

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第2回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：優秀賞】

父親の育児参加・継続要因と母親の就業行動に与える影響分析

坂元 しえる、山口 かな恵

2021 年 3 月 15 日

DP2020-008

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/6964/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan info@pdrc.keio.ac.jp
15 March, 2021

【第2回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：優秀賞】

父親の育児参加・継続要因と母親の就業行動に与える影響分析

坂元 しえる、山口 かな恵

PDRC Keio DP2020-008

2021 年 3 月 15 日

JEL Classification: J13

キーワード：イクメン、父親の育児参加、育児継続、母親の就業行動、同時決定バイアス

【要旨】

近年「イクメン」という言葉が注目されているように、わが国では父親の育児参加の必要性が認識されてきている。父親の育児参加規定要因を明らかにした研究、および父親の育児参加が母親の就業行動に与える影響を明らかにした先行研究は存在するが、父親の育児参加の継続性に着目した研究は筆者らの知る限り存在しない。本稿では「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」を用いて、父親の育児参加および継続参加の規定要因を分析するとともに、母親の就業行動に与える影響について分析を行った。前者に関しては(1)時間制約仮説、(2)育児ニーズ仮説、(3)相対的資源仮説、(4)代替的資源仮説、(5)会社の制度の5つの仮説に基づき、変量効果モデル、固定効果モデル、ワイブル分布を仮定した分布ハザードモデルによって父親の育児参加・継続に共通する要因や相違のある要因を分析した。その結果、子どもの末子年齢ごとに父親の育児参加・継続を促進または抑制する要因は異なることが明らかになった。そして後者に関しては、父親の育児参加と母親の就業行動の間に存在する同時決定バイアスを考慮し、父親の職位を操作変数とする変量効果操作変数法を用いて分析を行った。その結果、母親の年齢や就業選択と雇用形態選択によって父親の育児参加・継続がもたらす影響は異なることが明らかとなり、それぞれに応じて必要とされる父親の育児参加の在り方が違うとの示唆が得られた。

坂元 しえる

慶應義塾大学 商学部

山口 かな恵

慶應義塾大学 商学部

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

第1章 はじめに

近年、「イクメン」という言葉が注目されている。厚生労働省主催の「イクメンプロジェクト¹⁾」の公式ホームページでは、イクメンを「子育てを楽しみ、自分自身も成長する男性、または将来そんな人生を送ろうと考えている男性」と定義している。『社会生活基本調査』（平成 28 年度）によると、父親の週平均育児時間は 1998 年で 18 分、2011 年で 39 分、そして 2016 年では 49 分と年々増加傾向にある。これまで父親の育児参加に関する研究は社会学の分野で多かったが、父親の育児時間の増加に伴い、経済学の分野でも父親の育児参加規定要因などを初めとする研究の蓄積が進みつつある。

このように父親の育児参加が注目される背景には、父親の育児参加が家庭や職場、父親自身などにもたらす効果が明らかになってきたことが挙げられる。例えば松田（2006）では、父親が育児に参加することで女性の社会進出、少子高齢化進展の歯止め、子どもの心身発達、父親自身の能力などへの効果があるとする²⁾。女性の社会進出に関しては、日本における女性の生産年齢人口に占める就業率は 1986 年では 53.1%、2016 年では 66.0%と増加傾向にあり、従って子育てをしながら就労する母親も増加傾向と推察される（総務省『労働力調査』）。また、日本の女性就業率はいわゆる「M 字カーブ」を描くことで知られ、出産・育児期間にあたる 20 歳代後半から 30 歳代後半にかけて特に低下する。この期間における家庭と仕事を両立できるような女性活躍推進が長年政策的課題とされており、父親の育休取得を義務化する動きがあるなど、父親の育児参加増加が解決策として注目されている。

ただ一方で、現状の父親育児参加状況では母親の負担軽減につながっていないとの指摘も多い。日本人男性の育児休業取得率は 2018 年で約 6%と、世界的に見ても低水準にとどまる（厚生労働省『雇用均等基本調査』）。就労する女性にとって、出産・育児に伴う機会費用は高いことが多くの研究によって指摘されており（たとえば津谷、2005）、日本の合計特殊出生率が 1.42%（平成 30 年厚生労働省『人口動態調査』）と低水準のままであることを踏まえても、現状の男性の育児参加状況では女性の育児負担の軽減に結びついていないといえる。しかし津谷（2005）の指摘を基に考えると、育児休業制度を取得するなど育児に参加する父親が増えることは、母親の仕事に対する機会費用を減少させ、出生率や女性の社会進出にプラスの影響を与える可能性があるといえる。

¹⁾ 「イクメンプロジェクト」とは、2009 年育児・介護休業法改正に合わせ、厚生労働省が 2010 年 6 月にスタートしたプロジェクトである。同プロジェクトでは、企業向けに男性の育児休業取得を促すセミナーの実施、イクメンのロールモデルとなる「イクメンの星」選出などの取り組みを行っている。

²⁾ 子どもへの効果に注目した研究としては、他に乳幼児の心身発達が促されるとした服部・原田(1991)、父親の育休取得で子供が 16 歳になったときに偏差値が 1 上がると示した Jon et al(2011)などがある。そして父親自身への効果としては、育児・家事という複数タスクの同時進行で時間管理能力やタスク管理能力が高まり、それが仕事のやりがいや達成感に繋がることを明らかにした脇坂(2011)や、育児への参加が家庭への貢献感に繋がり、それが健康状態をよくするとする中嶋他(2011)の研究も存在する。

以上から、父親の育児参加は女性の社会進出促進を中心とした、様々な効果が見込まれる。しかしこの育児参加も、短期的なものでは大きな効果をもたらすことは難しいことが指摘できる。日本労働組合総連合会が行った『男性の家事・育児参加に関する実態 2019』³では、「仕事と育児の両立が理想である」と回答した男性が 62.7%いる一方、「実際に両立できている」と回答した男性は 30.4%だった。この調査から、育児をしたいと思っている父親は多いが、実際には仕事が忙しいなどの理由で継続的に育児に参加できていない可能性が示唆される。松田（2006）では、父親の育児参加がもたらす効果を明らかにしているが、継続的に育児をした場合にも同様の効果があるのかどうかについては明らかになっていない。育児参加で得られる効果を踏まえると、継続的な育児参加から得られる効果も大きいと考えられる。松田（2006）以外にも、父親の育児参加に関する先行研究は存在するが、育児の継続性に着目して分析を行ったものは、筆者の知る限り存在しない。そこで本稿では、父親の育児参加だけではなく継続的な育児参加を規定する要因、またその継続的な参加が女性の就業行動に与える影響について分析を行う。

父親の育児参加要因についての先行研究では、主に①時間制約仮説、②家事・育児ニーズ仮説③相対的資源仮説④性別役割分業意識仮説の 4 つの仮説に各変数を規定することで分析が行われている。例えば、福田（2005）では父親の仕事・通勤時間の増加が家事育児時間を減少させることを示している。また、松田（2006）や藤野（2009）では子どもの末子年齢が低いほど父親が育児に参加するとしている。このように父親の育児参加に与える影響として家庭環境に関しては研究が進んでいるが、父親が勤めている会社の制度など職場環境に着目して研究を行っているものは少ない⁴。坂本（2010）では仕事と育児の両立支援制度が父親の育児時間に与える影響について分析を行い、半日単位の年次休暇制度など複数の両立支援制度が育児時間を増加させることを明らかにした。このことから、会社の制度も父親の育児参加には影響を与えているとし、本稿でも育児参加規定要因として取り入れる。

また、父親の育児参加が母親の就業行動にもたらす効果に関しても、主にクロスセクションデータを使用した実証研究の蓄積が進んでいる（たとえば藤野、2002a,b）。これらでは、一貫して父親の育児参加が母親の就業行動を促進するとの結果を得ている。ただ一方で、父親の育児参加と母親の就業行動は互いに独立に決定されるとは言えず、考慮すべき同時決定性があると考えられる。Becker（1965）や Gronau（1977）で唱えられる家計の時間配分の観点から見ると、父母の育児時間や労働時間は、家計全体の効用が最大化となるように市場賃金率や世帯属性などから影響を受けると考えられる。また中野（2009）では、家計内生産関数モデルに基づき、夫婦 2 人が 1 つの家計単位での効用関数を最大化するよう行動するのならば、父親の育児時間と母親の就業決定は同時に決定されている可能性を指摘す

³ 男性の育児や育児参加に関する意識や実態を把握することを目的とした調査である。2019 年 9 月 9 日～9 月 10 日の 2 日間でインターネットリサーチにより実施し、同居している子どもがいる全国の 25 歳～49 歳の有職男性 1000 名の有効サンプルを集計した。

⁴ 会社の制度として、育児休業制度が母親の継続就業などに与える分析は蓄積されているが、育児休業制度以外の会社の制度が父親の育児参加や育児時間に与える影響について分析しているものは少ない。

る。そこで本稿では、父親の育児参加と母親の就業行動の内生性を操作変数にて考慮した推計を行う。

以上の背景を踏まえ、本稿では①父親の育児参加および継続参加の規定要因分析、②父親の育児参加および継続参加が母親の就業行動に与える影響分析を行う。①では、(1) 時間制約仮説、(2) 育児ニーズ仮説、(3) 相対的資源仮説、(4) 代替的資源仮説、(5) 会社の制度の 5 つを父親の育児参加および継続参加要因の仮説とする。これらをまとめて仮説①とし、父親の育児参加および継続参加を促進させる、または抑制する要因が共通なのか、それとも異なるのかを分析する。また②では、(1) 父親の育児参加および継続参加は育児期間の母親の就業を促す、(2) 父親の育児参加および継続参加は育児期間の母親の正規雇用を促進する、(3) 父親の育児参加および継続参加は育児期間の母親の労働時間を増加させる、(4) 父親の育児参加と継続参加では後者が母親の就業行動に与える影響が強い、という 4 つの仮説のもと検証を行う。これらをまとめて仮説②とする。

これらの仮説を検証するため、本稿では慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施する「日本家計パネル調査（以下 JHPS/KHPS）」の 2010 年から 2017 年の個票データを用いる。まず、①父親の育児参加および継続参加要因分析では、父親の家庭環境や職場環境を表す変数を用いて仮説を検証する。固定効果モデルや変量効果モデルを用いて参加要因分析を行った後、変量効果モデルやワイブル分布を仮定した分布ハザードモデルによるサバイバル分析を行う。次に、②父親の育児参加および継続参加が女性の就業行動に与える影響についての分析では、父親の職位を操作変数とする固定効果操作変数法を用い、母親の就業確率、正規雇用選択確率、労働時間を就業行動の指標として仮説を検証する。

本稿の構成は以下の通りである。まず第 2 章では父親の育児参加規定要因分析や、父親の育児参加が母親の就業行動に与える影響についての先行研究を概観する。第 3 章では、固定効果モデル、変量効果モデルを用いて、父親の育児参加要因を分析する。第 4 章では変量効果モデルを、第 5 章では分布ハザードモデルを使用したサバイバル分析を用いて、父親の育児継続要因を分析する。第 6 章では変量効果操作変数法によって、父親の育児参加および継続参加が母親の就業行動に与える影響を分析する。そして、第 8 章で本稿全体のまとめと今後の研究課題について言及する。

第 2 章 先行研究。

2.1 父親の育児参加規定要因に関する先行研究

父親の育児参加規定要因分析についての研究は、規定要因を分類し各要因を表す変数を使用して実証分析を行っているものが多数である。主な規定要因としては、①時間制約仮説（他の生活時間による制約があるか）、②育児ニーズ仮説（育児の必要性が高いか）、③相対

的資源仮説（母親の学歴や収入）、④代替的資源仮説（父親以外に育児を負担する人いるか）⑤イデオロギー仮説（性別役割分業意識）などがある。また、近年ではワーク・ライフ・バランスの観点から、育児と仕事の両立支援制度についての研究も進んでいる。

前述した仮説に基づく父親の育児参加規定要因についての国内の実証研究として、本節では福田（2005）、松田（2006）、藤野（2009）、成瀬他（2009）、坂本（2010）、中川（2010）、西岡（2017）、佐々木（2018）の7つを挙げる。

まず時間制約仮説については、ほとんどの先行研究で育児時間以外の生活時間⁵が長いと、父親の育児参加が阻害されることが明らかになった。福田（2005）と佐々木（2018）は『消費生活に関するパネル調査』⁶を使用して固定効果モデル、変量効果モデルで分析を行った。福田（2005）では、夫婦ともに仕事・通勤時間の増加が家事・育児時間を減少させる効果を持つが、母親の仕事・通勤時間が増加すると父親の家事育児時間が増加するという代替的な関係がみられた。同様に佐々木（2018）でも、男性の平日通勤時間、労働時間、基礎時間⁷全てが育児時間を減少させる結果である。一方で、成瀬他（2009）では逆の結果を示している。成瀬他（2009）は、東京都全ての公立保育園に通う1, 2歳児の子どもをもつ父親800人にアンケート調査を行った。その結果、仕事と育児の間にポジティブスピルオーバーの関係性がみられることを示した⁸。

次に、育児ニーズ仮説である。この仮説は末子年齢が低い、または子ども数が多いと育児量が増えるため、父親が育児に参加するという仮説である。松田（2006）、藤野（2009）は子どもの末子年齢が低いほど父親の育児参加が増加するという結果を示し、佐々木（2018）はそれに加え、子ども数の増加も父親の育児時間増加に寄与すると示した。しかし一方で、末子年齢や子ども数は父親の育児参加に影響を与えない、もしくは減少させると結論付ける研究も存在する。中川（2010）は『現代核家族調査』⁹を使用して、子育て期における母親の家庭責任意識と父親の育児・家事参加をパス解析で分析した。その結果、子ども数や12歳以下の末子年齢は父親の育児参加には影響しないことを明らかにした。また、『全国家族動向調査』¹⁰を使用した西岡（2017）では、子ども数が増加するにつれて父親の育児遂行頻度が低下する傾向にあると示した。

