 排除回避の協調性	.064	.279 **				
	.147 *	.134 *				
4. 自己表現の独立性	.159 *	.066	-.126 *			
	.079	.134 *	-.157 *			
5. 調和追求の協調性	.346 **	.160 *	.380 **	.336 **		
	.414 **	-.008	.416 **	.227 **		
6. 独自志向の独立性	-.015	.320 **	.038	.487 **	.326 **	
	-.013	.354 **	.110 +	.455 **	.237 **	
7. 貢献感	.241 **	-.024	.118 +	.454 **	.386 **	.056
	.322 **	-.150 *	.059	.298 **	.343 **	.090
8. 返報必要規範	.242 **	-.037	.245 **	.085	.230 **	-.008
	.138 *	.167 **	.113 +	.004	-.006	.097
9. 返報不要規範	.128 *	-.006	.108 +	.088	.123 *	-.014
	.172 **	.067	.096	.044	.032	-.003
10. 家族援助要請	.251 **	-.016	.171 **	.191 **	.241 **	-.102
	.085	.062	.120 +	.136 *	.105 +	.040
11. 職場援助要請	.275 **	-.022	.176 **	.241 **	.295 **	-.072
	.243 **	-.045	.179 **	.187 **	.198 **	.026
12. 職場外援助要請	.250 **	-.035	.194 **	.158 *	.244 **	-.026
	.131 *	-.016	.153 *	.126 *	.163 **	.023
13. 専門家援助要請	.127 *	-.095	.047	.104 +	-.037	-.109 +
	.165 **	-.018	.117 +	.105 +	.042	.030

** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

上段男性、下段女性

援助要請のいずれとも概ね有意な正の相関を示したが、用心はそれらのいずれともあまり関連を示さなかった。貢献感に対しては、自己表現の独立性および調和追求の協調性が男女ともに有意な正の関連を示したが、排除回避の協調性と独自志向の独立性は関連を示さなかった。互惠性規範に対しては、独立性・協調性のいずれの指標も、あまり関連を示さなかった。そして援助要請と自己観の関連としては、全体的に自己表現、調和追求、排除回避の3つの自己観尺度が、家族、職場、そして職場外の援助要請と、概ね有意な正の関連を示した。特に職場援助要請は、男性における調和追求の協調性と相対的に高い相関を示した。

文化的・社会生態学的要因による調整効果の可能性 仮説2で検討された互惠性規範の調整効果と類似した効果が、文化的・社会生態学的要因によっても生じうるのかを検討するために、先の分析と同様に、職場援助要請を基準変数として、説明変数としては貢献感と、文化的・社会生態学的要因のいずれかひとつを投入した階層的重回帰分析を、男女それぞれで実施した。その結果、一般的信頼もしくは排除回避のいずれかをを用いた分析では、男女とも両変数の主効果は有意であったが、交互作用は有意でなかった。自己表現もしくは独自志向を用いた場合は、男女とも貢献感の主効果のみ有意であり、自己表現は主効果も交互作用も有意でなかった。調和追求を用いた場合は、男女とも貢献感の主効果が有意であったが、調和追求は男性で主効果のみ示され、女性ではいずれの効果も示されなかった。したがって、文化的・社会生態学的要因が、貢献感と援助要請の関連を調整する効果は示されなかった。

貢献感による媒介効果の可能性 文化的・社会生態学的要因による調整効果は示されなかったが、一般的信頼、自己表現、調和追求、そして排除回避は援助要請と正の関連を示し、さらに排除回避以外の3つは貢献感とも正の関連を示した。これらの結果は、援助要請の規定因となる貢献感に対して、文化的・社会生態学的要因が先行要因となっているのではないか、という推測に合致する。ただし、これは同時に、援助要請の文化差はそれらの要因によって直接的に説明可能であり、貢献感という概念を用いる必然性はないのではないか、という疑義も喚起する。そこで、援助要請の文化差を説明する上での貢献感という概念想定の意味について確認するために、職場援助要請との関連が顕著であった調和追求を用いて、調和追求と職場援助要請の関連を貢献感が媒介するというモデルを想定した媒介分析を男女別に実施した。その結果、BCaブートストラップ法(サンプリング回数2000回)による媒介効果は男女ともに有意であ

