

# 男性配偶者の業種別育児休業取得率が 女性の就業確率，健康状態に与える影響

中山 真緒

(日本女子大学講師)

石川 祐実

(神戸大学助教)

育児休業制度の拡充や出産後の子どもの保育環境の整備が進む中で、それでも多くの女性が出産を機に非就業化するのはなぜだろうか。考えられる理由の1つは、父親の育児参加が進まず、育児負担の多くを今なお母親が担っているという現状である。父親が積極的に育児に携わることで母親の就業を促すことが期待されるが、そこには父親の意欲や希望だけでなく、父親が育休を取りやすい環境にいるのかも影響を与えようと考えられる。仕事と子育ての両立を支援していく上で、男女が共に働き続けながら子どもを育てるための雇用環境の整備が進められているが、実際に母親の就業を促す効果はあるのだろうか。本稿では、父親の業種別の男性育児休業取得率の平均値に注目し、母親の就業確率に与える影響を固定効果モデルを用いて明らかにする。分析の結果、父親の業種における育児休業の取得率が高まることは、母親の就業確率を高めることが明らかとなった。ただし効果の大きさは限定的である可能性が残された。また、この効果は子どもの年齢によって異質性があり、末子が小学生以上の家庭に比べて小学校入学前の小さな子どものいる家庭で相対的に大きいことが分かった。この背景には、周囲で育児休業を取得する者が増えたことが父親の育児参加を促した可能性が考えられ、効果の大きさは限定的であるが、実際に業種別の育児休業取得率が高まると父親の育児参加確率が有意に高まることが確認された。一方で男性の育児休業取得率の増加の効果として母親の就業面以外への影響についても検証を行ったが、健康状態に関しては頑健な影響を確認することはできなかった。

【キーワード】 雇用政策，女性労働政策，女性労働問題

## 目次

- I はじめに
- II 育児休業制度の変遷
- III 推定モデル
- IV データの概要
- V 推定結果
- VI おわりに

## I はじめに

労働市場における男女格差の是正は近年関心の高い重要なテーマであり、母親が出産した後も働き続けながら子どもを育てるための雇用環境や保育環境の整備が進められてきた。IIでまとめるように、日本の育児休業（以下育休とする）制度は充実してきており、国際的にも評価されている。また、保育所の待機児童の数も減少傾向にあり、

2020年は調査開始以来最小人数となった。例えば、2020年の母親の育休取得率は81.6%（「令和2年度雇用均等基本調査」）と高く、一見、多くの母親が制度を利用して働いているように見える。しかしながら、ここでの育休取得率とは、一定の期間において「在職中に出産した女性」に占める「育休を開始した者」の割合のことであり、妊娠や出産を機に仕事を辞めた女性は含まれていない。「第15回出生動向基本調査（夫婦調査）」によると、妊娠前に働いていた人のうち、第一子の妊娠・出産を機に退職する女性は2010年～2014年の時点でも46.9%であり、約半数が就業を継続していないことが分かる。

育休制度の拡充や出産後の子どもの保育環境の整備が進む中で、それでも多くの女性が出産を機に非就業化するのなぜだろうか。考えられる理由の1つは、父親の育児参加が進まず、育児負担の多くを今なお母親が担っているという現状である。日本における2020年度の父親の育休取得率は12.7%（「令和2年度雇用均等基本調査」）と低く、充実した制度がありながらそれを利用している父親は少ない。父親が積極的に育児に携わることで母親の就業を促すことが期待されるが、そこには父親の意欲や希望だけでなく父親が育休を取りやすい環境にいるのかも影響を与えると考えられる。

父親の育休が母親に与える影響の検証については多少の蓄積があるものの、現在までに一致した見解を得ていない。Dunatchik and Özcan (2021)、Farré and González (2019) や Patnaik (2019) では、欧米のデータを用いて、父親の育休制度の改革により母親の就業確率が高くなることが示されている。また、北欧のデータを用いて、父親の育休制度の改革により夫婦間の賃金格差が縮小されることを示した研究もある (Andersen 2018 ; Druedahl, Ejrnæs and Jørgensen 2019 など)。一方で、北欧のデータを用いて、父親の育休制度の改革は母親の就業確率にも所得にも影響を与えないことを確認した研究もある (Cools, Fiva and Kirkeboen 2015 ; Ekberg, Eriksson and Friebel 2013 など)。このように、父親の育休が母親の就業確率や所得に与える影響は自明ではない。日本の

データを用いた先行研究では、父親の職場において育休、時短、フレックス制度などが利用可能であることが父親の育児参加率を高めることが示されている (Ishii-Kuntz 2013)。また、Kobayashi and Usui (2017) では、「くらしと仕事に関する調査（一橋大学経済研究所）」を用いて父親・母親の働き方と母乳育児の状況を分析し、父親がフレックスタイム制などの柔軟な働き方になることで、母親の母乳育児が促されることを明らかにし、その背景として父親の家事・育児分担の増加を指摘している。

