

原 著

ヤングケアラーの精神的苦痛：
埼玉県立高校の生徒を対象とした質問紙調査ミヤカワ マサミツ ハマシマ ヨシエ^{2*} ミナミ タエヨ^{3*}
宮川 雅充* 濱島 淑恵^{2*} 南 多恵子^{3*}

目的 日本においても、家族のケアを担っている子ども（ヤングケアラー）が相当数存在することが指摘されている。しかしながら、ケア役割の状況が彼らの精神的健康に与える影響に関する調査研究はほとんど行われていない。本研究では、高校生を対象に、精神的苦痛とケア役割の状況との関連を分析し、ケア役割がヤングケアラーの精神的健康に与える影響について検討した。

方法 埼玉県の県立高校（11校）の生徒4,550人を対象に質問紙調査を行った。調査では、家族の状況とともに、彼らの担うケア役割の状況を尋ねた。また、Kessler 6項目精神的苦痛尺度（K6）の質問も尋ねた。なお、高校生が質問内容を容易に理解できるように、K6の公式日本語版の一部に変更を加えたものを用いた。精神的苦痛とケア役割の状況との関連を、交絡因子の影響を調整した回帰分析（重回帰分析および順序ロジスティック回帰分析）により検討した。

結果 本質問紙調査では、3,917人から有効回答を得た。本稿では、分析で使用する変数に欠損値がなく、年齢が15歳から25歳であった3,557人を分析対象とした。なお、3,557人のうち19歳の者は23人（0.6%）、20歳以上の者は5人（0.1%）であった。34人（1.0%）が幼いきょうだい（障がいや疾病等はない）のケアを担っていた（ヤングケアラーA）。また、190人（5.3%）が、障がいや疾病等のある家族のケアを担っていた（ヤングケアラーB）。残りの3,333人（93.7%）は、家族のケアを行っていない（対照群）。2つの回帰分析は、同様の結果となり、いずれの分析においても精神的苦痛とケア役割の状況との間に有意な関連が認められた（それぞれ、 $P=0.003$, $P<0.001$ ）。順序ロジスティック回帰分析の結果では、ヤングケアラーBの精神的苦痛（K6）のオッズ比は1.572であり、対照群と比較して有意に高かった（ $P<0.001$ ）。一方、ヤングケアラーAの精神的苦痛（K6）のオッズ比は1.666であり、対照群との間に有意な差は認められなかった（ $P=0.084$ ）が、オッズ比は対照群よりも高く、ヤングケアラーBと近い値であった。

結論 ケア役割がヤングケアラーの精神的健康に影響を及ぼすことが示唆された。

Key words : ヤングケアラー, 高校, 介護負担, 精神的苦痛, 精神的健康

日本公衆衛生雑誌 2022; 69(2): 125-135. doi:10.11236/jph.21-080

I 緒 言

家族内に、障がい、疾病を有する、日本語を第一言語としない等の理由で何らかのサポートを必要とする者がいる場合、子どもが、家事、介護、精神的サポート、年下のきょうだいの世話、通訳等を担っ

ていることがある。このような子どもたちは「ヤングケアラー（Young Carer）」と呼ばれる。たとえば、イギリスにおいては2011年の国勢調査（Office for National Statistics 2011）¹⁾で、イングランド（England）に166,363人のヤングケアラーがいることが示されている。

近年では、日本国内においても、ヤングケアラーの実態の把握が進んでいる。たとえば、国民生活基礎調査²⁾、学校教員、福祉専門職に対する質問紙調査^{3~6)}、子ども自身に対する調査^{7~11)}を通して、ヤングケアラーの実態把握を試みる調査研究が行われ

* 関西学院大学総合政策学部

^{2*} 大阪歯科大学医療保健学部

^{3*} 京都光華女子大学健康科学部

責任著者連絡先：〒669-1337 三田市学園 2-1

関西学院大学総合政策学部 宮川雅充

ており、ヤングケアラーの存在割合、ケア役割の状況、彼らの年齢、性別、家族構成による特徴、学校生活への影響、生活満足感や健康に与える影響等について論じられている。

大阪府の高校生を対象とした質問紙調査⁷⁾、埼玉県の高中生を対象とした質問紙調査⁸⁾では、ヤングケアラーの存在割合について、いずれも約5%という数値が示されている。また、埼玉県⁹⁾は2020年に県下の高校2年生を対象とした質問紙調査を、国¹⁰⁾は2020年度に全国の高校2年生、中学2年生を対象にWeb調査(Web上で回答・回収)を実施しており、ヤングケアラーの存在割合について、前者の調査⁹⁾では約4%、後者の調査¹⁰⁾では中学2年生で約6%、高校2年生で約4%という結果が示されている。このように、とくにヤングケアラーの実態把握については、ここ数年で一定の成果があったといえよう。

諸外国では、ヤングケアラーのケア役割が彼らの健康に与える影響について研究が進んでおり、身体的な健康影響、精神的な健康影響、死亡リスクの上昇等が示唆されている^{12~16)}。しかし、日本国内については、ヤングケアラーの健康に注目した研究^{2,9~11)}は、著者らが調べた限りきわめて少ない。たとえば渡邊ら²⁾は、5年分(2004, 2007, 2010, 2013, 2016年)の国民生活基礎調査を用いて、心身の健康に不安のあるヤングケアラーが多いことを示しているが、この報告でヤングケアラーとみなされた91人は、同世帯の介護が必要な人に対して主介護者として介護を行っている者であり、主介護者としてではなく補助的にケアを担っている者については対象外となっている。また、埼玉県⁹⁾および国¹⁰⁾の調査では、調査票に全体的な健康感に関する質問が含まれており集計結果が公表されているが、健康状態に関する詳細な質問は含まれていない。宮川ら¹¹⁾は、高校生を対象とした質問紙調査の結果から、ヤングケアラーは、ケアを担っていない者と比較して、各種自覚症状にもとづいた主観的健康感が低いことを示しているが、今後、身体的な健康、精神的な健康など、各種健康影響に注目した検討が必要と考えられる。ケア役割が精神的な健康に与える影響については、諸外国の研究^{12~16)}において、その存在が強く示唆されており、日本国内における研究が望まれる状況にある。

