

## 家庭内役割が子どもに及ぼす影響とその関連要因に関する調査研究 －マレーシアとの国際比較からみた日本における特徴－

樋渡 由貴<sup>\*1</sup>・遠矢 浩一<sup>\*2</sup>

<sup>\*1</sup>九州女子大学人間科学部人間発達学科人間発達学専攻 北九州市八幡西区自由ヶ丘1-1 (〒807-8586)

<sup>\*2</sup>九州大学人間環境学研究院人間科学部門臨床心理学講座 福岡市西区元岡744 (〒819-0395)

(2020年6月5日受付、2020年7月17日受理)

### 要 旨

本研究では、日本の子どもたちが担う家庭内役割に注目し、そこから生じる心理的影響とその関連要因について明らかにすることを目的とした。家庭内役割については、家事手伝いに焦点を当て、取り組む頻度と理由、そしてそこから生じた疲労や日常生活の制限について、家族形態や文化的背景による影響も視野に入れ、マレーシアとの国際比較による質問紙調査を行った。分析の結果、日本の子どもたちはマレーシアの子どもたちに比べ、家事手伝いに取り組む頻度が低く、そこから生じる疲労も小さいことが示唆された。しかしながら、取り組むことで感じるストレスはマレーシアの子どもたちよりも高く、その要因としては、取り組む理由が家族に頼まれたからという消極的なものであることが影響していることが考えられた。その他、家族形態による特徴として、両親がいないあるいは一人親であることで特別に生じる家庭内役割への負担があるという可能性、さらに家族観における特徴として、ケアを要する家族がいることできょうだい間の関係性の認知に特徴がある可能性が示唆された。

Keyword : 家庭内役割、家事手伝い、心理的影響

### はじめに

近年、Young carer（以下、「ヤングケアラー」と日本語表記する）と呼ばれる子どもたちを、支援の対象にしていく動きが先進国を筆頭に活発になっている。ヤングケアラーとは、親が病気になったり障害があったりする場合、また、家族でケアを要する人がいる場合において、通常であれば大人が担うような家事や家族の世話、介護に対し、年齢に釣り合わない役割や責任を担っている子どもたちのことである。このように、家事や家族の世話、介護といった家庭内の役割で生じる取り組みの内容は家庭によって多種多様である。ヤングケアラーに示されるように、様々な環境要因により子どもたちが家庭内役割から受ける影響は大きく異なることが考えられる。

### 1. 問題と目的

#### 1. 家庭における家事労働

家事や家族の世話、介護などの多くは、家庭内で家族員によって担われる役割である。これらは一般的に家事労働と呼ばれ、科学技術の進歩によりその負担が軽減されているようにも感じられる。しかしながら、テクノロジーがもたらす家事労働の変化について、その負担は家事労働を主に担うものにとってますます増えているという見方もある (R.S. コーワン, 2010) <sup>1)</sup>。

大森ら (1981) <sup>2)</sup> は家事労働についての定義を、「家事労働は個別的家庭生活の場で、家族員の広い生命活動をも含めた労働力の再生産のために行われる、家事・育児・家政管理のための労働」であるとしている。また、天野 (1978) <sup>3)</sup> によると、家事の内容は、「生活手段をととのえる労働 (ハウスキーピングともいい、狭義の家事労働)」、「家庭内の人間関係を対象とする労働 (サービス労働ともいい、育児、教育、介護など)」、「家政管理労働 (ホームメイキングともいい、予算などの計画、家計簿などの記録、商品知識などの学習など)」の3つに分けられるといわれている。このように枠組みを定めてもなお、やはりその一つひとつの内容をはっきりと定めることまでは難しいようである。そのような規定の難しさについては、直井 (1989) <sup>4)</sup> が家事に見られる5つの性質から述べており、そのなかで、家族の要求にそうことを行う労働、達成度があいま

いできりが無いといったところに注目すると、この家事労働から生じる負担というのが、その家庭の様々な状況によっていかようにも変化することが想像できる。

## 2. 子どもが担う家事労働

子どもたちの家事労働について、学校教育では小学校5年生から始まる家庭科の科目で取り上げられることが多い。小学校学習指導要領（文部科学省,2017）<sup>5)</sup>では「家庭生活を支える仕事」「家庭の仕事」、高等学校学習指導要領（文部科学省,2018）<sup>6)</sup>においては「自己や家族の家庭生活を支える計画、管理、技能」といった表現が使用されている。

では、実際に子どもたちが家庭の仕事をどれほどになっているのだろうか。家事については、家庭科教育学会（2004）<sup>7)</sup>の「家庭生活についての全国調査」から小学生6年生、中学校2年生、高校2年生の家事の実践率（「いつもする」「ときどきする」の回答率）を見ることができる。これによると、食事に関する「食器を洗う」の項目で小学生が52%、中学生が49%、高校生が52%となり、その他、「洗濯ものをたたむ」、「家族に頼まれた買い物をする」などの項目においても、年齢による大きな変化は見られていない。年齢が上がるにつれてやや減少傾向が見られたものへの影響については、「忙しく家事をする時間がない」、「面倒くさい」という理由が示されている。

また、育児や介護に関する統計としては、総務省統計局（2017）<sup>8)</sup>の「平成28年社会生活基本調査」の結果から、見ることができる。ここでは、10歳～14歳の子どもが1週間のうち「育児」に費やす時間が平均4分（「乳幼児の身体の世話と監督」0分、「乳幼児と遊ぶ」2分、「子供と遊ぶ」1分）であることが示されている。また、15歳～24歳の子どもにおいてもほぼ同様の結果となっている。さらに、「子供（乳幼児以外）の介護・看護」、「家族（子供以外）の介護・看護」、「子供（乳幼児以外）の身の回りの世話」、「家族（子供以外）の身の回りの世話」はどちらの年齢においても、すべて0分である。これらから、子どもたちが担う家事労働の主たる内容は家事であり、子どもたちもそれを「家庭の仕事」と認識して取り組んでいることが考えられる。

ここまでで、家事や家族の世話、介護などは家事労働という言葉に含まれるものの、子どもたちにとってはあまり触れる機会のない言葉であること、とくに家族の世話や介護をイメージしにくいものであることが窺える。そのため、本研究においては「家庭内における役割（以下、家庭内役割）」という表現を使用していくこととする。

## 3. 家庭内役割の獲得を促す要因

家事への取り組みに影響する要因については、鳥羽ら（2013）<sup>9)</sup>が小学校4～6年生を対象に調査を行っている。そこからは、家事の参加度に最も強く影響を与えているのは「面倒」「いやだ」などの消極的態度であること、親からの働きかけや自己成長への認識の強さが積極的な参加につながることが示されている。その他、習い事に通う日数が多い場合は家事への参加度は低くなるといったことも示され、先に触れた家庭科教育学会（2004）<sup>7)</sup>とも関連する結果であるといえる。また、兄井ら（2013）<sup>10)</sup>においても、保護者から多く褒められることで子どもの自尊感情が高まり、その結果、子どもが早く寝ようになる、お手伝いを頻繁に行うといった生活のあり方に影響を与えていることが示されている。その一方で、これらに取り組むことが子どもたちにどのような影響を及ぼしているかについて注目している研究はあまり見られない。

