

「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 2024」分析結果報告： パネル調査からみる利他的行動、居住地に関する意識、介護の状況と影響、 親の死別と経済状況

2025年2月28日

石田 浩（東京大学科学研究所 特別教授）
石田 賢示（東京大学社会科学研究所 准教授）
大久保 将貴（東京大学社会科学研究所 特任助教）
俣野 美咲（東京大学社会科学研究所 特任助教）

1. 発表概要

（以下は、2025年の2月28日におこなったプレスリリースの詳細版です。）

東京大学社会科学研究所では、「働き方とライフスタイルの変化に関するパネル調査」（Japanese Life Course Panel Surveys・JLPS）という現代日本の若年層・壮年層を対象にした調査を、2007年から継続して毎年実施している。この調査では、現代日本に生きる若年・壮年の姿を明らかにすべく、学びの軌跡、職業キャリアの形成、生活時間・暮らし方といったライフスタイルに加えて、結婚・出産のような家族イベントの生成、健康、価値観や意識といった多様な生活の側面について調査している。

2007年に日本全国に居住する20-34歳（若年サンプル）と35-40歳（壮年サンプル）の男女を母集団として地域・都市規模・性別・年齢により層化した上で、対象者を抽出した（以降「継続調査」と呼ぶ）。調査票は郵送により配布し、その後調査会社の調査員が訪問して回収する方法を採用した。「若年サンプル」3,367名（回収率34.5%）、「壮年サンプル」1,433名（回収率40.4%）を回収した。2011年には「追加調査」として、「継続調査」対象者と同年齢である2011年に24-38歳（若年）と39-44歳（壮年）を2007年調査と同様な形で抽出し、郵送配布・郵送回収の方法により調査を実施した。「若年サンプル」710名（回収率32.4%）、「壮年サンプル」253名（回収率31.4%）を回収した。

2019年には、JLPSの対象者が加齢し、20歳代の若い世代の対象者がいなくなったので、新たに若年リフレッシュサンプル調査として、2019年時点で日本全国に居住する20-31歳の男女を母集団として2007年調査と同様な方法で対象者を抽出した。調査方法も、2007年調査方法を継承して、郵送により調査票を配布、調査員の訪問により調査票を回収した。2383名を回収（アタック数に対する回収率36.1%）、そのうち調査に継続することを了承した2049名（同回収率31.1%）を追跡対象者とした。2007年からの「継続調査」、2011年からの「追加調査」、2019年からの「若年リフレッシュサンプル調査」の3つの調査の対象者を毎年継続して追跡している。

2024年1月から3月にかけて、「継続調査」の第18回、「追加調査」の第14回、「若年リフレッシュサンプル調査」の第6回の調査を実施した。「継続調査」の「若年サンプル」は1,612名（アタック数に対する回数率82.9%）、「壮年サンプル」は790名（同86.2%）を回収した。「追加調査」は「若年サンプル」は393名（アタック数に対する回数率67.5%）、「壮年サンプル」は170名（同74.6%）を回収した。「若年リフレッシュサンプル調査」は、回収数は1,256名（アタック数に対する回数率76.1%）であった。本報告では、最新の調査データを用いて、(1) 利他的行動、(2) 居住地域に関する意識、(3) 介護の状況と影響、(4) 親の死別と経済状況、という4つの視点から分析を行う。

(石田浩)

2. 利他的行動とその関連要因

(1) 利他的行動とは何か

利他的行動とは、自身がコスト（時間や労力など）を負担しながら、自己利益のためではなく他者の利益のために行う行動を指す。見返りを期待するのではなく、ある種自己を犠牲にして他人を支援する行為である。例えば、街頭での募金活動に協力すること、恵まれない家庭の子どもに無料で勉強を教えること、地震や台風などの自然災害が発生した被災地に支援に向かうこと、などが挙げられる。自助、公助とは異なり、他者のために自らの時間と労力を提供する「共助」は、家族や国家にだけに頼ることが難しい現代社会において、ますます重要性を増しているといえる。

イギリスの Charities Aid Foundation が公開する World Giving Index によると、日本は世界の人助けランキングで極めて低い位置にある。2024年の報告書では、日本は142カ国中141位と、ほぼ最低水準にあることが示された(Charities Aid Foundation 2024, p.18)。この指標は、世論調査を専門とする Gallup 社による世界規模の調査を基にしており、15歳以上の全国約1,000名を対象に電話インタビュー方式で実施されている(Gallup 2021)。日本はこの指標が公開された14年前から一貫してランキングの下位に低迷している。

本節では国際比較の分析は行わないが、日本国内の調査に基づき、他人の利益のために行われる利他的行動がどのような要因と関連しているかを検証する。誰が、なぜ人助けを行うのか。「共助」の背景にある要因を探るため、これまでの学術研究、特に社会学の分野における利他的行動に関する文献レビューを行った。その結果、以下の4つの要因が明らかになった。

第1は「人口・家族」（性別、年齢、配偶関係、子どもの有無）に関する要因である。女性は男性よりも利他的行動に従事する確率が一般的に高いことが示されている。多くの研究で、女性は男性よりも慈善事業への寄付やボランティア活動に参加する傾向があることが明らかにされている(Einolf 2010; Musick and Wilson 2007)。ただし、利他的行動の内容によって違いがある可能性もある。たとえば、子どものスポーツ教室でのボランティアでは、男性がコーチ、女性が送り迎えを担当するなど、役割分担が異なることが指摘されてい

る (Wilson 2012)。

三谷 (2016) の分析によると、ボランティア活動への参加率は 50 代で最も高い。高齢層は時間的な余裕があり、利他的行動が良好なメンタルヘルスとも関連している (Wilson 2012)。家族形成に関する要因では、結婚が利他的行動と正の相関を持つことが報告されている (Taniguchi 2010; Wilson 2000)。また、子どもを持つことが両親のボランティア活動を促進することも示されている (Wilson and Musick 1997a)。

以上を踏まえると、「女性は男性よりも、高齢層は若年層よりも、配偶者がいて子どもがいる人の方が利他的行動に従事しやすい」という仮説が導き出せる。

第2は、「社会・経済的資源」(学歴、就業、職業、暮らし向き、持ち家)である。これまでの研究では、社会・経済的資源は、利他的行動と正の相関があることが指摘されてきた (三谷 2016、仁平 2011、Taniguchi 2010、豊島 2000)。Wilson (2000)によれば、教育水準はボランティア活動を予測する最も一貫した要因として挙げられている。高い教育を受けることにより、社会問題の所在をより自覚するようになり、市民的精神が豊かになるという見方がある一方で、高学歴者はより広範な組織に関わるためにボランティア活動などに誘われる機会が多いことや、高学歴層は団体を組織する能力や市民活動スキルに長けている、といった解釈がある。

就業状態と利他的行動の関連は、一貫した知見があるわけではない (Wilson 2012)。Taniguchi (2006)の研究によれば、パートタイム雇用はフルタイム雇用の場合と比べて、女性ではボランティア活動に関わりやすい傾向がある。就業に従事しておらず家庭でのアンペイドワークの時間が長いことは、ボランティア活動の参加と正の相関があることが報告されている (Einolf 2010)。

職業的地位が上がるほどボランティア活動に参加する確率が高まる傾向もある (Wilson and Musick 1997b)。専門・管理職に従事する者はブルーカラー職に従事する者よりもボランティアに参加しやすい (Musick and Wilson 2007)。所得や経済状況についても、多くの研究で高所得者の方が低所得者より利他的行動に従事する傾向が高いことが示されているが、逆の関係を指摘する研究も存在する (Wilson 2000)。

これまでの研究蓄積を踏まえ、「社会・経済的資源が豊かな層は、利他的行動をとりやすい」という仮説を導くことができる。

第3は、「社会的ネットワーク・社会関係資源」(社会的つながり、市民参画)である。社会との繋がりや社会的ネットワークの広がり、利他的行動を促す要因と考えられてきた (Musick and Wilson 1997a; Wilson 2000)。他の人々との繋がりや支援の関係は、他者への信頼を高め、自分自身を犠牲にして他者の利益となるような行動を誘発する傾向がある。社会関係資源は、特にボランティアなど社会運動と結びつく活動のときに大きな力を発揮する。社会関係、ネットワークに厚みがあるほど、集団の凝集性や連帯感が高まり、利他的行動が互いに促進される土壌が生まれる。

また、市民参画の経験は、利他的行動と正の相関があることが示されている。市民参画は

他者との出会いを広げ、利他的行動の機会を増やす可能性がある。市民参画が一般的信頼感を高め、それが利他的行動を促すことも考えられる (Wilson 2012)。

以上の研究を参照すると、「社会的関係資源が豊富である場合には、利他的行動をとりやすい」という仮説を立てることができる。

第4は、「気質・パーソナリティ特性」(相談されるパーソナリティ、一般的信頼)である。社会心理学者たちは、利他的行動をとる人々の個人的気質やパーソナリティに着目してきた (Omoto et al. 2010; Smith 1994; Wilson 2012)。他者と共感する能力・特性のある人は、人助けをする傾向が強いことがあきらかになっている。また、一般的信頼(他者を信用する傾向)が高い人も利他的行動をとりやすい。例えば、アメリカの総合社会調査 (General Social Surveys) を用いた Einolf (2008) の研究によれば、社会・経済的資源の変数をコントロールした後も、共感性とボランティア活動の参加の間には関連があることが報告されている。

以上から、「共感性が高く、他者を信頼する傾向がある場合には利他的行動をとりやすい」という仮説が導かれる。

本節では、以上のような先行研究と仮説を踏まえ、東大社研若年・壮年パネル調査を用いて、利他的行動に関連する3つの質問項目を取り上げる。それぞれの人助け項目の分布とその関連要因を調べ、すでに述べた仮説の妥当性について検証する。

(2) 利他的行動の変数とその関連要因の変数

a. 利他的行動の変数

東大社研若年・壮年パネル2024年の調査では、Charities Aid Foundation が用いる3つの利他的行動の質問を調査項目として採用している。具体的には、「あなたは、過去1か月に下記のことをしましたか (〇はいくつでも)」として、3つの活動を挙げている。

1. 助けを必要としている見知らぬ人を助けた
2. 慈善事業に寄付をした
3. ボランティアをした

それぞれの活動の比率(無回答を除く)は、「助けを必要としている見知らぬ人を助けた」は14%、「慈善事業に寄付をした」は12%、「ボランティアをした」は7%である。Charities Aid Foundation の2024年の World Giving Index によれば、比率はそれぞれ、24%、17%、19%となっている (Charities Aid Foundation 2024, p.18)。Charities Aid Foundation の指標は、Gallup 社の世論調査に基づいており、同じく全国調査であるが年齢が15歳以上ということで、われわれの調査よりも高齢者を多く含んでおり、そのために利他的行動の比率が全体として高くなっている可能性がある。東大社研パネル調査の対象者は、継続・追加・若年リフレッシュサンプルすべてを含むと、2024年には25歳から57歳であり、58歳以上の高齢者は対象外である。

図1は、利他的行動の回数の分布である。3つの利他的行動のすべてを行った人の比率は、極わずか(1%弱)であり、1つが23%、2つが4%である。残りの何の利他的行動もやって

いない回答者は、70%強であることがわかる。

本稿では、3つの項目をそれぞれ別々の従属変数として分析することにより、利他的行動の内容の違いにより、規定要因が異なるのかを検証する。3つの項目は0-1のダミー変数であるので、ロジスティクス回帰分析の手法を用いた。

