

ジェンダーとコーホートの視点からみた 若年未婚者の家事遂行

柳 下 実

要 約

日本社会において未婚率は増加傾向にあり、未婚者は人口の一定のボリュームを占める。従来の量的な家事労働研究は既婚者をおもな対象としており、未婚者について研究蓄積が少ない。近年、既婚者の不平等な家事分担の要因として家事の習熟の男女差が指摘されており、既婚者の不平等な家事分担を検討するうえでも未婚者の家事遂行が重要である。本研究は社会生活基本調査を用いてジェンダーに着目しコーホートの視点を加えて15-34歳の未婚者の家事について検討した。結果から、すべてのコーホート（1972-91）で年齢が高いと家事時間が長く、その関連は女性で顕著である。また、親同居や労働時間などを統制した回帰分析の結果では、年齢が高いと1日の家事時間が45分以上である確率が高く、男性より女性で高い。本稿の結果は25-34歳の未婚者における家事遂行の男女差の拡大を示しており、何がこれを引き起こすのか今後検討する必要がある。

キーワード: 家事労働, ジェンダー, 未婚者

2024, 家族社会学研究, 36(2): 113-125

Performance of Housework among Younger Unmarried Individuals: From the Perspectives of Gender and Cohort

Minoru Yagishita

Abstract

The proportion of unmarried individuals in the Japanese working population has increased significantly during the past two decades. Previous studies on household labor have largely focused on married individuals. However, in recent years, some scholars have noted that the unequal sharing of housework among married individuals might be attributed to gender differences in housework proficiency. Such differing proficiencies may develop before individuals get married; therefore, research on the housework performed by unmarried individuals is crucial. This study investigates the housework performed by unmarried individuals aged 15-34 years using Surveys on Time Use and Leisure Activities by focusing on the perspectives of gender and cohort. Findings show that in the 1972-1991 cohort, older participants spent more time on housework, and this tendency was stronger for women. Regression analysis also shows that the probability of older participants performing housework for a long time (45 minutes or more) was higher, especially for women. This study finds growing gender differences in the time spent on housework among unmarried individuals aged 25-34 years. Future studies should investigate the causes of this finding.

Key words: housework, gender, unmarried individuals

2024, Japanese Journal of Family Sociology, 36(2): 113-125

やぎした みのる: 佛教大学社会学部

Faculty of Sociology, Bukkyo University, 96, Kitahananobo-cho, Murasakino, Kita-ku, Kyoto 603-8301, Japan

E-mail: m-yagishita@bukkyo-u.ac.jp

I. 問題の所在

日本社会では未婚化が進展しており、人口の一定のボリュームを未婚者が占める。2020年の国勢調査によれば未婚者は日本の総人口の3割を占める(総務省統計局 2021)。50歳時点未婚率も高まり、2000年には男性で12.6%、女性で5.8%であったのが、2020年には男性で28.3%、女性で17.8%と倍以上になった(国立社会保障・人口問題研究所 2022)。人口において未婚割合を有配偶割合が上回るのは女性は30-34歳、男性は35-39歳である(総務省統計局 2021)。人生において未婚である期間が長くなっていること、人口の一定の割合を占めることから未婚者は着目すべき集団である。

しかし従来の家事労働研究は既婚者の家事分担を主たる対象としており、未婚者の家事遂行は十分には検討されていない。従来の研究は、世帯における家事とは夫婦の家事であり、その分担は夫婦の労働時間や資源の多寡により決定されるという視点を取る。例えば、家事労働研究で取り上げられる時間制約説は夫と妻の労働時間と家事分担との関連から、また相対資源説は夫と妻が持ち寄る学歴・収入などの資源の多寡と家事分担との関連から検討されてきた(Shelton & John 1996)。くわえて、日本社会では初婚年齢が高くなく、多くの人が結婚し長く既婚の状態が続く状況であったため、いわゆる「パラサイト・シングル」と呼ばれた親同居成人未婚子など一部の未婚者を除いて、未婚者の家事遂行は研究対象とはされにくかった⁽¹⁾。

近年、時間制約説・相対資源説、ならびに性役割意識が家事分担を決定するとするジェンダー・イデオロギー説の3仮説では、日本社会のジェンダー不平等な家事分担を十分には説明できないという指摘がある(筒井 2011, 2015)。筒井は従来とは異なる「男性が家事を追加的に負担する際に、スキルのなさが障害になっている可能性」(筒井 2011: 70)を提示した。筒井の議論からは結婚する前の、すなわち未婚時に女性は家事に習熟して

おり、男性は習熟していないため、結婚しても男性が家事を負担しないという関連が予想できる。その予想は結婚によって女性の家事・育児時間が2.4時間増え(福田 2007)、また結婚によって家事頻度が女性で6.73増え、男性で1.67減る(不破・柳下 2020)という知見と整合的である。既婚者のジェンダー不平等な家事分担を検討するうえでも未婚者の家事遂行は重要な位置にあると考えられるが、実態が明らかでない。

本稿では社会生活基本調査を用いて若年未婚者(15-34歳)の家事遂行の実態を明らかにする。具体的には、結婚が生じやすい年齢において未婚者はどの程度家事に時間を費やしており、そこには男女差がみられるのかをコーホート別に検討する。従来の研究は親同居未婚者など未婚者の一部に着目しており、未婚者の家事遂行の全体像がみられていない。また、未婚者の家事を検討した研究は生活時間について詳細には尋ねていないデータを分析していることに加え、未婚者のサンプルサイズを確保することが難しいため検討が十分でない。本稿は生活時間調査であり、未婚者について十分なサンプルサイズが確保できる社会生活基本調査を用いることで従来の研究の制約を乗り越える。

