



New ESRI Working Paper No.80

どのような育児時間が増加したのか
—2001年・2021年の育児時間の動向と学歴間の差異

西村 純子

April 2026



内閣府経済社会総合研究所
Economic and Social Research Institute
Cabinet Office
Tokyo, Japan

New ESRI Working Paper は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません（問い合わせ先：<https://form.cao.go.jp/esri/opinion-0002.html>）。

新ESRIワーキング・ペーパー・シリーズは、内閣府経済社会総合研究所の研究者および外部研究者によってとりまとめられた研究試論です。学界、研究機関等の関係する方々から幅広くコメントを頂き、今後の研究に役立てることを意図して発表しております。

論文は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

The views expressed in “New ESRI Working Paper” are those of the authors and not those of the Economic and Social Research Institute, the Cabinet Office, or the Government of Japan.

どのような育児時間が増加したのか

—2001年・2021年の育児時間の動向と学歴間の差異¹

西村純子（お茶の水女子大学・内閣府経済社会総合研究所）

要旨

2000年代以降、女性・男性ともに育児時間が増加傾向にあることが指摘されている。本稿では、2001年と2021年の社会生活基本調査（調査票B）をもちいて、女性と男性の育児時間のどのような側面において変化がみられたのか、また2001年と2021年の育児時間に、学歴による差異がみられるかどうかを検討した。分析の結果、2001年と2021年の育児時間には、以下のような変化がみられた。(1) 平日は子どもにフォーカスする育児時間が増え、土日の親たちの時間は、ますます子どもとの／子どもとかわる時間に費やされるようになった、(2) 子どもにフォーカスする時間のなかでも、子どもの世話にかかわる時間が増加した、(3) 子どもの世話にかかわる時間の増加は、特に土日では高学歴層により顕著であった。高学歴層では週末を中心に、子どもの世話を、より多くの手間ひまかけるような育児が実践される傾向が強まった、(4) このような傾向は女性にも男性にも確認された。以上からは、過去20年あまりのあいだに親たちの育児実践に変化があったこと、その学歴間の差異が拡大したことが示唆される。ただし2021年は新型コロナウイルス感染の影響のもとにあった時期であり、2021年に観察された育児行動が、どの程度まで日本社会のトレンドを反映したものであるか、あるいは新型コロナの影響下という特有の状況を反映したものであるのかは明らかではない。育児行動のトレンドにかんしては、次回以降の調査データもふまえた継続的な検討が必要である。

¹ 本研究はJSPS科研費24K05305の助成を受けた。本稿を執筆するにあたっては、大正大学人間学部人間科学科の池田心豪教授、内閣府経済社会総合研究所の野村裕所長、松多秀一次長、植田広信総括政策研究官、林田雅秀前総括政策研究官、西原照雅前主任研究官、吉澤匡行政実務研修員、村山裕顧問から有益なコメントを頂いた。ここに記して謝意を表す。なお、本稿で示された内容や見解はすべて筆者によるものであり、所属する機関のものではない。また、ありうるべき誤りは筆者の責に帰する。

目次

| | | |
|-------|----------------------------------|----|
| 1 | はじめに | 3 |
| 2 | 先行研究の検討 | 4 |
| 2.1 | 育児時間の趨勢 | 4 |
| 2.2 | 育児時間増加の背景 | 5 |
| 2.3 | 育児時間の学歴間の差異の背景 | 6 |
| 2.4 | 「ケアする父親像」の広がり | 7 |
| 2.5 | 育児時間の複数の側面をふまえた仮説の設定 | 9 |
| 3 | 方法 | 11 |
| 3.1 | もちいるデータと分析対象 | 11 |
| 3.2 | 変数 | 11 |
| 3.3 | 分析方法 | 13 |
| 4 | 分析結果 | 14 |
| 4.1 | 2001年と2021年の育児時間 | 14 |
| 4.2 | 2001年と2021年の育児時間のジェンダー・ギャップ | 15 |
| 4.3 | 多変量解析の結果 | 17 |
| 4.3.1 | 一次的育児時間・二次的育児時間・子どもと一緒にの時間の分析結果 | 17 |
| 4.3.2 | ルーティンの育児時間・相互作用的育児時間の分析結果 | 21 |
| 4.3.3 | 子どものみと一緒にの時間・子どものみと一緒にの育児時間の分析結果 | 24 |
| 5 | まとめと結論 | 28 |
| 5.1 | 知見の要約 | 28 |
| 5.2 | 結論 | 30 |
| | 【文献】 | 31 |

1 はじめに

家事と育児は、しばしば市場労働との対比で家庭内労働ととらえられてきた。家事と育児は、ともに家族（現状では特に女性に偏る）によって、無償で担われるケア労働としての側面をもつという点で共通の性質をもつ。ただし、家事と育児には異なる側面もある。家事とは異なり育児には、子どもへの人的投資という側面があり、また子どもとの相互作用や関係性の形成をとまなうという点で、親に喜びをもたらす側面もある。本稿では、このような育児の多義性をふまえつつ、2000年代の育児時間の変化について検討する。

これまでの時間利用にかんする研究においても、特に女性で、家事時間は減少傾向にある一方で、育児時間は増加傾向にあることが指摘されてきた（Bianchi 2001; Gershuny 2000; Sullivan 2000）。日本においても近年育児時間は、女性・男性ともに増加傾向にある。社会生活基本調査によると、6歳未満の子どもをもつ女性および男性の育児時間は、2001年以降一貫して増加傾向にあり、2001年と比較して、2021年では女性では51分、男性では40分増加した（総務省統計局 2022）。こうした育児時間の増加の背景には、Intensive mothering/parenting (Hays 1996) といわれるような、親が子どもにより緻密に、子どものあらゆる側面に目配りするようなかたちでかかわるような子育てを望ましいものとする、子育ての文化的コンテクストの変容があると指摘されてきた（Craig et al. 2014; Sayer, Bianchi, & Robinson 2004）。2000年代の日本においても、1990年代以降の社会の構造変動によって、社会的地位達成のために求められる能力が、学力だけではなく意欲やコミュニケーション能力などの個人の人格をも含むようなものになっているという指摘（本田 2005）をふまえると、日本の親たちにも、子どもの生活全般にわたって、より緻密にかかわっていこうとするような子育て実践の変化が観察されるのではないかと思われる。このような子育ての変化を、本稿では親が子育てに費やす時間の観点から検討する。

「育児時間」として把握される時間は、子どもの世話、見守り、送迎、子どもと遊んだり勉強の手助けをしたりする時間など、多様な活動によって構成されている。さらには、何か別の活動をおこないながら、同時に子どもとかわるような時間や、より広義には、子どもと直接的にかかわっていなくとも、子どもと同じ空間をともにしているような時間もある。本稿ではこのように育児時間を複数の側面からとらえ、2000年代はじめから2020年代の育児時間の増加局面において、育児時間のどのような側面に変化がみられたのかを検討する。

さらに、子育てに対して社会的に一定程度共有される望ましさがあるとしても、子育ての何をどこまで配慮し、どのように子育てを実践するかについては、社会階層による差異があることが指摘されてきた（Christopher 2012; Faircloth 2023; 本田 2008; Lareau 2003）。そうした子育て実践の社会階層による差異は、諸外国では育児へ費やす時間においても観察されている。諸外国の先行研究では、高学歴層において育児時間が長い傾向がみられること（Bianchi et al. 2006; Craig 2006; England & Srivastava 2013; Guryan et al. 2008; Sayer, Gauthier, & Furstenberg 2004）、また2000年ごろまでの育児時間の増加の局面で、学歴間の差異が拡

大したこと (Altintas 2016; Gershuny 2000; Ramey & Ramey 2010) などが明らかにされてきた。しかし 2000 年代以降の日本で、育児時間の全体的な増加のトレンドのもとで、学歴間の差異が育児時間のどのような側面においてどのような傾向をみせるかは十分に明らかにされていない。

以上をふまえ、本稿では 2001 年と 2021 年の社会生活基本調査をもちいて、女性と男性の育児時間のどのような側面において変化がみられたのか、また 2001 年と 2021 年の育児時間の変化に、学歴による差異がみられるかどうかを検討する。

なお、2021 年は新型コロナウイルス感染の影響下にあった時期である。2020 年に国内での感染が確認されて以降、感染者数は時期によって異なっており、それを受けての政府による対応も異なっていた。2021 年は夏に新規感染者が増大し、複数の都道府県に緊急事態宣言が出されたが、9 月には感染状況が大きく改善し、9 月末までにすべての緊急事態宣言が解除された (NHK 2026)。全国の感染者数は、緊急事態宣言が 21 都道府県に拡大された同年 8 月下旬では、1 週間平均で 2 万人強であったが、社会生活基本調査が実施された 2021 年 10 月では、10 月 16 日時点の 1 週間平均で 568.43 人、10 月 24 日では 316.15 人であった (NHK 2026)。以上から、2021 年の調査がおこなわれた時期は、全国的にいずれの都道府県でも緊急事態宣言は発出されておらず、感染者数も比較的少なかった時期であったといえる。ただ同年 10 月 1 日の首相会見でも、マスクの着用や 3 密 (密閉・密集・密接) の回避が呼びかけられていたように (首相官邸 2021)、職場・学校・家庭生活等の場面での感染対策の必要性は、引き続き呼びかけられてもいた。2021 年調査が、このような新型コロナウイルス感染の影響下でおこなわれたことが、この年の育児時間の動向に一定の影響をもたらしていた可能性があることには留意が必要である。

本稿の構成は以下のとおりである。続く 2 節で育児時間の趨勢や学歴間の差異、その背景について、諸外国のものも含めた先行研究を検討し、本稿で検討する仮説を導く。3 節で、もちいるデータ、変数、分析方法について説明し、4 節で社会生活基本調査をもちいたデータ分析の結果を提示する。5 節で、分析から得られた知見を整理し、2000 年代の親たちの育児実践にどのような変化が生じたかについて議論する。

2 先行研究の検討

2.1 育児時間の趨勢

これまでの研究では、育児時間は多くの社会で増加の趨勢にあることが示されてきた。1960 年代ごろからの育児時間の趨勢にかんして研究の蓄積がある米国では、育児時間が 1990 年代半ば以降、増加の趨勢を示しはじめ、2000 年代はじめごろまでは増加傾向にあったことが明らかにされている (Aguiar & Hurst 2007; Ramey & Ramey 2010; Sayer, Bianchi, & Robinson 2004)。育児時間の増加傾向は米国だけではなく、1970 年代から 80 年代のノルウェー (Kitterød 2002)、1990 年代から 2000 年代初めのオーストラリア (Crag et al. 2014) 等

でも確認されており、さらに1960年代から2000年ごろまでの欧米16か国を対象に検討した Gauthier et al. (2004)、1970年代から1990年代までの30年間で20か国を対象とした Gershuny (2000) でも、それぞれの期間で育児時間が増加傾向であったことが確認されている。育児時間の増加は女性にも男性にもみられている。多くの社会では2000年代ごろまでに女性の就業率が増加したが、それにもかかわらず女性の育児時間には増加がみられた。その背後には、女性が就業したときに、家事などの時間を減らす一方で、育児の時間を減らさないような調整 (Nock & Kingston 1988) や、他のことをしながら子どもにかかわる時間を減らしながらも、子どもにフォーカスする時間は減らさない (Zick & Bryant 1996) といった調整がおこなわれていることがあると指摘されている。

さらにこれまでの研究では、育児時間の増加に加えて、育児時間には学歴間の差異があり、高学歴層のほうが低学歴層に比べて育児時間が長い傾向にあることがしばしば指摘されてきた (Bianchi et al. 2006; Craig 2006; England & Srivastava 2013; Guryan et al. 2008; Sayer, Gauthier, & Furstenberg 2004)。そうした学歴間の差異は、2000年ごろまでに観察された育児時間の増大のなかで拡大してきたという指摘がある (Altintas 2016; Gershuny 2000; Ramey & Ramey 2010) 一方で、2000年代以降には学歴間の差異が縮小傾向にあるという指摘 (Cha & Park 2021) もある。

2.2 育児時間増加の背景

育児時間は女性の就業や学歴と関連することはこれまで多くの指摘があり (Bianchi et al. 2006; Bryant & Zick 1996; Craig 2006; England & Srivastava 2013; Guryan et al. 2008; Sandberg & Hofferth 2001; Sayer, Gauthier, & Furstenberg 2004)、女性の就業率の高まりや高学歴化は、それ自体が育児時間の趨勢に関連する。ただ先行研究では、育児時間の増加のトレンドには、そうした人口学的な変化以上に、人びとの育児行動の変化がかかわっていることが示されている。たとえば米国の1990年代終わりごろまでの育児時間の変化にかんして、人口学的な変化による影響と、人びとの行動の変化による影響とに分けて検討した Sandberg & Hofferth (2001)、Sayer, Bianchi, & Robinson (2004) などによると、女性の就業率の増加、高学歴化、シングルマザー世帯の増加等の人口学的変化の育児時間への影響はごく限られたものであり、人びとの行動の変化による影響が、人口学的な変化の影響を上回っていたと指摘されている。行動の変化は、同じ就業状況、同じ学歴水準の女性の異なる時点の育児時間を比較してみると明らかであり、1998年の就業する女性は、1965年の就業する女性よりも、より多くの時間を育児に費やしており、同様に同じ学歴水準の女性で比較すると、どの学歴水準でも1998年のほうが育児時間が長くなっている (Sayer, Bianchi, & Robinson 2004)。