2018年11月~2019年3月に著者らは、埼玉県の県立高校の生徒を対象に質問紙調査を実施し、ヤングケアラーの存在割合と、彼らの担うケアの実態(ケアを要する家族は誰かとその状態、ケアの内容、頻度、時間、期間の単純集計結果)を第一報として報

告している⁸⁾。この調査では、Kessler 6項目精神的苦痛尺度(K6)^{17~21)}の質問を尋ねている。本稿では、この調査のデータを用いて、高校生の精神的苦痛について、彼らが担うケア役割の状況との関連を分析することで、ケア役割がヤングケアラーの精神的健康に及ぼす影響を検討することを目的とした。

II 研究方法

1. 調査方法

2018年11月~2019年3月に、埼玉県の県立高校11校(うち2校は定時制)において、生徒を対象とした無記名・自記式の質問紙調査を実施した。埼玉県の高校の関係者に調査の趣旨を説明し、調査に協力してくれる県立高校11校を紹介してもらった。高校の所在エリアは、東部地域4校、中央地域4校、西部地域2校、北部・秩父地域1校であった。高校の偏差値は、39以下が1校、40~44が4校、45~49が4校、50~54が1校、65以上が1校であった²²⁾。

調査対象については、校長(高校)に、実施可能な学年・クラスを検討するよう依頼し決定してもらった。その結果、11校の生徒4,550人が調査対象となった(全生徒対象3校、全1年生対象3校、全2年生対象3校、全1,2年生対象2校)。

調査票の配布、回答、回収については、すべてを教室で行うよう依頼した。すなわち、教室で教員が調査票を配布し、その場で生徒に回答してもらい、その場で教員が調査票を回収した。調査対象4,550人のうち、4,260人に調査票を配布することができた。高校が定めた調査日に欠席だったなどの理由から、290人には調査票を配布することができなかった。

2. 調査項目

調査票は、2016年に実施した大阪府高校生調査^{7,11)}とほぼ同じものを用いた。調査票は、A~Eの5項目(A. 回答者の基本属性, B. 日常生活, C. 学校生活, D. 家族に対する介護, お手伝い, 精神的サポート, E. ヤングケアラーに関する認識)から構成されており、質問Aから順に、質問B, C, D, Eの順で回答する構造とした。回答には20分程度がかかる分量であった。本稿と関連する質問項目は、質問A, B, Dであり、K6は質問B, ケア役割の状況に関する質問は質問Dに含まれていた。

K6には、公式な日本語版^{19,21)}があり、広く用いられている^{23~25)}。しかし、本調査の実施前に、高校教員等の教育関係者に意見を求めたところ、「神経過敏」と「骨折り」という2つの言葉に関して、一部の高校生には理解が難しいかもしれないという

懸念が示された。K6の公式日本語版は、高校生でも十分に回答可能な質問群と考えられるが、本調査では上記の意見を尊重し、「神経過敏」には下線を施したうえで、直下に、国語辞書²⁶⁾を参考にして作成した「ちょっとしたことにもすぐ反応する、精神の不安定な状態」という説明を付記することにした。また、「骨折り」については、高校生によりわかりやすい言葉として「面倒」に置き換えることにした。すなわち本調査では、過去30日の間の頻度について、以下の6項目それぞれの頻度を、「全くない」「少しだけ」「ときどき」「たいてい」「いつも」の5段階の選択肢を提示して尋ねた。

- 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
- 気分が沈みこんで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか
- 何をするのも面倒だと感じましたか
- 自分は価値のない人間だと感じましたか

ケア役割の状況については、最初に、別居している家族も含め、家族に介護、お手伝い、精神的サポート（以下、ケア）を必要としている人がいるかどうかを尋ねた。質問文は、「あなたの家族には、高齢である、幼い、病気や障がいがある、日本語が第一言語でない等のために、介護、お手伝い、精神的サポートを必要としている人がいますか。」であった（選択肢は「はい」「いいえ」「わからない」）。なお、別居している家族も含めて回答するように、調査票に指示を明記した。「はい」と回答した者には、ケアを要する家族（以下、要ケア家族）は誰か、要ケア家族の状態等を尋ねるとともに、自分自身が現在、要ケア家族のためにケアをしているかどうかを尋ねた（選択肢は「している」「していない」）。

質問Aで性別、年齢、生計中心者、質問Bでアルバイトの状況について尋ねた。

生計中心者の質問文は、「あなたの家族の生活は、誰の（どの）収入によって支えられていますか。最も支えている人（もの）を選んでください。」であった（選択肢は表1を参照）。なお、共働きの場合であっても収入が多いと思う方を選ぶように、調査票に指示を明記した。生計中心者の質問の直後で、生計中心者の収入源を尋ねた（選択肢は、「正規雇用の仕事」「パートやアルバイトの仕事」「会社やお店の経営」「年金」「生活保護」「わからない」「その他」）。アルバイトの状況については、「あなたはアルバイトで家計（家族の生活）を助けていますか。」という質問文で尋ねた（選択肢は表1を参照）。

3. 倫理的配慮

本研究について、「関西学院大学 人を対象とする行動学系研究倫理委員会」の審査を受け、承認後に調査を開始した（受付番号：2018-37／承認年月日：2018年10月3日）。