II. 家事労働の理論と未婚者の家事にかんする先行研究の知見(子どもと親同居未婚者の家事)

先行研究の知見を概観する前に家事労働の理論が既婚者に限定されるわけではないことを確認する。量的手法を用いた実証研究において重要な仮説として取り上げられる、時間制約説の理論的背景となるBeckerの結婚における比較優位の議論(Becker 1993)や、相対資源の議論の対象は必ずしも既婚者に限定されるわけではない。Beckerは未婚でいるよりも結婚してカップルの片方が市場労働に、もう片方が家事や育児といった世帯内労働に特化することで、未婚時よりも効用が増加することをもとに結婚が選択されると論じた(Becker 1993)。ここでは未婚の時期は性別にかかわらず

家事をすると想定されている。また相対資源の議論 (Shelton & John 1996) は分析を成人した世帯員全体に広げることが可能である。従来の研究が既婚者を主たる分析対象としてきたのは、既婚女性の家事負担が重く、世帯構造において既婚カップルを中心とした世帯類型が人口の大部分を占め、成人してから未婚の期間が短いという社会状況を反映したと考えられる。

しかし、労働人口の一定のボリュームを未婚者が占めること、結婚する、しないにせよ未婚という状態を経験する期間が人生において長くなったことを踏まえれば、未婚者の家事遂行はどういった状況にあるのか、未婚者の家事遂行と既婚者の家事遂行はどのように関連するのかといった問いの重要性は高い。実際、家事への習熟度の男女差に着目する筒井 (2015: 179-80) は、「家事にもスキルが必要」であり、「男は概して料理をするスキルに欠けており」、「トレーニングにコストがかかる」ため夫は「『戦力』にならない」と述べる。結婚した際に男性より女性が家事に習熟していることが既婚女性の家事負担が重いことの一つの要因であるすれば、筒井の議論は結婚以前の未婚時点で家事への習熟に男女差があるのではないかという問いを提示する⁽²⁾。

このような未婚者の家事への習熟の男女差は性別による社会化という視点と関連する。Becker (1993) は比較優位の議論において、結婚の際に男性が市場労働に、女性が世帯内労働に特化するの、幼い時から女性は世帯内労働に、男性は市場労働に有益な人的資本に投資するからであると述べる (Becker 1993: 40)。一般的に、市場労働の人的資本蓄積は学校教育にどの程度時間を費やしたか、すなわち教育年数や学歴によって測定される。そのため、世帯内労働の人的資本、たとえば家事への習熟の測定の一つの方法として、結婚するまでの未婚期に家事に費やした時間 (家事時間の蓄積) が考えられる⁽³⁾。

実証的な先行研究の知見によれば、日本の子ども家事⁽⁴⁾では男子より女子の家事遂行が高い。

1995年の調査データを分析した品田 (2004) では、家事の行為数からみると小学校5・6年生では男子が3.02、女子が3.53と女子が多い。また、男子は行為数0の比率が10%程度だが女子は5%未満で、男子にはまったくやっていないと回答した人が女子より多い。子どもの家事手伝いについて検討した直井 (2009) では、9種類の家事を手伝う比率から女子で多いのは、食事を作る・食器を並べる・洗濯ものを取り込む・洗濯ものをたたむ・部屋の掃除・その他であり、男子で多いのはゴミ出し・風呂の掃除であった。食器を洗うことについては有意差がない。2015年と2017年におこなわれた調査の中高生のデータを分析した戸高 (2023) でも、最小値が5、最大値が20の家事実践の変数において男子の平均が10.31、女子が11.22と女子の平均値が高い。これらの知見は幼い時から女性が男性より家事に時間を費やすことを示唆する。

ただし、全体的に子どもの家事時間は短く、学年が高いと家事遂行が低いという傾向がある。品田 (2004) によれば平日の家事時間は小学生は平均5分、中学生は2分、調査のあった日に家事をした比率は小学生で2割、中学生で1割であるという。直井 (2009) によれば、手伝いの個数で見ると、小4・小6・中2では性別によらず学年が高いと家事手伝いが少ない傾向がみられる。これらの研究の知見をまとめると、18歳以下を対象とした分析からは男性よりも女性の家事遂行が高いものの、全体的に家事に費やす時間は短く、小学生とくらべ中学生で家事遂行が低いなど年齢が高いと家事遂行が低い傾向がみられた。

18歳以降の未婚者については、従来の研究では親同居未婚者の家事に焦点が当てられており、親同居未婚者の家事遂行は非常に低調である。親同居未婚者について「パラサイト・シングル」という呼称を有名にした山田 (1999) は、家計経済研究所による調査 (1992-93年) ならびに横浜市の調査 (対象者は20-39歳) の結果から、同居していると親がほとんどの家事を負担すること、横浜市の調査結果では男性の一人暮らし率が高いた

め、未婚者では女性より男性が家事をしていると指摘した。また、親と同居する20-40歳の成人未婚者の家事時間を分析した白波瀬(2004)によれば、「まったくしない」のは平日で男性は76.5%、女性は38.0%、休日で男性は67.7%、女性は25.4%を占める。家事時間が30分未満の割合をみると女性で7割となり、「親と同居する成人未婚者の多くはほとんど家事をしていない」(白波瀬 2004: 154)と結論付けている。親と同居する未婚者の家事分担について検討した中西(2010)によれば、2001年調査の結果から、家事をほとんど・まったく分担していないのが男性で7割、女性で6割程度であるという。以上より親同居未婚者の家事時間は短く、世帯の家事分担への貢献が少ない。

未婚者の家事についての回帰分析の結果は少ないが、親と同居する成人未婚者の平日の家事時間について分析した結果では、年齢が高いと未婚女性の家事時間が長く、母親が仕事があると未婚女性の家事時間が長い(白波瀬 2004)。年齢の影響にかんして白波瀬(2004)は、若いと社交に費やす時間が長いという年齢による時間配分の差が影響するのではないかと解釈した。また仕事の時間が長いと男女とも家事時間が短く、本人収入が高いと女性の家事時間が短い(白波瀬 2004)。ただし、2000年から2010年の国勢調査の結果によれば20-40歳の未婚者の親同居率は男性が6割程度、女性が7割程度であり(不破・柳下 2017)、親同居未婚者の家事では未婚者の家事の全体像はみられていない。