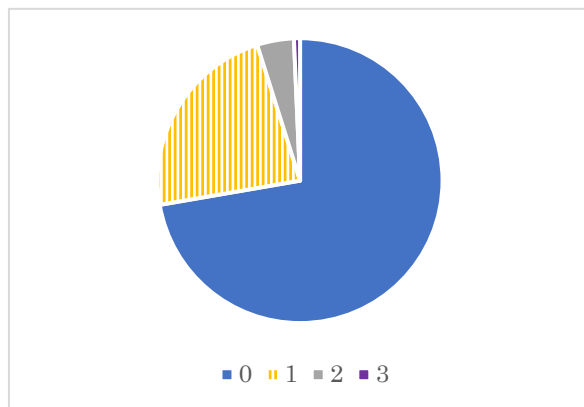


図 1 利他的行動の回数の分布

b. 利他的行動と関連する変数

利他的行動の変数と関連すると考えられる要因を独立変数として考慮する。ここでは、上述した4つの仮説に沿って独立変数を決定した。

第1に「人口・家族」に関する要因として、性別、年齢および年齢の2乗、有配偶の有無、子どもの有無の5つの変数を導入した。これらはモデル1としてロジスティクス回帰の式に最初に投入された変数のセットである。

第2に「社会・経済的資源」の変数を考慮する。学歴は、中学、高校、専門学校、短大・高専、大学、大学院の6つのレベルを区別し、高校を基準カテゴリーとしている。学歴は、モデル2として、人口・家族関連の変数とともに投入された。さらにモデル3としては経済関連の変数を追加している。就業変数は、フルタイム雇用（基準カテゴリー）、パートタイム雇用、自営、無就業の4つのカテゴリーである。職業は、専門・管理職の場合には1をそれ以外の職業（無職を含む）の場合には0をとる変数を作成した。回答者の経済状況を測る変数としては、現在の暮らし向きに関する質問である「現在のあなたのお宅の暮らし向きは、この中のどれにあたるでしょうか」（「豊か」から「貧しい」までの5段階評価を逆転コード）を用いた。現在の住まいが持ち家（1戸建てあるいは分譲マンション）の場合を1、それ以外を0とする変数を作成し、住居状況を把握した。

第3に「社会的ネットワーク・社会関係資源」の変数を作成した。回答者の社会との繋がりの強さを測定する質問項目として、「あなたは、次のAからEについて相談したり頼んだりするとき、どのような方になさいますか。A 自分の仕事や勉強のこと、B 仕事を紹介してもらうこと、C 友人・恋人・配偶者などとの人間関係のこと、D 失業や病気でお金が必要になったとき、まとまった金額を貸してもらう、E 自分や家族の誰かが病気や事故で、人手が

必要になったときに手伝ってもら」を用いた。それぞれに項目について、「親」「配偶者」「子ども」など頼りにする人のリストがあり、A から E のすべての項目について誰かを挙げることができた（「誰もいない」という回答はしなかった）回答者を社会的繋がりがある人とした。この項目は 2023 年調査に尋ねられている。選挙における投票が、市民参画の重要な要素とされているので、Wave17（2023 年の調査）の「あなたは、2022 年 7 月に行われた参議院選挙の比例代表では、どの政党に投票しましたか」の質問で、「投票しなかった」と回答した場合には 0、それ以外を 1 とする変数で投票による市民参画を把握した。社会的ネットワークの広さを測る指標として、「あなたは毎日何人くらいの方と日常的接触がありますか。直接あってあいさつや会話をする人は何人いますか」の質問を用いた。100 人を越えた回答は「100 人以上」とし、0 人から 100 人以上の値をとる変数とした。

第 4 に、「気質・パーソナリティ特性」の変数を作成した。ひとつは、共感性を測る指標として、「次のような事からは、あなたにどれほどあてはまりますか。友だちから悩み事を打ち明けられることが多い」の回答（「とても当てはまる」から「まったくあてはまらない」までの 4 段階評価を逆転コード）を共感度の高さの代理指標として用いている。もうひとつは、一般的信頼の質問項目と呼ばれるもので、「一般的に人は信用できると思いますか」の質問に「はい」と答えた人を一般的信頼度が高い人と捉えた。

(3) 利他的行動の規定要因の分析結果

a. 「見知らぬ人を助けた」経験の規定要因

利他的行動の 3 つの項目をそれぞれ従属変数としたロジスティックス回帰分析の結果を示す。最初に「助けを必要としている見知らぬ人を助けた」経験を取り上げる。図 2 である。調査サンプル（2007 年からの継続サンプル、2011 年からの追加サンプル、2019 年に新たに抽出した若年リフレッシュサンプル）は、統制してあるが、その係数は表示していない。丸印が回帰係数の推定値である。黒く塗りつぶしてあるのは係数が 5% の水準で有意である場合である。丸印の左右のエラーバーは、95% の信頼区間を表しており、ゼロを含む場合には、5% の水準で有意ではないことを表す。推定値がゼロより大きい場合には、「見知らぬ人を助けた経験」をしやすいことを意味し、マイナスの場合には逆に「見知らぬ人を助けた経験」をしにくいことを意味する。カテゴリー変数の場合には、カッコ内に示した基準のカテゴリーと比較してどの程度異なるのかを表す値となる。

多変量解析は、逐次的に一定の変数を塊として投入している。点線で示したように、逐次的に 5 つのモデルを検討した。最初に投入したのが（モデル 1）、人口・家族関連の変数（年齢・年齢の 2 乗、性別、有配偶の有無、子どもの有無）である。統計的に有意な関連があるのは性別のみで、男性は女性に比べ平均的に「見知らぬ人を助けた経験」の比率が低いことがわかる。年齢と家族関連の変数は有意な関連がみられない。

人口・家族関連の変数に加えて次に投入したのは（モデル 2）、学歴である。高校学歴を基準カテゴリーとしている。学歴が大学、大学院の場合には、高校学歴と比較して「見知ら

ぬ人を助けた経験」の比率が有意に高い。高い教育を受けることは、社会問題についての理解を高め、市民的精神が豊かになることに繋がるのかもしれない。モデル2で人口・家族関連の変数と学歴のみを投入したのは、学歴が職業、暮らし向き等の社会経済状況を大きく規定しており、同時にすべての変数を投入すると、学歴の効果が弱まるためである。

3つ目のモデルでは、就業関連の項目、暮らし向き、持ち家の有無を追加で投入した。従業上の地位の変数は、フルタイム雇用（経営者を含む）を基準カテゴリーとして、回答者がパートタイム雇用、自営、無職である場合に「見知らぬ人を助けた経験」がどのくらい異なるのかを示している。自営の場合にはフルタイム雇用と比較して有意に経験しやすいことがわかる。自営は働き方の自由度が比較的高く、困った人がいる状況に直面しても対応することが比較的容易なのかもしれない。暮らし向きが良い回答者は悪い回答者と比べて、「見知らぬ人を助けた経験」が有意に高い。経済的な余裕は、困った他者に手を差し伸べることを容易にさせるのかもしれない。持ち家の有無については、有意な関連はみられない。

4つ目のモデルは、さらに「社会的ネットワーク・社会関係資源」の変数を追加した。社会的繋がり項目は、相談ネットワークをもち他者との繋がりが確立している場合に1、それ以外が0となる変数であるが、「見知らぬ人を助けた経験」と有意な関連みられない。毎日あいさつをする日常的な接触のある人の人数をあらわす「日常的接触あいさつ」の変数は、「見知らぬ人を助けた経験」と有意な関連がある。あいさつを交わす人数が多いほど、「見知らぬ人を助けた経験」をしやすい。日常的に多くの人と関わりがあれば、助けが必要な人との出会いの確率も増え、助ける経験の機会も増加するのかもしれない。選挙での投票による市民参画は、「見知らぬ人を助けた経験」と有意な関連がある。投票する人は、社会への関心も高く、他者との出会いも多く、利他的行動の機会が多くなるのかもしれない。

最後の5つ目のモデルは、「気質・パーソナリティ特性」の変数（共感と信頼）を追加したものである。共感度の高い回答者は、「見知らぬ人を助けた経験」をしやすい傾向がある。しかし、信頼度の高い回答者は、必ずしもそのような傾向があるわけではない。他人と共感しやすい特性のある人は、他人に対して手を差し伸べやすい傾向がありそうである。モデル5は客観的要因をすべてコントロールしているので、パーソナリティ特性という主観的な要因は客観条件を同じにしても違いをもたらす、共感度の高さは人助けに直接的に影響を与えている可能性がある。

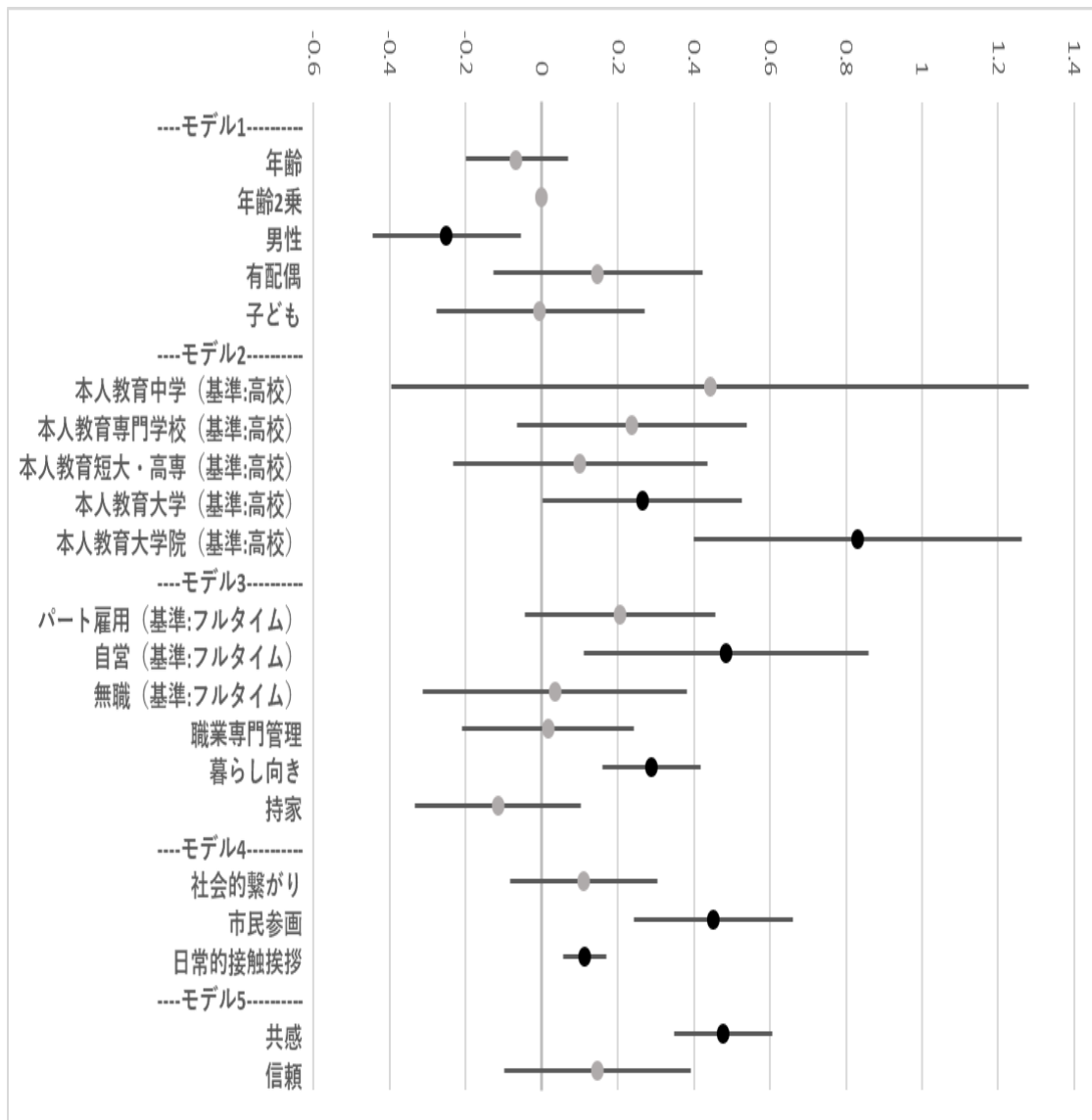


図 2 「見知らぬ人を助けた経験」の規定要因

b. 「慈善事業に寄付をした」経験の規定要因

図 3 は、「慈善事業に寄付をした」の項目を従属変数とした分析の結果である。図の見方は、前の図とまったく同様である。逐次的に独立変数を投入し、5つのモデルを走らせている。人口・家族関連の変数についてみると、男性は女性に比べ、慈善事業に寄付をしにくい傾向があることがわかる。学歴変数を追加すると（モデル 2）、高卒学歴よりも高い学歴レベルの場合には高卒と比較して、慈善事業に寄付をしやすい傾向が確認できる。特に大学院学歴では、寄付をする傾向が特に強いように見える。

