

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第1回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：審査員賞】

ダブルケアの負担感に関する実証分析
—家族によるインフォーマルサポートに着目して—

相馬 翠月、荒木 莉子

2020年3月31日

DP2019-010

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/6255>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan info@pdrc.keio.ac.jp
31 March, 2020

【第1回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：審査員賞】

ダブルケアの負担感に関する実証分析—家族によるインフォーマルサポートに着目して—
相馬翠月、荒木莉子

PDRC Keio DP2019-010

2020年3月31日

JEL Classification: J12

キーワード: ダブルケア, 介護負担感, インフォーマルサポート, 協力家族

【要旨】

近年の日本では、晩婚化の進行とそれに伴う第一子出産年齢の上昇により、子育てと親や親族の介護が同時期に発生するというダブルケアに陥る人々が今後増加すると考えられている。このダブルケアには、その担い手（以下、ダブルケアラー）の負担の問題に加え、少子高齢化に拍車をかける可能性などといった社会経済的リスクが存在するといわれ、ダブルケアラーの負担軽減や公的サポート体制の整備は国にとって今後重要な課題といえる。ダブルケアに関して、内閣府が2018年に行ったアンケート調査では、ダブルケアラーの多くが配偶者や兄弟からの支援を受けていることが明らかとなっている。こうした家族や近隣のサポートは一般的にインフォーマルサポートとよばれ、ダブルケアの公的支援はこのインフォーマルサポートの多寡を考慮して行われる必要があると考えられる。そこで本稿では、「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」を利用し、ダブルケアが担い手の生活時間・メンタルヘルスに与える影響と、インフォーマルサポートがダブルケアラーの負担感に与える影響に関する分析を行う。負担感の指標としては、労働時間・睡眠時間といった生活時間や、心身症状指標・GHQ-12といったメンタルヘルス指標を利用する。ダブルケアの影響に関する分析の結果、介護によるメンタルヘルスの悪化を、育児によるメンタルヘルスへの好影響が部分的に相殺することで、介護のみを行う場合よりもダブルケア時のメンタルヘルスが良好となることがわかった。さらに、インフォーマルサポートの影響に関する分析結果より、配偶者によるサポートが受けられる場合には時間的負担が軽減され、大学生の子どもがいる場合には精神的負担が軽減されることがわかった。これらのことから、ダブルケア状態はメンタルヘルス状態を悪化させるため精神的サポートは不可欠であり、特に配偶者や大学生の子どもによるサポートが期待できないダブルケアラーに対してはより手厚い支援が必要であると結論付けられる。

相馬 翠月

慶應義塾大学 商学部

荒木 莉子

慶應義塾大学 商学部

謝辞：本稿の作成に当たり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」（JHPS/KHPS）の個票データを提供して頂いた。

【目次】

第1章 はじめに

第2章 先行研究と本稿の独自性

2.1 ダブルケアに関する先行研究

2.2 介護負担感に関する先行研究

2.3 育児不安・育児ストレスに関する先行研究

2.4 本稿の独自性

第3章 利用データ

第4章 ダブルケアの影響に関する分析

4.1 分析アプローチ

4.2 推計結果と考察

第5章 家族サポートがダブルケアの負担感に与える影響に関する分析

5.1 分析アプローチ

5.2 推計結果と考察（家族サポートがダブルケアラーの生活時間に与える影響）

5.3 推計結果と考察（家族サポートがダブルケアラーのメンタルヘルスに与える影響）

第6章 まとめと考察

参考文献

第1章 はじめに

近年日本では、女性の社会進出によって晩婚化が進行¹している。これに伴い、昭和50年に25.7歳であった第一子出産年齢は、平成28年には30.7歳にまで上昇した。このような社会の変化によって今後増加すると考えられているのが、子育てと親や親族の介護が同時期に発生する、いわゆるダブルケア²という状態に陥る人々である。

2012年の「就業構造基本調査」(総務省)をもとに政府が行った推計³では、ダブルケアを行っている者(以下、ダブルケアラーとする)の推計人口は25万3千人で、その15歳以上人口に占める割合は0.2%とされている。この数字からすると一見ダブルケアへの直面は、特異なケースであるように思われる。しかし一方で、ソニー生命保険が全国の大学生以下の子供をもつ30歳~55歳の男女17,049名を対象に行った「ダブルケアに関する調査2018」によると、全体の約30%がダブルケアに直面中、もしくはダブルケアを経験したことがある、数年先に直面予定である、のいずれかに回答している。このことから、ダブルケアは子育てを行う世代にとっては身近な問題であることがわかる。さらに、ダブルケアに関しては、その担い手の負担の問題だけではなく、少子高齢化に拍車をかけることや生産年齢人口の減少につながる可能性があるといった、社会経済的リスクでもあるといわれている(相馬・山下(2017), 平岩(2018), 浅野(2018))。こうしたことから、今後も増加すると考えられるダブルケアについて、その担い手の負担軽減や公的サポート体制の整備は、今後国全体として取り組むべき重要な課題であるといえる。

実際に、ダブルケアラーがどのような負担を感じているかという点に関しては、内閣府や民間の調査会社によって数多くのアンケート調査研究が実施されてきた。ソニー生命が、ダブルケア研究の第一人者である横浜国立大学の相馬直子教授と共同で行った「ダブルケアに関する調査2018」では、ダブルケアで何を負担に感じるかという質問に対して「精神的にしんどい」と回答した人が80.5%と最も多く、次いで「体力的にしんどい」が73.2%、「経済的負担」が69.5%であった。また、「負担を感じない」と回答した人はわずか1.2%にとどまった。さらに、澤田(2019)によるとダブルケアには、育児と介護という異なる2つのニーズを同時に満たさなければならず、常にその2つの優先順位の選択を迫られるという

¹ 厚生労働省の人口動態調査によると、平均初婚年齢は1975年には男性で27.0歳、女性で24.7歳であったが、2016年には男性で31.1歳、女性で29.4歳にまで上昇した。

² 2012年に横浜国立大学の相馬直子准教授、英国ブリストル大学の山下順子上級講師により創られた概念。広義では家族や親族等、親密な関係における複数のケア関係、そこにおける複合的課題。狭義では、育児と介護の同時進行の状況のことである。育児と介護、介護と孫支援など、少子化・高齢化におけるケアの複合化・多重化の問題に焦点をあてる。

³ 平成27年度「育児と介護のダブルケアの実態に関する調査」の中で行われた推計。項目「ふだん育児をしていますか」で「育児をしている」を選択し、かつ項目「ふだん家族の介護をしていますか」で「介護をしている」を選択した者を「ダブルケアを行う者」と定義して推計を行った。

特徴があるため、特に精神的負担が大きくなりやすいと考えられている。こうしたダブルケアを行う者の負担に対して、2018年に内閣府「育児と介護のダブルケアの実態に関する調査報告書」では、身近な支援者の存在が負担の軽減に対して大きな役割を担っていることが示唆された。具体的には、ダブルケアを行う者の内、約40%がほぼ毎日配偶者にダブルケアの支援をしてもらっていると回答した。その他にも、半数以上の人々が月に1回以上は兄弟や自分の親、配偶者の親などから支援を受けていることが明らかになった。支援の内容としては、どの支援者についても「相談相手」としての支援を受けている人の割合が最も多かった。

一般的に、こうした家族や近隣住民ボランティアなどによる育児や介護の支援は、インフォーマルサポートと呼ばれ、公的機関が行う制度に基づいた社会福祉サービスとの対語として扱われる。このインフォーマルサポートの役割を経済学的視点から捉えるために、Becker (1965) の「家計の経済学」の理論を参考にする。Becker (1965) では、育児や介護を家庭内生産物とし、家計内で生産、消費されるものであると考えた。そして個人は、与えられた財と時間と公的サポートの3つの制約の下で効用最大化行動をとる、つまり、自ら時間を投資して介護や育児を行うか、財を投入して民間の介護サービスを利用するか、などを選択すると考えた。ここでインフォーマルサポートとは、サポートする主体の機会費用が小さければ、育児や介護の担い手にとって時間や財を投入せずとも利用できるサポートであると考えられ、個人の財やサービスの初期保有の量に関わるといえる。それならば、公共機関によって与えられる介護や育児に対する公的サポートは、各個人をとりまくインフォーマルサポートの多寡を考慮した上で提供されることが望ましい、と考えられる。すなわち、インフォーマルサポートが乏しい者には公的サポートを手厚くするなどという配慮が必要であるといえる。

そこで本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施する「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」の個票データを用いてインフォーマルサポートがダブルケアラーの負担感に与える影響に関する分析を行う。今回は、インフォーマルサポートの中でも特に家族によるサポートの影響に焦点をあてる。家族によるサポートに限定する理由としては、前述したアンケート調査の結果を参考にすると、家族によるサポートが最も身近であり利用頻度が高いと考えられるためである。加えて、昨今では核家族化の進行や離婚率の上昇、家族間のつながりの希薄化などにより家族構成の多様化⁴がみられる状況の中で、ダブルケアラーを取り囲むサポート環境も多種多様であると予想したためである。

ダブルケアラーの負担感を測る指標としては、生活時間とメンタルヘルス指標の2つを用いて、家族サポートによる影響を実際の生活行動とストレスなどの精神的健康状態との2つの側面から分析する。また、分析ではダブルケアラーと育児のみ、もしくは介護のみを行う者とで結果を比較することで、ダブルケアに特有の家族サポートの有用性を明らかにする。加えて、前提としてダブルケアラーの負担は介護のみや育児のみの場合と比較し

⁴ 山田 (2004) において、21世紀における家族の標準モデルの崩壊と多様化について述べられている。

で大きくなっているのかという点についても併せて検証し、ダブルケアの実態を把握する。

以上を踏まえて、①ダブルケアを行う者は育児のみ、介護のみを行う者よりも時間的・精神的負担が大きい（仮説1）、②家族サポートの存在がダブルケアを行う者の時間的・精神的負担を軽減する（仮説2）、という2つの仮説を立てる。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2章において、ダブルケアに関する研究動向や、介護や育児の負担感とインフォーマルサポートの影響に関する研究を紹介し、それを踏まえて本稿の独自性と目的について詳しく述べる。そして、第3章では利用データと基本統計量、ダブルケアの定義について説明する。続いて第4章では仮説1に関する分析、第5章では仮説2に関する分析とその考察を行い、第6章では第4章と第5章の分析結果を踏まえた上での全体の考察と今後の研究課題を述べる。

第2章 先行研究と本稿の独自性

2.1 ダブルケアに関する先行研究

ダブルケアという言葉は、横浜国立大学の相馬直子准教授と英国ブリストル大学の山下順子上級講師により2012年から行われた「東アジアにおける介護と育児のダブルケア負担に関するケアレジーム分析」の中で初めて生まれた言葉である。欧米では、類似した概念として「サンドイッチ世代 (sandwich generation)」という言葉が頻繁に使われる。これは、Miller (1981) が、「自分に依存する子どもを育てると同時に虚弱な年配の親の世話をする中年の大人のこと」と定義して作った言葉である。ただし広義では、ケアの有無に関わらず、親であると同時に子どもでもあるという状況自体を意味する言葉としても使われる。この点で、育児や介護といったケアに注目する「ダブルケア」とは似て非なる概念である。サンドイッチ世代に関しては、介護と育児のどちらにより労力を費やすかという視点 (Grundy et al (2016)) や本人の幸福感への影響 (Kunemund (2016)) に関する研究などが、数多く蓄積されてきた。

