

子持ち家庭における親介護のケア負担の ジェンダーギャップ

—介護イベント発生直前の個人年収の夫婦差—

鳥居勇氣・塚田祐介



子持ち家庭における親介護のケア負担のジェンダーギャップ —介護イベント発生直前の個人年収の夫婦差—

鳥居勇氣(東京大学大学院農学生命科学研究科・特任助教)

塚田祐介(青山学院大学地球社会共生学部・助教)

《 要 旨 》

日本において「介護の社会化」を目指す動きはあるが、依然として家族による介護は残っており、ケアの多くを女性が負担している。しかし、親の介護が必要になった後の家族を対象としてきた既存の研究において、ケア負担の男女差が生じる過程を、社会経済的地位の男女差と関連付ける試みはほとんど行われていない。本研究は、壮年層を対象としたパネル調査である JILLS-*i* を用いて、親の介護が必要となる前の個人年収を測定し、ケアへの参加確率に対する性別の影響が、個人年収によってどの程度説明されるかを分析した。分析対象として、時間的・金銭的制約が強く、家庭内役割の男女差が顕著に表れやすいと思われる、子どもがいる有配偶者に焦点を当てた。そして、年収変数を、本人と配偶者の比率(交渉)・本人(自律性)・配偶者(規範)の3つの観点から扱った。

年収変数を投入する前のモデルでは、女性は男性と比較して、介護ケアの負担確率は約20%高いとする推定結果が得られた。本人と配偶者の比率・本人・配偶者の年収変数を別々に追加投入したところ、いずれの場合であっても、ケアの負担確率に対する性別の影響は非有意となった。ただし、性別のダミー変数の回帰係数の絶対値の大きな減少が確認されたのは、配偶者の個人年収を投入したモデルのみであった。この推定結果について、介護者選択における規範の重要性と結びつけつつ、考察を行った。

(備考)本論文は、執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。本論文におけるデータの利用は、独立行政法人 労働政策研究・研修機構の第5期プロジェクト研究サブテーマ「経済社会の変化と労働者の生活、健康、ウェルビーイングに関する研究」への参加によって認められている。

目 次

1. 問題の背景と研究目的	1
2. 先行研究の整理と仮説	2
2.1 女性に偏る介護の負担と日本の背景	2
2.2 資源に基づくケア負担の男女差の説明：交渉力と自律性	3
2.3 自身の社会経済的地位を超えた「規範」の影響	5
3. データと方法	6
3.1 データ	6
3.2 変数	7
3.3 モデル	9
4. 分析結果	10
4.1 変数の記述統計	10
4.2 線形確率モデルの推定結果	13
4.3 頑健性の確認：子どもがいない場合を対象とした分析	14
5. 考察	16
参考文献	18
付録 A：脱落ウェイトの作成に用いた変数	23
付録 B：仕事がある日の介護時間について分析した場合	25

1. 問題の背景と研究目的

日本では 1950 年代の高度成長期になってから人口の高齢化が社会問題として認知されるようになり、1970 年代から家族介護における女性介護者の負担の重さが指摘されるようになった（上野 2011）。日本の高齢化率（人口全体に占める 65 歳以上の人の割合）は、2020 年時点で 28.6% となっており、他の先進諸国よりも高い水準となっている（内閣府 2026）。高齢化が進む中で、65 歳以上の第 1 号被保険者における要介護認定者数も、2014 年の 591.8 万人から、2023 年には 695.2 万人に増加している（内閣府 2026）。その結果、「家族の誰が高齢の親を介護するのか」という問いが、多くの世帯にとって重要な論点となっている。介護を支える公的なサービスは以前より充実し、その内容も多様になった。それでも、主な介護者のうちの約 57% が家族となっており、家族による介護のうちの約 70% が女性によるものとなっている（厚生労働省 2023）。このような男女差は、キャリアのような、介護以外の側面におけるジェンダーギャップにも反映されている。たとえば、介護・看護を理由に仕事を辞める人のうち、約 63% を女性が占めている（厚生労働省 2024）¹。介護ケアの負担に関する女性への偏りは、女性の労働市場参加を制約する（Brito and Contreras 2025）だけではなく、抑うつ症状などウェルビーイングの低下をもたらす要因のひとつとなっている（Saito et al. 2018; Sugiura et al. 2009）。

では、なぜ介護の負担は女性に偏るのだろうか²。日本の介護研究でも、親の介護は妻・娘・嫁といった女性親族に期待されやすいことが指摘されてきた（春日 1997；牧・山本 2023；Hashizume 2000）。これは、近代以降に形成された「介護は女性がするものだ」という規範が、女性を介護へ向かわせるという説明である。一方、家事や育児を含む家庭内労働の分担研究では、こうした規範に加えて、「資源」（所得や学歴など、交渉力の源泉となる社会経済的条件）による説明が発展してきた（山根 2010；Blood and Wolfe 1960）。しかし、こうした夫婦間の資源・交渉の考え方が、親介護の負担にも当てはまるかは明らかでない。介護は、いつ始まるか、どれほどの期間・強度で必要になるかを事前に予測しにくく、外部サービスが整備されていても、家族の関与を完全に外部化できるとは限らない（井口 2010；藤崎 2009）。こうした介護の特性は、担い手の調整が比較的柔軟に行いやすい家事・育児とは異なり、収入や学歴などの資源に基づく夫婦間の交渉が機能しにくい状況を生み出す可能性がある。家事・育児の分担研究が蓄積してきた資源の考え方が、介護ケアの負担の男女差をどの程度説明できるのか。この問いに取り組むことは、介護負担の偏りを是正し、男女共同参画を推進するための政策介入の根拠を検討するうえでも重要な意味をもつ。しかし、家事や育児の分担をうまく説明してきた資源の考え方が、介護ケアの負担の

¹ e-Stat にて公開されている「令和 6 年雇用動向調査」の統計表のうち、表番号 34-1 を用いて筆者が計算した。

² 本研究はケア負担の女性への偏りに焦点を当てるが、近年の男性介護者の増加傾向と、男性介護者が抱える負担を軽視しているわけではない。2021 年 10 月から 2022 年 9 月までの介護離職者の女性比率が 75.3% であった（内閣府 2026）ことを踏まえると、女性への負担の偏りは時代とともに解消されつつあると考えられる。ただし、男性介護者の増加の背景には、核家族化や未婚化による女性のいない世帯の増加（池田 2023）と、それに伴う妻の介護をする夫および親の介護をする单身男性の増加（上野 2013）があり、ケア役割の分担において男女が平等になったことを必ずしも意味していない。女性にケア負担が偏る理由の検討・検証は今なお必要であると考え

男女差を十分に説明できるのかについて、これまでの研究ではほとんど議論がなされていない。

ケア負担の男女差と資源の関係を検証するにあたって、配偶者がいて、かつ 18 歳以下の子どもを持つ世帯（以下「子持ち世帯」）は重要な分析対象となりうる³。第一に、夫と妻という二人の担い手の候補が世帯のなかにそろっているため、「どちらが担うか」という配分が問題になりやすい。第二に、子育てによって時間とお金の余裕がすでに限られている世帯では、新たに介護が加わると、当事者の希望を超えた調整が避けられなくなる。とくに、子どもに対するケアと高齢者に対するケアを同時に管理することは難しい (Mitchell 2014) ので、ケア負担に対処するための夫婦間の分業が、子どもがいない場合よりも積極的に行われると考えられる。つまり子持ち世帯にしばらくは、介護の負担の配分が決まる仕組みを観察するうえで有効な設定であると言える。

以上を踏まえ、本研究は次の問いを立てる。子をもつ夫婦において、女性は男性よりも、親の介護ケアの負担を背負いやすいのか。もしそうだとすれば、この男女差はどのような条件によって生じているのか。家事や育児の分担を説明してきた資源・交渉の考え方が、介護ケアの負担の男女差を説明するうえで有効であるのかに関して、本研究はパネル調査データを活用し、親が要介護状態になる前の本人・配偶者の個人年収を測定することによって検証する。従来の日本の介護研究の多くは、親が介護を必要とする状態になった「後」の家族を対象としてきた。ゆえに、被介護者がいる家族の中で、男女間に個人年収などの社会経済的地位の差があったとき、その差は介護離職などによって生じたのか、それとも介護開始以前から生じていたのかを区別することができなかった。本研究のアプローチによって、ケア負担の男女差が生じる過程に関する議論の発展、および介護と社会経済的地位の関係についての理論のさらなる拡張が期待される。

2. 先行研究の整理と仮説

2.1 女性に偏る介護の負担と日本の背景

日本における介護ケアの負担の男女差の理由のひとつに、ケアに関わる行為全般は女性によって行われるべきだとする規範 (Yamashita and Soma 2025) の存在がある。とくに、保育サービスや介護に関する日本の社会政策は、主として女性が家族介護においてケア負担を引き受けることを想定して設計されており、必ずしもジェンダー平等につながっていないとする見方もある (上野 2011; Yamashita and Soma 2025)。介護保険制度が始まり、外部のサービスが多様になったことで、嫁に介護してもらいたいと考える高齢者は減ったとされる (牧・山本 2023) が、それは家族による介護がなくなったことを意味しない。「介護の社会化」、すなわち介護を家族だけでなく社会全体で支える仕組みづくりは、いまだ達成されておらず (下夷 2015; 森 2023)、介護の負担に男女差がある状況は今も続いている (金 2021)。

以上の社会背景に加えて、介護ケアの負担が女性に偏りやすい日本特有の事情として、長男とそ

³ 本研究は分析対象者の子どもの有無を考慮する一方で、育児負担の程度を少なくとも変数としては考慮おらず、子育てにまったく関与していない回答者が分析に含まれている可能性もあるので、ダブルケアラー (Sandwich Caregiver) という表現を意図的に避けている。

の嫁が親の介護をするべきであるとする「長男規範」が、時代とともに弱体化しているものの、存在している点があげられる（上野 2011, 2013; 春日 1997）。日本の「長男規範」に対して、欧州の研究では、要介護状態の親に対する息子のケア負担は、息子の配偶者ではなく、息子の姉妹へと移転される傾向にあることが指摘されている（Luppi and Nazio 2019）。本研究は日本の子持ち世帯に焦点を当てているが、それは女性が血のつながっていない義理の親の介護ケアの負担を引き受けやすいという日本の文脈を踏まえてのことである。

