

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

高齢社会における多世代同居の現代的諸相 —高齢者のウェルビーイングに着目して—

齊藤 知洋*

抄 録

本稿では、「第3回生活と支え合いに関する調査」（2022年実施）の調査票情報を用いて、近年政策的にも注目を集めている多世代同居が、世帯や高齢者個人のウェルビーイングに及ぼす影響について検討した。一連の分析から得られた主要な知見は次の二点である。

第一に、子との同居率は高齢者の年齢が高いほど上昇しているが、旧来的な子世代夫婦との同居は現在では少数派となっており、その大多数が成人無配偶子（子単身）との同居によって構成されている。そして、子との同居の規定要因は、子の婚姻状況によって異なる一方で、多世代同居を選択する高齢者は死別者や教育水準が相対的に低い層に偏っている点で共通していた。第二に、多世代同居は等価可処分所得を引き上げるが、その効果は子単身同居の場合には限定的であった。さらに、成人無配偶子との同居は、相対的剥奪を経験するリスクを高めると同時に、高齢者のメンタルヘルスを悪化させることも明らかとなった。

これらの分析結果は、多世代同居が公的社会保障制度の代替として十分に機能せず、むしろ高齢者のウェルビーイングを低下させる可能性を示唆するものである。

キーワード：高齢者、多世代同居、世帯所得、相対的剥奪、メンタルヘルス

社会保障研究 2024, vol.9, no.3, pp.316-330.

I 問題の所在：高齢者の生活保障と多世代同居

高齢社会を迎えた日本において、年金・医療・介護等をめぐる税制・社会保障制度の見直しが喫緊の政策課題となっている。総人口に占める高齢者の割合（2020年）は28.6%に達し、実数も約3,600万人に上っている〔総務省「国勢調査」〕。そして2025年には、膨大な人口規模を擁する「団塊の世代」（1947-1949年生まれ）がすべて後期高齢

者となり、社会保障給付費のさらなる増加が懸念されている〔厚生労働省（2020）〕。こうした状況を受け、「人生100年時代」や「健康寿命」延伸をスローガンに、高齢者が人口減少社会を支える側の人材として長く活躍することが期待され、高齢期の就業や健康、ウェルビーイング（well-being）に対する注目度も年々高まっている。

ほかの先進国に類を見ない急速な高齢化の過程で、高齢者扶養に対して第一義的な責任を担ってきた家族のかたちも著しく変化した。1961年に国

* 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部 研究員

民皆年金・皆保険体制が確立した後も、高齡者の生活保障に対して子世代との同居が果たす役割は大きく、「福祉における含み資産」〔厚生省（1978）〕として高い価値が置かれた。その後、65歳以上の者がいる世帯のうち、三世帯世帯の割合は50.1%（1980年）から9.3%（2021年）へと大幅に低下し、単独世帯や夫婦のみから成る世帯が全体の6割を超えるようになった。他方で、晩婚化・非婚化の進展は成人未婚子との同居を長期化させ、無配偶子と同居する高齡者の割合は、同期間で10.3ポイント増加している（2021年：26.8%）〔厚生労働省「国民生活基礎調査」〕。

世帯規模が縮小する一方で、2000年代半ば以降には多世代同居を通じた世代間の連帯や家族の相互扶助機能を再強化しようとする動きが見られる。例えば、歯止めがかからない少子化への対策として、2019年5月の「ニッポン一億総活躍プラン・働き方改革実行計画フォローアップ」では、三世帯の同居・近居に向けた環境づくりの推進や税制上の軽減措置を講じることが掲げられた。さらに内閣府の平成28年度税制改正要望では、多世代同居の副次的な効果として、「同居による家庭内介護により祖父母世代の介護関連費を抑制し、社会保障費負担の軽減に資する」とされた。

一連の政策立案では、高齡者と子どもの双方が育児や介護等における私的なサポート資源として、相補・互酬的な役割を担うことが前提にある。しかしながら、過去40年間で量・質ともに劇的な変化を遂げた多世代同居が、公的社会保障制度の代替として、世帯員のウェルビーイングの向上に寄与するかについては、より慎重な議論が求められる。それは同居を通じた生活空間や家計の共有は、世代間で私的ケアの授受を容易にする一方で、その高い親密性ゆえに支援ニーズの充足や調整が日常的に求められるからである。さらに、同居者がサポート提供者としてその能力を十分発揮できるか否かは、当人の社会経済的地位にも依存し、その影響力は扶養者から被扶養者へと家庭内の役割移行が生じる高齡期で大きいと考えられ

る。

そこで本稿では、多世代同居と高齡者のウェルビーイングの関連について、最新の調査データ（2022年）を用いた定量的分析を通じて再検討していく。

II 先行研究の整理

1 多世代同居の家族機能と選択要因

高齡期は、労働市場からの引退や所得の低下、配偶者との死別、健康状態の悪化等を経験するライフステージであり、貧困や社会的孤立といった社会的リスク、および介護ニーズが顕在化する時期でもある。子世代との同居は、高齡者に対して日常的な①経済的援助、②情緒的援助、③身辺介護の提供を可能とする〔森岡・望月（1997）〕。これらの家族機能の一部が公的年金制度の成熟化や介護保険制度の導入（2000年）によって代替されたこと、自営業・農業世帯の減少と雇用者世帯の都市部集中、そしてプライバシーや自立意識の高まりは、わが国の伝統的な直系制家族を特徴付けた高い多世代同居率の一貫した低下をもたらした〔宮島（1992）、大和（2017）〕。

とはいえ、同居が近居や遠居に比べて、世代間で経済的・情緒的支援が頻繁かつ多く交わされる居住形態であることが最近の調査からも明らかとなっている〔国立社会保障・人口問題研究所（2024a）〕。そのため、高齡者の生活保障や世代間関係の観点から、親と子ども（特に有配偶子）の同居とその選択要因に関する実証研究が蓄積されてきた¹⁾。経済学や社会学を中心とする一連の研究群では、子世代夫婦との同居選択を左右するものとして、規範要因とニーズ・資源要因の二つが指摘されてきた〔大和（2017）〕。

規範要因は、地域・家族・個人の三つの水準に分けられる〔大和（2017）〕。地域要因としては、直系制家族に関する伝統的規範や親族文化が根強く残存している非都市圏や東北・北陸地方に居住する者ほど子世代との同居を選択しやすい〔西岡

¹⁾ 親と子の居住関係（同居・近居・遠居）に着目した近年の研究として、千年（2013）や大和（2017）等が挙げられる。

(2000), 千年 (2013), 大和 (2017))。家族要因では、イエの「跡継ぎ」の位置を占める長男 (男子がいなかった場合は長女) や親が自営業であることも、家業・不動産・土地等の継承規範を介して同居を促す〔高山・有田 (1996), 田渕・中里 (2004)〕。そして個人要因として、非伝統的家族観を受容しやすい高学歴層ほど同居が抑制されやすい〔田渕・中里 (2004)〕。