相対的資源仮説とは、母親の学歴や収入が高いと父親が育児に参加するという仮説であり、多くの先行研究では夫婦賃金格差、妻の職業上の地位、学歴、年齢などを規定要因とし

⁵ 西岡（2017）では、週労働時間以外にも帰宅時間が遅いと育児遂行頻度が低下すると明らかにした。

⁶ 家計経済研究所が行った、1993年時に満24歳以上35歳以下であった女性1500名を対象とした追跡調査。

⁷ 佐々木（2018）は基礎時間として、睡眠、食事、入浴、身の回りの用事などを考慮している。

⁸ 成瀬他（2009）では、仕事と家庭における役割の関係性（スピルオーバー）が父親の育児参加にどのように影響しているのかを分析した。その結果、父親の育児参加には仕事と家庭の両立におけるポジティブスピルオーバーとの関連性が強いことが明らかになった。

⁹ 家計経済研究所データ委員会が行った、首都30km圏内在住で妻年齢が35~49歳の核家族世帯を対象に行った追跡調査。

¹⁰ 日本家族社会学会全国家族調査委員会が行った、確率標本による全国規模の家族追跡調査。

て分析している。松田（2005）、中川（2010）、佐々木（2018）は夫婦賃金格差、学歴、年齢は父親の育児参加に影響を与えないことを示す一方で、藤野（2009）や西岡（2017）の研究では、母親が正規雇用であると父親の育児参加が増加する事を明らかにした。

そして、父親以外に育児を負担する人がいると父親の育児負担が減り、結果的に育児に参加しなくなると考えるのが代替的資源仮説である。福田（2005）、西岡（2017）、佐々木（2018）は祖父母（男性からみたら両親）と同居していると、父親の育児遂行頻度や育児時間は減少すると結論付けている。一方で松田（2006）や藤野（2009）は、祖父母同居は父親の育児参加には影響をあたえないとしている。

会社の制度と父親の育児参加に関する研究では坂本（2010）を挙げる。坂本（2010）は『職業環境と少子化の関連性に関する調査（2007）』の夫婦票を使用して、仕事と育児の両立支援制度が父親の育児時間に与える影響について分析を行った。傾向スコアマッチングで推計を行った結果、半日単位の年次休暇、深夜勤務の免除、始業・終業時刻の繰り上げ繰り下げといった複数の両立支援制度が、父親の育児時間を増加させることを明らかにした。

2.2 父親の育児参加が母親の就業行動に与える影響に関する先行研究

(1) 父親の育児参加と母親の就業行動の関係を示す研究

既婚女性の就業行動としては、就業か非就業かの選択、そして就業する場合は正規雇用か他雇用形態かといった選択（雇用形態）と、1日の生活時間のうち何時間を市場労働時間に配分するかという選択（労働時間）で考えられることが多い。前者の雇用形態に父親の家事・育児参加がもたらす影響を分析した実証研究は、山上（1999）、井口他（2002）、藤野（2002a,b）が挙げられる。山上（1999）は母親の出生選択関数と就業確率関数を2変量プロビットモデルで推計を行い、父親が家事・育児に協力的であることは、母親の就業を促進することを明らかにした。井口他（2002）でも母親の出産育児選択関数と就業選択関数を2変量プロビットモデルで推計を行い、家事参加志向を持つ父親であるほど母親の正規雇用選択確率が高まると指摘する。藤野（2002a）は、母親の就業形態を被説明変数にとった多項ロジット分析により、父親の平均帰宅時間が早いこと、夫に家事参加志向・育児参加志向がある場合に母親の正規就業選択確率が高まると明らかにした。母親の就業選択関数および雇用形態の規定要因を分析した藤野（2002b）においても、夫の帰宅時間が妻の就業選択に影響することが明らかになっている。いずれにおいても、父親の家事・育児参加は母親の就業を促進するという結果でおおむね一致をみている。また後者の労働時間の規定要因に関する分析は、水落（2006）で行われている。父母の就業規定要因に関する分析のなかで、父親の労働時間は世帯属性の影響が小さい一方、母親の労働時間は父母の学歴や祖父母同居など世帯属性の影響が大きいことなどが明らかになった。しかし、父親の家事・育児参加が母親の労働時間に与える影響を直接的に考察した研究は、ほとんど行われていない現状である。

(2) 父親の育児参加と母親の就業行動の同時決定性を考慮した研究

上記で概観した先行研究は、いずれも夫婦の役割分担、すなわち父親の育児参加と母親の就業行動が夫婦間で独立に決定されているという前提のもと分析が行われている。Becker (1965) や Gronau (1977) などによる家計の時間配分の観点から見ると、夫婦の育児時間や労働時間は、家計全体の効用が最大化となるように市場賃金率や世帯属性などから影響を受けると考えられる。また中野 (2009) が指摘するように、夫婦 2 人が 1 つの家計単位での効用関数を最大化するよう行動するのならば、父親の育児時間と母親の就業行動は同時に決定されている可能性が指摘できる。こうした家計の行動が内生的に決められていることを考慮した研究としては、水落 (2006)、中野 (2009)、鶴・久米 (2016) がある。水落 (2006) は、父親の育児参加規定要因を分析した研究である。まず父母の労働時間規定要因分析によって、母親の労働時間は世帯属性からの影響を多く受けることを明らかにし、母親の就業状況を外生的に世帯属性と同時に説明変数に加えることは妥当でないとの示唆を得た。その上で、母親の就業形態を外生的、内生的に捉えた父親の育児参加規定要因分析を行い、後者では母親の推定就業確率は父親の育児参加に有意な影響を与えない結果となった。中野 (2009) は、父親の家事・育児参加関数と母親の就業決定関数を 2 変量プロビットモデルにより推計を行った。推計の結果、両者は同時決定の関係にあることが明らかとなった。また鶴・久米 (2016) では、夫の性別役割分業意識や夫の働き方を操作変数として内生性をコントロールした分析を行っている。その結果、夫の家事・育児参加度合いが妻の就業や正社員としての勤務を促進することなどが明らかになった。

2.3 本稿の独自性

ここまでの先行研究の概観を踏まえ、本稿の独自性を述べる。まず本稿全体の独自性としては、父親の育児参加だけではなく、育児の継続性にも着目している点である。これまでは、父親の育児参加を規定する要因や、育児参加によって母親の就業形態や労働時間に与える影響を分析する研究が多数蓄積されてきた。一方で、育児の継続性について分析している研究は筆者が知る限りでは存在しない。そこで本稿では、育児参加と継続の両方に着目することで、参加と継続の規定要因やそれらが母親の就業行動に与える影響について分析を行う。具体的には、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施する「JHPS/KHPS」の個票データを用いて、育児参加の指標を父親の単年育児時間、継続の指標として 3 年累積育児時間を変数として使用する。

加えて父親の育児参加・継続の規定要因分析においては、育児の継続性の捉え方を 2 つに分けて分析を行う。1 つは、前述した父親の 3 年累積育児時間を被説明変数に用いて変量効果モデルで推計を行う。もう 1 つは、母親の育児時間に対する父親の育児時間が 2 割未満になるときを育児終了 (ハザード率) としてサバイバル分析を行う。そして分析に際しては、子どもの末子年齢を区切った推計を行う。末子年齢によって、父親の育児参加や継続要因が異なるのかという分析を行っている研究は筆者が知る限り存在しない。以上より、育児の継続性の捉え方の特性を生かした分析手法と、分析対象者の限定が父親の育児参加・継続

規定要因分析における独自性である。

また父親の育児参加および育児継続参加が母親の就業行動に与える影響分析では、父親の育児参加と母親の就業行動の同時決定性を考慮するとともに、母親の年齢を 30 歳から 44 歳、35 歳から 44 歳に区切って推計を行う。上述のように、父親の育児参加と母親の就業行動の同時決定性に関する研究は存在するが、クロスセクションデータを用いているものがほとんどである。したがって、父親の育児継続性と母親の就業行動の同時決定性を考慮した分析は本稿がはじめてといえる。また日本の女性就業率はいわゆる「M 字カーブ」を描くことで知られ、出産・育児期間にあたる 20 歳代後半から 30 歳代後半にかけて特に低下する。本稿の分析対象を 30 歳から 44 歳、34 歳から 44 歳の母親とすることで、特に政策的課題を抱える年齢層に対する政策提言を行う。

第 3 章 父親の育児参加規定要因に関する分析

3.1 理論と仮説

本節では、先行研究でも述べた父親の育児参加・継続規定要因で用いる 4 つの理論の内容について述べ、それを踏まえて本稿での仮説に言及する。

(1) 時間制約仮説

この仮説では、男女は育児に費やす時間的余裕があれば育児を行うことが多くなると考える。育児に費やす時間に一番制約をかける要因としては、労働時間がある。先行研究をサバイした Shelton and John (1996) では、この仮説によって母親と父親の育児分担が説明できると示した。

(2) 育児ニーズ仮説

幼い子どもがいることや子ども数が多いことによって、行うべき育児の量が増える。よって、父親の育児参加が増えると考えるのがこの仮説である。

(3) 相対的資源仮説

家庭内における夫婦の育児分担は、家庭外において夫婦が保有している資源の格差を反映して決まると考える仮説である。育児は手間がかかる労働であるため、両者とも自分の負担を減らそうとするため、収入や教育などの資源を多く保有している方が育児分担を軽減できると考えられている。

(4) 代替的資源仮説

自分以外に育児を負担してくれる人がいると、父親は育児に参加しなくなると考える仮説である。

本稿の父親の育児参加・継続規定要因に関する分析でも、これら 4 つの仮説に対応して推計を行う。また、近年働き方改革などでワーク・ライフ・バランスの重要性が高まっていることをうけ、会社の制度に関する仮説も加える。以下が本稿で検証する仮説①である。

- (1) 父親の育児以外の生活時間が長いと、父親の育児参加・継続が抑制される。
- (2) 子ども数が多い、または子ども数が多いと、父親の育児参加・継続が抑制される。
- (3) 母親の学歴や地位、そして収入割合が高いと、父親の育児参加・継続が促進される。
- (4) 祖父母と同居していると、父親の育児参加・継続が抑制される。
- (5) 会社の制度が整っていると、父親の育児参加・継続が促進される。

3.2 分析アプローチ

本節では、仮説①として挙げた 5 つの仮説が父親の育児参加に与える影響を、JHPS/KHPS の 2010 年から 2018 年のパネルデータを用いて定量的に分析する。具体的には、父親の週平均育児時間を被説明変数とし、変量効果モデルと固定効果モデルを使用して推計を行う。推計式は以下の通りである。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Time_{it} + \alpha_2 Needs_{it} + \alpha_3 Relative_{it} + \alpha_4 Alternative_{it} + \alpha_5 Systems_{it} + \alpha_6 X_{it} + F_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 i は調査の各回答者、 t は調査が行われた時点を示す。また、 Y_{it} は父親の週平均育児時間を表す変数である。週平均育児時間は回答者の回答をもとに週の平均育児時間を算出した。 $Time_{it}$ は時間制約仮説を示す変数である。具体的には、父親の週平均家事時間と週平均労働時間、母親の週平均家事時間と週平均労働時間である。 $Needs_{it}$ は育児ニーズ仮説を表す変数であり、子どもの末子年齢と子ども数を用いている。本稿では子どもの末子年齢を 12 歳以下、0 歳から 5 歳以下、6 歳から 12 歳以下と 3 つの区分にわけて分析を行っている。 $Relative_{it}$ は相対的資源仮説を表す変数であり、母親の学歴ダミー、役職ダミー、夫婦賃金格差を用いている。 $Alternative_{it}$ は代替的資源仮説を表す変数で祖父母同居ダミーを用いており、 $Systems_{it}$ は父親の会社の制度を表す変数である。具体的には、短時間勤務制度、在宅勤務制度、半日・時間単位の休暇制度、長期リフレッシュ休暇制度¹¹が「会社にある」または「利用経験あり」を 1 とするダミー変数である。そして X_{it} はコントロール変数であり、父親の年齢、年齢の 2 乗、業種、従業員規模、母親の年齢、年齢の 2 乗、業種、従業員規模を示す。

¹¹ 長期リフレッシュ休暇制度とは年齢や勤続年数に応じて取得できる数日～数か月単位の長期休暇を取得できる制度である。

3.3 利用データ

本稿の分析ではパネルデータ設計・解析センターが提供する「日本家計パネル調査(以下 JHPS/KHPS)」を用いる。JHPS は 2009 年から全国 4000 人を対象に、KHPS は 2004 年から全国約 4000 世帯 7000 人を対象に毎年実施されている同一人物を追跡する調査であり、JHPS/KHPS はこれらの個票データを統一したパネルデータである。