その他、子どもたちが家庭内役割を担う背景には、親やきょうだいとの関係性や、家族観といったものも関連していると考えられる。とくに、親に対する意識を文化的に見ていくと、古くは家督制度時代、また仏教の精神からくる親孝行の概念があることが特徴としてあげられる。これについて村田（2008）<sup>11)</sup>は、親孝行のような儒教・仏教の精神に代表されるアジア諸国の家族主義の様相は各国間でバラつきが大きく、とくに日本においてはそのような意識規範が薄れつつあることを明らかにしている。また、賀薔（2013）<sup>12)</sup>も、大学生の親孝行について、中国人大学生は規範に基づき親への支援行動をとっているが、日本人大学生は規範より個人的感情を重視していることを示している。

#### 4. ヤングケアラーとは

この分野の研究の第一人者であるBeckerは、ヤングケアラーについて「家族メンバーのケアや援助、サポートを行っている18歳未満の子ども。こうした子どもたちは、恒常的に相当量のケアや重要なケアに携わり、普通は大人がするとされているようなレベルの責任を引き受けている。ケアの受け手は親であることが多いが、時にはきょうだいや祖父母や親戚であることもある。そのようなケアの受け手は、障害や慢性の病気、精神的問題、ケアやサポートや監督が必要になる他の状況などを抱えている」と定義している (Becker, 2000) <sup>13)</sup>。また、ケアとはわが国では援助や介護と訳されることが多く、ここでは、障害者に対する介護または、障害者が担う役割を代わりに引き受けることをケアと呼ぶこととする。ケアに含まれる行為としては、家事援助、日常生活における移動などの介助、情緒的サポート、排泄等の介助、育児などがある。

ヤングケアラーの存在に早くから注目し、調査・研究・支援を体系的に取り組み始めたのはイギリスであった。イギリスでは1998年以降、国や自治体の委託や支援を受けて多くの調査が実施された。柴崎 (2005) <sup>14)</sup> で述べている「The Young Carers Research Group (以下、YCRG)」による2003年の調査の概要では、該当児童6178人のケース報告から、その平均年齢が12歳であること、ケアの対象を大きく占めるのは障害のある母親、きょうだいであること、半数以上が1週間当たり11時間以上をケアに当てていることが明らかとなっている。

日本では、北山ら (2015) <sup>15)</sup> の実態調査から、中学生の1.2%がヤングケアラーである可能性が示されており、主な家庭内役割は「きょうだいの世話」と「家事全般」であることが分かっている。また、それらの生徒の学校生活上の問題として「忘れ物の多さ」が指摘されている。また、澁谷 (2014) <sup>16)</sup> においても、日本におけるヤングケアラーは、イギリスの調査と比較し、きょうだいの世話役割を担う機会が多いこと、祖父母の介護役割を担う機会が多いことが挙げられている。今後、ヤングケアラーの支援を考えていくうえでは、このような家庭における家事、育児、介護などが子どもたちにどのような心理的影響を及ぼしているのかという視点からも理解を深めていく必要があると考える。

#### 5. 本研究の目的

このように、子どもたちの家庭内役割には、一般的に家庭の仕事と認識されている食器洗いや洗濯などから、親が病気や障害を有する場合のケアまで、実に多様であることが分かる。ヤングケアラーの研究においては、子どもたちはその役割による学習などへの影響にも言及されていることから、本研究では、これらの家庭内役割が子どもたちに与える影響について明らかにすることを目的とする。また、家庭内役割を担う要因について、家族形態や家族観からも検討していくこととし、調査の対象を大学生とする。さらに、家族観においては、現代の日本における文化的な特徴から理解を深めるために、家族主義的様相をもつ同じアジア圏のマレーシアでも調査を行い、比較検討を行う。マレーシアは、日本と同様の核家族形態や信仰宗教が存在し、さらに日本と類似した教育システムの基盤のもと学童期の就学率が高いといった側面を有している。そのため、家族主義の影響を見ていくうえで比較的他の影響因を考慮しなくてよいことが考えられる。

## II. 方法

### 1. 調査協力者

Z大学 (日本) とY大学 (マレーシア) の学生。

### 2. 調査方法

それぞれの大学で行われている講義の中で調査協力依頼を行い、同意を得られた学生に対し質問紙調査を行った。質問紙は講義終了後に配布し、その場での記入と回収を求めた。なお、調査期間は2016年9月～12月であった。

### 3. 質問紙の構成と項目

質問紙は、フェイスシートと、家庭内役割と家族観に関するものを独自に作成し実施した。フェイスシー

トについては、年齢や性別、家族構成などの他、ケアを必要とする家族の有無、信仰している宗教、家族のケアや年長者に対する考え方を問う項目を含めた。また、家庭内役割についての質問項目は、イギリスのYCRGが作成したヤングケアリングに関するスクリーニングの質問項目の中から家庭内役割に関する項目を抽出し、「手伝いの頻度」、「手伝いによる疲労」、「手伝いをした理由」、「手伝いをしたことにより生じた制限」に分けて作成した。マレーシアで用いた質問紙は英語表記とした。

#### 4. 分析方法

フェイスシートの結果から得られた国籍、性別、年齢、宗教、家族形態を独立変数、家族観と家庭内役割に関する項目ごとの平均点を従属変数とし、 $t$  検定あるいは被験者間 1 要因分散分析を行った。

#### 5. 倫理的配慮

すべての調査協力者に対し、調査依頼の際、調査内容の説明とともに、匿名記述の選択や個人が特定されるような結果の公表を行わず個人情報保護されること、研究協力の同意をしない場合も不利益を受けず、同意後も撤回できることについて口頭説明を行った。また、上記の内容に加え、データの処理や管理、廃棄について記載した研究協力承諾書を配布し、署名を得られたもののみ質問紙の記入を求めた。

### III. 結果

本章では、まずフェイスシートの回答結果について単純集計を行った結果を、調査協力者の概要として述べる。次に家族観と家庭内役割の項目についての分析結果を述べる。

#### 1. 調査協力者の概要

日本人学生59名、マレーシア人学生84名に調査協力を得た。いくつかの項目で未記入の回答があったため、それぞれの有効回答数は図の中に示している (Table.1-2)。

Table.1 日本の調査協力者の概要

|      |  |
|------|--|
| 性別   | 男性(17)、女性(42)  |
| 年齢   | 18～22歳(57)、23歳以上(1)  |
| 宗教   | 仏教(26)、キリスト教(1)、その他(32)  |
| 家族構成 | 両親なしまたは一人親:<br>両親なし(1)、父親のみ(1)、母親のみ(7)<br>きょうだい数:<br>1人っ子(7)、2人きょうだい(36)、3人きょうだい(14)<br>4人きょうだい(1)、6人きょうだい(1)<br>出生順位:<br>最年長(25)、2番目(24)、3番目(1)、4番目(2)<br>ケアが必要な家族:<br>有(3)・・・母(1)、きょうだい(2) |

※( )内はN

Table.2 マレーシアの調査協力者の概要

|      |   |
|------|---|
| 性別   | 男性(16)、女性(66)   |
| 年齢   | 18～22歳(67)、23歳以上(17)  |
| 宗教   | イスラム教(37)、仏教(34)、キリスト教(11)、その他(1)   |
| 家族構成 | 両親なしまたは一人親:<br>両親なし(2)、父親のみ(2)、母親のみ(6)<br>きょうだい数:<br>1人っ子(3)、2人きょうだい(11)、3人きょうだい(27)<br>4人きょうだい(18)、5人(13)、6人(5)、7人(7)<br>出生順位:<br>最年長(26)、2番目(19)、3番目(14)、4番目(12)<br>5番目(5)、6番目(3)、7番目(2)<br>ケアが必要な家族:<br>有(10)・・・父(2)、きょうだい(2)、祖母(1)、他(5) |