つぎにニーズ・資源要因のうち、親側の要因としては、高齢や無配偶者、健康状態の悪化、介護・手助けの必要性が高いほど子夫婦との同居確率を高める〔高山・有田 (1996), 舟岡・鮎沢 (2000), 大和 (2017)〕。一方、子側の要因としては、未就学児の存在は育児支援ニーズを高め、親との同居を促す〔坂本 (2006)〕。親と子夫婦に共通する要因として、所得や教育水準が相対的に低い者は、別居を選択できるだけの経済的資源が不足しているため、同居確率が高い〔舟岡・鮎沢 (2000), 田渕・中里 (2004), 大和 (2017)〕。同様の傾向は、成人無配偶子にも当てはまり、親と同居する「パラサイト・シングル」(20-49歳の学卒後未婚子) の個人所得は同世代の中でも相対的に低い〔鈴木 (2012)〕。また、一戸建て持ち家の所有は、広い居住空間の提供を可能とし、多世代同居を促進する〔舟岡・鮎沢 (2000), 田渕・中里 (2004), 大和 (2017)〕。

2 多世代同居がウェルビーイングに及ぼす影響

多世代同居と世帯員のウェルビーイングの関連を検討した先行研究の中で、最も注目されてきた指標は世帯所得と相対的貧困である。「国民生活基礎調査」(厚生労働省)を用いた集計からは、三世帯世帯の相対的貧困率(2021年)は男女ともに8%前後であり、夫婦のみ世帯や単独世帯に比べてそれぞれ約6~7ポイント、約23~36ポイント低い〔阿部 (2024)〕。長期的趨勢としては、高齢者がいる世帯における多世代同居の貧困削減効果は過去30年間で低下する一方で、公的年金が防貧機能として、家族との同居減少による私的扶養能力の低下を十分補うまでに寄与している〔渡辺・四方 (2020)〕。

所得以外の指標に着目した研究も少なからず存在する。子世代夫婦にとって、同居する母親は家事や育児のサポート資源となることから、妻のフルタイム就業率を上昇させ〔佐々木 (2018)〕、夫方の親同居の場合には妻の労働時間を増加させる〔坂本 (2006)〕。しかし、少子化対策の観点からは、三世帯同居が出生意欲の上昇や追加出生を促す効果は観察されないとする知見が多い〔佐々木 (2018), Yoda (2022)〕。さらに、藤間 (2019) は相対的剥奪 (relative deprivation) との関連を検討し、三世帯同居者は非同居者に比べて、むしろ居住環境や世帯生活に関する剥奪スコアが平均的に高いことを明らかにしている。

一方、高齢者に対しては、日本では同居子の存在がメンタルヘルスに対して有益な効果を与えていることが指摘されている。子と同居する高齢者の孤独感や抑うつ症状の程度は、非同居者に比べて総じて低く、配偶者との死別に伴うメンタルヘルスの悪化は、成人の息子や娘との同居継続・開始によって緩和・改善されやすい〔Takagi and Saito (2015), Tiedt et al. (2016)〕。そして、同居を通じた孤独感の軽減が高齢者の死亡リスクの低下に結びついていることを示唆する知見も報告されている〔Takagi and Saito (2019)〕。

ただし、これらの先行研究の多くは、同居する成人子を有配偶子に限定、あるいはその婚姻状況を考慮していない。そのため、近年増加している無配偶子との同居が、高齢期のウェルビーイング低下に対して、有配偶子と同等の緩衝効果 (buffering effect) を有するかについては検討の余地がある。数少ない研究として、保田 (2011) は親と成人未婚子から成る世帯では、親 (特にひとり親) やその息子の生活満足度の格差がほかの世帯構造と比べて大きく、生活状況に不満を抱えやすいことを指摘している。その背景には、同居する成人無配偶子の世帯所得に対する経済的貢献度が低いこと〔鈴木 (2012)〕、成人期への役割移行 (就業・結婚・離家等) の遅れ、同居によって生じる親子間のコンフリクト等が考えられる〔Aquilino and Supple (1991)〕。一方で、親が高齢になると経済的・健康上の理由から無配偶子との

同居がもたらす便益が高まることも想定できるため、分析対象を高齢者に限定した場合には、上記の諸知見と異なる結果が得られる可能性がある。

3 分析方針

以上の研究動向をふまえ、本稿では以下の手順をもとに分析を進める。

第一に、高齢者がいる世帯の家族タイプの分布を記述したうえで、多世代同居の規定要因を再検討する。先行研究では、旧来的な子夫婦との同居に着目したものが多くことから、本稿では成人無配偶子との同居についても新たに分析を行う。第二に、多世代同居とウェルビーイングの関連について、高齢者および同居子の婚姻状況別に検討を行う。世帯や個人の生活実態について詳細に把握している使用データの利点を生かし、高齢者のウェルビーイング指標として①世帯所得、②相対的剥奪、③メンタルヘルスを用いることにする。

そして第三に、ほかの交絡要因を統制したうえで、多世代同居が高齢者のウェルビーイングを向上させる効果が観察されるかについて、多変量解析をもとに検証する。多世代同居の効果を評価するには、調査観察データに基づく同居/非同居群との単純な比較のみでは不十分である。それは先述のとおり、子世代との同居選択は規範要因と資源・ニーズ要因によって規定されると同時に、同居者と非同居者の間にはそもそもウェルビーイング指標の水準に違いが存在する可能性があるためである〔坂本（2006）〕。こうした自己選択バイアスの問題に対処するには、反実仮想モデル（counterfactual model）を適用し、多世代同居世帯に属する高齢者のアウトカムと、その者が「仮に子どもと非同居だった場合」に得られる潜在的なアウトカムを比較することが望ましい。本稿では、子非同居を統制群とみなし、有配偶子・無配偶子との同居（処置群）が、三種類のウェルビーイング指標に及ぼす効果を傾向スコア・マッチング法（propensity score matching method）をもとに推計する。

²⁾ 実査は、訪問留置法（調査員による紙面調査票の配布・回収）を原則としつつ、今回の調査では郵送回収と電子調査票へのオンライン回答を新たに認めている。

III データと変数

1 データの概要・分析対象

使用データは、国立社会保障・人口問題研究所が2022年7月に実施した「第3回生活と支え合いに関する調査」の調査票情報である。この調査は、人々の生活や世帯内外での支え合い、多様な個人の自助・自立の実態を把握することを目的とした一般統計であり、前身の「社会保障実態調査」（2007年）以降、5年おきに実施されている。

調査対象は、「令和4（2022）年国民生活基礎調査」（厚生労働省）の調査地区5,530地区（令和2年国勢調査区から層化無作為抽出）の中から300地区を無作為抽出し、その地区内に居住するすべての世帯である。調査票は世帯票と個人票の二種類から成り、それぞれ世帯主と18歳以上の世帯員全員に回答を求めた²⁾。世帯票および個人票の有効票数（有効回収率）は、それぞれ8,473票（50.7%）、15,929票（58.5%）であった。分析にあたり、二種類の調査票情報を突合し、世帯員を1ケースとしたデータセットを構築した。

分析対象は、後述する家族類型が特定された60歳以上の高齢者（全体：7,888人）のうち、個人票で子どもがいる（別居子を含む、末子年齢20歳以上）と回答した6,176ケース（男性：2,721人、女性：3,455人）とした。