調査の実施前に、調査の目的、調査の内容、プライバシーの保護等について、各高校の校長に説明し、調査への協力を求めた。承諾書への署名というかたちで校長の同意を得た。調査票は回収用封筒と一緒に生徒に配布し、回答後、生徒自身が封筒へ入れ、厳封した状態での回収を依頼した。

調査票の表紙には、調査協力は任意であること、回答したくない質問には回答する必要のないこと等、プライバシーに対する配慮を明記するとともに、調査協力に同意する意思を示すチェックボックスを設けた。これらの周知について調査票を配布する教員にも依頼した。同意のチェックボックスにチェックがあった場合、調査への協力の同意が得られたとみなした。

4. 統計解析手法

以下の3つの条件を満たしている調査票を本質問紙調査の有効回答とした。

- 調査への協力の同意が得られていること
- 本調査の主題である質問Dに何らかの回答をしていること
- 家族等の人数、学年、年齢の質問に対して現実的にありえない数値が記入されていないこと

さらに、年齢が15歳から25歳までであること、および、本稿で使用する変数に欠損値がないことを条件に、本稿における分析対象を決定した。なお、ヤングケアラーは18歳未満と定義されることもある³⁾が、本稿では、25歳までの者は同じ高校生として、それらの者を除外することはせずに分析を行うこととした。

すべての質問について、単純集計を行った。

K6について、Cronbachの α 係数を算出し内的整合性を確認した。各質問に対する回答に対して、「いつも」に4点、「たいてい」に3点、「ときどき」に2点、「少しだけ」に1点、「全くない」を0点とし、6項目の得点の合計を算出した（K6の得点）。K6の得点は0～24点の値をとり、点数が高いほど精神的苦痛が大きいことを意味する。

ケア役割の状況については、調査票の質問Dに対する回答結果にもとづき、以下に述べる方法で3カテゴリ（対照群、ヤングケアラーA、ヤングケアラーB）に分類した（表1参照）。まず、ケアを担っていない者（対照群）とケアを担っている者（ヤン

グケアラー)に分類した。この「ヤングケアラー」には、障がいまたは疾病等があるのではなく、幼いきょうだいがいるという理由のみでケアを担っている者も含まれており、このような者をヤングケアラーとみなすかどうかについては議論があるところである^{3,11)}。そこで本稿では「ヤングケアラー」を、要ケア家族は誰かを尋ねた質問で「弟・妹」のみを選択しており、かつ、要ケア家族の状態を尋ねた質問で「まだ幼いため世話が必要である」のみを選択していた者(ヤングケアラーA)とそれ以外の者、すなわち障がいまたは疾病等を有する家族がおり、ケアをしている者(ヤングケアラーB)の2群に分類した。

K6の得点を目的変数、ケア役割の状況を説明変数として、重回帰分析および順序ロジスティック回帰分析を行った。重回帰分析では、ヤングケアラーとそうでない者のK6の得点の差をみるため、K6の得点をそのまま目的変数とした(標準化せずに分析を行った)。順序ロジスティック回帰分析では、K6の得点を5カテゴリ(0点, 1~4点, 5~8点, 9~12点, 13点以上)に区分し、これを順序尺度とみなしたものを目的変数とした。順序ロジスティック回帰分析の5カテゴリは、K6で用いられることの多いカットオフ値(5点, 9点, 13点)を考慮して決定した。順序ロジスティック回帰分析では、目的変数のどの段階でも説明変数の効果が均一であるという平行性の仮定が前提となっているため、その仮定が妥当であるか平行性の仮定に関する検定により確認した。そのうえで、K6の得点とケア役割の状況の関係をオッズ比で評価した。

回帰分析の説明変数は、以下の6通りとした。

- モデル1: ケア役割の状況
- モデル2: モデル1に加えて性別
- モデル3: モデル2に加えて生計中心者
- モデル4: モデル2に加えてアルバイトの状況
- モデル5: モデル2に加えて学校
- モデル6: モデル2に加えて生計中心者, アルバイトの状況, 学校

生計中心者, アルバイトの状況, 学校を説明変数とすることにより, 高校生をとりまく生活環境の影響を調整することを試みた。最終的に, モデル6(交絡因子として, 性別, 生計中心者, アルバイトの状況, 学校も説明変数とした分析)の結果にもとづき, K6の得点とケア役割の状況の関連を評価した。なお, 生計中心者の質問で「社会の制度」を選択していなかったが, 収入源の質問で「生活保護」と回答していた場合があった。それらの生計中心者

の回答は「社会の制度」とみなした。また, 生計中心者については, 「兄・姉」「祖父母」「その他」の3カテゴリは統合して1つのカテゴリとした。

統計解析は, Stata/SE 17.0により行った。統計学的有意水準は5%とした。

Ⅲ 研究結果

1. 回収結果および分析対象

11校の高校から, 合計で4,252票の調査票が回収された。本質問紙調査の有効回答は3,917票であり, 本稿における分析対象は3,557票となった。

分析対象者の年齢は, 15歳が410人(11.5%), 16歳1,692人(47.6%), 17歳が1,124人(31.6%), 18歳が303人(8.5%), 19歳が23人(0.6%), 20歳以上が5人(0.1%)であった。

2. ケア役割の状況

表1に, ケア役割の状況の結果を示す。対照群は3,333人(93.7%)で大多数を占めていた。一方で, ヤングケアラーAは34人(1.0%), ヤングケアラーBは190人(5.3%)であった。

3. K6の得点

Cronbachの α 係数は0.901であり, 十分な内的整合性が確認された。

分析対象者全体でみた場合, K6の得点の平均は6.51点, 標準偏差は5.87点であった。また, 4分位数(25パーセンタイル, 中央値, 75パーセンタイル)は, それぞれ, 2点, 5点, 10点であった。なお, 学校別にK6の得点の平均を算出した結果, 最も低かった学校では4.23点, 最も高かった学校では8.40点であった。