また、未婚女性の家事・育児時間については福田(2007)の消費生活に関するパネル調査(以下、家計研パネル)(24-47歳)を用いた固定効果モデルの分析がある。結果から、家事・育児時間は1日の仕事・通勤時間が長いと短く、親と同居していると短く、70歳以上の世帯員数が多いと長い。また年齢については加齢に伴い家事・育児時間が増加することが確認されている。福田(2007)は40歳以上で未婚女性の家事時間が長いことに着目し、「未婚女性が家事をせずとも暮ら

していけるのは、若いうちだけ」(福田 2007: 33)と評価した。福田が分析した家計研パネルは女性とその配偶者を対象とするため未婚男性が分析に含まれていない。

18歳以降の未婚者の家事についての知見をまとめると、男性より女性の方が家事を遂行するものの、家事遂行は全体的に低調である。また、年齢が高いと女性の家事時間が長いことが示されているが、白波瀬(2004)は男女別に分析し、福田(2007)は女性のデータを分析したため、年齢の効果の男女差が明らかではない。

以上より、先行研究では未婚者について高校生までの時期の分析とそれ以降の分析が別々におこなわれ、18歳以降については親同居者の分析があるが未婚者全体や未婚者における男女差について知見の蓄積が少ない。また、既婚者の家事遂行の男女差と比較する形では未婚者の家事が検討されていない。家事に費やす時間を検討するうえでは、全国を対象とする生活時間調査の社会生活基本調査が利用に適すると思われるが、現状では社会生活基本調査を活用した未婚者の家事時間の分析はみあたらない。

そのため、本稿では社会生活基本調査を用いてまず未婚者の家事時間の全体像を捉える。次に、コーホート別に年齢区分によって未婚者の家事遂行がどのように異なるのかを検討する。最後に、回帰分析でどのような未婚者の家事時間が長いのかを分析する。これらから従来の分析ではみられていなかった未婚者の家事の全体像を捉え、既婚者の男女不平等な家事分担と比較して結果を解釈する。

III. データ・変数・手法

分析には社会生活基本調査の調査票情報、匿名データ⁽⁵⁾、公表値を用いる。社会生活基本調査は総務省により5年ごとに実施される日本を代表する生活時間調査である。社会生活基本調査は生活行動・生活時間について尋ねるA票と、サンプルが小さいがより細かく生活時間について尋ねるB

票がある。本稿ではA票の生活時間データを用いる。A票では指定された2日間の生活時間について、15分を1枠として20項目の活動のなかからその時間帯に何をしていたのか回答する。本稿で扱う家事時間は対象者が「家事」とであると判断した活動に費やした時間を指す⁽⁶⁾。

社会生活基本調査は5年ごとに実施されるため、対象者は異なるものの特定のコーホートを追跡できる。本稿では若年未婚者に焦点をあてるため15歳から34歳の年齢層について、1972-76年出生コーホートから1987-91年出生コーホート⁽⁷⁾を追跡対象とする(表1)。たとえば1972-76年出生コーホートは、1991年の調査時に15-19歳、1996年に20-24歳、2001年に25-29歳、2006年には30-34歳である。各年の調査結果を積み上げることで、おおよそ特定の出生コーホートの未婚期の家事遂行をライフコースを通して描くことが可能になる⁽⁸⁾。1972年から1991年までの20年を対象としたのはこれらのコーホートは若年未婚率が上昇した2000年代・2010年代に結婚することが多い年齢層であり、34歳まで追跡可能なためである。1967-71年コーホートは2001年調査において30-34歳であるため、1992-96年コーホートは30-34歳時点が観測されていないため対象に含まない。また、2021年の社会生活基本調査はコロナ禍に調査が実施されており、それ以前の調査結果とは異なった傾向を示す可能性がある。

2001年から2021年までの生活時間の値については公表値を利用する(総務省統計局 2007, 2012, 2017a, 2017b, 2022)。1991年および1996年につい

ては報告書に未婚者の値が見当たらなかったため、調査票情報をオンサイト利用し集計した値を用いる。

次に未婚者の家事遂行について2016年社会生活基本調査の匿名データを用いて回帰分析する。公表値から検討する際は家事時間の平均値を用いるが、それでは未婚者の置かれた社会状況の差が統制できない。平均値の検討からみられた関連が未婚者を取り巻く状況を統制しても観察されるのか回帰分析で検討する。使用するサンプルは15歳以上34歳以下の未婚者とした。15歳以上とした理由は15歳は中学生3年生から高校生1年生程度を含んでおり、家事を手伝うというより一人で家事を担える年齢であると判断した。

従属変数は1日の家事時間である。未婚者の家事時間は0が非常に多いため、4カテゴリに変換して分析する。4カテゴリは0分、15分、30分、45分以上とした。以上のカテゴリに分けることで、短時間の家事と一定の長さの家事をわけて分析することができる。独立変数は年齢と性別の主効果と交互作用項である。統制変数として母親との同別居(同居なし、母親が64歳以下、65-69歳、70歳以上⁽⁹⁾)、父親との同別居(同居なし、父親が64歳以下、65-69歳、70歳以上)、10歳未満の世帯員数、学歴(在学中、高校・専門卒以下、短大・高専卒、大卒以上)、就業状況(無職、正規、非正規、自営)、調査日(平日、土曜日、日曜日)、個人年収、1日の労働時間を投入する。

分析ではウェイトを用いた多項ロジットで分析し、結果は平均限界効果で示す。平均限界効果を

表1 社会生活基本調査のコーホートの追跡

	コーホート	調査年						
		1991	1996	2001	2006	2011	2016	2021
対象外	1967-1971	20-24歳	25-29歳	30-34歳				
対象	1972-1976	15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳			
	1977-1981		15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳		
	1982-1986			15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	
	1987-1991				15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳
対象外	1992-1996					15-19歳	20-24歳	25-29歳

用いることで特定のカテゴリを取る確率がどの程度異なるのかを示すことができ、また非線形モデルにおいて交互作用項を検討する際は平均限界効果を用いたほうが適切とされるためである (Mize 2019)。