日本国内では、2012年に初めてダブルケアという言葉が生まれて以降、ダブルケアに関して度重なるアンケート調査研究が行われてきた。その中では、どのような人がダブルケアを行っているのかという当事者の像とダブルケアによってどのような負担感を感じているのかという影響の2つに主に焦点が当てられてきた。ソニー生命ほか (2018) では、平均ダブルケア期間は約4年であること、内閣府 (2016) ではダブルケア人口に占める女性の割合は男性の2倍であり、全体の約8割を30代から40代の女性が占めていることが明らかになった。また、負担感については、前章でも述べたように精神的負担を感じている人の割合が最も高いこと (ソニー生命ほか (2015)) やそれに加えて経済的負担や身体的負担

が複合的に絡み合っていること（相馬・山下（2016））がわかっている。さらに精神的負担感の原因としては具体的に、子どもや親の世話がどちらも十分にできないこと（ソニー生命ほか（2015））や親を介護することで増える家計費などの負担が子どもの教育費を圧迫する可能性があること、育児か介護かどちらを優先するかという選択と判断を日々迫られること（相馬・山下（2016, 2017））が挙げられており、育児と介護という2つの異なるニーズを満たすことによる負担の増大が指摘されている。一方で、今野・足立（2009）では介護を行っていることで子供にいい影響があったなどというダブルケアに対する肯定的な意見が存在することも明らかとなっている。

ここまで述べたように数多くの質的・量的な調査研究が行われているが、ダブルケアに関する統計解析を行った実証分析は非常に蓄積が少ない。その数少ない実証研究としては南（2018）と堀川・赤井（2019）が挙げられる。南（2018）⁵では日本版総合的社会調査（JGSS）を利用し、多項ロジット分析によりダブルケア状態の要因分析を行っている。その要因の中でも特に地域サポートに焦点を当てており、結果としては、近隣のサポート状況は子育てのみを行う者に対しては有効であるが、介護のみ、またはダブルケア状態に対しては効果を持たないことが明らかになった。堀川・赤井（2019）ではダブルケアを行う者の中でも特に対象を就労女性に限定し、約500名へのアンケート調査の結果からその負担感に与える影響要因を分析した。結果として、被介護に認知症の症状や徘徊行動、不潔行動があることが介護負担感を高めることがわかった。一方で、余暇時間と介護に関する知識の取得は介護負担感を軽減する効果があることも明らかになった。そして、協力者の存在が疲労感を軽減することが実証された。

2.2 介護負担感に関する先行研究

介護負担感に関しては、1980年に米国の心理学者Zaritが介護負担尺度を作成したことできっかけとなり、研究が本格化した。日本国内においては、介護負担感を測る指標として荒井（1980）が作成した日本版のZarit指標や、新名ほか（1989）の介護者負担感評価尺度などの介護者の主観に基づく指標と、介護時間や睡眠時間をはじめとする生活時間や心身の健康状態といった第三者によって観察される客観的指標との2種類のいずれかに基づいた研究が行われてきた。本稿の分析では、後者の客観的指標である生活時間と精神健康状態を用いる。そして、介護負担感に影響をあたえる要因については、介護者の属性、被介護者の属性、その他の環境要因という主に3つの視点から研究が行われてきた。まず、介護者の属性としては岸田・谷垣（2007）では主介護者の健康状態が、Visser et al.（2004）では主介護者の年齢が介護負担感に影響を与えるという結果が出ている。また、被介護者の属性については、Davis（2007）で要介護者の身体機能や生活機能レベルが介護負担感に影響を与えるとしている。最後にその他の環境要因としては、本稿でも注

⁵ 南（2018）におけるダブルケアの定義は、「末子年齢が小学校を卒業する12歳未満であり、かつ家族の中にケアを必要とする人がいて主介護者が自分であると回答した場合」とされた。

目するインフォーマルサポートが負担感を軽減させるという結果が数多くの研究によって示されている。Schneider et al. (2002) では周りで支えてくれる家族・親戚がいないことが介護者の負担感を高めるとしている。また、新名ほか(1991)や東ほか(2000)では介護者へのインフォーマルサポートは特に精神的支援としての役割が大きいということが明らかになった。

2.3 育児不安・育児ストレスに関する先行研究

育児が与える負の影響に関する研究では、一般的に育児不安や育児ストレスという言葉が使われる。そして、それらに影響をあたえる要因としては、介護負担感と同様に、育児者本人の属性と、子どもの属性、周囲のサポート環境の3つに大きく分けられる。村上ほか(2005)では母親自身のパーソナリティが育児ストレスに影響を与える、さらに専業主婦の方が育児に対する強いこだわりを持つために閉塞感や孤立感を感じやすいという結果を示している。子どもの属性については山口ほか(2009)で育児不安が高まるのは産後1か月であると示されていることなどから、年齢や身体的障害の有無などが影響をあたえる要因であるとされている。そして、周囲のサポートとしては、Sepa et al. (2004)は社会的支援が育児ストレスを軽減させること、Raikes et al. (2005)は家計所得だけでなく家族状況も育児ストレスに影響を与えることを示している。また北村ほか(2006)でも、夫婦のコミュニケーション不足が育児ストレス発生リスクとして関わっていると述べられているように、介護と同様に育児不安や育児ストレスに対してもインフォーマルサポートの有用性が明らかにされてきた。

また、育児の影響に関する研究の大きな特徴としては、その肯定的側面について数多くの研究でとりあげられている点である。荒巻(2008)では夫や幼稚園の先生、友人からのサポートが大きいほど育児に対する肯定的な感情が生まれやすいことがわかっている。清水(2006)では、育児幸福感という言葉を用いて育児の肯定的側面を研究しており、周囲とのつながりの広がりや、子供の成長過程を見守ることが育児を行う者の幸福度を高めるという結果を得ている。

2.4 本稿の独自性

ここまでの先行研究の紹介を踏まえて本稿の独自性を2点述べる。まず、ダブルケアに関する研究については、アンケート調査によりダブルケア当事者の像やその負担感の詳細を通して実態が明らかにされてきているものの、実証研究の蓄積が乏しいといえる。そして介護負担感や育児不安・育児ストレスに関する研究を概観すると、それらの影響要因の1つとして家族によるインフォーマルサポートの存在は重要であることがわかる。これまでも、ダブルケアにおける協力者の存在による負担軽減効果を分析した研究はあるが、そこでは存在の有無に留まっており、協力者の種類にまで注目した研究は筆者の知る限り存在しない。そこで本稿では、同居の父母や兄弟の数、配偶者の有無、大学生以上の子供の有無な

どに関する変数を用いることで、どの主体による家族サポートが、ダブルケアラーの負担を軽減する効果があるのかを明らかにすることが1つ目の独自性である。

さらに、介護と育児の家庭内生産活動としての性格の違いに注目し、ダブルケアに特有の肯定的側面が存在するのかという点も検証する。具体的には、ダブルケアでは介護と育児の二重苦によって相乗的負担が増大すると考えられる一方で、育児の肯定的側面によって介護の負担が軽減され全体としての負担は単に増大しない可能性がある、という点についてその是非を明らかにする。このために、分析に際してはサンプルを育児のみを行う者、介護のみを行う者、ダブルケアを行う者の3つに分けて分析を行い、結果を比較する。

本稿は、以上の2つの独自性をもってダブルケアの負担感に対する固有の影響要因を探ることで、未だ不十分であるダブルケアの実態把握の一助とし、最適な公的サポートの整備に貢献することを目的とする。

第3章 利用データ

本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから提供を受けた「日本家計パネル調査(以下、JHPS/KHPSとする)」の個票データを利用して分析を行う。JHPSは2009年より、KHPSは2004年より毎年実施されている同一個人に対する追跡調査であり、JHPS/KHPSの個票データはこれらを統合したパネルデータである。JHPSは満20歳以上、KHPSは満20歳～69歳の全国に居住する男女を母集団とし、層化2段無作為抽出法により調査対象が選定されている。全国約4000世帯、約7000人が調査対象となっており、サンプル抽出の母集団は重なっているものの、KHPSとJHPSで調査回答者の重複はない。

調査項目は、家族構成、個人属性、生活時間の配分など幅広い分野を網羅している。介護に関しては、「ご家族に介護を必要とする方はいらっしゃいますか。いらっしゃる場合、その方の住んでいる場所をお答えください。」という介護状況を問う質問がある。この質問は、単に介護を必要とする人の有無を問うものであり、その中には実際に自らが介護を行っている場合もあれば、施設等に介護を任せている場合も含まれると考えられる。しかし本稿では、実際に自らが介護を行っているか否かではなく、「同居別居に関わらず、家族内に介護を必要とする人がいる状態」を「介護を行っている」と定義する。この定義は、家族内に介護が必要な人がいるという時点で何らかの対処をする必要に迫られるため、広義で捉えれば介護を行っているとみなせる、という前提のもとに成り立っている。そのため、この質問に対し「いる(施設入所)」、「いる(同居)」、「いる(その他)」と回答した場合は、回答者が「介護を行っている」とみなす。この定義のもとでは、介護の実施を当事者の状況などにより内生的に選択することはできないため、介護の実施は外生的な事象であると捉えることができる。また育児については、末子年齢が18歳以下である場合、「育児を行っている」

と定義する。さらに、「介護を行っている」と「育児を行っている」この両方を満たしている場合に、ダブルケア状態にあると定義する。

分析期間については、被説明変数である生活時間やメンタルヘルスに関する質問項目が存在する 2011 年から 2017 年⁶とする。基本統計量は表 1 の通りである。ダブルケアダミーの平均値が 0.021 であることから、ダブルケアラーの割合は全体の約 2%であることが読み取れる。

表 1 基本統計量

変数名	標本数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
労働時間	26,409	38.153	18.455	1	160
睡眠時間	38,904	6.522	1.126	0.3	16
心身症状指標	19,034	14.258	6.526	0	33
GHQ-12	20,395	14.071	5.289	0	36
ダブルケアダミー	39,648	0.021	0.144	0	1
介護のみダミー	39,648	0.087	0.281	0	1
育児のみダミー	39,648	0.188	0.391	0	1
本人年齢	39,648	53.377	14.430	20	94
本人年齢30代ダミー	71,728	0.169	0.375	0	1
本人年齢40代ダミー	71,728	0.212	0.409	0	1
本人年齢50代ダミー	71,728	0.211	0.408	0	1
本人年齢60代以上ダミー	71,728	0.331	0.471	0	1
男性ダミー	39,648	0.488	0.500	0	1
大卒ダミー	39,648	0.395	0.489	0	1
高卒ダミー	39,648	0.460	0.498	0	1
本人有職ダミー	39,648	0.687	0.464	0	1
世帯収入	34,791	496.834	336.642	0	9999
配偶者ありダミー	39,648	0.754	0.431	0	1
被介護者が親ダミー	39,648	0.066	0.248	0	1
被介護者が祖父母ダミー	39,648	0.016	0.127	0	1
被介護者が親ダミー×介護ダミー	39,648	0.066	0.248	0	1
被介護者が祖父母ダミー×介護ダミー	39,648	0.016	0.127	0	1
父ありダミー	39,648	0.199	0.399	0	1
同居の父ありダミー	39,648	0.091	0.287	0	1
母ありダミー	39,648	0.237	0.425	0	1
同居の母ありダミー	39,648	0.130	0.336	0	1
兄弟数	39,648	0.091	0.370	0	7
大学生の子どもがいるダミー	39,648	0.046	0.210	0	1
配偶者有職ダミー×配偶者ありダミー	39,648	0.495	0.500	0	1