そして、本研究の対象である壮年層（35～54 歳）は、仕事・育児・介護といった複数の役割が重なりやすいライフステージである。ライフコース研究では、この時期は所得や社会的地位といった資源が蓄積される一方で、キャリアの節目、子どもの教育、親の健康問題など、対処すべきライフイベントもまた集中することが指摘されている（Elder 1994）。とりわけ日本では、晩婚化・晩産化の進行により、育児期と親の介護が必要になる時期が重なりやすくなっている。

子育て期の世帯では、そこにさらに育児の負担が重なる。育児には時間とお金の両面で大きな負担が伴う（Hays 1996; Pollmann-Schult 2014; Ruppanner, Perales and Baxter 2019）。限られた時間とお金の余裕のなかで、「誰が介護を引き受けるか」および「誰の労働時間・余暇時間を減らすか」といった、家庭内外での役割分担の調整を迫られやすい状況が生まれる。本研究が子持ち世帯に注目するのは、まさにこの調整の局面で、介護の配分が決まる仕組みがもっともはっきりとあらわれると考えるためである。

以上の議論を踏まえて、本研究では最初に、子どもがいる場合、介護ケアの負担に男女差があることを確認する。そのうえで、ケア負担の男女差が生じる理由について、親の介護が必要となる前の個人年収に着目して検証する。年収の相対的・絶対的高さは、時間のコストや、特定のタスクに対するパートナー間の相対的効率性、余暇選好などを通じて、家事時間の長さに対して負に影響すると考えられている（Fischer 2024）。そして、日本の量的研究において、労働時間等の働き方に関する変数を統制しても、賃金の男女差は統計的に有意に残り続けることを指摘する研究もある（Holbrow 2025）。これまでの日本の介護研究では、女性にケア負担を強いる規範の存在が指摘されてきた。これに対して、家庭内労働の研究は、ケア負担の男女差の説明において、経済的地位の高低に基づく夫婦間の交渉または自律性を重視してきた。次項以降の議論では、交渉力および自律性に関する家事分担の知見と限界を整理したうえで、規範が介護ケアに関する行動に影響する理論的背景について言及する。

仮説 1（男女差）：子どもがいる場合、女性は男性よりも、親の介護ケアの負担を引き受ける確率が高い。

2.2 資源に基づくケア負担の男女差の説明：交渉力と自律性

相対的資源論では、夫婦のうち社会経済的地位の高い方が有償労働により多く従事し、低い方が家事労働により多く従事するとされており、大別すると意思決定権と経済的合理性の 2 つの理論

的枠組みが存在する (Coverman 1985)。意思決定権に着目する理論枠組みでは、家事に時間を費やすことは望ましくないとする前提のもとで、収入・学歴・地位などの資源をより多くのもつ側が、家庭内の仕事を免れやすいとみる (Blood and Wolfe 1960)。経済的合理性に着目する理論枠組みは、ミクロ経済学の仮定を家計生産に適用したものであり (Becker 1965)、より効率的に金銭を獲得できる側が有償労働に注力することで、夫婦は家庭内外のタスクに最大限効率的に対処していると考え (Coverman 1985)。家事行動に影響する社会経済的地位の変数は複数あるが、それらの中でも収入の影響が一貫しており、夫婦の収入差が小さいほど家事の分担は平等に近づく⁴とされてきた⁴ (山根 2010)。相対的資源論の知見を踏まえると、本人と配偶者の収入の合計に対する、本人の収入の割合が高いほど、夫婦のなかでの交渉力が高まり、介護ケアの負担を回避しやすくなると予測される。

仮説 2 (相対的資源) : 親の介護が必要になる以前の、本人と配偶者の個人年収の比率は、子持ち世帯における介護ケアの負担確率の男女差を説明する。

ただし、この相対的資源論は、夫婦のあいだに目に見える「話し合い」が成り立っていることを暗黙の前提にしている。これに対して Komter (1989) は、家庭内で働く力 (権力) を三つに分けた。すなわち、目に見える対立としてあらわれる力、対立が表面化するのを未然に防ぐように働く力、そして対立も不満も生じないまま働く力である。最後の「対立も不満も生じないまま働く力」がとくに重要で、女性が役割分担を当たり前のもので受けとめ、不満すら感じていない状況で働く。具体的には、「夫の仕事とキャリアの方が自分の仕事より重要であると考え、妻が仕事を辞める場合」 (山根 2010: 182) がこれにあたる。そして、仮に夫がケア負担の交渉を前向きに受け入れたとしても、介護の場合は別居親族などの多種多様な関係者も潜在的な交渉相手となりうる (上野 2013)。介護ケアの負担の交渉は、家事や育児よりも不明瞭かつ複雑になりやすい。

加えて、女性にとって不利な日本の労働市場を考慮すると、夫婦間で収入に大きな差がなかったとしても、男性側の仕事・キャリアが優先されやすい可能性もある。日本では他の先進国より経済的な地位の男女差が大きく (Holbrow 2025)、育児休業の取得が昇進などで不利に働きやすく、その不利は女性により強くおよぶ (Holbrow 2026)。また、女性の能力 (リーダーシップやケアスキルなど) に対するステレオタイプも根強く残っている (内閣府男女共同参画局 2021)。実際のところ、女性の収入の割合が男性より高くても家事時間を減らせず、余暇時間が減るという指摘もある (小原・阪本 2023)。

夫婦間の交渉が難しい場面では、配偶者に対する自身の収入の相対的な高さに着目するよりも、自身の収入の絶対的な高さに着目した方が、ケア負担の男女差を説明しやすいかもしれない。本人の収入が高いほど、有料の外部サービスを利用しやすくなり、自分が直接ケアを行う時間を減らせ

⁴ この「収入差が小さいほど平等に近づく」という整理は、Blood and Wolfe 自身の主張というより、後の家事分担研究が彼らの資源論を発展させて定式化したものである。

る (Gupta 2007; Killewald and Gough 2010)。労働市場への積極的な参加や潜在的な稼得能力、職務負担の重さは、外部サービスを積極的に利用する動機となる (Pojman and Park 2026)。

仮説 3 (自律性) : 親の介護が必要になる以前の、本人の個人年収の高さは、子持ち世帯における介護ケアの負担確率の男女差を説明する。

他方で、家事負担の先行研究では、高収入であるにもかかわらず、積極的に家事を引き受ける女性がいることも指摘されており、この理由について「規範」の観点から検討がなされている。女性が男性よりも高い収入を得ていることが、女性が家庭内役割の主たる担い手となることを期待する規範からの逸脱であり、高収入女性は家事負担の進んで引き受けることで、この逸脱の埋め合わせを図っていると考えられている (Bittman et al. 2003; Brines 1994; Greenstein 2000)。とくに、男性的職業 (男性比率の高さや管理的権限の有無など) に従事している女性はそうでない女性よりも、家庭内で女性的家事 (掃除や料理など) を行う時間が長いとされている (Schneider 2012)。介護においても、E. Brito and D. Contreras (2025) がチリのデータを用いて示したように、本人の収入が配偶者より高い場合であっても女性は介護ペナルティを受けやすく、規範がケア負担の配分に強く作用することが示唆されている。日本の介護研究の文脈で主張されてきた規範が、今もなお影響力を持ち続けているとしたら、高所得女性であっても介護ケアの負担を回避することは難しいと予想される。この場合、個人年収の絶対的な高さの男女差では、ケア負担の男女差を説明することができないかもしれない。

2.3 自身の社会経済的地位を超えた「規範」の影響

交渉力および自律性に着目したアプローチは、女性自身の社会経済的地位の低さが、ケア負担の男女差につながることを仮定している。他方で、自分ではなく配偶者の収入の高低が、自分の行動選択に強く影響する可能性もある。夫の収入が低い場合、妻がケア負担を引き受けると生計を維持できなくなるので、妻が男性的役割 (稼ぎ主) を引き受けざるを得ない。一方で、夫の収入が高い場合は、妻が仕事を辞めても生計の維持に支障は出ないので、妻自身の社会経済的地位よりも規範が優先され、妻が女性的役割 (ケア負担) を引き受けるようになる。人は他者からの期待に応じて、ジェンダーに関わる振る舞いを行っている (Goffman 1977)。配偶者が家庭外でどのような仕事をしているかによって、家庭内でのジェンダー規範のあり方が変容し、それに伴って本人の家庭内の行動も変化する可能性がある (Schneider 2012)。

男女の役割分担における周囲の人間関係および環境の重要性を指摘する理論のひとつとして、Doing Gender (West and Zimmerman 1987) がある。この理論では、人は周囲の期待や志向に応じて、男性的役割と女性的役割のどちらを遂行するか選択していることを仮定している。この理論をもとに、E. Jaspers, D. Mazrekaj and W. Machado (2024) は、オランダのパネル

調査データを利用し、調査期間中に男性・女性両方をパートナーとしたことがある人を分析対象として、同棲相手の性別が有償労働（男性的行為）の時間に与える影響を分析した。そして、回答者自身の性別に関係なく、パートナーが女性の場合は、男性の場合よりも労働時間が短くなることを明らかにした。

介護に関する日本の社会規範は、女性がケア負担を引き受けることを強く期待する（春日 1997；牧・山本 2023；Hashizume 2000）。このような状況においては、本人の希望や能力よりも、周囲の状況の方が、介護者の選択に対してより強く影響するかもしれない。本人の社会経済的地位に着目した仮説 2 および仮説 3 と違って、仮説 4 では、配偶者の個人年収の絶対的な高さの男女差が、介護ケアの負担の男女差につながっているかについて検証する。

仮説 4（規範）：親の介護が必要になる以前の、配偶者の個人年収の高さは、子持ち世帯における介護ケアの負担確率の男女差を説明する。

3. データと方法

3.1 データ

本研究では、労働政策研究・研修機構が 2023 年 1 月に第 1 回調査を実施して以降、半年ごとに実施しているパネル調査である「仕事と生活、健康に関する調査」（JILLS-*i*: Japan Institute for Labour Policy and Training Longitudinal Survey of individual）のデータを使用する。第 1 回調査は、インテージ・リサーチ社の登録モニターのうち、2023 年 1 月時点で 35 歳から 54 歳の日本在住者を対象に実施された。サンプリングにあたり、2020 年度の国勢調査をもとに、性別（男性／女性）・年齢（5 歳階級で 4 区分）・居住地域ブロック（8 区分）、就業形態（4 区分）、学歴（大卒／非大卒）の計 512 セルによる割り付けを行った。本研究では、2023 年 1 月から 2026 年 1 月までの計 7 回の調査のうち、以下の条件に適合した 205 名（男性 96 名と女性 109 名）のデータを用いる。