このような育児行動の変化の背景として指摘されてきたのが、子育てにかんする文化的コンテクストの変容である。Hays (1996) は1990年代の米国で未就学児を育てる母親へのインタビュー等から、intensive mothering といえるような子育てを望ましいとする価値観の広がりを指摘した。Haysによると intensive mothering とは、日々子どもの世話にかかわり、

子どものニーズや要求を読み取り、またそれを満たそうとするような子育てを母親に求めるものであり、そうした子育ての実践には多くの時間を要する (Hays 1996)。さらに後続の研究では、このような子育て態度は、1990年代以降の多くの産業社会で参照すべき「標準」となっていることが指摘されている (Arendell 2000; Faircloth 2023)。

日本でも、1990年代以降の日本社会の構造変動を背景として、子育てはより時間集約的なものになってきていると考えることができる。1990年代以降の日本では、グローバル化、サービス経済化、知識経済化の進展のなかで、社会的地位達成のために求められる能力が、学力のような習得可能・計測可能な知的能力(「近代型能力」)に特化したものではなく、意欲や創造性、コミュニケーション能力などの「ポスト近代型能力」が重視されるようになるような社会に移行しているとされる(本田 2005)。子どもの社会的地位達成は親にとっては重要な関心事であるため、親たちの関心は子どもの知的能力の形成だけではなく、「ポスト近代型能力」の形成にも向けられる。しかも「ポスト近代型能力」のような個人の人格をも含むような能力の形成は、学校教育よりも幼少期からの日々の生活をとおしてなされる部分が多い(本田 2005)、親が子どもの生活のあらゆる側面に配慮し、子どもにできるかぎり多様な経験をさせることが、社会的地位達成に有利な能力の形成につながると認識されるようになる。このような状況のもとで、日本の親たちの育児に費やす時間も増加傾向にあると考えられる。

2.3 育児時間の学歴間の差異の背景

上述のような *intensive mothering/parenting* は、望ましい子育ての「標準」として、多くの社会で受け入れられてきたと思われる。しかし他方で、実際の生活のなかでどのように子どもとかわるか、子どものニーズの何をどの程度まで、どのような方法で満たしていくかには、親たちのおかれた社会文化的文脈によってバリエーションがありうる。社会階層はその差異が最も顕著にあらわれる側面のひとつある (Christopher 2012; Faircloth 2023; Lareau 2003)。

A. Lareau の米国家族にかんするエスノグラフィックな研究では、社会階層に特有の子育てにかんする文化的な論理があり、それが日々の子育て実践に差異をもたらしていることが論じられている。Lareau (2003)によると、比較的高学歴の中産階級の親たちの子育てにみられる論理は、"concerted cultivation"である。それは親による意図的・積極的な介入によって子どもの能力を最大限に開花させようとするものである。親たちは、子どもを課外活動に参加させること、それが可能となるように自分のスケジュールを調整することに積極的に、そうすることによって子どもがどのように時間を過ごすかを意図的に調整する。同時に、親たちは論理的な言語で子どもに働きかけ、子どもと議論することに時間を費やすとともに、学校などとの交渉にも積極的である。他方で、比較的低学歴の労働者階級の親たちの子育てには、"accomplishment of natural growth"といえるような論理が観察されている。親たちは子どもの安全や衣食を満たすこと、子どもを愛し育てることに気を配る一方で、子どもの

発達には、親が介入せずとも「自然に」達成されるものであると考えている。そのため親が子どもの時間の過ごし方に介入することには消極的で、学校等とかかわる頻度も多くはない。

比較的高学歴の親たちに共有されている"concerted cultivation"の子育て論理のもとでは、親は子どもの生活のあらゆる側面に配慮し、子どもがさまざまな経験を積めるよう調整や送迎、見守りをおこない、さらには親自身が子どもとの会話や余暇活動にかかわることになる。こうした子育ては必然的に多くの時間を必要とするものであり、高学歴の親たちの育児時間が相対的に長いことには、こうした子育て態度がかかわっていると考えることができる。

2000年代の日本においても、母親たちの子育て実践には学歴階層による差異がみられることが指摘されている。本田（2008）は2000年代はじめの大都市部で小学校高学年の子どもを育てる母親へのインタビュー調査をもとに、母親たちに実践される子育てには母親学歴による差異があることを明らかにしている。高学歴層では学習塾の利用が多いことに加えて、母親たちは塾での教え方や子どもの学習の定着度合いにも気を配る傾向が強い。また高学歴層の母親は子どもにできるかぎりの経験をさせ、その可能性を最大限に伸ばすこと、将来的には主体性や専門性を身につけてほしいと期待する傾向がある。他方で非高学歴層では子どもに習いごとをさせる際、「近隣にたまたまあった」「友だちもやっていた」等の「自然な」流れで習わせている例も多く、将来的には対人関係をうまく維持し、人並みの「普通の」大人になってほしいと期待する傾向が強い。こうした傾向は、Lareau（2003）の指摘する傾向とおおむね合致する。ただし本田（2008）は、母親たちは総じて子どもに対して細かく熱心な気づかいや配慮をしめしていること、格差といってもそれは断層ではなく、連続的なグラデーションのかたちをとっており、いわば同じ前提を土台としているという点も強調している。

加えて2000年代以降の日本の社会経済状況は、高学歴層の子育て実践を、より徹底させる方向に働いたと考えられる。1990年のバブル経済崩壊以降、日本経済は長期にわたり停滞した。経済成長率は低迷し、賃金もほとんど上昇しなかった。労働市場では非正規雇用が増大し、未婚化・少子化もすすんだ。高学歴層が享受してきた安定雇用や男性稼ぎ主を中心とするような安定した家族生活は自明のものではなくなり、子ども世代における階層の下降移動のリスクが顕在化した。相対的リスク回避（Breen & Goldthorpe 1997）の概念で説明されるように、子ども世代の階層的な下降移動を避けるためには、高学歴層の子どもは（親と同レベルの）高い社会的地位達成をめざす必要がある、そのため高学歴層は子どもに対して、ますます熱心に投資するようになると考えることができる。このような状況のもと、2000年代以降の育児時間の学歴間の差異が拡大したのではないかと予想される。

2.4 「ケアする父親像」の広がり

女性の就業率の高まりや、性別分業見直しの機運のなかで、米国では1970年代ごろから、子どもの日々の細かな部分にも積極的にかかわり、子どもと親密な関係を築き、子どもの社

会化プロセスにも積極的にかかわるような父親を望ましいとするような、父親イメージにかんする文化的な転換があった (LaRossa 1988)。Coltrane (1996) による 1987 年から 1992 年にかけての米国でのインタビュー調査では、そのような子育てを実践する父親たちが出現していることが示されている。

多賀 (2005) によると、日本で「ケアする父親」を望ましいとするような言説が広く流布されるようになったのは、1990 年代前後である。日本では 1970 年代ごろから、父親と母親との資質の違いを前提とし、父親には母親には果たせないような役割があるという観点から、おもにしつけや教育において父親が子どもにかかわることを求めるような「権威としての父親」言説が広く流布しはじめた (多賀 2005)。そうした言説は 1990 年代以降にもみられたが、そうした従来からの言説が父親役割に含めていなかった、子どもに対する世話役割を求めるような言説が一定のボリュームで登場したのが 1990 年代ごろであった。日本において「ケアする父親像」が広く流布された背後には、フェミニズム運動による性別分業見直しの動き、従来の男性の仕事中心の生き方を見直す男性たち自身の動き (メンズセンター 1996) 等と同時に、少子化の進行がある。少子化の要因のひとつには、女性に偏る家事や育児の重い負担にあるとされ、そのような女性の負担を軽減するために、男性が育児にかかわることが政策的にも奨励されるようになった。たとえば 1990 年代前後の厚生白書では、男性が育児にかかわることの重要性がたびたび強調された (厚生省 1990; 1994; 1998)。

ただし多賀 (2005) が論じるように、「権威としての父親」言説が 1990 年代以降もかたちを変えながら語られ続けた点には留意が必要である。2000 年代半ば以降に登場した父親向けの育児・教育雑誌の記事を分析した天童・高橋 (2011) によると、それらの雑誌では親の育て方やしつけ、それによって促される子どもの学習や勉強に多くの誌面が割かれている。つまり父親に、職業をとおして身につけていると想定される知識やスキルをもって子どもとかかわることによって、子どもの将来的な地位達成に資するような能力を開発する役割を期待する言説は、2000 年代以降も親たちに一定の影響をもっていたと考えることができる。

また「ケアする父親像」をより積極的に受け入れたのは、高学歴層であったと考えられる。LaRossa (1988) では 1980 年代ごろまでの米国で、子どもの世話により積極的にかかわるような変化がみられたのは、おもに中産階級の父親であったと指摘している。日本のこれまでの性別分業に対する意識研究でも、高学歴層のほうが性別分業を否定し、平等を志向する傾向が強いことが指摘されてきた (西野・中西 2016; 山口 1999)。むろん父親にかんする文化的な転換と行動面での変化にはずれが生じるものであり (LaRossa 1988)、性別分業を否定し、「ケアする父親像」を積極的に受け入れるような態度をもつことが、すぐさま行動において子どもの世話役割を積極的に引き受けていくことにはつながるわけではない。しかし行動面においても先んじて変化があらわれるのは高学歴層ではないかと考えることができる。

つまり「ケアする父親」を望ましい父親像として受け入れ、それを実践していこうとする

ような態度は高学歴層においてより顕著で、そのことが2000年代以降の父親の育児時間の学歴差を生んでいると予想することができる。

2.5 育児時間の複数の側面をふまえた仮説の設定

これまでの時間利用にかんする研究においては、育児時間はその時間の行動の内容、子どもに対するフォーカスの度合い等によって複数の側面からとらえられてきた (Bianchi et al. 2006)。それらをふまえて本稿では、育児時間を複数の側面からとらえたうえで、2000年代以降の育児時間の動向と学歴間の差異にかんする仮説を設定する。

まずその時間がどの程度子どもにフォーカスされていたかを区別してとらえることができる指標として、一次的育児時間・二次的育児時間がある。一次的育児時間とは、回答者が「おもにしていた活動」として報告した育児時間である。他方で二次的育児時間とは、回答者が何か別の(一次的)活動と「同時にしていた活動」として報告した育児時間である。たとえば、家事をしながら子どもの世話をしたり、テレビを見ながら子どもと遊んだりしていた時間がそれにあたる。一次的・二次的育児時間を比較した場合、一次的育児時間のほうが、より子どもにフォーカスした時間ととらえることができる。さらに一次的・二次的育児時間とは別に「子どもと一緒にいる時間」も、子どもへのフォーカスの度合いがより低いものの、広い意味での育児時間と考えることができる。「子どもと一緒にいる時間」とは、一次的活動の種類にかかわらず「一緒にいた人」に「子」と回答された時間である。一次的・二次的育児時間が子どもとの何らかの相互作用があった時間であるのに対して、「子どもと一緒にいる時間」は、たとえ子どもとの直接的な相互作用がなかったとしても、子どもと一緒にいた時間を集計したものである。これは、一次的・二次的育児時間と比較して、さらに子どもへのフォーカスの度合いが低い時間ととらえることができる。

先に論じたような、子どものニーズに応答的な子育てがますます求められるようになってきたことをふまえると、2001年から2021年のあいだで、子どもへのフォーカスの度合いが高い育児時間に増加がみられたのではないかと予想される。また高学歴層での、より子どもに対して緻密に配慮するような子育て態度をふまえると、子どもへのフォーカスの度合いが最も高い一次的育児時間において、学歴間の差異が拡大しているのではないかと予想される。そこで以下の仮説を設定する。

仮説 1a: 2001年から2021年のあいだに、育児時間は、二次的育児時間や子どもと過ごす時間よりも一次的育児時間において増加した。

仮説 1b: 2001年から2021年のあいだに、育児時間の学歴間の差異は、二次的育児時間や子どもと過ごす時間よりも一次的育児時間において拡大した。

次に一次的育児時間は、活動の内容によってルーティンの育児時間と相互作用的育児時間に分類することができる。ルーティンの育児時間とは、子どもの世話や見守り、送迎など

日々の子どもの世話にあてられた時間である。他方で相互作用育時間とは、子どもと遊んだり、勉強の手助けをしたりする時間で、親が子どもの知識や経験をより充実させることに直接的に費やした時間ととらえることができる。

