
特集：ライフコースにおける社会的リスクの実証分析：2022年「生活と支え合いに関する調査」から

男性家族介護者をとりまく諸相 —支え合い調査に基づく知見の再検討—

毛塚 和宏*

抄 録

男性家族介護者は高齢化する社会のなかでゆるやかな増加傾向にある。先行研究では、男性介護者が経済的困難、失業、メンタル面（ウェルビーイング、メンタルヘルス、孤独感）の悪化に直面していることが指摘されている。ただし、これらの知見はサンプルの代表性に課題がある。本論文では、全国調査である2022年生活と支え合いに関する調査を用いて、これら先行研究の知見を検討した。結果、収入・生活満足度・K6・孤独感では男性家族介護者特有の効果は確認できなかったものの、仕事の有無に関してはネガティブな効果が確認された。また、男性介護者内部での異質性を確認した結果、介護相手が配偶者である場合、相対的に生活満足度・K6が悪化していることが確認された。

キーワード：介護，男性介護者，ウェルビーイング

社会保障研究 2024, vol.9, no.3, pp.331-342.

I インTRODクシヨN

1 男性家族介護者のゆるやかな増加

日本において、人口高齢化に伴い介護を必要とする人々が増加している。そのような介護のニーズを受け入れる器の一つは家族の介護である。2000年から介護保険制度がスタートし、介護サービスが利用しやすくなった一方で、依然として家族介護のニーズは存在し続けている。

そのような背景の中、男性家族介護者（以後、単に男性介護者と呼ぶ）はゆるやかな増加傾向にある。厚生労働省の国民生活基礎調査に基づき、介護を要する者のうち、主な介護者が同居しており、かつ男性である者の割合を図1に示した。図1

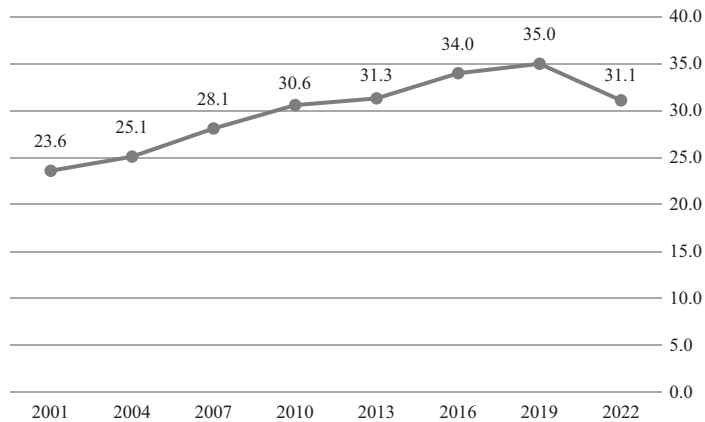
はいわば男性介護者と想定される層の割合を表している。全体として20~35%の間を上昇傾向で推移している。直近の2022年では低下しているものの、依然として無視できない割合で男性介護者が存在していることがわかる。

今後、家族介護を担う男性は一定数存在し続けるだろう。その一方で、先行研究の知見は蓄積されているものの、外的妥当性を持った形では十分に検討されていない。本研究は2022年生活と支え合いに関する調査を用いて、男性介護者の取り巻く環境を明らかにすることを目的とする。

2 先行研究

家族社会学を中心とする先行研究は、男性介護者が直面する困難・苦境を指摘している。春日キ

* 九州大学比較社会文化研究院 准教授



注：横軸：調査年，縦軸：％。

出所：厚生労働省 国民生活基礎調査より筆者作成。

図1 同居している男性が主な介護者である介護を要する者の割合

スヨは男性介護者について、複数の報告書から次のようにまとめている〔春日（2013）〕：男性介護者についてとりまとめた報告書によると、社会的に孤立しやすく、ストレスを抱え込みやすい、支援を受け入れにくく、職業などの社会的地位への固執が見受けられる。

また、春日は介護虐待のうち息子介護者が多いこと、日本の「男性稼ぎ主モデル」において現役世代とみなされる息子世代は、介護離職によって経済的基盤を失いやすいことを指摘している。これは介護する相手との関係性によって、男性の中でも介護に従事することによる影響は異なりうる（i.e. 異質性が存在する）ことを指摘している。

男性介護者がおかれる状況を、虐待による殺人事件、心中事件の新聞記事から分析した羽根文は、加害者側である男性介護者が、介護に熱心であったこと、そして社会的孤立傾向にあったことを指摘している〔羽根（2008）〕。この社会的孤立傾向は、介護対象である親や妻に恩返しをしなければ、という互酬性規範と、「男性らしく弱音を吐かず自力で介護をする」というジェンダー規範、そして「男性なのに介護してえらい」といった周囲の評価とが組み合わさり、加速していった可能性があると、羽根は指摘している。

また、男性介護者のセルフヘルプ・グループに

参加する人々のインタビューを行った松井由香の質的調査は〔松井（2014）〕、参加者が仕事と介護の両立の困難であること、社会的に期待される稼得機能を失った男性がしばしば介護を「第二の仕事」とみなして専心していることを示した。これらは、介護を遂行することで自ら持つ男性性が揺さぶられているがゆえに、ジェンダー規範をさらに強く内面化してきた結果である、と松井は述べている。