次に、就業関連の項目、暮らし向き、持ち家を追加した（モデル 3）。社会経済的要因の中では、暮らし向きの変数のみが有意な関連を示した。暮らし向きが良好なほど、慈善事業の寄付に好意的な傾向がある。経済的に余裕があるほど、寄付という他人を援助する行為を

行いやすい。就業・職業に関連する変数、持ち家変数は、慈善事業への寄付という利他的行動とは有意な関連はみられない。

社会的ネットワーク・社会関係資源に着目すると（モデル 4）、投票を通じた市民参画が有意な影響のあることがわかる。市民参画に積極的な人は、社会的な問題への関心も高く、恵まれない他者への経済的な支援という寄付行為に熱心なのかもしれない。社会的な繋がりをとらえる 2 つの変数は、寄付行為とは直接的な関連はみられなかった。

最後に、心理的要因であるパーソナリティ特性を追加した（モデル 5）。共感性の変数は寄付行為と有意な相関があるが、信頼性の変数は関連がみられなかった。他者と共感する能力が高いと思われる人は、恵まれない他者への経済的な援助をしやすい傾向がある。客観的な条件（人口・家族要因、社会経済要因、社会関係資源）が同じであったとしても、共感性は利他的な経済行為の動機となりうるようである。

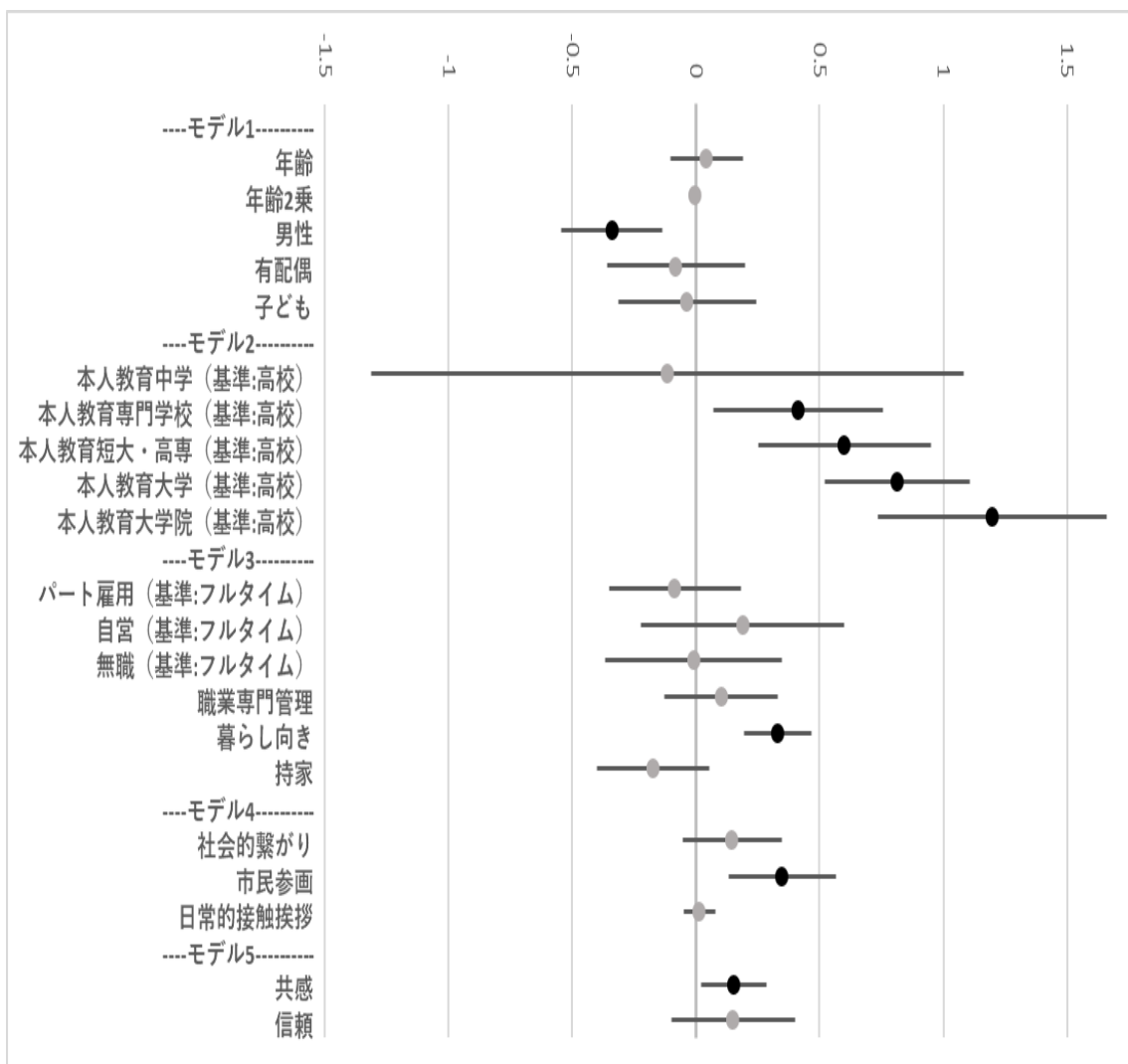


図 3 慈善事業への寄付の規定要因

c. 「ボランティアをした」経験の規定要因

図4は、「ボランティアをした」経験を従属変数とした分析の結果である。図の見方およびモデルは、前の図とまったく同様である。モデル1に含まれる人口・家族関連の変数を検討すると、回答者に子どもがいる場合には、いない場合に比べて、ボランティア活動を経験する確率が高くなることがわかる。このことは、子どもに関連したPTAや町内会などのボランティア活動に、子どもの親が関わる傾向のあることが推察される。つまりボランティア活動が子どもと直接に関係のある場合には、親の参加が促進される。一方、年齢、性別、配偶者の有無は、ボランティア活動参加と有意な関連はみられない。

学歴を追加したモデル2では、大学院学歴の場合には、高校学歴と比較して、ボランティア活動に参加しやすい傾向がみられる。高学歴者がボランティアになりやすいのは、組織化やコミュニケーションのスキルが高く、社会問題、コミュニティ問題への関心が高く、さらにすでにボランティア活動に従事する人との接触も多い、といった理由が考えられる。職業と経済状況を追加したモデル3では、自営の場合にはフルタイム雇用と比べ、ボランティア活動に参加しやすく、暮らし向きが豊かな場合も豊かではない場合と比較して、ボランティアになりやすい傾向が認められる。職業が専門・管理職であること、持ち家を所有していることは、ボランティア活動参加と関連がみられない。

次にモデル4では、社会的ネットワーク、社会関係資源を追加した。相談ネットワークを持ち、他者との社会的繋がりが確立している場合には、他者との繋がりが弱い場合に比べ、ボランティア活動に参加しやすい傾向がある。日常的に多くの人と関わりがあれば、他者を支援する人との出会いも高まり、ボランティア活動の機会も増加するのかもしれない。過去の選挙での投票にみられる市民参画は、ボランティア活動の参加と関連がある。投票する人は、社会への関心も高いと同時に、他者との出会いも多く、ボランティア行動の機会が増えるのかもしれない。

最後のモデル5は、心理的要因であるパーソナリティ特性を追加した。共感性の変数と信頼性の変数は、どちらもボランティア活動の参加にプラスの影響を与えている。他人に共感する能力が高いと思われる人は、自分のためではなく他者や社会に利益をもたらす利他的行動を起こす確率が高い。他人に対する信頼性が高い人についても同様に、利他的な行動を起こしやすい。

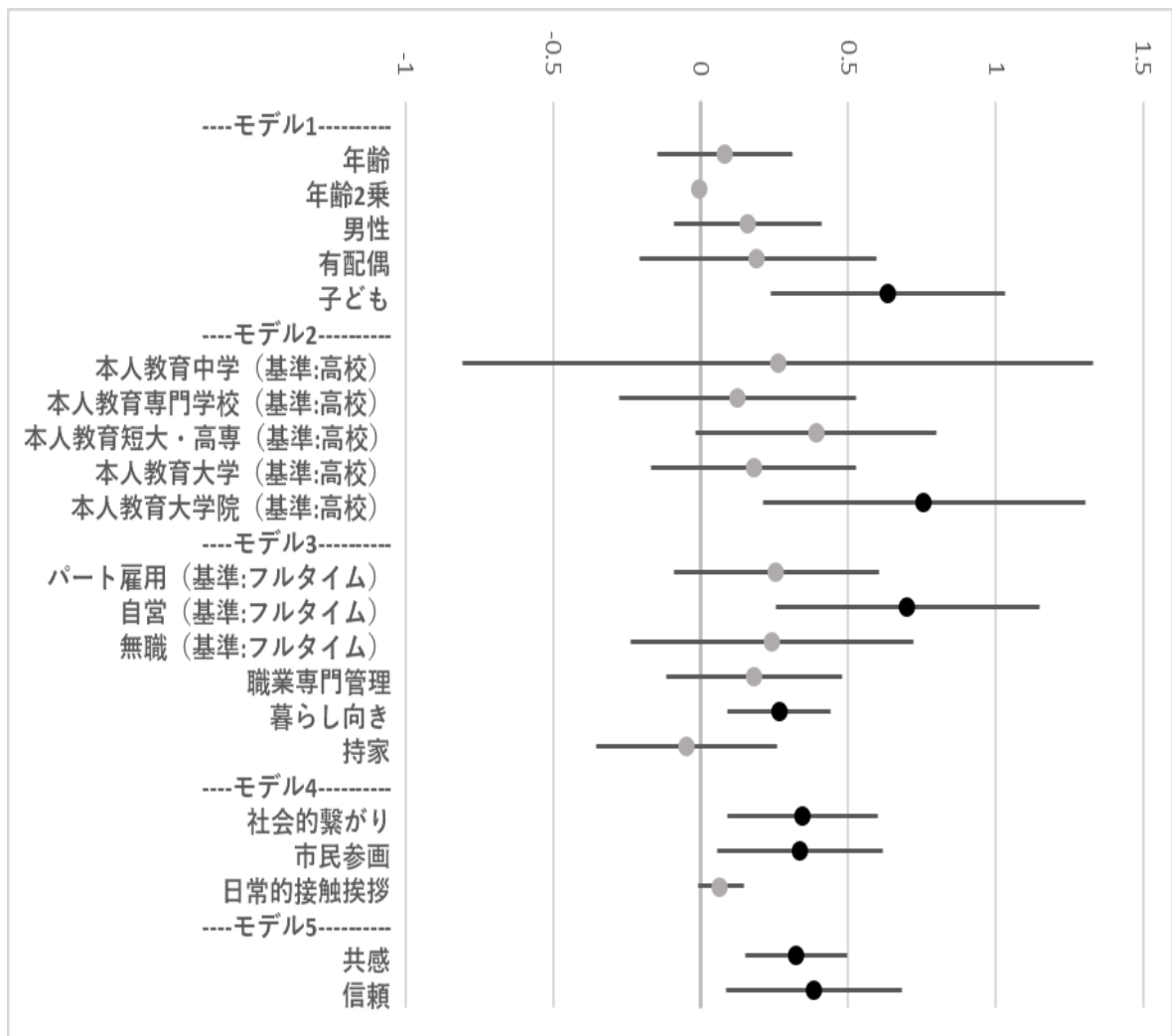


図 4 ボランティア経験の規定要因

(4) 小括

本節では、他人の利益のために行う利他的行動の分布とそれがどのような要因と関連しているのかを分析した。「見知らぬ人を助けた」、「慈善事業に寄付をした」、「ボランティアをした」という3つの利他的行動を検討した結果、何らかの利他的行動を行った人は、回答者全体の約3割にとどまり、残りの7割は過去1か月にこれらの行動は行っていなかった。他の調査でも明らかなように、日本では自己利益に直接結びつかない、他者の利益のための行動を行う人の割合は比較的小さいと言える。