⁶ メンタルヘルス指標のひとつである GHQ-12 を被説明変数として分析を行う際は、データの制約上 2014~2017 年を分析期間とする。

ここで予備的分析として、介護のみ、育児のみ、ダブルケア、ケアなしといったケアの状態別に、生活時間とメンタルヘルスに関する指標の平均値を比較し、図 1、図 2 に示した。まず図 1 の睡眠時間については、平均値の差は限定的ではあるが、他のケア状態よりもダブルケアの場合に最も短い傾向があり、仮説 1 の通りその負担の大きさが伺える。労働時間については、ダブルケアの場合が最も長いという結果が出ているが、これは各ケア状態に含まれるサンプルの中に定年退職者がどの程度含まれているかということに大きく左右される可能性が高い。本稿の分析で利用するデータでは、サンプル全体の平均年齢が 53.4 歳であるのに対して、ダブルケアラーの平均年齢は 44.1 歳と比較的低く、その中に含まれる退職者の数も少ないと考えられるため、その点を考慮していない図 1 ではこのような結果が出たと考えられる。続いて図 2 では、メンタルヘルスに関する指標である心身症状指標と GHQ-12 の平均値を比較した。これらの指標については次章で詳しく述べるが、いずれも数値が大きいほどメンタルヘルス状態が悪いことを表す。図 2 を見ると、これら 2 つの指標の平均値の大きさは、ケアの状態により異なる傾向が見られる。ダブルケアの場合では心身症状指標が表すストレスの度合いが他のどのケアの状態よりも大きく、これは第 4 章以降の推計でも、仮説 1 と整合的な結果が得られる可能性が高い。一方で GHQ-12 が表すメンタルヘルスについては、育児のみを行う者と介護のみを行う者の間に大きな差がみられる。さらに、仮説 1 の通りダブルケアの場合に最もメンタルヘルスの状態が悪いというわけではなく、介護のみを行う場合より低く育児のみを行う場合より高いという結果が見られた。以上を踏まえて、他の要因をコントロールした上でもこの 2 つの指標の結果に違いがあるのかという点を、第 4 章以降の推計で確認する。

図 1

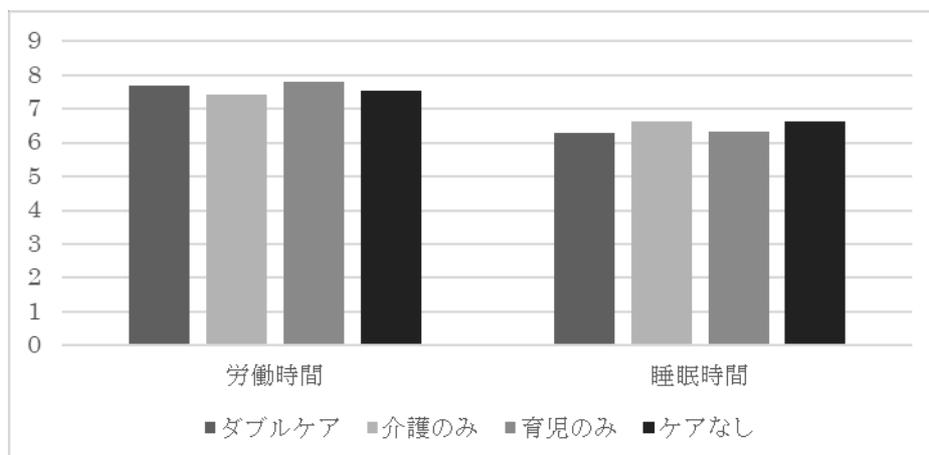
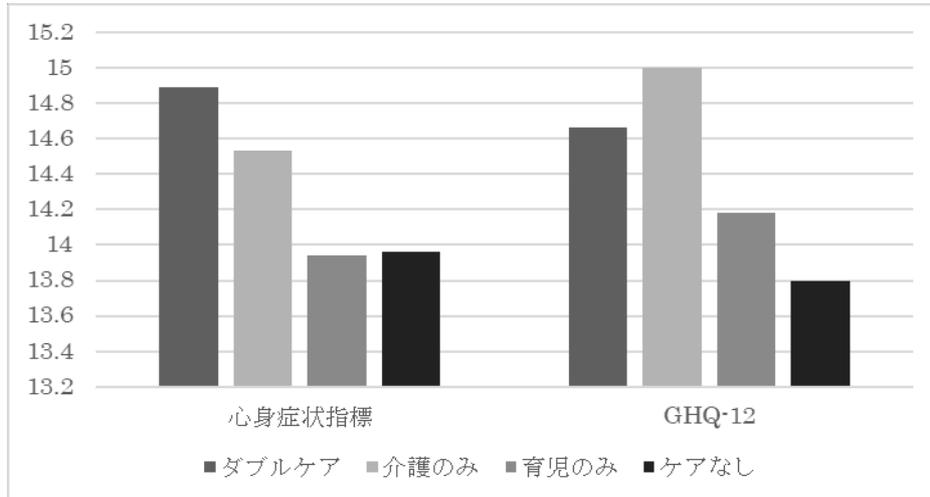


図 2



第 4 章 ダブルケアが生活時間・メンタルヘルスに与える影響に関する分析

4.1 分析アプローチ

本章では、仮説 1「ダブルケアを行う者は育児のみ、介護のみを行う者よりも時間的・精神的負担を感じている」を検証する。具体的には、生活時間とメンタルヘルス指標を被説明変数とし、ダブルケアダミー、介護のみダミー、育児のみダミーを説明変数として推計を行う。ハウスマン検定の結果をふまえ、被説明変数に生活時間を用いる場合に固定効果モデルを、メンタルヘルス指標を用いる場合に変量効果モデルを使用する。説明変数であるダブルケアダミーは、介護と育児の双方を行っている、つまりダブルケア状態にある場合に 1 をとるダミー変数であり、介護のみダミーは介護中であるが育児を行っていない場合に 1 を、育児のみダミーは育児を行っているが介護中である場合に 1 をとるダミー変数である。上記の推計を行うことで、ダブルケア状態であることが、その担い手の生活時間やメンタルヘルスに与える影響を明らかにする。推計式は以下の通りである。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CARE_{it} + \alpha_2 X_{it} + F_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 i は調査の各回答者、 t は調査が行われた時点を示す。また、 Y_{it} は生活時間とメンタルヘルスを示す変数であり、具体的には、労働時間、平日 1 日あたりの睡眠時間⁷、心身

⁷ 休日 1 日あたりの睡眠時間を被説明変数とした分析も行ったが、平日 1 日あたりの睡眠時間を被説明変数とした分析とほぼ同様の結果となったため、掲載を省略した。次章も同様である。

症状指標、GHQ-12を用いる。労働時間は回答者の回答をもとに週の平均値を算出し、各睡眠時間は1日の平均値を算出した。労働時間・睡眠時間は、介護や育児などの家庭内生産活動に充てられる時間の変動を表す指標として用いる。心身症状指標は、心身症状(ストレス)に関する自覚の度合いを点数化した指標であり、山本(2011)を参考にして作成した。山本(2011)と同様、心身症状に関する11項目の質問を利用し、各項目について「全くない」と回答した場合に0点、「ほとんどない」と回答した場合に1点、「ときどきある」と回答した場合に2点、「よくある」と回答した場合に3点とし、11項目すべての点数を合計したものを心身症状指標(0~33点)とする。この心身症状指標は、点数が高いほど心身症状やストレスが大きいことを表す。GHQは、質問紙法によって行う検査法であり、精神的健康状態を表す指標である(Goldberg(1972))⁸。JHPS/KHPSではGHQの12項目版が採用されており、本稿ではこのGHQ-12を分析に利用する。心身症状指標と同様に、「全くない」、「ほとんどない」、「ときどきある」「よくある」をそれぞれ0,1,2,3点とし、12項目の点数を合計して算出する。 $CARE_{it}$ はケア状態を表すダミー変数で、ダブルケアダミー、介護のみダミー、育児のみダミーを用いる。

ここで、介護状態については、第3章で述べたように「同居別居に関わらず、家族内に介護を必要とする人がいる状態」と定義した。そのため、例えば、勤務時間が長く介護を行う余裕がないために「介護を行わない」などという内生的な選択をすることは不可能であり、生活時間や精神健康状態と介護のみダミーとの間に内生性は存在しない。つまり、介護のみダミーは外生的な変数であると言える。しかし、育児のみダミーについては、労働時間などの生活時間が育児状態に影響を与えるという内生性バイアスが生じている可能性がある。例えば、労働時間が短い場合に子供を産むことを選択する場合があると考えられる。このとき、育児と介護を担うダブルケアダミーに関しても内生性が生じる可能性がある。そこで、生活時間を被説明変数とした分析の際には、1期前のケア状態を表すダミー変数 $CARE_{it-1}$ を使用し、内生性に対処した。 X_{it} は生活時間とメンタルヘルスに影響を与えるその他の要因をコントロールする変数であり、主に南(2018)を参考として本人属性を示す変数を使用する。具体的には、本人年齢⁹、男性ダミー、大卒ダミー、高卒ダミー、本人有職ダミー、世帯収入、配偶者ありダミー、被介護者が親ダミー、被介護者が祖父母ダミーを用いる。被介護者が親ダミーと被介護者が祖父母ダミーは、介護をしている場合に1をとる介護ダミーと交差項にして分析に利用する。また、 F_i は時間によって変わらない各調査回答者の固有効果を示す。

4.2 推計結果と考察

ダブルケアが生活時間に与える影響を推計した結果は表の通りである。表では(1)、

⁸ GHQは英国モズレー精神医学研究所のGoldberg博士により1970年代に開発された。

⁹ 生活時間に関しては年齢との非線形的な関係がみられたため、年齢層ダミーを分析に利用した。

(3) 列で週労働時間, (2), (4) 列で平日 1 日当たりの睡眠時間を被説明変数として分析を行っている。まず, ダブルケアダミーの影響に注目するといずれの列においても有意な結果は得られなかった¹⁰。したがって, 単にダブルケア状態であることが労働時間や睡眠時間などの生活時間に一概に影響を与えることはないといえる。介護のみダミーに注目すると, (2) 列において正に有意であることから, 介護を行うことによって平日の睡眠時間が増えており, これはこれまでの先行研究や調査研究とは逆の結果となっている。一方で, 本人年齢の代わりに年齢層ダミーを使用した (4) 列を確認すると, 介護のみダミーは睡眠時間に対して有意になっていない。これは, サンプルの平均年齢が 50.3 歳という比較的高齢であるため, 定年退職者が多く含まれていることが関わっていると考えられる。定年退職後に大きく生活が変わり, 生活時間が変化するため, 生活時間と年齢には非線形的な関係が存在しこのような結果が得られた可能性が高い。