永井邦芳らは、特定の市を対象に、男性介護者の心身の特性を調査した〔永井他（2011）〕。在宅で要介護3以上、あるいは要介護3未満だが認知症の者を介護している人を「介護者」とし、被介護者と比較したところ、男性介護者は「心の健康」スコアと精神的サマリースコアが有意に低く、メンタルヘルスが悪化、ウェルビーイングが低下していることが示唆された。

これらの知見は男性介護者を取り巻く諸相を理解するためには、非常に重要な研究群であるが、その一般性には課題が残る。先行研究は、グループインタビューや小サンプルによる分析、あるいは介護虐待にかんする公的統計データや報道の分析から得られたものであり、全国規模の社会調査ではまだ十分に確認されていない。全国レベルのデータを用いて先行研究が指摘した内容を確認す

ることは、学術上重要であると同時に、男性介護者への支援ニーズの把握にもつながり、政策に資する基礎的な情報を提供する。

3 本論文の目的

先行研究の知見を整理すると、男性介護者には以下の傾向があると考えられる：仕事と介護の両立が難しく、経済的な困難を抱え、社会的に孤立しており、メンタルヘルスや生活満足度などが低い。本論文では、対応する変数を用いてこれらの傾向を代表性の高い全国データから確認する。具体的には、次の3つの分析を通して、男性介護者にかんする先行研究の指摘を検討する。

分析1：性別と介護状況変数と各指標との関連を、記述統計と分散分析によって確認する。

分析2：分析1の関連が変数を統制したうえでも確認できるか、多変量解析を行い明らかにする。

分析3：分析2での分析枠組みを用いて、介護する相手の影響を多変量解析から検討する。

分析1と2によって、先行研究の知見が男性介護者に特有のものなのか、確認を行う。また、分析3は男性介護者の異質性を介護相手との関係性から確認をする。

II 方法

1 分析するデータと変数

本論文では、2022年生活と支え合いに関する調査（以下、支え合い調査）の分析を通して、男性介護者を取り巻く状況とその影響を明らかにする。支え合い調査は、人々の生活・家族関係、社会経済的状況や社会保障給付などを明らかにするために実施される国立社会保障・人口問題研究所による社会調査である。前身の社会保障実態調査（2007年実施）から、2012年に第1回生活と支え合いに関する調査が行われ、5年ごとに実施されている。

今回用いるデータは2022年の調査から得られたものである¹⁾。2022年の支え合い調査では、全国の世帯主と世帯員を調査対象としている。具体的には、令和4年国民生活基礎調査（厚生労働省）の調査地区から無作為に300地区抽出し、その地区内のすべての世帯の世帯主および18歳以上の世帯員を調査対象者として設定している。この点において、支え合い調査は代表性の高いデータであり、本論文の目的に合致している。

支え合い調査の質問紙は、世帯全体について尋ねる世帯票と、世帯員それぞれが回答する個人票との2種類が存在する。本研究で主に用いるのは個人票の設問である。分析の中心となる変数は性別と介護状況の有無である。個人票問8「現在、どなたかの介護をしていますか。仕事での介護従事は除いてお答えください。」という設問に「している」と回答した人を介護者、「していない」とした人を非介護者と定めた。

被説明変数として、収入・仕事・ウェルビーイングに関する7変数を取り上げる。収入に関する個人収入・世帯収入の2変数を用いる。仕事については、仕事の有無（勤めの場合の）職場での呼称の2変数を、ウェルビーイングの指標として生活満足度、K6、孤独感を用いる。生活満足度と孤独感はそれぞれ11段階、5段階で尋ねた選択肢を点数化している。生活満足度は点数が高いほど満足しており、孤独感は点数が高いほど強い孤独感を抱えていることを表す。また、K6はメンタルヘルスを測る指標であり〔Kessler et al. (2002)〕、点数が高いほどメンタルヘルスが悪いことを示している。また、ほかの統制変数として、学歴4分類（中卒、高卒、短大・高専卒、大卒）、年齢、配偶関係（未婚、既婚、離死別）の3変数を用いる。

2 分析枠組み

分析1では、各変数と性別と介護状況とのクロス表を作成し、変数間の基本的な関係を明らかにする。分析2では被説明変数のうち、職場での呼称を除いた6変数に対して、多変量解析を行い、性

¹⁾ 支え合い調査の詳細は報告書〔国立社会保障・人口問題研究所（2023）〕や解説〔黒田他（2024）〕を参照していただきたい。

別と介護状況との各変数の関連を明らかにする。仕事の有無については二項ロジスティック回帰分析を、ほかの5変数は回帰分析を用いる。分析に際して具体的には以下の説明変数が異なる4つのモデルを基に分析を行う。ここに、男性×介護変数は、男性ダミーと介護ダミーの交互作用項を表す。