本研究では、第 1 回調査時点で、過去 6 か月において本人または配偶者の親が介護を必要としていないと回答したもののうち、第 2 回調査以降に必要なと答えた対象者のデータを使用する。分析対象は介護が必要になったと回答した時点のみとする。たとえば、第 3 回調査時に親が要介護状態になった場合、その対象者の第 4 回調査以降の回答データは使用しない。過去 6 ヶ月において親の介護が必要になったと回答した時点で、末子が 18 歳以下かつ有配偶者であることを必須とする⁵。また、仮説 2・3・4 では、本人および配偶者の前年の個人年収に関する変数を用いる。この変数は 1 年おき（第 1 回調査・第 3 回調査・第 5 回調査・第 7 回調査）にたずねているが、本研究では親が要介護状態になった前年の回答を分析に使用する。たとえば、2025 年 1 月に実施した第 5 回調査で親が要介護状態になった（2024 年 7 月から 2025 年 1 月に要介護状態

⁵ たとえば、第 3 回調査で親の介護が必要になったと回答した場合、第 3 回調査での子どもの有無を参照する。

図表 3-1 介護イベントと年収の変数の時系列関係

変数（質問文）	2022年 1月	2022年 7月	2023年 1月	2023年 7月	2024年 1月	2024年 7月	2025年 1月	2025年 7月	2026年 1月
各調査の実施年月			第1回	第2回	第3回	第4回	第5回	第6回	第7回
過去6か月で親の介護が必要になった。		第1回	第2回	第3回	第4回	第5回	第6回	第7回	
前年の個人年収（本人・配偶者）	第1回		第3回		第5回		第7回		

になった」と回答した場合、2024年1月実施の第3回調査時に答えた前年の個人年収（2023年の個人年収）を分析に使用する。なお、回答者の中には、毎回は調査に参加していない者も存在しており、上記の例でいえば第5回調査には参加したが第3回調査に参加していないので、2023年の個人年収が分からない場合もある。その場合は、さらに1年回答をさかのぼる。つまり、第1回調査時の回答（2022年の個人年収）を分析に用いる。図表 3-1 は、分析に使用した調査データおよび変数の関係を整理したものである。

本研究では脱落ウェイトを適用する。本調査の参加者の中には、介護等の精神的・身体的負荷の大きいライフイベントが発生したことによって、パネル調査から脱落した者も一定数存在すると予想される。まず、性別やビッグファイブ指標、本人学歴に加えて、第1回調査時の年齢、就業状態、居住地域、婚姻状況、子どもの有無、世帯年収、主観的健康の変数を用いて、第2回以降の調査回ごとに参加確率を推定する。そして、推定した参加確率をもとに、逆確率重みづけによって脱落ウェイトを作成する。ウェイト作成に用いた変数の詳細な情報は付録 A に記載する。

3.2 変数

従属変数は、「あなたは過去1ヶ月の間、仕事をしない平均的な1日に、以下の活動にそれぞれ平均して何時間費やしましたか」という質問のうち、「介護・看護」の時間とする。本調査では、それぞれの生活時間について、0分から5時間以上までの8段階で尋ねているが、本研究では「なし（0分）」または「30分未満」を0、それ以外を1とするダミー変数を作成する⁶。このときの介護対象が本人または配偶者の親であるかに関しては、以下の質問項目を組み合わせで判別する。ひとつは「以下にあてはまる方を、それぞれ次から選んで下さい。」という質問のうち「介護・看護・介助が必要な方（同居・別居にかかわらずお答え下さい。）」において、「自分の親」または「配偶者の親」を選択した場合である。もうひとつは「過去6ヶ月の間に、生活に関連したことで次のような出来事がありましたか。」という質問のうち「家族の介護が必要になった」ことが「あった」と答えた場合である。これらの2つの場合にともに該当したケースを対象に、上述の介護時間カテゴリーを従属変数として分析を行う。

⁶ ここでは、負担有無の判断基準の設定にあたって、キャリア等に影響が出るかもしれない時間であるかを考慮した。R. Glauber（2019）によれば、女性の賃金に悪影響が生じ始める介護時間は週あたり5時間であると考えられている。JILLS-*i*では、介護時間の選択肢において、「30分未満」の次が「30分～1時間」となっている。仮に、仕事がある日か否かに関係なく、1日当たり30分間ケア負担を引き受けたとしても、週の介護時間は3時間30分となり、5時間には届かない。

独立変数は性別および個人年収⁷とする。性別は男性または女性の2区分とし、女性を1とするダミー変数を作成する。個人年収は「X年の、あなたの年収（税込み）は、およそいくらでしたか」のうち、「おもな仕事に加え、臨時収入・兼業・副業からの収入も含めた年収」を、配偶者年収は「配偶者の方の、X年の年収（税込み）は、およそいくらでしたか。ボーナス・臨時収入・兼業・副業からの収入も含めてお答え下さい。」とたずねた項目を使用した。ここで、質問文中のXは調査回に依存する。たとえば、第1回調査（2023年1月）の場合、Xは2022となる。JILLS-iでは、個人年収を18段階のカテゴリー変数としてたずねている。

本人と配偶者の個人年収の比率に関する変数は以下の手順で作成する。まず、本人と配偶者の個人年収について、各カテゴリーの中央値を取って連続変数に変換する。そのうえで、配偶者の個人年収を、本人と配偶者の個人年収の合計値で割り、夫婦の個人年収の総計に対する本人の年収の比率を算出する⁸。数値が大きいほど、夫婦の年収に対して本人の個人年収の比率が高いことを意味する。これをもとに、本人の個人年収の比率が「10%未満」を基準カテゴリーとして、「10-30%」「30-50%」「50%以上」「本人／配偶者年収不明」の4つのカテゴリーを作成する。本人および配偶者の個人年収に関しては、カテゴリーを「なし（0円）」「100万円未満」「100万-300万円」「300万-500万円」「500万-700万円」「700万円以上」「無回答（分からない／答えたくない）」の7区分に統合し、「なし」を基準カテゴリーとして計6個のダミー変数を作成する⁹。

統制変数は、年齢（45歳を0とする連続変数）、本人・配偶者・父親・母親の学歴、要介護者との関係、世帯年収（親の介護が必要となる前）、子ども数、末子年齢、調査時点、ビッグファイブ指標（第1回調査時）とする。学歴は、「最後に卒業した学校」について、「中学校／高校」を基準カテゴリーとして、「専門学校（専門）／高等専門学校（高専）／短期大学（短大）」「大学／大学院」「無回答（分からない／答えたくない）」¹⁰それぞれを1とする4個のダミー変数を作成する。要介護者との関係については、要介護者が本人の父親または母親の場合を基準カテゴリーとしたうえで、要介護者が配偶者の父親または母親の場合を1とするダミー変数を作成する。世帯年収は個人年収と同じ基準で、親の介護が必要となる前の回答を分析に使用する。JILLS-iでは世帯年収に関して17段階のカテゴリー変数としてたずねているが、本研究ではこれらのカテゴリーを「400万円未満」「400万-700万円」「700万-1000万円」「1000万円以上」「無回答（分からない／答えたくない）」の5区分に統合し、「400万円未満」を基準カテゴリーとして4個のダミ

⁷ 夫婦間の相対的な社会経済的地位の差異を指標化する方法として、個人年収ではなく学歴を用いることも考えうる。しかし、日本の場合は労働市場上の男女格差が大きく（Holbrow 2025）、学歴資格がキャリア発展に与える影響は男女で異なっている可能性もある。たとえば、武内真美子（2021）は、理学専攻を除く大卒以上の高学歴層内部において、女性は男性よりも賃金が低い傾向にあることを指摘している。夫婦の最終学歴が同じであるからといって、夫婦の社会経済的地位が同じであるとは限らない。

⁸ 最も金額が高い選択肢は「1400万円以上」である。ここでは、1500に変換した。

⁹ 個人年収を連続変数ではなくカテゴリー変数として扱うのは、個人年収と家事時間の相関関係が必ずしも線形ではないからである。たとえば、「自律性仮説」によれば、個人年収の絶対値が高い女性は、家事負担を有料のサービス等にアウトソーシングする場合があるので、個人年収と家事時間は逆U字型の曲線関係にある（Gupta 2007; Killewald & Gough 2010）。

¹⁰ 本人学歴に関しては、「無回答」は0件であった。

一変数を作成する。子ども数は「1人」を基準カテゴリーとして、「2人」「3人以上」それぞれを1とする2つのダミー変数を作成する。末子年齢は、「1歳以下（乳児）」を基準カテゴリーとし、「2歳～3歳（就学前）」「4歳～6歳（幼稚園等）」「7歳～12歳（小学校）」「13歳～18歳（中学校／高校）」の4個のダミー変数を作成する。調査年は「第2回調査（2023年7月）」を基準カテゴリーとし、第3回調査から第7回調査までの各調査について5個のダミー変数を作成する。

性別による介護参加確率への影響（とくに、仮説2以降の年収変数統制による影響力の変化）が、個人の好みや志向性の男女差を反映したものではないことを確認するために、本研究ではビッグファイブ（人間の基本的なパーソナリティ特性を5つの次元に収束させたもの）の指標である、日本語版 Ten Item Personality Inventory（小塩・阿部・カトローニ 2012）を統制変数として用いる。この指標は、回答者の性格を「外向性」「協調性」「勤勉性」「神経質傾向」「開放性」の5次元の連続変数で測定したものであり、家事参加や仕事観、性別役割分業意識と相関していることが予想されるため統制する。自身の性格についてたずねた質問項目は計10個であり、それぞれ「全く違うと思う」から「強くそう思う」の7件法でたずねている。外向性は「活発で、外交的だと思う」と「ひかえめで、おとなしいと思う（逆転項目）」、協調性は「他人に不満をもち、もめごとを起こしやすいと思う」と「人に気をつかう、やさしい人間だと思う（逆転項目）」、勤勉性は「しっかりしていて、自分に厳しいと思う」と「だらしなく、うっかりしていると思う（逆転項目）」、神経質傾向は「心配性で、うろたえやすいと思う」と「冷静で、気分が安定していると思う（逆転項目）」、開放性は「新しいことが好きで、変わった考えをもつと思う」と「発想力にかけた、平凡な人間だと思う（逆転項目）」の項目が対応する。それぞれ合計し、2点から14点の5個の連続変数を作成する。