IV. 結果

1. 年齢別の総平均・行動者率・行動者平均からみた未婚者の家事

近年の未婚男女の家事の全体像を捉えるため、2016年社会生活基本調査の未婚者の家事時間をみる。図1に年齢別の未婚男女の家事時間の総平均を示した。公表されている社会生活基本調査の結果では20-24歳など1歳刻みではないため、調査票情報を用いて再集計した値を用いる。これをみると17歳程度までは家事時間の平均は10分未満であり、男女差は少ない。18歳から27歳までは女性が若干多い傾向がみられるが平均は20分未満である。女性は28歳で平均が20分を超え、31歳で40分を超えるなど28歳以降で男女差が開く。それでは、未婚女性において年齢が高いと家事時間が長いのは、家事をする人が多いという行動者率の高さからくるのか、それとも家事をする人の割合は変わらず、家事をする人の家事時間(行動者平均)が長いためののだろうか。

これらを検討するために図2の左に未婚男女の

家事の行動者率を、右に家事時間の行動者平均を示した。行動者率とは1日にその行動をまったく取らなかった人を0、15分以上該当の行動を取った人を1とした際の行動した人の比率である。行動者率をみると、図1と同様に10歳から17歳までは行動者率は10%未満であり、男女差は少なく一定である。18歳以降は女性の行動者率が高く、28歳以降で男女差が大きい。とはいえ、高くとも32歳で50%程度であるように、既婚者とくらべると女性も家事をしない人が多い。2016年の既婚者の家事の行動者率は男性が25-29歳で20.1%、30-34歳で17.4%、女性は25-29歳で80.1%、30-34歳で84.7%と男女とも行動者率が未婚者より高く、と

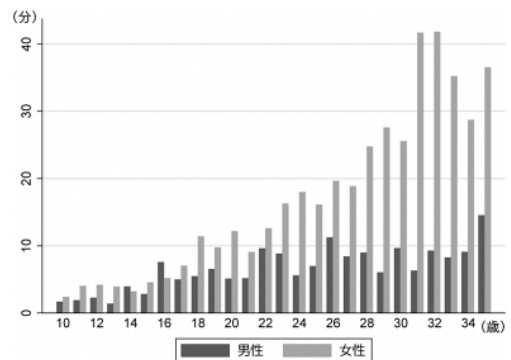


図1 未婚男女の家事時間の総平均 (2016年社会生活基本調査, 年齢別)

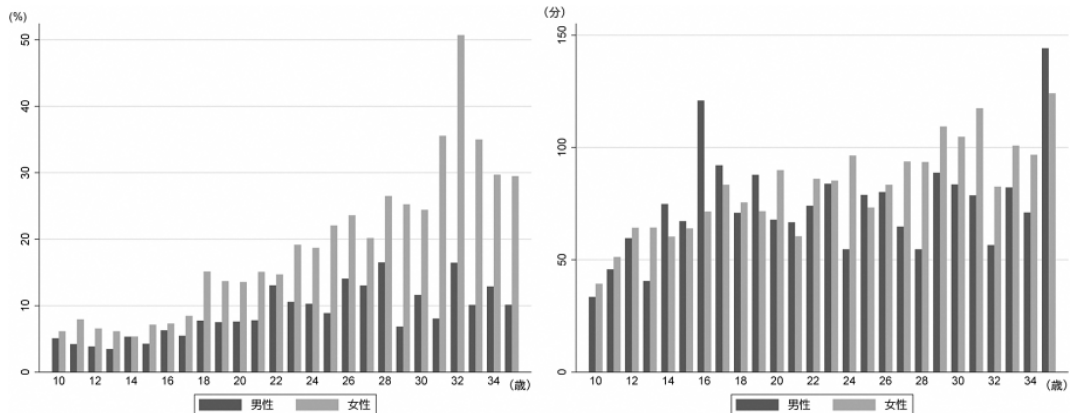


図2 未婚男女の家事の行動者率・家事時間の行動者平均 (2016年社会生活基本調査, 年齢別)

くに女性で高い。

念のため、行動した人に限定して平均を取る行動者平均をみると(図2右)、家事時間の行動者平均は50分程度から150分未満であり男女であまり差がない。ただし、27歳以降は女性が若干長い傾向がみられる。そのため、総平均にみられる年齢が高いと未婚女性の家事時間が長いことは、おもに年齢が高い未婚女性の行動者率が高いことが影響すると考えられる。図2から読み取れる興味深い点は、1日に家事を15分以上している人でみれば未婚者では家事時間の男女差は小さく、1日に15分以上家事をするかどうかといった行動者率に年齢が高くなるにつれて男女差がみられるという点である。

2. 未婚者のコーホート別の家事時間と家事遂行の蓄積の男女差

上記の検討でみた年齢による差は2016年時点の異なるコーホートの値に基づいている。そのため、年齢による差と解釈していたものがコーホートの差である可能性がある。ではコーホート別に

みても同じような傾向がみられるのだろうか。

表2に未婚者の家事時間(総平均)・蓄積の男女比・世帯形成した場合の割合をコーホート・男女・年齢区分別に示した。各コーホートについて男性の行は各年齢区分における男性の家事時間を、女性の行は女性の家事時間を示す。蓄積の男女比と世帯形成した場合の割合については後段で説明する。

男性の結果では家事時間が非常に短いものの、どのコーホートでも年齢が高いと家事時間が長い。1972-76年コーホートでは家事時間が15-19歳で3分、20-24歳で4分、25-29歳で4分、30-34歳で7分である。女性の結果では男性より家事時間が長く、またどのコーホートでも年齢が高いと家事時間が長い。1972-76年コーホートでは家事時間が15-19歳で14分、20-24歳で23分、25-29歳で31分、30-34歳で34分である。年齢が高いと未婚者の家事時間が長いことはコーホートの差では説明されず、年齢独自の効果が示唆される。