M0：年齢＋年齢の二乗＋学歴＋男性ダミー＋介護ダミー＋男性×介護変数

M1：M0＋配偶関係

M2：M0＋仕事の有無

M3：M0＋配偶関係＋仕事の有無

これらのモデルにおいて、最も注目すべきは男性×介護変数の係数である。この係数が男性介護者固有の影響を表すことになる。先行研究の知見に基づけば、男性×介護変数が世帯・個人収入では負、生活満足度では負、K6・孤独感では正、そして仕事の有無に対しては負であることが期待される。

M0をベースラインモデルとして、配偶関係、仕事の有無を順次投入しているのは、男性×介護変数の影響がどの要因によって説明されるかを確認するためである。例えば、男性×介護変数の係数の値がM1のほうがM0より小さくなった場合には、当初見られていた男性介護者固有の影響は、配偶関係によって部分的に説明された、とみなすことができる。なお、仕事の有無についてはM0とM1のモデルのみで検討する。

本論文では、各モデルの男性ダミー、介護ダミー、男性×介護変数の係数と信頼区間を計算する。また、世帯収入・個人収入については、1を足して対数変換を行った上で回帰分析を行う（すなわち、 $Y \rightarrow \log(Y+1)$ という変換である）。

分析3では、介護している相手によって各指標がどのように変化するのか、サンプルを男性介護者に限定し、分析2で用いた多変量解析の枠組みに、介護相手変数を追加投入して分析を行う。使用するモデルは以下の通りである。

M4：年齢＋年齢の二乗＋学歴＋配偶関係＋仕事の有無＋介護相手変数

M4'：年齢＋年齢の二乗＋学歴＋配偶関係＋介護相手変数

M4'は仕事の有無を被説明変数とした分析に、M4はそれ以外の被説明変数を対象とした分析に適用する。

介護している相手は調査票上では「介護している」と回答した際に付問として8つの相手（自分の親、配偶者の親、配偶者、子ども、祖父母、きょうだい、親戚、その他）から複数回答形式で選ぶ形になっている。本論文では、まず複数回答（e.g. 2つの選択肢に○を付けた）、およびいずれにも○をつけなかったサンプルを除外し、男性介護者内で介護相手の8選択肢のいずれか一つを必ず選択するように分析データを限定した。そのうえで、エフェクトコーディングを行い〔Hardy (1993)〕、介護相手変数の各係数を平均値からのズレとして解釈できるようにした。例えば、K6を被説明変数とした回帰分析において、配偶者の係数が正であれば、配偶者を介護している男性のK6は分析サンプル内の平均値より高い値である、ということを表す。なおコーディングの関係上、「自分の親」の係数はほかの7変数の係数によって決定され（具体的には $-\sum \beta_k$ ）、有意性の検討はできない。

III 結果

1 分析1：性別・介護状況と各指標の関連

分析1では、度数分布表や平均値を用いて、性別と介護状況の2変数とほかの各指標がどのように関連しているのか、明らかにする。表1に質的変数、表2に量的変数の分析結果を示した。それぞれの変数の特徴を確認する。

まずは、統制変数である学歴・配偶状況から簡単に確認する（表1）。学歴変数から見ると、非介護層に比べて介護層は若干高卒比率が高い傾向にある（女性：35.9% / 42.8%，男性：33.8% / 37.1%）。配偶状態では、男女ともに介護層のほう

表1 性別・介護状況変数と諸変数の度数分布表・カイ二乗検定

度数 (割合)	女性 非介護	女性 介護	男性 非介護	男性 介護
学歴：中卒	807 (11.2)	74 (9.3)	756 (11.2)	64 (12.5)
学歴：高卒	2579 (35.9)	342 (42.8)	2281 (33.8)	190 (37.1)
学歴：短大・高専	1087 (15.1)	132 (16.5)	251 (3.7)	17 (3.3)
学歴：大卒	1301 (18.1)	104 (13.0)	2439 (36.2)	174 (34.0)
学歴：無回答	1409 (19.6)	148 (18.5)	1019 (15.1)	67 (13.1)
$\chi^2 = 1088.3^{***}, df = 12.$				
配偶状態：未婚	1349 (18.8)	103 (12.9)	1644 (24.4)	90 (17.6)
配偶状態：既婚	4374 (60.9)	599 (74.9)	4598 (68.2)	382 (74.6)
配偶状態：離死別	1290 (18.0)	86 (10.8)	402 (6.0)	31 (6.1)
配偶状態：無回答	170 (2.4)	12 (1.5)	102 (1.5)	9 (1.8)
$\chi^2 = 582.0^{***}, df = 9.$				
仕事：していない	3331 (46.4)	416 (52.0)	2091 (31.0)	199 (38.9)
仕事：している	3782 (52.7)	377 (47.1)	4618 (68.5)	313 (61.1)
仕事：無回答	70 (1.0)	7 (0.9)	37 (0.5)	0 (0.0)
$\chi^2 = 420.8^{***}, df = 8.$				
呼称：正規の職員・従業員	1555 (21.6)	94 (11.8)	3012 (44.6)	157 (30.7)
呼称：パート	1200 (16.7)	139 (17.4)	182 (2.7)	27 (5.3)
呼称：アルバイト	155 (2.2)	20 (2.5)	156 (2.3)	9 (1.8)
呼称：派遣社員	124 (1.7)	9 (1.1)	80 (1.2)	2 (0.4)
呼称：契約社員・嘱託	217 (3.0)	26 (3.3)	323 (4.8)	41 (8.0)
呼称：利用者 (障害者就労 継続支援), その他	66 (0.9)	10 (1.3)	100 (1.5)	4 (0.8)
呼称：不詳	144 (2.0)	19 (2.4)	93 (1.4)	5 (1.0)
呼称：非該当	3628 (50.5)	464 (58.0)	2645 (39.2)	251 (49.0)
呼称：無回答	94 (1.3)	19 (2.4)	155 (2.3)	16 (3.1)
$\chi^2 = 1648.9^{***}, df = 27.$				