3つの利他的行動に関して別々に関連要因を探ったが、「学歴（教育水準）」「暮らし向き（経済的豊かさ）」「市民参画（投票の有無）」「共感性（他者との共感能力）」の4つが、すべての利他的行動に関連していることがわかった。まず、学歴については、高い教育を受けることで社会問題への認識が深まり、他者支援への関与が促進される可能性が考えられる。また、高学歴層は幅広い組織に関わる経験を持つことから、ボランティア活動などに誘われ

る機会が多いほか、団体運営や市民活動に必要なスキルに長けているとの解釈も可能である。

次に、暮らし向きが良好なほど利他的活動に積極的であることも示された。経済的に余裕があると、他者に手を差し伸べたり、寄付をしたり、ボランティア活動に参加したりする傾向が強まるようである。さらに、投票という市民参画経験は利他的行動と正の相関を示した。市民参画に積極的な人は、社会問題への関心が高く、恵まれない他者への支援にも熱心である可能性がある。共感性についても利他的行動の動機となることが示唆された。社会経済的資源や社会的ネットワークといった客観的条件が同じであっても、共感性が高い人ほど利他的行動を行う傾向が強い。

なお、人口・家族に関する項目では、すべての利他的行動に共通して関連する変数はなかった。しかし、男性は女性に比べ、見知らぬ人を助けたり、慈善事業に寄付をしたりする経験が少ない傾向があった。また、子どもを持つ人は持たない人に比べ、ボランティア活動に参加しやすい傾向がみられた。

最後に、当初立てた 4 つの仮説については、それぞれが一部の利他的行動を説明できることが示唆され、妥当な仮説と結論付けることができた。

参考文献

- Charities Aid Foundation. 2024. *World Giving Index 2024*. London: Charities Aid Foundation.
- Einolf, Christopher J. 2008. "Emphatic Concern and Prosocial Behaviors: A Test of Experimental Results Using Social Survey Data." *Social Science Research* 37(4): 1267-1279.
- Einolf, Christopher J. 2010. "Gender Differences in the Correlates of Volunteering and Charitable Giving." *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* 40(6): 1092-1112.
- Gallup. 2021. *Worldwide Research Methodology and Codebook*. Gallup, Inc.
- 三谷はるよ. 2016. 『ボランティアを生みだすもの 利他の計量社会学』有斐閣.
- Musick, Marc and John Wilson. 2007. *Volunteers: A Social Profile*. Bloomington: Indiana University Press.
- 仁平典宏. 2011. 「階層化/保守化のなかの『参加型市民社会』-ネオリベリズムとの関係をめぐって」斎藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会 3 流動化のなかの社会意識』東京大学出版会、309-323.
- Omoto, A., Snyder, M., & Hackett, J. 2010. "Personality and Motivational Antecedents of Activism and Social Engagement." *Journal of Personality* 78: 1703-1734.
- Smith, David H. 1994. "Determinants of Voluntary Association Participation and Volunteering." *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* 23(3): 243-263.
- Taniguchi, Hiromi. 2006. "Men's and Women's Volunteering: Gender differences in the effects of employment and family characteristics." *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* 35(1): 83-101.
- Taniguchi, Hiromi. 2010. "Who Are Volunteers in Japan?" *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* 39(1): 161-179.
- 豊島慎一郎. 2000. 「社会的活動」高坂健次編『日本の階層システム 6 階層社会から新しい市民社会へ』東京大学出版会、143-159.
- Wilson, John. 2012. "Volunteerism Research: A Review Essay." *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* 41(2): 176-212.
- Wilson, John. 2000. "Volunteering." *Annual Review of Sociology* 26: 215-240.
- Wilson, John and Marc Musick. 1997a. Who cares? "Toward an integrated theory of

volunteer work.” *American Sociological Review* 62(5), 694-713.
Wilson John and Marc Musick. 1997b. “Work and Volunteering: the long arm of the job.”
Social Forces 76: 251–72.

(石田浩)

3. 若年・壮年者の居住地に関する意識

(1) 人々は自分の住む地域についてどのように感じているか

自分にとって住みよい地域の環境がどのようなものかは、多くの人々の関心事であろう。公共交通機関や商業施設の充実度といった地域の利便性は重要な側面の 1 つであると思われる。それと同じくらい、日々の生活をどの程度安全、安心に送ることができるのかも、居住地の選択や評価の場面で考慮されるのではないだろうか。

居住地環境の構成要素として、治安は最も重要なものの 1 つといえる。治安の良し悪しの指標の 1 つが刑法犯の認知件数であり、『令和 6 年版 犯罪白書』（法務総合研究所）によれば、平成 15 年（2003 年）以降は減少傾向にある（法務総合研究所 2024: 25）。全体として治安の悪化を明確に示すデータはみられないが、マスメディア等で注目されるような犯罪が生じると、「体感治安の悪化」を憂慮する言説も生まれてくる¹。世論調査でも、治安が良いという意識が多数を占める一方、治安が悪化したという認識もみられるようである²。

また、人間関係の希薄化も、地域に関する議論のなかで挙がりやすいトピックの 1 つである。人間関係が力を発揮する場面の 1 つが災害などの危機時においてである。先行研究のなかには、家族・親族や行政機関に次いで近隣の間人間関係が災害時に頼りになることを報告するものがある（石田 2018）。他方で、各種世論調査では近所づきあいの程度が年々弱まっていることも報告されている³。

さらに、病気やケガの際、近くに医療機関があることも安心できる生活の条件となるかもしれないが、地域の医療機関の減少がこんにちの社会課題の 1 つとなっている。厚生労働省の「令和 5（2023）年医療施設調査」によると、医療施設の種類により違いがあるものの、病院数は 2000 年代から減少傾向にある。今後、人口減少により医療機関の維持が難しくなる一方で、人口高齢化により医療へのニーズが高まることをふまえると、居住地での医療へのアクセスという側面は、より重要性を帯びてくると思われる。

地域の治安、人間関係、そして医療機関へのアクセスに関して、東大社研・若年壮年パネル調査ではこれまで数回にわたって質問項目を設けてきた。本節では、居住地に関する意識の経年変化と回答者属性間の差について検討したい。

(2) 東大社研パネル調査での居住地に関する調査事項

a. 地域の安全に対する意識

東大社研・若年壮年パネル調査では、対象者の居住地について質問している。地域の広さは「広くても小学校区くらい」と質問文中で注記しており、身近で日常的な生活圏での意

¹ たとえば「ネット空間の治安悪化止めよ」（日本経済新聞朝刊社説、2025 年 2 月 7 日）など。

² 内閣府「治安に関する世論調査（令和 3 年 12 月調査）」など。

³ 内閣府「社会意識に関する世論調査」など。

識を尋ねているといえる。具体的には、以下3つの事項を尋ねている。「A. 私の住んでいるこの地区はとても安全である」「B. 自分の住んでいる地域では、近隣の人同士お互いに助け合って生活をしている」「C. 急病の時など、すぐにかかれる医療機関があって安心できる地域である」。以下、簡便のため地区の安全意識、共助意識、医療への安心意識と表記する。各調査事項について、回答者は「そう思う」から「わからない」までの6つの選択肢のなかから1つを選ぶことになっている。

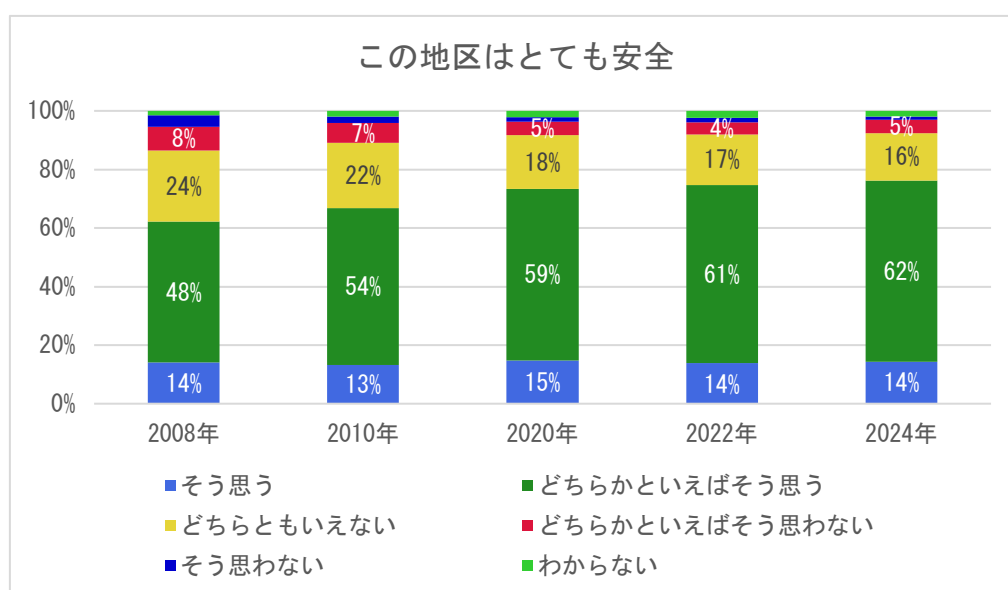


図 1 地区の安全意識の回答分布の推移

図 1 は地区の安全意識の回答分布を、最初に尋ねた 2008 年（Wave2）から最新の 2024 年（Wave18）までの 5 時点について帯グラフで示したものである。全体としてこの 16 年で、自身の居住地が安全であるという意識が強まっている結果となった。すべての調査年で「どちらかといえばそう思う」が最多であり、2024 年では 62% に達する。この回答選択肢の割合は増加傾向であり、2008 年から 2024 年にかけて 14% ポイント増えている。

他方、「どちらかといえばそう思う」に次いで割合の多い「どちらともいえない」は減少傾向にある。その割合は 2008 年から 2024 年にかけて 8% ポイント減っている。また、「どちらかといえばそう思わない」の回答選択肢の割合も減少している。

b. 近隣住民の助け合いに関する意識

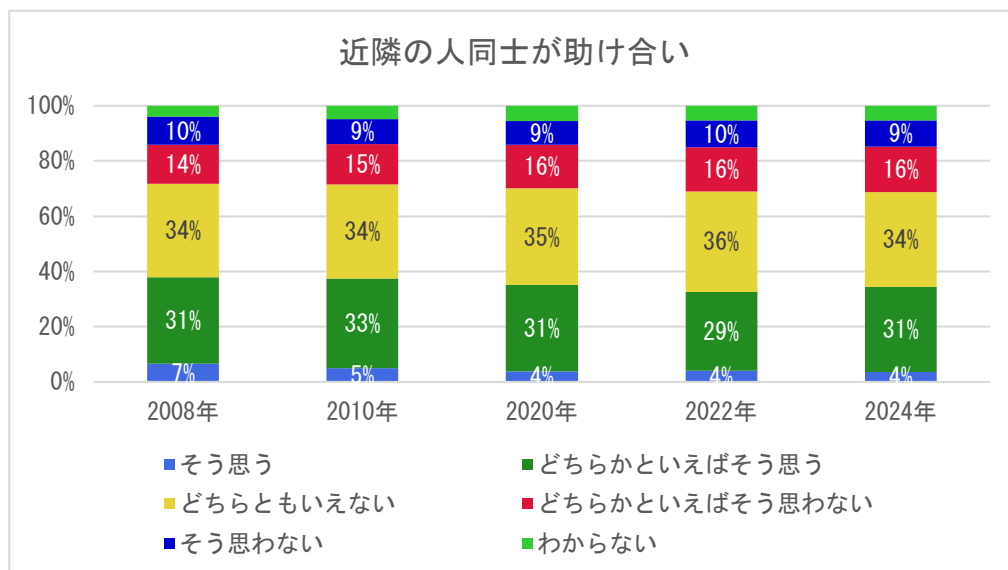


図 2 共助意識の回答分布の推移

図 2 は共助意識の回答分布の推移を帯グラフで示したものである。「そう思う」と「どちらともいえない」を合わせた肯定的な回答選択肢の割合は 3 割から 4 割弱であり、地区の安全意識と比べると小さい。