※( )内はN

#### 2. 家族観について

個人の家族観については、「家族の介護は家族がおこなうべきである」「子どもは年上の人の意見を優先すべきである」「きょうだいの間では兄や姉の意見を優先すべきである」という3つの質問項目に対し、「1.全く思わない」「2.どちらかといえばそう思わない」「3.どちらかといえばそう思う」「4.そう思う」の4件法で回答を求めた。それぞれの得点の平均について、次のような独立変数を用いて対応のない  $t$  検定 (Welch 検定) あるいは被験者間 1 要因分散分析を行った。

国籍 (日本・マレーシア) を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、すべての項目において、マレーシア人学生が日本人学生よりも有意に得点が高いこと (それぞれ  $t(91.1) = 12.17, p < .001$ ;  $t(127.5) = 2.69, p = .008$ ;  $t(127.9) = 5.79, p < .001$ ) が示された (Table.3)。

Table.3 家族親に関する質問項目の国籍別平均値

|                           | マレーシア(N=71) |      | 日本(N=59) |      | df    | t 値     |
|---------------------------|-------------|------|----------|------|-------|---------|
|                           | Mean        | SD   | Mean     | SD   |       |         |
| 家族の介護は家族がおこなうべきである        | 3.92        | 0.41 | 2.70     | 0.68 | 91.1  | 12.17** |
| 子どもは年上の人の意見を優先すべきである      | 2.68        | 0.92 | 2.29     | 0.72 | 127.5 | 2.69*   |
| きょうだいの間では、兄や姉の意見を優先すべきである | 2.76        | 0.92 | 1.90     | 0.78 | 127.9 | 5.79**  |

\*\*= $p < .001$  \*= $p < .01$ 

性別（男性・女性）を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、すべての項目において、有意な得点の差はみられなかった。

年齢（18歳から22歳・23歳以上）を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、すべての項目において、有意な得点の差はみられなかった。

宗教（イスラム教（マレーシア）・仏教（マレーシア）・キリスト教（マレーシア）、仏教（日本）、その他（日本））を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、「家族の介護は家族がおこなうべきである」「きょうだいの間では兄や姉の意見を優先すべきである」の項目で主効果がみられた（それぞれ  $F(4, 42.4) = 39.80$ ,  $p < .001$ ,  $MSe = 1.05$ ;  $F(4, 45.6) = 11.93$ ,  $p < .001$ ,  $MSe = 1.04$ ）。一方、「子どもは年上の人の意見を優先すべきである」の項目では主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「家族の介護は家族がおこなうべきである」の項目では、イスラム教（マレーシア）群、仏教（マレーシア）群、キリスト教（マレーシア）群のそれぞれの得点が、仏教（日本）群とその他（日本）群のそれぞれの得点と比較して有意に高いこと（ $ps < .001$ ）が示された。また、「きょうだいの間では兄や姉の意見を優先すべきである」の項目では、イスラム教（マレーシア）群の得点が仏教（日本）群、その他（日本）群のそれぞれの得点と比較して有意に高いこと（ $ps < .001$ ）、仏教（マレーシア）群の得点が、仏教（日本）群、その他（日本）群のそれぞれの得点と比較して有意に高いこと（それぞれ  $p = .038$ ;  $p = .005$ ）が示された（Table.4）。

Table.4 家族親に関する質問項目の宗教別平均値

|                           | マレーシア       |          |             | 日本       |           | 主効果                                   |
|---------------------------|-------------|----------|-------------|----------|-----------|---------------------------------------|
|                           | イスラム教(N=37) | 仏教(N=34) | キリスト教(N=11) | 仏教(N=26) | その他(N=24) |                                       |
| 家族の介護は家族がおこなうべきである        | 3.97        | 3.97     | 3.91        | 2.65     | 2.79      | イスラム教、仏教(マ)、キリスト教>仏教(日)、その他**         |
| きょうだいの間では、兄や姉の意見を優先すべきである | 3.10        | 2.58     | 2.55        | 1.96     | 1.79      | イスラム教>仏教(日)、その他**<br>仏教(マ)>仏教(日)、その他* |

\*\*= $p < .001$  \*= $p < .05$ 

両親の有無（両親あり・両親なしまたは一人親）を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、すべての項目において、有意な得点の差はみられなかった。

きょうだい数（きょうだいなし・2人・3人以上）を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、「家族の介護は家族がおこなうべきである」「きょうだいの間では兄や姉の意見を優先すべきである」の項目で主効果がみられた（それぞれ  $F(2, 25.0) = 10.37$ ,  $p = .001$ ,  $MSe = 1.03$ ;  $F(2, 24.8) = 10.13$ ,  $p = .001$ ,  $MSe = 1.03$ ）。一方、「子どもは年上の人の意見を優先すべきである」の項目では主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「家族の介護は家族がおこなうべきである」の項目では、きょうだいが3人以上いる群の得点が、2人きょうだいの群の得点と比較して有意に高いこと（ $p < .001$ ）が示された。また、「きょうだいの間では兄や姉の意見を優先すべきである」の項目では、きょうだいが3人以上いる群の得点が、きょうだいなし群と2人きょうだいの群のそれぞれの得点と比較して有意に高いこと（それぞれ  $p = .003$ ;  $p = .001$ ）が示された（Table.5）。

Table.5 家族親に関する質問項目のきょうだい数別平均値

|                           | きょうだいなし(N=10) | 2人(N=46) | 3人以上(N=77) | F 値    | 多重比較         |
|---------------------------|---------------|----------|------------|--------|--------------|
| 家族の介護は家族がおこなうべきである        | 3.10          | 3.00     | 3.64       | 10.37* | 3人以上>なし、2人** |
| きょうだいの間では、兄や姉の意見を優先すべきである | 1.70          | 2.04     | 2.68       | 10.13* | 3人以上>なし、2人*  |

\*\*= $p < .001$  \*= $p < .01$

きょうだいの出生順位（最年長・2番目・3番目以降）を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、「家族の介護は家族がおこなうべきである」「きょうだいの間では兄や姉の意見を優先すべきである」の項目で主効果がみられた（それぞれ $F(2, 78.7) = 13.34, p < .001, MSe = 1.01$  ;  $F(2, 74.4) = 4.01, p = .022, MSe = 1.01$ ）。一方、「子どもは年上の人の意見を優先すべきである」の項目では主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「家族の介護は家族がおこなうべきである」の項目では、出生順位が3番目以降の群（ $M = 3.85$ ）の得点が、最年長の群（ $M = 3.15$ ）と2番目の群（ $M = 3.33$ ）のそれぞれの得点と比較して有意に高いこと（それぞれ $p < .001$  ;  $p = .010$ ）が示された。また、「きょうだいの間では兄や姉の意見を優先すべきである」の項目では、出生順位が3番目以降の群（ $M = 2.82$ ）の得点が、最年長の群（ $M = 2.21$ ）の得点と比較して有意に高いこと（ $p = .012$ ）が示された（Table.6）。