3.3 モデル

本研究では、介護時間のカテゴリー変数（30分未満を0とするもの）を従属変数とする線形確率モデルを推定する。統計的に有意とみなす基準は、ロバスト標準誤差で5%水準とする¹¹。最初に、個人年収に関する変数を投入しないモデル1を推定し、介護負担を引き受ける確率に男女差があるかを推定する。モデル1の推定式は以下の通りである。下付き文字の*i*は回答者を意味する。 $care_i$ は回答者*i*の仕事のない日の介護時間が30分以上の場合を1とするダミー変数であり、 $women_i$ は回答者*i*の性別が女性の場合を1とするダミー変数である。 μ は切片、 X は統制変数行列、 e は誤差項を意味する。 β は回帰係数であり、モデル1において β_1 が正に有意な場合、仮説1は支持されたとみなす。

$$care_i = \mu + \beta_1 women_i + X_i + e_i$$

¹¹ R version 4.5.0 の estimatr パッケージ version 1.0.6 を使用する。

モデル1の推定後、個人年収の変数を投入したモデルを推定する。モデル1に対して、モデル2（仮説2）は本人と配偶者の個人年収のバランス、モデル3（仮説3）は本人の個人年収、モデル4（仮説4）は配偶者の個人年収に関する変数を投入したものである。モデル2、モデル3、モデル4の推定式は、上から順に以下の通りである。*ratio*は、本人と配偶者の個人年収の合計に対する、本人の個人年収の比率に関するダミー変数、*linc*は本人の個人年収に関するダミー変数、*Pinc*は配偶者の個人年収に関するダミー変数、を意味する。個人年収の変数の投入によって β_1 が非有意となった場合、仮説2・仮説3・仮説4は支持されたとみなす。

$$care_i = \mu + \beta_1 women_i + \sum_m^M \beta_m ratio_{i,m} + X_i + e_i$$

$$care_i = \mu + \beta_1 women_i + \sum_k^K \beta_k linc_{i,k} + X_i + e_i$$

$$care_i = \mu + \beta_1 women_i + \sum_l^L \beta_l Pinc_{i,l} + X_i + e_i$$

4. 分析結果

4.1 変数の記述統計

図表4-1は、分析に使用した変数の記述統計を男女別に整理したものである。まず、本研究の主要な変数である、介護時間と年収について確認する。仕事のない日に介護をしている平均的な時間について、30分以上と回答した者は、男性は約25%であるのに対して、女性は約40%であった。本人の個人年収の比率については、男性のうち約75%が配偶者よりも多いと答えていた¹²一方で、女性の約半数は配偶者に対して30%未満であると回答していた¹³。本人の個人年収は、男性は過半数が500万円以上であると回答した一方で、女性は約75%が300万円未満であると回答していた。配偶者の個人年収については、男性は約6割が300万円未満であると答えたのに対して、女性は約3割が500万円以上であると回答していた。ただし、男性のうち、20%が配偶者の年収について無回答であったが、女性の場合は約40%が無回答であった。

次に、統制変数について確認する。年齢は45歳を中心に基準化した変数であるが、男性の平均

¹² 本研究のサンプルにおける年収比率が30%未満の男性（5人）のうち、最終学歴が大学または大学院の者は80%（4人）であった。加えて、年収比率が30%未満の男性のビッグファイブ指標を確認したところ、「外向性」「協調性」「神経質傾向」の平均点が比率30%以上の男性の場合よりも約1点低く、「勤勉性」の平均点が約2点高かった。

¹³ 年収比率の変数と、本人・配偶者の個人年収の無回答件数が合致していないが、これは変数の作成方法に起因する。3.1項に記したように、親が要介護状態になった直近の調査で個人年収について回答していなかった対象者の場合は、さらに1年分回答をさかのぼって分析に使用している。とくに、個人年収の比率の計算にあたっては、「分からない／答えたくない」のケースも、回答をさかのぼって使用している。

図表 4-1 分析に使用した変数の記述統計

従属変数・独立変数	男性 96名	女性 109名	統制変数	男性 96名	女性 109名
ケア負担（仕事の無い日）			年齢（45歳 = 0）	-3.021 (4.618)	-0.972 (4.715)
負担なし（30分未満） ref.	75.0%	61.5%	学歴（本人）		
負担あり（30分以上）	25.0%	38.5%	中学／高校 ref.	21.9%	25.7%
本人の年収比率			専門／高専／短大	22.9%	45.0%
10%未満 ref.	2.1%	31.2%	大学／大学院	55.2%	29.4%
10-30%	3.1%	22.0%	学歴（配偶者）		
30-70%	19.8%	12.8%	中学／高校 ref.	24.0%	25.7%
70-90%	22.9%	0.9%	専門／高専／短大	38.5%	22.0%
90%以上	36.5%	0.0%	大学／大学院	33.3%	50.5%
夫／妻収入不明	15.6%	33.0%	無回答	4.2%	1.8%
本人の個人年収			学歴（父親）		
0円 ref.	3.1%	29.4%	中学／高校 ref.	47.9%	49.5%
100万円未満	2.1%	24.8%	専門／高専／短大	9.4%	4.6%
100万-300万円	4.2%	19.3%	大学／大学院	27.1%	30.3%
300万-500万円	15.6%	7.3%	無回答	15.6%	15.6%
500万-700万円	25.0%	3.7%	学歴（母親）		
700万円以上	32.3%	0.9%	中学／高校 ref.	53.1%	57.8%
無回答	17.7%	14.7%	専門／高専／短大	22.9%	22.9%
配偶者の個人年収			大学／大学院	8.3%	7.3%
0円 ref.	24.0%	0.0%	無回答	15.6%	11.9%
100万円未満	18.8%	0.0%	要介護者が配偶者の親	25.0%	30.3%
100万-300万円	16.7%	2.8%	世帯年収		
300万-500万円	9.4%	24.8%	400万円未満	3.1%	11.0%
500万-700万円	7.3%	18.3%	400万-700万円	25.0%	26.6%
700万円以上	3.1%	16.5%	700万-1000万円	24.0%	22.0%
無回答	20.8%	37.6%	1000万円以上	25.0%	5.5%
[注] %以外はMean (SD)。ref.は基準カテゴリーを意味する。			無回答	22.9%	34.9%
			子ども人数		
			1人 ref.	35.4%	28.4%
			2人	46.9%	51.4%
			3人以上	17.7%	20.2%
			末子年齢		
			1歳未満 ref.	3.1%	3.7%
			2歳～3歳	4.2%	4.6%
			4歳～6歳	18.8%	10.1%
			7歳～12歳	37.5%	39.4%
			13歳～18歳	36.5%	42.2%
			ビッグファイブ：外向性	7.854 (2.604)	7.523 (2.644)
			ビッグファイブ：協調性	5.854 (2.132)	6.000 (1.604)
			ビッグファイブ：勤勉性	8.573 (2.409)	7.706 (2.208)
			ビッグファイブ：神経質傾向	8.292 (2.525)	8.404 (2.104)
			ビッグファイブ：開放性	7.396 (2.557)	7.064 (2.024)
			調査回		
			第2回 ref.	20.8%	22.0%
			第3回	19.8%	19.3%
			第4回	19.8%	15.6%
			第5回	16.7%	14.7%
			第6回	16.7%	16.5%
			第7回	6.3%	11.9%
[注] %以外はMean (SD)。ref.は基準カテゴリーを意味する。					

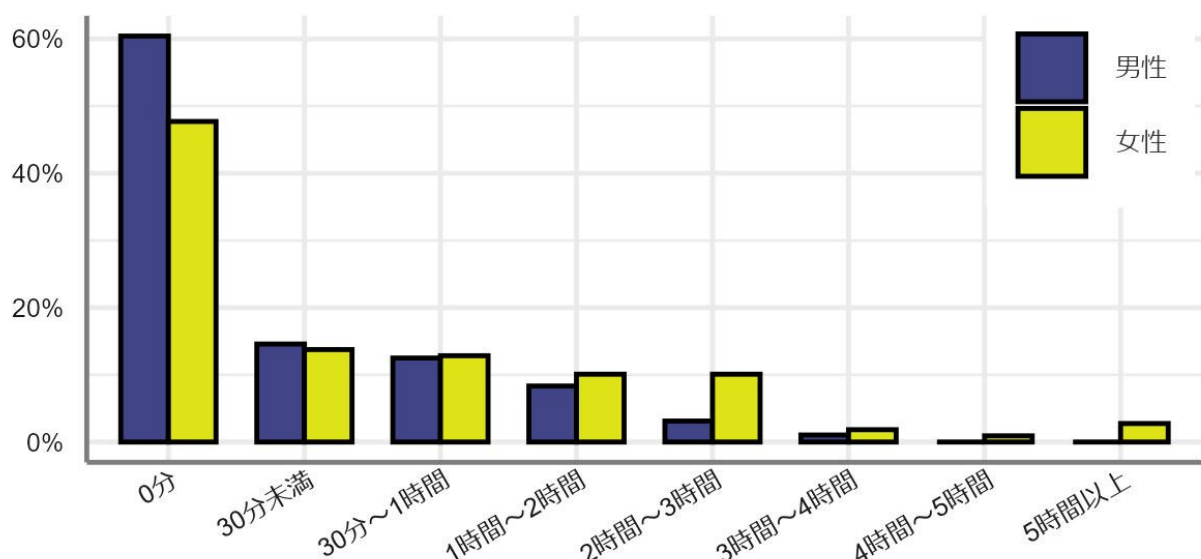
値は約 42 歳（-2.911）で、女性の平均値は約 44 歳（-0.781）であった。学歴は、男性は大学／大学院が約 55%と最も多く、女性は専門／高専／短大が約 44%と最も多かった。配偶者学歴の分布は、本人学歴の男女を入れ替えたものに近かった。父親学歴と母親学歴は、男女ともに中学／高校が最も多かったが、回答者の約 15%が無回答であった。世帯年収は、男女ともに 400 万-700

万円が最も多かったが、女性のうち約 35%は無回答であった。子ども人数は男女ともに 2 人が最も多かった。末子年齢は、男性は 7 歳～12 歳が 40%弱と最も多く、女性は 13 歳～18 歳が 40%強で最も多かった。要介護者との関係については、男性の約 25%と、女性の約 30%が、配偶者の父親または母親であると答えた。ビッグファイブ指標については、協調性の平均点が約 6 点であり、その他の 4 指標の平均点は約 8 点であった。調査回については、第 2 回調査が全体的にわずかに多かった。そして、第 5 回と第 6 回の割合がそれぞれ約 15%と若干少なく、第 7 回調査では男性が約 5%、女性が約 10%となっていた。