注：*：p<0.05, **：p<0.01, ***：p<0.001。
出所：2022年生活と支え合いに関する調査より筆者作成。

表2 性別・介護状況変数と諸変数の平均・標準偏差・F検定の結果

平均 (標準偏差)	女性 非介護	女性 介護	男性 非介護	男性 介護
年齢	56.6 (18.8)	62.2 (13.8)	55.5 (18.3)	62.1 (14.1)
$F = 49.5^{***}, df = (3, 15237).$				
世帯収入	495.5 (482.5)	466.7 (449.5)	534.5 (486.9)	483.9 (486.7)
$F = 345.1^{***}, df = (3, 11467).$				
個人収入	194.0 (183.6)	180.6 (222.8)	384.5 (405.9)	352.8 (299.2)
$F = 10.0^{***}, df = (3, 14294).$				
生活満足度	6.1 (2.1)	5.7 (2.1)	5.9 (2.2)	5.4 (2.1)
$F = 22.7^{***}, df = (3, 14658).$				
K6	4.5 (4.9)	5.8 (5.3)	4.0 (4.8)	5.1 (5.4)
$F = 43.0^{***}, df = (3, 14934).$				
孤独感	2.4 (1.1)	2.5 (1.1)	2.2 (1.1)	2.5 (1.1)
$F = 19.1^{***}, df = (3, 15010).$				

注：*：p<0.05, **：p<0.01, ***：p<0.001。
出所：表1と同じ。

が非介護層よりも既婚率が高い。

表2に目を移すと、年齢は男女問わず介護層が約62歳、非介護層が56歳前後であり、介護層が相対的に高い。これは、自らの加齢に伴って親などの年齢も上昇し、介護者となることが示唆される。実際、介護相手として「自分の親」と回答した人が男女問わず約半数（男性52.7%/女性48.6%）を占めていることから理解できる〔国立社会保障・人口問題研究所（2023），p.148〕。

続いて、被説明変数の関連を確認する。表1の仕事の有無を見ると、介護層のほうが非介護層より仕事をしている割合が低い傾向がある。さらにその内訳をみると、介護層は正規職の割合が少なく、非正規職の割合が多い。これは、介護層の年齢が高いことに加え、時間の融通がしやすいことが影響を与えている可能性がある。

世帯収入・個人収入は、全体として介護層のほうが非介護層に比べて低い（表2参照）。これは先ほどの仕事の有無・従業上の地位によって説明できるだろう。すなわち、介護層のほうが、有職率

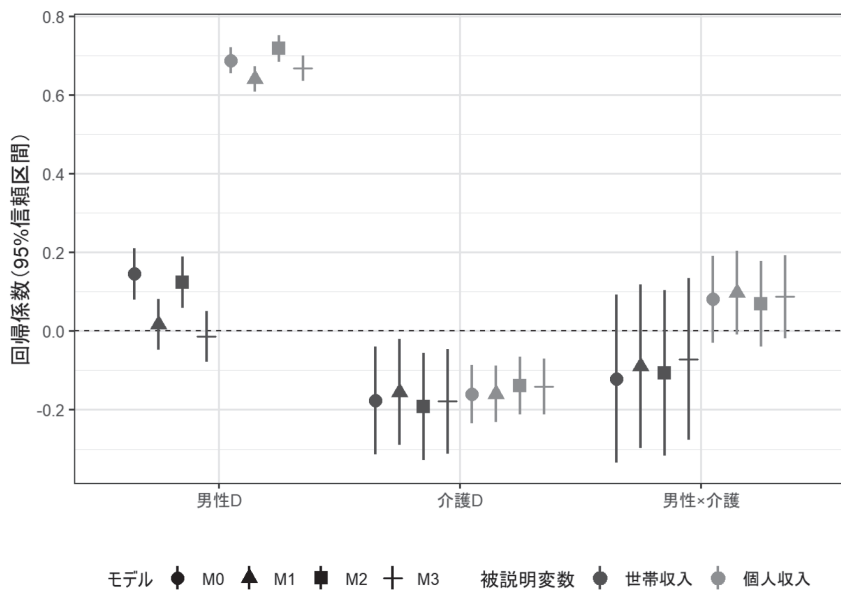
が低く、非正規職が多いことが反映していると考えられる。

メンタルヘルスを示す3つの変数は、男性・介護 ≤ 女性・介護 < 女性・非介護 < 男性・非介護という形で、メンタルヘルスの状態の順序関係があることである。男性・介護層がすべての指標で最も悪く、男性・非介護層が最も良い。