4. K6の得点とケア役割の状況の関係

表2に, K6の得点とケア役割の状況の関係について, 重回帰分析(モデル1~6)の結果を示す。ケア役割の状況のみを説明変数としたモデル1では, ヤングケアラーAの偏回帰係数(以下, 係数)は1.260であり, 対照群と比較して高かったが, その差は有意ではなかった($P=0.212$)。一方, ヤングケアラーBの係数は2.118であり, 対照群と比較して有意に高かった($P<0.001$)。モデル1に加えて性別も説明変数とした分析(モデル2)では, 性別の影響を調整することにより, ヤングケアラーAとBの係数はそれぞれ0.820, 1.864に低下した。モデル2に加えて生計中心者, アルバイトの状況もそれぞれ説明変数とした分析(モデル3, 4)では, モデル2と比べて, ヤングケアラーAとBの係数は, いずれも低下した。モデル2に加えて学校も説明変数とした分析(モデル5)では, 学校の影響を調整することにより, ヤングケアラーAの係数は

表1 分析対象者のケア役割の状況, 基本属性, K6の得点 (n=3,557)

	ケア役割の状況			全 体 n=3,557 n (%)
	対照群 (ケアを担っていない者) n=3,333 n (%)	ヤングケアラー A*1 n=34 n (%)	ヤングケアラー B*2 n=190 n (%)	
性別				
男性	1,624 (48.7)	9 (26.5)	68 (35.8)	1,701 (47.8)
女性	1,675 (50.3)	24 (70.6)	118 (62.1)	1,817 (51.1)
その他*3	34 (1.0)	1 (2.9)	4 (2.1)	39 (1.1)
生計中心者				
父親	2,527 (75.8)	25 (73.5)	135 (71.1)	2,687 (75.5)
母親	532 (16.0)	5 (14.7)	35 (18.4)	572 (16.1)
兄・姉	16 (0.5)	0 (0.0)	3 (1.6)	19 (0.5)
祖父母	38 (1.1)	0 (0.0)	4 (2.1)	42 (1.2)
社会の制度	41 (1.2)	1 (2.9)	7 (3.7)	49 (1.4)
わからない	169 (5.1)	3 (8.8)	6 (3.2)	178 (5.0)
その他*4	10 (0.3)	0 (0.0)	0 (0.0)	10 (0.3)
アルバイトの状況*5				
していない	2,205 (66.2)	18 (52.9)	102 (53.7)	2,325 (65.4)
している (家計のため)	269 (8.1)	4 (11.8)	37 (19.5)	310 (8.7)
している (自分のため)	859 (25.8)	12 (35.3)	51 (26.8)	922 (25.9)
K6*6				
0点	548 (16.4)	2 (5.9)	16 (8.4)	566 (15.9)
1~4点	1,050 (31.5)	9 (26.5)	48 (25.3)	1,107 (31.1)
5~8点	703 (21.1)	8 (23.5)	43 (22.6)	754 (21.2)
9~12点	503 (15.1)	9 (26.5)	35 (18.4)	547 (15.4)
13~24点	529 (15.9)	6 (17.7)	48 (25.3)	583 (16.4)

*1 幼いきょうだいがいるという理由のみでケアを担っている者

*2 障がいまたは疾病等を有する家族がおりケアを担っている者

*3 選択肢は, 正確には「その他 (わからない, 答えたくない等も含む)」であった。

*4 「おば」等の親族, 貯金などが挙げられていた。

*5 アルバイトの状況の選択肢は, 正確には「アルバイトをしていない」「アルバイトをして, 家計を助けている」「アルバイトをしているが, 家計は助けていない (すべて自分のおこづかい)」であった。

*6 公式な日本語版に本文で述べた変更を加えたもの

表2 K6の得点とケア役割の状況の関係 (重回帰分析の結果)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6
対照群	reference	reference	reference	reference	reference	reference
ヤングケアラー A	1.260 (P=0.212)	0.820 (P=0.411)	0.738 (P=0.457)	0.707 (P=0.476)	1.089 (P=0.268)	0.961 (P=0.326)
ヤングケアラー B	2.118 (P<0.001)	1.864 (P<0.001)	1.740 (P<0.001)	1.656 (P<0.001)	1.603 (P<0.001)	1.416 (P<0.001)

数値は係数 (偏回帰係数)

●モデル1の説明変数: ケア役割の状況

●モデル2の説明変数: モデル1に加えて性別

●モデル3の説明変数: モデル2に加えて生計中心者

●モデル4の説明変数: モデル2に加えてアルバイトの状況

●モデル5の説明変数: モデル2に加えて学校

●モデル6の説明変数: モデル2に加えて生計中心者, アルバイトの状況, 学校

モデル2と比べて高くなったが、ヤングケアラーBの係数はモデル2と比較して低くなった。モデル1～6のいずれのモデルにおいても、ヤングケアラーBのみが有意な結果となっていた。

表3に、モデル6の重回帰分析の結果を示す。K6の得点とケア役割の状況との間には、有意な関係が認められた ($P=0.003$)。ヤングケアラーBのK6の得点は、対照群よりも有意に高かった (係数1.416, $P<0.001$)。一方、ヤングケアラーAは、対照群と比べた場合、K6の得点に有意な差は認められなかった (係数0.961, $P=0.326$)。性別、生計中心者、アルバイトの状況、学校のいずれの変数も、K6の得点との間に有意な関連が認められた。性別については、「女性」は「男性」と比較してK6の得点が高い (係数1.434, $P<0.001$)、「その他」も「男性」と比較してK6の得点が高い (係数5.661, $P<0.001$)。生計中心者については、「社会の制度」のK6の得点が、「父親」と比べて有意に高かった (係数3.653, $P<0.001$)。また、アルバイトの状況では、「家計のため」のK6の得点が、「していない」と比較して有意に高かった (係数1.276, $P<0.001$)。