子どもの地位達成への親の関心の高さという観点からは、子どもの認知面での発達をうながす相互作用活動に、親たちはより多くの時間を費やすようになっていると予想することができる。また高学歴層の子どもの教育への関心の高さをふまえると、高学歴層の親たちは相互作用活動に、より積極的に時間を費やすようになったと考えることができる。他方で、ルーティン育時間も増加した可能性がある。なぜなら意欲や創造性、コミュニケーション能力などの「ポスト近代型能力」の形成を強く志向するような子育てにおいて親に期待されるのは、一緒に遊んだり、勉強を手助けしたりすることによって子どもの知的な発達をうながすことだけではなく、子どもが対人能力や自律性を身につけられるような働きかけをおこなうことでもあり、そうした働きかけは遊びや学習といった場面だけでなく、生活のあらゆる場面でおこなわれうる。つまり親たちは、ルーティン育にもより多くの時間を費やすことで、子どもに将来必要とされる資質を身につけさせようとしており、そのような態度は近年高学歴層に、より顕著になっているのではないかと考えられる。さらに男性において「ケアする父親像」を望ましいものとして受け入れ、実践にうつそうとすることも高学歴層においてより顕著であると予想される。これらをふまえ、下記の仮説を設定する。

仮説 2a: 2001年から2021年のあいだに、相互作用育時間が増加した。

仮説 2b: 2001年から2021年のあいだに、相互作用育時間の学歴間の差異は拡大した。

仮説 3a: 2001年から2021年のあいだに、ルーティン育時間が増加した。

仮説 3b: 2001年から2021年のあいだに、ルーティン育時間の学歴間の差異は拡大した。

さらにこれまでの育児時間研究においては、育児時間を親が子どもとひとりですごしていたか、あるいは他の大人とすごしていたかに注目するものがあつた (Bianchi et al. 2006; Craig 2006; Henz 2019)。特に父親がひとりで育児をする、あるいは子どものみと時間をすごすことは、ふたり親のカップルにおいては、母親がその時間を育児以外にあてられるという点で、母親の育児負担の軽減につながりうる。日本では父親の育児への政策的な後押しが、女性の育児負担の軽減(とそれが少子化に歯止めをかけること)を意図したものであつたことをふまえると、男性の育児時間が増加傾向にあるなかで、男性が子どもとひとりですごす時間が増加したかを検討しておくことが必要である。先述のとおり日本において、性別分業に否定的な態度を示し、「ケアする父親像」を積極的に受け入れたのが高学歴男性であつたならば、子どものみとすごす時間(または育児時間)が長い傾向にあるのは高学歴男性であり、学歴間の差異も拡大していると考えられる。よって下記の仮説を設定する。

仮説 4a: 2001 年から 2021 年のあいだに、男性においては子どものみと一緒の時間／子どものみと一緒の育児時間は増加し、女性においては減少した。

仮説 4b: 2001 年から 2021 年のあいだに、子どものみと一緒の時間／子どものみと一緒の育児時間の学歴間の差異は拡大した。

3 方法

3.1 もちいるデータと分析対象

分析にもちいたのは、総務省統計局により実施された社会生活基本調査（調査票 B）の平成 13 年（2001 年）および令和 3 年（2021 年）の個票データである。社会生活基本調査は、回答者が 1 日をどのようなことをしてすごしたかを 15 分単位で回答する時間利用にかんする調査である。サンプリングは、第一次抽出単位を国勢調査区、第二次抽出単位を世帯とする層化二段抽出法によっておこなわれ、抽出された世帯の 10 歳以上の世帯員が調査対象となった。1 日の生活時間の回答にあたっては、2001 年調査では 2001 年 10 月 13 日（土）から 21 日（日）のうち連続する 2 日間、2021 年調査では 2021 年 10 月 16 日（土）から 24 日（日）のうち連続する 2 日間を調査区ごとに指定している。

社会生活基本調査には調査票 A と B があり、プリコード方式の調査票 A では「育児」は単一のカテゴリーとして設定されている。他方で調査票 B はアフターコード方式であり、育児に含まれる活動は、たとえば 2021 年実施の調査では「乳幼児の身体の世話と監督」、「乳幼児の介護・看護」、「乳幼児と遊ぶ」、「子供の付き添い等」のように、より細分化して把握されている。さらに調査票 B では、その時間帯におもにしていた活動（＝一次的活動）に加えて、同時にしていた活動（＝二次的活動）についてもたずねている。このように、育児活動を細分化してとらえることができ、二次的活動についても把握できるという点で、調査票 B のデータによって本稿の問題関心を明らかにすることができると思う。

分析には、有配偶で世帯主またはその配偶者、かつ（世帯主との続柄で）10 歳未満の子どもがいるケースをもちいる。サンプルサイズは、2001 年データは女性 964 ケース（うち平日 343 ケース、土日 621 ケース）、男性 951 ケース（うち平日 336 ケース、土日 615 ケース）、2021 年データは女性 720 ケース（うち平日 269 ケース、土日 451 ケース）、男性 702 ケース（うち平日 264 ケース、土日 438 ケース）である。

3.2 変数

従属変数は 1 日あたりの育児時間である。育児時間は、次の複数の側面からとらえる。

まずは育児時間のうち子どもへのフォーカスの度合いの差異をとらえるため、一次的育児時間、二次的育児時間、子どもと一緒に時間をもちいる。一次的育児時間は、1 日のうち「おもにしていた活動」として報告された育児時間の合計とした。育児時間として含めた活動は以下のとおりである。2001 年調査では「乳幼児の介護・看護」、「乳幼児の身体の世

話と監督」、「乳幼児の付き添い等」、「家事関連以外の無償労働に伴う移動」、「乳幼児と遊ぶ」、「子供の教育」を含めた。「家事関連以外の無償労働に伴う移動」は必ずしも育児に関連する移動に限られないが、10歳以下の子どもをもつケースにおいては「家事関連以外の無償労働」の多くを育児が占めると想定されるため、育児時間としてカウントした。2021年調査で育児時間に含めたのは、「乳幼児の介護・看護」、「乳幼児の身体の手世と監督」、「子供の付き添い等」、「育児に関連した移動」、「乳幼児と遊ぶ」、「子供（乳幼児以外）と遊ぶ」、「子供（乳幼児以外）の教育」である。二次的育児時間は、1日のうち「同時にしていた活動」として報告された育児時間である。育児時間として含めた活動は、一次的育児時間と同様である。さらに本稿では、「子どもと一緒にいる時間」も従属変数として設定した。これは、1日のうち一次的活動の種類にかかわらず「一緒にいた人」に「子」と回答された時間を合計して算出した。

さらに本稿では、育児活動の内容に着目した、ルーティンの育児時間、相互作用的育児時間ももちいる。ルーティンの育児時間は、日常の子どもの世話にかかわる時間の1日の合計とする。2001年調査では「乳幼児の介護・看護」、「乳幼児の身体の手世と監督」、「乳幼児の付き添い等」、「家事関連以外の無償労働に伴う移動」、2021年調査では「乳幼児の介護・看護」、「乳幼児の身体の手世と監督」、「子供の付き添い等」、「育児に関連した移動」の合計とした。他方で相互作用的育児時間は、より直接的に子どもの発達に働きかけるような時間の1日の合計とする。2001年調査では「乳幼児と遊ぶ」と「子供の教育」、2021年調査では「乳幼児と遊ぶ」、「子供（乳幼児以外）と遊ぶ」、「子供（乳幼児以外）の教育」の時間を合計した。

また育児時間を子どもとのみすごしていたかを把握するために「子どものみと一緒にいる時間」、「子どものみと一緒にいる育児時間」ももちいる。「子どものみと一緒にいる時間」は、1日のうち、一次的活動の種類にかかわらず「一緒にいた人」が「子」のみと回答された時間の合計とし、「子どものみと一緒にいる育児時間」は、1日の育児時間のうち、「一緒にいた人」が「子」のみと回答された時間の合計とする。

独立変数は、回答者の学歴と調査年である。学歴は「高校以下」、「短大・高専」、「大学以上」の3カテゴリで把握する。調査年については、2021年ダミーを設定した。

コントロール変数としては、回答者年齢、末子年齢、10歳未満の子ども数、週あたり労働時間、共働きダミー、三世代同居ダミーを設定する。週あたり労働時間は、「ふだんの1週間の就業時間」に対する回答に、「15時間未満」=7.5、「15-29時間」=22、「30-34時間」=32、「35-39時間」=37、「40-48時間」=44、「49-59時間」=54、「60時間以上」=65と値をあてた。就業していないケースには0をあて、「きまっていない」という回答は欠損値とした。なお2001年は（「15-29時間」、「30-34時間」ではなく）「15-34時間」というカテゴリが設定されており、そのカテゴリには24.5の値をあてた。共働きダミーは、回答者と配偶者がともに就業している場合には1、そうでない場合には0とした。三世代同居ダミーは、夫婦と子どものほかに親がひとりでも同居していれば1、そうでなければ0とした。

分析でもちいる独立変数およびコントロール変数の記述統計を表1に示す。学歴は女性・男性ともに2021年では2001年より「高校以下」の割合が減少し、「短大・高専」、「大学以上」の占める割合が増加している。回答者の年齢は女性・男性ともに2021年のほうが高く、末子年齢も2021年のほうがやや高い。10歳未満の子ども数は女性・男性ともに2021年のほうが若干少ない傾向にある。週当たり労働時間は、2021年では2001年と比べて女性では増加し、男性では減少している。共働きの割合が、女性・男性ともに2001年には40%台であったのが、2021年には69%程度にまで増加していることをふまえると、女性の週当たり労働時間の増加の背景のひとつには、就業する女性が増加したことがあったと考えることができる。三世帯同居割合は、女性・男性ともに2001年では10%程度であったのが、2021年には4%程度まで減少している。

表1 もちいる変数の記述統計

| | 女性 | | 男性 | |
|------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | 2001年 | 2021年 | 2001年 | 2021年 |
| n | 964 | 720 | 951 | 702 |
| 平日 | 35.58 | 37.36 | 35.33 | 37.61 |
| 土日 | 64.42 | 62.64 | 64.67 | 62.39 |
| 学歴 | | | | |
| 高校以下 | 52.70 | 23.61 | 51.74 | 31.91 |
| 短大・高専 | 35.06 | 39.72 | 10.30 | 17.24 |
| 大学以上 | 12.24 | 36.67 | 37.96 | 50.85 |
| 回答者年齢 | 34.90 (5.47) | 38.53 (5.63) | 37.28 (6.57) | 40.53 (6.32) |
| 末子年齢 | 3.99 (3.00) | 4.46 (2.97) | 4.02 (2.98) | 4.47 (2.97) |
| 10歳未満の子ども数 | 1.55 (0.67) | 1.51 (0.64) | 1.55 (0.67) | 1.49 (0.64) |
| 週当たり労働時間 | 12.86 (17.74) | 20.69 (17.89) | 51.12 (12.81) | 46.96 (11.87) |
| 共働き | 42.12 | 68.61 | 44.06 | 68.95 |
| 三世帯同居 | 9.96 | 4.17 | 9.88 | 4.56 |

注：曜日、学歴、共働き、三世帯同居については割合を示し、回答者年齢、末子年齢、10歳未満の子ども数、週当たり労働時間については平均値（カッコ内は標準偏差）を示す。

3.3 分析方法

はじめに育児時間の複数の側面にかんして2001年・2021年の記述統計を示す。加えて、育児時間の複数の側面のジェンダー・ギャップの動向も確認する。次に、育児時間の各側面を従属変数、調査年と回答者学歴を従属変数としたOLS回帰分析をおこなう。回答者は2日分の生活時間を回答しているため、推定値の標準誤差の算出には個人の複数回の観測を考慮する。データには従属変数の値がゼロであるケースが多く含まれるが、これらは該当す

る活動がなかったという意味でのゼロであり、打ち切り (censoring) を意味するものではない。このような場合には、打ち切りデータを前提とする Tobit モデルは適しておらず、また二段階モデルもゼロの出現が説明変数に依存する場合には適さず、OLS 回帰分析がバイアスのない推定値を得られる分析手法であると指摘されている (Stewart 2013)。よって以下の分析では OLS 回帰分析をもちいる。

まずは調査年と回答者学歴、コントロール変数を投入したモデルにおいて、調査年の効果がみられるか(2001年と2021年のあいだに平均的な差異がみられるかどうか)を検討する。次に調査年と回答者学歴の交互作用項を加えたモデルによって、2001年から2021年の育児時間の変化に、学歴による差異がみられるかどうかを検討する。分析は女性と男性のそれぞれについておこなう。また、先行研究において日本の家庭内労働時間は平日と週末で異なる傾向をみせること (Hertog et al. 2021) が指摘されていることをふまえ、平日と土日も分けて分析をおこなう。

4 分析結果

4.1 2001年と2021年の育児時間

表2には、一次的・二次的育児時間、子どもと一緒にいる時間、ルーティンの・相互作用的育児時間、子どものみと一緒にいる時間、子どものみと一緒にいる育児時間にかんして、2001年と2021年の女性および男性の、平日と土日のそれぞれの1日に費やされた時間の平均値を示す。表2をみると、一次的育児時間は、女性の平日および土日、男性の土日で2021年のほうが有意に長く、二次的育児時間は女性・土日のみで2021年に長い傾向がみられる。また子どもと一緒にいる時間は、男性の土日で2021年のほうが長い。女性・平日では2001年と2021年で、子どもと一緒にいる時間にはあまり変化がない(むしろ2021年のほうが短い)一方で、一次的育児間に増加がみられた。このことは、2021年には女性が平日に子どもと過ごす時間のうち、一次的育児時間の占める割合が高くなっていることを意味する。