Table.6 家族観に関する質問項目の出生順位別平均値

|                           | 最年長(N=48) | 2番目(N=42) | 3番目以降(N=33) | F値      | 多重比較                      |
|---------------------------|-----------|-----------|-------------|---------|---------------------------|
| 家族の介護は家族がおこなうべきである        | 3.15      | 3.33      | 3.85        | 13.34** | 3番目以降>最年長**<br>3番目以降>2番目* |
| きょうだいの間では、兄や姉の意見を優先すべきである | 2.21      | 2.41      | 2.82        | 4.01*   | 3番目以降>最年長*                |

\*\*= $p < .001$  \*= $p < .05$

要ケア家族の有無（有・無）を独立変数とした対応のない $t$ 検定を行ったところ、「きょうだいの間では兄や姉の意見を優先すべきである」の項目において、ケアを要する家族がいる群（ $M = 2.92, SD = 0.86$ ）がケアを要する家族がいない群（ $M = 2.33, SD = 0.96$ ）よりも有意に得点が高いことが示された（ $t(15.4) = 2.34, p = .033$ ）。

### 3. 家庭内役割について

#### ① 手伝いの頻度

手伝いの頻度においては、「自分の部屋をそうじする」「自分の部屋以外（他の人の部屋、お風呂、トイレなど）のそうじをする」「家族の食事を作る」「家族の食事の後かたづけをする」「家族のために買い物をする」「家族の衣類の洗たくや整理をする」「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の7つの項目に対して、中高生時に行っていた頻度について回想し、「1.全くしなかった」「2.めったにしなかった（月に1～3回）」「3.ときどきしていた（週に1, 2回）」「4.よくしていた（週に3回以上）」の4件法で回答を求めた。それぞれの得点の平均について、次のような独立変数を用いて対応のない $t$ 検定（Welch検定）あるいは被験者間1要因分散分析を行った。

国籍（日本・マレーシア）を独立変数とした対応のない $t$ 検定を行ったところ、「自分の部屋をそうじする」「家族の食事を作る」「家族の食事の後かたづけをする」「家族のために買い物をする」「家族の衣類の洗たくや整理をする」「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の項目において、マレーシア人学生が日本人学生よりも有意に得点が高いこと（それぞれ $t(127.9) = 3.52, p = .001$  ;  $t(136.7) = 5.53, p < .001$  ;  $t(101.5) = 4.89, p < .001$  ;  $t(120.6) = 5.16, p < .001$  ;  $t(118.6) = 2.64, p = .010$  ;  $t(114.5) = 12.27, p < .001$ ）が示された（Table.7）。一方、「自分の部屋以外（他の人の部屋、お風呂、トイレなど）のそうじをする」の項目では、有意な差はみられなかった。

Table.7 手伝いの頻度に関する質問項目の国籍別平均値

|                    | マレーシア(N=80) |      | 日本(N=59) |      | df    | t値      |
|--------------------|-------------|------|----------|------|-------|---------|
|                    | Mean        | SD   | Mean     | SD   |       |         |
| 自分の部屋をそうじする        | 2.83        | 0.85 | 2.32     | 0.82 | 127.9 | 3.52*   |
| 家族の食事を作る           | 2.24        | 1.00 | 1.44     | 0.70 | 136.7 | 5.53**  |
| 家族の食事の後かたづけをする     | 3.40        | 0.82 | 2.56     | 1.12 | 101.5 | 4.89**  |
| 家族のために買い物をする       | 2.70        | 0.90 | 1.88     | 0.95 | 120.6 | 5.16**  |
| 家族の衣類の洗たくや整理をする    | 2.69        | 1.01 | 2.20     | 1.11 | 118.6 | 2.64*   |
| お母さんまたはお父さんの職業を手伝う | 2.74        | 1.05 | 1.12     | 0.46 | 114.5 | 12.27** |

\*\*= $p < .001$  \*= $p < .05$

性別（男性・女性）を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、「家族の衣類の洗たくや整理をする」の項目において、女性群 ( $M = 2.63$ ,  $SD = 1.05$ ) が男性群 ( $M = 2.03$ ,  $SD = 1.13$ ) よりも有意に得点が高いことが示された ( $t(50.2) = 2.72$ ,  $p = .009$ )。その他の項目においては、有意な差は見られなかった。

宗教（イスラム教（マレーシア）・仏教（マレーシア）・キリスト教（マレーシア）、仏教（日本）、その他（日本））を独立変数とした 1 要因分散分析を行ったところ、「自分の部屋をそうじする」「家族の食事を作る」「家族の食事の後かたづけをする」「家族のために買い物をする」「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の 5 つの項目で主効果がみられた（それぞれ  $F(4, 47.5) = 4.12$ ,  $p = .006$ ,  $MSe = 1.04$ ;  $F(4, 46.9) = 9.00$ ,  $p < .001$ ,  $MSe = 1.04$ ;  $F(4, 47.5) = 6.69$ ,  $p < .001$ ,  $MSe = 1.04$ ;  $F(4, 47.4) = 8.05$ ,  $p < .001$ ,  $MSe = 1.04$ ;  $F(4, 43.0) = 44.31$ ,  $p < .001$ ,  $MSe = 1.05$ )。一方、「自分の部屋以外（他の人の部屋、おふろ、トイレなど）のそうじをする」と「家族の衣類の洗たくや整理をする」の 2 項目では主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「自分の部屋をそうじする」の項目では、イスラム教（マレーシア）群がその他（日本）と比較して有意に得点が高いことが示された ( $p = .005$ )。「家族の食事を作る」の項目では、イスラム教（マレーシア）群の得点が、仏教（日本）群とその他（日本）群のそれぞれの得点と比較し有意に高いこと ( $ps < .001$ )、仏教（マレーシア）群の得点がその他（日本）群の得点より有意に高いこと ( $p = .026$ )、キリスト教（マレーシア）群の得点が、仏教（日本）群とその他（日本）群のそれぞれの得点と比較し有意に高いこと ( $p = .015$ ;  $p = .008$ ) が示された。「家族の食事の後かたづけをする」の項目では、イスラム教（マレーシア）群と仏教（マレーシア）群のそれぞれ得点が、仏教（日本）群とその他（日本）群のそれぞれの得点と比較し有意に高いこと ( $p < .001$ ;  $p = .011$ ;  $p = .001$ ;  $p = .031$ )、キリスト教（マレーシア）群の得点が、仏教（日本）群の得点と比較し有意に高いこと ( $p = .014$ ) が示された。「家族のために買い物をする」の項目では、イスラム教（マレーシア）群と仏教（マレーシア）群のそれぞれ得点が、仏教（日本）群とその他（日本）群のそれぞれの得点と比較し有意に高いことが示された ( $p < .001$ ;  $p = .014$ ;  $p < .001$ ;  $p = .013$ )。「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の項目では、イスラム教（マレーシア）群と仏教（マレーシア）群、キリスト教（マレーシア）群のそれぞれ得点が、仏教（日本）群とその他（日本）群のそれぞれの得点と比較し有意に高いこと ( $ps < .001$ ) が示された (Table.8)。