コントロール変数に注目すると, 本人有職ダミーについては先行研究と整合的な結果が出ている。しかし本人年齢については先行研究に反した結果が出ており¹¹, (1), (2) 列を確認すると, 年齢が高くなる程, 労働時間が減少し睡眠時間が増加することがわかる。一方で, 連続変数である本人年齢の代わりに年齢層ダミーを使用した (3), (4) 列においてはこうした結果が得られなかったことから, 前述の通り本人年齢と生活時間の間には非線形的な関係があると考えられる。被介護者の属性と介護ダミーとの交差項については, いずれも労働時間に対して負に有意となっており, その係数は被介護者が祖父母である場合のほうが大きいことから, 祖父母を介護する場合のほうが労働時間の減少幅が大きいことがわかる。これは, 要介護者が祖父母であると地理的な距離が離れている場合などが考えられ, 生活時間への影響が大きい可能性が考えられる。

¹⁰ ダブルケアダミー, 介護のみダミー, 育児のみダミーについて, 前期のダミーを利用した分析に加え, 当期のダミーを利用した分析と, 当期, 前期の両方のダミーを用いた分析を行ったが, 全ての分析でほぼ同様の結果となった。

¹¹ 一般的には年齢が上がるにつれ労働時間が増えることで睡眠時間が減少すると言われる (内閣府 (2014))。

表2 ダブルケアが生活時間に与える影響に関する分析（固定効果モデル）

変数名	固定効果モデル			
	労働時間 (1)	睡眠時間 (2)	労働時間 (3)	睡眠時間 (4)
ダブルケアダミー(t-1)	-0.0467 (-0.0631)	-0.0206 (-0.511)	-0.832 (-1.129)	0.00388 (0.0961)
介護のみダミー(t-1)	-0.175 (-0.392)	0.0580*** (2.716)	-0.357 (-0.806)	0.0621 (0.915)
育児のみダミー(t-1)	0.501 (1.428)	-0.0438** (-2.145)	-0.264 (-0.759)	-0.0206 (-1.012)
本人年齢	-0.297*** (-6.996)	0.00481** (2.167)		
本人年齢30代ダミー			0.993 (1.334)	0.00102 (0.0228)
本人年齢40代ダミー			1.031 (1.172)	-0.0486 (-0.918)
本人年齢50代ダミー			0.779 (0.806)	-0.0604 (-1.031)
本人年齢60代以上ダミー			-3.137*** (-2.879)	0.0156 (0.247)
本人有職ダミー	1.455* (1.679)	-0.194*** (-8.853)	1.536* (1.764)	-0.193*** (-8.825)
世帯収入	0.00184*** (3.835)	0.00000283 (0.169)	0.00170*** (3.579)	0.00000499 (0.302)
配偶者ありダミー	-0.683 (-0.924)	0.0254 (0.599)	-1.124 (-1.523)	0.0257 (0.602)
被介護者が親ダミー ×介護ダミー	-0.785* (-1.801)	0.0174 (0.822)	-0.977** (-2.233)	0.0211 (1.001)
被介護者が祖父母ダミー ×介護ダミー	-1.201* (-1.736)	0.00362 (0.0941)	-1.383** (-2.000)	0.00798 (0.208)
定数項	50.94*** (22.03)	6.365*** (51.90)	36.97*** (27.47)	6.631*** (110.6)
標本数	28,922	38,994	28,922	38,994
決定係数	0.005	0.006	0.006	0.006
id数	5,730	7,149	5,730	7,149

注：(1) 括弧内の数値は、頑健標準誤差をもとに算出したt値を表す。

(2) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(3) ハウスマン検定の結果、有意水準1%で固定効果モデルが採択された。

ダブルケアがメンタルヘルスに与える影響を推計した結果は表3の通りである。表3では(1), (2)列で心身症状指標を、(3), (4)列でGHQ-12を被説明変数として分析を行っている。(1), (2)列では育児のみダミーが統計的に負に有意となっており、(1)列を確認すると、育児のみを行う人の心身症状指標は0.75ポイント低くなる。このことから、育児はストレスを軽減することが確認できる。(3), (4)列をみると、育児のみダミーがGHQ-12に対して統計的に負に有意となっており、また、ダブルケアダミーと介護のみダミーが統計的に正に有意となっている。表3の(3)列の推計結果を用いた場合、GHQ-12

は、ダブルケアを行う場合に 0.788 ポイント、介護のみを行う場合に 1.255 ポイント上昇し、育児のみを行う場合に 0.245 ポイント低下する。このことから、介護はメンタルヘル스에悪影響を、育児は好影響を及ぼし、介護と育児を同時に行った場合は介護のみを行う場合よりもメンタルヘルス状態が良くなることがわかる。

コントロール変数に注目すると、男性であること、大卒であること、収入が高いことがメンタルヘル스에好影響を与えるという結果が出ており、これは先行研究と整合的な結果である。

表 3 ダブルケアがメンタルヘル스에与える影響に関する分析 (変量効果モデル)

被説明変数	変量効果モデル			
	心身症状指標 (1)	心身症状指標 (2)	GHQ-12 (3)	GHQ-12 (4)
ダブルケアダミー	0.201 (0.566)	0.201 (0.567)	0.788*** (2.671)	0.785*** (2.661)
介護のみダミー	0.246 (0.936)	0.246 (0.937)	1.255*** (5.907)	1.254*** (5.902)
育児のみダミー	-0.750*** (-4.834)	-0.750*** (-4.834)	-0.245* (-1.673)	-0.247* (-1.687)
本人年齢	-0.0172*** (-3.487)	-0.0172*** (-3.501)	-0.0532*** (-9.243)	-0.0535*** (-9.311)
男性ダミー	-1.773*** (-13.41)	-1.773*** (-13.41)	-0.489*** (-3.896)	-0.487*** (-3.883)
大卒ダミー	-0.693*** (-3.330)	-0.684*** (-5.002)	-0.355* (-1.813)	-0.455*** (-3.509)
高卒ダミー	-0.0119 (-0.0599)		0.128 (0.685)	
本人有職ダミー	0.178* (1.748)	0.178* (1.747)	-0.581*** (-4.460)	-0.580*** (-4.454)
世帯収入	-0.000496*** (-4.121)	-0.000496*** (-4.123)	-0.000308** (-2.333)	-0.000306** (-2.323)
配偶者ありダミー	0.378*** (2.668)	0.377*** (2.675)	-0.301* (-1.889)	-0.294* (-1.850)
被介護者が親ダミー ×介護ダミー	-0.364 (-1.209)	-0.364 (-1.210)	-0.691*** (-3.004)	-0.689*** (-2.995)
被介護者が祖父母ダミー ×介護ダミー	0.117 (0.304)	0.117 (0.304)	-0.941*** (-3.436)	-0.940*** (-3.431)
定数項	15.83*** (45.16)	15.82*** (51.38)	18.01*** (42.16)	18.12*** (45.65)
標本数	28,165	28,165	17,981	17,981
id数	7,874	7,874	5,466	5,466

注：(1) 括弧内の数値は、頑健標準誤差をもとに算出した t 値を表す。

(2) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(3) ハウスマン検定の結果、変量効果モデルが採択された。

表 2 と表 3 の結果を踏まえて、ダブルケアが生活時間に与える影響について考察を行う。第 1 に、ダブルケア自体は生活時間に対して統計的に有意に影響を与えていないことが明らかになった。第 2 に、介護を行うことはメンタルヘルス状態に悪影響を与え、育児を

行うことはメンタルヘルス状態に良い影響を与えていた。そのため、ダブルケアはメンタルヘルス状態に悪影響をあたえるものの、介護のみを行うよりもその負の影響は小さくなった。これらの結果から、ダブルケア状態になることで育児と介護の二重苦になり、介護のみや育児のみの場合よりも負担が大きくなるのではないかと、という仮説1は棄却された。ダブルケアによる負担は、労働時間や睡眠時間といった生活時間に直接現れることは無いが、そのメンタルヘルス状態の悪化に現れることがわかった。さらに、介護によるメンタルヘルス状態の悪化が、育児を行うことで軽減されるという、ダブルケアの肯定的な側面が存在することも明らかになった。

第5章 家族サポートがダブルケアの負担感に与える影響に関する分析

5.1 分析アプローチ

本章では、仮説2「家族サポートの存在がダブルケアを行う者の時間的・精神的負担を軽減する」を検証する。サンプルをダブルケアラー、介護のみを行う者、育児のみを行う者に分けて推計を行い、結果を比較することで、ダブルケアに特有の家族サポートの有用性をみる。前章と同様、生活時間とメンタルヘルス指標を被説明変数とし、前者では固定効果モデルを、後者では変量効果モデルを用いて推計を行う。また、前章では1期前のダブルケアダミー、介護のみダミー、育児のみダミーを変数として使うことで内生性バイアスに対処していたが、本章では「1期前にダブルケア・介護・育児を行っていたか」によってサンプルを分けることで対処する。推計式は以下の通りである。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 FAM_{it} + \beta_2 X_{it} + F_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式の Y_{it} は、前章の分析と同じく調査回答者 i の t 年の労働時間、平日1日あたりの睡眠時間、心身症状指標、GHQ-12を示す。 FAM_{it} は家族サポートを示し、具体的には父ありダミー、同居の父ありダミー、母ありダミー、同居の母ありダミー、兄弟数、大学生の子どもがいるダミー¹²、配偶者有職ダミーを分析に利用した。父あり・母ありダミーは、それぞれ父、母がいる場合に1をとり、同居の父あり・同居の母あり・大学生の子どもが

¹² Houtven and Norton (2004) によると、成人した子どもによるインフォーマルサポートはフォーマルサポートと代替的であるという結果が出ているため今回家族サポートとして変数に加えた。

いるダミーはそれぞれ同居中の父、母、大学生のこどもがいる場合に1をとるダミー変数である。また、兄弟数は回答者本人の兄弟の数を示す連続変数であり、配偶者有職ダミーは配偶者が就業中の場合に1をとるダミー変数である。 X_{it} はコントロール変数であり、前章と同様に、本人年齢¹³、男性ダミー、大卒ダミー、高卒ダミー、本人有職ダミー、世帯収入、配偶者ありダミー、被介護者が親ダミー、被介護者が祖父母ダミーを用いる。なお、育児のみを行う者をサンプルとした分析では、被介護者が親ダミー、被介護者が祖父母ダミーを使用せずに推計する。 F_i は時間によって変わらない各調査回答者の固有效果を示す。

5.2 推計結果と考察（家族サポートがダブルケアラーの生活時間に与える影響）

推計結果は表4、表5、表6の通りである。表4はダブルケアラー、表5は介護のみを行う者、表6は育児のみを行う者をサンプルとして推計した。すべての表の(1)から(5)列で労働時間を、(6)から(10)列で睡眠時間を被説明変数とした。