ルーティンの育児時間は、女性および男性の平日・土日ともに2021年のほうが長くなっている一方で、相互作用的育児時間については、女性・平日では2021年のほうが有意に短く、女性の土日、男性の平日および土日でも、ほとんど差異がないか、やや短い傾向がみられる。つまり女性も男性も、平日・土日ともに、ルーティンの育児時間の占める割合が相対的に大きくなったことがわかる。女性の平日・土日と男性の平日では、2001年にはルーティンの育児と相互作用的育児に同程度の時間が費やされていたが、2021年にはルーティンの育児時間のみが増加し、相対的にルーティンの育児時間の割合が大きくなった。他方で男性・土日では、2001年には相互作用的育児時間のほうが長かったが、2021年にはルーティンの育児と相互作用的育児に、同程度の時間を費やすようになっている。

子どものみと一緒にいる時間は、男性の土日で2021年のほうが有意に長くなっており、子どものみと一緒にいる育児時間は、女性・平日と男性・土日で2021年のほうが長くなっている。

表2 2001年・2021年のタイプ別育児時間の平均値（1日あたり・分）

| | 女性 | | | | 男性 | | | |
|----------------|--------------------|------------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|------------------------|
| | 平日 | | 土日 | | 平日 | | 土日 | |
| | 2001 | 2021 | 2001 | 2021 | 2001 | 2021 | 2001 | 2021 |
| 一次的育児時間 | 116.81 (133.43) | 154.52 ** (157.49) | 104.28 (128.48) | 129.55 ** (147.94) | 20.18 (49.90) | 27.10 (58.43) | 56.37 (106.27) | 86.03 *** (136.67) |
| 二次的育児時間 | 16.71 (57.52) | 15.22 (45.54) | 13.36 (53.46) | 20.12 † (76.78) | 2.91 (12.76) | 5.00 (62.12) | 6.49 (38.37) | 9.14 (53.29) |
| 子どもと一緒にの時間 | 519.10 (267.79) | 494.83 (260.13) | 624.54 (249.52) | 647.10 (257.86) | 153.26 (149.20) | 174.32 (184.71) | 397.93 (291.39) | 483.36 *** (311.36) |
| ルーティンの育児時間 | 58.95 (84.71) | 117.99 *** (139.36) | 47.39 (93.08) | 80.75 *** (119.83) | 9.91 (37.57) | 19.32 ** (45.78) | 12.95 (39.46) | 41.54 *** (93.16) |
| 相互作用的育児時間 | 57.86 (79.14) | 36.52 *** (62.47) | 56.88 (88.26) | 48.79 (82.99) | 10.27 (28.58) | 7.78 (24.92) | 43.41 (96.58) | 44.49 (93.01) |
| 子どものみと一緒にの時間 | 329.96 (227.95) | 322.97 (249.79) | 238.84 (236.86) | 223.07 (250.53) | 22.46 (50.73) | 22.16 (42.26) | 74.24 (119.69) | 97.43 ** (149.25) |
| 子どものみと一緒にの育児時間 | 79.77 (106.85) | 108.96 ** (138.11) | 52.15 (90.27) | 55.91 (95.04) | 5.00 (21.44) | 6.48 (20.20) | 19.32 (54.37) | 29.14 † (70.39) |

注：2001年と2021年の値に統計的有意差がある場合、次のとおりを示す。† p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

4.2 2001年と2021年の育児時間のジェンダー・ギャップ

次にそれぞれのタイプの育児時間について、2001年と2021年のジェンダー・ギャップの動向を確認する。図1a、図1bは、各タイプの育児時間の男性の時間に対する女性の時間の比率をしめす。平日にかんする図1aをみると、二次的育児時間、子どもと一緒にの時間、相互作用的育児時間については、2001年に比べて2021年のほうがジェンダー・ギャップがやや小さくなっているものの、一次的育児時間、ルーティンの育児時間、子どものみと一緒にの時間、子どものみと一緒にの育児時間にかんしては、ジェンダー・ギャップにほとんど変化がみられないか、ギャップがやや広がっているものもある。先の表2で男性の平日のルーティンの育児時間は2021年に増加したことを確認したが、女性においても増加したため、ジェンダー・ギャップは縮小していない。また子どもへのフォーカスの度合いが高い一次的育児時間、日常の子どもの世話にあたるルーティンの育児時間、また子どものみと一緒にの時間や子どものみと一緒にの育児時間においてジェンダー・ギャップの縮小がみられていないことから、平日の比較的負荷の大きい育児が女性に偏る状況に、過去20年で大きな変化がみられていないことが示唆される。さらに子どものみと一緒にの時間・子どものみと一緒にの育児時間は、2021年で女性のほうが男性より、それぞれ14.6倍、16.8倍長く時間を費やしており、2021年においても平日の「ひとりの育児」時間は圧倒的に女性に偏っていることも指摘できる。

次に土日について図1bをみると、先の平日の図1aと比較して全体的に土日のほうが育児時間のジェンダー・ギャップが小さいことがわかる。また二次的育児時間を除いて、2001年より2021年のほうがジェンダー・ギャップが小さくなっている。特にルーティンの育児時間ではジェンダー・ギャップの縮小が顕著で、2001年には女性が男性より3.7倍の時間を

費やしていたが、2021年には1.9倍となった。また相互作用の育児時間については、2021年では男性の時間に対する女性の時間の比率は1.1倍で、ほとんど差異がみられなくなっている。



図 1a 男性の育児時間に対する女性育児時間の割合（平日）

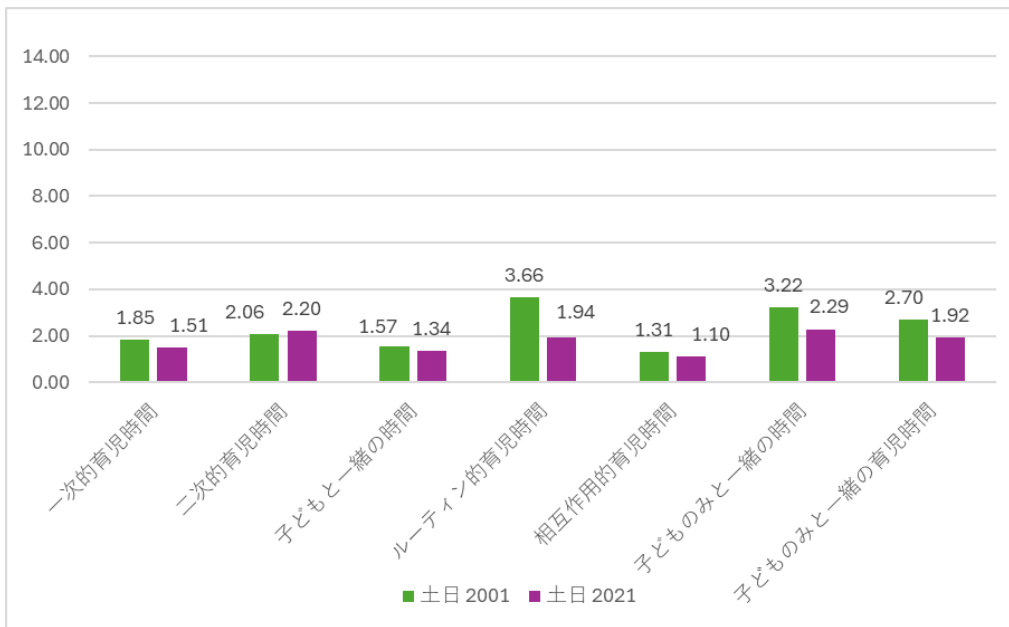


図 1b 男性の育児時間に対する女性育児時間の割合（土日）

4.3 多変量解析の結果

4.3.1 一次的育児時間・二次的育児時間・子どもと一緒にの時間の分析結果

次に育児時間の複数の側面にかんして、2001年から2021年にかけてどのような変化があったか、その変化に学歴による差異がみられるかどうかを、多変量解析によって検討する。表3は一次的育児時間にかんする結果である。女性と男性それぞれの平日と土日の結果を示す。モデル1は2021年ダミーと学歴の主効果のみ、モデル2はそれぞれの主効果に加えて、交互作用項を投入している。まず女性・平日のモデル1では2021年ダミーが統計的に有意であり、2021年には2001年に比べて平均して一次的育児時間が57分増加していることがわかる。交互作用項を投入したモデル2では、2021年ダミーのみが有意で、2021年ダミーと学歴の交互作用項は有意ではない。交互作用項の符号はいずれも負である。これは学歴間の差が縮小する傾向をとめないながら、すべての学歴層で平日の一次的育児時間が増加したことを示す。女性・土日のモデル1では、2021年ダミーと学歴の主効果が有意で、一次的育児時間が平均して21分増加したことを示す。モデル2では、有意水準10%ではあるものの、2021年ダミーと「大学以上」の交互作用項に正の効果がみられている。2021年ダミーの主効果と学歴の主効果は有意ではないことから、2001年にはみられなかった学歴間の差が、2001年から2021年にかけて「高校以下」層ではほとんど増加がなかった一方で、「大学以上」の層には増加があり、学歴間の差異が生起する傾向があったことを示す。

男性の平日の一次的育児時間について、モデル1では2021年ダミーが統計的に有意であり、平均して11分増加したことを示している。モデル2では2021年ダミーと学歴の主効果、交互作用効果いずれも有意ではない。つまり男性の平日の一次的育児時間は平均的に増加しているものの、2001年で学歴による差異はみられず、2021年に学歴による差がみられるようにはなっていない。土日のモデル1では、2021年ダミーが統計的に有意であり、一次的育児時間が平均的に23分増加したことがわかる。また「高校以下」層に比べて「大学以上」層では一次的育児時間が43分長い。モデル2をみると、「大学以上」の主効果のみが有意である。これは2001年で「高校以下」層に比べて「大学以上」層の男性の一次的育児時間が長かったこと、その傾向に2021年も変化がなかったことを示している。

一次的育児時間とコントロール変数との関連についてみると、まず末子年齢が高くなるほど一次的育児時間が短くなるのが、女性・男性、平日・土日ともに確認される。また土日には女性・男性ともに、三世代同居と一次的育児時間とのあいだに負の関連がみられる。さらに女性では平日でのみ労働時間と一次的育児時間とのあいだの負の関連がみられるが、男性の労働時間とは有意な関連がみられない。

表3 一次的育児時間にかんする OLS 回帰分析の結果

| | 一次的育児時間 | | | | | | | |
|------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | 女性・平日 | | 女性・土日 | | 男性・平日 | | 男性・土日 | |
| | モデル1 Coef. | モデル2 Coef. | モデル1 Coef. | モデル2 Coef. | モデル1 Coef. | モデル2 Coef. | モデル1 Coef. | モデル2 Coef. |
| 2021年ダミー | 57.47 *** (12.14) | 81.30 *** (20.75) | 20.89 * (10.00) | 3.98 (15.57) | 11.09 * (5.11) | 3.41 (6.77) | 22.72 ** (8.36) | 16.65 (10.13) |
| 学歴 | | | | | | | | |
| 高校以下(レファレンス) | | | | | | | | |
| 短大・高専 | 9.27 (11.36) | 21.95 † (12.57) | 10.43 (9.30) | 5.89 (11.15) | -4.22 (5.72) | -9.18 (7.34) | 13.94 (10.81) | 1.38 (12.51) |
| 大学以上 | 24.34 (16.75) | 42.25 (25.93) | 32.99 ** (11.26) | 15.19 (13.78) | 5.44 (4.62) | 0.07 (5.99) | 43.18 *** (8.03) | 41.11 *** (9.82) |
| 2021年ダミー×学歴 | | | | | | | | |
| 2021年×短大・高専 | | -39.84 (25.86) | | 18.00 (20.59) | | 12.10 (11.05) | | 25.75 (21.99) |
| 2021年×大学以上 | | -38.29 (36.14) | | 38.88 † (22.96) | | 13.09 (9.68) | | 6.24 (16.58) |
| 回答者年齢 | -0.86 (1.23) | -0.92 (1.22) | 1.77 (1.08) | 1.74 (1.08) | -0.62 (0.38) | -0.59 (0.39) | 1.15 † (0.69) | 1.12 (0.69) |
| 末子年齢 | -26.22 *** (2.93) | -26.20 *** (2.92) | -23.11 *** (2.12) | -23.13 *** (2.10) | -4.27 *** (1.03) | -4.30 *** (1.04) | -11.32 *** (1.55) | -11.36 *** (1.56) |
| 10歳未満の子ども数 | -13.22 (11.30) | -12.81 (11.21) | -4.75 (7.60) | -5.11 (7.62) | 5.34 (5.04) | 4.90 (4.99) | 10.35 (6.51) | 10.59 (6.49) |
| 週あたり労働時間 | -1.93 *** (0.45) | -1.96 *** (0.46) | 0.40 (0.36) | 0.39 (0.36) | -0.03 (0.15) | -0.03 (0.16) | 0.08 (0.27) | 0.10 (0.27) |
| 共働きダミー | 2.73 (17.15) | 3.96 (17.74) | -11.87 (13.30) | -11.18 (13.28) | -0.25 (6.39) | -0.42 (6.35) | 9.10 (8.27) | 8.79 (8.24) |
| 三世代同居ダミー | 5.87 (12.00) | 3.72 (12.42) | -25.86 * (11.78) | -25.10 * (11.77) | 7.62 (13.17) | 7.31 (13.08) | -25.82 * (11.17) | -26.44 * (11.16) |
| 定数項 | 288.22 *** (47.64) | 283.42 *** (47.61) | 137.87 ** (40.82) | 143.63 ** (41.44) | 50.70 * (19.56) | 52.46 ** (19.70) | 19.76 (29.68) | 22.03 (29.71) |
| <i>R-squared</i> | 0.43 | 0.44 | 0.23 | 0.23 | 0.11 | 0.11 | 0.13 | 0.13 |
| <i>N</i> | 612 | 612 | 1,072 | 1,072 | 600 | 600 | 1,053 | 1,053 |