JHPS/KHPS では生活時間を回答する項目の中に育児が含まれており、「ほとんど毎日」「週に数回」「週に 1 回」でどの程度育児を行ったかを記入する項目がある。そこに回答した男性を父親であるとし、週平均育児時間を算出した。時間制約仮説の変数である父親、母親の週平均家事時間においても同様の質問項目より週平均を算出している。また、両者の週平均労働時間においては「あなたは収入を得る仕事を 1 週に平均して何時間しますか」という質問項目の回答を用いている。育児ニーズ仮説で用いる末子年齢と子ども数においては、質問項目から回答者の年齢や続き柄から算出した。相対的資源仮説で用いる母親の学歴ダミーに関しては、最終学歴を回答する質問項目で、中学校または高校と回答した母親をベースとし、短期大学または高等専門学校を卒業したら 1 をとるダミー変数、大学または大学院を卒業したら 1 をとるダミー変数を用いている。母親の役職ダミーは、「あなたの会社での職位は、次のどれにあてはまりますか」という質問項目で「役職あり」と回答したら 1 をとるダミー変数を使用している。夫婦賃金格差については、「今年の、あなたの主なお仕事からの収入はいくらでしたか」という質問項目から、母親の収入と父親の収入の合計を母親の収入で割ることで算出している。次に代替的資源仮説の祖父母同居ダミーでは、「あなたのご家族・ご親族、あなたと同居している方について以下の表にご記入ください」という質問項目の続き柄コード表で、「祖父母」または「配偶者の祖父母」と回答した場合に 1 をとるダミー変数を用いている。そして、会社の制度に関する変数では「あなたの会社では次のような制度はありますか」という質問項目で、短時間勤務制度、在宅勤務制度、半日・時間単位の休暇制度、長期リフレッシュ休暇制度が「ある」または「利用経験あり」と回答した父親を、1 をとるダミー変数としている。その他コントロール変数の業種と従業員規模に関しては、母親は非就業をベースに、父親は第一次産業・インフラ業界と従業員規模 30 人以下をベースにして分析を行っている。これら全ての変数が揃うのが JHPS/KHPS の 2010 年からであるため、使用データ期間は 2010 年から 2018 年となっている。

また、本稿の分析では末子年齢が 12 歳以下の子どもがいる父親に分析対象を絞っており、(1) 末子年齢が 12 歳以下、(2) 末子年齢が 0 歳から 5 歳、(3) 末子年齢が 6 歳から 12 歳、の 3 つの区分で推計を行っている。推計を行うにあたり被説明変数として、第 3 章の参加要因分析では父親の週平均育児時間(単年)、第 4 章の変量効果モデルを用いた継続要因分析では父親の週平均累積育児時間(3 年累積)¹²を用いている。

本稿の分析で用いる各変数の基本統計量は表 1 の通りである。父親の週平均育児時間に

¹² 父親の週平均育児時間の 3 年分を累積した変数である。また、週平均育児時間と単年育児時間は同義であるため、以下の予備的分析と推計結果では、便宜上分かりやすい変数名を選択して結果を掲載する。

着目すると、末子年齢 6 歳から 12 歳の子どもを持つ父親の平均値が約 13 時間であり、0 歳から 5 歳の子どもを持つ父親の育児時間より大きい。次に、いくつかの仮説に対する変数を用いた予備的分析について述べる。図 1 は、時間制約仮説に関する予備的分析であり、父親の週平均労働時間を 2 分類¹³にし、その分類ごとに父親の週平均育児時間を表したものである。この図から週平均労働時間が「41~55 時間」の父親の方が、僅かではあるが週平均育児時間が多いことが分かる。ここから成瀬他（2009）が指摘したポジティブスピルオーバーが働いている可能性が示唆される。次に図 2 と図 3 は、育児ニーズ仮説に関する予備的分析であり、子ども数に応じて父親の週平均育児・家事時間がどのように変化するかを表したものである。図 2 からは、子ども数が増えるにつれて父親の週平均育児時間が減少傾向にあることが読み取れる。ここから、子ども数は父親の育児への関わり方に相関があると考えられる。そして、図 4 は代替的資源仮説に関する分析であり、祖父母同居の有無が父親の週平均育児時間に影響をあたえるかを示している。この図から、祖父母と同居していると父親の週平均育児時間を若干減少させていることが分かる。

3.4 推計結果と考察

父親の育児参加要因に関する推計は表 2 の通りである。末子年齢を (1) 列で 12 歳以下、(2) 列で 0 歳から 5 歳、(3) 列で 6 歳から 12 歳にサンプルを限定して推計を行った。また、推計結果は固定効果モデル、変量効果モデルの両方を掲載しているが、主にハウスマン検定で採択された列を中心に結果を説明していく。

ハウスマン検定の結果、(1) 列では固定効果モデルが、(2) 列では変量効果モデル、(3) 列では固定効果モデルが採択された。また表 2 内では、採択されたモデルを括弧で表記している。まず、時間制約仮説の変数をみていく。(1) 列と (3) 列で父親の単年家事時間が正に有意だった。(1) 列では単年家事時間が 1 時間増えると父親の育児時間が約 22 分、(3) 列では約 40 分増加することが分かった。家事を積極的に行う父親は性別役割分業意識が低いこと、そして家事と育児の間には高い親和性が存在すると考えられることから、家事時間の増加が育児時間に正の影響を与えたと推測する。一方で、母親の週平均家事時間は、(1) 列では負に有意であり、(2) 列では正に有意であった。末子年齢が 12 歳以下では、母親の単年家事時間が 1 時間増えると父親の育児時間が約 4 分減少するが、末子年齢が 0 歳から 5 歳だと約 1.7 分増加することが明らかになった。より幼い子どもがいる場合だと、両親間で家事と育児を分担していることが考えられる。

次に、育児ニーズ仮説である末子年齢に着目すると、末子年齢が (2) 列では負に有意だが (3) 列では正に有意だった。末子年齢が 0 歳から 5 歳と幼い子どもがいる父親は育児時間が減少するが、6 歳から 12 歳に上がると育児時間が増加することを示している。ここから、予備的分析でも言及したように、父親は育児に手間がかかる年齢の時期は育児に消極的

¹³ 週平均労働時間の区分として、法定労働時間で定められている 1 日 8 時間と、1 日 8 時間以上 11 時間以下で働いている父親で比較している。

になるが、ある程度子どもが成長してからは育児に積極的に参加している可能性がある。

また、相対的資源仮説では、(1) 列と (3) 列で夫婦賃金格差が正に有意だった。先行研究では、夫婦賃金格差を変数としていれてはいるが父親の育児時間に影響を与えないという結果が多い¹⁴。しかし本分析では、夫婦賃金格差が大きくなると父親の育児時間が増加する結果を得ることができた。これは、母親が就業していて収入が増えるほど、父親が育児に参加することを示す。

そして代替的資源仮説については、(2) 列のみ負に有意だった。末子年齢が 0 歳から 5 歳だと祖父母と同居していると父親の育児時間は減少することが明らかになった。これは先行研究と整合的である。本分析では先行研究での結果に加えて、若い子どもをもち、祖父母と同居している父親ほど、育児に参加しないことが明らかになった。

その他コントロール変数に着目すると、(1) 列では父親の従業員規模が 30 人から 500 人が負に有意だった。末子年齢が 12 歳以下では、従業員規模が 30 人以下と比べて父親は育児に参加しないことがわかる。(2) 列では全ての業種が負に有意だった。末子年齢が 0 歳から 5 歳だと、一次産業・インフラ業と比べて医療や流通、金融業に属する父親は育児に消極的であることが明らかになった。

第 4 章 父親の育児継続規定要因に関する分析 (1)

4.1 分析アプローチ

本節では仮説①を基に、父親の育児継続規定要因を変量効果モデルを用いて推計する。本節で行う父親の育児継続要因分析で用いる推計式と説明変数は第 3 章と同様である。被説明変数は父親の 3 年累積育児時間を用いている。

変量効果モデルを用いたのは、父親が育児を継続的に行う際にはその父親自身特有の効果なども考慮する必要があること、また 3 年累積をとっているため父親の育児時間が大幅に変化せず固定効果モデルでは推計できないケースがあるという理由からである。

4.2 推計結果と考察

変量効果モデルを用いた父親の育児継続要因に関する推計結果は、表 3 の通りである。まず、時間制約仮説では、父親の単年家事時間が全列で正に有意だった。係数と有意水準に着目すると、(2) 列の末子年齢 0 歳から 5 歳の子どもを持つ父親の家事時間が、一番育児継続に正の影響を与えている。第 3 章の育児参加要因分析では、(2) 列の父親の単年家事時間は有意な結果を得られなかったが、継続要因では正に有意な結果を得られた。ここから、

¹⁴ 松田 (2005)、中川 (2010)、佐々木 (2018) などが挙げられる。

末子年齢が 0 歳から 5 歳の子どもを持つ父親が家庭内で家事に関わる時間が長くなると、育児参加ではなく育児継続が促進されることが明らかになった。また、その他の時間制約仮説に関する変数では有意な結果は得られなかった。

次に、育児ニーズ仮説に着目すると、(1) 列で末子年齢のみが負に有意だった。末子年齢が 12 歳以下の子どもを持つ父親は、子どもの年齢が高くなるほど育児継続が抑制されることが明らかになった。しかし、(2) 列、(3) 列では有意な結果を得ることができなかったことから、参加要因分析とは異なり、末子年齢の区切りが父親の育児継続性に影響を与えないことがわかる。

また、相対的資源仮説では、母親の役職ダミーが全列で正に有意だった。母親が役職に就いていると、そうでない母親と比べて父親の育児継続が促進されることがわかる。一般的に、役職に就いていると労働時間が長くなると考えられるため、その分父親が育児を負担していると推測できる。

そして会社の制度では、在宅勤務制度が (3) 列で正に有意だった。末子年齢が 6 歳から 12 歳の子どもを持つ父親で、家で仕事をしている場合、子どもの育児に継続的に関わることがわかる。また、半日/時間単位制度に着目すると、(1) 列では負に有意、(2) 列では正に有意だった。0 歳から 5 歳の幼い子どもは体調を崩しやすいため、休みを調整しやすい制度があると、父親の育児への継続的な参加も高まると考えられる。長期リフレッシュ休暇制度は、(2) 列で負に有意、(3) 列で正に有意だった。これは、子どもが 6 歳から 12 歳と大きくなってからこの制度を利用し家族と休暇を過ごすことが、育児の継続性を促進する一方で、より幼く手がかかる時期においては休暇を過ごすことで育児の大変さを知り、継続的な参加から遠ざかる可能性があると考えられる。

その他コントロール変数に着目すると、父親の業種に関しては有意な結果は得られなかった。参加要因分析では全ての業種で有意な結果を得られていたことから、父親の業種は育児の継続性に影響を与えないことがわかる。

第 5 章 父親の育児継続規定要因に関する分析 (2)

第 5 章では、ハザード・レート関数を用いたサバイバル分析を行って父親の育児継続規定要因分析を行う。第 4 章の父親の育児継続要因分析の違いを述べる。第 4 章では父親の育児時間の 3 年累積を被説明変数にとっている。そのため、その期間内で育児時間に大幅な変動があったとしても累積値であるため正確な継続性をみているとは言えない。そこで、第 5 章では、「母親の育児時間に対して、父親の育児時間が 2 割未満になるとき」¹⁵を父親

¹⁵ 「平成 28 年社会生活調査」の育児時間の項目に関して、2011 年では父親 39 分、母親 202 分、2016

の育児継続終了と定義して分析を行う。これにより、父親が母親に対してある程度一定性を持って継続的に育児に関わる、または関わらない要因は何かを明らかにする。

5.1 分析アプローチ

本節では、ハザード・レート関数を用いたサバイバル分析を行い、父親の育児継続を促進させるまたは抑制させる要因を分析する。サバイバル分析とはサンプルに生じたイベントが持続する時間の規定要因を分析するものであり、本節の分析では以下のハザード・レート関数を推計する。

$$H_i(t, z_i) = \theta t^{\theta-1} \cdot e^{r'z_i} \quad (2)$$

ここで、このハザード・レート関数はワイブル分布をベースライン ($\theta t^{\theta-1}$) とし、時間 t まで育児を継続していた父親 i が育児を終了する条件付確率 H_i (ハザード・レート) が、社会人の属性を表す変数 z_i によって変動しうることを想定したものである。本節の分析では、「父親の育児時間が母親の育児時間の 2 割未満になるとき」を育児継続終了とみなしている。なお、 z_i は係数ベクトル、 θ はワイブル分布のパラメーターである。このハザード・レート関数の推計には最尤法を用いる。また、変数 z_i は第 3 章と同様の説明変数を用いている。

5.2 推計結果

サバイバル分析を用いた父親の育児継続要因に関する推計結果は表 4 の通りである。被説明変数はハザード率である。よって、係数が正に有意だと父親の育児継続を抑制する要因、負に有意だと促進させる要因であると解釈する。

まず、時間制約仮説をみると (3) 列で父親の単年家事時間が負に有意だった。末子年齢が 6 歳から 12 歳の子どもを持つ父親の単年家事時間が増加すると、育児に継続的に参加することが明らかになった。第 3 章の参加要因分析、第 4 章の継続要因分析でも有意な結果であったため、父親の単年家事時間は育児参加・継続を促進する要因であるとわかる。また、父親の単年労働時間に着目すると、(2) 列、(3) 列で負に有意だった。考察としては、成瀬他 (2009) が指摘したポジティブスピルオーバーが考えられる。つまり、末子年齢に関わらず父親が仕事を頑張ると、育児にも精力的になる可能性が示唆された。そして、母親の単年労働時間が (2) 列では正に有意だった。母親の単年労働時間が増加すると、父親の育児継続性が抑制されることが明らかになった。これは、先行研究とは逆の結果となった。

次に育児ニーズ仮説に着目すると、末子年齢が (2) 列で正に有意、(3) 列で負に有意だった。これは第 3 章で行った参加要因分析と一貫した結果である。ここから、末子年齢が高くなると父親の育児参加・継続は促進されることが明らかになった。また、(1) 列のみで子

年では父親 49 分、母親 225 分であった。これより、父親の育児時間は母親のそれに対して恒常的に 2 割未満であると推察したため本分析では 2 割未満と設定した。また、他の閾値も用いて推計を行ったが結果に大きな変化は見られなかった。

ども数が負に有意だった。第 3 章の参加要因分析と第 4 章の継続要因分析では有意な結果が得られていないことを踏まえると、子ども数の増加は末子年齢が 12 歳以下である場合に限り、父親が一定性を持った育児継続を促進することがわかる。