コーホートの効果については新しいコーホート

表2 未婚者の家事時間と蓄積の男女比率

コーホート		未婚者				既婚者
		15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	30-34歳
1972-1976	男性	3	4	4	7	7
	女性	14	23	31	34	195
	蓄積の男女比	21.4%	18.9%	16.2%	17.6%	
	世帯形成した場合の割合	17.6%	15.9%	13.9%	15.0%	3.5%
1977-1981	男性	4	5	5	9	11
	女性	12	20	25	35	189
	蓄積の男女比	33.3%	28.1%	24.6%	25.0%	
	世帯形成した場合の割合	25.0%	22.0%	19.7%	20.0%	5.5%
1982-1986	男性	4	6	7	9	14
	女性	11	20	26	35	168
	蓄積の男女比	36.4%	32.3%	29.8%	28.3%	
	世帯形成した場合の割合	26.7%	24.4%	23.0%	22.0%	7.7%
1987-1991	男性	4	8	9	14	30
	女性	10	21	21	42	149
	蓄積の男女比	40.0%	38.7%	40.4%	37.2%	
	世帯形成した場合の割合	28.6%	27.9%	28.8%	27.1%	16.8%

注：社会生活基本調査（1991, 1996, 2001, 2006, 2011, 2016, 2021）による。

ほど男性は家事時間が長く、女性は短い傾向がみられる。男性は1987-91年コーホートでは15-19歳で4分、20-24歳で8分、25-29歳で9分、30-34歳で14分と、20歳以上では1972-76年コーホートとくらべ2倍家事時間が長い。女性は1987-91年コーホートでは15-19歳で10分、20-24歳で21分、25-29歳で21分、30-34歳で42分と、29歳までは1972-76年コーホートとくらべ2分から10分程度家事時間が短い。1987-91年コーホートの30-34歳は2021年調査の値のため、コロナ禍の影響により家事時間が長い可能性がある。

次に家事時間の蓄積を世帯内人的資本の蓄積の指標の一つと考え、各コーホートの家事時間から推計した未婚者の家事時間の蓄積の男女比を検討する。表に示していないが蓄積の男女比を計算するために、ある年齢区分までの家事時間とその年齢区分の家事時間を足して「家事時間の蓄積」を計算した。たとえば1972-76年コーホートの20-24歳時点の家事時間の蓄積は、男性では15-19歳の3と20-24歳の4を足して7、女性では14と23を足して37となる。家事時間の蓄積から、表に示した「蓄積の男女比」と「世帯形成した場合の割合」を計算した。1972-76年コーホートの20-24歳時点を例にとると、家事時間の蓄積が男性は7、女性が37のため、その時点までの男性の蓄積を女性の蓄積で割った「蓄積の男女比」は18.9% ($=7/37$)、男性の蓄積を男女の蓄積の和で割った「世帯形成した場合の割合」は15.9% ($=7/(7+37)$)となる。蓄積の男女比では値が100%に近いほど男性と女性の蓄積の差が少なく、0%に近いほど蓄積の男女差が大きく女性の蓄積が多いことを示す。世帯形成した場合の割合は既婚者と比較するために示した。

1972-76年コーホートでは蓄積の男女比は15-19歳で21.4%、20-24歳で18.9%、25-29歳で16.2%、30-34歳で17.6%であり、30-34歳で若干改善するものの年齢が高くなるに従い男性と女性の蓄積の差が大きい。こうした傾向は1977-81年・1982-86年コーホートでもみられる。ただ、新しいコー

ホートほど男性の家事時間が長く、女性の家事時間が短いため、男性と女性の家事時間の蓄積の差は小さくなる。特徴的なのは1987-91年コーホートであり、このコーホートでは年齢が上がっても蓄積の男女比に変化が小さい。たとえば、1972-76年コーホートでは15-19歳とくらべ25-29歳では男性の蓄積が5.2ポイント少ないが、1987-91年コーホートでは25-29歳で男性の蓄積が0.4ポイント多い。

次に、未婚男女の世帯内人的資本の蓄積と既婚者の家事について、世帯形成した場合の割合から検討する⁽¹⁰⁾。表2の右の30-34歳の既婚者の家事時間とその割合をみると、既婚者でも近年になるにつれ男性の家事時間が長く、女性の家事時間が短いことにより、割合は改善傾向にある。しかし、すべてのコーホートで未婚者が世帯形成した場合の割合とくらべ既婚者の割合は10ポイント以上低い。筒井の議論から予想されるように、世帯内人的資本の蓄積を根拠として結婚後の家事分担が決定されるのであれば、既婚者の割合は現状の値より大きい値が観察されるはずである。世帯形成した場合の割合において未婚者の値よりも既婚者の値が小さいという結果は、既婚者の家事が未婚時の家事遂行を根拠にしていたとしても、女性の世帯内人的資本の蓄積が過大に、男性のそれは過小に評価されている可能性を示唆する⁽¹¹⁾。

3. 未婚者の状況を統制しても年齢が高いと家事時間が長いのか？

以上では家事時間の平均などから年齢が高いと男女とも家事時間が長いことが示されたが、年齢が高いと家事時間が長いという関連は年齢によって未婚者を取り巻く状況が異なり、それが影響する可能性がある。そのため、回帰分析で未婚男女の親同居・労働時間など置かれた状況を統制しても上記のような関連がみられるのか検討する。表3の記述統計では、従属変数である未婚者の家事時間は0分が86.3%、15分が1.7%、30分が2.9%、45分以上が9.1%であり⁽¹²⁾、未婚者は家事をおこなわない人が多くを占める一方で、一定程度の家

表3 記述統計

	平均/比率	SE
家事時間		
0分	.863	
15分	.017	
30分	.029	
45分以上	.091	
女性	.470	
年齢区分		
15-19歳	.308	
20-24歳	.302	
25-29歳	.234	
30-34歳	.156	
母親同居		
64歳以下	.746	
65-69歳	.024	
70歳以上	.003	
父親同居		
64歳以下	.596	
65-69歳	.055	
70歳以上	.013	
学歴		
在学中	.430	
高校・専門卒以下	.307	
短大・高専卒	.041	
大卒以上	.222	
就業状態		
無職	.380	
正規	.349	
非正規	.257	
自営	.014	
個人年収(十万円単位)	14.050	(.368)
1日の労働時間(時間)	3.721	(.068)
10歳未満の世帯員数	.038	(.002)
曜日		
平日	.722	
土曜日	.140	
日曜日	.138	

注: 観測数=34,957. ウェイトを付けて算出した値.