時点間では、地区の安全意識と比べて回答分布は類似しているが、若干の変化がみられる。具体的には、「そう思う」と「どちらかといえばそう思わない」の割合が、2008 年から 2020 年にかけてそれぞれ 3%ポイント低下、2 ポイント上昇している。

c. 地域の医療機関に関する意識

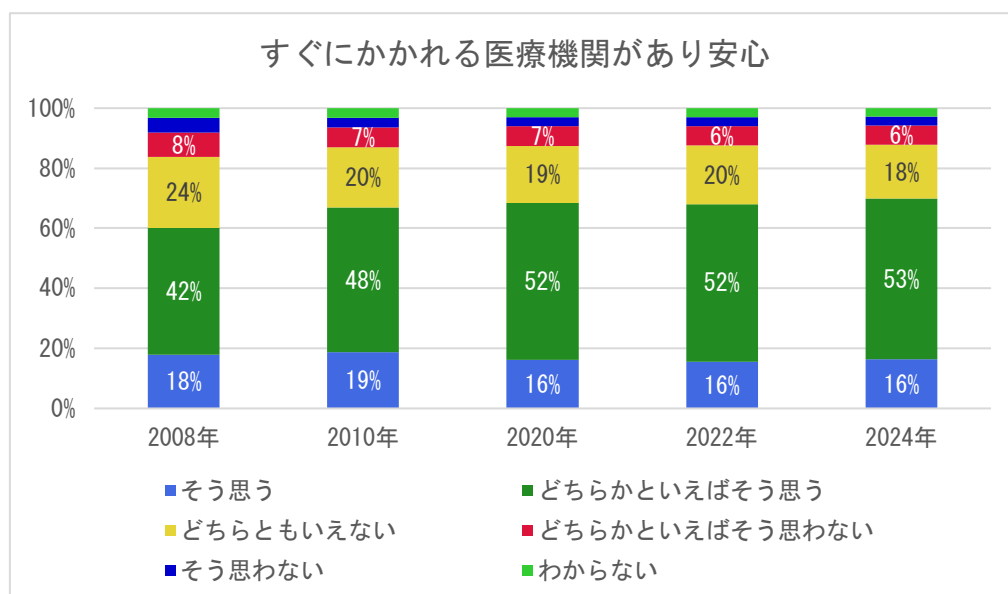


図 3 医療への安心意識に関する回答分布の推移

図3は医療への安心意識の回答分布を、図1、図2同様に帯グラフで示したものである。回答の分布は地区の安全意識と類似しており、「そう思う」と「どちらかといえばそう思う」の割合が大きい。両者を合わせた肯定的な回答の割合は、2024年では70%弱に達している。

時点間推移も地区の安全意識と類似している。「どちらかといえばそう思う」の割合が上昇傾向にある一方、「どちらともいえない」と「どちらかといえばそう思わない」の割合は低下傾向を示している。

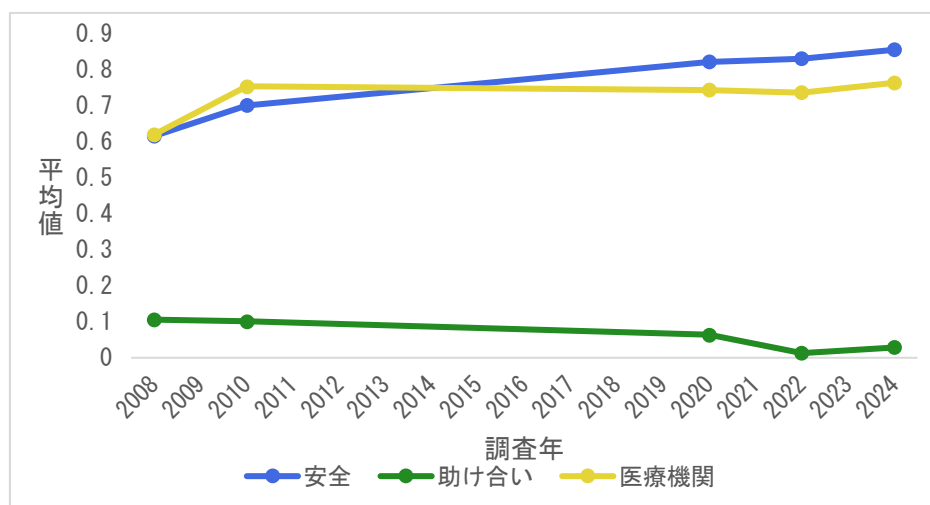


図4 居住地域に関する意識の平均値の時点間推移

以上の集計結果は、地区の安全意識と医療への安心意識が全体として高まる傾向である一方、共助意識は弱まる傾向であることを意味している。そのことを端的に示したのが図4の折れ線グラフである。回答選択肢を得点化し、「そう思う」に2点、「どちらかといえばそう思う」に1点、「どちらともいえない」に0点、「どちらかといえばそう思わない」に-1点、「そう思わない」に-2点を割り当て、「わからない」は集計から除外した。

平均値としてまとめると、どの回答がどのくらいの割合であるのかは分かりにくくなる。他方、平均的な意識の推移や調査事項間での違いはより見えやすくなる。図1から図3までの結果の通り、2008年から2024年にかけて地区の安全意識が高まり、医療への安心意識も微増する一方、共助意識は若干弱まる傾向を示している。また、地区の安全意識、医療への安心意識と、共助意識の差が徐々に広がっているともいえる。

(2) パネルデータ分析の結果

a. 分析に用いた変数と方法

居住地域に関する意識は、時点間だけでなく調査への回答者の状況によっても変わりう

る。そこで、以下では対象者に関する複数の個人属性の影響を統制しながら、各属性と意識の関連をみてゆく。具体的には、2008年から2024年までの5時点のデータをプールし、各回答者に各時点の情報が紐づけられる入れ子状のデータ（ロングデータ）を作成し、ランダム効果モデルと呼ばれるパネルデータ回帰分析の手法の一種を用いる。

従属変数は、ここまでみた居住地域に関する3つの意識変数である。図4の折れ線グラフと同様に-2から2までの値をとる変数についてランダム効果モデルをあてはめる。

回帰分析に用いる独立変数は、性別（女性を1、男性を0とするダミー変数）、調査時居住都市規模（16大市⁴を基準とする「その他市」「町村」ダミー変数）、調査年（2008年を基準とするダミー変数）、調査時年齢、調査時配偶状態（いる場合を1、いない場合を0とするダミー変数）、調査時末子年齢（子どもがいない場合を基準とする各年齢段階のダミー変数）、調査時居住形態（持ち家を1、それ以外を0とするダミー変数）、学歴、調査時就業状況、調査時都道府県、サンプル種別の11種類である。このうち、学歴、就業状況、都道府県、サンプル種別（継続、追加、リフレッシュサンプル）の結果は以下の図表では割愛する。

b. 性別、都市規模、調査年と居住地域に関する意識との関連

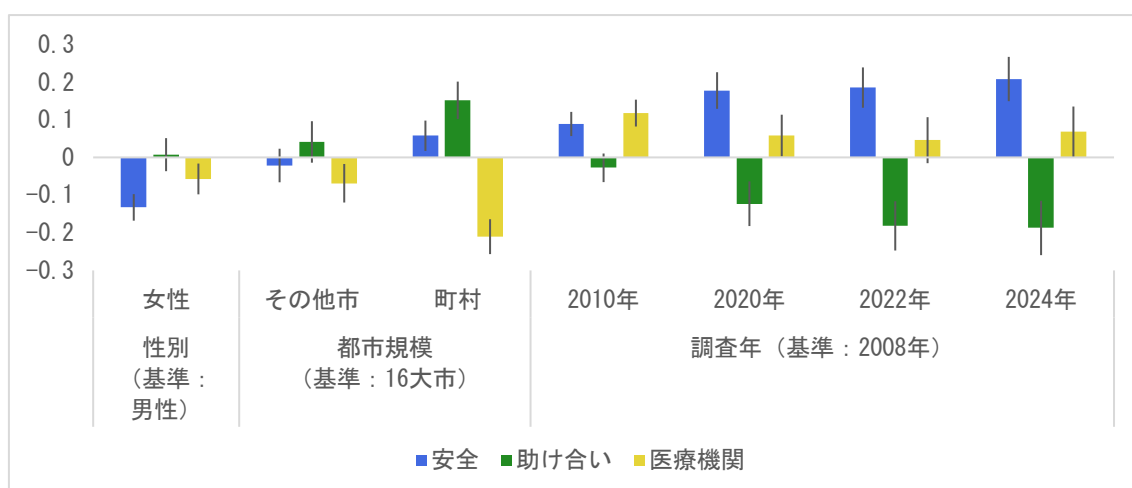


図5 性別・都市規模・調査年の回帰係数

ランダム効果モデルの推定結果のうち、性別、都市規模、調査年のダミー変数の係数をグラフに示したのが図5である。グラフ中の垂直線は回帰係数の推定値の95%信頼区間を意味し、0をまたいでいなければ基準と比較して従属変数の値が高い、または低いと解釈することになる。

性別については、女性は男性と比べて地区の安全意識と医療への安心意識が低い一方、共助意識には差がみられない。都市規模については、16大市と比べて町村では地区の安全意識、共助意識が高く、医療への安心意識は低い。調査年については図4と同様の傾向がみ

⁴ 平成18年時点における政令指定都市および東京都区部のことを指す。

られ、地区の安全意識が年々高まる一方、共助意識は弱まっている。

c. 年齢、家族の状況、持ち家と居住地に関する意識との関連

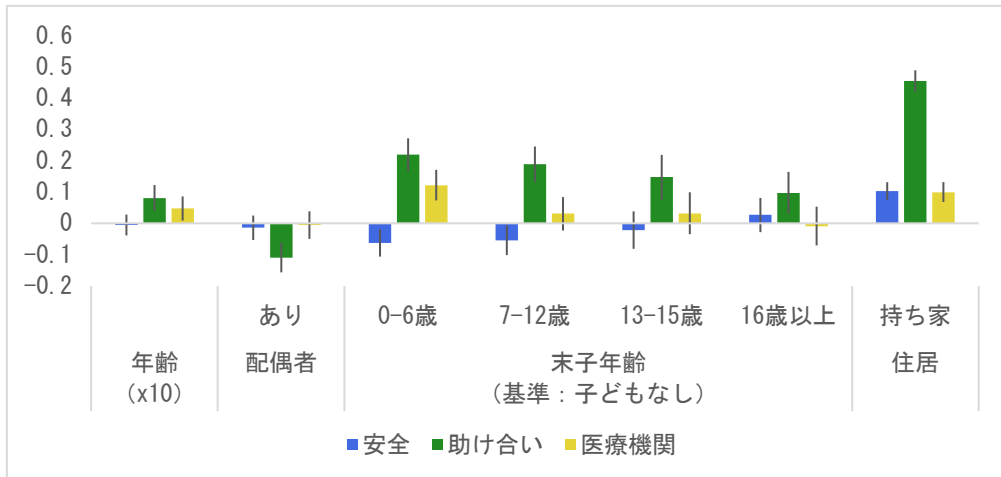


図 6 回答者年齢・配偶状況・末子年齢・住居の状況に関する回帰係数

続いて、年齢、家族の状況、持ち家に関するダミー変数の回帰係数を示したのが図 6 である。年齢については、年齢が高いほど共助意識、医療への安全意識が高い。配偶状況については、配偶者がいる場合にはいない場合と比べて共助意識が低い。末子年齢については、子どもがいない場合と比べて 0～6 歳までの子がいる場合には地区の安全意識が低く、共助意識、医療への安全意識が高い。末子年齢が高くなると、その傾向は弱まってゆく。さいごに居住形態については、持ち家（一戸建てまたは分譲マンション）である場合にはそれ以外の場合と比べて地区の安全意識、共助意識、医療への安全意識のすべてが高い。