このように、父親の職場での育休の取りやすさが父親の育児参加を促すことを通じて母親に対してもポジティブな影響を与えることが期待される。しかしながら、父親の育休が母親に与える影響については研究が少なく、一致した見解は得られていない<sup>1)</sup>。本稿では、父親の職場での育休の取りやすさが母親の就業確率に影響を与えるのかを明らかにする。具体的には、父親の職場での育休の取りやすさを業種別の男性育休取得率の平均値で捉え、母親の就業確率に与える影響を固定効果モデルを用いて明らかにする。

育休に着目した先行研究では、育休制度が仕事と子育ての両立を目指すことから、就業状態をアウトカムにしていることが多い。しかし、出産・育児期の母親の健康状態の悪化も、労働市場における男女格差をもたらしている。特に母親のメンタルヘルスは日本においても深刻な問題となっている。例えば、日本において産後1カ月時点で産後うつに罹患する確率は14.3%であることが示されている (Tokumitsu et al. 2020)。先行研究では、夫婦関係が悪いこと、親しい人の死などストレスのかかる出来事、低学歴、収入の減少や失業などが産後うつに罹患する確率を高めることが示されてきた (Nguyen et al. 2021 ; Wesselhoeft et al. 2020 など)。母親の就業継続を考える上では、父親の育休が母親の就業状態だけでなく、健康状態に対してもポジティブな影響を与えるかを明らかにすることは重要であり、本稿では、父親の職場での育休の取りやすさが、母親の産後のメンタルヘルスを含む健康を増進させる可能性があるかを合わせて検証する。

分析の結果、父親の業種で男性育休取得率が高まること、母親の就業確率を高めることが明らかとなった。ただし効果の大きさは限定的である可能性が残された。また、この効果は子どもの年齢によって異質性があり、末子が小学生以上の家庭に比べて小学校入学前の小さな子どもがいる家庭で相対的に大きいことが分かった。本稿ではさらに、父親の職場における育休の取りやすさの変化が母親の就業に影響を与える背景のパスとして父親の育児参加度合いの変化に注目した。分析の結果、効果の大きさは限定的であるが、父親の業種で男性育休取得率が高まると父親の育児参加確率が有意に高まることが確認された。一方で、父親の職場での育休の取りやすさが母親のメンタルヘルスを含む健康状態に対する影響については頑健な結果が得られなかった。

本稿の特徴は以下の3点にまとめられる。1点目は、父親の職場での育休の取りやすさが母親の就業に与える背景に何があるのかを検証し、パスとして父親の育児参加の度合いがある可能性を示す点である。具体的には、父親の育児参加を測るために、おむつ替えや着替えをさせるか、子どもをあやしたり遊ぶか、子育ての相談相手になっているか、母親が家事・育児・介護などで負担が多すぎると感じているか、の4つの指標を用いる。特に幼い子どもを持つ母親にとって、父親の育児参加は母親が働くかどうかの決定に影響する可能性がある。本研究では、父親の業種で男性育休取得率が高まったときに、父親自身の育児参加が進むのかを合わせて検証している。2点目は、アウトカムとして母親の健康にも注目する点である<sup>2)</sup>。特に近年重要性が増している産後のメンタルヘルスへの影響を検証する意義は大きい。本稿では、メンタルヘルスを抑うつ状態の指標として代表的なCES-Dを用いて評価する。3点目は日本のデータを用いて分析する点である。父親の育児参加や育休に関する先行研究は主に欧米のデータを用いており、それ以外の地域での研究の蓄積は少ない。日本には充実した育休制度がある一方で、現在でも「父親は外で働き、母親は家庭を守るべき」という伝統的な性別役割分担の価値観が残っている。また、日本における父親の育休取得率は

近年上昇傾向にあるものの、他の先進国に比べて低い。そのような国で父親の職場環境の変化が母親に与える影響を検証することで、母親の就業確率向上や健康を支えるために必要な施策を考えるための基礎材料を提供できる。

本稿の構成は以下の通りである。まず続くⅡでは、日本における育休制度をまとめる。Ⅲでは推定モデルを提示し、Ⅳでは分析に使用するデータを説明する。Ⅴでは推定結果を報告し、Ⅵで本稿における研究結果とその解釈をまとめる。

## Ⅱ 育児休業制度の変遷

本節では、日本における育休制度の変遷についてまとめる。労働基準法で規定される産前産後休業が、母体保護のために出産した就労女性に対して産前に42日間、産後に56日間取得することができる制度であるのに対し、育休は、育児・介護休業法により規定され、1歳未満の子を養育する男女両方の労働者に取得する権利がある。育休期間中は給付金を受けことができ、現在の給付額は男女とも最初6カ月が休業前賃金の67%、その後は50%である。また、休業中は社会保険料が免除される。