介護時間と年収について、より詳細に分布を確認する。図表 4-2 は、調査票における各介護時間カテゴリーの回答者の割合を男女別に示した棒グラフである。男女差が比較的大きく表れていたのは、介護時間が 0 分の場合と、2 時間以上の場合であった。男性は女性と比較して、ケア負担にまったく関与しないか、関与する場合であっても長時間は関わらない傾向にあると言える¹⁴。

続いて、介護時間と、家族に関わるその他の時間（家事時間・育児時間）の違いを確認する。図表 4-3 は、本人と配偶者の個人年収の比率の変数（連続変数）と、これらの時間との相関係数を、子どもの有無別・介護イベント発生前後で整理したものである。年収比率の変数は、数値が高いほど、本人と配偶者の年収の合計に対して自身の年収の割合が多いことを意味する。ただし、無回答（分からない／答えたくない）、および連続で調査に参加していなかったケース（たとえば、第 3 回調査で親の介護が必要になったと回答したが、第 2 回調査に参加していないため、介護イベント発生直前の家事時間が不明なケース）は、相関係数の算出にあたって除外した。また、脱落ウェ

図表 4-2 男女別の仕事のない日のケア負担時間の分布



¹⁴ 仕事のない日に 30 分以上ケアを行っている男性に関して、本研究のサンプルにおける最終学歴の傾向を確認したところ、本人・配偶者・両親すべてにおいて、大学または大学院である割合がケアを行っていない男性よりも高かった。

図表 4-3 年収比率変数と家事・育児・介護時間の相関係数(集計対象:147人)

年収比率変数(連続変数)と の相関係数	介護 発生直前	介護 発生直後
家事時間	-.585	-.599
育児時間	-.114	-.055
介護時間	—	-.233
家事時間+育児時間	-.410	-.398
家事時間+育児時間+介護時間	—	-.437

[注] 欠損値(分からない/答えたくない)は集計から除外した。連続して調査に参加しなかった回答者も分析から除外した。脱落ウェイトは使用していない。

イトは未適用である。

家事時間の相関係数は、介護イベント発生前後に関係なく、相関係数の絶対値が約 0.6 となっており、収入に基づく家庭内交渉力によって負担の大部分が決まる傾向にあると言える。これに対して、育児時間の相関係数の絶対値は約 0.1 となっており、家庭内交渉力との関連は弱いことが分かる。同様に、介護時間に関しても、相関係数の絶対値は 0.234 であり、家事時間の相関係数と比べて小さかった。家事時間とそのほかの時間を合計した場合、家事時間単体で見たときよりも、相関係数の絶対値は小さい傾向にあった。これは育児時間や介護時間における、年収比率(家庭内交渉力)との相関の弱さによる影響であると考えられる。

4.2 線形確率モデルの推定結果

介護への参加確率に関する線形確率モデルの推定結果を整理した図表 4-4 を確認する。モデル 1 は、性別(女性の場合を 1 とするダミー変数)と統制変数を投入したモデルである。モデル 1 に対して、モデル 2 では本人と配偶者の個人年収の合計に対する、本人と配偶者の個人年収の比率の変数を、モデル 3 では本人の個人年収を、モデル 4 では配偶者の個人年収を、投入している。これらの個人年収は、親の介護が必要となる前のものである。

モデル 1 では、性別のダミー変数が正に有意となった($B = .200; S.E. = .080$)¹⁵。モデル 2 では、本人と配偶者の個人年収の比率に関するダミー変数はすべて非有意となり、性別のダミー変数の回帰係数の絶対値も、モデル 1 と比較して約 30%の減少にとどまった($B = .141; S.E. = .116$)。モデル 3 では、本人の個人年収に関するダミー変数はすべて非有意となった。そして、性別のダミー変数は非有意となったものの、回帰係数の絶対値に大きな変化はなかった($B = .173; S.E. = .105$)。モデル 4 では、配偶者の個人年収が 300 万-500 万円($B = .325; S.E. = .139$)、500 万-700 万円($B = .340; S.E. = .163$) および無回答($B = .424; S.E. = .155$) の場合を示すダミー変数について、正の有意な結果が得られた。性別のダミー変数の回帰係数の絶対値についても、モデル 1

¹⁵ 配偶者の親が要介護状態となっている回答者(57人)を除外して分析したところ、性別の変数の回帰係数は非有意であった($B = .085; S.E. = .099$)。ケア負担の男女差は、配偶者の親に対するケアにおいてとくに生じやすいことが予想される。

図表 4-4 仕事のない日のケア負担に関する線形確率モデルの推定結果

変数	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
性別（女性 = 1）	.200	.080 *	.141	.116	.173	.105	.060	.105
本人の個人年収割合（ref. 10%未満）								
10 - 30%			.035	.129				
30 - 70%			.146	.131				
70 - 90%			-.132	.152				
90%以上			-.054	.153				
本人／配偶者年収不明			.027	.157				
本人の個人年収（ref. 0円）								
100万円未満					-.115	.129		
100万 - 300万円					-.012	.138		
300万 - 500万円					.059	.156		
500万 - 700万円					-.186	.144		
700万円以上					-.065	.170		
無回答					-.062	.168		
配偶者の個人年収（ref. 0円）								
100万円未満							.050	.130
100万 - 300万円							.036	.133
300万 - 500万円							.325	.139 *
500万 - 700万円							.340	.163 *
700万円以上							.120	.166
無回答							.424	.155 **
（切片）	.331	.381	.398	.399	.431	.395	.033	.411
統制変数	○		○		○		○	
人数	205		205		205		205	
調整済み決定係数 ^{R2}		.007 *		.000 *		-.005		.032 **

〔注〕 B: 非標準化偏回帰係数 S.E.: ロバスト標準誤差 ref.: 基準カテゴリー **: p < .01 * : p < .05 脱落ウェイト適用済み

（従属変数） 仕事がない日の介護時間（30分未満 = 0; 30分以上 = 1）

（統制変数） 年齢・学歴（本人・配偶者・父親・母親）・要介護者との関係・ビッグファイブ指標・世帯年収・子ども人数・末子年齢・調査回

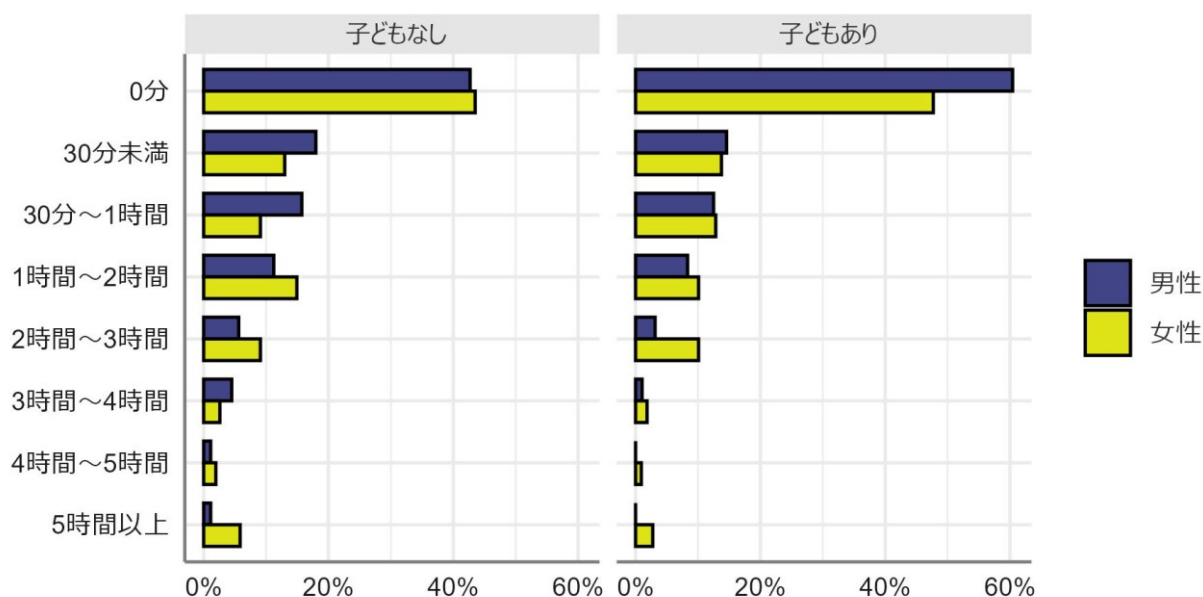
の場合と比較して約 70%減少していた（ $B = .060; S.E. = .105$ ）¹⁶。性別のダミー変数の回帰係数が非有意となった点において、仮説 2・仮説 3・仮説 4 はすべて支持されたとと言えるが、性別の影響を最も多く説明したのは配偶者の個人年収（モデル 4）であった。

4.3 頑健性の確認:子どもがいない場合を対象とした分析

ここまでの分析では、子育てにおける金銭的・時間的プレッシャー（Hays 1996; Pollmann-Schult 2014; Ruppanner, Perales and Baxter 2019）ゆえに、介護のケア負担において男女差が顕著に表れやすいことを仮定していた。ここでは、子育ての条件がなければ、介護のケア負担の男女差はないのかについて、追加の分析を行う。ここまでの分析対象を「子どもあり」群とし、子どもがいない有配偶者、または末子年齢が 19 歳以上である有配偶者を「子どもなし」群とする。

¹⁶ 配偶者の個人年収が無回答の場合も正に有意であったことを踏まえると、モデル 4 における性別の変数の回帰係数の絶対値の減少は、配偶者の個人年収の高低ではなく、配偶者の個人年収が分からないこと（たとえば、配偶者とのコミュニケーション不足など）によって生じている可能性もある。そこで、配偶者の個人年収の変数を、回答がある場合を基準カテゴリーとして、無回答の場合を 1 とするダミー変数に変えて、モデル 4 を改めて推定した。分析の結果、性別のダミー変数の回帰係数に大きな変化はなく、5%水準で正に有意であった（ $B = .188; S.E. = .081$ ）。そして、配偶者の個人年収の回答有無は非有意であった（ $B = .221; S.E. = .129$ ）。以上を踏まえて、本研究では、配偶者の個人年収の高低が、ケア負担の男女差につながっていると解釈した。

図表 4-5 男女別の仕事のない日のケア負担時間の分布(子どもの有無別)



