

都市高齢者の被援助志向性の関連要因

—地域活動への参加とソーシャルサポートネットワークに着目して—

サワオカ シノ ワタナベ ダイスケ ナカシマ タエコ オオガミ シンイチ
澤岡 詩野*1 渡邊 大輔*2 中島 民恵子*3 大上 真一*4

目的 都市高齢者の地域活動とソーシャルサポートネットワーク、被援助志向性の関連を明らかにすることを目的とした。

方法 神奈川県横浜市において住民基本台帳より無作為に抽出された介護認定を受けていない65歳以上の市民から、2013年のベースライン調査において有効回答した人を対象に、2019年10月に郵送法による自記式のアンケート調査を行った。このうち、分析に用いる変数に欠損がない794人を対象に分析を行った。被援助志向性を明らかにするために、援助志向性を構成する2つの因子「援助に対する欲求」と「援助に対する抵抗感」それぞれについて、2つの援助要請対象「身近な他者」と「公的な他者」に関する4つの質問項目に対し5件法で尋ねた。

結果 ①男性ではお祭り・行事に参加している人で「身近な他者」からの「援助に対する抵抗感」が高いこと、②加えて受領可能と認識する手段的サポートネットワークの種類が多い人で「公的な他者」からの「援助に対する抵抗感」が高いこと、③女性ではこれらの関連は認められないことが示された。

結論 援助拒否の抑止を考えるうえで、被援助志向性に影響を与える要因は男女で異なり、援助を受けることへの欲求と抵抗という相反する感情が内在する高齢者の存在を前提にした早い段階での働きかけが求められている。

キーワード 地域活動、ソーシャルサポートネットワーク、被援助志向性、都市高齢者

I はじめに

高齢者当事者の抱える生活上の課題を深刻にする可能性がある援助拒否¹⁾は、孤立死との間で強い関連が認められているセルフ・ネグレクト²⁾の問題と共に議論されることが増えつつある。援助を必要とする状況にあるにも関わらず支援者からの援助を拒む高齢者の存在は大きな問題となりつつあり、援助拒否および援助要請行動の生起について明らかにしていくことが求められている。援助要請行動の生起は、援助を受けるかどうかの決定の前段階にある「援助者

に援助を求めるかどうかについての認知的枠組み³⁾である被援助志向性が関連すると考えられる。

被援助志向性に関する研究は、欧米でPhilips⁴⁾やFischer and Turner⁵⁾によりはじまり、性別や年齢、教育レベルや収入、自尊心や自己開示といったパーソナリティに加え、援助要請先の選好やソーシャルサポートの多寡といった対人ネットワークの影響についての分析が行われている³⁾。国内でも、育児中の母親⁶⁾、学生⁷⁾や教師⁸⁾といった課題を抱える人へのカウンセリングを扱った研究として一定の知見が積み上げら

* 1 東海大学健康学部准教授 * 2 成蹊大学文学部教授 * 3 日本福祉大学福祉経営学部准教授
* 4 国際長寿センター日本参与

れている。しかし、特定の課題に言及する^{6)~8)}のではなく、日常生活に目をむけて被援助志向性を検討した研究は少ない。

特に一般高齢者を対象にした研究が国内ではほとんどみられないなかで、都市部の高齢者の被援助志向性を検討した高橋ら^{9)~10)}は、女性よりも男性で援助に対する抵抗感が高いことを明らかにしている。加えて、支援の必要が生じた際に援助要請を行う対象として男性は、家族・親戚を選択せずに行政を選好的に選択することを明らかにしている。都市部のシニアボランティアポイント制度の登録者を対象に行った調査¹¹⁾では、男性よりも女性で、身近な他者からも公的な他者からも援助に対して抵抗感が高いという真逆の結果を示している。併せて、高橋ら^{9)~10)}と結果が異なった理由として、ボランティア活動といった援助行動をする都市部の高齢者という分析サンプルの特性によることを指摘している。