2 使用変数

(1) 多世代同居

本稿で注目する多世代同居を表す変数は、世帯票の世帯員情報をもとに作成した。具体的には、世帯主から見た各世帯員の続柄に関する調査項目をもとに、高齢者から見た家族類型（「単独世帯」「夫婦のみ世帯」「子夫婦（有配偶子）と同居」「子単身（無配偶子）と同居」「その他の親族と同居」「その他の非親族と同居」）を識別した³⁾。これらの分類のうち、子夫婦（有配偶子）または子単身（無配偶子）と同居するケースを多世代同居者と

みなす。

(2) 世帯所得・相対的剥奪

世帯の経済状況は、世帯所得と相対的剥奪（社会における標準的な生活様式を享受するための資源が欠如している状態⁴⁾）をもとに測定する。世帯所得は、各世帯員の昨年1年間の個人所得（税・社会保険料控除後）を世帯単位で集計し、それを世帯人数の平方根で割った等価可処分所得（世帯員一人当たりの所得）を用いる。

相対的剥奪については、大津・渡辺（2019）や藤間（2019）を参照しつつ、①居住環境、②世帯の生活状況、③公共料金等の未払い・滞納経験、④食料・衣料の困窮経験をもとに測定する。①居住環境は、水洗トイレ、浴室・シャワー室といった住宅設備の有無、雨漏り・湿気・破損などの問題、採光の悪さ、居住スペースの狭さ、治安の悪さ、公共施設へのアクセスの悪さについて尋ねた項目をもとに、各項目について「あてはまる」を1、「あてはまらない」を0とし（住宅設備については反転）、それらの合計スコア（0～7点）を作成した。

②世帯の生活状況は、計5項目（「2日に1回以上、肉・魚またはそれらに相当するものが食べられる」「風邪薬・鎮痛剤・塗り薬などの市販薬が買える」「不意の出費に備えた貯蓄」「部屋の温度調整」「年に一回の旅行」）について、金銭的理由により「できない」場合を1、それ以外を0とし、それらの合計スコア（0～5点）を用いる。

③公共料金等の未払い・滞納経験は、電気・ガス・水道・電話代の未払い、家賃・住宅ローン・住民税の滞納、その他の債務不履行について、過去1年間に経験が「あった」場合を1、「なかった（該当しない）」場合を0とし、それらの合計スコア（0～8点）を用いる。そして④食料・衣料の困窮経験

は、過去1年間に食料や衣料（嗜好品を除く）が買えなかった経験の程度を尋ねた項目（四件法）について、「よくあった」「ときどきあった」「まれにあった」を1、「まったくなかった」を0としたダミー変数をそれぞれ作成した。

(3) 世帯員のメンタルヘルス・基本属性

メンタルヘルスを表す指標として、①現在の暮らし向き（「1.大変苦しい」～「5.大変ゆとりがある」の1～5点）、②生活満足度（「0.まったく満足していない」～「10.非常に満足している」の0～10点）、個人が経験する主観的な不快度を表す③ディストレス尺度（K6）（0～24点、値が高いほど抑うつ程度が高い⁵⁾）を用いる（Cronbach's $\alpha = .916$ ）。ディストレス尺度については、閾値（cut-point）を5点（軽いうつ状態）、13点（重い精神疾患相当）としたダミー変数も作成した。

そして高齢者の基本属性として、性別、年齢階級、婚姻状況、現職の有無、最終学歴、主観的健康観（「1.よくない」～「5.よい」の1～5点）、一戸建て持ち家の有無、末子年齢、子どものきょうだい構成、居住地（地域ブロック）を用いる。

IV 分析結果

1 高齢者がいる世帯の家族類型

表1は、高齢者（末子20歳以上）がいる世帯の家族タイプの分布を男女別に示したものである。多世代同居の割合（「子夫婦と同居」と「子単身と同居」の合計）は、男性で38.2%、女性で42.4%となっており、女性では「夫婦のみ世帯」割合を上回る（38.9%）。その内訳を見ると、「子単身と同居」の割合が男女ともに約33%であり、多世代同居者の75%以上が成人無配偶子との同居によって構成されている。また、「単独世帯」の割合は女性

³⁾「単独世帯」に属する60歳以上の高齢者のうち、配偶者がいると回答した81ケースについては集計対象から除外した。また、同一世帯内に有配偶子と無配偶子がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶子）と同居」を優先して分類した。

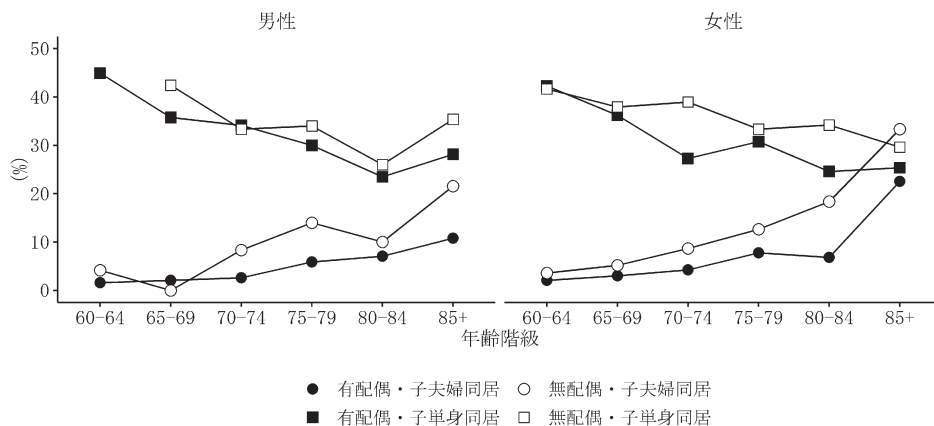
⁴⁾相対的剥奪の概念的整理や剥奪指標の歴史、世帯所得との関連については大津・渡辺（2019）を参照のこと。

⁵⁾具体的な質問項目は、以下のとおりである。「神経過敏に感じましたか」「絶望的だと感じましたか」「そわそわ落ち着かなく感じましたか」「気分が沈み込んで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか」「何をするのも骨折りだと感じましたか」「自分は価値のない人間だと感じましたか」。

表1 男女別に見た高齢者の家族類型の分布

家族類型	（％）			
	男性		女性	
	全体	末子20歳以上	全体	末子20歳以上
単独世帯	11.2	5.4	18.6	16.0
夫婦のみ世帯	50.8	53.2	39.6	38.9
子夫婦（有配偶者）と同居	4.3	4.9	8.7	9.4
子単身（無配偶者）と同居	27.7	33.3	28.6	33.0
その他の親族と同居	5.9	3.3	4.3	2.6
その他の非親族と同居	0.1	0.1	0.2	0.1
Total	100.0	100.0	100.0	100.0
N	3,598	2,721	4,290	3,455

注：有配偶者のみから成る「単独世帯」は集計から除外。「全体」は60歳以上の高齢者、「末子20歳以上」は世帯票と個人票の突合に成功し、子どもの出生年情報について有効回答が得られた高齢者に限定して集計。同一世帯内に配偶者と無配偶者がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶者）と同居」を優先して分類。