女性の社会進出や核家族化の進行に伴う少子化や急激な出生率の低下を受けて、「育児休業等に関する法律」が最初に成立したのは1991年のことであり、これによって子を養育する労働者が子育てのために一時的に職場を離れることが法律として初めて制度化された。具体的には、1歳未満の子を養育する労働者は男女を問わず育児のための休みを取ることができるようになり、労働者からの申し出があった場合、原則として雇用者はこれを拒むことができないこと、また育休を理由に解雇してはならないことが定められた。ただし、当初の育休制度には給付金はなく、休業期間は無給であった。また、法律の適用対象となるのは従業員が常時30人以上の事業所だけであり、法律に違反した場合の罰則規定や不利益取扱い禁止の明文規定がないなど課題も多かった。育休がすべての事業所に対して適用となったのは1995年であり、同年には育児休業給付として休業前賃金の

25%の給付金が支給されるようになった。その後、育休制度は法改正を繰り返しながら、期間の延長や給付金の拡充が進められていった。育休制度の期間と給付金の変遷をまとめたのが図1である。

育休制度の度重なる改正の背景には、少子化に歯止めがかからない中、仕事と子育ての両立を支援していく上で、母親だけでなく男女が共に働き続けながら子育てを行うための雇用環境の整備が求められたことがある。特に2010年の法改正では父親の育休取得を促す内容が組み込まれた。例えばこの年に新設されたパパ・ママ育休プラスは父母ともに育休を取得する場合に、休業可能期間を1歳2カ月まで延長できる制度である。また、

早期の父親の育休取得を促す目的で、出産後8週間以内に父親が育休を取得した場合には、再度育休の取得を認めるパパ休暇と呼ばれる制度も生まれた<sup>3)</sup>。さらに、これまで配偶者が専業主婦(夫)であれば育休の取得を不可とすることが認められていたが、この制度が撤廃された。勤労者世帯の半数以上を共働き世帯が占める現代の日本において、これらの制度はいずれも子育ての負担が母親に集中することを避け、両親がともに子育てできる働き方の実現を目的としているといえよう。

育休が制度として拡充していく一方で、実際の育休の取得状況はどのように変化しているのだろうか。厚生労働省の「雇用均等基本調査」によれば、育休取得率は男女で大きな差がある(図2)。

図1 育児休業制度の変遷

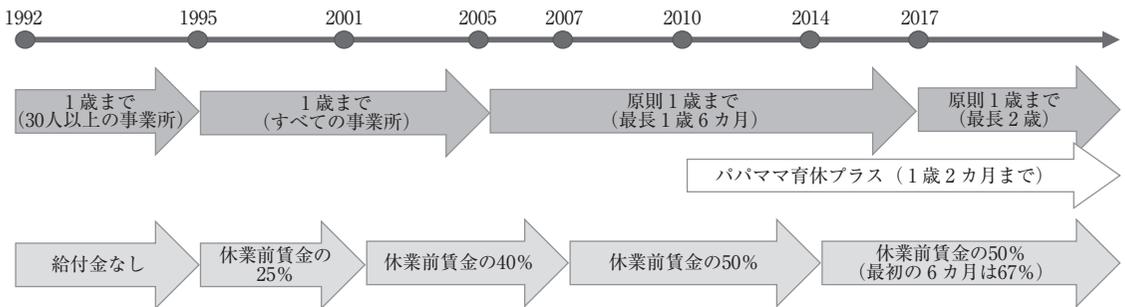
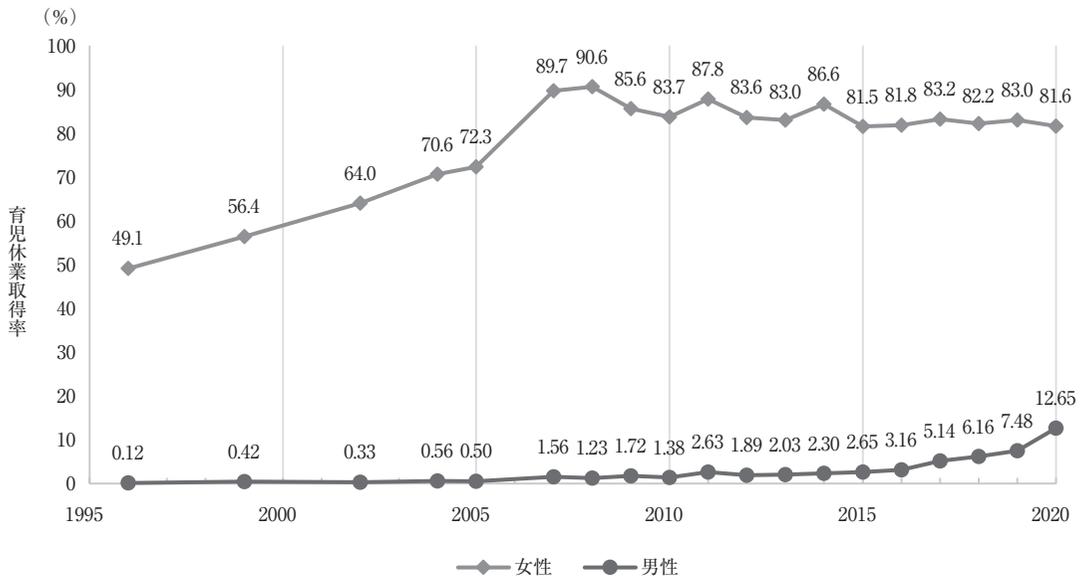