表4に、K6の得点とケア役割の状況の関係について、順序ロジスティック回帰分析 (モデル1～6)の結果を示す。なお、平行性の仮定に関する検定は、いずれの場合も統計的に有意な結果にはならず、平行性の仮定が満たされていると考えられた。ケア役割の状況のみを説明変数としたモデル1では、ヤングケアラーAのオッズ比は1.720であり、対照群と比較して高かったが、その差は有意ではなかった ($P=0.064$)。一方、ヤングケアラーBのオッズ比は1.810であり、対照群と比較して有意に高かった ($P<0.001$)。モデル2とモデル1の比較、モデル3～5とモデル2の比較では、重回帰分析と

表3 K6の得点に関する重回帰分析 (モデル6)の結果

	係数 (95%信頼区間)	P値
ケア役割の状況		0.003
対照群	reference	
ヤングケアラーA	0.961(-0.958-2.880)	0.326
ヤングケアラーB	1.416(0.581-2.250)	<0.001
性別		<0.001
男性	reference	
女性	1.434(1.048-1.819)	<0.001
その他	5.661(3.859-7.462)	<0.001
生計中心者		<0.001
父親	reference	
母親	-0.116(-0.638-0.407)	0.664
兄・姉/祖父母/その他	0.514(-0.833-1.861)	0.454
社会の制度	3.653(2.035-5.271)	<0.001
わからない	0.494(-0.372-1.360)	0.263
アルバイトの状況		0.002
していない	reference	
家計のため	1.276(0.569-1.983)	<0.001
自分のため	0.300(-0.174-0.775)	0.215
学校		<0.001
a	reference	
b	1.780(0.673-2.886)	0.002
c	1.336(0.378-2.294)	0.006
d	0.002(-1.091-1.094)	0.998
e	1.804(0.885-2.722)	<0.001
f	0.604(-0.905-2.112)	0.433
g	-0.916(-1.976-0.145)	0.090
h	0.668(-0.216-1.553)	0.139
i	-0.082(-0.934-0.769)	0.849
j	-0.678(-1.779-0.423)	0.227
k	-1.574(-2.559--0.588)	0.002
定数	5.038(4.256-5.819)	<0.001

表4 K6の得点とケア役割の状況の関係 (順序ロジスティック回帰分析の結果)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6
対照群	1	1	1	1	1	1
ヤングケアラーA	1.720 ($P=0.064$)	1.493 ($P=0.169$)	1.472 ($P=0.184$)	1.461 ($P=0.193$)	1.700 ($P=0.073$)	1.666 ($P=0.084$)
ヤングケアラーB	1.810 ($P<0.001$)	1.702 ($P<0.001$)	1.662 ($P<0.001$)	1.626 ($P<0.001$)	1.639 ($P<0.001$)	1.572 ($P<0.001$)

数値はオッズ比

- モデル1の説明変数：ケア役割の状況
- モデル2の説明変数：モデル1に加えて性別
- モデル3の説明変数：モデル2に加えて生計中心者
- モデル4の説明変数：モデル2に加えてアルバイトの状況
- モデル5の説明変数：モデル2に加えて学校
- モデル6の説明変数：モデル2に加えて生計中心者、アルバイトの状況、学校

表5 K6の得点に関する順序ロジスティック回帰分析(モデル6)の結果

	係数	オッズ比 (95%信頼区間)	P値
ケア役割の状況			<0.001
対照群	reference	1	
ヤングケアラーA	0.510	1.666(0.934-2.973)	0.084
ヤングケアラーB	0.453	1.572(1.210-2.044)	<0.001
性別			<0.001
男性	reference	1	
女性	0.464	1.590(1.407-1.797)	<0.001
その他	1.502	4.493(2.519-8.014)	<0.001
生計中心者			0.030
父親	reference	1	
母親	0.002	1.002(0.850-1.182)	0.977
兄・姉/祖父母/その他	0.196	1.216(0.796-1.859)	0.366
社会の制度	0.851	2.343(1.363-4.026)	0.002
わからない	0.123	1.130(0.857-1.491)	0.385
アルバイトの状況			0.002
していない	reference	1	
家計のため	0.399	1.490(1.190-1.866)	<0.001
自分のため	0.103	1.108(0.953-1.288)	0.181
学校			<0.001
a	reference	1	
b	0.599	1.820(1.281-2.584)	<0.001
c	0.451	1.569(1.159-2.125)	0.004
d	-0.026	0.974(0.687-1.382)	0.883
e	0.552	1.736(1.294-2.330)	<0.001
f	0.283	1.328(0.826-2.133)	0.241
g	-0.253	0.776(0.555-1.086)	0.139
h	0.283	1.327(1.002-1.757)	0.048
i	-0.040	0.961(0.733-1.261)	0.775
j	-0.244	0.784(0.553-1.110)	0.170
k	-0.450	0.638(0.467-0.872)	0.005
閾値1	-1.257		
閾値2	0.357		
閾値3	1.290		
閾値4	2.199		

同様の傾向が認められた。いずれのモデルにおいても、ヤングケアラーBのみが有意な結果となっていた。

表5に、モデル6の順序ロジスティック回帰分析の結果を示す(平行性の仮定に関する検定: $P=0.888$)。順序ロジスティック回帰分析の結果は、重回帰分析の結果と同様の結果であった。K6の得点とケア役割の状況との間に有意な関係が認められた($P<0.001$)。ヤングケアラーBのオッズ比は、対照群と比較した場合、1.572であり有意に高かった($P<0.001$)。一方で、ヤングケアラーAのオッズ比は1.666であり、対照群との間に有意な差は認められなかった($P=0.084$)。