援助行動については、高齢住民を対象に自治体が開設した生涯学習の場「高齢大学」の受講生を対象に、援助行動や被援助行動の経験と志向の関連を検討した研究では、「健康を気遣っての電話」や「代わりの荷物持ち」といった過去の経験が将来のそれらの行動を規定すること¹²⁾、経験したことで援助行動が犠牲を伴うばかりの行動ではないという認知が援助要請や援助受容の促進に結び付くこと¹³⁾を示している。都市高齢者を対象に自治会役員や民生委員としての活動経験に着目した研究¹⁴⁾でも、自治会役員や民生委員として互助的な関係性を構築してきた経験が肯定的な被援助志向性を形成する要因となりえることが示唆されている。加えて、男性では、情緒的サポートの必要が生じた際に提供可能な多様なサポートネットワークをもっていると認識するほどに援助に対する抵抗感は低くなるが、女性ではその関連は認められないことが明らかにされている¹¹⁾。

一般高齢者の被援助志向性を規定する要因を明らかにすることができれば、援助拒否やセルフ・ネグレクトの抑止に向けた早い段階での働きかけを考えるうえでの貴重な知見となりえる

ことが考えられる。しかし、援助行動の経験が被援助志向性を形成する要因となりえることを明らかにした既存研究では、活動の種類による違いを量的に分析していない。本研究ではソーシャルサポートに加え、住んでいる地域で互助的な関係性を構築できる可能性の高い地域活動に着目し、都市高齢者の被援助志向性との関連を量的に明らかにすることを目的とした。なお地域活動への参加理由は自発的・強制的と様々であるが、自治会やグループ活動での役職の引き受けといった援助行動としての負荷が大きなものから、地域でのお祭り・行事への参加といった必ずしも直接的な援助行動とは結びつかないことも想定される活動までを対象とした。

Ⅱ 方 法

(1) 調査の対象と方法

プロダクティブ・エイジングを志向する政策の介護予防効果の検証を目的に行われた横浜プロダクティブ・エイジング調査（平成25年度厚生労働省老人保健健康増進等事業「高齢者の健康長寿を支える社会の仕組みや高齢者の暮らしの国際比較研究事業」¹⁵⁾）のうち、比較対象群として横浜市介護予防事業に参加していない一般高齢者を対象に実施したアンケート調査のデータを用いて分析を行う。対象となったのは、介護認定を受けていない神奈川県横浜市5区（神奈川区、港南区、港北区、緑区、栄区）に居住する65歳以上の市民のうち、住民基本台帳より無作為に抽出された2,800人であった。2013年に行ったベースライン調査において有効回答し、2019年8月時点で死亡、転居していない1,686人に、同年10月に郵送法による自記式のアンケート調査を行った。本人以外が回答したとみなされる37人（本人による回答としているものの性別などが調査対象と一致しない4人を含む）、回答拒否の4人を除いた有効回答数は1,216人、回収率は72.5%（計画標本から住所不明8人を除いて計算）であった。本研究では、分析に用いる変数に欠損のない794人を分析対象とした。

本研究においては、調査実施から成果公表にいたるまで共同研究の提携を結ぶ横浜市から個人情報情報を削除したかたちで提供されたデータを分析した。なお、本研究は、一般財団法人長寿社会開発センター研究倫理審査委員会の承認をうけて実施した（承認年月日：2019年8月1日、承認番号：2019001）。

(2) 調査の内容

高齢者の日常生活に目を向けて被援助志向性を測定する尺度の開発はほとんど行われていないなかで、本研究では一般高齢者を対象にした既存研究^{9)~11)}で用いられてきた高齢者用被援助志向性尺度¹⁶⁾から設問を設定した。具体的には被援助志向性を構成する2つの因子「援助に対する欲求」と「援助に対する抵抗感」それぞれについて、2つの援助要請対象「身近な他者」と「公的な他者」に関する4つの質問項目に対し5件法（あてはまる／ややあてはまる／どちらでもない／あまりあてはまらない／あてはまらない）で尋ねた。