Table.8 手伝いの頻度に関する質問項目の宗教別平均値

|                    | マレーシア       |          |             | 日本       |           | 主効果                          |
|--------------------|-------------|----------|-------------|----------|-----------|------------------------------|
|                    | イスラム教(N=35) | 仏教(N=34) | キリスト教(N=11) | 仏教(N=26) | その他(N=24) |                              |
| 自分の部屋をそうじする        | 2.97        | 2.58     | 3.00        | 2.42     | 2.17      | イスラム教>その他*                   |
| 家族の食事を作る           | 2.43        | 2.06     | 2.46        | 1.46     | 1.38      | イスラム教>仏教(日)、その他**            |
|                    |             |          |             |          |           | 仏教(マ)>その他*                   |
|                    |             |          |             |          |           | キリスト教>仏教(日)、その他*             |
| 家族の食事の後かたづけをする     | 3.49        | 3.38     | 3.46        | 2.39     | 2.67      | イスラム教、仏教(マ)>仏教(日)、その他*       |
| 家族のために買い物をする       | 2.74        | 2.77     | 2.46        | 1.69     | 2.00      | イスラム教、仏教(マ)>仏教(日)、その他*       |
| お母さんまたはお父さんの職業を手伝う | 2.94        | 2.53     | 2.64        | 1.19     | 1.04      | イスラム教、仏教(マ)、キリスト教>仏教(日)、その他* |

\*\*= $p < .001$  \* $p < .05$

両親の有無（両親あり・両親なしまたは一人親）を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、すべての項目において、有意な得点の差はみられなかった。

きょうだい数（きょうだいなし・2人・3人以上）を独立変数とした 1 要因分散分析を行ったところ、「家族の食事を作る」「家族の食事の後かたづけをする」「家族のために買い物をする」「家族の衣類の洗たくや整理をする」「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の 5 つの項目で主効果がみられた（それぞれ  $F(2, 31.6) = 15.08$ ,  $p < .001$ ,  $MSe = 1.02$ ;  $F(2, 23.5) = 5.51$ ,  $p = .011$ ,  $MSe = 1.03$ ;  $F(2, 24.8) = 6.33$ ,  $p = .006$ ,  $MSe = 1.03$ ;  $F(2, 26.4) = 7.94$ ,  $p = .002$ ,  $MSe = 1.03$ ;  $F(2, 29.3) = 21.82$ ,  $p < .001$ ,  $MSe = 1.02$ )。一方、「自分の部屋をそうじする」と「自分の部屋以外（他の人の部屋、おふろ、トイレなど）のそうじをする」の 2 項目では主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「家族の食事を作る」の項目では、きょうだいが 3 人以上いる群の得点が、きょうだいなし群と 2 人きょうだいの

群のそれぞれの得点と比較して有意に高いこと（それぞれ $p = .006$  ;  $p < .001$ ）が示された。また、「家族の食事の後かたづけをする」、「家族のために買い物をする」の項目では、きょうだいが3人以上いる群が、2人きょうだいの群と比較して有意に得点が高いこと（それぞれ $p = .004$  ;  $p = .002$ ）が示された。「家族の衣類の洗たくや整理をする」の項目では、きょうだいが3人以上いる群が、きょうだいなし群と比較して有意に得点が高いこと（ $p = .006$ ）が示された。「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の項目では、きょうだいが3人以上いる群の得点が、きょうだいなし群と2人きょうだいの群のそれぞれの得点と比較して有意に高いこと（それぞれ $p = .001$  ;  $p < .001$ ）が示された（Table.9）。

Table.9 手伝いの頻度に関する質問項目のきょうだい数別平均値

|                    | きょうだいなし(N=10) | 2人(N=47) | 3人以上(N=84) | F 値     | 多重比較          |
|--------------------|---------------|----------|------------|---------|---------------|
| 家族の食事を作る           | 1.30          | 1.51     | 2.21       | 15.08** | 3人以上>なし*、2人** |
| 家族の食事の後かたづけをする     | 2.70          | 2.70     | 3.30       | 5.51*   | 3人以上>2人*      |
| 家族のために買い物をする       | 2.5           | 1.96     | 2.58       | 6.33*   | 3人以上>2人*      |
| 家族の衣類の洗たくや整理をする    | 1.6           | 2.78     | 2.7        | 7.94*   | 3人以上>なし*      |
| お母さんまたはお父さんの職業を手伝う | 1.3           | 1.43     | 2.51       | 21.82** | 3人以上>なし*、2人** |

\*\*= $p < .001$  \*= $p < .05$

きょうだいの出生順位（最年長・2番目・3番目以降）を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、「家族のために買い物をする」「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の項目で主効果がみられた（それぞれ $F(2, 83.6) = 3.38$ ,  $p = .039$ ,  $MSe = 1.01$  ;  $F(2, 81.3) = 3.66$ ,  $p = .030$ ,  $MSe = 1.01$ ）。その他5つの項目では主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「家族のために買い物をする」、「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」のどちらの項目でも、出生順位が3番目以降の群の得点が最年長の群の得点と比較して有意に高いこと（それぞれ $p = .030$  ;  $p = .033$ ）が示された（Table.10）。

Table.10 手伝いの頻度に関する質問項目の出生順位別平均値

|                    | 最年長(N=50) | 2番目(N=43) | 3番目以降(N=38) | F 値   | 多重比較       |
|--------------------|-----------|-----------|-------------|-------|------------|
| 家族のために買い物をする       | 2.10      | 2.40      | 2.66        | 3.38* | 3番目以降>最年長* |
| お母さんまたはお父さんの職業を手伝う | 1.88      | 2.05      | 2.53        | 3.66* | 3番目以降>最年長* |

\*= $p < .05$

要ケア家族の有無（有・無）を独立変数とした対応のない $t$ 検定を行ったところ、すべての項目において、有意な得点の差はみられなかった。

## ② 手伝いによる疲労

疲労については、頻度で挙げたものと同じ「自分の部屋をそうじする」「自分の部屋以外（他の人の部屋、おふろ、トイレなど）のそうじをする」「家族の食事を作る」「家族の食事の後かたづけをする」「家族のために買い物をする」「家族の衣類の洗たくや整理をする」「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の7項目に対して中高生時に行っていた頻度について回想し、「0.手伝うことがない」「1.全く疲れない」「2.ほとんど疲れない」「3.ときどき疲れる」「4.いつも疲れる」の5件法で回答を求めた。それぞれの得点の平均について、次のような独立変数を用いて対応のない $t$ 検定（Welch検定）あるいは被験者間1要因分散分析を行った。

国籍（日本・マレーシア）を独立変数とした対応のない $t$ 検定を行ったところ、「家族の食事を作る」「家族のために買い物をする」「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の項目において、マレーシア人学生が日本人学生よりも有意に得点が高いこと（それぞれ $t(125.2) = 3.57$ ,  $p = .001$  ;  $t(94.6) = 2.29$ ,  $p = .024$  ;  $t(122.3) = 11.70$ ,  $p < .001$ ）が示された（Table.11）。一方、その他4つの項目では、有意な差はみられなかった。

Table.11 手伝いによる疲労に関する質問項目の国籍別平均値

|                    | マレーシア(N=81) |      | 日本(N=58) |      | df    | t値      |
|--------------------|-------------|------|----------|------|-------|---------|
|                    | Mean        | SD   | Mean     | SD   |       |         |
| 家族の食事を作る           | 1.54        | 1.22 | 0.81     | 1.18 | 125.2 | 3.57*   |
| 家族のために買い物をする       | 1.54        | 0.84 | 1.12     | 1.22 | 94.6  | 2.29*   |
| お母さんまたはお父さんの職業を手伝う | 1.78        | 1.08 | 0.16     | 0.52 | 122.3 | 11.70** |