育児のみを行う人をサンプルとした推計では、同居の母ありダミーが労働時間に対して正に有意である。表6の(2)列をみると、同居の母がいる場合に労働時間は1.965時間増加することがわかった。また、同居の母ありダミーはいずれも表4、表5では有意になっておらず、母のサポートはダブルケア、介護のみを行う人々に対して確認されなかった。上記の結果から、育児のみを行う人については母のサポートがある場合に、家庭内生産活動に費やす時間が減少し育児負担が軽減され、その他の活動に充てられる時間が増加したことがわかる。しかしながら、ダブルケアラーと介護を行う人については母のサポートによる負担感の軽減効果はみられず、仮説と整合的な結果は得られなかった。

同様に兄弟のサポートの結果をみると、全ての推計で有意な結果が得られなかった。このことから、兄弟数が多い場合にもケアを行う者の時間的負担が軽減されないことがわかる。

また、大学生のこどもがいるダミーはいずれの推計でも有意となっておらず、ダブルケア、介護のみ、育児のみを行う人に対する大学生の子どもによるサポートの影響は確認できなかった。さらに、ダブルケアラーを対象とした推計では大学生のこどもがいるダミーは負に有意となっており、仮説とは逆の結果が出ている。これは、介護の支援にあたっては一定の専門知識が求められるため¹⁴、比較的年齢が高いとはいえ子供である大学生のサポートではダブルケアラーの時間的負担を軽減できなかったためであると考えられる。

配偶者の就業状態については、配偶者有職ダミーがダブルケアラーの労働時間に対して負に有意となっており、表4(5)列より配偶者が就業中であると労働時間が6.76時間減少していることがわかる。この結果から、配偶者が就業中であるとき、就業中でない場合よりもサポートが得られず、労働時間が減少するといえる。

¹³ 前章の分析結果を受け、本章の生活時間の分析では本人年齢の代わりに年齢層ダミーを使用する。

¹⁴ Kahan et al. (1985) では介護指導を受けているもしくは専門知識を有する血縁者による支援がアルツハイマー病の介護には最も友好的であるという結果が出ている。

コントロール変数については表 4, 表 5, 表 6 のそれぞれにおいて, 前章の分析と同様に先行研究に対して概ね整合的な結果が得られた。

以上の結果を踏まえて, 家族サポートがダブルケアラーの生活時間に与える影響について考察を行う。本章の分析で, 配偶者が就業中であると, 育児, 介護のみを行う人の労働時間は変化しないが, ダブルケアラーの労働時間が減少することが確認された。このことから, 配偶者のサポートがあると, 介護や育児など家庭内生産活動に費やす時間が減少し, 労働時間などといったその他の時間が増加するといえる。これは, 第 1 節で示したとおりダブルケアラーの約 70%が経済的負担を感じていることから, ダブルケアラーは就業する必要性に駆られており, 兄弟や配偶者のサポートにより得た時間を労働時間とあてているためであると考えられる。

表 4 家族サポートがダブルケアラーの生活時間に与える影響 (固定効果モデル)

被説明変数	固定効果モデル									
	労働時間 (1)	労働時間 (2)	労働時間 (3)	労働時間 (4)	労働時間 (5)	睡眠時間 (6)	睡眠時間 (7)	睡眠時間 (8)	睡眠時間 (9)	睡眠時間 (10)
父ありダミー	2.250 (0.756)					0.0503 (0.423)				
同居の父ありダミー	0.939 (0.302)					0.0183 (0.109)				
母ありダミー		-0.877 (-0.287)					0.0185 (0.151)			
同居の母ありダミー		-1.414 (-0.387)					0.0426 (0.279)			
兄弟数			1.800 (1.484)					-0.0272 (-0.120)		
大学生の子どもがいるダミー				-4.476** (-2.300)					0.0310 (0.199)	
配偶者有職ダミー					-6.760** (-2.200)					-0.123 (-1.059)
×配偶者ありダミー										
本人年齢30代ダミー	-2.359 (-0.720)	-2.643 (-0.720)	-1.695 (-0.459)	-2.466 (-0.703)	-1.307 (-0.380)	0.292 (0.716)	0.304 (0.744)	0.288 (0.638)	0.301 (0.735)	0.329 (0.797)
本人年齢40代ダミー	-2.056 (-0.540)	-2.406 (-0.578)	-1.280 (-0.301)	-2.088 (-0.510)	-0.827 (-0.205)	0.00451 (0.00974)	0.0275 (0.0597)	0.00532 (0.0108)	0.0188 (0.0412)	0.0484 (0.105)
本人年齢50代ダミー	0.991 (0.197)	0.913 (0.176)	1.960 (0.369)	1.951 (0.378)	2.487 (0.501)	0.0909 (0.186)	0.118 (0.244)	0.101 (0.195)	0.108 (0.224)	0.143 (0.295)
本人年齢60代以上ダミー	3.043 (0.605)	2.968 (0.572)	4.019 (0.758)	3.996 (0.777)	4.564 (0.920)	-0.409 (-0.838)	-0.382 (-0.790)	-0.400 (-0.774)	-0.392 (-0.815)	-0.357 (-0.736)
本人有職ダミー	10.31 (1.402)	11.21 (1.523)	10.62 (1.464)	11.21 (1.557)	10.40* (1.687)	-0.0632 (-0.353)	-0.0640 (-0.357)	-0.0591 (-0.321)	-0.0626 (-0.347)	-0.0667 (-0.370)
世帯収入	0.0136** (2.585)	0.0139*** (2.748)	0.0141*** (2.818)	0.0130*** (2.746)	0.0157*** (3.166)	-0.0000844 (-0.426)	-0.0000709 (-0.357)	-0.0000754 (-0.362)	-0.0000639 (-0.316)	-0.0000413 (-0.203)
配偶者ありダミー	6.002* (1.808)	3.651 (1.353)	4.635* (1.847)	3.828 (1.467)	7.939 (1.639)					
被介護者が親ダミー	3.272 (1.184)	2.005 (0.727)	2.561 (1.100)	2.151 (0.958)	2.224 (0.994)	0.0758 (0.858)	0.0725 (0.783)	0.0586 (0.734)	0.0615 (0.791)	0.0535 (0.671)
被介護者が祖父母ダミー	0.702 (0.288)	1.851 (0.694)	1.223 (0.591)	1.213 (0.594)	1.233 (0.609)	-0.0110 (-0.0989)	-0.0108 (-0.0957)	0.00273 (0.0255)	0.00280 (0.0269)	-0.000114 (-0.00108)
定数項	14.36 (1.467)	16.96* (1.733)	14.91 (1.519)	17.10* (1.772)	16.21* (1.676)	6.312*** (16.48)	6.288*** (16.53)	6.318*** (14.81)	6.297*** (16.40)	6.366*** (16.75)
標本数	606	606	606	606	606	625	625	625	625	625
決定係数	0.042	0.040	0.040	0.048	0.057	0.020	0.020	0.020	0.020	0.022
id数	325	325	325	325	325	338	338	338	338	338

注: (1) 括弧内の数値は, 頑健標準誤差をもとに算出した t 値を表す。

(2) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(3) ハウスマン検定の結果, 有意水準 1%で固定効果モデルが採択された。

表5 家族サポートが介護のみを行う者の生活時間に与える影響（固定効果モデル）

被説明変数	固定効果モデル									
	労働時間 (1)	労働時間 (2)	労働時間 (3)	労働時間 (4)	労働時間 (5)	睡眠時間 (6)	睡眠時間 (7)	睡眠時間 (8)	睡眠時間 (9)	睡眠時間 (10)
父ありダミー	-3.202 (-1.607)					0.0307 (0.364)				
同居の父ありダミー	0.520 (0.146)					0.0769 (0.763)				
母ありダミー		-2.994 (-1.390)					0.00252 (0.0294)			
同居の母ありダミー		0.317 (0.118)					-0.0570 (-0.635)			
兄弟数			-0.579 (-0.537)					-0.0596 (-0.827)		
大学生の子どもがいるダミー				0.550 (0.388)					-0.0764 (-0.984)	
配偶者有職ダミー ×配偶者ありダミー					-0.374 (-0.214)					-0.0907 (-0.582)
本人年齢30代ダミー	-0.540 (-0.0667)	-1.031 (-0.129)	-1.570 (-0.213)	-1.588 (-0.214)	-1.571 (-0.211)	0.461 (0.583)	0.477 (0.607)	0.467 (0.600)	0.478 (0.606)	0.477 (0.605)
本人年齢40代ダミー	1.285 (0.153)	0.468 (0.0566)	-0.279 (-0.0366)	-0.138 (-0.0180)	-0.124 (-0.0162)	0.680 (0.854)	0.698 (0.880)	0.667 (0.848)	0.700 (0.879)	0.697 (0.877)
本人年齢50代ダミー	-0.755 (-0.0804)	-1.730 (-0.187)	-2.733 (-0.314)	-2.459 (-0.281)	-2.510 (-0.287)	0.823 (1.019)	0.838 (1.040)	0.803 (1.006)	0.826 (1.022)	0.839 (1.039)
本人年齢60代以上ダミー	-2.605 (-0.272)	-3.763 (-0.397)	-4.884 (-0.551)	-4.563 (-0.511)	-4.688 (-0.526)	0.714 (0.876)	0.730 (0.897)	0.696 (0.863)	0.716 (0.877)	0.729 (0.892)
本人有職ダミー	-5.756 (-1.593)	-5.646 (-1.550)	-5.328 (-1.480)	-5.539 (-1.528)	-5.487 (-1.511)	-0.375*** (-4.646)	-0.375*** (-4.631)	-0.374*** (-4.612)	-0.373*** (-4.627)	-0.376*** (-4.662)
世帯収入	-0.000714 (-0.610)	-0.000672 (-0.575)	-0.000688 (-0.589)	-0.000704 (-0.601)	-0.000688 (-0.585)	0.0000403 (0.538)	0.0000414 (0.553)	0.0000423 (0.566)	0.0000415 (0.555)	0.0000417 (0.556)
配偶者ありダミー	0.470 (0.180)	0.130 (0.0492)	0.829 (0.330)	0.936 (0.375)	1.184 (0.430)	-0.170 (-1.315)	-0.193 (-1.500)	-0.195 (-1.503)	-0.185 (-1.454)	-0.153 (-1.154)
被介護者が親ダミー	-0.445 (-0.406)	-0.633 (-0.576)	0.479 (0.419)	0.417 (0.367)	0.438 (0.389)	-0.0217 (-0.380)	-0.0390 (-0.653)	-0.0309 (-0.573)	-0.0318 (-0.591)	-0.0321 (-0.607)
被介護者が祖父母ダミー	1.216 (0.667)	1.094 (0.596)	1.103 (0.0596)	0.0119 (0.00700)	-0.0111 (-0.00648)	-0.255*** (-2.585)	-0.220** (-2.304)	-0.223*** (-2.617)	-0.233*** (-2.710)	-0.235*** (-2.676)
定数項	44.80*** (4.547)	45.96*** (4.665)	45.16*** (4.894)	44.97*** (4.845)	45.01*** (4.850)	6.297*** (8.119)	6.319*** (8.127)	6.349*** (8.368)	6.321*** (8.225)	6.321*** (8.219)
標本数	1,638	1,638	1,638	1,638	1,638	2,356	2,356	2,356	2,356	2,356
決定係数	0.012	0.012	0.008	0.007	0.007	0.029	0.029	0.030	0.029	0.029
id数	800	800	800	800	800	1,111	1,111	1,111	1,111	1,111