さらに、既存研究で指摘されている援助行動経験と被援助行動の関連性に着目し、4種類の地域活動「自治会やグループ活動での役職の引き受け」「近所の公園・道路の清掃活動」「ごみ出しの管理・ご近所のリサイクル活動」「居住地域でのお祭り・行事」への参加頻度（よくしている／ときどきしている／あまりしていない／全くしていない／活動がない・活動を知らない）を尋ねた。加えて、被援助志向性に影響を及ぼすことが指摘されているソーシャルサポートについては、情緒的サポートネットワークと手段的サポートネットワークの種類の数を探した。具体的には、情緒的サポート「心配ごとや愚痴を聞いてくれる」（受領可能性）と「心配ごとや愚痴を聞いてあげる」（提供可能性）、手段的サポート「病気で数日間寝込んだときに、看病や世話をしてくれる」（受領可能性）と「病気で数日間寝込んだときに、看病や世話をしてくれる」（提供可能性）について、「配偶者」「同居の子ども」「別居の子どもや親せき」「近隣の人」「友人」「職場・同僚の人」「その

他」それぞれで該当する人の有無を尋ねた。その他に、性、年齢、主観的健康感、配偶者の有無、子どもの有無、世帯収入を用いた。これらの変数間に強い相関（Spearmanの順位相関係数0.5以上）は認められなかった。

(3) 分析方法

最初に、種類別の地域活動への参加頻度、情緒的サポートネットワーク（以下、情緒的SN）の受領可能性と提供可能性、手段的サポートネットワーク（以下、手段的SN）の受領可能性と提供可能性についてそれぞれの種類の数について、男女別に概観する。次に、被援助志向性と地域活動への参加頻度（「している」：よくしている・ときどきしている／「していない」：あまりしていない・全くしていない・活動がない・活動を知らない）、サポートネットワークとの関連を、年齢、主観的健康感（得点が高い方が不良）、配偶者の有無、子どもの有無、世帯収入の変数を統制したうえで検討するために、被援助志向性を測定する4項目を従属変数とする重回帰分析を行う。被援助志向性は男女で異なる傾向のあることが指摘⁹⁾¹¹⁾¹⁴⁾¹⁷⁾されていることから、本研究では分析を男女別に行う。これらの分析結果で有意傾向（ $p < 0.05$ ）にあったものを、結果と考察で言及する。

分析にはIBM SPSS Statistics Version21を用いた。

Ⅲ 結 果

(1) 地域活動への参加頻度とサポートネットワークの単純集計

回答者の53.0%（421人）が女性で、平均年齢（±標準偏差）は77.6±4.9歳で性差は認められなかった（表1）。また、配偶者のいる割合は、男性で88.5%、女性で60.1%と、男性で有意に高かった（ $p < 0.01$ ）。主観的健康感、子どもの有無、世帯収入については、性差は認められなかった。

地域活動への参加頻度について尋ねた結果、「自治会やグループ活動での役職の引き受け」

「ごみ出しの管理・ご近所のリサイクル活動」をしている人の比率は女性で統計学的に有意に高かった ($p < 0.05$)。一方、「近所の公園・道路の清掃活動」「居住地域でのお祭り・行事」については、している人の比率に有意な性差は認められなかった。

また、受領可能と認識するサポートネットワーク（受領可能性）の種類の数を探った結果、情緒的SN、手段的SNともに男性よりも女性が多く種類を挙げていた（「情緒的SN」 $p < 0.01$ 、「手段的SN」 $p < 0.05$ ）（表1）。提供可能と認識するサポートネットワーク（提供可能性）についても同様の傾向が認められた（「情緒的SN」 $p < 0.01$ 、「手段的SN」 $p < 0.01$ ）。