注：カッコ内はクラスタリングを考慮して調整したロバスト標準誤差。†p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

表4は、二次的育児時間にかんする結果である。女性・平日については、2021年ダミーや学歴、またそれらの交互作用効果は確認されない。土日のモデル1では、2021年ダミーが正、「大学以上」で正の関連がみられる(有意水準10%)。モデル2では2021年ダミーと「大学以上」の交互作用項のみが有意であった。2021年ダミーの主効果と学歴の主効果は有意ではないことから、2001年にはみられなかった学歴間の差が、2001年から2021年にかけて「高校以下」層では増加がみられなかった一方で、「大学以上」の層には増加があり、学歴間の差異が生じたことを示す。2021年ダミーの主効果の係数が-1.66、2021年ダミーと「大学以上」の交互作用項の係数が30.47であるので、2021年には「大学以上」層では-1.66+30.47=28.81分の増加があった。

男性の平日の二次的育児時間については、2021年ダミーや学歴、またそれらの交互作用効果は確認されない。土日ではモデル1で「短大・高専」層で長い傾向がみられ（有意水準10%）、モデル2からは、「短大・高専」層が「高校以下」層より二次的育児時間が長い傾向があったのは2001年のみで、2021年にはその差異はほとんどみられなくなったことが示されている。

コントロール変数との関連をみると、末子年齢との負の関連は、女性と男性、平日と土日にほぼ共通である（ただし男性の平日は統計的に有意ではない）。女性では平日でのみ、共働きであるときには二次的育児時間が短い傾向がみられる。また男性では三世代同居のときには平日・土日ともに二次的育児時間が短く、土日のみ10歳未満の子ども数との正の関連がみられる。

表4 二次的育児時間にかんする OLS 回帰分析の結果

| | 二次的育児時間 | | | | | | | |
|------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|------------------------------|------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|
| | 女性・平日 | | 女性・土日 | | 男性・平日 | | 男性・土日 | |
| | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 |
| | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. |
| 2021年ダミー | 3.71 (4.58) | 8.74 (8.62) | 6.55 [†] (3.78) | -1.66 (4.14) | 0.34 (2.24) | 5.95 (8.72) | 2.12 (2.40) | 5.54 (4.20) |
| 学歴 | | | | | | | | |
| 高校以下(レファレンス) | | | | | | | | |
| 短大・高専 | -4.05 (5.85) | -0.71 (7.82) | 4.15 (4.15) | 5.12 (5.66) | -6.06 (4.68) | -1.25 (3.43) | 11.63 [†] (6.89) | 23.48 [†] (12.63) |
| 大学以上 | -2.21 (5.64) | -1.47 (9.06) | 11.99 [†] (6.38) | -3.92 (3.78) | -6.98 (5.77) | -3.44 (2.21) | 1.53 (3.27) | 1.63 (2.13) |
| 2021年ダミー×学歴 | | | | | | | | |
| 2021年×短大・高専 | | -10.01 (10.77) | | 2.28 (7.90) | | -10.87 (12.49) | | -23.35 [†] (14.07) |
| 2021年×大学以上 | | -4.23 (12.60) | | 30.47 [*] (12.12) | | -8.86 (11.33) | | -1.26 (6.82) |
| 回答者年齢 | 0.18 (0.63) | 0.17 (0.63) | -0.30 (0.41) | -0.33 (0.41) | 1.14 (1.06) | 1.12 (1.03) | -0.02 (0.48) | 0.01 (0.48) |
| 末子年齢 | -3.45 ^{**} (1.03) | -3.42 ^{**} (1.01) | -4.30 ^{***} (0.78) | -4.27 ^{***} (0.78) | -2.22 (1.51) | -2.19 (1.47) | -1.66 [*] (0.79) | -1.62 [*] (0.78) |
| 10歳未満の子ども数 | -0.01 (4.27) | 0.10 (4.26) | -0.11 (4.09) | -0.55 (4.19) | -1.20 (1.11) | -0.84 (1.04) | 4.41 [†] (2.67) | 4.11 (2.54) |
| 週あたり労働時間 | 0.10 (0.11) | 0.10 (0.10) | -0.03 (0.15) | -0.04 (0.15) | -0.47 (0.45) | -0.47 (0.45) | -0.33 (0.23) | -0.34 (0.24) |
| 共働きダミー | -17.44 ^{**} (5.13) | -17.51 ^{**} (5.44) | 3.09 (5.14) | 3.59 (5.10) | -4.67 (5.06) | -4.58 (4.92) | -3.14 (3.18) | -2.89 (3.06) |
| 三世代同居ダミー | 3.32 (8.58) | 3.06 (8.26) | -2.72 (3.79) | -1.85 (3.79) | -5.29 [†] (3.16) | -4.98 [†] (2.86) | -3.23 [†] (1.68) | -2.74 (1.71) |
| 定数項 | 31.57 (23.16) | 30.45 (23.38) | 38.08 [*] (17.72) | 41.43 [*] (17.58) | 0.95 (8.16) | -0.56 (9.34) | 24.07 [*] (11.24) | 22.56 [*] (10.92) |
| <i>R-squared</i> | 0.07 | 0.08 | 0.05 | 0.06 | 0.06 | 0.06 | 0.04 | 0.05 |
| <i>N</i> | 612 | 612 | 1,072 | 1,072 | 600 | 600 | 1,053 | 1,053 |

注：カッコ内はクラスターリングを考慮して調整したロバスト標準誤差。† p < .10, * p < .05, ** p < .01, *** p < .001.

次に表5で子どもと一緒にの時間の分析結果を確認する。女性・平日については、2021年の全体的な増加は確認されないものの、モデル2からは2021年に「高校以下」層では増加、「短大・高専」層では減少の傾向がみられる（有意水準10%）。女性・土日では、モデル1からは子どもと一緒にの時間が平均的に58分増加していることがわかる。モデル2では2021年ダミーの主効果のみが有意であることから、2001年で学歴による差異はみられず、2021年にかけて「高校以下」層でみられた増加が他の学歴層でもみられたといえる。

男性・平日のモデル1からは、2001年から2021年にかけての有意な変化は確認されない。モデル2からは、「大学以上」層で子どもと一緒にの時間が短い傾向が、2021年でも維持されていることが示されている。土日では、まずモデル1より男性の子どもと一緒にの時間が2021年には平均的に69分増加したことが示されている。モデル2では、2021年ダミーおよび学歴の「大学以上」カテゴリーの主効果が有意であることから、2001年で「大学以上」層で子どもと過ごす時間が長い傾向を維持しながら、どの学歴層でも増加がみられたといえる。

コントロール変数との関連については、まず女性・男性ともに平日・土日とも、末子年齢との負の関連がみられる。さらに女性の平日では、10歳未満の子ども数、労働時間、共働き、三世帯同居とも負の関連がみられる。また女性・土日には10歳未満の子ども数と子どもと一緒にの時間には正の関連がみられ、平日とは異なる関連がみられる。これには、保育サービス等の利用が関係している可能性がある。つまり子ども数が多い女性は、平日には保育所や学童保育などを利用するために子どもと一緒にの時間が短い傾向にあるのに対して、土日にはこれらのサービスを利用せず、子どもと長く一緒に過ごす傾向にあるのではないかと考えられる。男性では平日・土日ともに労働時間との負の関連がみられ、土日ではさらに、回答者の年齢が高いと子どもと一緒に過ごす時間が長く、共働きであるときには短い傾向がみられた。

表5 子どもと一緒に過ごす時間に関する OLS 回帰分析の結果

| | 子どもと一緒に過ごす時間 | | | | | | | |
|--------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 女性・平日 | | 女性・土日 | | 男性・平日 | | 男性・土日 | |
| | モデル1 Coef. | モデル2 Coef. | モデル1 Coef. | モデル2 Coef. | モデル1 Coef. | モデル2 Coef. | モデル1 Coef. | モデル2 Coef. |
| 2021年ダミー | 18.70 (19.85) | 57.66 † (30.91) | 58.46 ** (19.46) | 75.49 * (29.95) | 25.90 (15.76) | 34.34 (21.61) | 68.92 ** (22.46) | 74.40 * (33.91) |
| 学歴 | | | | | | | | |
| 高校以下(レファレンス) | | | | | | | | |
| 短大・高専 | -12.41 (18.91) | 10.29 (22.68) | 3.58 (18.19) | 10.80 (21.54) | -61.43 ** (18.67) | -38.22 (29.82) | -13.91 (32.53) | -26.41 (43.27) |
| 大学以上 | 20.64 (25.95) | 40.84 (40.97) | -8.44 (21.63) | 3.44 (28.58) | -31.56 * (15.16) | -31.25 † (18.02) | 81.53 *** (21.27) | 88.74 *** (25.26) |
| 2021年ダミー×学歴 | | | | | | | | |
| 2021年×短大・高専 | | -69.88 † (39.82) | | -23.52 (38.99) | | -43.89 (38.15) | | 20.97 (65.73) |
| 2021年×大学以上 | | -51.11 (53.22) | | -29.51 (43.75) | | -3.86 (31.03) | | -16.94 (44.04) |
| 回答者年齢 | 0.92 (2.08) | 0.82 (2.06) | -0.70 (2.07) | -0.67 (2.07) | 1.84 (1.58) | 1.85 (1.58) | 5.27 ** (1.81) | 5.23 ** (1.81) |
| 末子年齢 | -43.10 *** (4.87) | -43.02 *** (4.82) | -23.59 *** (4.04) | -23.54 *** (4.03) | -9.16 * (3.55) | -8.96 * (3.56) | -16.22 *** (4.32) | -16.26 *** (4.32) |
| 10歳未満の子ども数 | -28.56 * (14.16) | -27.82 * (14.08) | 25.58 * (12.10) | 25.71 * (12.18) | 13.22 (12.06) | 14.30 (12.11) | 8.91 (15.88) | 9.53 (15.85) |
| 週あたり労働時間 | -3.68 *** (0.97) | -3.72 *** (0.98) | -1.08 (0.92) | -1.06 (0.92) | -1.77 * (0.72) | -1.77 * (0.72) | -1.39 † (0.81) | -1.39 † (0.81) |
| 共働きダミー | -77.55 * (32.46) | -76.52 * (32.73) | -36.91 (32.31) | -37.47 (32.36) | -15.89 (18.77) | -16.16 (18.73) | -36.28 † (21.39) | -36.33 † (21.44) |
| 三世帯同居ダミー | -99.62 ** (29.56) | -102.55 ** (29.34) | -26.48 (30.19) | -26.84 (30.29) | -24.36 (32.83) | -22.77 (32.89) | -33.16 (35.61) | -33.32 (35.67) |
| 定数項 | 801.44 *** (64.52) | 793.29 *** (65.19) | 735.48 *** (64.23) | 730.15 *** (64.32) | 217.62 *** (58.61) | 212.29 *** (58.86) | 311.70 *** (78.17) | 310.78 *** (78.34) |
| R-squared | 0.51 | 0.52 | 0.15 | 0.15 | 0.08 | 0.08 | 0.08 | 0.08 |
| N | 612 | 612 | 1,072 | 1,072 | 600 | 600 | 1,053 | 1,053 |

注：カッコ内はクラスタリングを考慮して調整したロバスト標準誤差。†p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

4.3.2 ルーティンの育児時間・相互作用的育児時間の分析結果

表6はルーティンの育児時間の分析結果である。女性・平日のモデル1からは、2021年に平均的に64分の増加があったことがわかる。モデル2では2021年ダミーの主効果が有意であり、学歴の「大学以上」カテゴリーの主効果が正の関連を示している(有意水準10%)。これは、2001年には「大学以上層」でルーティン育児時間が長い傾向がみられたこと、2021年には「高校以下」層でルーティンの育児時間の増加がみられたが、時点間の変化に学歴による差異はみられなかったことを示す。なお2021年ダミーの主効果の係数が84、統計的に有意ではないものの、「短大・高専」と「大学以上」の交互作用項の係数はそれぞれ-35、-32であるので、「高校以下」層の増加に比べて、「短大・高専」と「大学以上」層の増加は小さかったことがわかる。土日については、モデル1からは、2021年には平均的に28分の増加