(3) 小括：安全、安心、共助の変化と地域・個人差

ここまでの集計、分析結果は、以下の点にまとめられる。第 1 に、回答者全体でみると、居住地域の治安の良さ、医療機関へのアクセスに対する評価はおおむね肯定的なものであり、徐々にではあるがより改善に向かっている。第 2 に、若干ではあるものの地域の人間関係のなかでの共助は弱まっており、その水準は地区の安全意識や医療への安心意識よりも低い。第 3 に、本節で検討した 3 つの居住地域に関する意識については、回答者のライフステージや居住都市規模のあいだで差が見られる。

居住地域に関する意識の変化については、地域社会での共助があまりみられないまま居住環境の安心、安全の意識が高まっているといえる。NHK 放送文化研究所による「日本人の意識」調査では、「会ったときに、挨拶をする程度のつきあい（形式的つきあい）」を希望

する者の割合がほぼ一貫して増加している⁵。本節の結果は、共助がなくとも安心、安全が担保できる環境ならばそれでよいという考え方が反映されたものなのかもしれない。

他方で、上記の全体的な変化のなかでも個別の状況のあいだで差がみられることにも留意すべきである。たとえば、小さな子どもがいれば地域の環境により敏感になる一方、地域の共助を必要とすることによって実際に共助の存在を意識するようになると考えられる。また、大都市とそれ以外の地域での意識の差も、医療施設へのアクセスの容易さや地域の活動などの実際の状況を反映したものといえる。今後の分析では、意識と関連のみられた各要因が、どのような背景、メカニズムを経ているのかを詳細に検討することで、回答者の生活状況と居住地域に関する意識との因果関係にもある程度近づくことができるようになる。

参考文献

法務総合研究所, 2024, 『令和 6 年版 犯罪白書』.

石田賢示, 2018, 「孤立と信頼——平時と災害時の関連性」東大社研・玄田有史・有田伸編『危機対応学——明日の災害に備えるために』勁草書房, 174-203.

(石田賢示)

⁵ NHK 放送文化研究所「日本人の意識 1973-2018」

(<https://www.nhk.or.jp/bunken/yoron-isiki/nihonzin/index.html>, 2025 年 2 月 10 日アクセス)

4. 介護の状況と影響

(1) はじめに

2000年に介護保険制度が創設されて以降、介護のあり方は大きく変化した。厚生労働省「介護保険事業報告」の2000年と2017年調査によれば、介護保険創設後の17年で、居宅サービス利用者は約3.8倍、施設サービス利用者は約1.8倍に増えている。また2023年では、居宅サービス利用者数はおよそ400万人、施設サービス利用者数は約100万人規模と推計され、これは2017年からさらに増加した値で、総サービス受給者数は約599万人に達している。居宅サービス利用者がその大半を占め、施設サービス利用者は全体の約2割弱程度となっているのが現状である。

介護保険制度以前の主な介護提供主体は家族であったが、介護保険制度以降は、主な介護提供主体は家族および非家族（公的介護サービスなど）になりつつあるということだ。この変化は、主に公的介護サービス利用の拡大によってもたらされたと考えられる。しかしながら、非家族によって提供される介護サービスが、家族介護を完全に代替するケースは稀である。介護が必要になった場合には、公的介護サービスを利用しながら、在宅や施設で家族介護を継続することが多いからである。内閣府が2022年に実施した「高齢者の健康に関する調査」によると、「介護が必要になった時に誰に介護を頼みたいか」という質問に対して、男性では58.2%が、女性では34.7%が家族に依頼したいと回答しており、要介護者が家族による介護を希望していることも確認できる。この点を踏まえると、持続可能な介護提供体制を設計する前段階として、介護の状況とその影響を丁寧に把握する必要がある。こうした背景を踏まえ、本稿では、「東大社研パネル調査」の「継続・追加サンプル」から10年間のデータを用い、以下の3点について分析を行う。第1に、家族介護を提供しているのは誰なのかについて、性別・世代別・配偶者の有無別に集計する。基礎的な属性に基づいた集計をすることで、介護者がどの程度いるのか、また時系列でどの程度変化するのかを明らかにすることが目的である。第2に、家族介護をすると介護者の就業にどのような影響を与えるのかを明らかにする。昨今では、介護を理由とした介護離職が問題となっている。本稿では、介護離職がどの程度生じているのかを定量的に明らかにする。第3に、家族介護は時に介護者の健康に影響を与えることが知られている。例えば、家族介護が介護者の健康に負の影響を与えることがある。本稿では、家族介護が主観的健康およびメンタルヘルスにどのような影響を与えるのかを明らかにする。

(2) 誰が介護をしているのか

本節では、誰が介護をしているのかについて、性別・世代別・配偶者の有無別に集計を行う。世代については、東大社研パネル調査における壮年サンプル世代（2024年時点で52-58歳）、若年サンプル世代（2024年時点で38-51歳）、リフレッシュサンプル世代（2024年時点で26-37歳）に分類する。また家族介護の有無については、仕事以外で現在介護をし

ている場合に、介護者としてコーディングしている。図1が集計の結果である。図1からは、以下の5点が分かる。第1に、2024年では、壮年調査世代女性で約22.5%、壮年調査世代男性で約10.4%、若年調査世代女性で約6.3%、若年調査世代男性で約5.1%、リフレッシュ調査世代女性で約3.0%、リフレッシュ調査世代男性で約1.9%が家族介護をしている。第2に、対象者の年齢（調査年）を重ねるごとに介護者の割合は増加傾向にある。ただし、2021年については、とりわけ女性・壮年世代において値が前年に比べて低下しており、コロナ禍において対面が制限され介護が困難な状況も推測される。第3に、男性よりも女性の方が介護者の割合が高く、介護というケア役割についても女性を中心に担っていることがわかる。第4に、配偶者の有無で介護者になるか否かが異なるのは男性において顕著である。換言すれば、男性は配偶者がいる場合には介護の役割を妻が担っている一方で、女性の場合には配偶者の有無にかかわらず介護の役割を担っている。第5に、壮年世代は若年世代やリフレッシュ世代に比べて介護者の割合が高い。これは、壮年世代の方が親の年齢も高く、介護を必要とする者が身近に増えるためだと考えられる。

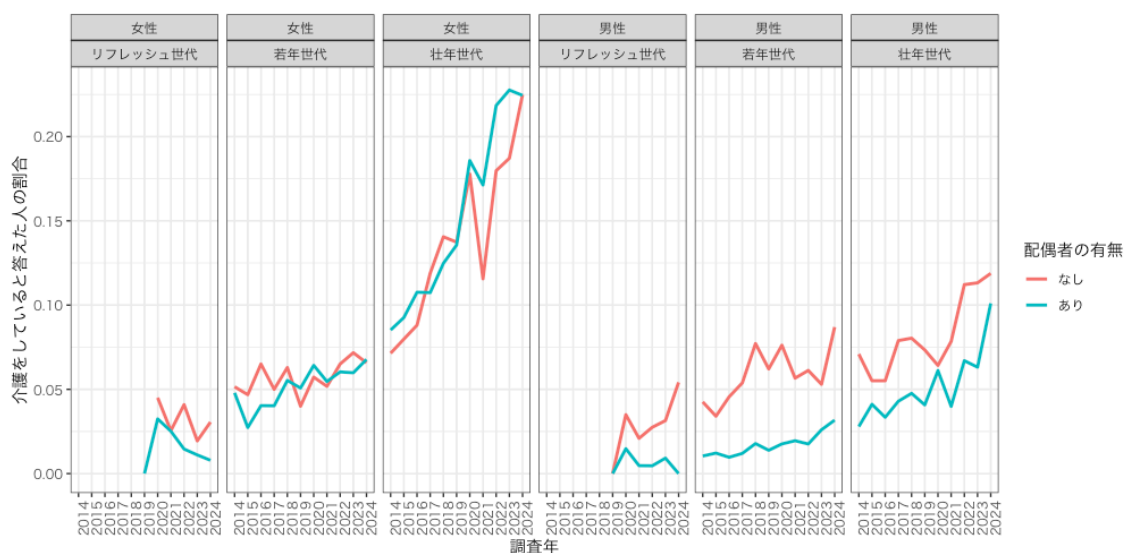


図1 性別・世代別・配偶者の有無別にみた介護者の割合

(3) 介護が就業に与える影響

厚生労働省「令和4年雇用動向調査」によれば、令和4年の常用労働離職者780万人のうち、「個人的理由による離職」は73.8%を占めており、「介護・看護」による離職は1.4%となっている。また、平成25年に取りまとめられた「社会保障制度改革国民会議報告書」には、「今後、要介護者が急増する中、親などの介護を理由として離職する人々が大幅に増加する懸念がある」との記述があり、これからの日本社会において介護と就業の両立を支援する制度設計は喫緊の課題である。ここでは、家族介護をすると就業（就業の有無と労働時間）にどのような影響を与えるのかについて、男女別に分析をおこなう。用いるデータは図1と

同様に、11年分の東大社研パネル若年・壮年・リフレッシュ調査データである。ここでは、家族介護をしていない状態からする状態になると、就業にどのような影響を与えるのかを確認するため、時点と個体の固定効果モデルによって推定をおこなう。結果変数と処置変数の他の調整変数は、年齢、年齢2乗、配偶者の有無、子どもの有無である。固定効果モデルによる推定結果が図2である。

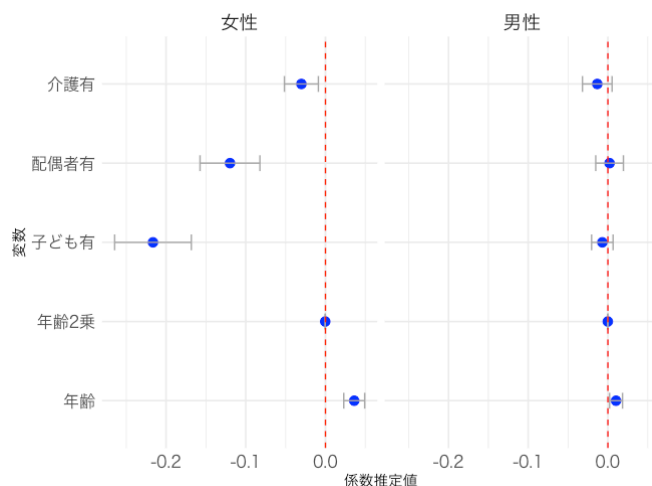


図2：固定効果モデルによる介護が就業に与える影響の推定結果

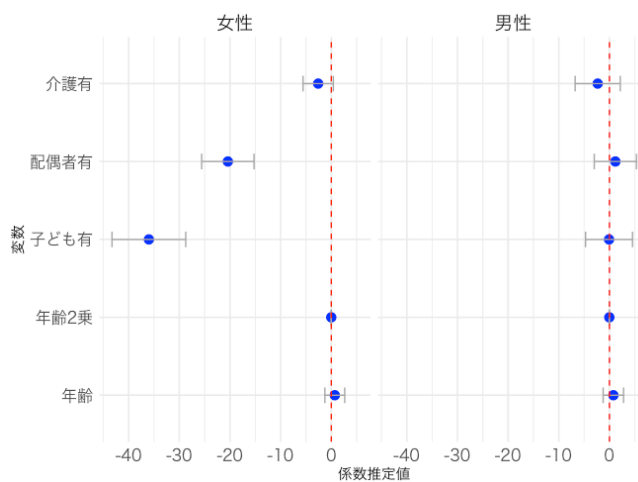


図3：固定効果モデルによる介護が労働時間に与える影響の推定結果

図2、3の分析結果からは、女性においてのみ家族介護が就業に影響を与えていることが確認できる。具体的には、家族介護をすると就業確率が平均で3%低くなり、労働時間(月)が平均で2.6時間短くなる。男性についてこうした関連は確認できなかった。なぜ女性においてのみ、家族介護が就業の抑制や労働時間の短縮に繋がるのだろうか。今回の分析では、介護の有無を変数として用いており、どのような介護をしているのか、どの程度介護をして