相対的資源仮説の変数に着目すると、母親の短大・高専卒ダミーが正に有意だった。配偶者である母親が中高卒と比べて短大や高専を卒業していると、父親の育児継続性が抑制されることが明らかになった。また、母親の役職ダミーが (1) 列で負に有意だった。これは、第 4 章の継続要因分析と同様の結果である。しかし第 3 章の参加要因分析では有意な結果でないことから、母親が役職に就いているかどうかは育児継続のみに影響を与えることがわかる。そして夫婦賃金格差が (1) 列、(2) 列で負に有意だった。参加要因分析では (1) 列 (末子年齢 12 歳以下) と、(2) 列 (末子年齢 6 歳から 12 歳以下) で同変数が正に有意だったことを踏まえると、子どもが幼い場合は母親の収入割合が父親の育児参加要因となるが、子どもが成長すると母親の収入割合は育児継続要因に変化する可能性が考えられる。

代替的資源仮説では、祖父母同居ダミーが (2) 列のみで負に有意であり、祖父母と同居している父親は育児継続が促進されることが明らかになった。参加要因分析では (2) 列 (末子年齢 0-5 歳) で負に有意であったことを踏まえると、0 歳から 5 歳の子どもがいる父親で祖父母と同居している場合、育児参加は抑制されるが育児継続は促進されることが明らかになった。これは、祖父母と一緒に住んでいると彼らの目が気になり、長期的な目でみると育児に継続的に関わるようになると考えられる。

会社の制度に関しては、在宅勤務制度が (2) 列で正に有意、半日/時間単位制度が (3) 列で負に有意だった。末子年齢が 0 歳から 5 歳の子どもを持つ父親は、家で仕事をすると育児の継続性が抑制されることが明らかになった。第 4 章の継続要因分析では育児継続が促進される結果が出ていることから、父親の育児への関わり方が継続性の捉え方によって影響を受けていることが考えられる。半日/時間単位制度については、末子年齢が 6 歳から 12 歳の子どもを持つ父親の育児継続を促進することが明らかになった。子どもが 6 歳から 12 歳の時期は、小学校の行事参加や習い事への送り迎えなどで短時間の休みをとる必要があると考えられるため、この制度の存在や利用が継続的な育児への参加を推し進めている可能性がある。

その他コントロール変数に着目すると、父親の従業員規模が 30 人から 500 人と、従業員規模が 500 人以上・官公庁が正に有意だった。従業員規模が大きくなると、父親の育児継続が促進されることが明らかになった。

第 6 章 父親の育児参加が母親の就業行動にもたらす影響

6.1 分析アプローチ

本節では、仮説②をもとに、父親の育児参加および育児継続参加が母親の就業行動に与える影響を分析する。ここでは、父親の育児参加と母親の就業行動の内生性に対処するため、父親の職位を操作変数に用いた変量効果操作変数法を用いる。ここでの内生性とは、中野（2009）が指摘するように、夫婦 2 人は 1 つの家計単位での効用関数を最大化するよう行動すると仮定するならば、父親の育児時間と母親の就業決定は同時に決定されている可能性があるということである。通常の最小二乗法で推計を行うと、誤差項と説明変数の間に相関が生じ、推定量は一致性を欠き BLUE（最良線形不偏推定量）を得られない。そこで、操作変数を用いた二段階最小二乗法で推計を行い、時間可変の内生性に対処する。

操作変数として用いる父親の職位は、父親の正規雇用、非正規雇用など雇用形態を表す変数である。父親の一日の可処分時間を規定することから、父親の育児時間にも影響を与えると考えられる。一方その規定要因は父親自身によるものが多く¹⁶、母親の就業行動からの影響は限定的と考えられる。以上より、父親の職位は「説明変数に影響は与えるが、被説明変数とは直接的に相関しない」という操作変数の条件を満たしていると考えられる。

具体的な推計式は以下の通りである。

$$C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 F_SHOKU_{it} + \alpha_2 X_{it} + F_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{C}_{it} + \beta_2 X_{it} + v_{it} \quad (4)$$

ここで、 i は調査の各回答者、 t は調査が行われた時点を示す。 F_SHOKU_{it} は操作変数である。また、 Y_{it} は母親の就業行動を表す変数である。具体的には、母親の雇用形態選択を表す指標として就業ダミーおよび正規雇用ダミー、また労働時間を表す指標として労働する母親全体の週平均労働時間、および雇用形態別の週平均労働時間を用いる。なお、正規雇用ダミーは就業している母親にサンプルを限定しており、育児期間に就業を続ける母親の雇用選択の分析を行う。 $\widehat{C}_{it}$ は(3)式を用いた、父親の育児参加および継続参加の予測値を示す。 X_{it} はコントロール変数であり、家庭環境と職場環境を表す指標、すなわち母親の年齢、年齢の 2 乗、母親の学歴、父親の収入（対数値）、父親の会社の従業員規模、在宅勤務制度ダミー、祖父母同居ダミー、末子年齢（12 歳以下）、子ども数、住宅ローンダミー、年ダミーを用いる。また推計式における ε_{it} 、 v_{it} はそれぞれ誤差項であり、 α_0 、 β_0 は定数項、 α_1 と α_2 、 β_1 と β_2 は各変数の係数を示す。

6.2 利用データ

推計には、前節と同様に JHPS/KHPS の個票データを用いる。使用期間は 2010 年から 2018 年である。また、前節と同様に末子年齢が 12 歳以下の子どもがいる父親に分析対象を絞ったほか、母親の年齢を（1）30 歳から 44 歳、（2）35 歳から 44 歳の 2 つの区分で推

¹⁶ 例えば若年男性の雇用形態についてロジスティクス回帰を行った塩谷（2014）では、規定要因として年齢、教育年数、ソーシャルスキル、特性的自己効力感など、父親自身に帰する要因を挙げている。

計を行っている。日本の女性労働力率はいわゆる「M 字カーブ」を描くことで知られ、出産・育児期間にあたる 20 歳代後半から 30 歳代後半にかけて特に低下する。そのため本稿では上記に分析対象を絞り、就業が減少している期間全体と、就業が回復に向かう時期における母親に関して分析を行う。

本節の分析で用いる各変数の基本統計量は表 5 の通りである。母親の雇用形態に着目すると、まず就業確率の平均値は 30 歳~44 歳で約 55.6%、35 歳~44 歳の母親で約 59.4%と後者の方が高いことがわかる。これは日本の女性労働力率が 35 歳から 44 歳にかけて回復傾向にあることと整合的である。また就業者に占める正規雇用の割合は、30 歳~44 歳の母親と比べて 35 歳~44 歳の母親の方が少ない。出産や育児を経て、正規雇用であった母親が非正規雇用として復職する、または非正規雇用へ転向する傾向が背景にあると考えられる。また母親の労働時間に着目すると、30 歳から 44 歳の母親全体では約 27.0 時間、正規雇用で約 38.1 時間、非正規雇用で約 22.2 時間となっている。雇用形態によって、母親の労働時間に違いがあることがわかる。

また父親の育児参加時間と母親の雇用形態、労働時間の関係に注目し、予備的分析を行ったものが図 5、図 6 である。図 5 は、父親の単年週平均育児時間およびその 3 年累積値を 3 つのカテゴリーに分け、30 歳から 44 歳の母親における就業確率と正規雇用選択確率の平均値を示したものである。ここから母親の就業確率と父親の育児参加には若干の負の相関、母親の正規雇用選択と父親の育児参加には若干の正の相関があるように伺える。また、父親の単年週平均育児時間と 3 年累積値では、相関関係の強さに差異があると推察される。ただし、これらは必ずしも因果関係を示さないことに注意が必要である¹⁷。また図 6 は、父親の単年週平均育児時間およびその 3 年累積値を 3 つのカテゴリーに分け、30 歳から 44 歳の母親における雇用形態別週平均労働時間の平均値を示したものである。このうち、労働する母親全体の労働時間と父親の 3 年累積育児時間に若干の正の相関関係がうかがえるが、いずれも一貫した傾向があるとは言えない¹⁸。また雇用形態ごとの労働時間に着目すると、正規雇用の母親は非正規雇用や自営自由業と比べ、比較的労働時間が長い。ここでも、母親の雇用形態によって労働時間が異なることがわかる。

6.3 推計結果と考察

(1) 父親の育児参加が母親の雇用形態選択にもたらす影響

父親の育児参加および育児継続参加が母親の雇用形態選択に与える影響の推計結果は表 6 の通りである。(1) 列から (4) 列では母親の年齢 30 歳から 44 歳、(5) 列から (8) 列では母親の年齢 35 歳から 44 歳にサンプルを限定して分析を行った。

¹⁷ 相関係数は、30 歳から 44 歳の母親就業確率と父親の単年育児時間で約-0.06、3 年累積育児時間で約-0.09、30 歳から 44 歳の母親正規雇用選択確率は父親の単年育児時間、3 年累積育児時間ともに約 0.04 であった。いずれも相関関係が認められるほどの大きさとはいえない。

¹⁸ 相関係数は、30 歳から 44 歳の母親全体の労働時間と父親の単年育児時間で約-0.02、3 年累積育児時間で約-0.002 であった。

まず、父親の育児参加および育児継続参加が母親の就業確率に与える影響について考察する。(1) (2) 列および (5) (6) から、父親の単年育児時間、3 年累積育児時間ともに、育児期間における母親の就業確率に有意な影響を与えない結果となった。これは、全年齢の母親をサンプルとした藤野 (2002b)、また本稿と同じく 30 代から 40 代の母親にサンプルを限定した中野 (2009) などとは異なる結果である。これらの先行研究と本稿の違いは、パネルデータを使用した分析を行っている点にある。母親の就業や父親の育児参加、また家庭環境や職場環境の時系列性を考慮すると、父親の育児参加は母親の就業確率に影響を与えない可能性が示唆された。

次に、父親の育児参加および育児継続参加が母親の正規雇用選択確率に与える影響について考察を行う。(3) 列、(4) 列を見ると、30 歳から 44 歳の母親では、父親の単年育児時間、3 年累積育児時間ともに母親の正規雇用確率に影響をもたらさない結果となった。一方、(7) 列、(8) 列を見ると、35 歳から 44 歳母親では、父親の単年育児時間の増加が母親の正規雇用を促進する結果となった。育児期間後半にあたる 35 歳から 44 歳の母親にとっては、長時間労働を伴う正規雇用を選択するには、単年など短期的な父親育児時間の増加が重要であるとの示唆が得られた。

その他の変数に関して考察を行う。まず母親の就業確率に関する分析では、父親に関する変数のうち収入の対数値が負に有意な影響をもたらす結果となった。これは父親の収入が増えるほど母親の正規雇用は阻害されるとする藤野 (2002a) などの研究と整合的な結果となった。夫の収入が高まるほど、妻の就業が阻害される、というダグラス＝有沢の法則との関連が推察される。また家族に関する変数では、末子年齢と住宅ローンダミーが正に有意な影響をもたらす結果となった。これらに関しても、子どもが大きくなる共に母親の就業確率が上がるとする鶴・久米 (2016)、住宅ローン返済による家計負担は母親の就業確率を高めるとする中野 (2009) などの先行研究と整合的である。また母親の正規雇用選択確率に関する分析では、母親に関する変数のうち、30 歳から 44 歳の母親、35 歳から 44 歳の母親ともに大卒ダミーが有意に母親の正規雇用を促進するという結果になった。これは藤野 (2002b) 等の先行研究と整合的である。また父親に関する変数では、(7) 列、(8) 列の 35 歳から 44 歳の母親に関する推計において、従業員規模 30~99 人ダミー、100~499 人ダミーが有意に負の影響をもたらす結果となった。父親の従業員規模は大きくなるほど、母親の正規雇用確率は低まると明らかになった。また家族に関する変数では、(3) 列、(4) 列の単年育児時間に関する推計において 12 歳以下の末子年齢が有意に負の影響をもたらすと明らかになった。小学校以下の子どもがいる家庭においては、子どもが成長するほど母親の正規雇用が阻害されるとの結果となった。

以上を踏まえ、本稿における仮説②との整合性を検証する。まず (1) 父親の育児参加および継続参加は育児期間の母親の就業を促す可能性に関しては、本推計では有意な影響が観察されなかった。本稿の独自性であるパネルデータを使用した分析では、父親の育児参加は母親の就業確率に影響を与えない可能性が示唆された。(2) 父親の育児参加および継続参

加は育児期間の母親の正規雇用を促進する可能性に関しては、35 歳から 44 歳の母親において、父親の単年育児時間のみ整合的な結果となった。育児期間後半に就業している母親にとって、長時間労働を伴う正規雇用を選択するには、むしろ短期的な父親育児時間の増加が重要であると考えられる。(3) 父親の育児参加と継続参加では後者が母親の就業行動に与える影響が強い可能性に関しては、各推計で違いがみられた。就業確率ではともに有意な影響は観察されず、正規雇用選択確率では、むしろ短期的な育児参加が有意に正の影響を与えると明らかになった。母親の年齢によって、また就業の選択と雇用形態の選択によって必要とされる父親の育児参加の在り方が違うとの示唆が得られた。

(2) 父親の育児参加が母親の労働時間にもたらす影響

父親の育児参加および育児継続参加が母親の労働時間に与える影響に関する推計結果は表 7 の通りである。(1) 列から (8) 列では母親の年齢 30 歳から 44 歳、(9) 列から (16) 列では母親の年齢 35 歳から 44 歳にサンプルを限定して分析を行った。