事をおこなっている人が1割弱いる。

表4に多項ロジットの結果に基づく平均限界効果(Average Marginal Effects, AMEs)を示した。分析に使用した観測数は34,957である。女性であると男性とくらべ15分の家事をする確率が1ポイント、30分の家事をする確率が1.7ポイント、45分以上の家事をする確率が7.6ポイント高い。変数を統制しても未婚女性の家事時間が長い。また、

年齢が高いと家事時間が30分・45分以上の確率が高い。年齢区分の限界効果の男女差については表5で詳しく検討する。

統制変数の結果については親と同居していると家事時間が短く、とくに母親と同居していると短い傾向がみられる。10歳未満の世帯員数が多いと家事時間が長く、学歴では家事時間が45分以上の確率が在学中であると低く、大卒以上であると高い。就業状態や曜日はあまり関連しておらず、個人収入が高い、1日の労働時間が長いと家事時間が45分以上の確率が低い。

表5に家事時間に対する男女別に算出した年齢の平均限界効果ならびにその差を示した⁽¹³⁾。家事を15分することには年齢区分では有意な平均限界効果はみられない。30分では15-19歳と比較して25-29歳と30-34歳で確率が高いが男女差はみられない。45分以上では年齢が高いと平均限界効果が大きく、一貫して女性の平均限界効果が大きい。男性では15-19歳とくらべ20-24歳で1.5ポイント、25-29歳は有意でなく、30-34歳で3.5ポイント、確率が高い。女性では年齢が高いと平均限界効果がより大きく、15-19歳とくらべ20-24歳で4.3ポイント、25-29歳で9.2ポイント、30-34歳で20.4ポイント、確率が高い。男女差は20-24歳では2.8ポイント、25-29歳では7.5ポイント、30-34歳では16.8ポイントと年齢が高いと差が大きい⁽¹⁴⁾。未婚者をとりまくさまざまな要因を統制しても年齢が高いと家事をする傾向がみられること、またその傾向が女性で強いことが明らかになった。

では、未婚者で年齢が高いとなぜ家事時間が長いのだろうか。社会生活基本調査で未婚者の2011年の25-29歳および2016年の30-34歳の行動者率の差を取ると、家事の行動者率は男性で+3.8、女性で+8.4と、年齢が高いと家事の行動者率が高い。逆に行動者率が減少した活動の上位三位は男性でテレビ・ラジオ・新聞・雑誌が-7.4、移動(通勤・通学を除く)が-7.2、交際・付き合いが-4.7、女性では移動(通勤・通学を除く)が

表4 多項ロジットの結果に基づく平均限界効果 (AMEs)

	15分		30分		45分以上	
	AMEs	SE	AMEs	SE	AMEs	SE
女性	.010**	(.003)	.017***	(.005)	.076***	(.008)
年齢区分 (基準: 15-19歳)						
20-24歳	-.003	(.004)	.005	(.004)	.029***	(.008)
25-29歳	.004	(.007)	.015*	(.007)	.052***	(.012)
30-34歳	.000	(.006)	.033**	(.011)	.114***	(.019)
母親同居 (基準: 非同居)						
64歳以下	-.010	(.006)	-.026***	(.007)	-.090***	(.012)
65-69歳	-.016*	(.008)	-.035***	(.008)	-.123***	(.014)
70歳以上	-.001	(.023)	-.038**	(.012)	-.136***	(.022)
父親同居 (基準: 非同居)						
64歳以下	.002	(.003)	-.006	(.004)	-.032***	(.008)
65-69歳	.014	(.008)	-.016**	(.006)	-.036**	(.012)
70歳以上	-.013***	(.003)	-.025***	(.007)	.012	(.041)
10歳未満の世帯員数	.002	(.005)	-.021**	(.008)	.035**	(.013)
学歴 (基準: 高校・専門卒以下)						
在学中	-.003	(.004)	-.011	(.006)	-.079***	(.011)
短大・高専卒	-.002	(.006)	.008	(.010)	-.011	(.015)
大卒以上	.003	(.006)	.003	(.006)	.036*	(.015)
就業状態 (基準: 無職)						
正規	.001	(.007)	-.018*	(.008)	-.015	(.014)
非正規	.007	(.005)	-.007	(.007)	-.006	(.011)
自営	.006	(.013)	-.006	(.016)	-.028	(.021)
曜日 (基準: 平日)						
土曜日	-.006*	(.002)	-.002	(.004)	.004	(.007)
日曜日	-.005	(.003)	.001	(.005)	.003	(.007)
個人収入 (十万円単位)	.000	(.000)	.000	(.000)	-.002***	(.000)
1日の労働時間 (時間)	.000	(.000)	.000	(.000)	-.010***	(.001)

注: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$ (two-tailed tests). 観測数 = 34,957.

表5 家事時間 (15分, 30分, 45分以上) に対する年齢の男女別の平均限界効果 (AMEs) とその差

		15分		30分		45分以上	
		AMEs	SE	AMEs	SE	AMEs	SE
20-24歳	男性	-.001	(.004)	.003	(.004)	.015†	(.009)
	女性	-.005	(.007)	.007	(.007)	.043***	(.012)
	差	.003	(.007)	-.004	(.007)	-.028*	(.013)
25-29歳	男性	.000	(.005)	.012†	(.007)	.017	(.012)
	女性	.009	(.011)	.018†	(.010)	.092***	(.018)
	差	-.009	(.010)	-.006	(.010)	-.075***	(.018)
30-34歳	男性	-.006	(.005)	.030*	(.014)	.035*	(.014)
	女性	.008	(.011)	.037*	(.018)	.204***	(.033)
	差	-.014	(.010)	-.007	(.023)	-.168***	(.033)

注: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$ (two-tailed tests). 観測数 = 34,957.