り (男性 $\beta = .13, p < .001, 95\%CI [.07, .21]$; 女性 $\beta = .10, p = .001, 95\%CI [.05, .17]$)、男性では部分媒介効果が、女性では完全媒介効果が示された (Figure 3)。この結果は、文化的・社会生態学的要因が貢献感を媒介して援助要請を規定するというモデルの妥当性を示していると考えられる。

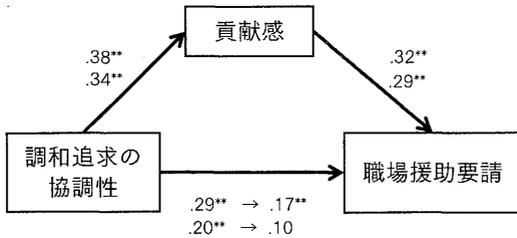


Figure 3. 調和追求と職場援助要請の関連における貢献感の媒介効果
 ** $p < .01$

注：上段は男性、下段は女性。値は標準偏回帰係数。
 矢印の前後は媒介変数投入前後の直接効果。

考 察

本研究は、橋本 (2015) で見出された援助要請に対する貢献感と互恵性規範の関連についての追試を行うとともに、それらの変数と文化的・社会生態学的要因としての自己観および一般的信頼との関連を検討することによって、援助要請の文化差にまつわるいくつかの説明可能性について、より多面的に論じることを目的とした。

援助要請に対する貢献感と互恵性規範の関連

まず、橋本 (2015) による援助要請に対する貢献感と互恵性規範の関連についての仮説のうち、仮説1「貢献感と援助要請傾向には正の関連がある」は支持された。貢献感とは職場の対人関係を想定しての変数であり、職場という同一対人関係領域において、その他の対人関係領域より高い相関係数が示されたことから、貢献感と援助要請の関連は頑健なものと考えられよう。

次に仮説2「貢献感と援助要請の関連は互恵性規範によって増幅される。すなわち、互恵性規範を強く認識するほど、貢献感と援助要請傾向の正の関連が

より顕著となる」について、橋本 (2015) では、返報必要規範が高く、かつ返報不要規範が低いときに貢献感の効果が顕著となるという 3 要因交互作用という形で仮説が支持されたが、本研究ではそれと同じ交互作用は示されなかった。しかし、男女ともに返報不要規範による調整効果が有意であり、返報不要規範の高さが男性では貢献感低群の援助要請を促進し、女性では貢献感高群の援助要請を促進した。男性における結果は、貸し借りを気にしない雰囲気弱いと、貢献感の低さを自認している人の援助要請が抑制されるという、本研究の想定に合致する傾向を示しているものと考えられる。その一方で女性の結果は、たとえ貢献感が高くても、貸し借りを気にしない雰囲気弱いと援助要請が抑制されうること示唆しているとも考えられる。援助要請の性差としては、男性より女性の方が援助要請しやすいというのが通説であるが (橋本, 2012)、現代日本社会における職場の対人関係では、むしろ女性の方が男性よりも抑制的にならざるを得ない事情があるのかもしれない。少なくとも援助要請と貢献感及び互恵性規範との関連パターンに性差がありうるということが示唆されたことは、本研究の重要な意義のひとつとして挙げられるであろう。

まとめると、男女ともに貢献感と援助要請の関連は頑健であることに加えて、男女によってややパターンは異なるものの、返報不要規範の弱さが援助要請に対する貢献感の効果を、想定した方向に調整しうる可能性が示唆された。したがって、仮説 2 も部分的には支持されたと言えよう。ただし、上記の性差に加えて、返報必要規範が単独でも交互作用でも効果を示さなかったことは想定外、かつその理由は不明瞭であり、互恵性規範の調整効果については、さらに詳細な検討が必要である。