表 7 を見ると、父親の育児参加および育児継続参加は、就業する母親全体の労働時間に影響を与える一方、雇用形態別の母親労働時間には影響を与えないという結果になった。さらに前者に関しては、(10) 列のみ、すなわち 35 歳から 44 歳母親において、父親の 3 年累積育児時間が有意に正の影響を与える結果となった。このことから、2 点の示唆が得られる。1 点目は、父親の育児参加は母親の労働時間変動要因のうち、特に雇用形態選択に影響している可能性である。女性の労働時間は雇用形態によって差があることが知られている¹⁹。雇用形態選択後は、表 9 のコントロール変数のような他要因が影響すると考えられる。2 点目は、育児期後半における父親の育児継続参加の意義である。35 歳から 44 歳は母親の育児期間後半にあたり、子どもの成長と共に育児負担が軽減する、子どもの養育費ニーズが高まるなどの理由から労働力率が回復する期間である。このような期間に母親の労働時間を増加させるのは、父親の 3 年程度の継続的な育児時間の増加であると明らかになった。

以上の結果を、本稿における仮説②と検証する。まず (3) 父親の育児参加および継続参加は育児期間の母親の労働時間を増加させる、に関しては 35 歳から 44 歳の就業する母親全体において、父親の 3 年累積育児時間が整合的な結果となった。育児期後半における母親の労働時間を増加させるには、父親の継続的な育児参加が効果的であるとの示唆が得られた。また (4) 父親の育児参加と継続参加では後者が母親の就業行動に与える影響が強い、に関しては、35 歳から 44 歳の就業する母親全体の労働時間において整合的であった。労働時間においても、母親の年齢によって、また雇用形態によって必要とされる父親の育児参加の在り方が違うとの示唆が得られた。

¹⁹ 平成 26 年の雇用形態別実労働時間の分布は、正社員では多い順に「40～45 時間未満」34.1%、「45～50 時間未満」22.0%、「35～40 時間未満」20.9%に対し、正社員以外の労働者では多い順に「35～40 時間未満」19.5%、「20～25 時間未満」17.1%、「20 時間未満」16.5%であった（「平成 26 年就業形態の多様化に関する総合実態調査」厚生労働省より）。本稿においても、雇用形態によって女性の労働時間が異なる傾向が確認されている（図 6、表 5 参照）。

第7章 まとめと考察

本稿では、父親の育児参加および育児継続の規定要因分析、および母親の就業行動にもたらす影響について分析を行った。具体的には、前者に関して仮説①(1) 時間制約仮説、(2) 育児ニーズ仮説、(3) 相対的資源仮説、(4) 代替的資源仮説、(5) 会社の制度、を立て、父親の育児参加・継続の規定要因が共通しているのか否かを明らかにした。そして、後者に関して仮説②(1) 父親の育児参加・継続は育児期間の母親の就業を促す、(2) 父親の育児参加・継続は育児期間の母親の正規雇用を促進する、(3) 父親の育児参加と継続では母親の就業行動に異なる影響をもたらす、を立て、検証を行った。なお、本稿の分析では「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」を用いている。

まず、第2章では父親の育児参加に関する規定要因と父親の育児参加が母親の就業行動に与える影響に関する先行研究を概観し、それを踏まえた本稿の独自性を述べた。本稿全体の独自性は、父親の育児参加・継続の両方に着目しその規定要因や母親の就業行動に与える分析を行ったことである。各分析に際する独自性としては、父親の育児参加・継続要因分析では、育児継続性を多角的に捉えた点、分析対象者を末子年齢ごとに区切った点がある。そして、父親の育児参加が母親の就業行動に与える影響分析では、父親の育児参加と母親の就業行動の同時決定性を考慮した点、分析対象者を母親の年齢で限定した点、パネルデータを使用して分析を行った点がある。

次に第3章では、仮説①を基に、固定効果モデルと変量効果モデルを用いて父親の育児参加の規定要因を分析した。その結果、時間制約仮説では、父親の単年家事時間が末子年齢12歳以下と6歳から12歳において促進要因、母親の単年家事時間が末子年齢12歳以下では抑制要因である一方、末子年齢が0歳から5歳以下では促進要因であった。育児ニーズ仮説では末子年齢が、末子年齢0歳から5歳だと抑制要因、6歳から12歳だと促進要因になること、相対的資源仮説では夫婦賃金格差が末子年齢12歳以下と6歳から12歳で促進要因、そして代替的資源仮説では末子年齢0歳から5歳において祖父母同居が抑制要因となった。

第4章では、仮説①を基に、変量効果モデルを用いて3年累積育児時間を被説明変数とする父親の育児継続の規定要因に関する分析を行った。その結果、時間制約仮説では、父親の単年家事時間が一貫して促進要因であった。他の変数に関しては有意な結果が得られなかったため、育児継続においては父親の単年家事時間が重要であるといえる。また、育児ニーズ仮説では末子年齢が、末子年齢12歳以下において抑制要因であった。参加要因と異なり、末子年齢の区切りが父親の育児継続性に影響を与えないことがわかる。相対的資源仮説では、母親が役職に就いていることが促進要因であり、参加要因とは異なっている。そし

て会社の制度においては、在宅勤務制度が末子年齢 6 歳から 12 歳において促進要因、半日/時間単位制度が末子年齢 12 歳以下では抑制要因、0 歳から 5 歳では促進要因であり、長期リフレッシュ休暇制度が末子年齢 0 歳から 5 歳では抑制要因、6 歳から 12 歳では抑制要因であった。

第 5 章では、ワイブル分布を仮定した分布ハザードモデルを用いて仮説①を検証した。ここでは「母親の育児時間に対して、父親の育児時間が 2 割未満になるとき」を父親の育児継続終了とみなして分析を行った。その結果、時間制約仮説では、父親の単年家事時間が末子年齢 6 歳から 12 歳において促進要因、そして父親の単年労働時間が末子年齢 0 歳から 5 歳と 6 歳から 12 歳において促進要因であった。第 3 章、第 4 章では父親の単年労働時間は有意な結果は得られていなかったことから、参加要因や育児時間の累積には父親の単年労働時間は影響を与えないが、ある一定性をもった育児への関りにおいては仕事に精力的に取り組むことも重要であることが明らかになった。次に育児ニーズ仮説では、末子年齢が、末子年齢が 0 歳から 5 歳では抑制要因、6 歳から 12 歳では促進要因であることがわかった。これは第 3 章での参加要因と同様の結果である。また、子ども数が末子年齢 12 歳以下で促進要因であった。第 3 章と第 4 章では有意な結果ではないことから、一定性を持った関りには子ども数が重要であることがわかる。相対的資源仮説では、母親が役職に就いていることが末子年齢 12 歳以下で促進要因であった。これは、第 4 章の継続要因分析と同様の結果である。しかし第 3 章では有意な結果でないことから、母親が役職に就いているかどうかは育児継続のみに影響を与えることがわかる。そして夫婦賃金格差が末子年齢 12 歳以下、末子年齢 0 から 5 歳以下で促進要因であった。第 3 章では末子年齢 12 歳以下と、末子年齢 6 歳から 12 歳以下で促進要因であったことを踏まえると、子どもが幼い場合は母親の収入割合が父親の育児参加要因となるが、子どもが成長すると母親の収入割合は育児継続要因に変化する可能性が考えられる。代替的資源仮説では、祖父母同居が末子年齢 0 歳から 5 歳で促進要因であった。第 3 章では末子年齢 0・5 歳で抑制要因であったことを踏まえると、0 歳から 5 歳の子どもがいる父親で祖父母と同居している場合、育児参加は抑制されるが育児継続は促進されることが明らかになった。最後に会社の制度に関しては、在宅勤務制度が末子年齢 0 歳から 5 歳で抑制要因であった。第 4 章では育児継続が促進される結果が出ていることから、父親の育児への関わり方が継続性の捉え方によって影響を受けていることが考えられる。一方、半日/時間単位制度が末子年齢 6 歳から 12 歳で促進要因だった。第 4 章では、末子年齢 0 歳から 5 歳で促進要因であったことから、子どものライフステージと父親の育児への関り方によって制度の効果が異なるといえる。

第 6 章では、仮説②を基に、変量効果操作変数法を用いて父親の育児参加および育児継続参加が母親の就業行動に与える影響を分析した。まず母親の就業確率に関しては、父親の育児参加および育児継続は本推計では有意な影響が観察されなかった。本稿の独自性であるパネルデータを使用した分析では、父親の育児参加は母親の就業確率に影響を与えない可能性が示唆される。また母親の雇用形態選択に関しては、30 歳から 44 歳の母親では父親

の単年育児時間、3 年累積育児時間ともに母親の雇用形態に影響がみられなかった一方、35 歳から 44 歳母親では、父親の単年育児時間の増加が母親の正規雇用を促進する結果となった。育児期間後半に就業している母親にとっては、長時間労働を伴う正規雇用を選択するには、単年など短期的な父親育児時間の増加が重要であるとの示唆が得られた。さらに母親の労働時間に関しては、育児期間のうち、35 歳から 44 歳の就業する母親全体において父親の育児継続参加が労働時間を増加させる結果となった。女性の労働力率が回復する期間においては、父親の育児継続参加が母親の労働時間を増加させるとの示唆が得られた。母親の年齢層や就業行動の形態によって父親の育児参加と継続参加がもたらす影響は異なることが明らかとなり、それぞれに応じて必要とされる父親の育児参加の在り方が違うとの示唆が得られた。

最後に、本稿の課題点について述べる。第一に、父親の育児参加を示す指標として、父親の育児時間のみを指標とした点である。考えられる他の指標として父親の育休取得日数、父親が行っている日々の育児内容などがあるが、本研究ではデータの制約上利用できていない。昨今、父親の育休取得義務化に関する議論が盛んに行われている。父親の育児休業取得日数の多さが必ずしも父親の育児負担量の多さを示してはおらず、母親の育児負担軽減につながっているとは言えないなどの指摘もなされている²⁰。今後は実際の育児支援制度の効果も視野に入れた研究の蓄積も進むことを期待する。第二に、データの制約上、夫婦の性別役割分業意識を表す指標を使用できなかった点である。藤野（2009）、中川（2011）、鶴・久米（2016）、佐々木（2018）のように、父親の育児参加規定要因として性別役割分業意識を指摘する研究は多い。世代間の性別役割分業意識の違いなどを考慮した分析を行うことができれば、より現実に応じた分析結果が得られると考えられる。今春、国家公務員に対して 1 か月以上の育児休暇取得を促す試みが始まった。政府が主導となり、男性も育児に参加するよう呼びかけることは、民間企業のロールモデルとなる。父親の育児参加は、本稿で確認した母親の就業行動に加え、父親自身やその周囲へ与える効果も確認されている。将来、家庭や職場の両方で活躍できる「イクメン」が増えるような環境や制度設計の一助になることを期待し、本稿の結びとする。

²⁰ しゅふ JOB 総研（2021）では、「男性の育休取得を義務化すべきか」という質問に対し、約 28%の主婦層女性が「反対」「どちらかというと反対」と回答している。理由として、男性の育児休業取得が必ずしも育児参加につながっていない現実や、収入への影響に対する不安が挙げられている。

【参考文献】

<書籍>

山口慎太郎（2019）『「家族の幸せ」の経済学・データ分析でわかった結婚、出産、子育ての事実』光文社

<論文>

Becker,G.S.（1965）. “A Theory of the Allocation of Time”, *Econ. J.* 75, pp.493 -517.

Bianchi,Suzanne M.;Cohen,Philip N.;Raley, Sara; & Nomaguchi, Kei （2004）”Inequality in parental investment in child-rearing:Expenditures,time,and health,”*Social inequality*,189-219

Bonke and Esping-Andersen （2009）”Family investment in children-productivities,preferences,and parental childcare,”*European Sociological Review*,27(1),43-55

Jimenez-Nadal and Molina （2013）”Parents' education as determinant of educational childcare time,” *Journal of Population Economics*,26(2),719-749

Gronau, R. （1977）“Leisure, Home Production, and Work- the Theory of the Allocation of Time Revisited”, *J. Pol. Econ.* 85, pp.1099-1123.

Hook （2006）"Care in context:Men's unpaid work in 20 countries,1965-2003," *American sociological review*,71(4),639-660

Shelton Beth A.,and John Daphne （1996）"The Division of Household Labor," *Annual Review of Sociology*,22:299-322

井口泰、丙村智、藤野敦子、志甫啓（2002）「雇用面からみた世代間利害調整」『経済研究』（一橋大学）53（3），p.204-212.