(2) 被援助志向性についての重回帰分析

被援助志向性に関する4項目について5件法

表1 対象者の特性、地域活動への参加頻度とサポートネットワークおよび被援助志向性

| | 合計 | 男性 (n = 373) | 女性 (n = 421) |
|-------------------------|----------|-----------------|-----------------|
| 年齢±標準偏差 | 77.6±4.9 | 77.9±5.1 | 77.2±4.9 |
| 主観的健康感 (%) | | | |
| とてもよい | 25.3 | 23.6 | 26.8 |
| ややよい | 56.5 | 56.0 | 57.0 |
| あまりよくない | 15.5 | 16.4 | 14.7 |
| よくない | 2.6 | 4.0 | 1.4 |
| 配偶者の有無 (%) | | | |
| いる | 73.4 | 88.5 | 60.1 |
| いない | 26.6 | 11.5 | 39.9 |
| 子どもの有無 (%) | | | |
| いる | 91.6 | 90.3 | 92.6 |
| いない | 8.4 | 9.7 | 7.4 |
| 世帯収入 (%) | | | |
| 400万円未満 | 58.3 | 57.4 | 59.0 |
| 400万円以上 | 41.7 | 42.6 | 41.0 |
| 自治会やグループ活動での役割の引き受け (%) | | | |
| している | 44.0 | 39.4 | 48.0 |
| していない | 56.0 | 60.6 | 52.0 |
| 近所の公園・道路の清掃活動 (%) | | | |
| している | 40.4 | 37.0 | 43.5 |
| していない | 59.6 | 63.0 | 56.5 |
| ごみ出しの管理・ご近所のリサイクル活動 (%) | | | |
| している | 46.7 | 42.1 | 50.8 |
| していない | 53.3 | 57.9 | 49.2 |
| 居住地域でのお祭り・行事 (%) | | | |
| している | 42.8 | 40.2 | 45.1 |
| していない | 57.2 | 59.8 | 54.9 |
| 情緒的SN（受領可能性）の種類の数±標準偏差 | 2.5±1.2 | 2.2±1.2 | 2.7±1.2 |
| 情緒的SN（提供可能性）の種類の数±標準偏差 | 2.4±1.2 | 2.2±1.2 | 2.5±1.2 |
| 手段的SN（受領可能性）の種類の数±標準偏差 | 1.7±0.8 | 1.6±0.7 | 1.7±0.8 |
| 手段的SN（提供可能性）の種類の数±標準偏差 | 1.8±0.9 | 1.6±0.9 | 1.9±0.9 |
| 身近な他者からの援助に対する欲求±標準偏差 | 3.7±1.1 | 3.8±1.0 | 3.7±1.2 |
| 公的な他者からの援助に対する欲求±標準偏差 | 3.5±1.1 | 3.5±1.0 | 3.6±1.1 |
| 身近な他者からの援助に対する抵抗感±標準偏差 | 2.9±1.0 | 2.8±0.9 | 2.9±1.1 |
| 公的な他者からの援助に対する抵抗感±標準偏差 | 2.7±1.0 | 2.7±0.9 | 2.7±1.1 |

で探った結果を表1に示す。この結果、「援助に対する欲求」についても「援助に対する抵抗感」についても、男女共に統計的に有意な差は認められなかった。

次に、被援助志向性に関する4項目を従属変数として重回帰分析を行った（表2、表3）。

「身近な他者からの援助に対する欲求」については、女性では主観的健康感の低い人で「欲求」が高かった。男性では、女性と同様に主観的健康感の低い人に加え、情緒的SN（提供可能性）の種類が多い人の「欲求」が高かった。

「公的な他者からの援助に対する欲求」については、女性では高齢の人に加え、世帯収入が低い人で「欲求」が高かった。男性では主観的健康感の低い人、世帯収入が低い人、居住地域でのお祭り・行事に頻回に参加している人で「欲求」が高かった。加えて、提供可能と認識

する手段的SN（受領可能性）の種類が少ない人、手段的SN（提供可能性）の種類が多い人の「欲求」が高かった。

「援助に対する抵抗感」のうち「身近な他者からの援助に対する抵抗感」については、女性では子どものいる人に加え、情緒的SN（提供可能性）の種類が少ない人の「抵抗感」が高かった。男性では高齢の人、主観的健康感の低い人で「抵抗感」が高かった。加えて、居住地域でのお祭り・行事に頻回に参加している人で「抵抗感」が高かった。「公的な他者からの援助に対する抵抗感」については、男性で受領可能と認識する手段的SN（受領可能性）の種類が多い人、手段的SN（提