文化的・社会生態学的要因との関連

次に、援助要請、貢献感、互恵性規範と、文化的・社会生態学的要因としての一般的信頼と自己観がどのような関連可能性を有しているのかについて検討した。その結果、まず相関分析では、一般的信頼が貢献感、互恵性規範、援助要請のすべてと正の関連を示したことから、仮説で想定した変数間の関連が、全般的に一般的信頼とも連動している可能性が推測される。また、援助要請の下位尺度のなかでは職場援助要請との相関係数が高く、専門家援助要請との相関係数が相対的に低いことから、一般的信頼はやはり日常的な交換関係において相対的に重要な要因となるであろうことも窺える。

自己観と貢献感の関連で、自己表現および調和追求は貢献感と正の関連を示した一方で、排除回避および独自志向は関連しなかった。自己表現との関連は、自身が他者に貢献しているという自負があるからこそ自己主張できるのであると考えれば理に叶っている。また、調和追求の内容は他者の意見・立場の尊重であり、それ自体が他者貢献の一つのあり方とも考えられるので、その意味においてこの関連も妥当であろう。すなわち、自己表現と調和追求は、理論上では独立性と協調性という異なる上位概念との対応が想定されているものの、実質的には他者尊重と自己尊重という表裏一体の概念として、貢献感とリンクしている可能性が示唆されよう。それに対して、排除回避は実質的に評価懸念に近い項目内容であり、評価懸念と貢献感を独立した概念と見なすことはとりたてて不自然ではない。また、独自志向は他者との差異化、ユニークネスへの志向であり、貢献感、互惠性規範、援助要請と基本的に無関連である、というのも了解可能である。

互惠性規範がいずれの自己観とも関連しなかったことについては、互惠性規範は自己観と独立である、という解釈もありうる。ただし、本研究において互惠性規範は集団規範認知として問うており、一方で、独立性・協調性は個人差として評定されている。したがって、これらは実質的に、集団と個人という別個のターゲットを評定しているのので、それらが関連しないのは当然と考えた方が妥当かもしれない。

援助要請と自己観の各下位尺度間には、多くの有意な正の関連が見出された。なかでも自己表現と調和追求が援助要請と関連するのは、先述した貢献感との関連を考えれば合理的であるが、さらに排除回避も弱いながらも正の関連を示しているのは注目に値する。なぜなら序論で述べたように、援助要請の文化差が評価懸念によって生じるのであれば、排除回避は援助要請と負の関連を有すると想定されるからである。しかし本研究の知見はその想定と合致せず、他者の目を気にするほど援助要請しやすいという傾向を示唆している。とはいえ、他者評価を気にするからこそ、他者に相談・援助要請することを通じて他者の意向に沿うように振る舞うということも、それはそれで不自然ではない。特に職場においては、個人が独力で解決できないような問題やトラブルを抱えたとき、そのことを隠蔽してしまうと、やがて組織全体に悪影響をもたらすような深刻な事態が生じる可能性もあり、むしろ積極的に開示することが推奨される風潮もあり得よう。したがって、評価懸念が援助要請を抑制するという仮説の検証においては、評価懸念や援助要請をどのような文脈に基づく指標でとら

えるのか、そしてそれ以前に、どのような目標や価値観を有する対人関係や集団を扱うのかについても、十分に考慮する必要があるのかもしれない。

さらに、これらの文化的・社会生態学的要因の位置づけについて、それらが貢献感と援助要請の関連における調整要因となる効果は示されなかった。しかし媒介分析では、調和追求の協調性が貢献感を媒介して職場援助要請に影響するという媒介効果が示された。この結果は、自己観の文化差が援助要請に影響すること、そしてその影響プロセスを説明する上で貢献感という概念設定が有用であることを示唆している。ただし、本研究で扱われた文化的自己観はあくまで個人差の指標であり、本来的な意味での文化的・社会生態学的要因ではない。今後はさらに異文化間比較研究などによって、この媒介効果の普遍性の検討が求められよう。