2 分析2：多変量解析

分析1で示した傾向は、ほかの変数を統制しても観測されるのだろうか。多変量解析の結果のうち、男性ダミー、介護ダミー、そして両者の交互作用（男性×介護変数）の係数を示したのが表3、点推定値と95%信頼区間を示したのが図2~4である。また、最終モデルの結果を表4に示した。

まず、収入面からみると、大枠では男性ダミーの係数は正の値を、介護ダミーは負の値を示している。これは、これまでの先行研究の知見と一致する。その一方で、男性×介護変数の係数は統計学的に有意ではない。この点において、先行研究



注：M0：年齢+年齢の二乗+学歴+男性ダミー+介護ダミー+男性×介護，M1：M0+配偶関係，M2：M0+仕事の有無，M3：M0+配偶関係+仕事の有無。
出所：表1と同じ。

図2 世帯収入・個人収入に対する回帰係数の点推定値と95%信頼区間

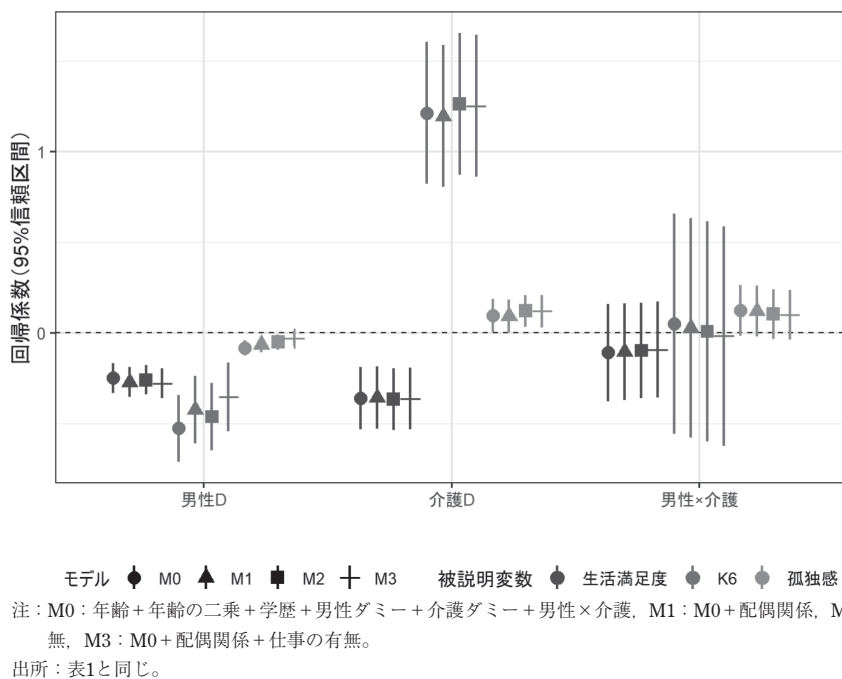


図3 生活満足度・K6・孤独感に対する回帰係数の点推定値と95%信頼区間

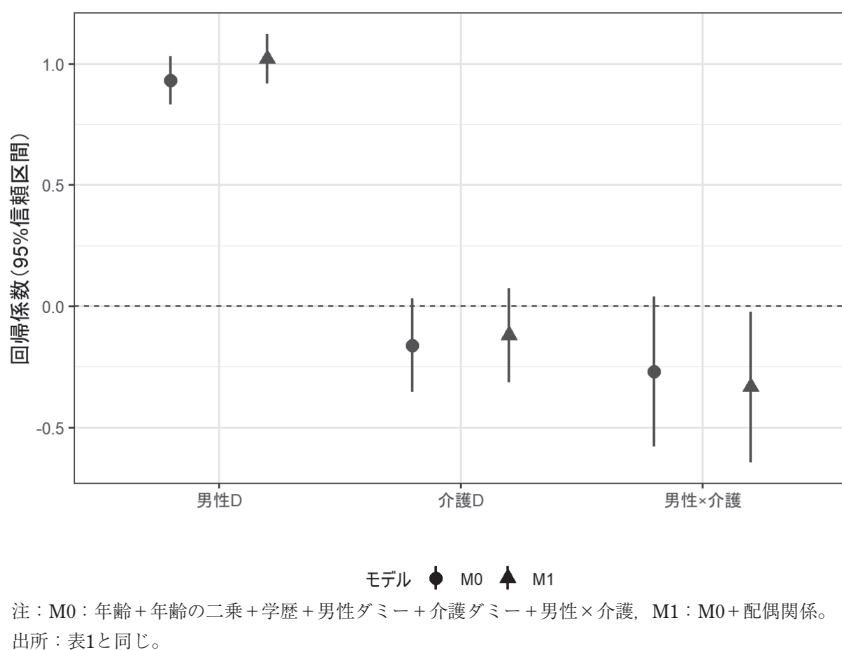


図4 仕事の有無に関する回帰係数の点推定値と95%信頼区間

表3 多変量解析による男性ダミー、介護ダミー、男性×介護の係数

		男性D	介護D	男性×介護
世帯収入 (N=11,695)	M0	0.145 ***	-0.177 *	-0.121
	M1	0.017	-0.155 *	-0.090
	M2	0.124 ***	-0.191 **	-0.107
	M3	-0.014	-0.179 **	-0.071
個人収入 (N=9,433)	M0	0.687 ***	-0.160 ***	0.080
	M1	0.640 ***	-0.160 ***	0.097 +
	M2	0.718 ***	-0.139 ***	0.069
	M3	0.668 ***	-0.141 ***	0.087
生活満足度 (N=11,977)	M0	-0.250 ***	-0.361 ***	-0.109
	M1	-0.273 ***	-0.357 ***	-0.104
	M2	-0.260 ***	-0.365 ***	-0.097
	M3	-0.279 ***	-0.364 ***	-0.093
K6 (N=12,115)	M0	-0.526 ***	1.213 ***	0.050
	M1	-0.424 ***	1.194 ***	0.027
	M2	-0.463 ***	1.262 ***	0.008
	M3	-0.353 ***	1.250 ***	-0.018
孤独感 (N=12,251)	M0	-0.085 ***	0.096 *	0.124 +
	M1	-0.065 **	0.092 *	0.120 +
	M2	-0.051 *	0.121 **	0.104
	M3	-0.030	0.119 **	0.099
仕事の有無 (N=12,336)	M0	0.931 ***	-0.162 +	-0.271 +
	M1	1.020 ***	-0.120	-0.334 *

注：仕事の有無については、二項ロジスティック回帰分析、それ以外は線形回帰分析。+：p<0.10，*：p<0.05，**：p<0.01，***：p<0.001。M0：年齢+年齢の二乗+学歴+男性ダミー+介護ダミー+男性×介護，M1：M0+配偶関係，M2：M0+仕事の有無，M3：M0+配偶関係+仕事の有無。

出所：表1と同じ。

が示唆するような収入の低下は積極的に観測されなかった。

次に、ウェルビーイングやメンタルヘルスなどの面からその効果を確認する。生活満足度では、男性ダミーは負、介護ダミーは負であるので、全体として、男性、あるいは介護をしているほど満足度は低い。そして、男性×介護変数の係数は負なので、男性介護者はさらに生活満足度が低下している傾向がある。