子どもなし群に該当する回答者は 243 名（男性 89 名と女性 154 名）である。

図表 4-5 は、図表 4-2 と同様に、介護時間カテゴリーの分布を男女別に示したものであり、左が子どもなし群、右が子どもあり群（図 4-2 と同じ）のものである。子どもなし群のうち、仕事のない日に介護を 30 分以上行っていた者は、男性が約 39%、女性が約 44%であり、男女差は小さかった。子どもがいない男性に関しては、短時間（30 分未満、および 30 分～1 時間）であるが、介護のケア負担を引き受けている男性が存在していた。

図表 4-6 は、子どもの有無別の、4 節におけるモデル 1 の推定結果である。ここでは、子どもに関する変数（子ども数・末子年齢）は統制変数から除外している。モデル 1a は子どもなし群と子どもあり群を合計したもの、モデル 1b は子どもなし群、モデル 1c は子どもあり群を分析対象としている。モデル 1a では、性別のダミー変数は正に有意となった ($B = .122; S.E. = .053$)。子ど

図表 4-6 仕事のない日のケア負担に関する線形確率モデルの推定結果

変数	モデル1a		モデル1b		モデル1c	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
性別（女性 = 1）	.126	.052 *	.089	.076	.169	.078 *
（切片）	.007	.207	-.064	.316	.052	.316
統制変数	○		○		○	
人数	448		243		205	
調整済み決定係数 R^2	.037 **		.033 **		.008 *	

[注] B: 非標準化偏回帰係数 S.E.: ロバスト標準誤差 ref.: 基準カテゴリー

** $p < .01$ * $p < .05$ 脱落ウェイト適用済み

〈分析対象〉モデル1aは全体、モデル1bは子どもなし、モデル1cは子どもあり。

〈従属変数〉仕事がない日の介護時間（30分未満 = 0; 30分以上 = 1）

〈統制変数〉年齢・学歴（本人・配偶者・父親・母親）・要介護者との関係・世帯年収・ビッグファイブ指標・調査回

もなし群を対象に分析したモデル 1b では、性別のダミー変数は非有意となり、回帰係数の絶対値もモデル 1a の場合より小さかった ($B = .065; S.E. = .082$)。これに対して、子どもあり群を対象に分析したモデル 1c では、性別のダミー変数はモデル 1a の場合と同様に、正に有意となった ($B = .153; S.E. = .076$)。以上の分析から、男女差は 18 歳以下の子どもがいる場合に顕著に表れやすいことを、確認することができた。

子どものいる場合にのみ男女差が表れた理由として、子育てに伴う金銭的・時間的プレッシャーと、子育てとは異なる種類のケアが要求される介護における身体的・心理的負担を、世帯内で可能な限り縮小するための分業が行われたためであると予想される。男性優位の労働市場の中で、男性が仕事に専念し、女性は家庭内役割に注力することで、世帯内の金銭的不安を解消しながらケア負担に対処していると考えられる。あるいは、子育てという女性的役割をすでに引き受けている女性は、介護ケアの負担が新たに生じた際に、女性的役割として子育てと一緒に負担を引き受けているのかもしれない。本項の分析だけでは、子どもなし群においてケア負担の男女差が表れなかったメカニズムの検証はできない。今後の研究では、将来不安や価値観に関する質問項目などを用いつつ、ケア負担の男女差が顕在化する理由を明らかにすることが求められる。

5. 考察

本研究は、親が要介護状態となった直後において、子持ち世帯のケア負担に男女差はあるのか、ある場合はどのような理由で生じているのかを明らかにするために、半年おきに実施されているパネル調査データを用いて介護事案が発生した回答者の観測データを抽出したうえで、線形確率モデルを推定した。子持ち世帯の場合、女性の方がケア役割の負担確率は高いことを予想した仮説 1 は支持された。個人年収に着目した仮説 2 (比率)、仮説 3 (本人)、仮説 4 (配偶者) はすべて支持された。いずれの年収変数を用いた場合であっても、性別の影響は減少し、非有意となった。ただし、影響力の顕著な減少が確認されたのは、配偶者の個人年収を追加投入した場合(モデル 4)であった。

本研究の分析からは、とりわけ子育て家庭において、介護のケア負担の男女差は依然として存在していることが明らかになった。家事負担の研究において、外部サービスの活用は本人・配偶者間の家事負担を均衡にし (Pojman and Park 2026)、労働市場上の男女差を縮小する (Raz-Yurovich and Tsachor-Shai 2026) ことができる手段のひとつであると期待されている。近年の日本において、「介護の社会化」のための制度・サービスの整理と拡充が進んでいるが、少なくともケア負担の男女差の観点で言えば、依然として制度・サービスに改善の余地があるかもしれない。外部サービスがケア負担の男女差の縮小に結びつかない要因として、在宅介護を前提とした社会保障制度 (藤崎 2013)、症状が軽度であることを理由とする外部サービスの利用控え (森 2023)、外部サービスの利用に対して否定的な社会規範の存在 (Pojman and Park 2026) などが想定される。あるいは、急に介護が必要となったために、外部サービスや制度に関する情報を収集したり、手続きを進めたりする余裕がなく、一時的に家族で介護を引き受けているのかもしれ

ない。

加えて、本研究では、介護イベント発生前後の回答者のデータを用いることで、ケア負担の男女差が生じる理由の検証を行った。量的調査データを用いたこれまでの日本の研究において、介護のケア負担の傾向と社会経済的地位の関連を指摘するものはすでに存在していた（金 2021）。ただし、これらの研究は親がすでに要介護状態となっている者を分析対象としていたため、社会経済的地位が低いと介護者となりやすいのか、あるいは介護者となった結果として社会経済的地位が低下するのかについて、区別することが難しかった。そのため、介護ケアの負担における男女の不均衡（金 2021）と、とりわけ日本において顕著である社会経済的地位のジェンダーギャップ（Holbrow 2025）がどのように結びついているのかに関する議論がほとんどなかった。本研究は、パネル調査データを活用することで、親が要介護状態となる直前の個人年収を測定することに成功した。そして、介護が必要となる前の配偶者の社会経済的地位が、介護者が女性に偏る理由を説明するうえで重要であることを示した。

本研究の分析結果を踏まえれば、ケア負担の女性への偏りは、女性側の交渉力（仮説 2）や自律性（仮説 3）の低さだけでは部分的にしか説明できない。配偶者の個人年収の変数の投入によって、ケア参加確率に対する性別の影響が大きく減衰したのは、配偶者年収の変数が社会規範の側面を反映していたためであると予想される。個人年収の高い妻による家庭内役割への積極的な参加（Brines 1994; Bittman et al. 2003; Greenstein 2000）が、夫側の個人年収が高い場合に生じうることを、本人・配偶者間の年収比率や、本人の個人年収に着目するアプローチは無視してしまう可能性がある。また、他の親族が介護ケアの負担を回避するために、ご都合主義的に長男規範（長男とその嫁が主たる介護責任を負うべきであるという規範）を主張することがあるとされている（上野 2013）。夫の個人年収がある程度高く、妻の個人年収が減少しても生活に支障は出ないと他の親族から認識された場合に、仮に妻自身の社会経済的地位が高かったとしても、妻は他の親族または社会規範による圧力を回避しづらいのかもしれない。本研究は、介護ケアの負担における男女差が、女性自身の社会経済的地位の低さだけではなく、個人の選好・志向を超えた社会規範による要請とも密接につながっていることを、定量的な分析によって再確認したと言える。

本研究の限界点は以下の 5 点である。1 点目は、従属変数は介護に要する時間に関するものであり、実際の介護活動における身体的・精神的負担を表現したものではない点である。また、具体的にどのような作業・手続きを負担しているのか（たとえば、強いケア／弱いケアなど）に関しては、明確な男女差が存在している可能性もある。今後の研究では、ケア負担の測定方法の比較と検討が求められる。2 点目は、要介護者について、調査票上では性別や親子関係、健康状態に関する詳細な情報が不明な点である。とくに、親子関係の良好さ（介護が必要となる前から日常的に接していたかなど）などを含む「選好」は、だれが介護負担を引き受けるかを決めるにあたって重要である（上野 2013）。3 点目は、「親が要介護状態になったか」は回答者の判断にゆだねられている点である。たとえば、実際には妻の親が要介護状態になっているものの、自身が「男性」とであるという理由で、妻の家族の状況を教えられていない可能性もありうる。

4 点目は、本研究では配偶者年収の影響を規範によるものとして解釈したが、高収入の配偶者が労働時間を減らすことによる経済的損失（Raley, Bianchi and Wang 2012）と関連付けた解釈も可能である点である。ただし、有償労働が男性にとってジェンダーの遂行（Doing Gender）における中心的な役割を果たしているかもしれない（Jaspers, Mazrekaj and Machado 2024）ので、年収の影響について規範と経済的損失を厳密に区別して解釈することは難しい（山根 2010）。本人、配偶者および親族の規範意識を直接測定する変数を含む調査データを用いた検証が、今後の課題として残されている。

5 点目はサンプルサイズが小さい点であり、本研究の分析結果の背後にあるメカニズムの解明にあたって、よりサンプルサイズの大きな調査データを用いて分析を行うことは不可欠である。まず、十分なサンプルサイズを確保するために、本研究では配偶者の親の介護が必要になったケースをダミー変数として統制したが、自らの親か配偶者の親かによって、介護のケア負担を引き受ける過程は異なることも予想される。次に、子どものライフステージ（未就学児か、高校生かなど）に応じて、親にかかる時間的・金銭的負担の程度は変化すると予想される。しかし、本研究は介護のケア負担確率に対する、性別と末子年齢の交互作用効果について検討できていない。さらに、個人年収変数について、無回答者を除外して連続変数として用いたり、カテゴリーをより細かく分類したりすることについても検討が必要であると考えられる。しかし、本研究ではサンプルサイズの少なさゆえに、個人年収変数の作成手順に関する丁寧な検討をすることができていない。

以上の限界点はあるが、パネル調査データを活用した本研究のアプローチは、介護ケアの負担に男女差があることだけではなく、なぜ男女差が生じるのかについても議論をすることを可能にした。そして、主に質的研究において主張されてきた、介護者の選択における社会規範の重要性を、量的研究によって再確認することに成功した。女性側への負担の偏りは、「女性の社会経済的地位の低さ」だけでは十分に説明することができず、規範を含む周囲の環境・関係の中で構築されているものであることが確認された。個人や世帯内部における価値観を、政策を通じて変えることはできない。しかし、女性が他親族からの押し付けを回避したり、押し付けられたときに第三者へ相談しやすくしたりするための、専門家へのアクセシビリティの強化と、それを実現するための介護職の人員補充と働き方改革は、ケア負担の分担をめぐる不平等やストレスの改善にあたって有効であるかもしれない。

参考文献

- 池田心豪（2023）「働く男性介護者の増加は介護サービスの時間的不足感を高めるか」『社会保障研究』Vol. 8, No. 3, pp. 308-323.
- 井口高志（2010）『『ケアの社会学』と家族研究——高齢者介護の『社会化』をめぐる研究に着目して』『家族社会学研究』Vol. 22, No. 2, pp. 165-176.
- 上野千鶴子（2011）『ケアの社会学——当事者主権の福祉社会へ』太田出版.
- （2013）「介護の家族戦略——規範・選好・資源」『家族社会学研究』Vol. 25, No. 1, pp.