個人属性との関連および今後の課題

仮説検証に先だって行われた個人属性との関連においても、いくつかの興味深い知見が見出されている。それらとの関連を含めながら、以下に今後の課題について言及する。

第一に、SESが貢献感、専門家援助要請、一般的信頼と正の関連を示したことは、援助要請を考える上で社会経済的要因の影響も無視できないことを示している。特に専門的援助要請との関連は、逆に言えばSESが低いほど援助要請に消極的ということであり、専門家による援助利用において経済力が障壁となっている可能性を示唆するものとも言えよう。貢献感はSESに加えて年齢とも正の関連を有するので、そこには年齢を第3変数とした疑似相関の可能性も考えられるが、その可能性も含め、援助要請に及ぼす社会経済的要因の影響については、多面的な検討が求められよう。

第二に、年齢は排除回避と負の関連を示したが、排除回避が日本社会における文化的価値観や適応戦略に基づくものであるならば、これは「社会経験を経るにつれ文化的価値が内在化される」という考え方と矛盾する。これと合致する知見として山崎・繁樹(2016)は、世界価値観調査に回答した日本人における文化的自己観の年代比較で、年齢が高くなるほど評価懸念は低下することを指摘している。これは、年を重ねるほど「集団主義的な日本人」のイメージと逆方向に変化するということであり、「もし自己観が文化の影響を受けて形成されるのであれば、年を重ねるほど日本人らしくなるはずである」「若者が個人主義

化している」という見解に反するものとも解釈できる。ただし、この結果は見方を変えれば、若年層にとっては排除回避が文化的価値として重要、もしくは適応戦略として有効であるとも解釈できる。そもそも文化や社会生態学的環境は、物理的な居住地域のみならず、時代や年代によっても異なるものであり、その意味において、本研究の問題意識を検討する際には、地域性のみならず、発達段階や時代性もまた考慮すべき重要なファクターとなりうるのかもしれない。

第三に、先にも触れたが性差も重要な論点である。一般的に男性の方が返報必要規範を高く認識しており、職場外ネットワークへの援助要請は女性より消極的だが専門家援助要請に対しては女性より積極的である。これらの結果は、男性は女性よりも援助授受を、制度化された対人関係でのギブ・アンド・テイクとして認識しているニュアンスが強いことを示唆しているようにも思われる。それに対して女性は男性に比して、家族や職場外ネットワークへの援助要請に積極的であり、さらに排除回避や調和追求といった協調性が高いことから、協調的対人関係の一環として援助授受に従事しているようにも考えられる。これは「調和を重視するほど援助要請を抑制する」という関係懸念の観点からの議論とは矛盾するようにも考えられるが、先述したように本研究では、調和追求が援助要請をむしろ促進することも示されている。従来知見のように調和重視が援助要請を抑制するのか、それとも本研究の知見のようにむしろ援助要請を促進するのか、その統合的解釈のためには、そこで想定されている援助要請の意味づけについて、さらに詳細な検討が必要であろう。

第四に、配偶者有無による差異として、配偶者有群は無群よりも貢献感、一般的信頼が高く、家族や職場への援助要請も行いやすいことが示された。家族への援助要請はエージェントの有無とも連動するので、ある意味で当然であるが、職場の援助要請とも連動することや一般的信頼とも関連することから、援助授受、信頼、そして配偶関係に相互規定的な関係性を想定することもありえよう。もちろん、その因果関係にはさまざまな可能性が考えられるが、その詳細な検討は、援助要請と家族構成という現代的問題意識として、今後の課題の一つとなり得よう。

第五に、本研究では居住地域による差異も潜在的な論点と想定していたのだが、排除回避の協調性について都市部よりも非都市部が高いという差が示された他には、尺度得点の地域差はほとんど示されなかった。しかし、12の都道府県というのはマルチレベル分析などを実施するには中途半端なグループ数であ

り、地域としてもわりと人口が多い地域を対象としたので、ある種の偏りが生じていることは否めない。そもそも、インターネット調査という手法そのものに、サンプリングなどの制約があることについては、十分に留意すべきであろう。