注：(1) 括弧内の数値は、頑健標準誤差をもとに算出したt値を表す。

(2) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(3) ハウスマン検定の結果、有意水準1%で固定効果モデルが採択された。

表 6 家族サポートが育児のみを行う者の生活時間に与える影響（固定効果モデル）

被説明変数	固定効果モデル									
	労働時間 (1)	労働時間 (2)	労働時間 (3)	労働時間 (4)	労働時間 (5)	睡眠時間 (6)	睡眠時間 (7)	睡眠時間 (8)	睡眠時間 (9)	睡眠時間 (10)
父ありダミー	0.214 (0.438)					-0.0824*** (-3.556)				
同居の父ありダミー	0.0205 (0.0158)					0.184*** (2.601)				
母ありダミー		0.240 (0.497)						-0.0734 (-0.141)		
同居の母ありダミー		1.965** (2.008)						0.0198 (0.367)		
兄弟数			-0.301 (-0.145)					0.0497 (0.605)		
大学生の子どもがいるダミー				-0.195 (-0.296)					0.0541 (1.504)	
配偶者有職ダミー ×配偶者ありダミー					-0.383 (-0.626)					-0.0753** (-2.132)
本人年齢30代ダミー	1.862 (1.398)	1.844 (1.388)	1.903 (1.438)	1.906 (1.442)	1.955 (1.477)	0.0610 (0.722)	0.0572 (0.677)	0.0431 (0.511)	0.0423 (0.501)	0.0472 (0.560)
本人年齢40代ダミー	1.832 (1.264)	1.840 (1.272)	1.916 (1.340)	1.931 (1.351)	1.997 (1.395)	-0.0124 (-0.136)	-0.0207 (-0.229)	-0.0503 (-0.557)	-0.0542 (-0.601)	-0.0426 (-0.473)
本人年齢50代ダミー	1.607 (1.010)	1.652 (1.041)	1.723 (1.106)	1.777 (1.142)	1.822 (1.168)	-0.0627 (-0.645)	-0.0757 (-0.780)	-0.118 (-1.218)	-0.132 (-1.367)	-0.107 (-1.114)
本人年齢60代以上ダミー	-3.763 (-1.182)	-3.598 (-1.128)	-3.619 (-1.147)	-3.553 (-1.128)	-3.484 (-1.101)	0.0285 (0.227)	0.0102 (0.0812)	-0.0390 (-0.313)	-0.0583 (-0.471)	-0.0221 (-0.178)
本人有職ダミー	2.451* (1.662)	2.457* (1.663)	2.455* (1.663)	2.454* (1.662)	2.447* (1.657)	-0.0939** (-2.387)	-0.0944** (-2.397)	-0.0977** (-2.475)	-0.0981** (-2.488)	-0.0988** (-2.505)
世帯収入	0.00148 (1.514)	0.00144 (1.482)	0.00150 (1.544)	0.00151 (1.544)	0.00154 (1.568)	-0.000018 (-0.362)	-0.000017 (-0.346)	-0.000026 (-0.505)	-0.000026 (-0.500)	-0.000020 (-0.400)
配偶者ありダミー	-2.811 (-1.245)	-2.666 (-1.175)	-2.846 (-1.261)	-2.854 (-1.264)	-2.531 (-1.091)	0.0706 (0.509)	0.0609 (0.438)	0.0725 (0.521)	0.0744 (0.535)	0.136 (0.953)
定数項	36.77*** (12.11)	36.45*** (11.99)	36.75*** (12.09)	36.75*** (12.09)	36.65*** (12.06)	6.264*** (38.76)	6.290*** (38.84)	6.301*** (38.96)	6.302*** (38.98)	6.292*** (38.86)
標本数	10,875	10,875	10,875	10,875	10,875	12,212	12,212	12,212	12,212	12,212
決定係数	0.002	0.003	0.002	0.002	0.002	0.005	0.005	0.004	0.004	0.004
id数	2,411	2,411	2,411	2,411	2,411	2,580	2,580	2,580	2,580	2,580

注：(1) 括弧内の数値は、頑健標準誤差をもとに算出した t 値を表す。

(2) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(3) ハウスマン検定の結果、有意水準 1%で固定効果モデルが採択された。

5.3 推計結果（家族サポートがダブルケアラーのメンタルヘルスに与える影響）

推計結果は表 7、表 8、表 9 の通りである。表 7 はダブルケアラー、表 8 は介護のみを行う者、表 9 は育児のみを行う者をサンプルとして分析した。全ての表の (1) 列から (5) 列では心身症状指標を、(6) 列から (10) 列では GHQ-12 を被説明変数として推計を行った。

表 8 の (1) 列に注目すると、同居の父ありダミーが負に有意となっており、同居中の父がいた場合、育児のみを行う人の心身症状指標が 1.429 ポイント低下することがわかる。表 7、表 8 では同居の父ありダミーは有意な結果が得られず、このことから同居の父の存在は育児のみを行う人のストレスを緩和することが確認された。

同居の母によるサポートについて確認すると、全ての表の (2) 列において同居の母ありダミーが負に有意となっている。同居中の母がいると、表 7 の (2) 列よりダブルケア

ラーの心身症状指標は 2.881 ポイント低下し、表 8 の (2) 列より介護のみを行う人の心身症状指標は 2.236 ポイント低下し、表 9 の (2) 列より育児のみを行う人の心身症状指標は 1.274 ポイント低下し、係数はダブルケアラーの分析で一番大きくなっている。これらのことから、同居中の母の存在は全てのケア状態にある場合にストレスを緩和し、その効果はダブルケアラー、介護のみを行う人、育児のみを行う人の順で大きくなっている。また、表 8 の (7) 列より、同居中の母がいる場合には介護のみを行う人の GHQ-12 が 1.029 ポイント低下することがわかる。母の同居は介護を行う人にとってメンタルヘルス状況の改善にもつながっていることが確認できる。

また、育児のみを行う人をサンプルとした推計においては、被説明変数が心身症状指標の時、兄弟数が正に有意となっている。表 9 の (3) 列より、兄弟が 1 人増えると育児のみを行う人の心身症状指標は 0.779 ポイント上昇することがわかる。表 7、表 8 では心身症状指標に対して兄弟数は有意となっていない。こうしたことから、育児のみを行う場合は兄弟の存在がストレスにつながることもあるが、介護を行う場合は兄弟の存在が介護者のストレスを緩和すると考えられる。

大学生の子どもがいるダミーは、ダブルケアラーの心身症状指標に対して負に有意となっている。表 7 の (4) 列を確認すると、大学生の子どもがいる場合、ダブルケアラーの心身症状指標は 2.024 ポイント低下することがわかる。このことから、大学生の子どもがいることでダブルケアラーのストレスが軽減されることが確認された。

コントロール変数については、表 7、表 8、表 9 のそれぞれにおいて、前章の分析と同様に先行研究に対して概ね整合的な結果が得られた。

以上の結果をもとに、家族サポートがダブルケアラーのメンタルヘルスに与える影響について考察を行う。第一に、母と同居している場合、それぞれのサンプルでストレスが軽減され、その効果はダブルケアラーが一番大きいことが明らかとなった。これは、仮説に整合的な結果である。第二に、大学生の子どもがいる場合、ダブルケアラーのストレスが軽減されることがわかった。これは、前章と同様、介護の支援にあたっては一定の専門知識が求められ、比較的年齢が高いとはいえ大学生の支援は介護に対して有用でない可能性があるため、ダブルケアラーをサンプルとした推計でのみ有意な結果が得られたと考えられる。

表7 家族サポートがダブルケアラーのメンタルヘルスに与える影響 (変量効果モデル)

被説明変数	変量効果モデル									
	心身症状指標 (1)	心身症状指標 (2)	心身症状指標 (3)	心身症状指標 (4)	心身症状指標 (5)	GHQ-12 (6)	GHQ-12 (7)	GHQ-12 (8)	GHQ-12 (9)	GHQ-12 (10)
父ありダミー	-0.125 (-0.0470)					0.849 (1.265)				
同居の父ありダミー	-2.886 (-1.135)					-1.361 (-1.042)				
母ありダミー		1.458 (1.187)					1.065 (1.570)			
同居の母ありダミー		-2.881** (-2.240)					-0.839 (-0.768)			
兄弟数			-0.915 (-0.446)					0.743 (0.949)		
大学生の子どもがいるダミー				-2.024* (-1.842)					0.219 (0.384)	
配偶者有職ダミー ×配偶者ありダミー 本人年齢	0.140** (2.575)	0.150*** (2.729)	0.147*** (2.642)	0.177*** (3.140)	-0.295 (-0.370)	0.0486 (2.845)	0.0468 (1.120)	0.0590 (1.073)	0.0547 (1.349)	0.0544 (1.182)
男性ダミー	-1.358 (-1.494)	-1.550* (-1.687)	-1.684* (-1.860)	-1.801** (-2.031)	-1.808** (-1.975)	-0.611 (-1.048)	-0.606 (-1.039)	-0.669 (-1.149)	-0.653 (-1.117)	-1.014* (-1.674)
大卒ダミー	-1.551 (-1.310)	-1.516 (-1.281)	-1.482 (-1.235)	-1.476 (-1.240)	-1.471 (-1.229)	0.145 (0.145)	0.164 (0.166)	0.157 (0.155)	0.143 (0.140)	0.337 (0.327)
高卒ダミー	-1.298 (-1.064)	-1.282 (-1.050)	-1.391 (-1.123)	-1.360 (-1.104)	-1.368 (-1.108)	0.597 (0.557)	0.620 (0.581)	0.616 (0.570)	0.627 (0.579)	0.867 (0.782)
本人有職ダミー	-0.887 (-0.761)	-0.814 (-0.682)	-0.867 (-0.726)	-0.833 (-0.712)	-0.887 (-0.743)	-1.171 (-1.199)	-1.220 (-1.250)	-1.154 (-1.168)	-1.129 (-1.142)	-1.101 (-1.122)
世帯収入	-0.00221 (-1.253)	-0.00251 (-1.410)	-0.00259 (-1.450)	-0.00255 (-1.468)	-0.00244 (-1.356)	-0.000291 (-0.306)	-0.000284 (-0.302)	-0.000125 (-0.130)	-0.000185 (-0.194)	-4.44e-05 (-0.0470)
配偶者ありダミー	-2.827** (-2.096)	-2.733** (-2.138)	-2.531* (-1.832)	-2.371* (-1.805)	-2.166 (-1.612)	-0.608 (-0.430)	-0.559 (-0.394)	-0.603 (-0.415)	-0.650 (-0.451)	0.496 (0.323)
被介護者が親ダミー	-1.841*** (-2.615)	-1.611** (-1.991)	-1.641** (-2.296)	-1.642** (-2.315)	-1.560** (-2.145)	0.337 (0.443)	0.404 (0.532)	-0.147 (-0.215)	-0.132 (-0.193)	-0.118 (-0.174)
被介護者が祖父母ダミー	0.379 (0.564)	0.445 (0.642)	0.237 (0.330)	0.299 (0.421)	0.347 (0.477)	-0.332 (-0.503)	-0.422 (-0.652)	-0.539 (-0.810)	-0.512 (-0.774)	-0.568 (-0.869)
定数項	16.42*** (5.954)	15.85*** (5.819)	15.94*** (5.325)	14.65*** (5.331)	15.38*** (5.646)	13.97*** (5.045)	13.95*** (5.034)	13.85*** (4.940)	14.05*** (4.902)	13.95*** (5.017)
標本数	410	410	410	410	410	548	548	548	548	548
id数	218	218	218	218	218	325	325	325	325	325