K6については、男性ダミーでは負、介護ダミーでは正の影響が確認された。男性は女性に比べてメンタルヘルスが良く、介護者は非介護者に比べて悪いことがわかる。男性×介護変数の係数はM0では正の値であるものの、配偶関係・仕事の有無を統制すると負の傾向（＝メンタルヘルス改善の方向）が現れる。ただし、生活満足度、K6ともに男性×介護変数の係数は有意ではないので、積

極的に解釈することはできない。

一方、孤独感に関しては、男性ダミーが負であるが、表3のモデル間の係数からみると、その効果は配偶関係と仕事の有無によって説明される。これは、M0では男性ダミーの係数は-0.085であるが、配偶関係・仕事の有無を投入したM3では-0.030とその絶対値が低下していることから読み取れる。一方、介護ダミーは一貫して正の効果を持つので、介護をしていることは孤独感を高める。また、男性×介護変数は正の効果を持つ。すなわち男性介護者はほかと比べて相対的に孤独感が高いことが見て取れる。ただし、この影響の一部は男性ダミーと同様に仕事の有無によって説明される。M0に比べて、M2・M3の男性×介護変数の係数が低下しているからである。

最後に仕事の有無について、図4をもとに確認する。まず、男性ダミーは正の効果が表れてい

表4 多変量解析による結果（仕事の有無，配偶状態を投入したモデル）

		世帯収入		個人収入		生活満足度	
		係数		係数		係数	
	切片	5.264	***	3.658	***	6.091	***
	年齢	-0.028	***	0.022	***	-0.060	***
	年齢の2乗	+0.000	***	-0.000	***	+0.001	***
学歴 ref. 中卒	高卒	0.392	***	0.085	**	0.507	***
	短大・高専卒	0.583	***	0.172	***	0.893	***
	大卒以上	0.714	***	0.482	***	1.365	***
仕事の有無	有職ダミー	0.844	***	0.557	***	0.120	*
配偶状態 ref. 未婚	既婚	0.552	***	0.105	***	0.856	***
	離死別	-0.016		0.307	***	0.356	***
	男性ダミー	-0.014		0.668	***	-0.279	***
	介護ダミー	-0.179	**	-0.141	***	-0.364	***
	男性×介護	-0.071		0.087		-0.093	
	adj. R2	0.139		0.337		0.071	
		K6		孤独感		仕事の有無	
	切片	7.227	***	2.096	***	-4.136	***
	年齢	-0.013		0.026	***	0.253	***
	年齢の2乗	-0.000		-0.000	***	-0.003	***
学歴 ref. 中卒	高卒	-0.739	***	-0.100	**	-0.025	
	短大・高専卒	-0.877	***	-0.092	*	-0.056	
	大卒以上	-1.114	***	-0.125	***	-0.024	
仕事の有無	有職ダミー	-0.688	***	-0.128	***		
配偶状態 ref. 未婚	既婚	-0.786	***	-0.523	***	0.612	***
	離死別	0.206		0.030		0.828	***
	男性ダミー	-0.353	***	-0.030		1.020	***
	介護ダミー	1.250	***	0.119	**	-0.120	
	男性×介護	-0.018		0.099		-0.334	*
	adj. R2/AIC	0.028		0.052		11694	