\*\*= $p < .001$  \*= $p < .05$ 

性別（男性・女性）を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、「家族の食事を作る」「家族の衣類の洗たくや整理をする」の項目において、女性群が男性群よりも有意に得点が高いこと（それぞれ  $t(62.9) = 3.18, p = .002$  ;  $t(44.9) = 2.75, p = .009$ ）が示された（Table.12）。その他5つの項目においては、有意な差は見られなかった。

Table.12 手伝いによる疲労に関する質問項目の性別平均値

|                 | 男性(N=31) |      | 女性(N=108) |      | df   | t値    |
|-----------------|----------|------|-----------|------|------|-------|
|                 | Mean     | SD   | Mean      | SD   |      |       |
| 家族の食事を作る        | 0.71     | 0.97 | 1.39      | 1.28 | 62.9 | 3.18* |
| 家族の衣類の洗たくや整理をする | 1.19     | 1.3  | 1.91      | 1.17 | 44.9 | 2.75* |

\*= $p < .01$ 

宗教（イスラム教（マレーシア）・仏教（マレーシア）・キリスト教（マレーシア）、仏教（日本）、その他（日本））を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、「家族の食事を作る」「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の項目で主効果がみられた（それぞれ  $F(4, 49.9) = 3.37, p = .016, MSe = 1.04$  ;  $F(4, 43.1) = 45.78, p < .001, MSe = 1.05$ ）。一方、その他5つの項目においては、主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「家族の食事を作る」の項目においては、イスラム教（マレーシア）群がその他（日本）群よりも有意に得点が高いことが示された（ $p = .021$ ）。また、「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の項目では、イスラム教（マレーシア）群、仏教（マレーシア）群、キリスト教（マレーシア）群が、仏教（日本）群とその他（日本）群よりも有意に得点が高いこと（ $ps < .001$ ）が示された（Table.13）。

Table.13 手伝いによる疲労に関する質問項目の宗教別平均値

|                    | マレーシア       |          |             | 日本       |           | 主効果                           |
|--------------------|-------------|----------|-------------|----------|-----------|-------------------------------|
|                    | イスラム教(N=35) | 仏教(N=34) | キリスト教(N=11) | 仏教(N=26) | その他(N=24) |                               |
| 家族の食事を作る           | 1.70        | 1.46     | 1.55        | 0.92     | 0.71      | イスラム教>その他*                    |
| お母さんまたはお父さんの職業を手伝う | 1.89        | 1.61     | 1.91        | 0.23     | 0.04      | イスラム教、仏教(マ)、キリスト教>仏教(日)、その他** |

\*\*= $p < .001$  \*= $p < .05$ 

両親の有無（両親あり・両親なしまたは一人親）を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、「自分の部屋以外（他の人の部屋、お風呂、トイレなど）のそうじをする」の項目において、両親なしまたは一人親の群（ $M = 2.42, SD = 0.90$ ）が、両親ありの群（ $M = 1.89, SD = 1.19$ ）より有意に得点が高いことが示された（ $t(28.7) = 2.30, p = .029$ ）。その他6つの項目においては、有意な得点の差はみられなかった。

きょうだい数（きょうだいなし・2人・3人以上）を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の項目で主効果がみられた（ $F(2, 29.1) = 26.06, p < .001, MSe = 1.02$ ）。その他6つの項目では主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の項目では、きょうだいが3人以上いる群（ $M = 1.59$ ）の得点が、きょうだいなし群（ $M = 0.30$ ）と2人きょうだいの群（ $M = 0.40$ ）のそれぞれの得点と比較して有意に高いこと（それぞれ  $p = .001$  ;  $p < .001$ ）が示された。

きょうだいの出生順位（最年長・2番目・3番目以降）を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」の項目で主効果がみられた（ $F(2, 81.5) = 4.20, p = .018, MSe = 1.01$ ）。その他6つの項目では主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「お母さんま

たはお父さんの職業を手伝う」の項目では、出生順位が3番目以降の群 ( $M = 1.63$ ) の得点が最年長の群 ( $M = 0.92$ ) の得点と比較して有意に高いこと ( $p = .017$ ) が示された。

要ケア家族の有無 (有・無) を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、すべての項目において、有意な得点の差はみられなかった。

### ③ 手伝いをした理由

手伝いをした理由については、「家族に頼まれたから」「家族がよろこんでくれたから」「家族がほめてくれたから」「ごほうびをもらえたから」「しなないと怒られたから」「家族の役に立っていると感じたから」の6項目について、「1.全くあてはまらない」「2.ほとんどあてはまらない」「3.ときどきあてはまる」「4.あてはまる」の4件法で回答を求めた。それぞれの得点の平均について、次のような独立変数を用いて対応のない  $t$  検定 (Welch検定) あるいは被験者間1要因分散分析を行った。

国籍 (日本・マレーシア) を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、「家族に頼まれたから」の項目において、日本人学生がマレーシア学生よりも有意に得点が高いことが示された ( $t(105.9) = 3.72$ ,  $p < .001$ )。また、「家族がよろこんでくれたから」「家族の役に立っていると感じたから」の項目においては、マレーシア人学生が日本人学生よりも有意に得点が高いこと (それぞれ  $t(100.7) = 2.25$ ,  $p = .027$ ;  $t(98.9) = 3.06$ ,  $p = .003$ ) が示された (Table.14)。一方、その他3つの項目では、有意な差はみられなかった。

Table.14 手伝いをした理由に関する質問項目の国籍別平均値

|                  | マレーシア ( $N=81$ ) |      | 日本 ( $N=58$ ) |      | <i>df</i> | <i>t</i> 値 |
|------------------|------------------|------|---------------|------|-----------|------------|
|                  | Mean             | SD   | Mean          | SD   |           |            |
| 家族に頼まれたから        | 2.84             | 0.83 | 3.45          | 1.03 | 105.9     | 3.72**     |
| 家族がよろこんでくれたから    | 3.15             | 0.91 | 2.72          | 1.21 | 100.7     | 2.25*      |
| 家族の役に立っていると感じたから | 3.06             | 0.87 | 2.50          | 1.19 | 98.9      | 3.06*      |

\*\* $p < .001$  \* $p < .05$

性別 (男性・女性) を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、「家族に頼まれたから」の項目において、男性群 ( $M = 3.50$ ,  $SD = 1.32$ ) が女性群 ( $M = 2.98$ ,  $SD = 0.80$ ) よりも有意に得点が高いことが示された ( $t(38.1) = 2.11$ ,  $p = .041$ )。その他5つの項目においては、有意な差は見られなかった。

宗教 (イスラム教 (マレーシア)・仏教 (マレーシア)・キリスト教 (マレーシア)、仏教 (日本)、その他 (日本)) を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、「家族に頼まれたから」「家族がよろこんでくれたから」の項目で主効果がみられた (それぞれ  $F(4, 45.5) = 3.80$ ,  $p = .010$ ,  $MSe = 1.04$ ;  $F(4, 44.9) = 8.26$ ,  $p < .001$ ,  $MSe = 1.05$ )。一方、その他4つの項目においては、主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「家族に頼まれたから」の項目においては、その他 (日本) の群が仏教 (マレーシア) 群よりも有意に得点が高いことが示された ( $p = .001$ )。また、「家族がよろこんでくれたから」の項目では、イスラム教 (マレーシア) 群とその他 (日本) の群が、仏教 (日本) 群よりも有意に得点が高いこと (それぞれ  $p < .001$ ;  $p = .026$ ) が示された (Table.15)。