表2 男性の被援助志向性を従属変数とした重回帰分析の結果

| | 他者からの援助に対する欲求 | | | | | | 他者からの援助に対する抵抗感 | | | | | |
|-------------------------|---------------|-------|-----|--------|-------|-----|----------------|-------|-----|--------|-------|-----|
| | 身近な他者 | | | 公的な他者 | | | 身近な他者 | | | 公的な他者 | | |
| | B | 標準誤差 | p 値 | B | 標準誤差 | p 値 | B | 標準誤差 | p 値 | B | 標準誤差 | p 値 |
| 自治会やグループ活動での役職の引き受け | -0.012 | 0.060 | | 0.018 | 0.057 | | -0.040 | 0.055 | | -0.074 | 0.056 | |
| 近所の公園・道路の清掃活動 | 0.062 | 0.062 | | 0.009 | 0.060 | | -0.001 | 0.058 | | 0.006 | 0.059 | |
| ごみ出しの管理・ご近所のリサイクル活動 | 0.021 | 0.062 | | -0.052 | 0.059 | | -0.031 | 0.057 | | 0.059 | 0.058 | |
| 居住地域でのお祭り・行事 | 0.100 | 0.061 | | 0.157 | 0.058 | ** | 0.120 | 0.056 | * | 0.110 | 0.057 | |
| 情緒的SN(受領可能性)の種類の数 | -0.011 | 0.070 | | 0.061 | 0.067 | | -0.087 | 0.065 | | -0.039 | 0.066 | |
| 情緒的SN(提供可能性)の種類の数 | 0.152 | 0.075 | * | 0.108 | 0.071 | | 0.001 | 0.069 | | -0.012 | 0.071 | |
| 手段的SN(受領可能性)の種類の数 | -0.086 | 0.104 | | -0.201 | 0.100 | * | 0.110 | 0.096 | | 0.289 | 0.098 | ** |
| 手段的SN(提供可能性)の種類の数 | 0.085 | 0.090 | | 0.196 | 0.087 | * | 0.029 | 0.084 | | -0.207 | 0.085 | * |
| 年齢 | 0.009 | 0.011 | | 0.019 | 0.011 | | 0.023 | 0.010 | * | 0.013 | 0.010 | |
| 主観的健康感 | 0.154 | 0.074 | * | 0.315 | 0.070 | ** | 0.152 | 0.068 | * | -0.060 | 0.070 | |
| 配偶者の有無(基準:いない) | -0.070 | 0.182 | | -0.168 | 0.174 | | 0.004 | 0.168 | | -0.089 | 0.172 | |
| 子どもの有無(基準:いない) | -0.137 | 0.192 | | -0.227 | 0.184 | | -0.086 | 0.178 | | -0.064 | 0.181 | |
| 世帯収入400万円以上(基準:400万円未満) | -0.028 | 0.111 | | -0.215 | 0.107 | * | -0.089 | 0.103 | | -0.135 | 0.105 | |
| 定数 | 2.520 | 0.831 | | 1.514 | 0.795 | | 0.874 | 0.769 | | 1.973 | 0.785 | |
| 自由度調整済R ² | 0.023 | | | 0.094 | | | 0.033 | | | 0.025 | | |