注：(1) 括弧内の数値は、頑健標準誤差をもとに算出したt値を表す。

(2) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(3) ハウスマン検定の結果、変量効果モデルが採択された。

表8 家族サポートが介護のみを行う者のメンタルヘルスに与える影響 (変量効果モデル)

被説明変数	変量効果モデル									
	心身症状指標 (1)	心身症状指標 (2)	心身症状指標 (3)	心身症状指標 (4)	心身症状指標 (5)	GHQ-12 (6)	GHQ-12 (7)	GHQ-12 (8)	GHQ-12 (9)	GHQ-12 (10)
父ありダミー	1.765 (1.597)					0.160 (0.416)				
同居の父ありダミー	-1.864 (-1.599)					-0.555 (-0.864)				
母ありダミー		1.188 (1.419)					0.268 (0.670)			
同居の母ありダミー		-2.236** (-2.536)					-1.029** (-2.073)			
兄弟数			0.0819 (0.239)					0.155 (0.739)		
大学生の子どもがいるダミー				0.624 (0.688)					0.669 (1.573)	
配偶者有職ダミー ×配偶者ありダミー					1.524*** (2.672)					-0.0283 (-0.0863)
本人年齢	-0.00769 (-0.356)	-0.0165 (-0.791)	-0.00881 (-0.426)	-0.00922 (-0.458)	0.00324 (0.153)	-0.0496*** (-2.924)	-0.0523*** (-3.189)	-0.0445*** (-2.768)	-0.0427*** (-2.673)	-0.0457*** (-2.810)
男性ダミー	-2.145*** (-4.217)	-2.114*** (-4.147)	-2.137*** (-4.186)	-2.135*** (-4.198)	-1.938*** (-3.841)	-0.593* (-1.872)	-0.591* (-1.864)	-0.605* (-1.905)	-0.583* (-1.843)	-0.601* (-1.858)
大卒ダミー	-0.953 (-1.192)	-0.915 (-1.144)	-0.896 (-1.126)	-0.915 (-1.150)	-0.833 (-1.050)	0.324 (0.643)	0.325 (0.645)	0.330 (0.657)	0.336 (0.670)	0.330 (0.658)
高卒ダミー	0.264 (0.349)	0.280 (0.370)	0.250 (0.330)	0.261 (0.346)	0.287 (0.381)	0.548 (1.115)	0.554 (1.127)	0.547 (1.116)	0.580 (1.182)	0.551 (1.124)
本人有職ダミー	-0.268 (-0.587)	-0.331 (-0.728)	-0.260 (-0.573)	-0.281 (-0.622)	-0.385 (-0.852)	-0.989*** (-3.109)	-0.987*** (-3.115)	-0.965*** (-3.035)	-0.987*** (-3.129)	-0.970*** (-3.030)
世帯収入	-0.00103* (-1.779)	-0.000959* (-1.651)	-0.00106* (-1.839)	-0.00106* (-1.846)	-0.00122** (-2.100)	-0.000610** (-2.162)	-0.000595** (-2.106)	-0.000613** (-2.177)	-0.000605** (-2.149)	-0.000611** (-2.172)
配偶者ありダミー	-0.938 (-1.539)	-1.166** (-1.961)	-0.916 (-1.565)	-1.001* (-1.719)	-1.976*** (-2.816)	0.0478 (0.128)	0.0175 (0.0470)	0.115 (0.308)	0.00997 (0.0269)	0.102 (0.231)
被介護者が親ダミー	-0.0985 (-0.226)	-0.249 (-0.548)	-0.177 (-0.410)	-0.188 (-0.436)	-0.233 (-0.536)	-0.383 (-1.191)	-0.431 (-1.333)	-0.390 (-1.279)	-0.396 (-1.303)	-0.383 (-1.254)
被介護者が祖父母ダミー	0.164 (0.268)	0.350 (0.560)	0.0864 (0.143)	0.0865 (0.142)	0.0706 (0.117)	-0.566 (-1.292)	-0.523 (-1.176)	-0.548 (-1.525)	-0.488 (-1.353)	-0.533 (-1.481)
定数項	17.04*** (10.56)	17.84*** (11.63)	17.15*** (11.39)	17.23*** (11.83)	16.70*** (11.36)	18.89*** (15.32)	19.10*** (16.01)	18.52*** (16.01)	18.43*** (16.08)	18.62*** (16.21)
標本数	1,346	1,346	1,346	1,346	1,346	2,218	2,218	2,218	2,218	2,218
id数	642	642	642	642	642	1,103	1,103	1,103	1,103	1,103

注：(1) 括弧内の数値は、頑健標準誤差をもとに算出したt値を表す。

(2) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(3) ハウスマン検定の結果、変量効果モデルが採択された。

表9 家族サポートが育児のみを行う者のメンタルヘルスに与える影響（変量効果モデル）

被説明変数	最小二乗法					変量効果モデル				
	心身症状指標 (1)	心身症状指標 (2)	心身症状指標 (3)	心身症状指標 (4)	心身症状指標 (5)	GHQ-12 (6)	GHQ-12 (7)	GHQ-12 (8)	GHQ-12 (9)	GHQ-12 (10)
父ありダミー	1.470*** (2.731)					0.340** (2.536)				
同居の父ありダミー	-1.429** (-2.380)					0.336 (0.835)				
母ありダミー		1.214** (2.497)					0.328** (2.393)			
同居の母ありダミー		-1.274** (-2.339)					0.0131 (0.0435)			
兄弟数			0.719 (1.555)					0.560 (1.385)		
大学生の子どもがいるダミー				-0.435 (-1.298)					0.0232 (0.0967)	
配偶者有職ダミー ×配偶者ありダミー 本人年齢	0.0614*** (4.284)	0.0617*** (4.303)	0.0661*** (4.573)	0.0670*** (4.594)	0.0630*** (4.350)	0.0671*** (4.016)	0.0673*** (4.029)	0.0757*** (4.623)	0.0746*** (4.472)	0.0741*** (4.529)
男性ダミー	-2.086*** (-9.033)	-2.088*** (-9.014)	-2.107*** (-9.125)	-2.108*** (-9.130)	-2.032*** (-8.355)	-0.741*** (-2.977)	-0.734*** (-2.953)	-0.732*** (-2.938)	-0.727*** (-2.908)	-0.702*** (-2.697)
大卒ダミー	-0.520 (-1.246)	-0.525 (-1.257)	-0.518 (-1.241)	-0.528 (-1.265)	-0.514 (-1.231)	-0.520 (-1.343)	-0.518 (-1.340)	-0.533 (-1.381)	-0.540 (-1.398)	-0.533 (-1.378)
高卒ダミー	0.357 (0.850)	0.353 (0.840)	0.357 (0.852)	0.349 (0.832)	0.354 (0.843)	0.172 (0.433)	0.174 (0.439)	0.162 (0.410)	0.153 (0.385)	0.157 (0.395)
本人有職ダミー	0.0710 (0.374)	0.0769 (0.404)	0.0904 (0.472)	0.0787 (0.411)	0.0840 (0.439)	-0.804*** (-2.627)	-0.803*** (-2.625)	-0.779** (-2.544)	-0.791*** (-2.584)	-0.786** (-2.574)
世帯収入	-0.00123*** (-4.246)	-0.00122*** (-4.206)	-0.00124*** (-4.294)	-0.00122*** (-4.232)	-0.00124*** (-4.291)	-0.000999*** (-3.131)	-0.000988*** (-3.091)	-0.000961*** (-2.992)	-0.000955*** (-2.968)	-0.000961*** (-2.995)
配偶者ありダミー	-0.223 (-0.509)	-0.221 (-0.501)	-0.188 (-0.434)	-0.242 (-0.556)	-0.407 (-0.866)	-0.553 (-0.833)	-0.591 (-0.891)	-0.642 (-0.974)	-0.667 (-1.012)	-0.750 (-1.083)
定数項	13.76*** (17.25)	13.74*** (17.13)	13.53*** (16.92)	13.58*** (16.91)	13.72*** (17.15)	13.43*** (13.66)	13.47*** (13.68)	13.21*** (13.49)	13.30*** (13.51)	13.31*** (13.65)
標本数	9,001	9,001	9,001	9,001	9,001	4,754	4,754	4,754	4,754	4,754
id数	2,658	2,658	2,658	2,658	2,658	1,628	1,628	1,628	1,628	1,628

注：(1) 括弧内の数値は、頑健標準誤差をもとに算出したt値を表す。

(2) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(3) ハウスマン検定の結果、変量効果モデルが採択された。

第6章 まとめと考察

本稿では、これまで行われてきたダブルケアに関するアンケート調査研究の結果をもとに、ダブルケアの負担感が生活時間・メンタルヘルスに与える影響と、その負担感を家族によるインフォーマルサポートが軽減するか否か、について定量的に分析を行った。またその分析結果を育児のみ、介護のみを行う者の場合と比較することでダブルケアに特有の実態を明らかにした。具体的には、①ダブルケアを行う者は育児のみ、介護のみを行う者よりも時間的・精神的負担が大きい、②家族によるインフォーマルサポートの存在がダブ

ルケアを行う者の時間的・精神的負担を軽減するという2つの仮説を立てた。

まず、第2章ではダブルケア、介護負担感、育児不安感・育児ストレスに関する先行研究を紹介し、それを踏まえた本稿の独自性と目的を述べた。具体的には、ダブルケアに対する家族によるインフォーマルサポートに着目したという点とダブルケアの肯定的側面の存在を明らかにするという点の2つを独自性として挙げた。

次に、第3章では利用データや基本統計量について述べ、本稿におけるダブルケアの定義を説明した。

第4章では、固定効果モデル及び変量効果モデルを用いて、ダブルケアを行うことが生活時間・メンタルヘルスにどのような影響を与えるのかという分析を行い、仮説1の検証を行った。その結果、生活時間については、単にダブルケアであるということが、直接的に生活時間に統計的に有意な影響を与えることは無いということが明らかになった。メンタルヘルスについては、ダブルケアでは、介護によるメンタルヘルスの悪化を育児によるメンタルヘルスへの好影響が部分的に相殺することで、全体としてはメンタルヘルスの悪化が軽減されることが明らかになった。これにより、ダブルケアには一定の肯定的側面が存在することが明らかになった。