Table.15 手伝いをした理由に関する質問項目の宗教別平均値

|               | マレーシア            |               |                  | 日本            |                | 主効果               |
|---------------|------------------|---------------|------------------|---------------|----------------|-------------------|
|               | イスラム教 ( $N=35$ ) | 仏教 ( $N=34$ ) | キリスト教 ( $N=11$ ) | 仏教 ( $N=26$ ) | その他 ( $N=24$ ) |                   |
| 家族に頼まれたから     | 2.97             | 2.68          | 3.09             | 3.27          | 3.65           | その他>仏教(マ)*        |
| 家族がよろこんでくれたから | 3.44             | 2.91          | 3.18             | 2.31          | 3.17           | イスラム教、その他>仏教(日)** |

\*\* $p < .001$  \* $p < .05$

両親の有無 (両親あり・両親なしまたは一人親) を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、すべての項目において、有意な得点の差はみられなかった。

きょうだい数 (きょうだいなし・2人・3人以上) を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、すべての項目に主効果はみられなかった。

きょうだいの出生順位 (最年長・2番目・3番目以降) を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、

すべての項目に主効果はみられなかった。

要ケア家族の有無（有・無）を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、すべての項目において、有意な得点の差はみられなかった。

#### ④ 手伝うことで生じた制限

手伝うことで生じた制限については、「(手伝いを) したことで自分がストレスを感じるがあった」「したことで自分の勉強が終わらないがあった」「したことで十分に眠れないがあった」「したことで学校や部活動におくることがあった」「したことで学校や部活動を休まなければいけないがあった」「したことで友だちと遊べないがあった」の6項目について、「1.全くあてはまらない」「2.ほとんどあてはまらない」「3.ときどきあてはまる」「4.あてはまる」の4件法で回答を求めた。それぞれの得点の平均について、次のような独立変数を用いて対応のない  $t$  検定 (Welch検定) あるいは被験者間1要因分散分析を行った。

国籍 (日本・マレーシア) を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、「(手伝いを) したことで自分がストレスを感じるがあった」の項目において、日本人学生 ( $M = 2.35$ ,  $SD = 1.34$ ) がマレーシア学生 ( $M = 1.63$ ,  $SD = 0.68$ ) よりも有意に得点が高いことが示された ( $t(76.2) = 3.73$ ,  $p < .001$ )。一方、その他5つの項目では、有意な差はみられなかった。

性別 (男性・女性) を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、すべての項目において、有意な得点の差はみられなかった。

宗教 (イスラム教 (マレーシア)・仏教 (マレーシア)・キリスト教 (マレーシア)、仏教 (日本)、その他 (日本)) を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、「(手伝いを) したことで自分がストレスを感じるがあった」の項目で主効果がみられた ( $F(4, 45.4) = 4.42$ ,  $p = .004$ ,  $MSe = 1.04$ )。一方、その他5つの項目においては、主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「(手伝いを) したことで自分がストレスを感じるがあった」の項目においては、仏教 (日本) 群 ( $M = 2.42$ ) が仏教 (マレーシア) 群 ( $M = 1.50$ ) よりも有意に得点が高いことが示された ( $p = .007$ )。

両親の有無 (両親あり・両親なしまたは一人親) を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、すべての項目において、有意な得点の差はみられなかった。

きょうだい数 (きょうだいなし・2人・3人以上) を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、すべての項目に主効果はみられなかった。

きょうだいの出生順位 (最年長・2番目・3番目以降) を独立変数とした1要因分散分析を行ったところ、「(手伝いを) したことで自分がストレスを感じるがあった」の項目で主効果がみられた ( $F(2, 83.3) = 14.32$ ,  $p < .001$ ,  $MSe = 1.01$ )。一方、その他5つの項目においては、主効果はみられなかった。Holm法による多重比較から、「(手伝いを) したことで自分がストレスを感じるがあった」の項目においては、最年長群 ( $M = 2.14$ ) と出生順位が2番目の群 ( $M = 2.16$ ) が、出生順位が3番目以降の群 ( $M = 1.41$ ) よりも有意に得点が高いことが示された ( $p = .003$ ;  $p = .002$ )。

要ケア家族の有無 (有・無) を独立変数とした対応のない  $t$  検定を行ったところ、すべての項目において、有意な得点の差はみられなかった。

## IV. 考察

### 1. 家庭内役割から生じる子どもたちの疲労や制限

今回の調査では、家庭内役割が子どもたちに与える影響とそれに関連する要因を明らかにすることを目的とし、日本とマレーシアの大学生に対し質問紙への回答を求めた。質問紙では、中高生時に行っていた家事手伝いについて振り返り、どのような役割をどの程度の頻度で担っていたか、担うことによって生じた疲労や制限、そして担っていた理由について尋ねた。

その結果、家事手伝いを担うことにより生じた家庭内学習や部活動等の学校に関わる活動への制限に、国籍や文化的背景、家族形態などの関連は見られなかった。一方、家庭内役割の内容と疲労については、「家

族の食事を作る」、「家族のために買い物をする」、「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」ことにおいてマレーシアの子どもたちが日本の子どもたちよりも疲労を感じていたこと、「家族の食事を作る」ことや「家族の衣類の洗たくや整理をする」ことにおいて女子の方が男子に比べて疲労を感じていたこと、「自分の部屋以外（他の人の部屋、おふろ、トイレなど）のそうじをする」ことにおいて両親がいないまたは一人親の子どもが、両親がいる子どもよりも疲労を感じていたことが明らかとなった。さらには、日本の子どもたちの方がマレーシアの子どもたちよりも「(手伝いを) したことで自分がストレスを感じるがあった」ことも明らかとなった。それぞれの項目については、宗教やきょうだいの出生順位からも違いがみられたが、そこには国籍の要因が大きく影響していることが考えられた。

今回、家庭内役割から生じる疲労と関連がみられた国籍や性別の特徴は、取り組む頻度においてもほぼ同様の結果が得られた。そのため、「家族の食事を作る」、「家族のために買い物をする」、「お母さんまたはお父さんの職業を手伝う」ことにおいてマレーシアの子どもたちが日本の子どもたちよりも疲労を感じていた背景には、マレーシアの子どもたちの方が、日頃からこれらの役割を担う機会が多かったという要因が考えられる。家庭科教育学会（2004）<sup>7)</sup> は日本の子どもたちは年齢が上がるごとに家事の実践率がやや減少することを示したが、今回の結果からはマレーシアとの国際比較においても日本の中高生の家事実践率が低いことが示唆された。また、「家族の食事を作る」ことや「家族の衣類の洗たくや整理をする」ことにおいて女子の方が男子に比べて疲労を感じていたことも、国籍の差と同様に頻度が要因となっていると考えられる。一方、両親がいないまたは一人親の子どもが、両親がいる子どもよりも「自分の部屋以外（他の人の部屋、おふろ、トイレなど）のそうじをする」ことにおいて疲労を感じていた点については、取り組みの頻度から理解することは難しく、ここには家族形態の特徴によって特別に生じる家庭内役割の負担がある可能性が推察される。