注：末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。有効回答ケースが極少の群については集計結果を非表示。

図1 男女・年齢階級・配偶者の有無別に見た子夫婦・子単身との同居率（％）

で16.0%と男性よりも10.6ポイント高い。

図1は、子夫婦および子単身との同居率を男女・年齢階級・配偶者の有無別に示したものである。子夫婦との同居率は、高齢者の年齢階級が高いほど上昇していくが、「70-74歳」までの同居率は1割未満に留まっている。それ以降は無配偶者を中心に同居率が伸びており、「85歳以上」では男性で21.5%、女性で33.3%となっている（有配偶男性：10.8%、有配偶女性：22.5%）。こうしたトレンドは、子世代夫婦が結婚後に親との同居を開始する

「途中同居型」の増加を反映しているものと考えられる〔西岡（2000）〕。

子単身との同居率を見ると、有配偶者・無配偶者ともに「65-69歳」から「80-84歳」にかけて同居率がおおむね右肩下がりのトレンドを示している。その一要因として、就業による経済的自立や結婚によって親との同居関係を解消する子どもの存在が考えられる⁹⁾。しかしながら、その同居率は男女ともに約23~45%の間を推移しており、女性の「85歳以上」を除けば子夫婦との同居よりも

⁹⁾ 子の結婚後も多世代同居を継続する場合、高齢者の家族類型は「子夫婦と同居」に移行することになる。

表2 「子との同居」を従属変数とした二項ロジットモデル

	モデル1：子夫婦（有配偶子）と同居				モデル2：子単身（無配偶子）と同居			
	男性		女性		男性		女性	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
年齢階級 (ref.60-64歳)								
65-69歳	.039	(.530)	.413	(.424)	-.122	(.148)	-.166	(.141)
70-74歳	.342	(.546)	.843	(.444) +	-.034	(.169)	-.453	(.158) **
75-79歳	1.153	(.562) *	1.163	(.468) *	-.160	(.192)	-.440	(.179) **
80-84歳	1.077	(.615) +	.980	(.507) +	-.292	(.233)	-.464	(.222) *
85歳以上	1.351	(.660) *	1.633	(.526) **	.263	(.283)	-.430	(.264)
婚姻状況 (ref. 有配偶)								
死別	.995	(.265) ***	.852	(.160) ***	.492	(.169) **	.368	(.102) ***
離別	.269	(.758)	1.040	(.309) **	-1.177	(.392) **	.003	(.174)
現職の有無 (有業=1)	.492	(.237) *	.361	(.193) +	.132	(.101)	.067	(.096)
最終学歴 (ref.大学・大学院)								
中学	1.230	(.316) ***	.787	(.271) **	.199	(.137)	.556	(.136) ***
高校・専門学校	.741	(.300) *	.574	(.253) *	.175	(.100) +	.335	(.106) **
不詳	1.070	(.453) *	.447	(.358)	.290	(.211)	.444	(.190) **
主観的健康観 (1-5)	.073	(.087)	-.118	(.065) +	-.060	(.040)	-.113	(.038) **
一戸建て持ち家 (=1)	1.742	(.523) **	1.568	(.286) ***	.228	(.120) +	.162	(.104)
末子年齢 (ref. 35-39歳)								
34歳以下	-.197	(.418)	.009	(.377)	.565	(.131) ***	.313	(.133) *
40-59歳	.395	(.306)	.527	(.239) *	-.516	(.191) **	-.353	(.155) *
60歳以上	.670	(.512)	.927	(.322) **	-1.071	(.411) **	-.652	(.258) *
子どものきょうだい構成 (ref. 一人っ子男子)								
一人っ子女子	-.508	(.509)	-.270	(.299)	-.039	(.224)	-.308	(.183) +
二人以上女子のみ	-.636	(.413)	-.625	(.271) *	-.190	(.191)	-.489	(.158) **
二人以上男子1人	-.205	(.350)	-.235	(.227)	-.005	(.172)	-.347	(.139) *
二人以上男子2人以上	-.159	(.361)	-.207	(.237)	.023	(.176)	-.279	(.144) +
居住地・地域ブロック (ref.関東)								
北海道	-.735	(.745)	-.564	(.431)	-.508	(.233) *	-.426	(.210) *
東北	.967	(.297) **	1.099	(.222) ***	.022	(.172)	-.113	(.153)
中部・北陸	.671	(.296) *	.771	(.210) ***	-.263	(.153) +	-.408	(.138) **
中京	.020	(.380)	.210	(.269)	.040	(.161)	-.026	(.147)
近畿	-.335	(.391)	.028	(.240)	-.036	(.136)	-.025	(.121)
中国・四国	.094	(.341)	.244	(.231)	-.077	(.154)	-.214	(.141)
九州・沖縄	-.204	(.409)	-.447	(.300)	-.245	(.151)	-.229	(.135) +
切片	-6.580	(.892) ***	-5.562	(.641) ***	-.802	(.296) **	-.125	(.265)
-2LL	850.913		1557.590		3209.315		3953.292	
Pseudo R ²	.163		.208		.034		.027	
N	2,620		3,212		2,620		3,212	

注：*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, + $p<.10$ 。同一世帯内に有配偶子と無配偶子がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶子）と同居」を優先して分類。

一貫して高い。

2 多変量解析①：子夫婦・子単身同居の規定要因

つぎに、子夫婦（有配偶子）および子単身（無配偶子）との同居選択を規定する高齢者の諸属性

について検討する。具体的には、子夫婦（子単身）との同居を1、非同居を0としたダミー変数を従属変数とした二項ロジットモデルによる推計を男女別に行う⁷⁾。分析対象は、使用変数に有効回答が得られたケースに限定した（表2）。

子夫婦との同居（モデル1）について見ると、年

表3 男女別・家族類型別に見た等価可処分所得の分布

家族類型	男性					平均値 (万円)	女性					平均値 (万円)
	等価可処分所得 (%)						等価可処分所得 (%)					
	第Ⅰ階級 (-100万円)	第Ⅱ階級 (-200万円)	第Ⅲ階級 (-300万円)	第Ⅳ階級 (-400万円)	第Ⅴ階級 (400万円+)		第Ⅰ階級 (-100万円)	第Ⅱ階級 (-200万円)	第Ⅲ階級 (-300万円)	第Ⅳ階級 (-400万円)	第Ⅴ階級 (400万円+)	
有配偶・子非同居 (夫婦のみ世帯)	18.7	25.1	29.1	12.7	14.5	268.1	20.2	24.9	29.1	12.8	13.0	259.2
有配偶・子夫婦同居	6.1	20.2	19.2	26.3	28.3	323.9	4.6	19.4	19.4	25.0	31.5	335.7
有配偶・子単身同居	10.7	21.2	24.7	19.0	24.4	302.3	13.1	20.8	25.7	18.4	22.0	287.2
無配偶・子非同居 (単独世帯)	21.9	27.7	29.9	12.4	8.0	210.5	40.3	30.7	20.0	4.9	4.1	141.8
無配偶・子夫婦同居	9.4	6.3	34.4	25.0	25.0	293.8	9.2	14.5	25.1	23.7	27.5	336.3
無配偶・子単身同居	14.5	30.1	18.1	19.3	18.1	261.0	24.9	23.4	23.9	13.6	14.1	225.6