−3.8、交際付き合いが−3.5、通勤・通学が−1.7である。年齢を重ねることによる生活の変化が家事の行動者率を高めていると思われる。ただ、これらは全体的な傾向からの推測であり、同一個人内の変化をみられるパネルデータやインタビューなどを用いて検討する必要がある。

V. 考察と結論

本稿では従来の家事労働研究がおもに既婚者を対象とした一方で、日本社会では人口の一定の割合を未婚者が占めること、また初婚年齢の上昇などにより未婚者として過ごす期間が長くなっていることから、未婚者の家事労働について検討する必要があると論じた。また、既婚カップルにおけるジェンダー不平等な家事労働が未婚期の延長線上にあるとすれば、未婚者の家事について検討する重要性は高いと議論した。従来の未婚者の家事労働を分析した研究は、18歳以下の子どもの家事と親同居未婚者の家事の研究に二分されていた。本研究は生活時間調査である社会生活基本調査を用いて、34歳までの未婚者の家事遂行を検討することで、若年であり、比較的結婚する可能性の高い年齢層の未婚者の家事遂行の全体像を既婚者の家事と対照しつつ描き出した。

結果から、家事の総平均・行動者率・行動者平均からみると、18歳くらいまでと28歳くらいまでに大きな差がみられ、年齢が高いと女性の家事の行動者率が高く、行動者率の差から総平均の家事時間の男女差が広がることが明らかになった。行動者平均でみると、年齢が高いと女性の行動者平均が男性より高いが、未婚男性も家事をしている人に限れば、家事にある程度の時間を費やすことが明らかになった。また、コーホート別にみた結果では未婚女性の家事時間は男性より長いものの、既婚者ほどではない。加えて、近年になるにつれ未婚男性の家事時間が長く、未婚女性の家事時間が短いため、依然として女性の家事時間が長いものの、家事時間の蓄積からみると未婚男女の差は改善しつつある。そのため、未婚時の家事時

間の蓄積からすれば、既婚時には男性の家事時間は現在みられるものよりも長い可能性も考えられるが、そうはなっていない。未婚時の家事遂行の蓄積と既婚時の家事分担との関連はより複雑なものであると思われる、さらなる検討が必要である。

また、未婚者の世帯・生活状況を統制した多項ロジットの結果から、若年未婚者のなかでも25-29歳や30-34歳といった年齢が高い層の女性であると、1日の家事時間が45分以上の確率が高いことが明らかになった。これは福田(2007)と同様の傾向であるが、福田(2007)は若いうちは未婚女性は家事をしないで暮らしていけると評価した。今回の結果では、未婚男性にくらべれば未婚女性は「若いうち」から家事をすることが明らかになった。未婚男性は年齢が高いと家事時間が比較的長い、女性ほどではない。

では、若年未婚女性のなかでも比較的年齢が高いとなぜ家事時間が長いのだろうか。年齢の影響についてのメカニズムはさまざまな候補があるが、なかでも重要な検討対象となるのは予期的社会化ではないだろうか。予期的社会化による説明とは、年齢が高いと未婚女性の家事遂行が多いのは、結婚後、負担が増えることを予期して女性が未婚の時点で家事遂行を増やすという説明である。先行研究は子どもの家事から性別の社会化を検討してきたが、今回の結果からは結婚が生じやすい年齢の未婚期における予期的社会化の影響も考えられ、未婚者や未婚者をとりまく家族における結婚と家事との関連についてインタビューなどで今後、検討する必要がある。

加えて、未婚女性の家事時間の長さに着目できる一方で、なぜ未婚男性では同じような関連がみられないのかという問いも興味深い。人が未婚の状態にいる期間が長い、場合によっては生涯未婚の可能性があるとすれば、未婚男性の家事時間の長さも同時に検討されるべきだろう。

本稿の分析の限界として、まず家事の細かい中身がみられていない。男性と女性で同じ時間家事をしていても、異なった家事をしており、それが

既婚時の家事分担に影響を与える可能性はある。また、社会生活基本調査は時間枠が15分であるため、未婚者がおこなうきわめて短時間の家事を捉えられていない可能性がある。さらに、既婚者との関連で検討したため、若年未婚者の分析に留まっており35歳以降の未婚者の家事遂行については扱っていない。

本稿では若年未婚者の家事についていくつかの側面から検討したが、今後の未婚者の家事遂行の研究の発展に期待する部分は大きい。未婚者の家事は、今後重要となってくる人口の一部を占める未婚者の生活状況を把握するうえでも、既婚者におけるジェンダー不平等な家事労働を考察するうえでも重要な位置にある。今後は多様な研究方法・関心から未婚者の家事を研究する必要がある。

【謝 辞】

統計法に基づいて、独立行政法人統計センターから「社会生活基本調査」(総務省)の匿名データ・調査票情報の提供を受け、独自に作成・加工した統計であり、総務省が作成・公表している統計などとは異なる。本研究はJSPS科研費JP22K20191, JP23K12610の助成を受けた。

【注】

- (1) 家事に関連した隣接領域である家政学では家事を「生命の維持や再生産にかかわる生活運営活動のうち、①無償で行われている活動で、②自己の身体に直接かかわらないもの」(水島 2004: 177)と定義する。「料理を食べる」ことは家事ではないが「自分のために無償で行う調理」(水島 2004: 177)は家事であり、家政学の定義でも未婚者の家事は扱える。
- (2) 筒井(2011)と筒井(2015)では主張が若干異なる。筒井(2011)は男女による家事タスクの分離を解釈する際に「スキル」へ言及する。一方、筒井(2015: 177-84)は男女による家事タスクの分離、男女のスキル格差、時間の自由度、希望水準の不一致を別個の要因として言及する。本稿は筒井(2015)が筒井の