注 *p<0.05 **p<0.01

表3 女性の被援助志向性を従属変数とした重回帰分析の結果

| | 他者からの援助に対する欲求 | | | | | | 他者からの援助に対する抵抗感 | | | | | |
|-------------------------|---------------|-------|-----|--------|-------|-----|----------------|-------|-----|--------|-------|-----|
| | 身近な他者 | | | 公的な他者 | | | 身近な他者 | | | 公的な他者 | | |
| | B | 標準誤差 | p 値 | B | 標準誤差 | p 値 | B | 標準誤差 | p 値 | B | 標準誤差 | p 値 |
| 自治会やグループ活動での役職の引き受け | 0.080 | 0.064 | | 0.047 | 0.061 | | 0.010 | 0.059 | | -0.032 | 0.061 | |
| 近所の公園・道路の清掃活動 | 0.088 | 0.065 | | 0.033 | 0.061 | | 0.077 | 0.059 | | -0.005 | 0.061 | |
| ごみ出しの管理・ご近所のリサイクル活動 | 0.079 | 0.064 | | -0.040 | 0.060 | | 0.048 | 0.058 | | 0.027 | 0.060 | |
| 居住地域でのお祭り・行事 | 0.001 | 0.063 | | 0.101 | 0.060 | | 0.020 | 0.058 | | 0.095 | 0.060 | |
| 情緒的SN(受領可能性)の種類の数 | 0.106 | 0.073 | | 0.093 | 0.070 | | -0.051 | 0.067 | | -0.051 | 0.069 | |
| 情緒的SN(提供可能性)の種類の数 | -0.049 | 0.073 | | -0.033 | 0.069 | | -0.141 | 0.067 | * | -0.059 | 0.069 | |
| 手段的SN(受領可能性)の種類の数 | -0.010 | 0.094 | | -0.115 | 0.089 | | -0.019 | 0.086 | | 0.096 | 0.089 | |
| 手段的SN(提供可能性)の種類の数 | -0.004 | 0.080 | | 0.102 | 0.076 | | 0.089 | 0.073 | | -0.093 | 0.076 | |
| 年齢 | 0.024 | 0.012 | | 0.034 | 0.012 | ** | -0.010 | 0.011 | | -0.006 | 0.012 | |
| 主観的健康感 | 0.169 | 0.086 | * | 0.097 | 0.082 | | 0.093 | 0.079 | | -0.052 | 0.082 | |
| 配偶者の有無(基準:いない) | 0.209 | 0.128 | | 0.098 | 0.121 | | -0.128 | 0.117 | | 0.053 | 0.121 | |
| 子どもの有無(基準:いない) | -0.127 | 0.220 | | 0.083 | 0.209 | | 0.559 | 0.202 | ** | 0.151 | 0.208 | |
| 世帯収入400万円以上(基準:400万円未満) | -0.067 | 0.121 | | -0.347 | 0.115 | ** | -0.203 | 0.111 | | -0.116 | 0.114 | |
| 定数 | 1.303 | 0.947 | | 0.644 | 0.900 | | 3.321 | 0.867 | | 3.336 | 0.896 | |
| 自由度調整済R ² | 0.024 | | | 0.035 | | | 0.036 | | | -0.006 | | |

注 *p<0.05 **p<0.01

供可能性)の種類が少ない人の「抵抗感」が高かった。

IV 考 察

本研究においては、都市高齢者を対象に日常生活場面における被援助志向性を構成する「援助に対する欲求」と「援助に対する抵抗感」の2側面について検討を行った。一般高齢者のなかでも独居高齢者に限定し、本研究と同じ尺度で被援助志向性を分析した研究¹⁷⁾では、女性よりも男性で「援助に対する抵抗感」の高いこと

を明らかにしている。しかし本研究では、「欲求」についても「抵抗感」についても男女で差は認められなかった。これは日常において配偶者や子どもとのつながりのなかで生活する非独居高齢者が8割を占めるという本研究対象者の特徴によることが考えられる。言い換えれば、配偶者や同居子といった頻りに接する他者の存在が、社会関係が脆弱で、女性よりも家族外の他者との交流が希薄な都市部の高齢男性¹⁶⁾の「抵抗感」をも緩和していることが想定された。

男女に分け、人口統計学的属性との関連を分析した結果、男女ともに有意な関連が認められ

たのは年齢と主観的健康感であった。女性では、「身近な他者からの援助に対する欲求」と「公的な他者からの援助に対する欲求」に対して年齢や主観的健康感が有意な影響を与えていることが示された。加齢に伴い生じる現在や将来への不安、健康についての心配事により他者への希望が生起されることが考えられた。一方で、男性では、「身近な他者」については「援助に対する欲求」と「援助に対する抵抗感」に対して主観的健康感が有意な影響を与えていることが示された。このことは健康でないと感じるに伴い「援助を受けることへの欲求」がある一方で、他者からの「援助を受けることに抵抗」を感じるといった相反する感情が内在することによるものと考えられる。これに加えて、「身近な他者からの援助に対する抵抗感」については、年齢が有意な影響を与えていたが、「欲求」については認められなかった。高齢の男性ほど「男たるもの、他人に頼らず自力で困難を克服しなければならない」という伝統的性役割¹⁸⁾にとらわれがちであるという、出生コホートによる援助に対する価値観の違いによるものと考えられる。加えて、「公的な他者」については「援助に対する欲求」で主観的健康感の有意な影響が認められたが、「援助に対する抵抗感」については認められなかった。「身近な他者」からの援助でみられた「欲求」と「抵抗」の内存在といったアンビバレントな感情が生じないのは、公的サービスの利用者としての権利意識を反映した結果とも考えられる。