坂本和靖（2010）「両立支援制度が有配偶男性の家事・育児時間に与える影響-労働組合員調査を用いて-」Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 152

佐々木昇一（2018）「ワーク・ライフ・バランス時代における男性の家事育児時間の規定要因等に関する実証分析」『生活経済学研究』Vol.47(2018,3) p46-66

塩谷芳也（2014）「若年男性の雇用形態とソーシャルスキル」『理論と方法』29(1), p.191-206

津谷典子（2005）「少子化の人口学的背景と将来展望」社会政策学会編『少子化・家族・社会政策』法律文化社、14：3-17

鶴光太郎、久米功一（2016）「夫の家事・育児参加と妻の就業決定-夫の働き方と役割分担意識を考慮した実証分析」RIETI Discussion Paper Series 16-J-010

中川まり（2010）「子育て期における妻の家庭責任意識と夫の育児・家事参加」『家族社会学研究』第22巻、第2号 2020.10

中嶋（2011）「未就学児の父親における育児参加と心理的ウェルビーイングの関係」J Jpn Health Sci Vol.13 No.4 2011

中野あい（2009）「夫の家事・育児参加と妻の行動：同時決定バイアスを考慮した分析」『日本統計学会誌』第30巻、第1号, p.121-1135

成瀬昇、有本梓、渡井いずみ、村嶋幸代（2009）「父親の育児支援行動に関連する要因の分析」『日本公衛誌』第56巻、第6号 p402-410

- 西岡八郎、山内昌和 (2017)「夫の家事や育児の遂行頻度は高まったのか？-3 歳以下の子を持つ常勤の夫に関する分析」『人口問題研究』(J.of Population Problems) 73-2(2017.6) pp.97-116
- 服部祥子・原田正文 (1991)『乳幼児の心身発達と環境-大阪レポートと精神医学的視点』名古屋大学出版会、254-256
- 福田節也 (2005)「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-家事・育児遂行時間の変動要因に関するパネル分析」『季刊家計経済研究』(2007) AUTUMN No.76 p26-36
- 藤野敦子 (2002a)、「子どものいる既婚女性の就業選択 -夫の働き方,性別役割意識が及ぼす影響」『季刊家計経済研究』56 (4) ,p.48-55
- 藤野敦子 (2002b)、「家計における出生行動と妻の就業行動」『人口学研究』31, p.19-33.
- 藤野敦子 (2009)「労働者の生活時間配分データを用いた男性の家事、育児時間の規定要因」『季刊家計経済研究』(2009) AUTUMN No.84 p80-89
- 松田茂樹 (2006)「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」『季刊家計経済研究』(2006) SUMMER No.71 p45-p54
- 水落正明 (2006)「父親の育児参加と家計の時間配分」『季刊家計経済研究』,71, p.55-63.
- 山上俊彦 (1999)「出産・育児と女性就業の両立可能性について」『季刊社会保障研究』, 35(1), p.52-64.
- 脇坂明 (2011)「均等法後の企業における女性の雇用管理の変遷」『日本労働研究雑誌』No.615 p38-51

<ウェブサイト>

厚生労働省「イクメンプロジェクト」公式ホームページ 2020年12月16日閲覧

<https://ikumen-project.mhlw.go.jp/>

厚生労働省「平成30年度雇用均等基本調査（速報版）」2020年12月16日閲覧

https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_05049.html

厚生労働省「平成30年人口動態調査 結果の概要」2020年12月16日閲覧

https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei18/dl/02_kek.pdf

総務省「平成28年社会生活基本調査 生活時間に関する結果 要約」2020年12月16日閲覧

<https://www.stat.go.jp/data/shakai/2016/pdf/youyaku2.pdf>

総務省「平成28年度労働力調査 結果の概要」2020年12月16日閲覧

<https://www.stat.go.jp/data/roudou/rireki/nen/ft/pdf/2016.pdf>

日本労働組合総連合会「男性の家事・育児参加に関する実態2019」2020年12月16日閲覧

<https://www.jtuc-rengo.or.jp/info/chousa/data/20191008.pdf?53>

ビースタイルグループ「しゅふJOB総研2021」2020年12月16日閲覧

<https://www.bstylegroup.co.jp/news/shufu-job/>

【付録】

図1 父親の生活時間

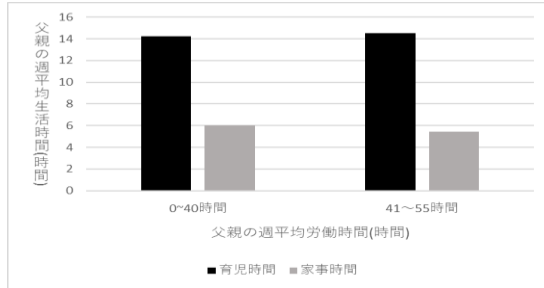


図2 父親の週平均育児時間と子ども数

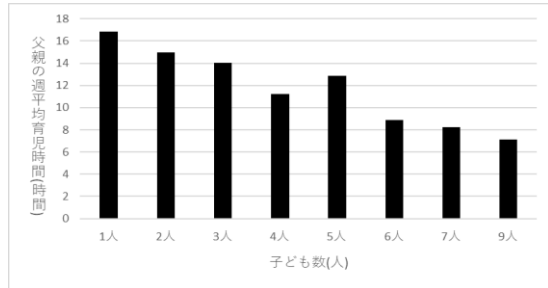


図3 父親の週平均家事時間と子ども数

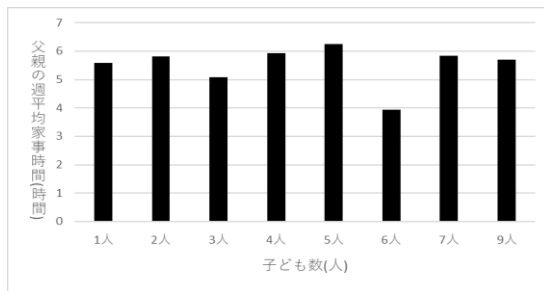


図4 父親の週平均育児時間と祖父母同居

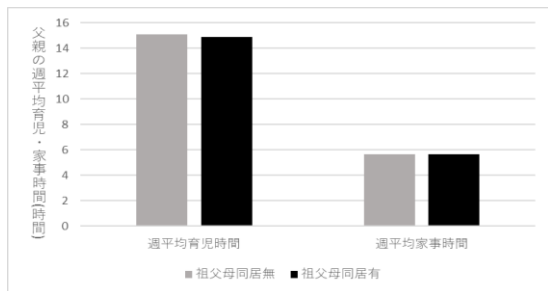


図5 父親の育児時間と母親の雇用形態

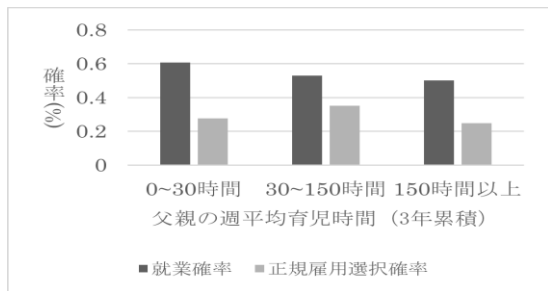
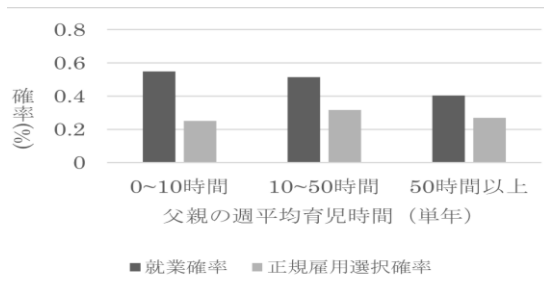


図6 父親の育児時間と母親の労働時間

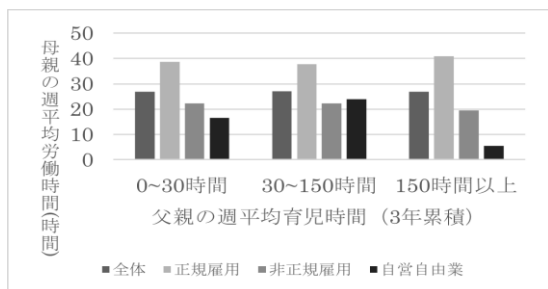
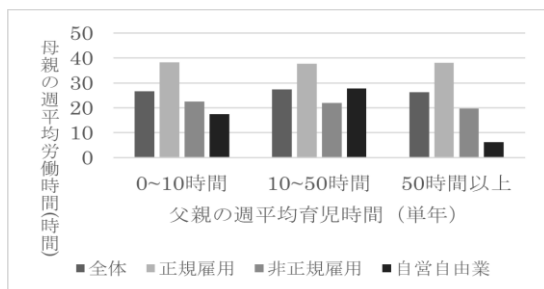


表 1 基本統計量

変数名	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
父親_週平均育児時間(単年)	15.0891	21.0197	4.6499	9.3482	12.6616	17.3436
父親_週平均育児時間(3年累積)	47.5094	43.1191	52.5362	48.6836	47.7178	43.9294
時間制約仮説						
父親_週平均家事時間(単年)	5.6297	8.2665	6.5740	9.1120	6.0162	8.5410
父親_週平均働時間(単年)	47.2828	17.0775	47.3735	17.1639	47.1484	16.9509
母親_週平均家事時間(単年)	21.5603	20.8249	23.9199	21.3722	21.2559	18.6711
母親_週平均労働時間(単年)	26.6848	16.2105	27.0150	16.2240	26.4014	16.1808
育児ニーズ仮説						
末子年齢	4.8304	3.4305	2.3998	1.6876	8.3870	1.8772
子ども数	2.0974	0.9593	2.0575	1.0017	2.1559	0.8905
相対的資源仮説						
母親_中高卒ダミー(ベース)	0.0320	0.1760	0.0180	0.1328	0.0142	0.1181
母親_短大・高専卒ダミー	0.0217	0.1457	0.0123	0.1100	0.0094	0.0967
母親_大卒以上ダミー	0.0276	0.1639	0.0163	0.1266	0.0114	0.1061
母親_役職有ダミー	0.0241	0.1535	0.0231	0.1503	0.0256	0.1581
夫婦賃金格差	506.6874	233.4785	469.0700	225.9166	543.8415	234.9318
代替的資源仮説						
祖父母同居ダミー	0.0183	0.1341	0.0229	0.1496	0.0116	0.1072
会社の制度						
短時間勤務制度ダミー	0.2788	0.4484	0.2804	0.4492	0.2767	0.4475
在宅勤務制度ダミー	0.0616	0.2404	0.0598	0.2372	0.0638	0.2445
半日・時間単位制度ダミー	0.5432	0.4982	0.5515	0.4974	0.5321	0.4991
長期リフレッシュ休暇制度ダミー	0.2768	0.4475	0.2850	0.4515	0.2659	0.4419
父親に関するコントロール変数						
年齢	38.5401	6.1257	36.3177	5.7415	41.7919	5.1383
年齢2乗	1522.8580	486.1002	1351.9350	439.5951	1772.9520	440.5007
第一次産業・インフラダミー(ベース)	0.0325	0.1774	0.0307	0.1724	0.0352	0.1844
医療・福祉・教育・学習支援業・その他ダミー	0.0981	0.2975	0.1002	0.3003	0.0950	0.2932
流通・サービス・通信情報業ダミー	0.5441	0.4981	0.5415	0.4983	0.5480	0.4978
金融・保険・不動産・建設業ダミー	0.1719	0.3774	0.1700	0.3757	0.1747	0.3798
従業員規模30人以下ダミー(ベース)	0.4152	0.4928	0.4185	0.4933	0.4204	0.4936
従業員規模30人～500人ダミー	0.3067	0.4611	0.3076	0.4615	0.3057	0.4607
従業員規模500人・官公庁ダミー	0.2781	0.4480	0.2739	0.4460	0.2739	0.4460
母親に関するコントロール変数						
年齢	36.6688	5.3597	34.4203	4.7400	39.9599	4.4339
年齢2乗	1373.3230	394.0664	1207.2180	326.7783	1616.4470	356.1132
医療・福祉・教育・学習支援業・その他ダミー	0.2838	0.4509	0.2781	0.4482	0.2899	0.4538
流通・サービス・通信情報業ダミー	0.5697	0.4952	0.5853	0.4928	0.5514	0.4975
金融・保険・不動産・建設業ダミー	0.0854	0.2795	0.0886	0.2842	0.0821	0.2746
従業員規模30人～500人ダミー	0.3067	0.4611	0.3056	0.4607	0.3077	0.4615
従業員規模500人・官公庁ダミー	0.2674	0.4426	0.2702	0.4441	0.2670	0.4424