注：仕事の有無については，二項ロジスティック回帰分析（M1/AICを表示），それ以外は線形回帰分析（M3/Adj. R2を表示）。+：p<0.10，*：p<0.05，**：p<0.01，***：p<0.001。
出所：表1と同じ。

る。女性に比べて男性のほうが有職である確率が高いことを表している。その一方で，介護ダミーは負の効果を持っている。すなわち，介護層は非介護層に比べて，仕事を持つ確率が低いことを表している。ただし，この一部は配偶状況によって説明されている。男性×介護変数は一貫して負の効果を持っており，ほかの変数を統制しても確認できる。ここから，男性介護者は仕事を持ちづらい状況があることが示唆された。

3 分析3：男性介護者内の異質性

男性介護者内の異質性を検討する分析3の結果を表5に示す。表5の介護相手の係数は，サンプル

である男性介護者の平均からのズレとして読むことができる。係数をみると，全体的にメンタル面（生活満足度・K6・孤独感）に影響が出ているように思われる。とりわけ，介護相手が配偶者の場合は，男性介護者の平均よりもメンタル面が悪い。すなわち，生活満足度は低下し，K6は上昇し，孤独感も上昇する，ということである。

その一方で，ほかの介護相手ではメンタル面が相対的に良い方向に係数の値が表れているものも存在する。具体的には，配偶者の親の場合は孤独感が，祖父母の場合はK6が男性介護者平均と比べて良い状態にある。これらの知見は，積極的な解釈は難しいが，配偶者への介護と親世代への介護

表5 介護相手による係数（仕事の有無，配偶状態を投入したモデル）

	世帯収入	個人収入	生活満足度	K6	孤独感	仕事の有無
切片	4.688 **	5.444 ***	7.607 ***	9.743 *	2.180 *	-0.161
年齢	-0.064	-0.008	-0.148 **	-0.015	0.028	0.093
年齢 ² 乗	0.001	-0.000	0.001 **	-0.000	-0.000	-0.002 *
学歴 ref. 中卒						
高卒	0.714 *	0.038	0.616 +	-0.786	-0.161	0.268
短大・高専卒	0.870	0.315	1.151 *	-2.017	-0.586 +	-0.116
大卒以上	1.274 ***	0.377 **	1.227 ***	-1.046	-0.024	0.602
有職ダミー	1.155 ***	0.321 **	0.156	-0.930	-0.090	-- --
配偶状態 ref. 未婚						
既婚	0.707 *	0.347 **	1.075 ***	-1.292	-0.399 *	1.976 ***
離死別	-0.490	0.024	-0.059	0.523	0.115	0.977
介護相手（エフェクトコーディング）						
自分の親	0.246 --	0.093 --	0.174 --	0.014 --	-0.141 --	0.523 --
配偶者の親	0.147	0.037	0.391	-1.443	-0.368 +	0.583
配偶者	-0.460	0.126	-0.793 *	2.990 ***	0.354 *	0.286
子ども	0.057	0.029	0.048	-0.112	-0.236	0.108
祖父母	0.431	-0.206	0.327	-3.609 *	-0.265	-0.322
きょうだい	-0.566	0.053	-0.033	-0.469	-0.365	0.420
親戚	-0.432	-0.096	0.966	-2.005	0.234	-1.527
その他	0.577	-0.036	-1.080	4.634 *	0.787	-0.071
N	390	319	397	403	406	409
adj. R ² /AIC	0.150	0.165	0.077	0.060	0.040	412.82

注：仕事の有無については，二項ロジスティック回帰分析（M4' /AICを表示），それ以外は線形回帰分析（M4/Adj, R²を表示）。ほかの変数の係数は省略。+：p<0.10, *：p<0.05, **：p<0.01, ***：p<0.001。

出所：表1と同じ。

では，春日が述べたものとは異なる形での異質性があるかもしれない。

IV 考察

本論文では男性介護者を取り巻く諸相を，全国規模データである支え合い調査を用いて，先行研究で得られた知見を確かめる形で分析を行った。その結果を次のようにまとめることができる。まず，男性介護者はとりわけ収入が低いわけではない。経済的な面では重大な問題が顕在化していない一方で，男性・介護層では孤独感が相対的に強かった。この効果は仕事の有無を統制すると影響は説明されてしまうものの，配偶関係では説明できなかった。すなわち，孤独感の一部は，仕事の有無によって解消されうること示している。生活満足度やK6については，記述統計レベルではそれぞれの困難が確認されたものの，多変量解析で

は男性介護層固有の影響は確認できなかった。これは，先行研究の男性介護者に関する知見が，男女関係なく介護によるものであった可能性がある。

仕事の有無に関していえば，男性介護者は単に介護をしている以上に，仕事を持ちづらい現状が確認された。この点は先行研究との知見と一致している。すなわち，介護と仕事の両立について，男性固有の課題がある可能性を示している。