注：末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。同一世帯内に配偶子と無配偶子がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶子）と同居」を優先して分類。

年齢階級（基準：60-64歳）は男女ともに強い正の効果を示しており、75歳以降（女性では70歳以降）の高齢者ほど同居率が有意に高い。また、東北地方や中部・北陸地方に居住する者で同居率が有意に高く、いわゆる「東高西低」の傾向性が現れている。一戸建ての持ち家についても、有配偶子との同居を促進する要因として、年齢階級と並んで強く作用している。

婚姻状況・最終学歴・主観的健康観・就業状況・末子年齢の影響力は男女間で異同が見られる。婚姻状況は、女性では有配偶者に比べて死別・離別者で同居率が有意に高いが、男性では死別・離別者のみが正の効果を持つ。最終学歴については、男女ともに非大卒者（中学・高校・専門学校）ほど同居率が有意に高い。現職（有業）ダミーは正の効果（女性は10%水準）、主観的健康観は女性のみ負の効果がみられ（10%水準）、有業者や健康状態が悪いと評価する者ほど同居率が高い傾向にある。そして、末子年齢の効果は女性ケースで観察され、子の年齢が高い者ほど同居率が高い。

子単身との同居（モデル2）については、年齢階級は女性のみ負の効果を示しており、70代から80代前半にかけて同居率が有意に低い。末子年齢の

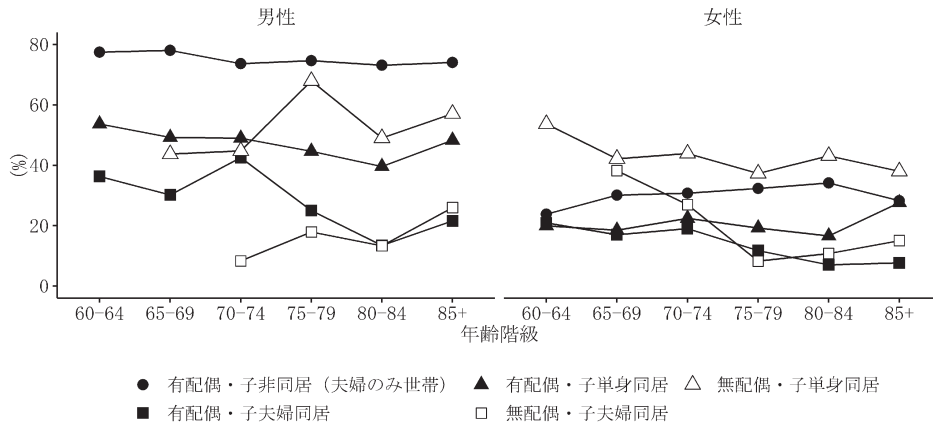
効果は、男女ともに有意となっており、子の加齢とともに同居関係が解消される傾向が読み取れる。婚姻状況を表す死別ダミーは、子夫婦同居と同様に正の効果が見られる一方で、男性では離別者の同居率が有意に低い。最終学歴・主観的健康観・子どものきょうだい構成は女性のみで有意であり（5%水準）、教育水準が低く、健康状態が悪く、長男のみいる女性ほど子単身との同居を選択しやすい。一戸建ての持ち家は、男性ケースで子単身同居を促進する要因となっているが、その効果は子夫婦同居に比べれば小さい。そして、北海道地方や中部・北陸地方、九州・沖縄地方（女性のみ）に居住する者では同居率が有意に低く、子夫婦同居とは異なるパターンを示している。

3 多世代同居と高齢者の生活状況

(1) 等価可処分所得

表3は、等価可処分所得を5つの階級に区分したうえで、その分布を男女別・家族類型別に示したものである。子夫婦と同居する高齢者は、男女ともに等価可処分所得が300万円以上のカテゴリ（第Ⅳ・Ⅴ階級）に占める割合が50%台と高い。それに次いで、子単身と同居する高齢者夫婦や無配

⁷⁾ 多値尺度（子夫婦同居/子単身同居/子非同居）を従属変数とした多項ロジットモデルによる推計方法も考えられるが〔田淵・中里（2004）〕、同居選択肢の間で「無関係な選択肢からの独立性（Independence from Irrelevant Alternatives: I.I.A）」の仮定を満たしていない可能性もあることから、子夫婦・子単身の同居確率の推計を個別に行うことにした。なお、多項ロジットモデルによる推計も行ったが、分析結果に大きな差異は確認されなかった。IV.4節の傾向スコアの算出にあたっては（表6）、同様の方法を採用した。



注：末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。有効回答ケースが極少の群については集計結果を非表示。

図2 世帯所得に占める高齢者の個人所得の割合 (%)

偶男性の所得水準が高く、同割合は40%前後(37.4~43.4%)となっている。これらの結果は、子世代との同居によって世帯員一人当たりの所得水準が底上げされており、その傾向は子夫婦同居ケースで強いことがうかがえる。

一方、所得階級が100万円未満(第I階級、貧困・低所得層)の割合に目を向けると、単独世帯で同階級に分布が集中しており、その傾向は女性で顕著である。そして、子単身と同居する無配偶者の第I階級に占める割合は、男性で14.5%、女性で24.9%であり、それぞれ夫婦のみ世帯(18.7%)、単独世帯(40.3%)に次いで高い。

図2は、世帯所得に占める高齢者の個人所得の割合を集計したものである(単独世帯は除く)。配偶者との死別リスクが高い女性の集計結果(右パネル)に注目すると、夫婦のみ世帯の経済的貢献度は30%前後を推移しており、子夫婦と同居する者では同貢献度はさらに低い。この結果は、高齢女性の所得保障がライフステージを通じて夫や有配偶子によって支えられていることを示している。その一方、子単身と同居する無配偶女性の経済的貢献度は37.3~53.7%を推移し、ほかの家族類型よりも一貫して高い。男性についても、子単身同居世帯における高齢者本人の同貢献度は子夫婦同居世帯よりも高く、同居する無配偶子の経済的脆弱性を反映していると推測される。

(2) 相対的剥奪

表4は、相対的剥奪を表す各種指標の平均値・割合を男女・家族類型別に示したものである。剥奪指標のうち、居住環境剥奪スコアは夫婦のみ世帯で平均値が最も低く(.49~.50)、子夫婦または子単身の同居世帯で剥奪経験リスクが高い傾向にある(.62~.84)。その要因として、子夫婦・子単身同居ケースの一戸建て持ち家の所有率が総じて高く、子どもが親と同居する場合には築年数が長い実家に転入していることが考えられる。世帯生活剥奪スコアを見ても、子どもと同居する高齢者では平均値が単独世帯の者と同程度か、それ以上に高い傾向にある。

食料や衣料の困窮経験の割合は、男女ともに単独世帯と無配偶・子単身同居世帯で相対的に高い(9.7~16.9%)。なかでも、子単身と同居する無配偶女性の食料・衣料の困窮経験率はそれぞれ15.7%、16.9%と単独世帯の者よりも高い。公共料金等の未払い・滞納経験については、男女ともに家族類型による明確な差異やパターンは看取されない。