30-42.

小塩真司／阿部晋吾／カトロニ・ピノ（2012）「日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) 作成の試み」『パーソナリティ研究』Vol. 21, No. 1, pp. 40-52.

春日キスヨ（1997）『介護とジェンダー——男が看とる女が看とる』家族社.

金貞任（2021）「在宅介護者の家族の中での介護担い手は誰であるか——NFRF18 の家族の基本特性と伝統的規範意識に着目して」保田時男・吉田崇編『第4回全国家族調査（NFRJ18）第2次報告書 第3巻 家族サポート・ネットワーク』日本家族社会学会全国家族調査委員会.

厚生労働省（2023）『2022（令和4）年 国民生活基礎調査の概況』（2026年6月14日取得, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa22/index.html>).

———（2024）「雇用動向調査」（2026年6月14日取得, https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450073&tstat=000001012468&cycle=7&year=20240&month=0&tclass1=000001012469&tclass2=000001161806&result_back=1&tclass3val=0).

小原美紀・阪本諒（2023）「第9章 日本における女性の『家計内交渉力』の変遷」樋口美雄・田中慶子・中山真緒編『日本女性のライフコース——平成・令和期の「変化」と「不変」』慶應義塾大学出版会, pp. 217-235.

下夷美幸（2015）「ケア政策における家族の位置」『家族社会学研究』Vol. 27, No. 1, pp. 49-60.

武内真美子（2021）「高学歴雇用者の専攻と男女間賃金格差」『統計学』No. 120, pp. 19-34.

内閣府（2026）『令和8年高齢社会白書』（2026年6月14日取得, https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2026/zenbun/08pdf_index.html).

内閣府男女共同参画局（2021）「無意識の思い込み（アンコンシャス・バイアス）——事例集」（2026年5月18日取得, https://www.gender.go.jp/research/kenkyu/pdf/seibetsu_r03/04.pdf).

藤崎宏子（2009）「介護保険制度と介護の『社会化』『再家族化』」『福祉社会学研究』Vol. 6, pp. 41-57.

———（2013）「ケア政策が前提とする家族モデル——1970年代以降の子育て・高齢者介護」『社会学評論』Vol. 64, No. 4, pp. 604-624.

牧陽子・山本菜月（2023）「老親介護と子の意向——関係性と規範に着目して」『福祉社会学研究』Vol. 20, pp. 173-194.

森詩恵（2023）「介護保険制度における『介護の社会化』と家族介護——高齢者の生活全体を支える介護支援とはなにか」『大原社会問題研究所雑誌』, No. 771, pp. 44-56.

山根純佳（2010）『なぜ女性はケア労働をするのか——性別分業の再生産を超えて』勁草書房.

Becker, G. S. (1965) "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, Vol. 75, No. 299, pp. 493-517.

- Bittman, M. England, P., Sayer, L., Folbre, N. and Matheson, G. (2003) "When Does Gender Trump Money? Bargaining and Time in Household Work," *American Journal of Sociology*, Vol. 109, No. 1, pp. 186-214.
- Blood, R. O. and Wolfe, D. M. (1960) *Husbands and Wives: The Dynamics of Married Living*, Glencoe, IL: The Free Press.
- Brines, J. (1994) "Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home," *American Journal of Sociology*, Vol. 100, No. 3, pp. 652-688.
- Brito, E. and Contreras, D. (2025) "The Caregiving Penalty: Caring for Sick Parents and the Gender Pay Gap," Working Paper (Retrieved March 17, 2026, https://ebritore.github.io/jmp/JMP_emilia_brito.pdf).
- Elder, G. H., Jr. (1994) "Time, Human Agency, and Social Change: Perspectives on the Life Course," *Social Psychology Quarterly*, Vol. 57, No. 1, pp. 4-15.
- Fischer, J. (2024) "Housework among Same-Sex and Different-Sex Couples: The Role of Time and Earnings," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 86, No. 4, pp. 867-886.
- Glauber, R. (2019) "The Wage Penalty for Parental Caregiving: Has It Declined Over Time?," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 81, No. 2, pp. 415-433.
- Goffman, E. (1977) "The Arrangement between the Sexes," *Theory and Society*, Vol. 4, No. 3, pp. 301-331.
- Greenstein, T. N. (2000) "Economic Dependence, Gender, and the Division of Labor in the Home: A Replication and Extension," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 62, No. 2, pp. 322-335.
- Gupta, S. (2007) "Autonomy, Dependence, or Display? The Relationship between Married Women's Earnings and Housework," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 69, No. 2, pp. 399-417.
- Hashizume, Y. (2000) "Gender Issues and Japanese Family-Centered Caregiving for Frail Elderly Parents or Parents-in-Law in Modern Japan: From the Sociocultural and Historical Perspectives," *Public Health Nursing*, Vol. 17, No. 1, pp. 25-31.
- Hays, S. (1996) *The Cultural Contradictions of Motherhood*, New Haven: Yale University Press.
- Holbrow, H. J. (2025) *The Future is Foreign: Women and Immigrants in Corporate Japan*, New York: Cornell University Press.
- (2026) "Tainted Leave: A Survey-Experimental Investigation of Flexibility Stigma in Japanese Workplaces," *Social Forces*, Vol. 104, No. 3, pp. 1051-1070.

- Jaspers, E., Mazrekaj, D. and Machado, W. (2024) "Doing Genders: Partner's Gender and Labor Market Behavior," *American Sociological Review*, Vol. 89, No. 3, pp. 518-541.
- Killewald, A. and Gough, M. (2010) "Money Isn't Everything: Wives' Earnings and Housework Time," *Social Science Research*, Vol. 39, No. 6, pp. 987-1003.
- Komter, A. (1989) "Hidden Power in Marriage," *Gender & Society*, Vol. 3, No. 2, pp. 187-216.
- Luppi, M. and Nazio, T. (2019) "Does Gender Top Family Ties? Within-Couple and between Sibling Sharing of Elderly Care," *European Sociological Review*, Vol. 35, No. 6, pp. 772-789.
- Mitchell, B. A. (2014) "Generational Juggling Acts in Midlife Families: Gendered and Ethnocultural Intersections," *Journal of Women & Aging*, Vol 26, No. 4, pp. 332-350.
- Pojman, E. M. and Park, J. (2026) "Buying out in same-sex and different-sex couples in the United States: Outsourcing of routine and non-routine housework tasks," *Social Science Research*, Vol. 134, 103297.
- Pollmann-Schult, M. (2014) "Parenthood and Life Satisfaction: Why Don't Children Make People Happy?," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 76, No. 2, pp. 319-336.
- Raley, S., Bianchi, S. M. and Wang, W. (2012) "When Do Fathers Care? Mothers' Economic Contribution and Fathers' Involvement in Child Care," *American Journal of Sociology*, Vol. 117, No. 5, pp. 1422-59.
- Raz-Yurovich, L. and Tsachor-Shai, A. (2026) "Does Outsourcing of Domestic Work Reduce Gender Inequality in Labor Force Participation within Households?—A Couple-Level Panel Analysis," *Social Forces*, Vol. 104, No. 3, pp. 917-940.
- Ruppanner, L., Perales, F. and Janeen, B. (2019) "Harried and Unhealthy? Parenthood, Time Pressure, and Mental Health," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 81, No. 2, pp. 308-326.
- Saito, T., Kondo, N., Shiba, K., Murata, C. and Kondo, K. (2018) "Income-Based Inequalities in Caregiving Time and Depressive Symptoms among Older Family Caregivers under the Japanese Long-Term Care Insurance System: A Cross-Sectional Analysis," *PLoS ONE*, Vol. 13, No. 3, e0194919.
- Schneider, D. (2012) "Gender Deviance and Household Work: The Role of Occupation", *American Journal of Sociology*, Vol. 117, No. 4, pp.1029-1072.
- Sugiura, K., Ito, M., Kutsumi, M. and Mikami, H. (2009) "Gender Differences in

- Spousal Caregiving in Japan,” *Journal of Gerontology: Series B*, Vol. 64B, No. 1, pp. 147-156.
- West, C. and Zimmerman, D. H. (1987) "Doing Gender," *Gender and Society*, Vol. 1, No. 2, pp. 125-151.
- Yamashita, J. and Soma, N. (2025) "More Than the Sum of Multiple Care: Ambivalence in Sandwich Care," *British Journal of Sociology*, Vol. 76, No. 3, pp. 635-644.