備考

(1)サンプルサイズは、12歳以下で7205、0-5歳で4280、6-12歳で2925である。

(2)年ダミーは省略している。

表2 父親の育児参加要因分析（ハウスマン検定）

被説明変数：週平均育児時間（単年）	父親の育児参加要因					
	(1) 12歳以下		(2) 0-5歳		(3) 6-12歳	
	FE	(RE)	FE	RE	FE	(RE)
時間制約仮説						
父親_週平均家事時間	0.364*** (0.0660)	0.479*** (0.0779)	-0.0103 (0.0354)	0.0260 (0.0328)	0.341*** (0.0723)	0.375*** (0.0636)
父親_週平均労働時間	0.0211 (0.0237)	0.0128 (0.0231)	-0.00492 (0.0139)	-0.000287 (0.0108)	0.0335 (0.0269)	-0.00294 (0.0219)
母親_週平均家事時間	-0.0645* (0.0367)	-0.0414 (0.0267)	0.0423* (0.0224)	0.0283** (0.0136)	-0.0587 (0.0375)	-0.0139 (0.0258)
母親_週平均労働時間	0.0154 (0.0285)	0.000197 (0.0220)	-0.0118 (0.0140)	-0.0364*** (0.00845)	0.00142 (0.0327)	-0.00409 (0.0216)
育児ニーズ仮説						
末子年齢	0.290 (0.378)	-0.424*** (0.135)	-0.259 (0.282)	-0.383*** (0.128)	4.724** (1.919)	-0.429*** (0.165)
子ども数	1.244 (0.823)	-0.721* (0.376)	-0.261 (0.815)	-0.0441 (0.196)	1.664 (1.166)	-1.015*** (0.393)
相対的資源仮説 (ベース：母親_中高卒ダミー)						
母親_短大・高専卒ダミー		-1.750* (0.973)		0.175 (0.520)		-1.183 (0.871)
母親_大卒以上ダミー		-0.792 (1.190)		-0.631 (0.393)		-0.719 (1.081)
母親_役職ダミー	-1.006 (1.214)	-0.174 (1.914)	-0.100 (0.906)	-0.346 (0.482)	-0.129 (1.121)	-0.743 (0.718)
夫婦賃金格差	0.00754* (0.00388)	0.00404* (0.00215)	-0.00134 (0.00178)	-0.000435 (0.00124)	0.0128* (0.00651)	0.00352* (0.00213)
代替的資源仮説						
祖父母同居ダミー	0.819 (2.843)	0.0771 (1.757)	-0.852 (0.715)	-1.608*** (0.567)	-0.208 (3.082)	2.591 (2.309)
会社の制度						
短時間勤務制度	-0.175 (1.344)	-0.794 (0.949)	0.832 (0.842)	0.285 (0.433)	1.027 (1.377)	-0.820 (1.014)
在宅勤務制度	-0.704 (2.644)	1.159 (2.058)	-0.125 (0.651)	-0.290 (0.570)	-0.807 (3.988)	1.388 (1.945)
半日/時間単位制度	-1.414 (1.089)	-0.592 (0.831)	0.832* (0.498)	-0.173 (0.346)	-1.495 (1.586)	-1.012 (0.886)
長期リフレッシュ休暇制度	-1.123 (1.164)	-0.137 (0.912)	-1.007 (0.678)	-0.0549 (0.490)	2.336 (1.491)	2.442** (1.053)
父親に関するコントロール変数						
年齢	-1.938 (1.577)	-1.873** (0.898)	-1.263 (1.228)	-0.332 (0.305)	-8.135** (3.233)	-2.409 (1.469)
年齢2乗	0.0168 (0.0199)	0.0187* (0.00987)	0.0162 (0.0147)	0.00300 (0.00350)	0.0742*** (0.0307)	0.0251 (0.0162)
業種 (ベース：一次産業・インフラ)						
医療・福祉・教育・学習支援・その他	6.267 (6.538)	1.694 (2.240)	-1.918 (1.455)	-1.751* (0.896)	8.105 (4.982)	1.947 (1.402)
流通・サービス・通信情報業	-0.223 (3.488)	1.079 (1.651)	-0.0551 (1.834)	-1.424* (0.775)	-1.336 (1.588)	0.116 (1.252)
金融・保険・不動産・建設業	1.628 (3.085)	-0.163 (1.818)	-0.365 (2.254)	-1.964** (0.925)	-2.106 (3.255)	-0.962 (1.468)
従業員規模(ベース：30人以下)						
30-500人	-5.414** (2.537)	-2.145 (1.310)	1.201* (0.696)	0.0626 (0.509)	0.0966 (1.843)	-0.291 (0.979)
500人以上・官公庁	-4.222 (2.715)	-1.880 (1.544)	0.660 (1.078)	-0.355 (0.468)	0.419 (2.710)	-0.983 (1.262)
母親に関するコントロール変数						
年齢	3.121 (1.977)	2.060** (0.988)	0.242 (1.368)	-0.278 (0.449)		2.314* (1.213)
年齢2乗	-0.0477* (0.0259)	-0.0279** (0.0120)	-0.00466 (0.0185)	0.00437 (0.00613)	-0.0490 (0.0347)	-0.0288** (0.0141)
業種(ベース：非就業の母親)						
医療・福祉・教育・学習支援・その他	-6.753 (5.293)	-3.266 (2.840)	0.447 (3.996)	1.087 (0.767)	-6.371* (3.466)	-1.498 (1.433)
流通・サービス・通信情報業	-7.305 (4.840)	-4.297 (2.690)	1.772 (4.109)	0.746 (0.620)	-3.063 (3.409)	-0.212 (1.466)
金融・保険・不動産・建設業	-8.949 (5.460)	-5.435* (2.915)	0.403 (4.140)	0.766 (0.791)	-10.43*** (3.892)	-1.195 (2.146)
従業員規模(ベース：非就業の母親)						
従業員規模30-500人	0.197 (1.028)	0.785 (0.874)	-0.0852 (0.809)	-0.332 (0.445)	1.973 (1.558)	1.043 (0.835)
従業員規模500人以上・官公庁	0.876 (1.383)	0.769 (0.927)	1.054 (1.378)	-0.269 (0.508)	3.583* (1.975)	1.434 (1.067)
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
定数項	13.28 (29.07)	25.56 (24.28)	25.01 (23.06)	17.96* (9.505)	248.8*** (90.02)	
サンプルサイズ	1,745	1,745	769	769	976	976
決定係数	0.097		0.075		0.175	
自由度	660	660	356	356	462	462

注：①括弧内の数値は頑健標準誤差である

②*** ** *はそれぞれ1%、5%、10%有意水準である。

③ハウスマン検定の結果、(1)列、(3)列では固定効果モデル

(2)列では変量効果モデルが採用された。

表3 父親の育児継続要因分析(1)(変量効果モデル)

被説明変数：週平均育児時間(3年累積)	父親の育児継続要因		
	(1) 12歳以下 RE	(2) 0-5歳 RE	(3) 6-12歳 RE
時間制約仮説			
父親_週平均家事時間	0.343*** (0.129)	0.364*** (0.133)	0.203* (0.104)
父親_週平均労働時間	-0.0156 (0.0428)	0.0191 (0.0714)	-0.0155 (0.0611)
母親_週平均家事時間	0.0897 (0.0587)	0.0435 (0.0511)	0.0631 (0.0658)
母親_週平均労働時間	0.0889 (0.0671)	0.0441 (0.0672)	0.0944 (0.0918)
育児ニーズ仮説			
末子年齢	-1.304*** (0.495)	-2.290 (1.678)	-0.153 (0.717)
子ども数	-1.122 (1.345)	-0.476 (2.102)	-0.895 (1.522)
相対的資源仮説 (ベース：母親_中高卒ダミー)			
母親_短大・高専卒ダミー	-2.968 (3.423)	-0.212 (6.663)	-1.850 (3.485)
母親_大卒以上ダミー	5.318 (4.588)	6.700 (7.416)	2.174 (4.560)
母親_役職ダミー	0.0152* (0.00837)	0.0208* (0.0123)	0.0173* (0.00889)
夫婦賃金格差	-0.876 (3.228)	-1.279 (2.477)	-1.296 (2.596)
代替的資源仮説			
祖父母同居ダミー	-2.060 (3.232)	-2.292 (4.521)	4.413 (6.516)
会社の制度			
短時間勤務制度	1.361 (1.834)	-0.302 (1.727)	-0.851 (1.911)
在宅勤務制度	1.484 (4.753)	3.715 (7.792)	4.981* (2.933)
半日/時間単位制度	-2.623* (1.485)	3.040* (1.576)	-3.031 (1.961)
長期リフレッシュ休暇制度	-1.257 (2.805)	-5.115* (2.852)	4.198* (2.224)
父親に関するコントロール変数			
年齢	-3.065 (3.550)	-7.300** (3.427)	-2.027 (5.455)
年齢2乗	0.0299 (0.0412)	0.0787** (0.0397)	0.0193 (0.0637)
業種 (ベース：一次産業・インフラダミー)			
医療・福祉・教育・学習支援・その他	5.061 (6.049)	7.555 (13.67)	4.338 (4.901)
流通・サービス・通信情報業	0.576 (3.973)	-1.776 (4.308)	-3.098 (4.464)
金融・保険・不動産・建設業	-2.138 (4.239)	0.596 (6.033)	-5.630 (5.141)
従業員規模 (ベース：30人以下)			
30-500人	-6.255* (3.540)	-3.796 (3.111)	-3.888 (2.769)
500人以上・官公庁	-7.262 (4.475)	-5.027 (3.891)	-4.082 (3.582)
母親に関するコントロール変数			
年齢	5.687 (4.085)	5.022 (6.211)	0.141 (7.303)
年齢2乗	-0.0777 (0.0508)	-0.0535 (0.0888)	-0.0114 (0.0875)
業種 (ベース：非就業の母親)			
医療・福祉・教育・学習支援・その他	-8.426 (6.418)	-2.888 (5.306)	-5.650 (6.580)
流通・サービス・通信情報業	-13.28** (6.146)	-1.819 (5.249)	-2.882 (7.241)
金融・保険・不動産・建設業	-13.45* (7.261)	-4.149 (7.189)	-2.769 (8.319)
従業員規模 (ベース：非就業の母親)			
従業員規模30-500人	1.009 (2.087)	-1.852 (3.330)	1.752 (1.665)
従業員規模500人以上・官公庁	1.646 (3.226)	-0.429 (3.233)	5.509* (3.107)
年ダミー			
定数項	20.32 (59.66)	84.47 (81.45)	90.19 (91.62)
サンプルサイズ	1,069	437	543
id数	380	202	234

注：1) 括弧内の数値は頑健標準誤差である

2) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%有意水準である。

表 4 父親の育児継続要因 (2)
(ワイブル分布を仮定した分布ハザードモデル)

父親の育児継続要因			
被説明変数：ハザード率	(1) 12歳以下	(2) 0-5歳	(3) 6-12歳
時間制約仮説			
父親_週平均家事時間	-0.0318 (0.0210)	0.0174 (0.0142)	-0.0454** (0.0220)
父親_週平均労働時間	0.00395 (0.00600)	-0.0139** (0.00656)	-0.0172** (0.00841)
母親_週平均家事時間	-0.00557 (0.00823)	-0.00796 (0.00491)	0.00689 (0.00719)
母親_週平均労働時間	-0.0108 (0.00837)	0.0130** (0.00661)	-0.00599 (0.00821)
育児ニーズ仮説			
末子年齢	-0.492*** (0.0587)	0.170*** (0.0607)	-0.212** (0.0831)
子ども数	-0.385*** (0.122)	0.0750 (0.0789)	0.00339 (0.167)
相対的資源仮説 (ベース：母親_中高卒ダミー)			
母親_短大・高専卒ダミー	0.628** (0.244)	-0.394 (0.244)	0.449 (0.343)
母親_大卒以上ダミー	0.286 (0.312)	0.322 (0.268)	0.207 (0.347)
母親_役職ダミー	-1.922** (0.964)	0.134 (0.449)	-1.180 (0.863)
夫婦賃金格差	-0.00120* (0.000686)	-0.00160*** (0.000499)	-0.000987 (0.000951)
代替的資源仮説			
祖父母同居ダミー	0.178 (0.765)	-0.637** (0.295)	0.273 (0.709)
会社の制度			
短時間勤務制度	-0.200 (0.270)	-0.344 (0.240)	-0.379 (0.316)
在宅勤務制度	-0.902 (0.659)	1.085*** (0.313)	-0.192 (0.579)
半日/時間勤務制度	-0.159 (0.240)	-0.0245 (0.233)	-0.677** (0.318)
長期リフレッシュ休暇制度	0.0960 (0.268)	-0.217 (0.212)	0.263 (0.344)
父親に関するコントロール変数			
年齢	-0.110 (0.226)	-0.439 (0.284)	0.470 (0.345)
年齢 ² 乗	0.000890 (0.00267)	0.00568 (0.00392)	-0.00525 (0.00373)
業種 (ベース：一次産業・インフラダミー)			
医療・福祉・教育・学習支援・その他	-0.763* (0.423)	1.762*** (0.377)	-0.690 (0.732)
流通・サービス・通信情報業	-0.408 (0.321)	0.975*** (0.276)	0.195 (0.498)
金融・保険・不動産・建設業	-1.119*** (0.374)	0.985** (0.400)	-0.126 (0.568)
従業員規模 (ベース：30人以下)			
30-500人	0.394 (0.278)	1.241*** (0.255)	0.0338 (0.446)
500人以上・官公庁	0.398 (0.333)	0.926*** (0.276)	0.706 (0.490)
母親に関するコントロール変数			
年齢	-0.603** (0.238)	-0.379 (0.397)	-0.176 (0.491)
年齢 ² 乗	0.00777** (0.00319)	0.00512 (0.00578)	0.00204 (0.00576)
業種 (ベース：非就業の母親)			
医療・福祉・教育・学習支援・その他	1.267*** (0.469)	-0.282 (0.311)	0.301 (0.676)
流通・サービス・通信情報業	1.344*** (0.444)	-0.575* (0.316)	0.156 (0.618)
金融・保険・不動産・建設業	0.682 (0.566)	-0.264 (0.344)	0.571 (0.705)
従業員規模 (ベース：非就業の母親)			
従業員規模30-500人	-0.0730 (0.236)	-0.598*** (0.231)	0.262 (0.328)
従業員規模500人以上・官公庁	-0.496* (0.293)	-0.626** (0.245)	-0.298 (0.410)
ワイブル分布のパラメーター θ	1.151*** (0.0694)	1.279*** (0.0582)	0.720*** (0.0779)
年ダミー	yes	yes	yes
定数項	11.72*** (4.009)	10.67** (4.633)	-7.076 (9.357)
サンプルサイズ	545	223	304

注1:括弧内の数値は頑健標準誤差である

注2:***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%有意水準である。

表 5 基本統計量

変数名	母親（30～45歳）		母親（35～45歳）	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
被説明変数				
母親_就業ダミー	0.5559	0.4969	0.5935	0.4913
母親_正規雇用ダミー	0.2897	0.4537	0.2859	0.4519
母親_週平均労働時間（全体）	26.9768	15.1228	26.8314	15.1067
母親_週平均労働時間（正規雇用）	38.0938	11.7243	38.2717	11.7245
母親_週平均労働時間（非正規雇用）	22.1808	11.9781	22.2149	12.0318
母親_週平均労働時間（自営自由業）	20.6793	20.0464	22.9639	20.8487
説明変数				
父親の育児参加/継続参加				
父親_週平均育児時間（単年）	13.8275	14.5058	13.1610	14.0370
父親_週平均育児時間（3年累積）	43.5191	31.5011	42.0905	31.1483
コントロール変数				
母親_年齢	37.2701	3.8056	39.0210	2.6805
母親_年齢2乗	1,403.5380	282.8413	1,529.8200	210.7307
母親_中高卒ダミー	0.2476	0.4317	0.2944	0.4558
母親_短大・専門学校卒ダミー	0.4069	0.4913	0.2325	0.4702
母親_大卒ダミー	0.3048	0.4604	0.2584	0.4378
父親_収入(対数値)	6.1988	0.4589	6.2325	0.4702
父親_従業員規模				
1～4人および非就業	0.1201	0.3251	0.1237	0.3293
5～29人	0.1597	0.3664	0.1522	0.3593
30～99人	0.1277	0.3338	0.1215	0.3268
100～499人	0.2106	0.4078	0.2123	0.4090
500人以上	0.2916	0.4546	0.2931	0.4553
官公庁	0.0741	0.2619	0.0789	0.2697
父親_職位	1.5564	0.8218	1.5951	0.8340
祖父母同居ダミー	0.0174	0.1306	0.0166	0.1278
末子年齢(12歳以下)	5.0049	3.3759	5.7360	3.3325
子ども数	2.1396	0.9597	2.2036	0.9911
住宅ローンダミー	0.5605	0.4964	0.5897	0.4920