(3) メンタルヘルス

最後に、各メンタルヘルス指標の平均値・割合を男女・家族類型別に比較する(表5)。

表4 男女別・家族類型別に見た相対的剥奪（平均値・割合）

家族類型	居住環境 剥奪スコア (0-7)	世帯生活 剥奪スコア (0-5)	公共料金等の 未払い・滞納 経験 (0-8)	食料の 困窮経験 (%)	衣料の 困窮経験 (%)	(参考) 一戸建て持ち家 (%)	
男性	有配偶・子非同居 (夫婦のみ世帯)	.50	.22	2.64	7.4	7.7	82.3
	有配偶・子夫婦同居	.73	.37	2.43	6.1	9.2	98.0
	有配偶・子単身同居	.62	.36	2.49	9.8	11.1	85.3
	無配偶・子非同居 (単独世帯)	.72	.43	2.61	14.6	12.6	64.6
	無配偶・子夫婦同居	.84	.65	2.61	9.4	9.4	93.8
	無配偶・子単身同居	.82	.49	2.44	11.1	12.2	84.6
女性	有配偶・子非同居 (夫婦のみ世帯)	.49	.22	2.62	7.3	7.7	83.3
	有配偶・子夫婦同居	.70	.34	2.38	6.4	9.2	95.5
	有配偶・子単身同居	.63	.38	2.44	9.5	10.9	85.5
	無配偶・子非同居 (単独世帯)	.67	.42	2.67	9.7	10.6	66.1
	無配偶・子夫婦同居	.72	.20	2.70	6.1	7.0	94.8
	無配偶・子単身同居	.78	.51	2.56	15.7	16.9	75.5

注：末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。同一世帯内に配偶者と無配偶者がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶者）と同居」を優先して分類。

表5 男女別・家族類型別に見たメンタルヘルス（平均値・割合）

家族類型	現在の暮らし向き (1-5)	生活満足度 (0-10)	ディストレスK6 (0-24)	ディストレスK6 (5点以上, %)	ディストレスK6 (13点以上, %)	
男性	有配偶・子非同居 (夫婦のみ世帯)	3.09	6.18	3.48	30.7	4.1
	有配偶・子夫婦同居	2.99	5.92	4.31	37.1	5.2
	有配偶・子単身同居	2.87	5.72	3.46	29.5	3.1
	無配偶・子非同居 (単独世帯)	2.91	5.35	4.44	41.5	4.9
	無配偶・子夫婦同居	2.97	5.88	3.94	40.6	3.1
	無配偶・子単身同居	2.82	5.46	4.49	38.6	8.0
女性	有配偶・子非同居 (夫婦のみ世帯)	3.13	6.26	4.08	37.2	5.0
	有配偶・子夫婦同居	3.06	6.00	4.43	41.5	6.6
	有配偶・子単身同居	2.88	5.73	4.16	37.9	5.0
	無配偶・子非同居 (単独世帯)	2.91	5.95	4.53	41.9	5.6
	無配偶・子夫婦同居	3.07	6.17	6.05	55.3	12.1
	無配偶・子単身同居	2.77	5.69	5.02	47.9	7.5

注：末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。同一世帯内に配偶者と無配偶者がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶者）と同居」を優先して分類。

有配偶者について確認すると、現在の暮らし向きは夫婦のみ世帯で男女それぞれ3.09, 3.13と最も高く、子単身と同居するケースで平均値が低い(男性:2.87, 女性:2.88)。後者については子単身同居世帯の経済水準が相対的に低いことを反映し

た結果(表3)であると推測され、より全般的な生活満足度についても同様の傾向が認められる。一方、ディストレス(K6)の平均値は、子夫婦と同居する者で最も高く(男性:4.31, 女性:4.43)、世帯の経済的な豊かさが必ずしも良好なメンタル

ヘルスに結び付いていない。閾値 (cut-point) で見ても、「軽いうつ状態」(5点以上) および「重い精神疾患」相当 (13点以上) の割合は、子夫婦と同居する有配偶女性でそれぞれ41.5%、6.6%と他の家族類型や男性よりもやや高い。

無配偶者の内部では、子夫婦と同居する者で現在の暮らし向きの平均値が男女ともに高く (男性: 2.97, 女性: 3.07), 生活満足度においても同様の傾向が見られる (男性: 5.88, 女性: 6.17)。ディストレス (K6) に関しては、男性では子夫婦同居のケースで平均値が相対的に低いのに対して (3.94), 同世帯に属する女性では最も高い (6.05)。子夫婦と同居する女性のディストレスの相対的な高さは無配偶女性についても同様に観察されるが、その水準は有配偶者より高く、家族類型間の差異も大きい。

4 多変量解析②: 傾向スコア法による多世代同居の効果の推計

ここまで確認した多世代同居の有無による高齢者の経済状況やメンタルヘルスの差異は、ほかの属性を統制していない二変数間の関連を示しているに過ぎない。

そこで本節では、傾向スコア・マッチング法を用いて、多世代同居の効果を表す「処置群における平均処置効果」(Average Treatment Effect on the Treated: ATT) を推計する [Guo and Fraser (2014)]。多世代同居の規定要因に関する二項ロジットモデル (表2) をもとに多世代同居の予測確率 (傾向スコア) を算出し⁸⁾、同スコアが類似する多世代同居者と非同居者をペアとしてアウトカムを比較する (最近傍法, caliper = .10)。子夫婦同居 (統制群: 夫婦のみ世帯) および子単身同居 (同: 単独世帯) の効果は、高齢者の性別・配偶者の有無別にそれぞれ算出する。

その推計結果が表6である⁹⁾。まず子夫婦同居の効果に着目すると、高齢者の性別や配偶者の有無

によらず、等価可処分所得を引き上げる効果が統計的に認められる。その効果は、無配偶女性で最も大きく (227.5万円)、所得保障としての同居の役割が大きい。しかし、無配偶女性では、子夫婦同居が衣料の困窮経験率を5.7ポイント高める効果も認められる。メンタルヘルスについては、子夫婦同居の効果はいずれの指標も非有意であり、子非同居者 (夫婦のみ世帯) との間に明確な差異は観察されない。

つぎに子単身同居の効果に注目すると、子夫婦同居のそれと比べて多くの項目で高齢者のウェルビーイングを低下させる効果が認められる。有配偶者では、相対的剥奪を表す4つの指標 (居住環境剥奪・世帯生活剥奪・食料/衣料の困窮経験 (女性のみ)) に対して統計的に有意な効果が看取され、子単身同居が剥奪経験リスクを高める傾向が読み取れる。無配偶女性についても、世帯生活剥奪スコアや食料・衣料の困窮経験率に対する同居効果が同様に認められる。子単身同居は、有配偶男性を除いて等価可処分所得を引き上げているが、その効果は子夫婦同居に比べれば限定的である (無配偶男性: 60.5万円, 有配偶女性: 43.9万円, 無配偶女性: 101.1万円)。そしてメンタルヘルスに対しては、現在の暮らし向きと生活満足度 (有配偶者のみ) について有意な負の効果を示し、主観的な経済・生活評価をそれぞれ .284~.600, .650~.699ポイント低下させている。