## 2. 子どもたちの家庭内役割の獲得を促す要因

子どもたちの家庭内役割の獲得を促す要因では、マレーシアの子どもたちが日本の子どもたちに比べ、「家族がよろこんでくれたから」という理由や、「家族の役に立っていると感じたから」という理由から家庭内役割を担っていたことが明らかとなった。兄井ら（2013）<sup>10)</sup> は自尊感情と家事手伝いの関連について、保護者から褒められることにふれていたが、今回の結果からは家族からの直接的な働きかけによる報酬だけでなく、喜ぶ姿がみられることや役に立っているという実感を得られることのような間接的に受け取る報酬も関連していることがうかがえる。一方、日本人の子どもたちはマレーシアの子どもたちよりも、「家族に頼まれたから」という理由から役割を担っていたことも明らかとなった。これは、鳥羽ら（2013）<sup>9)</sup> が示した、家事の参加度に最も強く影響を与えているのは消極的態度であるという結果を支持するものとなっている。さらに、男子の方が女子に比べ「家族に頼まれたから」という理由から役割を担っていたことも明らかとなった。

また、家族観については、マレーシア人学生のほうが日本人学生よりも、「家族の介護は家族がおこなうべきである」や、「子どもは年上の人の意見を優先すべきである」、「きょうだいの間では兄や姉の意見を優先すべきである」と考えていることが明らかとなった。それぞれの項目については、きょうだいの数や出生順位の違いからも差がみられたが、そこには国籍の要因が大きく影響していることが考えられた。とくに、「家族の介護は家族が行うべきである」という考え方に国籍による差がみられたことは、日本、マレーシア、タイのアジア3ヵ国の比較研究において村田（2008）<sup>11)</sup> が示した、「子は親の面倒を見るという役割がある」という考え方には日本が最も否定的で、その次がマレーシアであったという結果と類似するものであり、日本の家族主義的様相が薄れつつあるという見方を支持する結果であるといえる。ほかには、イスラム教と仏教を信仰するマレーシア人学生が日本人学生よりも、「きょうだいの間では兄や姉の意見を優先すべきである」と考えていること、また、ケアを要する家族がいる者がケアを要する家族がいない者よりも、「きょうだいの間では兄や姉の意見を優先すべきである」と考えていることが明らかとなった。とくに、ケアを要する家族の有無からきょうだいとの関係性に対する考え方に差がみられたことにおいては、今後ヤングケアラーの支援を考えていくうえで、彼らの認知的特徴についても考慮する必要性があることを示唆している。

### 3. 家庭内役割が子どもたちに及ぼす影響とその関連要因

本研究では、日本の中高生が担う家庭内役割は、マレーシアの中高生に比べ取り組む頻度が低く、そこから生じる疲労も小さいことが示唆された。しかしながら、取り組むことで感じるストレスはマレーシアの中高生よりも高く、その要因としては、取り組む理由が家族に頼まれたからという消極的なものであることが影響しているのではないかと考えられる。一方、マレーシアの中高生は、家族がよろこんでくれる、あるいは家族の役に立っているという、家族のポジティブな反応を間接的な報酬として取り組んでいることがうかがえる。これらは、日本における家族主義的様相の薄れや、賀薔（2013）<sup>12)</sup> が示す規範より個人的感情を重視するといった日本人の特徴が反映された結果であると推察される。

また、家族形態による特徴からは、両親がいないあるいは一人親であることで特別に生じる家庭内役割への負担があるという可能性と、ケアを要する家族がいることできょうだい間の関係性の認知に特徴がある可能性が示唆された。これらについては、今後このような家族形態に該当する協力者を増やして調査を行い、検討していく必要があると考える。

### 引用・参考文献

- 1) S・コーワン著・高橋雄造訳（2010）．お母さんは忙しくなるばかり—家事労働とテクノロジーの社会史 法政大学出版局．
- 2) 大森和子・好本照子・阿部和子・伊藤セツ・天野寛子（1981）．家事労働 東京光生館．
- 3) 天野寛子（1978）．育児および家事労働 宮崎礼子・伊藤セツ編 家庭管理論
- 4) 直井道子編（1989）．家事の社会学 サイエンス社．
- 5) 文部科学省（2017）．小学校学習指導要領
- 6) 文部科学省（2018）．高等学校学習指導要領
- 7) 日本家庭科教育学会（2004）．家庭科で育つ子どもの力—家庭生活についての全国調査から— 明治図書出版株式会社．
- 8) 総務省統計局（2017）．平成28年社会生活基本調査—詳細行動分類による生活時間に関する結果—
- 9) 鳥羽波峰・久保桂子（2013）．小学校の家事参加に影響する要因と家事参加を促進する家庭科の授業 日本家庭科教育学会誌, 55（4）, 227-245.
- 10) 兄井彰・須崎康臣・横山正幸（2013）．子どもの自尊感情と生活のあり方との関係についての研究 日本生活体験学習学会誌, 13, 43-50.
- 11) 村田久（2008）．統計と現実の狭間（79） 婚姻・親子観の国際比較—アジア3カ国（日本、マレーシア、ベトナム）における相違性と類似性の検証 エストレーラ, 117, 38-43.
- 12) 賀薔・永久ひさ子（2013）．大学生における親孝行とその影響要因の日中比較 文京学院大学人間学部研究紀要, 14, 147-1613) Becker,S. (2000) . “Young Carers” in Davies,M. (Ed.) . (2000) .The Blackwell Encyclopaedia of Social Work.London:Blackwell.
- 14) 柴崎智恵子（2005）．家族ケアを担う児童の生活に関する基礎的研究—イギリスの“Young Carers”調査報告書を中心に— 田園調布学園大学『人間福祉研究』, 8, 125-143.
- 15) 北山沙和子・石倉健二（2015）．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— 学校教育学研究, 27, 25-29.
- 16) 澁谷智子（2014）．ヤングケアラーに対する医療福祉専門職の認識—東京都医療社会事業協会会員へのアンケート調査の分析から— 社会福祉学, 54（4）, 70-81.

## **Research on children's role in their family — Characteristics of Japanese children to compared with Malaysian children —**

Yuki HIWATASHI<sup>\*1</sup>, Kouichi TOYA<sup>\*2</sup>

<sup>\*1</sup>Department of Education and Psychology, Faculty of Humanities, Kyushu Women's University  
1-1, Jiyugaoka, Yahatanishi-ku, Kitakyushu-shi 807-8586, Japan

<sup>\*2</sup>Department of Human Sciences Faculty of Human-Environment Studies, Kyushu University  
744, Motooka, Nishi-ku, Fukuoka-shi 819-0395, Japan

### **Abstract**

The purpose of this study is to clarify the psychological effects of children's role in their family. As for the role in their family focusing on "helping housework" and "care of siblings", to make sure focusing on the frequency and reason for it, as well as the fatigue and other effects that arise from it, it is also considering and the effect of family type and cultural background. A questionnaire survey is conducted based on an international comparison with Malaysia. As a result, it was shown that some characteristics of Japanese children. First they do less helping housework than Malaysian children. Second the reason why they help is respond to demands of their family. Third they are easy to perceive as stress when they do it.

**Keyword** : children's role in their family, housework, psychological impact