いるのかを考慮していない。したがって、介護の内容や時間が男女で異なるために、女性においてのみ負の関連がみられたことは否定できない。

(4) 介護が健康に与える影響

最後に、介護をすると健康（主観的健康とメンタルヘルス）にどのような影響を与えるのかについて、男女別に分析をおこなう。近年では、「介護疲れ」「介護うつ」が報道されることが多く、長時間および長期間の介護が健康に与える様々な側面が問題視されている。以下では、介護と健康の関連についての分析結果を紹介する。介護については、これまでと同様の変数を用いる。健康については、主観的健康（self-rated health）を変数として用いる。東大社研パネル調査における主観的健康（self-rated health）とは、「あなたは、自分の健康状態についてどのようにお感じですか」という質問に対して、「1：とても良い」「2：まあ良い」「3：普通」「4：あまり良くない」「5：悪い」の選択肢で測定される。解釈をわかりやすくするために、値が高くなるほど健康状態が良くなるよう値を反転して分析を行った。メンタルヘルスの指標としては、MHI-5（Mental Health Inventory 5）を用いる。MHI-5は、過去1ヶ月間で「かなり神経質であった」「どうにもならないくらい気分が落ち込んでいたこと」「落ち着いておだやかな気分であったこと」「落ち込んで、憂鬱な気分であったこと」「楽しい気分であったこと」の5項目について尋ねている。回答選択肢は、それぞれの項目について「1：いつもあった」から「5：まったくなかった」の5件法で測定される。分析では、これらの5項目について単純加算し、値が高くなるほどメンタルヘルスが良くなるよう値を変換している。先述の分析と同様に、介護をしていない状態からする状態になると、健康にどのような影響を与えるのかを確認するため、時点と個体の固定効果モデルによって推定をおこなう。結果変数と処置変数の他の調整変数は、年齢、年齢2乗、配偶者の有無、子どもの有無である。固定効果モデルによる推定結果が図4および図5である。

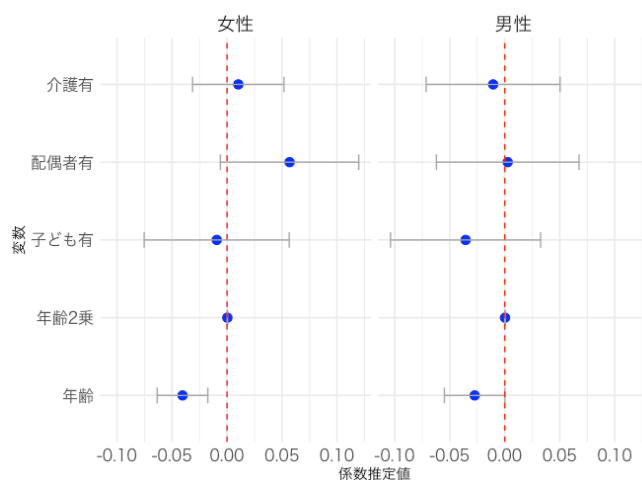


図4：固定効果モデルによる介護が主観的健康に与える影響の推定結果

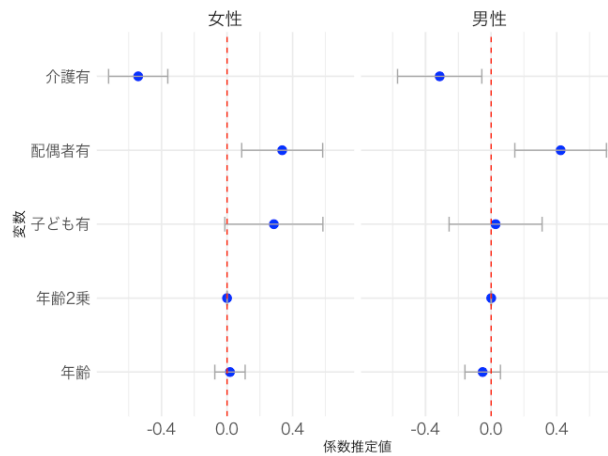


図 5：固定効果モデルによる介護がメンタルヘルスに与える影響の推定結果

図 4, 5 の分析結果からは、男女ともに介護がメンタルヘルスに影響を与えていることが確認できる。具体的には、介護をするとメンタルヘルスが男性で 0.3 ポイント、女性で 0.5 ポイント低くなる。なお主観的健康についてはこうした関連は確認できなかった。家族介護と就業の分析と同様に、今回の分析では、介護の有無を変数として用いているため、介護の質と量を考慮していない。

(5) おわりに

本稿は、同一個人を複数時点にわたって調査した「東大社研パネル調査」データを用い、家族介護の実態とその影響について、以下の 3 点に焦点を当てて分析を行ったものである。

第 1 に、誰が家族介護を実施しているのかという点では、2024 年時点において、壮年調査世代における女性の介護実施割合が約 22.5%、男性が約 10.4%と、明確な男女差が認められた。若年世代やリフレッシュ世代においても、女性の割合が男性を上回っており、さらに対象者の年齢が上昇するにつれて介護者の割合は増加する傾向にあることが確認された。なお、2021 年においては、特に女性・壮年世代で前年に比して介護者の割合が低下していることから、コロナ禍における対面介護の制約が影響した可能性が示唆される。加えて、配偶者の有無による差異は男性において顕著であり、男性は配偶者がいる場合に妻に介護が集中する一方、女性は配偶者の有無にかかわらず介護の役割を担っていることが明らかとなった。

第 2 に、家族介護が就業に与える影響については、固定効果モデルの分析結果より、女性において家族介護状態に移行すると、就業の中断や労働時間の短縮といった負の影響が生じることが確認された。対して、男性には同様の関連は認められず、介護負担のジェンダー差が就業に及ぼす影響において重要な要因となっていることが示唆された。

第 3 に、家族介護が健康に与える影響の検討では、主観的健康に関しては統計的な有意性

が確認されなかったものの、メンタルヘルスに関しては、介護を行うことで男女ともに低下する傾向が見られた。特に女性では、介護によるストレスが顕著に現れる結果となり、長時間あるいは長期の介護が身体的健康にも影響を及ぼしうる可能性が示唆された。これらの結果は、介護の有無を二値変数として分析したため、介護の質や量といった側面が十分に反映されていないことを踏まえても、ジェンダーごとに異なる介護ストレスが存在することを裏付けるものである (Zwar et al. 2020)。

以上の分析結果から、2000年に介護保険制度が創設されて以降、制度の充実にもかかわらず、家族介護は依然として重要なケア提供手段であり、特に女性においては介護負担が就業やメンタルヘルスに深刻な影響を及ぼしていることが明らかとなった。また、世代や配偶者の有無による介護者の実態の違いは、介護の社会化が進展する以前から存在していたジェンダー規範が依然として継続していることを示唆している。今後の政策立案においては、家族介護の実態を的確に把握し、介護と就業の両立支援、介護者の健康維持に向けた施策を、ジェンダーや世代、家族構成の違いを考慮しながら柔軟に設計することが求められる。

引用文献

Zwar, L., H.-H. König, & A. Hajek, 2020, "Psychosocial Consequences of Transitioning into Informal Caregiving in Male and Female Caregivers: Findings from a Population-based Panel Study," *Social Science and Medicine* 264: 113281.

(大久保将貴)

5. 親と同居する無配偶者の親と死別後の経済状況の変化

(1) 親が亡くなった後、同居していた無配偶の子の生活はどう変化するのか

未婚化や少子化が進むなかで、成人後の親子関係もかつてとは異なる様相を呈している。2020年時点で50歳時に未婚だった者の割合は、男性で28.25%、女性で17.81%であり（内閣府 2022）、配偶者や子どもを持たない人々は年々増加している。また、子どもを生み終えた夫婦のうち、子どもが1人の夫婦の割合は2021年時点で19.7%であり（国立社会保障・人口問題研究所 2023）、約5人に1人はひとりっ子である。これらのことから、「身近な家族は自分の親しかいない」という状況にある人々が増加しており、今後も増加していくことが予想できる。

このような状況下で、成人後の親子関係に新たな問題が生じ始めている。たとえば、「80」代の親が「50」代の子どもの生活を支え、親子ともに貧困や社会的孤立に陥ってしまうことが問題視されている「8050問題」や、親の介護のために子どもが離職を余儀なくされ、経済面や精神的健康面で深刻な問題を抱えてしまう介護離職の問題などが挙げられる。これらの問題においては、当事者たちが現在直面している貧困や孤立、精神的不健康の解決という課題もさることながら、「親が亡くなった後、子の生活はどうなるのか？」という将来的不安の解消という課題もある。

先行研究では、親と同居する未婚の中高齢者は、無職の割合が高いことや低所得層が多いこと、社会的孤立の状態あるいは孤立予備軍であることが明らかにされている（藤森 2021；藤森・杉山 2021）。しかし、彼らが親を亡くした後、生活にどのような変化が起きるのかという点については未だ明らかにされていない。そこで本節では、親と同居する無配偶者の経済状況に着目して、親との死別前後でいかなる変化が生じるのかを検討する

(2) 東大社研・若年壮年パネル調査における親との死別経験

まずは、東大社研・若年壮年パネル調査のデータにおいて、親との死別をどの程度の人々が経験しているのかを確認しよう。ここでの親との死別経験の定義は次のとおりである。まず、2007年調査（Wave1）から2024年調査（Wave18）までの各回で、回答者自身の父親と母親それぞれが健在かどうかを識別した⁶。その情報をもとに、最新の2024年調査時点までに父親が亡くなっている場合は「父親との死別経験あり」、母親が亡くなっている場合は「母親との死別経験あり」、両親とも健在の場合は「親との死別経験なし」とした。

⁶ 東大社研・若年壮年パネル調査では、Wave1、Wave7、Wave13～15で父親と母親それぞれが健在かどうかを尋ねているため、これらのWaveでは、その質問項目から父母が健在か否かを識別した。それ以外のWaveでは、過去1年間の出来事経験を尋ねた質問項目の「自分の父が亡くなった」「自分の母が亡くなった」という選択肢を選択しているかどうかによって父母が健在か否かを識別した。

図1は、回答者の年齢層別にみた父親・母親それぞれの死別経験の割合である。当然ながら、回答者の年齢が高いほど父親・母親との死別の経験率は高くなり、40代以降でより高くなっていくことが読み取れる。母親よりも父親との死別経験割合が圧倒的に多く、50代後半では父親との死別経験率は約6割である一方、母親との死別経験率は2割程度にとどまる。

表1には、父親・母親それぞれの享年と、死別したときの回答者の年齢の記述統計を示した。父親と母親の間で大きな違いはなく、平均的に、親が70代半ば、回答者自身が40代半ばで死別を経験している傾向にある⁷。