付録 A:脱落ウェイトの作成に用いた変数

図表 A-1 と図表 A-2 は調査回ごとの、脱落ウェイト作成に用いた変数の記述統計である。いずれの変数も、第 1 回調査時の回答に基づく。図表 A-1 の変数のうち、4 節の分析で使用しなかったものについて、以下に説明する。脱落ウェイト作成時の本人学歴は、4 節で用いた 4 段階ではなく、「中学校」「高校」「専門学校」「高等専門学校」「短期大学」「大学」「大学院」の 7 段階とする。就業形態は、「経営者・役員」「正社員」「非正社員（アルバイトや派遣社員など）」「自営」「家族従業者」「無職」の 6 分類とする。居住地域は「北海道」「東北」「関東」「中部」「近畿」「中国」「四国」「九州・沖縄」の 8 分類とする。婚姻状態は「未婚」「有配偶」「離別」「死別」の 4 分類とする。主観的健康は、「よい」から「よくない」までの 5 件法で尋ねたものを、連続変数ではなく 5 分類のカテゴリー変数として用いる。ビッグファイブ指標は「8 点以下」「9 点以上」の 2 段

図表 A-1 脱落ウェイトの作成に用いた変数の記述統計(性別・年齢・学歴・就業形態・居住地域)

	第1回 20000名	第2回 15573名	第3回 15376名	第4回 14106名	第5回 12965名	第6回 12163名	第7回 11551名
性別							
男性	49.6%	51.3%	51.0%	51.5%	52.3%	52.5%	53.0%
女性	50.4%	48.7%	49.0%	48.5%	47.7%	47.5%	47.0%
年齢（第1回）							
35~39歳	21.2%	20.0%	19.5%	19.1%	19.2%	19.0%	18.8%
40~44歳	24.4%	23.9%	24.1%	23.7%	23.5%	23.3%	23.3%
45~49歳	28.8%	29.6%	29.7%	30.2%	30.1%	30.1%	30.3%
50~54歳	25.7%	26.5%	26.6%	26.9%	27.2%	27.6%	27.6%
学歴（本人）							
中学校	3.4%	3.4%	3.3%	3.2%	3.2%	3.2%	3.2%
高校	33.1%	33.0%	33.1%	33.1%	32.6%	32.6%	32.9%
専門学校	16.9%	16.6%	16.6%	16.6%	16.5%	16.5%	16.4%
高等専門学校	3.5%	3.5%	3.4%	3.5%	3.3%	3.4%	3.4%
短期大学	12.1%	11.8%	12.0%	11.9%	11.7%	11.9%	11.6%
大学	27.7%	28.3%	28.2%	28.4%	29.1%	28.8%	28.9%
大学院	3.2%	3.4%	3.3%	3.4%	3.5%	3.6%	3.6%
就業形態（本人）（第1回）							
経営者・役員	1.8%	1.7%	1.7%	1.7%	1.7%	1.7%	1.7%
正社員	55.7%	56.6%	56.6%	56.7%	57.4%	57.4%	57.5%
非正社員	21.1%	20.9%	21.0%	21.0%	20.6%	20.5%	20.5%
自営	6.2%	6.1%	6.2%	6.0%	6.1%	6.0%	6.1%
家族従業者	0.5%	0.5%	0.5%	0.5%	0.5%	0.5%	0.5%
無職	14.8%	14.1%	14.0%	14.1%	13.7%	13.9%	13.6%
居住地域（第1回）							
北海道	4.1%	4.1%	4.1%	4.1%	4.1%	4.2%	4.1%
東北	6.9%	6.7%	6.9%	6.9%	6.9%	7.0%	7.0%
関東	35.0%	35.0%	34.8%	34.6%	34.7%	34.5%	34.2%
中部	17.8%	17.8%	17.8%	17.9%	17.9%	17.8%	17.8%
近畿	16.9%	17.0%	17.0%	17.2%	17.3%	17.4%	17.4%
中国	5.7%	5.8%	5.8%	6.0%	5.8%	5.8%	5.9%
四国	2.8%	2.9%	2.9%	2.8%	2.8%	2.8%	3.0%
九州・沖縄	10.8%	10.6%	10.6%	10.6%	10.5%	10.5%	10.6%

図表 A-2 脱落ウェイトの作成に用いた変数の記述統計(婚姻状態・子ども有無・主観的健康・ビッグファイブ)

	第1回 20000名	第2回 15573名	第3回 15376名	第4回 14106名	第5回 12965名	第6回 12163名	第7回 11551名
婚姻状態 (第1回)							
未婚	34.4%	35.2%	35.0%	35.8%	35.8%	35.6%	35.7%
有配偶	56.9%	56.3%	56.5%	55.8%	55.8%	56.1%	56.0%
離別	7.9%	7.8%	7.8%	7.7%	7.7%	7.5%	7.5%
死別	0.8%	0.7%	0.7%	0.8%	0.7%	0.8%	0.7%
子ども有無 (第1回)							
あり	50.6%	49.4%	49.7%	49.1%	49.0%	49.3%	49.0%
なし	49.4%	50.6%	50.3%	50.9%	51.0%	50.7%	51.0%
世帯年収 (第1回)							
400万円未満	16.8%	16.8%	16.7%	16.8%	16.3%	16.4%	16.5%
400万-700万円	23.4%	23.4%	23.5%	23.1%	23.3%	23.4%	23.4%
700万-1000万円	15.1%	15.2%	15.3%	15.3%	15.6%	15.4%	15.4%
1000万円以上	8.8%	8.9%	8.9%	8.8%	9.0%	9.1%	9.0%
無回答	35.9%	35.6%	35.7%	35.9%	35.7%	35.7%	35.8%
主観的健康 (第1回)							
よい	9.6%	9.6%	9.7%	9.6%	9.6%	9.7%	9.7%
まあよい	23.2%	23.4%	23.6%	23.8%	23.9%	23.8%	23.6%
ふつう	45.9%	46.0%	46.0%	46.1%	46.0%	46.0%	46.1%
あまりよくない	17.5%	17.4%	17.2%	17.1%	17.0%	17.1%	17.2%
よくない	3.7%	3.6%	3.6%	3.5%	3.5%	3.5%	3.4%
ビッグファイブ：外向性							
8点以下	70.8%	71.7%	71.5%	71.8%	72.1%	72.2%	72.6%
9点以上	29.2%	28.3%	28.5%	28.2%	27.9%	27.8%	27.4%
ビッグファイブ：協調性							
8点以下	87.6%	87.6%	87.8%	87.8%	87.7%	87.6%	87.8%
9点以上	12.4%	12.4%	12.2%	12.2%	12.3%	12.4%	12.2%
ビッグファイブ：勤勉性							
8点以下	66.6%	65.8%	65.9%	65.6%	65.3%	65.2%	65.3%
9点以上	33.4%	34.2%	34.1%	34.4%	34.7%	34.8%	34.7%
ビッグファイブ：神経質傾向							
8点以下	55.6%	55.7%	55.7%	55.7%	55.8%	55.8%	55.9%
9点以上	44.4%	44.3%	44.3%	44.3%	44.2%	44.2%	44.1%
ビッグファイブ：開放性							
8点以下	75.2%	75.6%	76.0%	75.6%	75.8%	76.1%	76.1%
9点以上	24.8%	24.4%	24.0%	24.4%	24.2%	23.9%	23.9%

階のカテゴリ変数として用いる。

図表 A-1 および図表 A-2 を確認する限りでは、第 1 回から第 7 回までの調査の脱落の過程で、サンプルの傾向に大きな偏りが生じているとは言えない。ただし、第 1 回調査と比較して、第 7 回調査の女性比率が約 3%減少している点について注意を要する。サンプル中の男性割合は第 2 回調査の時点で 1%以上増えていたが、その後も継続して微増し続けている。また、35～39 歳、無職、子どもあり、外向性 9 点以上、勤勉性 8 点以下、開放性 9 点以上の回答者の割合も、第 1 回から第 7 回にかけて約 2%減少している。

付録 B:仕事がある日の介護時間について分析した場合

本文では仕事がない日の介護時間をもとに、ケア負担の有無を判断していた。ここでは、仕事がある日の介護時間について分析した場合であっても、同様の結論を得られるかについて確認する。ただし、無職者および休職者（45人）は分析対象から除外する。図表 B-1 は仕事がある日の介護ケアの負担の有無を従属変数とする、線形確率モデルの推定結果である。年収に関する変数を投入しなかったモデル 1 では、女性を 1 とする性別のダミー変数の回帰係数は正に有意となった（ $B = .206; S.E. = .081$ ）。なお、表 B-1 のサンプルで、仕事がない日の介護ケアの負担を従属変数として分析した場合も、性別の変数の回帰係数は正に有意となった（ $B = .248; S.E. = .089$ ）。

そして、年収変数投入後の性別の回帰係数の変化傾向は、本文の図表 4-4 の場合と同様に、配偶者年数を統制した場合に、性別の変数の回帰係数の絶対値が最も大きく減少した。本人と配偶者の年収比率の変数を加えたモデル 2 では、性別の変数の回帰係数の絶対値はモデル 1 と比較して約 25% 減少し（ $B = .152; S.E. = .105$ ）、年収変数はすべて非有意であった。一方で、本人年収の変数を加えたモデル 3 では、性別の変数の回帰係数はモデル 1 の場合よりも増加し（ $B = .265; S.E. = .104$ ）、本人年収が 100 万円未満の場合を示すダミー変数について、負に有意な結果が得られた（ $B = -.434; S.E. = .199$ ）。最後に、配偶者年収の変数を加えたモデル 4 では、性別の変数の回帰

図表 B-1 仕事のある日のケア負担に関する線形確率モデルの推定結果

変数	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
性別（女性 = 1）	.206	.081 *	.152	.105	.265	.104 *	.101	.104
本人の個人年収割合（ref. 10%未満）								
10 - 30%			.054	.150				
30 - 70%			.039	.151				
70 - 90%			-.061	.167				
90%以上			-.084	.169				
本人／配偶者年収不明			-.073	.176				
本人の個人年収（ref. 0円）								
100万円未満					-.434	.199 *		
100万 - 300万円					-.308	.227		
300万 - 500万円					-.325	.224		
500万 - 700万円					-.380	.217		
700万円以上					-.154	.227		
無回答					-.155	.228		
配偶者の個人年収（ref. 0円）								
100万円未満							.237	.132
100万 - 300万円							.185	.107
300万 - 500万円							.347	.125 **
500万 - 700万円							.268	.140
700万円以上							.273	.163
無回答							.278	.127 *
（切片）	.709	.390	.726	.395	1.227	.468 **	.428	.408
統制変数	○		○		○		○	
人数	160		160		160		160	
調整済み決定係数 R^2		.117 **		.095 *		.136 **		.123 **

〔注〕 B: 非標準化偏回帰係数 S.E.: ロバスト標準誤差 ref.: 基準カテゴリー **: $p < .01$ *: $p < .05$ 脱落ウェイト適用済み

（従属変数）仕事がある日の介護時間（30分未満 = 0; 30分以上 = 1）

（統制変数）年齢・学歴（本人・配偶者・父親・母親）・要介護者との関係・ビッグファイブ指標・世帯年収・子ども人数・末子年齢・調査回

係数の絶対値はモデル 1 と比較して約 50%減少した ($B = .101; S.E. = .117$)。配偶者年収の変数についても、300 万-500 万円 ($B = .347; S.E. = .125$) および無回答 ($B = .278; S.E. = .127$) の場合を示すダミー変数について、正の有意な結果が得られた。

以上の分析から、仕事がある日と仕事がない日のいずれを従属変数とした場合であっても、結論に大きな違いはないことが確認された。違いが見られなかった理由として、比較的短い時間 (30 分) を負担有無の判断基準としたことが考えられる。今後の研究では、ケアの時間や種類の違いを考慮した、より詳細な検討が求められる。