があったことがわかる。モデル2では2021年ダミーと「大学以上」の交互作用項のみが有意な関連を示している。ここからは、2001年には学歴間の差がみられなかったが、2001年から2021年にかけて「高校以下」層では増加がみられなかった一方で、「大学以上」の層には増加があり、学歴間の差異が生じたことがわかる。

男性・平日のモデル1からは、2021年には平均的に12分の増加があったことがわかる。モデル2では「短大・高専」カテゴリーの主効果が負で有意な関連があり、2021年ダミーと「短大・高専」と「大学以上」カテゴリーの交互作用項が正の関連を示している（有意水準10%）。つまり2001年では「高校以下」層に比べて「短大・高専」層ではルーティンの育児時間が短かったが、2021年にかけて「高校以下」層ではほとんど増加がなかった一方で、「短大・高専」層では増加があり「高校以下」層との差が解消の傾向にあること、「大学以上」層でも「高校以下」層よりも大きな増加傾向がみられたことがわかる。土日のモデル1からは、ルーティンの育児時間が平均的に23分増加したことがわかる。モデル2では2021年ダミーの主効果が正の関連を示し（有意水準10%）、かつ2021年ダミーと「大学以上」の交互作用項が有意である。ここからは、2021年には「高校以下」層においてもルーティンの育児時間が増加傾向にあったが、その増加は「大学以上」層でより大きく、2001年にはみられなかった学歴差が2021年には拡大したことがわかる。

コントロール変数との関連も確認する。未子年齢は、女性・男性とも、平日・土日ともにルーティンの育児時間を負の関連がみられる。それに加え、女性・平日では労働時間との負の関連が、土日では10歳未満の子ども数と三世代同居との負の関連がみられる。また男性・平日では10歳未満の子ども数と正の関連、土日は回答者年齢とは正の関連、三世代同居とは負の関連がみられる。

表6 ルーティンの育児時間にかんする OLS 回帰分析の結果

| | ルーティンの育児時間 | | | | | | | |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | 女性・平日 | | 女性・土日 | | 男性・平日 | | 男性・土日 | |
| | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 |
| | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. |
| 2021年ダミー | 63.87 *** (10.64) | 84.39 *** (21.20) | 28.00 *** (7.82) | 16.66 (10.15) | 12.11 ** (3.86) | 3.82 (5.24) | 23.35 *** (4.99) | 9.67 † (5.64) |
| 学歴 | | | | | | | | |
| 高校以下(レファレンス) | | | | | | | | |
| 短大・高専 | -8.51 (9.58) | 2.60 (8.49) | 10.63 (7.21) | 10.18 (9.09) | -5.12 (3.77) | -10.27 * (4.02) | 2.31 (5.92) | -1.96 (5.15) |
| 大学以上 | 15.85 (15.78) | 30.37 † (15.93) | 17.34 * (8.59) | -0.54 (8.73) | 3.07 (3.54) | -2.79 (4.40) | 14.20 ** (4.25) | 4.14 (3.77) |
| 2021年ダミー×学歴 | | | | | | | | |
| 2021年×短大・高専 | | -34.77 (24.11) | | 6.78 (15.61) | | 12.72 † (6.88) | | 13.46 (12.45) |
| 2021年×大学以上 | | -31.83 (30.45) | | 35.56 * (16.91) | | 14.26 † (7.57) | | 25.49 * (10.26) |
| 回答者年齢 | 0.82 (1.12) | 0.77 (1.12) | 1.42 (0.95) | 1.38 (0.95) | -0.30 (0.29) | -0.26 (0.29) | 1.29 ** (0.45) | 1.29 ** (0.45) |
| 未子年齢 | -20.44 *** (2.67) | -20.43 *** (2.63) | -17.18 *** (2.01) | -17.16 *** (1.99) | -2.97 *** (0.79) | -3.00 (0.80) | -5.97 *** (1.12) | -6.00 *** (1.11) |
| 10歳未満の子ども数 | 0.57 (9.85) | 0.94 (9.69) | -11.91 † (6.31) | -12.37 † (6.37) | 6.82 † (3.83) | 6.36 † (3.79) | 3.77 (4.08) | 3.46 (4.01) |
| 週あたり労働時間 | -1.25 ** (0.41) | -1.28 ** (0.43) | 0.38 (0.31) | 0.37 (0.31) | 0.05 (0.12) | 0.05 (0.12) | 0.01 (0.13) | 0.03 (0.14) |
| 共働きダミー | 18.09 (15.72) | 19.05 (16.21) | -2.84 (10.59) | -2.25 (10.57) | 3.13 (5.14) | 2.94 (5.12) | 5.73 (4.77) | 5.35 (4.73) |
| 三世同居ダミー | 4.19 (9.65) | 2.40 (9.79) | -14.36 † (7.68) | -13.44 † (7.63) | 8.75 (11.14) | 8.43 (11.03) | -11.78 * (5.08) | -12.45 * (5.15) |
| 定数項 | 119.04 ** (44.21) | 114.87 ** (43.73) | 78.25 * (38.35) | 82.57 * (39.08) | 16.42 (15.46) | 18.27 (15.40) | -24.30 (17.65) | -20.30 (18.04) |
| <i>R-squared</i> | 0.36 | 0.37 | 0.20 | 0.20 | 0.10 | 0.11 | 0.11 | 0.12 |
| <i>N</i> | 612 | 612 | 1,072 | 1,072 | 600 | 600 | 1,053 | 1,053 |

注：カッコ内はクラスターリングを考慮して調整したロバスト標準誤差。†p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

次に表7で相互作用の育児時間の分析結果を確認する。女性・平日のモデル1からは、2001年から2021年にかけて有意な変化がなかったことがわかる。2021年ダミーの係数の符号は負であり、平均的には減少傾向であった。モデル2では学歴の「短大・高専」カテゴリーの主効果のみが有意であり、2001年には「高校以下」層に比べて「短大・高専」層で相互作用的育児時間が長かったこと、2021年にもその傾向に変化がなかったことがわかる。土日では、2021年ダミーや学歴、またそれらの交互作用効果は確認されない。

男性では、平日は2021年ダミーや学歴、またそれらの交互作用効果はみられない。土日は、モデル2の「大学以上」カテゴリーの主効果のみが有意である。これは2001年には「高校以下」層に比べて「大学以上」層で相互作用的育児時間が有意に長かったことを示す。統計的に有意ではないものの、モデル2の2021年ダミーの主効果の係数が7、2021年ダミー

と「短大・高専」の交互作用項の係数が12、「大学以上」の交互作用項の係数が-19であることから、2021年には「高校以下」と「短大・高専」層では増加傾向であったのに対して、「大学以上」層では減少傾向であり、学歴間の差は縮小傾向にあることがわかる。

コントロール変数との関連については、まず末子年齢は、女性と男性の、平日と土日の相互作用的育児時間と負の関連がみられる。それに加えて女性では平日には、回答者年齢、10歳未満の子ども数、労働時間と負の関連がみられる。

表7 相互作用的育児時間にかんする OLS 回帰分析の結果

| | 相互作用的育児時間 | | | | | | | |
|------------------|----------------------|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 女性・平日 | | 女性・土日 | | 男性・平日 | | 男性・土日 | |
| | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 |
| | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. |
| 2021年ダミー | -6.41 (6.54) | -3.09 (8.55) | -7.11 (6.39) | -12.68 (10.58) | -1.02 (2.65) | -0.41 (3.76) | -0.63 (6.86) | 6.99 (8.13) |
| 学歴 | | | | | | | | |
| 高校以下(レファレンス) | | | | | | | | |
| 短大・高専 | 17.78* (6.87) | 19.35* (8.87) | -0.20 (6.41) | -4.29 (7.87) | 0.90 (3.46) | 1.09 (5.84) | 11.63 (8.63) | 3.34 (11.01) |
| 大学以上 | 8.49 (7.14) | 11.88 (13.94) | 15.65* (7.92) | 15.73 (11.26) | 2.37 (2.49) | 2.87 (3.67) | 28.98*** (6.85) | 36.97*** (9.19) |
| 2021年ダミー×学歴 | | | | | | | | |
| 2021年×短大・高専 | | -5.08 (13.91) | | 11.23 (13.60) | | -0.62 (7.24) | | 12.29 (17.21) |
| 2021年×大学以上 | | -6.47 (16.30) | | 3.32 (16.34) | | -1.17 (5.07) | | -19.25 (13.08) |
| 回答者年齢 | -1.68* (0.68) | -1.69* (0.68) | 0.36 (0.66) | 0.36 (0.66) | -0.32 (0.22) | -0.32 (0.22) | -0.15 (0.54) | -0.18 (0.54) |
| 末子年齢 | -5.77*** (1.56) | -5.78*** (1.57) | -5.93*** (1.11) | -5.97*** (1.10) | -1.30** (0.47) | -1.30** (0.48) | -5.34*** (1.15) | -5.37*** (1.15) |
| 10歳未満の子ども数 | -13.79* (6.02) | -13.74* (6.10) | 7.16 (5.09) | 7.26 (5.10) | -1.49 (2.07) | -1.46 (2.04) | 6.58 (5.23) | 7.12 (5.18) |
| 週あたり労働時間 | -0.68** (0.22) | -0.69** (0.22) | 0.03 (0.21) | 0.02 (0.21) | -0.08 (0.09) | -0.08 (0.09) | 0.08 (0.22) | 0.07 (0.23) |
| 共働きダミー | -15.36 (9.87) | -15.09 (10.12) | -9.02 (8.40) | -8.93 (8.43) | -3.38 (3.02) | -3.37 (3.00) | 3.37 (6.74) | 3.43 (6.67) |
| 三世代同居ダミー | 1.68 (7.49) | 1.32 (7.60) | -11.50 (9.27) | -11.65 (9.21) | -1.13 (2.97) | -1.12 (3.00) | -14.04 (8.52) | -13.99 (8.61) |
| 定数項 | 169.18*** (24.43) | 168.54*** (24.98) | 59.62** (21.60) | 61.05** (22.04) | 34.29** (12.03) | 34.19** (11.92) | 44.06† (24.33) | 42.34† (23.82) |
| <i>R-squared</i> | 0.25 | 0.25 | 0.07 | 0.07 | 0.06 | 0.06 | 0.06 | 0.07 |
| <i>N</i> | 612 | 612 | 1,072 | 1,072 | 600 | 600 | 1,053 | 1,053 |

注：カッコ内はクラスターリングを考慮して調整したロバスト標準誤差。†p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

4.3.3 子どものみと一緒の時間・子どものみと一緒の育児時間の分析結果

表8は、子どものみと一緒の時間の分析結果である。女性の平日については、2021年ダミーや学歴、またそれらの交互作用の有意な効果はみられない。土日ではモデル2の学歴の

「大学以上」カテゴリーで負の主効果がみられ（有意水準 10%）、2001 年では「高校以下」層に比べて「大学以上」層では子どものみと一緒に時間が短い傾向がみられた。交互作用項は有意ではないので、時点間の変化に学歴による有意な差はなかったといえる。男性・平日の子どものみと一緒に時間には 2001 年から 2021 年にかけての全体としての有意な変化はみられず（モデル 1）、モデル 2 からは、「短大・高専」層で 2001 年には「高校以下」層より短い傾向がみられていたのが、2021 年には「短大・高専」層で有意に増加し、差が縮小したことがわかる。土日では、2001 年から 2021 年にかけての平均的に有意な変化はみられない（モデル 1）。モデル 2 からは、2001 年には「高校以下」層に比べて「大学以上」層で有意に長く、時点間の変化に学歴による差はみられなかったことがわかる。

コントロール変数との関連に着目すると、女性・平日では末子年齢、10 歳未満の子ども数、労働時間、三世代同居と負の関連がみられる。土日でも平日と同様であるが、10 歳未満の子ども数のみ、土日では符号の向きが逆転し、正の関連がみられる。男性・平日では回答者年齢、共働きであることと正の関連がみられ、土日ではそれらに加えて、三世代同居との負の関連がみられる。