V 結論と考察

本稿では、多世代同居が高齢者のウェルビーイングに及ぼす影響について複数の指標をもとに検討を進めた。一連の分析から得られた主な知見は以下のとおりである。

第一に、子世代との同居率は、高齢者の年齢階級が高いほど上昇する傾向が現在でも観察された。後期高齢期に入る「75-79歳」の同居率は、有

⁸⁾ 相対的剥奪およびメンタルヘルス指標をアウトカムとした分析 (表6) では、共変量として等価可処分所得 (5階級・表3) を追加し、傾向スコアの算出を行った。

⁹⁾ 紙幅の都合により詳細な分析結果は割愛するが、算出した傾向スコアによって処置群と統制群の間に観察された共変量分布の差異はモデル投入した全変数について非有意となった。

表6 子夫婦・子単身同居の効果に関する傾向スコア法の推計結果 (ATT)

		男性				女性			
		有配偶		無配偶		有配偶		無配偶	
		ATT	(N)	ATT	(N)	ATT	(N)	ATT	(N)
A.所得									
等価可処分所得 (万円)	子夫婦同居	107.5 **	(96)	112.0 *	(30)	107.0 **	(105)	227.5 ***	(183)
	子単身同居	14.7	(768)	60.5 +	(70)	43.9 **	(673)	101.1 ***	(344)
	(ref.子非同居 (N))	(1,365)		(123)		(1,263)		(437)	
B.相対的剥奪									
居住環境剥奪スコア (0-7)	子夫婦同居	.026	(78)	-.292	(26)	.056	(90)	.172	(174)
	子単身同居	.113 *	(706)	.215	(67)	.215 **	(619)	.036	(307)
世帯生活剥奪スコア (0-5)	子夫婦同居	.064	(78)	.333	(26)	.056	(90)	.132	(174)
	子単身同居	.139 **	(706)	.292 +	(67)	.197 **	(619)	.283 *	(307)
公共料金等の未払い・滞納経験 (0-8)	子夫婦同居	-.090	(78)	1.000	(26)	-.135	(90)	.287	(174)
	子単身同居	-.081	(706)	-.600	(67)	-.189	(619)	.010	(307)
食料の困窮経験 (有り=1)	子夫婦同居	-.013	(78)	-.083	(26)	.011	(90)	.034	(174)
	子単身同居	.021	(706)	.046	(67)	.047 **	(619)	.098 **	(307)
衣料の困窮経験 (有り=1)	子夫婦同居	.000	(78)	-.042	(26)	-.011	(90)	.057 **	(174)
	子単身同居	.025	(706)	.062	(67)	.057 **	(619)	.114 **	(307)
	(ref.子非同居 (N))	(1,232)		(115)		(1,131)		(407)	
C.メンタルヘルス									
現在の暮らし向き (1-5)	子夫婦同居	-.115	(80)	-.037	(29)	-.126	(95)	-.262	(172)
	子単身同居	-.284 ***	(718)	-.600 **	(67)	-.325 ***	(615)	-.306 **	(307)
生活満足度 (0-10)	子夫婦同居	.154	(80)	.778	(29)	-.326	(95)	-.407	(172)
	子単身同居	-.650 ***	(718)	-.477	(67)	-.699 ***	(615)	-.280	(307)
ディストレスK6 (0-24)	子夫婦同居	.821	(80)	-1.074	(29)	-.274	(95)	.087	(172)
	子単身同居	.109	(718)	.615	(67)	.200	(615)	.440	(307)
ディストレスK6 (5点以上=1)	子夫婦同居	.038	(80)	-.333	(29)	-.032	(95)	.099	(172)
	子単身同居	.013	(718)	.031	(67)	.005	(615)	.117 +	(307)
ディストレスK6 (13点以上=1)	子夫婦同居	.038	(80)	.037	(29)	.000	(95)	.017	(172)
	子単身同居	-.026 +	(718)	.031	(67)	-.002	(615)	-.013	(307)
	(ref.子非同居 (N))	(1,275)		(120)		(1,158)		(427)	

注：*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ 。末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。最近傍マッチング法 (caliper = .10, replacementあり) による推計。

配偶者で30%台 (男性：35.6%，女性：38.5%)、無配偶者で40%台 (男性：48.0%，女性：46.0%) に達しており (図1)、高齢者にとって多世代同居は依然として世帯形成行動の一つとして重要な位置を占めていた。しかし、多世代世帯に属する高齢者に占める成人無配偶子との同居割合は75%以上に及び、旧来的な子夫婦との同居は少数派であった (表1)。そして、子との同居の規定要因は子世代の婚姻状況によって異なる一方で、多世代同居を選択する高齢者は死別者や教育水準が相対的に低い層に偏っている点で共通していた。

第二に、多世代同居が世帯や高齢者個人のウェルビーイングに及ぼす影響は一様ではなかった。傾向スコア法に基づく推計からは、多世代同居は

等価可処分所得を引き上げるが、その効果は子単身同居の場合には限定的であった。さらに、成人無配偶子との同居は、高齢者が相対的剥奪を経験するリスクを高め、メンタルヘルスを低下させる効果を有することが明らかとなった。

高齢化に伴う社会保障の財政難を背景に、近年では世代間で交換される私的なサポート資源を最大限活用することを意図して、三世帯同居や近居を推進する政策立案が数多く見られるようになった。しかし、子世代を分析対象とした研究からは、少子化対策として多世代同居の有効性が見られず、むしろ相対的剥奪リスクを高めるという知見も報告されてきた [佐々木 (2018), Yoda (2022), 藤間 (2019)]。

その対となる高齢者の視点から検討を進めた本稿においても、一連の分析結果は多世代同居の推進施策に対して懐疑的な立場を支持するものであった。年々増加基調にある成人無配偶子との同居は、高齢者に対して所得保障を付与する機能を有する一方で、相対的剥奪の経験リスクを高め、高齢者自身のメンタルヘルスを悪化させていた。推測の域を出ないものの、その要因として、同居する無配偶子の世帯への経済的貢献度が有配偶子に比べて小さいことや、高齢者が無配偶子へのサポート提供者としての役割遂行に精神的負担を感じやすいこと等が考えられる。子との同居を選択する高齢者の社会経済的地位が相対的に低い層に偏っていること（表2）、そして同様の傾向が親と同居する無配偶子にも当てはまることを鑑みれば〔鈴木（2012）〕、公的社会保障制度の代替として、多世代同居が生活保障機能を果たすことには限界があると言わざるを得ない。

近い将来、未婚者や子どもを持たない高齢者の増加が見込まれる中¹⁰⁾、わが国が高齢者の生活保障を家族による共助で支えることがより一層困難な超高齢社会に移行することは避けられない。「人生100年時代」に向けて、すべての高齢者が健康で文化的な社会生活を営むためには、ケアや福祉に対する責任を家族に求める家族主義的価値観を再強化するのではなく、親と子どもが自立した個々の世帯を形成することを可能にする社会保障制度の構築を進めることが望ましいと言えよう。