次に、地域活動への参加頻度、ソーシャルサポートネットワークとの関連を分析した結果、男性と女性で異なる傾向が認められた。地域活動への参加頻度と被援助志向性との間で関連が認められたのは「居住地域でのお祭り・行事」のみであった。男性でのみ、「公的な他者からの援助に対する欲求」と「身近な他者からの援助に対する抵抗感」について「居住地域でのお祭り・行事」への参加頻度と有意な関連が認められた。地域のお祭り・行事は、担い手として関わる人の公的機関への関与度を高め、参加する人の行政サービスを知る接点を増やす場と

なっていることが想定される。このことが頻回に参加する人の「公的な他者からの援助に対する欲求」を高めていると考える。加えて、地域のお祭り・行事に頻回に関わる人には健康であるという意識の高い人が多く含まれることが想定される。その自負心が「身近な他者からの援助に対する抵抗感」を高めていることが考えられる。本研究では、援助行動に結びついた形での参加か否かに言及していないが、ボランティア活動への参加頻度が高くなるほどに「身近な他者からの援助に対する抵抗感」が高くなるとした先行研究¹¹⁾を支持する結果とも考えられる。

ソーシャルサポートネットワークについては、援助要請対象となる他者により異なる傾向が示された。「身近な他者からの援助」に対しては、男女ともに情緒的なサポートの影響が認められた。提供可能な多様なサポートネットワークをもっていると認識する人は、男性では「援助に対する欲求」が高く、女性では「抵抗感」が低かった。「公的な他者からの援助」については、男性でのみ手段的なサポートの影響が認められた。提供可能な多様なサポートネットワークをもっていると認識する人は、「援助に対する欲求」が高く、「抵抗感」は低かった。しかし、受領可能なサポートネットワークについては多様であると認識する人は、「援助に対する欲求」が低く、「抵抗感」が高かった。これは高齢者が接点をもつ他者のなかで、家族や近所の人や友だちといった「身近な他者」と、フォーマルな役割上の関係のみを有する「公的な他者」とは期待される機能が異なること¹⁹⁾²⁰⁾を反映した結果とも考えられる。

これらの結果は、2013年のベースライン調査「地域での活動と健康に関する調査」から2年ごとに行われた追跡調査に継続して協力することが可能な、健康度が高く、当該テーマへの意識も高い高齢層に偏った知見といえる。社会関係が希薄であることが指摘されている都市高齢者の結果として一般化するのには難しい。また、本研究では地域活動への参加頻度に注目しているが、関与の程度や自発性により影響は異なることが考えられ、丁寧な分析を行っていくこと

が求められている。加えて、本研究ではパーソナリティについての分析を行っていないが、居住地域でのお祭り・行事への参加するような人は、高い自尊心をもつことが想定される。自尊心脅威モデル²¹⁾を当てはめると、高齢男性が援助要請を自身の無能さの反映と解釈した場合、自尊心を傷つけないために援助に対する抵抗感が高まったことが考えられる。澤岡ら¹¹⁾も指摘する様に、男女で異なるこれらのパーソナリティの影響を想定し、自尊心や自己開示といった要因を含めた分析を行っていくことも、今後の研究課題として挙げられる。上述した限界や課題を考慮しつつも、男女に異なる援助行動経験やソーシャルサポートネットワークと被援助志向性の関連、相反するアンビバレントな感情が内在する人を前提にした丁寧な支援策を検討することが求められている。