また，男性介護者内部での異質性を確認するために，介護相手の効果を検討した（分析3）。結果，介護相手が配偶者である場合は，生活満足度・K6が悪化していることが確認された²⁾。また，ほかの介護相手においても，先行研究の示唆とは異なる形で異質性が表れていることが示唆された。

これらの成果は2つの意義がある。まず，より全国レベルのデータを用いたことで，先行研究の知見を再検討できた点である。先行研究では，少

数、限定されたサンプルから知見を引き出していた。本研究の観点から述べれば、それらの知見の一部は一般化することには慎重な姿勢が求められることが示唆される。ただし、量的研究から得られた知見もまた、その詳細なメカニズムを質的研究によって検討される必要があるだろう。男性介護者をとりまく環境を理解するには、引き続き、質的・量的双方の研究成果の蓄積が必要だ。

2点目は、男性介護者の傾向について、基礎的な情報を提供した点である。本論文の知見は主に、仕事と介護の両立において、男性介護者の苦境を示すものである。仕事の有無は、単に収入の低下のみならず、ほかの指標にも影響しており、表4をみると、有職ダミーは生活満足度を上げ、K6と孤独感を下げることが示されている。男性介護者が仕事との両立を可能にする政策が重要になるかもしれない。

ただし、本論文は一定の課題がある。本論文では個人を分析の最小単位と設定したが世帯単位の情報(e.g., 世帯構造)を十分に分析に組み込めていない。世帯単位情報をも組み込んだ分析を行うことで、家族社会的な間に接続することができるだろう。

付記

本論文は「男性家族介護者をとりまく諸相：支え合い調査に基づく知見の再検討」(IPSS Working Paper Series No.75)を加筆修正したものである。また、国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクト「生活と支え合いに関する調査」の研究結果の一部であり、統計法第33条に基づく二次利用申請を行い、「2022年生活と支え

合いに関する調査」の調査票情報の提供を受けた。

参考文献

- 羽根文(2008)「介護殺人・心中事件にみる家族介護の困難とジェンダー要因——介護者が夫・息子の事例から」,『家族社会学研究』, Vol.18, No.1, pp.27-39.
- Hardy, A. M. (1993) “Regression with Dummy Variables”, Sage Publications.
- 春日キスヨ(2013)「男性介護者の増大と家族主義的レジームのパラドクス」, 庄司洋子編『親密性の福祉社会学——ケアが織りなす関係』, 東京大学出版会, pp.23-41.
- Kessler R. C., Andrews G., Colpe L. J., Hiripi E., Mroczek D. K., Normand S. L., Walters E. E. and Zaslavsky A. M., (2002) “Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress,” *Psychological Medicine*, Vol.32, No.6, pp.959-976.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2023)『2022年社会保障・人口問題基本調査 生活と支え合いに関する調査 報告書』, https://www.ipss.go.jp/ss-seikatsu/j/2022/SSPL2022_houkokusho/SSPL2022_houkokusho.pdf (2024年3月6日最終確認)。
- 黒田有志弥・毛塚和宏・河西奈緒・佐々木織恵・榎原賢二郎・蓋若琰・泉田信行(2024)「生活と支え合いに関する調査」結果の概要について」,『厚生指標』, Vol.71, No.2, pp.30-37.
- 松井由香(2014)「男性介護者の語りにみる「男性ゆえの困難」——セルフヘルプ・グループに集う夫・息子介護者の事例から」,『家族研究年報』, Vol.39, pp.55-74.
- 永井邦芳・堀容子・星野純子・浜本律子・鈴木洋子・杉山晃子・新實夕香理・近藤高明・玉腰浩二・榎原久孝(2011)「男性家族介護者の心身の主観的健康特性」,『日本公衆衛生雑誌』, Vol.58, No.8, pp.606-616.

(けづか・かずひろ)

²⁾ 分析3の結果(一部の男性介護者で生活満足度・K6で悪化した)は分析2(男性介護者が生活満足度・K6でとりわけ低下しているわけではない)での知見に反するよう見える。しかし、これらは、分析に用いたサンプルと分析の焦点の違いによってもたらされたと考えられる。分析2では全サンプルのうちの男女・介護/非介護の差異に、分析3では男性介護者内の介護相手による差異に注目しているため、このような差異が生じたと考えられる。

An Exploratory Analysis on Male Family Caregiver: Re-examining the Findings of Previous Research with The National Survey on Social Security and People's Life, 2022

KEZUKA Kazuhiro*

Abstract

The number of male caregivers is slowly increasing in Japan. Previous studies have shown that male caregivers face challenges such as financial difficulties, unemployment, and poorer mental health (well-being, mental health, and feelings of loneliness). However, these findings are limited by the representativeness of the sample. This paper examines the results of previous studies using a national survey, The National Survey on Social Security and People's Life, 2022. The results showed that no significant effects of male family caregivers were identified for income, life satisfaction, and K6, while negative effects were identified for having a job. In addition, a deterioration in life satisfaction and K6 was confirmed when the care partner was the spouse.

Keywords : Caregiving, Male caregiver, Well-being

* Associate Professor, Faculty of Social and Cultural Studies, Kyushu University