表8 子どものみと一緒の時間にかんする OLS 回帰分析の結果

| | 子どものみと一緒の時間 | | | | | | | |
|------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| | 女性・平日 | | 女性・土日 | | 男性・平日 | | 男性・土日 | |
| | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 |
| | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. |
| 2021年ダミー | 13.52 (19.81) | 33.01 (30.99) | -7.92 (19.01) | -32.94 (31.98) | -2.64 (4.77) | -8.11 (7.74) | 5.84 (10.11) | 19.05 (16.81) |
| 学歴 | | | | | | | | |
| 高校以下(レファレンス) | | | | | | | | |
| 短大・高専 | -8.42 (19.56) | 7.80 (23.38) | -22.82 (18.47) | -31.42 (22.00) | -3.18 (5.63) | -14.65* (7.12) | -0.87 (12.37) | 10.62 (16.58) |
| 大学以上 | 42.21 (25.72) | 29.77 (36.63) | -24.88 (21.68) | -46.90† (27.94) | -8.42† (4.41) | -9.74 (6.00) | 23.61* (10.22) | 31.68** (10.93) |
| 2021年ダミー×学歴 | | | | | | | | |
| 2021年×短大・高専 | | -46.72 (41.48) | | 30.48 (40.48) | | 22.30* (10.95) | | -26.64 (26.52) |
| 2021年×大学以上 | | 2.95 (50.46) | | 50.66 (44.59) | | 4.62 (9.05) | | -21.12 (21.79) |
| 回答者年齢 | 2.18 (2.06) | 2.14 (2.06) | 1.38 (2.08) | 1.34 (2.07) | 0.66† (0.37) | 0.66† (0.37) | 2.74** (0.94) | 2.76** (0.94) |
| 末子年齢 | -33.47*** (4.49) | -33.28*** (4.45) | -7.62* (3.76) | -7.67* (3.75) | -1.17 (0.81) | -1.26 (0.81) | -0.73 (1.81) | -0.69 (1.81) |
| 10歳未満の子ども数 | -41.91** (15.45) | -41.37** (15.42) | 26.24† (13.76) | 25.88† (13.74) | -0.21 (3.22) | -0.79 (3.23) | 8.55 (6.34) | 8.58 (6.40) |
| 週あたり労働時間 | -3.45*** (0.86) | -3.43*** (0.87) | -1.24† (0.74) | -1.26† (0.74) | -0.08 (0.12) | -0.08 (0.12) | -0.21 (0.32) | -0.23 (0.32) |
| 共働きダミー | -45.11 (31.70) | -47.06 (31.98) | 27.02 (29.30) | 27.93 (29.28) | 9.65* (4.56) | 9.73* (4.57) | 16.31 (9.95) | 16.77† (9.94) |
| 三世代同居ダミー | -69.66** (21.82) | -69.69** (22.38) | -68.69** (20.99) | -67.85** (21.21) | -2.52 (7.58) | -3.30 (7.54) | -30.88* (14.02) | -30.00* (14.05) |
| 定数項 | 527.38*** (70.19) | 522.56*** (70.70) | 202.18** (68.72) | 210.37** (68.06) | 5.69 (14.09) | 8.46 (14.10) | -41.23 (34.32) | -45.43 (34.95) |
| <i>R-squared</i> | 0.36 | 0.36 | 0.03 | 0.03 | 0.02 | 0.03 | 0.04 | 0.04 |
| <i>N</i> | 612 | 612 | 1,072 | 1,072 | 600 | 600 | 1,053 | 1,053 |

注：カッコ内はクラスターリングを考慮して調整したロバスト標準誤差。†p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

次の表9は、子どものみと一緒の育児時間の分析結果である。女性・平日のモデル1からは、2021年には平均的に39分の増加があったことがわかる。モデル2では、2021年ダミーの主効果が有意、学歴の「大学以上」カテゴリーの主効果で正の関連がみられる(有意水準10%)。つまり平日の子どものみと一緒の育児時間は、2001年では「大学以上」の層で長い傾向があったこと、2021年には「高校以下」層で有意な増加がみられ、そうした増加傾向に学歴による差はみられなかったことから、「大学以上」層で長い傾向を保ちながら、全体的な増加があったといえる。土日では、2021年ダミーや学歴、またそれらの交互作用の有意な効果はみられない。

男性・平日では、2001年から2021年にかけての全体としての有意な変化はみられていない(モデル1)。モデル2では、「短大・高専」の主効果が負で有意、2021年ダミーと「短大・高専」カテゴリーの交互作用項が正で有意な関連を示している。つまり2021年につ

て「高校以下」層と「大学以上」層では変化がみられなかった一方で、「短大・高専」層でのみ増加がみられたといえる。土日では、2001年から2021年にかけての全体としての有意な変化はみられていない（モデル1）。モデル2では、学歴の「大学以上」カテゴリーの主効果のみ有意な正の関連がみられる。つまり2021年では、2001年にみられた「大学以上」層が「高校以下」層よりも長い傾向を維持しながら、どの学歴層でも増加しなかったということができる。

コントロール変数との関連については、まず末子年齢は、女性・男性の平日と土日において、子どものみと一緒の育児時間と負の関連がみられる。それに加えて、女性・平日では10歳未満の子ども数と労働時間との負の関連、土日では三世代同居との負の関連がみられる。男性では末子年齢のほか、平日に三世代同居との負の関連がみられる。

表9 子どものみと一緒の育児時間にかんする OLS 回帰分析の結果

| | 子どものみと一緒の育児時間 | | | | | | | |
|--------------|---------------|------------|------------|------------|---------|----------|-----------|-----------|
| | 女性・平日 | | 女性・土日 | | 男性・平日 | | 男性・土日 | |
| | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 |
| | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. | Coef. |
| 2021年ダミー | 38.65 *** | 51.20 ** | 3.32 | -3.81 | 1.77 | -0.27 | 6.11 | 7.48 |
| | (10.92) | (18.59) | (6.72) | (11.10) | (1.87) | (2.24) | (4.78) | (5.53) |
| 学歴 | | | | | | | | |
| 高校以下(レファレンス) | | | | | | | | |
| 短大・高専 | 4.43 | 10.82 | -0.99 | -0.89 | 0.48 | -5.59 ** | 7.31 | 1.42 |
| | (10.18) | (10.72) | (6.52) | (8.11) | (2.18) | (1.91) | (5.59) | (4.89) |
| 大学以上 | 31.58 * | 42.35 † | 11.88 | -0.23 | 2.00 | 2.08 | 19.67 *** | 22.09 *** |
| | (15.66) | (23.03) | (8.56) | (10.24) | (1.95) | (2.96) | (4.36) | (5.33) |
| 2021年ダミー×学歴 | | | | | | | | |
| 2021年×短大・高専 | | -20.28 | | 3.49 | | 11.41 ** | | 10.37 |
| | | (23.44) | | (14.27) | | (3.88) | | (11.27) |
| 2021年×大学以上 | | -21.86 | | 23.73 | | 0.65 | | -5.55 |
| | | (33.40) | | (17.28) | | (3.74) | | (8.98) |
| 回答者年齢 | 0.04 | 0.00 | 0.89 | 0.87 | -0.02 | -0.03 | 0.21 | 0.19 |
| | (1.13) | (1.12) | (0.83) | (0.84) | (0.16) | (0.16) | (0.39) | (0.39) |
| 末子年齢 | -21.40 *** | -21.40 *** | -11.29 *** | -11.27 *** | -0.82 * | -0.87 ** | -2.78 *** | -2.80 *** |
| | (2.75) | (2.74) | (1.48) | (1.48) | (0.32) | (0.32) | (0.75) | (0.76) |
| 10歳未満の子ども数 | -22.99 * | -22.78 * | -4.05 | -4.37 | 0.49 | 0.21 | 4.04 | 4.29 |
| | (10.47) | (10.42) | (5.33) | (5.31) | (1.68) | (1.67) | (3.52) | (3.50) |
| 週あたり労働時間 | -1.45 *** | -1.47 *** | 0.29 | 0.28 | 0.03 | 0.04 | -0.07 | -0.06 |
| | (0.40) | (0.41) | (0.28) | (0.28) | (0.05) | (0.05) | (0.15) | (0.15) |
| 共働きダミー | 1.28 | 2.08 | -11.16 | -10.77 | -1.19 | -1.11 | 4.93 | 4.88 |
| | (15.42) | (16.12) | (9.01) | (8.99) | (2.08) | (2.07) | (4.87) | (4.86) |
| 三世代同居ダミー | 10.52 | 9.31 | -17.52 * | -16.89 * | -2.99 † | -3.41 † | -7.52 | -7.65 |
| | (8.38) | (8.72) | (7.65) | (7.70) | (1.73) | (1.77) | (5.46) | (5.47) |
| 定数項 | 211.20 *** | 208.71 *** | 74.40 * | 77.18 * | 6.69 | 8.07 | 10.19 | 10.09 |
| | (46.27) | (46.48) | (33.49) | (33.93) | (7.38) | (7.32) | (15.95) | (15.67) |
| R-squared | 0.35 | 0.36 | 0.12 | 0.12 | 0.03 | 0.04 | 0.05 | 0.05 |
| N | 612 | 612 | 1,072 | 1,072 | 600 | 600 | 1,053 | 1,053 |

注：カッコ内はクラスターリングを考慮して調整したロバスト標準誤差。† p < .10, * p < .05, ** p < .01, *** p < .001.

5 まとめと結論

5.1 知見の要約

まず本稿では、育児時間のうちの子どもへのフォーカスの度合いの差異をとらえるため、一次的育児時間、二次的育児時間、子どもと一緒にの時間のそれぞれについて、2001年と2021年のあいだに生じた変化と、その学歴間の差異について検討した。データ分析の結果、女性では平日には一次的育児時間が増加、土日には一次的育児時間、二次的育児時間、子どもと一緒にの時間のすべてにおいて増加がみられた。一次的育児時間に増加がみられるということは、育児時間のうち、子どもにフォーカスする時間が増加したことを意味する。さらに、女性の平日の子どもと一緒にの時間には増加がみられないなかで、一次的育児時間が増加したということは、女性が平日に子どもと過ごす時間の多くが、子どもにフォーカスする時間で占められるようになったことを示している。また土日には、一次的育児時間、二次的育児時間、子どもと一緒にの時間のすべてで増加がみられた。このことは、週末の女性の時間のますます多くが、子どもと一緒に／子どもとかわかって過ごす時間で占められるようになったことを示す。

このような2001年から2021年にかけての変化は、土日においては学歴間の差異をともなっていた。一次的育児時間の平日の増加傾向には、学歴間の差異はみられなかったが、土日では大学以上の高学歴層に特に増加が大きかったため、学歴間の差異が生じた。同様の傾向は、土日の二次的育児時間にもみられた。つまり週末に母親が子どもとより長い時間かわろうとする傾向は、高学歴層により顕著に観察されるようになったといえる。

女性にみられたのとよく似た傾向が、男性にも確認された。男性では2001年と2021年のあいだに、平日には一次的育児時間が増加し、土日には一次的育児時間と子どもと一緒にの時間が増加した。男性において一次的育児時間、つまり子どもにフォーカスする育児時間が、平日にも増加したことは、かつて男性の育児が「週末のレジャー」（木脇 2008）といわれていたことをふまえると、男性の育児行動に変化があったことを示唆している。ただし平日の一次的育児時間は、2021年においても女性のほうが男性の5.7倍長く（図1a）、また平均的に女性には57分の増加があったのに対して、男性の増加は11分であり（表3）、ジェンダー・ギャップの解消にはいたっていない。他方で土日の一次的育児時間の増加は、女性で21分、男性で23分、子どもと一緒にの時間の増加は女性で58分、男性で69分（表3・表5）といずれも同程度か男性のほうがより大きく増加しており、ジェンダー・ギャップも縮小傾向にある（図1b）。

男性の平日・土日の一次的育児時間、土日の子どもと一緒にの時間の増加は、すべての学歴層にみられた。ただ、土日の一次的育児時間と子どもと一緒にの時間は2001年時点で大学以上の高学歴層において長く、そうした学歴間の差異が維持されたまま、全体的な増加があったといえることができる。

次に子どもにフォーカスする一次的育児時間を、さらにその内容で区分したルーティン

育児時間と相互作用的育児時間の分析結果を確認する。女性では平日・土日ともにルーティンの育児時間に増加がみられた。他方で相互作用的育児時間には大きな変化はなかった。このことは、子どもの生活全般に気を配り、子どもが自律性や対人能力を身につけられるような働きかけ、手助けをおこなうことに、女性がより多くの時間をかけるようになったことを示している。このような変化は、平日においてはすべての学歴層でみられたのに対して、土日では特に大学以上の高学歴層に、より顕著だった²。

男性でも、平日・土日ともにルーティンの育児時間でのみ増加がみられた。相互作用的育児時間にはほとんど変化がみられなかった。これまでの研究では、男性の育児行動は世話よりも遊びのほうが多い（松田 2006）、ほとんどが週末の子どもとの遊びに費やされる（木脇 2008）と指摘されてきたが、子どもの世話にあたるようなルーティンの育児時間が平日でも増加したことからは、遊び中心の男性の育児行動に変化が生じたことを示唆している。表2で男性のルーティンの育児時間と相互作用的育児時間の長さを比較してみても、2001年には平日ではほぼ同程度、土日には相互作用的育児時間が大きく上回っていたが、2021年には平日ではルーティンの育児時間のほうが長く、土日にはほぼ同程度となっており、平日・土日ともにルーティンの育児時間の占める割合が大きくなっていることがわかる。つまり2001年と2021年を比較すると、男性の育児は大きく「世話」へシフトしたといえることができる。これは「ケアする父親」へのシフトが生じていると解釈することができる一方で、子どもの生活全般に細かく気を配るといような *intensive parenting* に男性も参入するようになったという見方も可能である。