なお本研究に用いたデータは、令和元年度厚生労働省老人保健健康増進事業（申請：一般財団法人長寿社会開発センター国際長寿センター）を受けて収集された。

謝辞

本研究にご協力頂いた横浜市健康福祉局の担当者各位、公益財団法人かながわ福祉サービス振興会のスタッフ各位および横浜市の高齢者の方々に感謝の意を表します。

文 献

- 鈴木浩子, 山中克夫, 藤田佳男, 他. 介護サービスの導入を困難にする問題とその関係性の検討. 日本公衆衛生雑誌 2012; 59(3): 139-50.
- 齊藤雅茂, 岸恵美子, 野村祥平. 高齢者のセルフ・ネグレクト事例の類型化と孤立死との関連; 地域包括支援センターへの全国調査の二次分析. 厚生指標 2016; 63(3): 1-7.
- 水野治久, 石隈利紀. 被援助志向性, 被援助行動に関する研究動向. 教育心理学研究 1999; 47: 530-9.
- Philips, D.L.. A possible consequence of seeking help for mental disorders. American Sociological Review 1963; 28: 963-72.
- Fischer, E.H., & Tuener, J.L.. Orientations to seeking professional help: Development and research utility of an attitude scale. Journal of Consulting and Clinical Psychology 1970; 35: 79-90.
- 本田真大, 三鈴泰代, 八越忍, 他. 幼児をもつ母親の子育ての悩みに関する被援助志向性の探索的検討; 身近な他者と専門機関に相談しにくい理由の分析. 筑波大学心理学研究 2009; 38: 89-96.
- 高野明, 吉武清實, 池田忠義, 他. 学生相談に対する援助要請の態度と学生相談に関して求められる情報の関係. 学生相談研究 2008; 28: 191-201.
- 田村修一, 石隈利紀. 指導・援助サービス上の悩みにおける中学校教師の被援助志向性に関する研究. 教育心理学研究 2001; 49(4): 438-48.
- 高橋和也, 小池高史, 安藤孝敏. 団地に暮らす独居高齢者の被援助志向性; 横浜市公田町団地における調査から. 技術マネジメント研究 2014; 13: 47-55.
- 高橋知也, 小池高史, 安藤孝敏. 独居高齢者は誰に援助を求めるか; 高齢者における被援助志向性と援助要請を行う対象との関連の検討から. 技術マネジメント研究 2015; 14: 23-31.
- 澤岡詩野, 渡邊大輔, 中島民恵子, 他. 日本の都市高齢者の援助行動と被援助志向性; よこはまシニアボランティアポイント制度登録者における検討. 厚生指標 2022; 69(11): 1-7.
- 高木修, 妹尾香織. 援助授与行動と援助要請・受容行動の関連性; 行動経験が援助者および被援助者に及ぼす内的・心理的影響の研究. 関西大学社会学部紀要 2006; 38(1): 25-38.
- 妹尾香織, 高木修. 援助・被援助行動の好循環を規定する要因; 援助成果志向性が果たす機能の検討. 関西大学社会学部紀要 2011, 42(2): 117-30.
- 高橋和也, 小池高史, 安藤孝敏. 高齢期の援助志向性に影響を与えるライフイベントは何か; SCATによる内容分析を用いた検討から. 技術マネジメント研究 2017; 17: 20-30.
- 国際長寿センター. 平成25年度プロダクティブ・エイジング(生涯現役社会)の実現に向けた取り組みに関する国際比較調査・研究報告書. (https://www.ilc-japan.org/study/doc/all_1302.pdf) 2023.9.12.
- 古谷野亘, 西村昌記, 安藤孝敏, 他. 都市男性高齢者の社会関係. 老年社会科学 2000; 22(1): 83-8.
- 高橋和也. 独居高齢者における被援助志向性に関する研究. 生きがい研究 2019; 25: 46-59.
- 橋本剛. 対人関係に支えられる(和田実編)男と女の対人心理学. 京都: 北大路書房, 2005: 137-58.
- 古谷野亘. 高齢期の社会関係; 日本の高齢者についての最近の研究. 聖学院大学論叢 2009; 21(3): 191-200.
- 浅川達人. 高齢期の人間関係; 近隣と友人. (古谷野亘, 安藤孝敏編)改定・新社会老年学, 第二版. 東京: ワールドプランニング, 2008: 133-7.
- Fisher, J.D., Nadler, A., & Wjitcher-Alagna, S. Recipient reactions to aid, Psychological Bulletin 1982; 91: 27-54.