第5章では固定効果モデル及び変量効果モデルを用いて、家族によるインフォーマルサポートがダブルケアを行う者の生活時間・メンタルヘルスにどのような影響を与えるのかという分析を行い、仮説2の検証を行った。その結果、まず生活時間については、ダブルケアラーにとっては配偶者によるサポートが受けられる場合に労働時間が増加することから、家庭内労働時間が減り負担が軽減しているのではないかとという結果が得られた。次にメンタルヘルスについては、同居中の母や大学生の子どもがいる場合にダブルケアラーのメンタルヘルスの悪化が軽減されることが明らかになった。

これらの結果を踏まえ考察や含意を検討したい。まず、単にダブルケアであるということが、育児と介護の2重苦によって負担が増大させるとは限らないといえる。場合によっては、先が見えないと言われる介護の負担が、肯定的感情が生まれやすいと考えられる育児と両立することで軽減される可能性があることが今回の分析で明らかになった。ただし、いずれにせよダブルケア状態であることはメンタルヘルスの状態を悪化させるため、ダブルケアラーに対しては精神的サポートが不可欠であるといえる。さらに、配偶者や大学生の子どもによるサポートが受けられる状況においては、ダブルケアの負担が軽減する可能性があることが明らかになったため、逆にこれらのサポートが期待できない状況にあるダブルケアラーに対しては、より一層の手厚い支援を行う必要がある。

現在の育児介護制度のもとでは、それぞれが個別・独立して縦割り行政によって運営が行われている。また、一部の地域を対象にダブルケアの支援を目的とした一般社団法人や慈善団体が設立されているものの、その支援内容は相談所の開設やダブルケアの現状を流布する活動にとどまっている。しかしながら、ダブルケアについては、今回着目した家族サポートの存在など、様々な状況が絡み合うことでその負担の度合いが大きく変化するという特

徴がある。そのため、行政機関はこうしたダブルケアラーを取り囲むあらゆる複合的な状況を想定し、幅広い支援策を講じ実践していくことが求められる。さらに、インフォーマルサポートの有用性も利用し、地域でダブルケアラーを支援するネットワークを構築する取り組みを行政機関が率先して推進することで、間接的にダブルケアラーの負担を軽減することも可能であると考えられる。

最後に、本稿における研究の課題点を述べる。1つ目は、介護と育児についてその度合いを考慮できていないという点である。具体的には、要介護度や実際の介護時間、子どもの就学状況などである。これは、今回利用した日本家計パネル調査の質問項目によって採取可能なデータに限界があったことが理由である。しかし先行研究においても、被介護者もしくは子どもの属性は負担度合いに影響を与えるとされているため、この課題によって分析の精度が低くなっている可能性には憂慮しなければならない。2つ目は、介護について在宅介護か否かという点を考慮していない点である。これは、分析の精度を高めるために、介護を外生的な事象であると仮定したことによる弊害である。実際には、要介護者を施設に預けることで、介護をしていないのと同程度負担が無い場合も十分に考えられるため、今回の分析には限界があるといえる。そして最後に、今回用いたダブルケアの定義の妥当性についても課題が残る。これまで行われてきたアンケート調査や実証分析においてもダブルケアの定義は様々であり、その定義の難しさは述べられてきている。このダブルケア研究に立ちほだかる課題に対しては、今後、家計や家族の情報、介護、育児の状況などを客観的・主観的視点の双方から詳細に捉えた個票データを蓄積していくことでより精度の高い実証研究を行うことが可能になると考える。そして、そうした実証分析の繰り返し、今後さらに問題化していくと考えられるダブルケアの実態把握に大きく貢献することを期待し、本稿の結びとする。

【参考文献】

<書籍>

中川泰彬・大坊郁夫(1985)：『日本版GHQ精神健康調査票手引き』 幻冬舎

山本勲(2015)：『実証分析のための計量経済学』 中央経済社.

<論文>

浅野いずみ(2018)：「ダブルケアの概念に注目した家族介護者支援のありかたに関する研究」『目白大学総合科学研究』

東清巳・重富寛美・池本めぐみ(2000)：「在宅介護における家族介護者の介護負担感と影響要因，およびインフォーマルサポートとの関連」『熊本大学教育学部紀要 自然科学』49巻 p.11-21

荒井由美子・田宮菜奈子・矢野栄二(2003)：「Zarit 介護負担尺度日本語版の短縮版 (J-ZBI_8) の作成」『日本老年医学会雑誌』40巻5号 p.497-503

荒巻美佐子(2005)：「育児への否定的・肯定的感情とソーシャルサポートとの関連」『小児保険研究』64巻5号 p.737-744

岸田研作・谷垣静子(2007)：「在宅サービス何が足りないのか—家族介護者の介護負担感の分析—」『医療経済研究』19巻1号 p.21-35

北村 眞弓・土屋直美・細井志乃ぶ(2006)：「子どもの年齢別にみた母親の育児ストレス状況とストレス関連要因の検討—父親との比較に焦点をあてて—」『日本看護医療学会雑誌』8巻1号 p.11-20.

黒田祥子・山本勲(2014)：「従業員のメンタルヘルスと労働時間—従業員パネルデータを用いた検証—」経済産業研究所(RIETI)ディスカッションペーパー14-J-020

今野範子・足立智昭(2009)：「「育児と介護を同時進行」している人への家族支援についての考察—育児と介護を同時に進行させた体験者に関する実態調査から見えてくるもの」『家庭教育研究所紀要』31号 p.5-15

澤田景子(2019)：「ダブルケアに関する研究の動向」『名古屋学院大学論集 社会科学篇』56巻1号 p.95-115

清水嘉子・伊勢カンナ(2006)：「母親の育児幸福感と育児事情の実態」『母性衛生』47巻2号 p.344-351

新名理恵(1989)：「痴呆性老人の介護者のストレスと負担感に関する心理的研究」『老人期痴呆の基礎と臨床,』p.131-144

新名理恵・矢富直美・本間昭(1992)「痴呆性老人の在宅介護者の負担感とストレス症状の関係」『心身医学』32巻4号

相馬直子・山下順子(2016)：「ダブルケアとは何か」『調査季報』Vol. 178 p.20-25

相馬直子・山下順子(2017)：「ダブルケア(ケアの複合化)」『医療と社会』27巻1号 p.63-75

相馬直子(2017)：「ダブルケア(ケアの複合化)と自治型・包摂型・多世代型地域ケアシステム」『ガバナンス』Vol.190 p.20-22

南拓磨(2018)：「ダブルケア状態の要因分析—社会・経済的属性と地域サポートに着目して—」『政治経済学研究論集』3巻 p.111-122

平岩和美(2018)：「理学療法士・作業療法士の育児および介護に関する先行研究と課題」『広島都市学園大学 健康科学と人間形成』4巻1号 p.25-34

堀川尚子・赤井由紀子(2019)：「就労女性のダブルケアにおける介護負担感，疲労感に影響する要因」『川崎医療福祉学会誌』Vol. 28 p.403-412

村上京子・飯野英親・塚原正人・辻野久美子(2005)：「乳幼児を持つ母親の育児ストレスに関する要因の分析」『小児保健

研究』64巻3号 p.425-431.

山口咲奈枝・遠藤由美子(2009)：「低体重児をもつ母親と成熟児をもつ母親の育児不安の比較」『母性衛生』50巻2号 p.318-324.

山田昌弘(2004)：「家族の個人化」『社会学評論』54巻 p.341-354

山本勲(2011)：「非正規労働者の希望と現実—本意型非正規雇用の実態—」経済産業研究所(RIETI)ディスカッションペーパー11-J-052

Anneli Sepa, Ann Frodi, Johnny Ludvigsson (2004) : “Psychosocial correlates of parenting stress, lack of support and lack of confidence/security.” *Scandinavian Journal of Psychology*, Vol 45 (2) pp.169-179.

Becker(1965) : “A Theory of the Allocation of Time” *The economic journal*, Vol.75 (299) pp.493-517

Dorothy A. Miller(1981) : “The 'sandwich'generation : Adult children of the aging” *Social Work*, Vol.26 (5) pp.419-423

Goldberg(1972) : “The Detection of Psychiatric Illness by Questionnaire” *Maudsley monograph*, Vol.21

CH Van Houtven, EC Norton(2004) : “Informal care and health care use of older adults” *Journal of health economics*, Vol.23 pp.1159-1180

H. Abigail Raikes, Ross A. Thompson (2005) : “Efficacy and Social Support as Predictors of Parenting Stress Among Families in Poverty.” *Infant Mental Health Journal*, Vol.26(3) pp.177-190

Henretta, John C., Grundy, Emily and Harris, Susan(2001) : “Socioeconomic differences in having living parents and children A US - British comparison of middle - aged women” *Journal of Marriage and Family*, Vol.63 (3) pp. 852-867

Jason Kahan, Beyan Kemp, Fred R(1985) : “Decreasing the burden in families caring for a relative with a dementing illness “ *Jornal of the American Geriatrics Society*, Vol.33 (10) pp.664-670

Jennifer Duncan Davis, Geoffrey Tremont(2000) : “Impact of frontal systems behavioral functioning in dementia on caregiver burden” *The Journal of neuropsychiatry*, Vol.19 (1) pp.43-49

JM Anne Visser-Meily, Marcel WM, Ingrid I Riphagen, PostEline Lindeman(2004) : “Measures used to assess burden among caregivers of stroke patients” *Clinical Rehabilitation*, Vol.18 pp.601-623

J. Schneider ,A. Hallam ,J. Murray ,B. Foley ,L. Atkin ,S. Banerjee ,M. K. Islam ,A. Mann (2002) : “Formal and informal care for people with dementia factors associated with service receipt“ *Aging Ment Health*, Vol.6 (3) pp.255-265.

Steven H Zarit(1980) : “Relatives of the impaired elderly : correlates of feelings of burden” *The Gerontologist*, Vol.20 (6) pp.649-655

<ウェブサイト>

ソニー生命保険・相馬直子・山下順子(2015) : 「ダブルケアに関する調査2015」 https://www.sonylife.co.jp/company/news/27/nr_151222.html 2019年12月5日閲覧

ソニー生命保険・相馬直子・山下順子(2017) : 「ダブルケアに関する調査2017」 https://www.sonylife.co.jp/company/news/28/nr_170317.html, 2019年12月5日閲覧

ソニー生命保険・相馬直子・山下順子(2018) : 「ダブルケアに関する調査2018」 <https://www.sonylife.co.jp/>

[company/news/30/nr_180718.html](http://www.gender.go.jp/news/30/nr_180718.html), 2019年12月5日閲覧

内閣府・NTTデータ経営研究所(2016)：「内閣府委託調査 平成27年度育児と介護のダブルケアに関する実態調査」

http://www.gender.go.jp/research/kenkyu/wcare_research.html, 2019年12月5日閲覧

内閣府(2014)：「健康づくりのための睡眠指針2014」

https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryuu/kenkou/suimin/ 2019年12月5日閲覧