主張を示すと考える。

- (3) これは家庭で家事に時間を費やすことでいわばOJTなどで世帯内人的資本を蓄積するという見方である。この蓄積の測定では料理学校に通うなど家庭外教育による世帯内人的資本の蓄積は含まれない。
- (4) 子どもの家事については子どもが労働力として期待される場合と、教育的関わりの一環として家事をさせるという二つの側面がある(Blair 1992)。1942年や1954年の子どもの生活時間についての調査結果では地域差がみられるものの、子どもは1時間以上「手強い」に時間を費やしており(深谷ほか編 2006)、労働力として期待されていたと推察される。現代の日本社会における小学生の家事は手強いなどを含んでいると考えられ、成人未婚子の家事とは異なった状況でおこなわれていると思われる。
- (5) 調査票情報は政府統計の元データ、匿名データは調査対象が特定されないように調査票情報を一部加工したデータである。調査票情報や匿名データについては伊藤ほか(2017)に詳しい。
- (6) 社会生活基本調査では家事、介護・看護、育児、買い物の時間を合計し「家事関連時間」と呼称することがある。本研究では家事に着目して検討するため介護・看護、育児、買い物は含めない。
- (7) 年齢を重ねるごとに未婚から既婚への移行があるため、セレクションが生じる点には留意する必要がある。
- (8) 社会生活基本調査は出生年・月を尋ねており、年齢は調査時点の年齢(おおむね10月時点)が計算される。そのため出生コーホートと年齢層にずれが生じる。なお平成3年(1991)、平成8年(1996)の調査票では出生の年月を尋ねているが、オンラインで利用可能なデータには年齢のみ収録されており、調査票情報を利用して出生コーホートが再現できないた

め上記の簡便な方法を利用した。

- (9) 34歳以下の未婚者のサンプルでは75歳以上の親と同居しているケース数が非常に少ないため70歳以上とした。親が70歳以上の場合は最も若くて35歳前後で子どもを持っており、比較的晩産のケースとなる。
- (10) 世帯形成した場合の割合とは、未婚者が現在いる世帯における未婚者の家事分担比率ではなく、ある年齢区分の平均的な未婚男性と平均的な未婚女性が結婚した場合に形成される、世帯における世帯内人的資本の蓄積の男女差の指標であり、既婚者の家事と比較可能であると考えられる。
- (11) 今回は家事遂行を測るため家事時間を用いており家事の中身を検討してないが、未婚男性と未婚女性のおこなっている家事の内容が異なる可能性はありうる。
- (12) 家事時間が45分以上では全体の60%程度を家事時間が45分から90分までが占める。
- (13) 表4の年齢区分の限界効果は分析サンプル全体で算出し、表5の限界効果は男女別に算出したため値は一致しない。
- (14) 20-24歳と25-29歳の男女差の差、ならびに25-29歳と30-34歳の男女差の差は有意である。

【文 献】

- Becker, G., 1993, *A Treatise on the Family: Enlarged Edition*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Blair, S., 1992, "Children's Participation in Household Labor," *Journal of Youth and Adolescence*, 21(2): 241-58.
- 深谷昌志・深谷和子・高旗正人編, 2006, 『いま, 子どもの放課後はどうなっているのか』北大路書房.
- 福田節也, 2007, 「ライフコースにおける家事・育児遂行時間の変化とその要因」『家計経済研究』76: 26-36.
- 不破麻紀子・柳下実, 2017, 「離死別者の親同居」『東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ』No. 103.
- , 2020, 「異性パートナーとの世帯形成と家事労働」『ソシオロジ』65(2): 21-37.
- 伊藤伸介・石田賢示・藤原翔・三輪哲, 2017, 「社会データ分析の新時代」『理論と方法』32(2): 321-36.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2022, 『人口統計資料集』.
- Mize, T., 2019, "Best Practices for Estimating, Interpreting, and Presenting Nonlinear Interaction Effects," *Sociological Science*, 6: 81-117.
- 水島かな江, 2004, 「家事活動とは」日本家政学会編『家政学事典』朝倉書店, 177-8.
- 中西泰子, 2010, 「若者の親子関係とその経済的背景にみるジェンダー」岩上真珠編『〈若者と親〉の社会学』青弓社, 45-64.
- 直井道子, 2009, 「子どもの家事手伝いとジェンダー」直井道子・村松泰子編『学校教育の中のジェンダー』日本評論社, 56-69.
- Shelton, B. & D. John, 1996, "The Division of Household Labor," *Annual Review of Sociology*, 22(1): 299-322.
- 品田知美, 2004, 「子どもに家事をさせるということ」本田由紀編『女性の就業と親子関係』勁草書房, 148-66.
- 白波瀬佐和子, 2004, 「親子の間に存在するジェンダー」袖井孝子編『少子化社会の家族と福祉』ミネルヴァ書房, 147-58.
- 総務省統計局, 2007, 『平成18年社会生活基本調査 調査票Aに基づく結果 生活時間に関する結果 生活時間編(全国) 第6表』.
- , 2012, 『平成23年社会生活基本調査 調査票Aに基づく結果 生活時間に関する結果 生活時間編(全国) 第6表』.
- , 2017a, 『平成13年社会生活基本調査 生活時間に関する結果 全国 報告書掲載表 第3表』.
- , 2017b, 『平成28年社会生活基本調査 調査票Aに基づく結果 生活時間に関する結果 生活時間編(全国) 第8-1表』.
- , 2021, 『令和2年国勢調査 人口等基本集計結果の概要』.
- , 2022, 『令和3年社会生活基本調査 調査票Aに基づく結果 生活時間に関する結果 生活時間編(全国) 第7-1表』.
- 戸高南帆, 2023, 「子どもの家事からみる性別役割分業意識の平等化の可能性」『家族研究年報』48: 59-74.
- 筒井淳也, 2011, 「日本の家事分担における性別分離の分析」田中重人・永井暁子編『第3回家族についての全国調査(NFRJ08)第2次報告書1家族と仕事』, 55-73.
- , 2015, 『仕事と家族』中央公論社.
- 山田昌弘, 1999, 『パラサイト・シングルの時代』筑摩書房.