IV 考 察

緒言で述べたように、諸外国では、ヤングケアラーのケア役割が彼らの健康に与える影響について研究が進んでいる。たとえば、Banksら¹²⁾は、障がいのある親族をケアしていると回答した者は、ケアを担っていない者と比較して、うつ傾向にあること、ならびに、自尊感情が低いことを示している。また、Lakmanら¹⁵⁾も、ケア役割が自尊感情を低下させ、うつ症状を生じさせることを示唆する結果を示している。また、Robisonら¹⁶⁾は、ヤングケアラーはケアを担っていない者と比較して、身体的・精神的な健康度が有意に低いことを示している。なお、この研究では、精神的な健康については様々な要因を調整した分析においても有意な結果となっている。また、北アイルランドのセンサスにもとづいた大規模な研究¹⁴⁾によっても、ヤングケアラーへの健康影響が強く示唆されている。この研究では、週あたりのケア時間に注目した分析がなされており、とくに、精神的健康と死亡リスクについて、顕著な関連が認められている。

本調査の結果、ヤングケアラーBについては、対照群と比べた場合、有意に高い係数やオッズ比が示された。交絡因子の影響を調整した分析では、生活保護などの社会の制度により生計をたてている家庭の高校生やアルバイトを家計のためにしている高校生においてK6の得点が有意に高いことが確認されており、このような社会経済的要因が高校生の精神的健康に影響を与えることが示唆された。交絡因子の影響を調整した結果では、ケア役割の状況のみを説明変数とした場合と比べて、係数やオッズ比は若干低下したが、それでもなお、有意に高かった。本調査の結果は、上記の諸外国での研究成果を支持するものであり、ヤングケアラーのケア役割が精神的な健康に影響を与えることを示唆していると考えられる。

一方、ヤングケアラーAについては、対照群と比べて、K6の得点に有意な差は認められなかった。しかし、ヤングケアラーAの重回帰分析(モデル6)の係数は0.961、順序ロジスティック回帰分析(モデル6)のオッズ比は1.666であり、ヤングケアラーBと同様に、対照群と比べると精神的苦痛が多いことを示唆する結果となっていた。本稿の分析では、ヤングケアラーAの人数はわずか34人であったため、統計的に有意な差とはならなかったと考えられる。

どの程度のケアを担っている場合にヤングケアラーとみなすかどうかについては明確な基準はな

く、そのことが存在割合の比較を難しくしていることが指摘されている²⁷⁾。ヤングケアラーの定義は様々であるが、概ね、(1)要ケア家族がいること、(2)そのために子どもがケアを担っていること、の2点が求められている。しかし、国内において実施されている子ども自身を対象とした調査^{7~11)}では、調査によってヤングケアラーか否かを判断する方法が異なっており、定まった質問方法がないのが現状といえる。たとえば、埼玉県⁹⁾の調査では、日本ケアラー連盟³⁾のリーフレットに掲載されているヤングケアラーのイラストを示し、それに該当するか否かを尋ねている²⁸⁾。ヤングケアラーという言葉が周知されていない状況でこのようなイラストを示すことは、回答者がイメージしやすいというメリットはあるが、イラストによりヤングケアラーのイメージが固定されるという点が懸念される。一方、国の調査¹⁰⁾では、まず「家族の中にあなたがお世話をしている人はいますか。(ここで「お世話」とは本来大人が担うと想定されている家事や家族の世話などをすることです。)」と尋ね、「いる」と回答した者に対して世話を必要としている家族とその状況、世話の内容を尋ねている。この方法の場合、イメージの固定化という問題は生じず、広くヤングケアラーを把握できる可能性はあるが、要ケア家族がいるわけではなく、日常的に手伝いをしている場合であっても、家族の世話をしていると回答することがあり得る。その後の質問においても、要ケア家族の有無を厳密に確認することはできない構造となっている。一方で、本調査は、大阪府高校生調査^{7,11)}と同様に、質問Dの最初に、要ケア家族がいるかどうかを尋ねており、その質問に「はい」と答えた者のみが、その後の質問(要ケア家族は誰か)に進み、自分自身が現在要ケア家族のためにケアをしているかどうかを回答している。この構成であれば、先述のヤングケアラーの2つの条件(1)と(2)を、それぞれ確認することが可能となる。

要ケア家族に障がい、疾病等があるためケアをしている者(ヤングケアラーB)をヤングケアラーととらえた場合、本調査の結果では190人(5.3%)がヤングケアラーであると考えられる。しかし、すでに述べたように、幼いきょうだいがいるという理由のみでケアを担っている者(ヤングケアラーA)をヤングケアラーとみなすかどうかについては議論があるところである³⁾。本稿と同様の方法でヤングケアラーかどうかを判別した研究¹¹⁾では、ヤングケアラーAは47人と少数であったが、生活満足感や各種自覚症状への影響が示唆される結果となっていた。本調査の結果においては、ヤングケアラーA

のK6の得点に関するオッズ比は対照群と比較して有意な結果ではなかったが、ヤングケアラーBと近い値を示していた。以上のことから、既報¹¹⁾で述べられているように、今後、幼いきょうだいがいるという理由のみでケアを担っている者について、家族構成(ひとり親、多子等)、親の就労状況(長時間労働、夜間就労等)等も踏まえながら、ヤングケアラーとみなす条件に関して議論を進める必要があると考えられる。

本調査は無作為抽出にもとづいておらず、特定の11校のみを対象とした結果である。様々な地域、偏差値の高校を対象としているが、偏りがあることは否めない。よって、結果の代表性に関しては限界があり、埼玉県立高校の生徒の結果として一般化することには慎重になる必要がある。しかし、調査対象者数に対して分析対象者数の占める割合は高かったことから、高校生ヤングケアラーの精神的健康について、意義のある結果を示すことができたと考えられる。