さらに考慮すべき論点として、国などのマクロレベルもさることながら、実は組織や集団といったミクロレベルにおける文化や社会生態学的要因について、もう少し掘り下げて検討する必要があることが指摘されよう。今回ターゲットとした職場の対人関係においては、問題やトラブルの性質によっては、援助要請を抑制することの方が、結果的に問題を組織レベルで重大化させてしまい、他者からの否定的評価や排斥に繋がる可能性もありえよう。したがって、先述したように、問題隠匿の不利益や悪影響が個人内に留まるのか、それとも他者にまで影響が及ぶのかという事情や、集団・組織から排斥されないことが最優先課題なのか、それともそれ以上に優先されるべき目標があるのかも、援助要請のあり方を考える上で重要な論点の一つとなるであろう。

最後に、互惠性規範という概念は、自他の文脈次第で多義的に解釈されうるという潜在的問題がある。たとえば、集団の返報必要規範が弱いと認識されることについて、自身の貢献感を低評価している場合には、規範の弱さがプレッシャーの軽減につながるというポジティブな効果が想定されるが、自信の貢献感を高評価している場合には、むしろ自身の貢献が報われにくいというネガティブな解釈をもたらさう。そのような観点を考慮すると、本研究で扱ったような自身の貢献感と集団の互惠性規範のみならず、他者の貢献感や自身の互惠性規範も含めて、それらのコンビネーションと照らし合わせての検討も必要であろう。

引用文献

- 相川 充・吉森 護 (1995). 心理的負債感尺度の作成の試み 社会心理学研究, 11, 63-72.
- Axelrod, R. (1984). *The evolution of cooperation*. New York: Basic Books. (松田裕之 (訳) (1998). つきあい方の科学：バクテリアから国際関係まで ミネルヴァ書房)
- Chen, G. M. (1995). Differences in self-disclosure patterns among Americans versus Chinese: A comparative study. *Journal of Cross-Cultural Psychology*,

26, 84-91.

- Clark, M. S., & Mills, J. (1979). Interpersonal attraction in exchange and communal relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 12-24.
- DePaulo, B. M. (1983). Perspectives on help-seeking. In B. M. DePaulo, A. Nadler, & J. D. Fisher (Eds.), *New directions in helping: Vol.2, Help-Seeking*. (pp. 3-12.) New York: Academic Press.
- Gouldner, A. W. (1960). The norm of reciprocity: A preliminary statement. *American Sociological Review*, 25, 161-178.
- Hashimoto, H. & Yamagishi, T. (2013). Two faces of interdependence: Harmony seeking and rejection avoidance. *Asian Journal of Social Psychology*, 16, 142-151.
- Hashimoto, H. & Yamagishi, T. (2016). Duality of independence and interdependence: An adaptationist perspective. *Asian Journal of Social Psychology*, 19, 286-297.
- 橋本博文・山岸俊男 (2015). 適応論的視点にもとづく独立性と協調性の日米差の検討 日本心理学会第79回大会発表論文集, 229.
- 橋本 剛 (2012). なぜ「助けて」と言えないのか?—援助要請の対人心理学— 吉田俊和・橋本 剛・小川一美 (編著) 対人関係の社会心理学 ナカニシヤ出版 pp. 145-166.
- 橋本 剛 (2015). 貢献感と援助要請の関連に及ぼす互恵性規範の増幅効果 社会心理学研究, 31, 35-45.
- 橋本 剛・今田俊恵・北山 忍 (2007). 日米における援助要請傾向—日常的援助と専門的援助の両側面から— 日本心理学会第71回大会発表論文集, 74.
- Kim, H. & Markus, H. R. (1999). Deviance or uniqueness, harmony or conformity? A cultural analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 785-800.
- Kim, H. S., Sherman, D. K., Ko, D., & Taylor, S. E. (2006). Pursuit of comfort and pursuit of harmony: Culture, relationships, and social support seeking. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32, 1595-1607.
- Kito, M. (2005). Self-disclosure in romantic relationships and friendships among American and Japanese college students. *The Journal of Social Psychology*, 145, 127-140.
- Markus, H. R. & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98, 224-253.