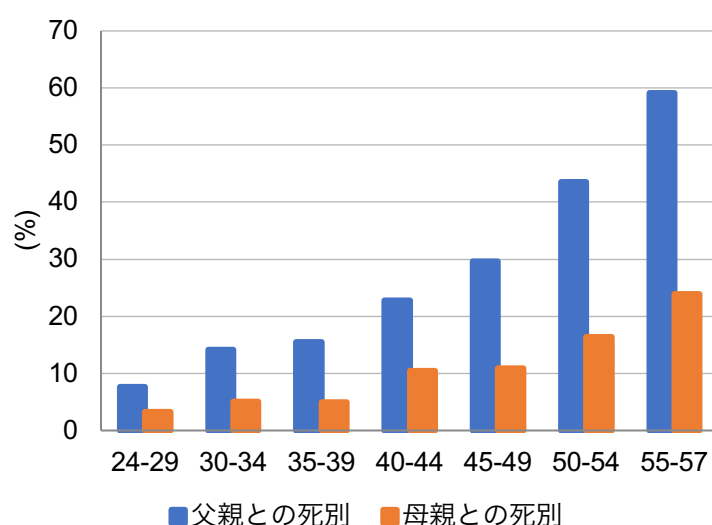


図1 回答者の年齢層別にみた親との死別経験率 (2024年調査時点)

表1 親との死別経験者の親の享年と親死別時点の本人の年齢

	N	Mean	Median	Std. dev.	Min	Max
父親の享年	781	75.38	76	8.20	47	93
母親の享年	340	73.32	75	9.12	46	94
父死別時の回答者の年齢	914	42.93	44	8.47	21	57
母死別時の回答者の年齢	387	43.80	45	7.55	23	57

(3) 死別経験前後での経済状況の変化

⁷ 調査対象者の年齢の最大値が最新の2024年調査時点で57歳であるため、やや若めの結果となっている。

a. 記述的分析

続いて、親との死別経験の前後での経済状況の変化をみてみよう。これ以降の分析では、父母を区別せず「親との死別経験」として扱う⁸。また、親との死別を経験する前の情報も必要となるため、調査開始時点で少なくとも 1 人の親が健在の回答者が分析対象となる (n=7,636)。

図 2 は、親との死別経験前後での世帯収入の平均値の変化である。図の横軸は親と死別した年から何年目かを表し、「0」は親が亡くなった年を意味する。死別経験者全体でみたとき、あるいは有配偶者に限定したときは、親との死別経験の前後で世帯収入に変化は見られない。それに対し、親が亡くなる前年まで同居していた無配偶者においては、親が亡くなった翌年から約 100 万円世帯収入が低下していることがわかる。

図 3 は、親との死別経験前後での個人収入の平均値の変化である。世帯収入とは異なり、個人収入は、親との死別後に大きな変化はみられず、加齢とともに概ね上昇傾向にある。

図 4 は、親との死別経験前後での暮らしむき（主観的な豊かさの評価）の平均値の変化である。暮らしむきは 5 件法で尋ねており、値が大きいほど自らを「豊かである」と感じていることを意味する。暮らしむきについては、死別経験者全体でみたときや、有配偶者に限定したときは、親との死別経験前後で変化がみられない。一方、親が亡くなる前年まで同居していた無配偶者においては、親との死別の前年に 0.2 ポイント程度低下し、死別した年に若干改善するものの、その後は横ばいで推移している。

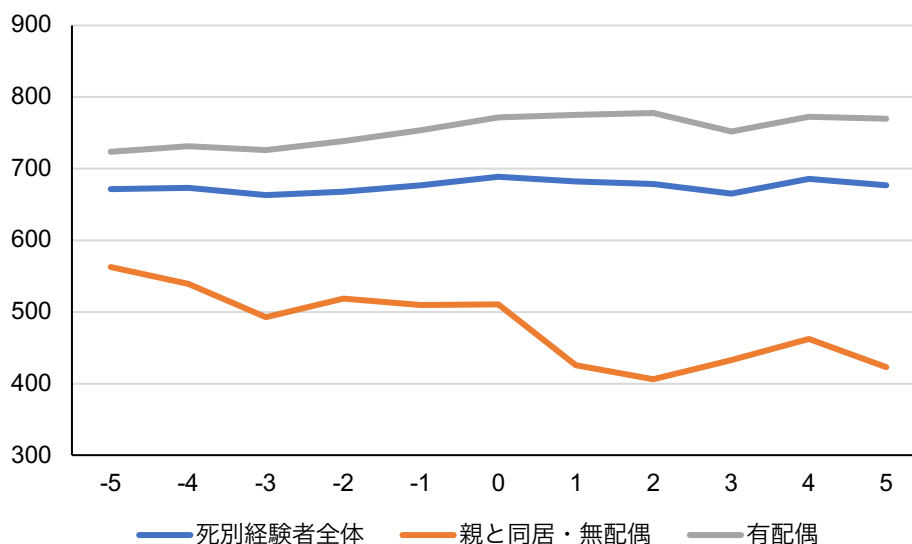


図 2 親との死別経験前後での世帯収入の平均値の変化

⁸ 調査期間中に父母のいずれとも死別した場合、より早いほうの経験を分析に用いた。

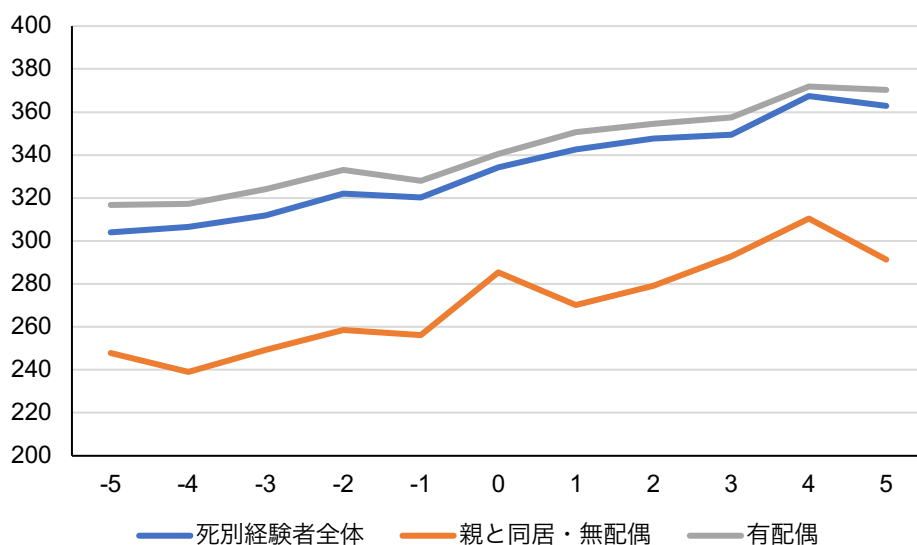


図3 親との死別経験前後での個人収入の変化

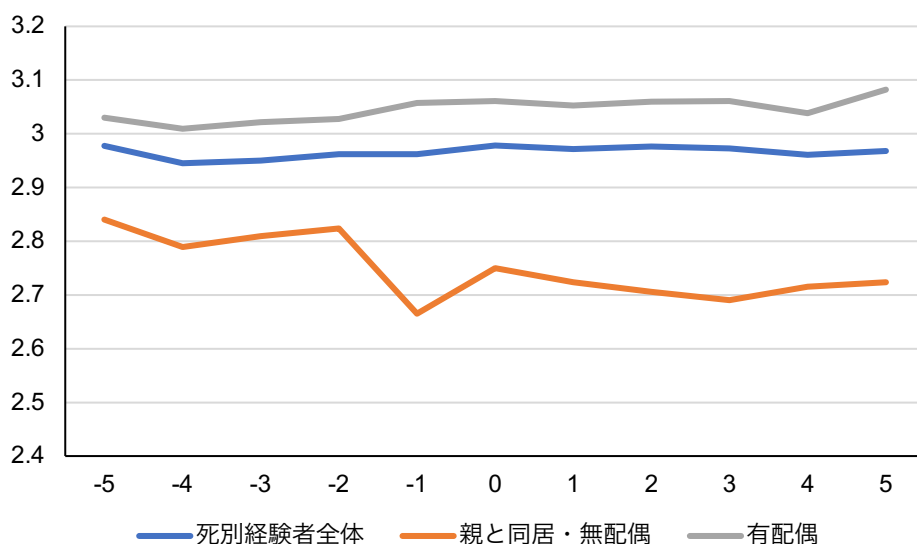


図4 親との死別経験前後での暮らしむきの変化

b. 多変量解析

最後に、上記の記述的分析からみられた傾向は、その他の変数の影響を統制してもなおみられるかどうか、多変量解析によって検討する。表2は、世帯収入、個人収入、暮らしむきを従属変数とした固定効果モデルの結果である。

世帯収入に対する親との死別経験の主効果の係数は49.797であり、親との死別経験と死別前年まで親と同居の無配偶者の交互作用効果の係数が-117.268である。つまり、一般的には親との死別を経験すると世帯収入は約50万円上昇するが、死別前に親と同居していた無配偶者においては、約67万円世帯収入が低下する。

個人収入に対しては、親との死別経験は統計的に有意な影響を及ぼしていない。

暮らしむきに対しては、世帯収入と類似した傾向がみられ、親との死別を経験すると暮らしむきの評価は約 0.05 ポイント上昇するが、死別前に親と同居していた無配偶者においては、むしろ約 0.05 ポイント低下するようである。

表 2 固定効果モデル

	世帯収入	個人収入	暮らしむき
	Coef.	Coef.	Coef.
	(S.E.)	(S.E.)	(S.E.)
親との死別経験	49.797 *** (009)	-.534 (004)	.047 * (000)
親と同居・無配偶	51.114 ** (016)	7.110 (006)	-.060 * (000)
親との死別×親と同居・無配偶	-117.268 *** (023)	9.407 (009)	-.095 * (000)
年齢	4.353 *** (001)	7.189 *** (000)	-.003 ** (000)
従業上の地位 (ref.正規雇用)			
経営・自営業	-27.832 (017)	-23.613 ** (007)	-.062 * (000)
非正規雇用	-65.526 *** (009)	-92.522 *** (004)	-.089 *** (000)
無職・学生・その他	-103.358 *** (010)	-161.973 *** (004)	-.080 *** (000)
N of observations	13025	17376	18129
N of groups	2088	2389	2398
R-squared	.016	.327	.021

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

(4) 小括

本節では、親との死別経験によって、親と同居していた無配偶者の経済状況がいかに変化するかをパネルデータ分析によって検討した。分析の結果から、死別前に親と同居していた無配偶者は、親が亡くなった後、世帯収入が約 67 万円低下し、自身の暮らしむきに対する主観的な評価もごくわずかではあるが低下することが明らかになった。また、このような経済状況の悪化の傾向は、死別経験者全体でみたときや有配偶者にはみられなかった。

親が亡くなった後に世帯収入が 67 万円低下するというのは、一見するとそれほど重大な

影響ではないようにも感じられる。しかし、親と同居していた無配偶者の、親と死別する前の世帯収入の平均値が約 500 万円であることをふまえると、1 年で 10%以上も収入が低下することになる。配偶者などの自分以外の稼得者がいない場合が多い無配偶者にとって、親の年金収入等が得られなくなることのインパクトは小さくないことが示唆された。

参考文献

国立社会保障・人口問題研究所，2023，「現代日本の結婚と出産——第 16 回出生動向基本調査（独身者調査ならびに夫婦調査）報告書」，国立社会保障・人口問題研究所ホームページ，（2025 年 2 月 10 日取得，https://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou16/JNFS16_ReportALL.pdf）。

内閣府，2022，「男女共同参画白書 令和 4 年版」，内閣府男女共同参画局ホームページ，（2025 年 2 月 10 日取得，<https://www.gender.go.jp/about/danjo/whitepaper/r04/zentai/index.html>）。

（俣野美咲）