男性のルーティンの／相互作用的育児時間には、学歴間の差異が維持されている部分と拡大した部分がある。土日の相互作用的育児時間では、学歴間の差異が維持されている。相互作用的育児時間は、2001年で大学以上の高学歴層において長かったが、その傾向は2021年においても持続している。他方でルーティンの育児時間は、平日・土日ともに2001年にはそれほどはっきりとした学歴間の差異はみられなかった。しかし2021年には、「高校以下」層ではそれほどはっきりとした増加がみられなかったのに対して、「大学以上」層では増加したため、学歴間の差異が生じている。この傾向は土日で特に顕著であった。つまり男性の「世話」への参入は、高学歴層により顕著であったといえることができる。

次に子どものみとの時間に着目すると、女性では、2021年には平日の子どものみと一緒の育児時間が増加した。この傾向は学歴にかかわらず確認された。すなわち、女性が平日に「ひとりで」育児する傾向はむしろ強まっているといえることができる。他方で男性では平日にも土日にも、子どものみと一緒の時間・子どものみと一緒の育児時間のどちらも増加していない。学歴にかかわらずこの傾向は確認される。先述のように男性が子どもの世話にかか

² 2021年において土日に高学歴層のルーティンの育児時間が長くなり、学歴間の差異が生じたことが、学歴による効果というより、学歴に関連する女性の働きかたの効果による可能性もある。この点を検討するため、コントロール変数の共働きダミーに代えて女性の就業形態や職業（男性にかんしては配偶者の就業形態や職業）を投入したモデルも検討したが、分析結果に大きな違いはみられなかった。

わる時間は増加したが、それは必ずしもパートナーが子どもから離れて、別の活動に時間を充てられるような状況をつくることには貢献していない可能性がある。

5.2 結論

本稿では、社会生活基本調査（調査票 B）の 2001 年・2021 年個票データをもちいて、女性と男性の育児時間のどのような側面に変化がみられるかを検討した。本稿の知見をあらためて要約すると、以下の 4 点にまとめることができる。①平日は子どもにフォーカスする育児時間が増え、土日の親たちの時間は、ますます子どもとの／子どもとかかわる時間に費やされるようになった、②子どもにフォーカスする時間のなかでも、子どもの世話にかかわる時間が増加した、③子どもの世話にかかわる時間の増加は、特に土日では高学歴層により顕著であった。高学歴層では週末を中心に、子どもの世話を、より多くの手間ひまかけるような育児が実践される傾向が強まった、④このような傾向は女性にも男性にも確認された。

つまり本稿の分析からは、2000 年代以降の 20 年間のあいだに、日本の親たちによって実践される育児には、少なからぬ変化があったことが示唆される。親たちの育児時間は、より子どもにフォーカスしたものとなり、子どもの世話により多くの手間をかけるものになった。こうした変化はあらゆる学歴層にみられたが、特に週末では高学歴層において、より顕著であり、2000 年代以降の 20 年あまりのあいだに育児実践の学歴間の差異は拡大した。

男性が子どもの世話を、より多くの時間を費やすようになったことは、過去 20 年あまりの大きな変化である。このことは「ケアする父親」へのシフトが生じたとみることができる一方で、子どもの世話に多くの手間をかけるような育児に、女性だけではなく男性も参入するようになったという見方も可能である。さらにこのような変化は、高学歴層においてより顕著であった。つまり子どもが親から受ける時間投資という観点からは、高学歴層においてはふたりの親から、子どもによりフォーカスした時間投資を得るようになったといえることができ、社会階層間の格差が拡大したといえることができる。

以上のような知見をふまえ、政策的には以下の 2 つの方向性を提起したい。第一に、男性の育児へのかかわりを後押しするような政策を、時間利用のジェンダー平等という観点から見直すことである。本稿の分析で示されたように、確かに過去 20 年にわたり男性の子どもの世話へのかかわりは増加した。しかし他方で、女性が世話にかかわる時間は減少せず、むしろ増加した。男性がひとりで育児にあたる時間も増加しなかった。このことは「(子育てに) 父親が積極的に参画、分担することによって、母親の負担を軽減していく」(厚生省 1998) という政策的目標が、現時点では必ずしも達成されていないことを示している。男性がより多く育児へかかわることを、女性の育児負担の軽減へつなげていくための、さらなる取り組みが必要である。第二に、子どもの発達をうながすにあたって、家族に過度に期待するのではなく、家族以外の場で家族の経済状況にかかわらず、子どもが他者とかかわり、学び、経験を積める機会を十分に用意することである。本稿で示されたような育児実践の社会階層間の格差拡大のもとでは、子どもの発達にかんする家族の役割を強調することは、さら

なる格差拡大をもたらす可能性がある。

最後に本稿の限界と今後の課題を述べる。ひとつには、本稿での分析が2001年と2021年の2時点の比較にとどまっていることが挙げられる。とりわけ2021年調査は新型コロナウイルス感染の影響のもとにあった時期であり、本稿では、2021年に観察された育児行動が、どの程度まで日本社会のトレンドを反映したものであるか、あるいは新型コロナの影響下という特有の状況を反映したものであるのかは、十分に検討できていない。今後は2006、2011、2016年調査での動向も検討するとともに、次回以降の調査データもふまえて育児時間のトレンドを検討していく必要がある。ふたつめには、本稿では育児時間のジェンダー・ギャップにかんして、育児時間の複数の側面についての女性と男性の平均値から検討したが、カップル単位でみたときに、どのような傾向がみられるかについては、十分に検討できていない。どのようなカップルにおいてジェンダー・ギャップが縮小／拡大傾向にあるかを検討することは、今後の課題である。これら残された課題も含め、育児時間の動向と社会階層との関連にかんしてのさらなる検討が必要である。

【文献】

- Aguiar, Mark and Hurst, Erik, 2007, "Measuring Trends in Leisure: The Allocation of Time over Five Decades," *The Quarterly Journal of Economics*, 122(3): 969-1006.
- Altintas, Evrim, 2016, "The Widening Education Gap in Developmental Child Care Activities in the United States, 1965–2013," *Journal of Marriage and Family*, 78(1): 26-42.
- Arendell, Terry, 2000, "Conceiving and Investigating Motherhood: The Decade's Scholarship," *Journal of Marriage and Family*, 62(4): 1192-1207.
- Bianchi, Suzanne M., 2000, "Maternal Employment and Time with Children: Dramatic Change or Surprising Continuity?," *Demography*, 37(4): 401-414.
- Bianchi, Suzanne M., Robinson, John P., and Milkie, Melissa A., 2006, *Changing Rhythms of American Family Life*, New York: Russell Sage Foundation.
- Breen, Richard, and Goldthorpe, John H., 1997, "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory," *Rationality and Society*, 9(3): 275-305.
- Bryant, W. Keith, and Zick, Cathleen D., 1996, "An Examination of Parent-Child Shared Time," *Journal of Marriage and Family*, 58(1): 227-237.
- Cha, Yun, and Park, Hyunjoon, 2021, "Converging Educational Differences in Parents' Time Use in Developmental Child Care," *Journal of Marriage and Family*, 83(3): 769-785.
- Christopher, Karen, 2012, "Extensive Mothering: Employed Mothers' Constructions of the Good Mother," *Gender & Society*, 26 (1): 73-96.
- Coltrane, Scott, 1996, *Family Man: Fatherhood, Housework, and Gender Equity*, New York: Oxford University Press.
- Craig, Lyn, 2006, "Parental Education, Time in Paid Work and Time with Children: an Australian

- Time-Diary Analysis," *The British Journal of Sociology*, 57 (4): 553-575.
- Craig, Lyn, Powell, Abigail, and Smyth, Ciara, 2014, "Towards Intensive Parenting? Changes in the Composition and Determinants of Mothers' and Fathers' Time with Children 1992-2006," *The British Journal of Sociology*, 65(3): 555-579.
- England, Paula, and Srivastava, Anjula, 2013, "Educational Differences in US Parents' Time Spent in Child Care: The Role of Culture and Cross-Spouse Influence," *Social Science Research*, 42(4): 971-988.
- Faircloth, Charlotte, Hoffman, Diane M., and Layne, Linda L. eds., 2013, *Parenting in Global Perspective: Negotiating Ideologies of Kinship, Self and Politics*, Abingdon, Oxon: Routledge.
- Gershuny, J., 2000, *Changing Times: Work and Leisure in Postindustrial Society*, New York: Oxford University Press.
- Gauthier, Anne H., Smeedeng, Timothy M., and Furstenberg, Frank F. Jr., 2004, "Are Parents Investing Less Time in Children? Trends in Selected Industrialized Countries," *Population and Development Review*, 30(4): 647-671.
- Guryan, Jonathan, Hurst, Erik, and Kearney, Melissa, 2008, "Parental Education and Parental Time with Children," *The Journal of Economic Perspectives*, 22 (3): 23-46.
- Hays, Sharon, 1996, *The Cultural Contradictions of Motherhood*, New Haven: Yale University Press.
- Henz, Ursula, 2019, "Fathers' Involvement with Their Children in the United Kingdom: Recent Trends and Class Differences," *Demographic Research*, 40, 865-896.
- 本田由紀, 2005, 『多元化する「能力」と日本社会——ハイパー・メリトクラシー化のなかで』NTT 出版.
- 本田由紀, 2008, 『「家庭教育」の隘路——子育てに強迫される母親たち』勁草書房.
- Kitterød, Ragni Hege, 2002, "Mothers' Housework and Childcare: Growing Similarities or Stable Inequalities?," *Acta Sociologica*, 45(2): 127-149.
- 木脇奈智子, 2008, 「父親は育児と仕事の葛藤を感じているのか？」大和礼子・斧出節子・木脇奈智子編『男の育児・女の育児——家族社会学からのアプローチ』昭和堂, 161-179.
- 厚生省, 1990, 『厚生白書（平成元年版）——長寿社会における子ども・家庭・地域』厚生統計協会.
- 厚生省, 1994, 『厚生白書（平成5年版）——未来をひらく子どもたちのために 子育ての社会的支援を考える』厚生問題研究会.
- 厚生省, 1998, 『厚生白書（平成10年版）——少子社会を考える 子どもを産み育てることに「夢」を持てる社会を』ぎょうせい.
- Lareau, Annette, 2003, *Unequal Childhoods: Class, Race, and Family Life*, Berkeley: University of California Press.
- LaRossa, Ralph, 1988, "Fatherhood and Social Change," *Family Relations*, 37(4): 451-457.
- 松田茂樹, 2016, 「近年における父親の家事・育児参加の水準と規定要因の変化」『家計経済

- 研究』71, 45-54.
- メンズセンター, 1996, 『「男らしさ」から「自分らしさ」へ』かもがわ出版.
- NHK, 2026, 「新型コロナウイルス 感染者や NHK 最新ニュース」
<https://news.web.nhk/news/special/coronavirus/>.
- 西野理子・中西泰子, 2016, 「家族についての意識の変遷——APC分析の適用によるコーホート効果の検討」, 稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 47-67.
- Nock, Steven L., and Kingston, Paul William, 1988, "Time with Children: The Impact of Couples' Work-Time Commitments," *Social Forces*, 67(1): 59-85.
- Ramey, Garey, and Ramey, Valerie A., 2010, "The Rug Rat Race," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2010 (Spring): 129-176.
- Sandberg, John F., and Hofferth, Sandra L., 2001, "Changes in Children's Time with Parents: United States, 1981-1997," *Demography*, 38(3): 423-436.
- Sayer, Liana C., Bianchi, Suzanne M., and Robinson, John P., 2004, "Are Parents Investing Less in Children? Trends in Mothers' and Fathers' Time with Children," *The American Journal of Sociology*, 110 (1): 1-43.
- Sayer, Liana C., Gauthier, Anne H., and Furstenberg, Frank F. Jr., 2004, "Educational Differences in Parents' Time with Children: Cross-National Variations," *Journal of Marriage and Family*, 66(5): 1152-1169.
- 首相官邸, 2021, 「緊急事態宣言等の解除等についての会見」
https://warp.ndl.go.jp/web/20230403180120/http://www.kantei.go.jp/jp/99_suga/statement/2021/1001kaiken.html.
- 総務省統計局, 2022, 「令和3年社会生活基本調査 生活時間及び生活行動に関する結果結果の概要」<https://www.stat.go.jp/data/shakai/2021/pdf/gaiyoua.pdf>.
- Stewart, Jay, 2013, "Tobit or not Tobit?," *Journal of Economic and Social Measurement*, 38: 263-290.
- Sullivan, Oriol, 2013, "What Do We Learn About Gender by Analyzing Housework Separately From Child Care? Some Considerations From Time-Use Evidence," *Journal of Family Theory & Review*, 5 (2): 72-84.
- 多賀太, 2005, 「性別役割分業が否定される中での父親役割」『フォーラム現代社会学』4: 48-56.
- 天童睦子・高橋均, 2011, 「子育てする父親の主体化——父親向け育児・教育雑誌に見る育児戦略と言説」『家族社会学研究』23(1): 65-76.
- 山口一男, 1999, 「既婚女性の性別役割意識と社会階層——日本と米国の共通性と異質性について」『社会学評論』50(2): 231-252.
- Zick, Cathleen D., and Bryant, W. Keith, 1996, "A New Look at Parents' Time Spent in Child Care: Primary and Secondary Time Use," *Social Science Research*, 25(3): 260-280.