- 水野治久 (2017). 援助要請・被援助志向性の研究と実践 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. 2-11.
- 村上史朗 (2010). 文化と自己 浦光博・北村英哉 (編) 個人のなかの社会 誠信書房 pp. 234-252.
- 永井智 (2010). 大学生における援助要請意図—主要な要因間の関連から見た援助要請意図の規定因— 教育心理学研究, 58, 46-56.
- 永井智 (2017a). 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 (2017b). これまでの援助要請・被援助志向性研究 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.14-22.
- Oishi, S. & Graham, J. (2010). Social ecology: Lost and found in psychological science. *Perspectives on Psychological Science*, 5, 356-377.
- Schug, J., Yuki, M., & Maddux, W. (2010). Relational mobility explains between- and within-culture differences in self-disclosure to close friends. *Psychological Science*, 21, 1471-1478.
- 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.
- 高野陽太郎 (2008). 「集団主義」という錯覚—日本人論の思い違いとその由来— 新曜社
- 竹村幸祐・佐藤剛介 (2012). 幸福感に対する社会生態学的アプローチ 心理学評論, 55, 47-63.
- 竹村幸祐・結城雅樹 (2014). 文化への社会生態学的アプローチ 山岸俊男 (編著) 文化を実験する 勁草書房 pp. 91-140.
- 竹澤正哲 (2012). 進化的視点から見た社会生態学的アプローチの可能性—竹村・佐藤論文へのコメント— 心理学評論, 55, 64-69.
- Taylor, S. E., Sherman, D. K., Kim, H. S., Jarcho, J., Takagi, K., & Dunagan, M. S. (2004). Culture and social support: Who seeks it and why? *Journal of Personality and Social Psychology*, 87, 354-362.

- Triandis, H. C. (1995). *Individualism and collectivism*. Westview Press, Inc. (H. C. トリアンディス (著) 神山貴弥・藤原武弘 (編訳) (2002). 個人主義と集団主義—2つのレンズを通して読み解く文化— 北大路書房)
- 内田由紀子 (2014). 文化変容と心の適応 山岸俊男 (編著) 文化を実験する 勁草書房 pp. 63-90.
- Vandello, J. A. & Cohen, D. (1999). Patterns of individualism and collectivism across the United States. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 279-292.
- 山岸俊男 (1999). 安心社会から信頼社会へ 中公新書
- 山岸俊男 (2014). 最後の1つを取りますか?—ペン選択実験— 西條辰義・清水和己 (編著) 実験が切り開く21世紀の社会科学 勁草書房 pp. 19-34.
- Yamagishi, T., Hashimoto, H., Li, Y., & Schug, J. (2012). Stadtluft Macht Frei (City Air Brings Freedom). *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 43, 38-45.
- Yamagishi, T., Hashimoto, H., & Schug, J. (2008). Preferences versus strategies as explanations for culture-specific behavior. *Psychological Science*, 19, 579-584.
- Yamagishi, T., & Yamagishi, M. (1994). Trust and commitment in the United States and Japan. *Motivation and Emotion*, 18, 129-166.
- Yamawaki, N. (2012). Within-culture variations of collectivism in Japan. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 43, 1191-1204.
- 山崎聖子・繁栞江里 (2016). 人生・ライフスタイルに関する意識 池田謙一 (編著) 日本人の考え方 世界の人の考え方—世界価値観調査から見えるもの— 勁草書房 pp. 37-62.
- Yuki, M., Schug, J., Horikawa, H., Takemura, K., Sato, K., Yokota, K., & Kamaya, K. (2007). Development of a scale to measure perceptions of relational mobility in society. *CERSS Working Paper 75*, Center for Experimental Research in Social Sciences, Hokkaido University.

謝 辞

本研究はJSPS科研費15K04026の助成を受けている。