備考

1)サンプルサイズは30歳から44歳の母親で4,321、35歳から44歳の母親で3,193である

2)年ダミーは省略している

表6 母親の就業形態に与える影響（変量効果操作変数法）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	母親(30～44歳)				母親(35～44歳)			
操作変数：父親の職位	就業ダミー		正規雇用ダミー		就業ダミー		正規雇用ダミー	
父親の育児参加/継続参加								
父親_週平均育児時間（単年）	-0.0380 (0.0313)		0.0295 (0.0252)		-0.0238 (0.0167)		0.0359* (0.0188)	
父親_週平均育児時間（3年累積）		-0.0171 (0.0195)		0.0137 (0.00921)		-0.00336 (0.00531)		0.0117 (0.00991)
母親に関するコントロール関数								
母親_年齢	0.0514 (0.0671)	0.124* (0.0706)	0.0145 (0.0959)	-0.0519 (0.0897)	0.122 (0.126)	0.164 (0.140)	-0.159 (0.187)	-0.116 (0.155)
母親_年齢2乗	-0.000857 (0.000859)	-0.00192* (0.00101)	4.03e-05 (0.00121)	0.000970 (0.00121)	-0.00169 (0.00161)	-0.00221 (0.00180)	0.00221 (0.00237)	0.00171 (0.00199)
母親_学歴（ベース：中高卒ダミー）								
大卒ダミー	0.0232 (0.0442)	-0.00919 (0.0540)	0.171*** (0.0484)	0.0985** (0.0497)	0.0457 (0.0347)	0.0394 (0.0366)	0.189*** (0.0508)	0.206*** (0.0734)
短大・専門学校卒ダミー	0.0114 (0.0314)	-0.0555 (0.0807)	-0.00137 (0.0320)	-0.0513 (0.0435)	0.0352 (0.0288)	0.0325 (0.0388)	0.0140 (0.0398)	0.0391 (0.0898)
父親に関するコントロール関数								
父親_収入(対数値)	-0.251*** (0.0443)	-0.155** (0.0750)	-0.0372 (0.0466)	-0.0514 (0.0608)	-0.243*** (0.0340)	-0.240*** (0.0339)	-0.0427 (0.0521)	-0.0343 (0.0549)
父親_従業員規模（ベース：1～4人及び非就業）								
5～29人	-0.0416 (0.0648)	0.00898 (0.0911)	-0.0429 (0.0713)	-0.0685 (0.0996)	-0.0439 (0.0605)	0.0576 (0.0697)	-0.0235 (0.0835)	-0.104 (0.0943)
30～99人	0.0824 (0.0825)	0.110 (0.141)	-0.0206 (0.0707)	-0.0344 (0.100)	0.0661 (0.0642)	0.137* (0.0796)	-0.0518 (0.0864)	-0.0956 (0.103)
100～499人	0.0550 (0.0811)	-0.0141 (0.0984)	-0.102 (0.0925)	-0.155 (0.109)	0.0202 (0.0617)	0.0284 (0.0714)	-0.125 (0.0873)	-0.173* (0.0945)
500人以上	0.0482 (0.0812)	-0.0138 (0.0999)	-0.131 (0.0851)	-0.172 (0.105)	0.0505 (0.0742)	0.0788 (0.0830)	-0.185** (0.0944)	-0.232** (0.0962)
官公庁	0.0173 (0.0754)	-0.0438 (0.111)	0.0844 (0.0804)	0.0261 (0.121)	0.0117 (0.0683)	0.00620 (0.0881)	0.0719 (0.0964)	-0.0266 (0.127)
家庭に関するコントロール変数								
祖父同居ダミー	0.0561 (0.0967)	0.0406 (0.141)	0.0895 (0.106)	0.117 (0.133)	-0.00499 (0.0954)	0.0319 (0.103)	0.101 (0.130)	0.0682 (0.138)
末子年齢(12歳以下)	0.0454*** (0.00942)	0.0392* (0.0219)	-0.0198** (0.00922)	-0.0194* (0.0105)	0.0438*** (0.00597)	0.0504*** (0.00478)	-0.0130 (0.00845)	-0.00174 (0.0138)
子ども数	-0.00378 (0.0227)	-0.0199 (0.0266)	-0.00358 (0.0278)	-0.0162 (0.0266)	0.00783 (0.0159)	-0.00505 (0.0148)	0.0150 (0.0259)	-0.00815 (0.0208)
住宅ローンダミー	0.130** (0.0540)	0.157 (0.117)	-0.00918 (0.0498)	-0.0310 (0.0609)	0.0864** (0.0347)	0.0601* (0.0330)	-0.0308 (0.0468)	-0.0546 (0.0753)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
定数項	1.654 (1.492)	0.168 (1.304)	-0.281 (2.058)	0.951 (1.691)	-0.0898 (2.447)	-1.101 (2.688)	3.127 (3.705)	2.206 (3.042)
サンプルサイズ	3,600	2,184	1,979	1,192	2,650	1,563	1,552	893
id数	1,021	527	683	368	851	439	585	304

注:1)***,**,*印は1%,5%,10%水準で有意であることを示す。
2)括弧内の数値は、標準誤差である。
3)(3)(4)(7)(8)列は、就業している母親にサンプルを限定している

表7 母親の労働時間に与える影響（変量効果操作変数法）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	母親(30～44歳) □								母親(35～44歳) □							
操作変数：父親の職位	全体		正規雇用		非正規雇用		自営自由業		全体		正規雇用		非正規雇用		自営自由業	
父親の育児参加/継続参加																
父親_週平均育児時間（単年）	0.546		-0.278		0.337		-0.227		0.796		5.860		0.0868		0.598	
	(1.256)		(0.725)		(0.596)		(0.776)		(1.012)		(56.39)		(0.389)		(1.623)	
父親_週平均育児時間（3年累積）		0.489		0.659		-0.579		3.152		0.417*		0.293		0.0140		-0.663
		(0.303)		(1.045)		(2.516)		(10.23)		(0.214)		(0.268)		(0.561)		(2.139)
母親に関するコントロール関数																
母親_年齢	-1.366	-0.865	-3.570	-7.062	2.711	-2.403	-11.68	-12.91	3.915	-13.35*	49.27	-8.446	-3.335	0.419	5.699	-37.69
	(1.702)	(2.977)	(3.104)	(8.406)	(4.663)	(19.04)	(9.747)	(98.09)	(5.839)	(7.829)	(467.2)	(10.94)	(4.679)	(6.736)	(33.84)	(85.18)
母親_年齢2乗	0.0226	0.0202	0.0489	0.107	-0.0342	0.0267	0.166	0.206	-0.0436	0.178*	-0.600	0.113	0.0418	-0.00662	-0.0490	0.489
	(0.0241)	(0.0400)	(0.0392)	(0.126)	(0.0593)	(0.234)	(0.136)	(1.326)	(0.0720)	(0.101)	(5.721)	(0.142)	(0.0594)	(0.0876)	(0.431)	(1.057)
母親_学歴（ベース：中高卒ダミー）																
大卒ダミー	4.754	2.192	-1.138	-5.179	1.111	-0.280	5.453	139.0	5.097	4.397**	-0.595	-2.808	0.342	0.950	-2.537	-44.07
	(5.223)	(1.652)	(3.350)	(8.569)	(1.815)	(6.391)	(24.58)	(481.8)	(3.229)	(1.961)	(16.03)	(3.347)	(1.646)	(2.783)	(10.55)	(143.2)
短大・専門学校卒ダミー	1.877	-0.737	-1.227	-2.022	-0.0792	-5.199	-0.726	135.8	1.890	1.368	5.249	-2.278	0.105	-0.619	10.79	-22.20
	(4.981)	(1.492)	(3.537)	(4.486)	(0.895)	(16.21)	(20.55)	(428.5)	(2.566)	(1.992)	(59.13)	(2.420)	(0.958)	(4.673)	(18.98)	(130.5)
父親に関するコントロール関数																
父親_収入(対数値)	-0.214	-3.872*	4.112*	1.946	-2.356**	-0.603	8.419	-23.82	-1.429	-1.528	-8.109	3.796*	-1.594	-2.795	-6.746	6.394
	(1.995)	(2.155)	(2.450)	(3.960)	(1.156)	(12.65)	(7.250)	(66.49)	(2.047)	(1.800)	(92.66)	(2.253)	(1.189)	(1.923)	(10.47)	(43.88)
父親_従業員規模（ベース：1～4人及び非就業）																
5～29人	-1.684	0.892	7.189**	4.023	4.153**	4.693	-17.40*	-98.38	0.687	-0.125	-29.61	-0.873	2.613	0.138	20.88	52.92
	(5.153)	(3.140)	(3.485)	(6.237)	(1.974)	(10.89)	(9.905)	(465.1)	(3.037)	(3.307)	(322.9)	(4.879)	(2.430)	(3.342)	(18.81)	(71.48)
30～99人	-1.334	2.282	6.591**	0.283	3.099*	6.234	-8.836	-22.87	-0.263	1.615	-31.38	-1.958	1.414	-0.535	28.36**	37.13
	(4.039)	(3.637)	(3.267)	(6.791)	(2.092)	(13.68)	(9.041)	(204.1)	(3.032)	(3.599)	(342.3)	(4.923)	(2.193)	(5.234)	(13.17)	(36.27)
100～499人	-4.623	0.0515	3.873	2.830	0.327	3.792	-5.905	-59.39	-1.841	-1.664	-26.93	-2.554	-1.081	-0.777	28.65*	45.61
	(3.175)	(3.335)	(3.451)	(7.165)	(2.023)	(11.22)	(10.02)	(286.2)	(2.569)	(3.360)	(278.2)	(4.927)	(2.104)	(4.228)	(14.68)	(96.45)
500人以上	-6.485	-3.464	5.583	1.109	-1.214	1.582	-16.73	-100.9	-5.828	-6.428*	-29.19	-7.130	-2.017	-3.126	20.95	45.43
	(4.559)	(3.151)	(4.241)	(9.805)	(2.432)	(14.06)	(10.30)	(434.6)	(4.054)	(3.603)	(289.9)	(5.036)	(2.210)	(5.282)	(13.12)	(72.67)
官公庁	-5.123	-0.261	3.490	-3.383	-4.548*	-5.549	-31.98	-96.31	-1.983	-2.808	-21.00	-6.035	-6.460**	-7.950	18.30	44.85
	(3.419)	(3.636)	(3.753)	(7.012)	(2.356)	(6.203)	(19.62)	(418.5)	(3.164)	(4.014)	(230.2)	(5.428)	(2.578)	(5.424)	(25.20)	(64.96)
家庭に関するコントロール変数																
祖父母同居ダミー	-8.582**	1.457	-12.83***	-3.060	-2.752	4.438			-5.686	-0.228	-1.690	-6.343	-2.506	-0.845		
	(3.806)	(4.318)	(3.935)	(13.77)	(3.678)	(23.48)			(5.141)	(4.544)	(66.12)	(7.028)	(3.504)	(5.364)		
末子年齢(12歳以下)	0.275	-0.113	0.164	1.221	0.499**	-0.310	-0.0578	6.899	0.293	-0.266	1.510	0.578	0.451**	0.358	-1.007	-4.837
	(0.443)	(0.344)	(0.340)	(1.458)	(0.222)	(3.063)	(1.316)	(32.39)	(0.455)	(0.262)	(11.97)	(0.385)	(0.177)	(0.514)	(2.396)	(5.393)
子ども数	-0.579	1.404	0.295	1.058	0.390	-1.886	-0.937	-6.031	-0.345	1.076	1.963	2.005*	-0.267	-0.148	1.699	10.13
	(0.828)	(0.968)	(1.207)	(1.797)	(1.022)	(9.313)	(4.582)	(33.20)	(0.689)	(0.754)	(17.45)	(1.038)	(0.681)	(1.749)	(2.905)	(28.30)
住宅ローンダミー	-0.785	-4.313**	1.171	-3.092	-2.326	2.064	25.19*	-37.85	-1.081	-3.689**	2.609	-2.675	-1.205	-1.667	-15.45	-9.466
	(2.536)	(1.996)	(1.618)	(3.013)	(1.726)	(17.82)	(14.10)	(88.09)	(2.205)	(1.714)	(20.52)	(2.055)	(1.402)	(4.120)	(19.67)	(27.98)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
定数項	43.21	35.93	74.31	105.7	-26.06	105.9	171.0	203.4	-58.53	270.6*	-968.8	159.2	94.21	33.83	-101.7	725.0
	(36.72)	(56.66)	(61.41)	(118.0)	(97.97)	(429.9)	(195.7)	(1,750)	(121.5)	(150.0)	(9,357)	(206.1)	(92.02)	(120.4)	(659.4)	(1,609)
サンプルサイズ	2,080	1,263	582	391	1,090	620	92	65	1,571	914	446	290	865	467	73	51
id数	695	373	207	127	451	230	28	18	590	305	177	105	384	189	22	13

注:1)***,**,*印は1%,5%,10%水準で有意であることを示す。
2)括弧内の数値は、標準誤差である。