ヤングケアラーの全員に健康への影響が生じるわけではなく、ケアを担っていることにはプラスの側面もある²⁹⁾。しかし、高校生という成長過程の時期に一定のケア役割を担うことで精神的健康に影響が生じることは、彼らに対するサポートの必要性を示唆するものである。

本調査では、ケアの頻度、時間を尋ねているが、ヤングケアラーが必ずしも十分な数ではなかったため、どの程度のケア負担になると精神的な健康に影響が生じるのかについては検討を行うことができなかった。ヤングケアラーを、ケアの頻度、時間にもとづき、さらに細かく分類して、影響が生じはじめると考えられるケア負担について分析を行うためには、ヤングケアラーAとBで200人強という人数は十分ではない。ケア役割が精神的な健康に与える影響は、ヤングケアラーが担うケアの内容、ケアの対象(要ケア家族は誰か)によっても異なる可能性があり、分析の際にはこれらの要因についても考慮する必要があると考えられる。今後は、大規模な調査を実施することにより、注意が必要となるケアの頻度、時間について、ケアの内容、ケアの対象も考慮したうえで検討する必要があると考えられる。

なお、最後に、本調査のK6が公式な日本語版^{19,21)}に一部変更を加えたものであることについて言及しておく。本調査では、K6が13点以上の者の割合が対照群において15.9%となっていた。この数値は、平成25年国民生活基礎調査にもとづいた塚崎ら²⁴⁾の4.6%(15歳以上65歳未満である56,196人中2,560人)と比べて高いものとなっている。本調査

における K6 の得点の平均は6.51点であり、私立広域通信制高校の生徒を対象とした平部ら²⁵⁾の7.34点よりは低いものの、K6に関する既存のデータと比較して高い値となっている。よって、K6の得点の分布について検討する場合には、公式な日本語版に変更を加えたことに一定の注意が必要と考えられる。しかし、本調査で用いた K6 には十分な内的整合性が確認されており、本稿の目的である K6 の得点（精神的苦痛）とケア役割の状況との関係を議論するには大きな影響はないと考えられる。

V 結 語

埼玉県の県立高校の生徒を対象に質問紙調査を実施した結果、障がいまたは疾病等を有する家族がおりケアを担っている者の精神的苦痛の得点は、ケアを担っていない者と比較して有意に高いことが確認された。本稿は、横断調査の結果にもとづいており、因果関係を考察することは難しいが、国内におけるヤングケアラーの精神的な健康状態について、有益な情報を与えるものと考えられる。高校生という若い者であっても、ケア役割の負担が大きくなった場合、彼らの精神的健康に影響が生じることがあると考えられる。今後は、調査対象人数を増やした調査を行ったうえで、ヤングケアラーの担うケアの頻度、時間、ケアの内容、対象に注目して、精神的な健康度が低下する要因を詳細に検討する必要があると考えられる。

本稿は、科学研究費補助金（課題番号：17K04256、20H01606）を得て行っている調査研究の成果の一部である。なお、開示すべき COI 状態はない。

ご多忙のところ、テーマの重要性に賛同し、ご協力くださった高校の校長、教頭、先生方、そして丁寧に回答して下さった高校生の皆さんに心より御礼申し上げる。

（	受付	2021. 5.31
	採用	2021. 8.30
	J-STAGE 早期公開	2021.11.10

文 献

- Office for National Statistics. 2011 Census. 2011. <http://webarchive.nationalarchives.gov.uk/20160107224205/http://www.ons.gov.uk/ons/rel/census/2011-census-analysis/provision-of-unpaid-care-in-england-and-wales-2011/sty-unpaid-care.html> (2021年2月18日アクセス可能).
- 渡邊多永子, 田宮菜奈子, 高橋秀人. 全国データによるわが国のヤングケアラーの実態把握—国民生活基礎調査を用いて—. 厚生指標 2019; 66: 31-35.
- 日本ケアラー連盟ヤングケアラープロジェクト. 南魚沼市「ケアを担う子ども（ヤングケアラー）」についての調査」《教員調査》報告書. 日本ケアラー連盟. 2015. http://carersjapan.com/img_share/yc-research2015@minamiuonuma.pdf (2021年2月18日アクセス可能).
- 北山沙和子, 石倉健二. ヤングケアラーについての実態調査—過剰な家庭内役割を担う中学生—. 兵庫教育大学学校教育学研究 2015; 27: 25-29.
- 澁谷智子. ヤングケアラーに対する医療福祉専門職の認識. 社会福祉学 2014; 54: 70-81.
- 濱島淑恵, 宮川雅充. 高校教員のヤングケアラーに関する認識. 生活経営学研究 2020; 55: 55-64.
- 濱島淑恵, 宮川雅充. 高校におけるヤングケアラーの割合とケアの状況—大阪府下の公立高校の生徒を対象とした質問紙調査の結果より—. 厚生指標 2018; 65: 22-29.
- 濱島淑恵, 宮川雅充, 南多恵子. 高校生ヤングケアラーの存在割合とケアの状況—埼玉県立高校の生徒を対象とした質問紙調査—. 厚生指標 2020; 67: 13-19.
- 埼玉県. 埼玉県ケアラー支援計画のためのヤングケアラー実態調査. 2021. <https://www.pref.saitama.lg.jp/documents/187028/youngcarer.pdf> (2021年5月7日アクセス可能).
- 三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング. 令和2年度 子ども・子育て支援推進調査研究事業 ヤングケアラーの実態に関する調査研究報告書. 2021. https://www.murc.jp/wp-content/uploads/2021/04/koukai_210412_7.pdf (2021年5月7日アクセス可能).
- 宮川雅充, 濱島淑恵. ヤングケアラーの生活満足感および主観的健康感：大阪府立高校の生徒を対象とした質問紙調査. 日本公衆衛生雑誌 2021; 68: 157-166.
- Banks P, Cogan N, Deeley S, et al. Seeing the invisible children and young people affected by disability. Disabil Soc 2001; 16: 797-814.
- Nagl-Cupal M, Daniel M, Koller MM, et al. Prevalence and effects of caregiving on children. J Adv Nurs 2014; 70: 2314-2325.
- Tseliou F, Rosato M, Maguire A, et al. Variation of caregiver health and mortality risks by age: a census-based record linkage study. Am J Epidemiol 2018; 187: 1401-1410.
- Lakman Y, Chalmers H. Psychosocial comparison of carers and noncarers. Child Youth Serv 2019; 40: 200-219.
- Robison OMEF, Inglis G, Egan J. The health, well-being and future opportunities of young carers: a population approach. Public Health 2020; 185: 139-143.
- Kessler RC, Andrews G, Colpe LJ, et al. Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. Psychol Med 2002; 32: 959-976.
- Kessler RC, Barker PR, Colpe LJ, et al. Screening for serious mental illness in the general population. Arch Gen Psychiatry 2003; 60: 184-189.
- Furukawa TA, Kawakami N, Saitoh M, et al. The

- performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *Int J Methods Psychiatr Res* 2008; 17: 152-158.
- 20) Kessler RC, Green JG, Gruber MJ, et al. Screening for serious mental illness in the general population with the K6 screening scale: results from the WHO World Mental Health (WMH) survey initiative. *Int J Methods Psychiatr Res* 2010; 19: 4-22.
- 21) Sakurai K, Nishi A, Kondo K, et al. Screening performance of K6/K10 and other screening instruments for mood and anxiety disorders in Japan. *Psychiatry Clin Neurosci* 2011; 65: 434-441.
- 22) 高校偏差値.net. <https://高校偏差値.net> (2020年7月19日アクセス可能).
- 23) 田谷 元, 桑原和代, 東山 綾, 他. 都市住民における非特異的ストレス指標 K6 の悪化予測因子の探索: 神戸研究. *日本公衆衛生雑誌* 2020; 67: 509-517.
- 24) 塚崎栄里子, 岩上将夫, 佐藤幹也, 他. 一般集団における精神的苦痛を有する者の受療行動に関連する要因の検討. *日本公衆衛生雑誌* 2021; 68: 118-130.
- 25) 平部正樹, 藤後悦子, 藤城有美子, 他. 私立広域通信制高校生徒の通信制高校選択に関わるストレス別に見た精神健康の関連要因. *日本公衆衛生雑誌* 2021; 68: 412-424.
- 26) 山口明穂, 和田利政, 池田和臣, 編. 旺文社国語辞典 [第十一版] 小型版. 東京: 旺文社. 2013.
- 27) Chikhradze N, Knecht C, Metzger S. Young carers: growing up with chronic illness in the family — a systematic review 2007-2017. *J Compassionate Health Care* 2017; 4: 12.
- 28) 埼玉県ケアラー支援計画のためのヤングケアラー実態調査票. <https://www.pref.saitama.lg.jp/documents/187028/youngcarer-tyousahyou.pdf> (2021年7月16日アクセス可能).
- 29) Joseph S, Sempik J, Leu A, et al. Young carers research, practice and policy: an overview and critical perspective on possible future directions. *Adolescent Res Rev* 2020; 5: 77-89.
-

Psychological distress of young carers: A questionnaire survey among Saitama prefectural high school students

Masamitsu MIYAKAWA^{*}, Yoshie HAMASHIMA^{2*} and Taeko MINAMI^{3*}

Key words : young carers, high school, care burden, psychological distress, mental health

Objectives Research suggests that Japan has a substantial number of young carers—that is, children who provide care to their family members. However, little is known about the effects of the burden of caring on their mental health. This cross-sectional study was conducted to investigate the relationship between caring roles and psychological distress among high school students, and discuss the effects of the burden of caring on young carers' mental health.

Methods We conducted a questionnaire survey among 4,550 high school students from 11 prefectural schools in Saitama Prefecture, Japan; questions were on family members and students' caring roles. Psychological distress was assessed using the Kessler 6 scale (K6)—a modified version of the scale's official Japanese translation was used to make it easy for the students to understand the questions. Two types of regression analysis (i.e., multiple regression analysis and ordinal logistic regression analysis) were performed to investigate the relationship between caring roles and psychological distress with adjustment for potential confounding factors.

Results A total of 3,917 valid questionnaires were collected; from these, 3,557, from those aged 15–25, having all the required information were analyzed. Of the 3,557 respondents, 23 (0.6%) were aged 19 and five (0.1%) were aged 20 or above. It was found that 34 (1.0%) provided care to infant siblings without disability, illness, or other special needs (Young Carers A), and 190 (5.3%) provided care to family members with disability, illness, or other special needs (Young Carers B). The remaining 3,333 (93.7%) (those who did not provide care to their family members) made up the control group. The two types of regression analysis yielded similar results, and both indicated a significant relationship between caring roles and psychological distress ($P=0.003$ and $P<0.001$, respectively). The results of ordinal logistic regression analysis revealed that the odds ratio for psychological distress as assessed by the K6 for Young Carers B was 1.572, which was significantly higher than that for the control group ($P<0.001$); in contrast, the same for Young Carers A was 1.666, which was not statistically significant ($P=0.084$) but higher than that for the control group and close to the one for Young Carers B.

Conclusion The results suggest that care burden may have adverse effects on young carers' mental health.

^{*} School of Policy Studies, Kwansai Gakuin University

^{2*} Faculty of Health Sciences, Osaka Dental University

^{3*} Faculty of Health Science, Kyoto Koka Women's University