最後に、本稿に残された分析上の課題について若干述べておきたい。第一に、多世代同居効果の異質性に着目したさらなる分析の必要性である。同居の効果が、同居する子どもの性別（支援サポートの種類）や高齢者の年齢階級・居住地域等によって変化することも予想されることから、属性別のサブサンプル分析を可能とする大規模調査データを用いた分析が求められる。第二に、本調査の制約上、傾向スコアの算出にあたっては多世代同居を規定する子ども側の属性要因を十分にモ

デル投入することができなかった。多世代同居とアウトカム双方に強く影響するほかの交絡要因が存在する場合には、多世代同居の効果を表す推計値に変化が生じる可能性があり、分析結果の頑健性を検証する余地が残される。

付記

「第3回生活と支え合いに関する調査」の調査票情報は、国立社会保障・人口問題研究所調査研究プロジェクト「生活と支え合いに関する調査」のもとで、統計法第32条に基づく課室内利用申請により使用の承認を得たものである。なお、本研究はJSPS科研費（基盤研究C 22K01851）の助成を受けた。

参考文献

- 阿部彩（2024）「相対的貧困率の動向（2022調査更新）」、JSPS22H05098、<https://www.hinkonstat.jp/>（2024年9月23日最終確認）。
- 大津唯・渡辺久理子（2019）「剥奪指標による貧困の測定—「生活と支え合いに関する調査」（2017）を用いて—」、『社会保障研究』、Vol.4, No.3, pp.275-286。
- 厚生省（1978）『厚生白書（昭和53年版）』、大蔵省印刷局。
- 厚生労働省（2020）『厚生労働白書（令和2年版）』、日経印刷。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2017）『日本の将来推計人口（平成29年推計）—平成28（2016）年～77（2065）年—』、人口問題研究資料第336号。
- （2024a）『2022年社会保障・人口問題基本調査 第7回全国家庭動向調査報告書』、調査報告資料第42号。
- （2024b）『日本の世帯数の将来推計（全国推計）（令和6（2024年）推計）—令和2（2020）～32（2050）年—』。
- 坂本和靖（2006）「親との同居選択の要因とその効果—Propensity Score Matchingによる分析：既婚者の場合—」、『季刊家計経済研究』、Vol.72, pp.20-33。
- 佐々木尚之（2018）「三世同居・近居の効果の推定」、佐々木尚之・高濱裕子編『三世の親子関係—マッチングデータによる実証研究—』、風間書房、pp.121-140。
- 鈴木亘（2012）「10年後のパラサイト・シングルとその家族」、西村周三監修・国立社会保障人口問題研究所

¹⁰⁾ 将来人口・世帯推計によると、2040年に65歳となる1975年生まれ女性の（50歳時）無子割合は28.5%と試算されており（出生中位仮定）、単独世帯（65歳以上の者が世帯主）に占める未婚者の割合（2040年）も男性で54.2%、女性で22.9%に達することが予測されている〔国立社会保障・人口問題研究所（2017）、（2024b）〕。

- 編『日本社会の生活不安—自助・共助・公助の新たなかたち—』、慶應大学出版会、pp.177-200。
- 高山憲之・有田富美子 (1996)『貯蓄と資産形成—一家計資産のマイクロデータ分析—』、岩波書店。
- 田淵六郎・中里秀樹 (2004)「老親と成人子との居住関係—同居・隣居・近居・遠居をめぐって—」、渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容—全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析—』、東京大学出版会、pp.121-148。
- 千年よしみ (2013)「近年における世代間居住関係の変化」、『人口問題研究』、Vol.69, No.4, pp.4-24。
- 藤間公太 (2019)「三世代同居と相対的剥奪」、『社会保障研究』、Vol.4, No.3, pp.300-310。
- 西岡八郎 (2000)「日本における成人子と親との関係—成人子と老親の居住関係を中心に—」、『人口問題研究』、Vol.56, No.3, pp.34-55。
- 舟岡史雄・鮎沢光明 (2000)「高齢者の同居の決定要因の分析—家族の生活状況と保障機能—」、国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』、東京大学出版会、pp.143-177。
- 宮島洋 (1992)『高齢化時代の社会経済学—家族・企業・政府—』、岩波書店。
- 森岡清美・望月嵩 (1997)『新しい家族社会学 [四訂版]』、培風館。
- 保田時男 (2011)「多様化する世帯構造における主観的な格差」、佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1格差と多様性』、東京大学出版会、pp.177-189。
- 大和礼子 (2017)『オトナ親子の同居・近居・援助—夫婦の個人化と性別分業の間—』、学文社。
- 渡辺久里子・四方理人 (2020)「高齢者における貧困率の低下—公的年金と家族による私的扶養—」、『社会政策』、Vol.12, No.2, pp.62-73。
- Aquilino, W. S., and K. R. Supple (1991) "Parent-Child Relations and Parent's Satisfaction with Living Arrangements When Adult Children Live at Home," *Journal of Marriage and Family*, Vol.53, No.1, pp.13-27.
- Guo, S., and M. W. Fraser (2014) *Propensity Score Analysis: Statistical Methodology and Applications, Second Edition*, Thousand Oaks, California, Sage Publications.
- Takagi, E. and Y. Saito (2015) "Older Parents' Loneliness and Family Relationships in Japan," *Aging International*, Vol.40, No.4, pp.353-375.
- (2019) "Japanese Older Adults' Loneliness, Family Relationships and Mortality: Does One's Living Arrangement Make a Difference?," *Geriatrics & Gerontology International*, Vol.20, No.2, pp.156-160.
- Tiedt, A. D., Y. Saito, and E. M. Crimmins (2016) "Depressive Symptoms, Transitions to Widowhood, and Informal Support from Adult Children among Older Women and Men in Japan," *Research on Aging*, Vol.38, No.6, pp.619-642.
- Yoda, S. (2022) "Intergenerational Living Arrangements and Marital Fertility in Japan: A Counterfactual Approach," *Chinese Sociological Review*, Vol.54, No.4, pp.374-400.

(さいとう・ともひろ)

Contemporary Aspects of Multigenerational Living Arrangements in an Aging Society: Examining the Well-being of Older Adults in Japan

SAITO Tomohiro*

Abstract

This study explored the impact of multigenerational co-residence, a topic that has gained prominence in recent policy discussions, on the well-being of households and older individuals. It draws on data from the “Third National Survey on Social Security and People’s Life,” conducted in 2022. The main findings are as follows.

First, the rate of co-residence with children increases with age. However, traditional co-residence of married children is becoming less common, with most cases featuring unmarried adult children. Furthermore, the factors influencing co-residence vary significantly by children’s marital status. Older individuals opting for multigenerational living are often widowed or from groups with lower levels of education. Second, while multigenerational co-residence increases the equivalent disposable income of households, this benefit is confined to cases involving single adult children. Additionally, living with unmarried adult children heightens the risk of relative deprivation and negatively affects the mental health of older individuals.

These findings suggest that multigenerational co-residence is not an effective substitute for public social security systems and may exacerbate well-being challenges among older adults.

Keywords : Older Adults, Multigenerational Living Arrangement, Household Income, Relative Deprivation, Mental Health

* Researcher, National Institute of Population and Social Security Research