図2 男女別育児休業取得率の推移



女性の育休取得率は1990年代後半から2000年代前半にかけて徐々に増加し、2007年以降は80%を超える高い水準を維持しているのに対し、男性の取得率は2010年までは2%以下の低い水準で推移し、2015年の時点でも3%に満たない。過去5年ほどは上昇傾向にあり、2020年には過去最高の12.7%を記録したものの、政府目標値の13%には届いていない。また、男性の育休取得者のうち8割程度は取得期間が1カ月未満であり、5日未満の者が36.3%に上る（「平成30年雇用均等基本調査」）など、取得率の低さに加え取得期間の短さも課題となっている。

### Ⅲ 推定モデル

本稿では、父親の従事する業種における男性育休取得者の割合が母親の就業決定や健康状態に与える影響を分析する。具体的には、固定効果モデルに基づいて以下の式を推定する。

$$y_{it}^k = \beta \text{Childcare leave rate}_i^k + X'_{it}\gamma + I_i + I_k + I_k \cdot t + I_t + u_{it}^k$$

ただし、 $y_{it}^k$ は*t*年における父親が業種*k*に就いている夫婦*i*の母親の就業確率や健康状態、 $\text{Childcare leave rate}_i^k$ は*t*年における父親の業種*k*別の男性育休取得割合、 $X'_{it}$ はその他のコントロール変数、 $I_i$ は固有効果、 $I_k$ は業種ダミー、 $I_t$ は年ダミー、 $u_{it}^k$ は誤差項を表す。

固定効果モデルを利用し、固定効果と業種特殊トレンドを説明変数に用いることで、夫婦の就業意欲や性別役割分業に対する意識といった時間不変の観察できない要素を取り除き、業種の技術状況によって決定される育休取得の平均的難易度や、その時間的変化の傾向をコントロールした上で、男性の育休取得割合が変化したことの影響を捉えることができる。またこのモデルの頑健性を確認するため、業種特殊トレンドをコントロールしない場合、業種単位でクラスタリングを行った場合、都道府県固有効果をコントロールした場合の推定を行う。

ただし、育休取得割合の変化が外生的ではなく引き起こされる場合には上記の推定はバイアスを

持つ。例えば、子どもの誕生を機に父親が仕事を变える可能性は十分にありうる。また、母親が不健康になったために父親が休暇の取りやすい業種に移ることも考えられる。このような場合、育休取得割合の変化は被説明変数から影響を受けてしまう。そこで本研究では、継続就業者のみにサンプルを限定した推定を合わせて行い頑健性を確認する。

先述のとおり、日本では充実した育休制度がある一方で男性の育休取得率は低く、育休の利用資格があることとそれを実際に利用できているかどうかは別問題である。本分析を行う上でポイントとなるのは、注目する変数が育休の利用資格や実際の取得の有無ではなく、業種別の育休取得率だという点である。本研究に用いるデータをみると、日本における父親の育休の取得はまれであることが分かる。また、育休を取得した人の休業日数の中央値は5日となっており、20日以上 の休暇をとった父親は10%ほどである。これは母親の育休取得期間の中央値が10カ月であることを考えると非常に短い日数であり、父親の中には育休を取得せずに有給休暇等を用いて育児に携わっていた人が多く存在するのではないかと推測される。また、休業はせずに時差出勤を利用したり、在宅勤務を増やしたりといった働き方の変化によって育児時間を確保していた可能性もある。本分析では、育休取得者に限定せず、父親の従事する業種において男性の育休取得割合が増えることが母親に与える影響をみる事ができる。業種別の育休取得状況をそのまま個人が直面している就業環境として捉えることはできないが、同業種の中で育休取得率が高まることは単に育休を取得する権利を持つ一部の男性の取得率が上がるだけではなく、業務の効率化が進んだり、飲み会や休日のイベントが減るといった働き方の変化や育児に対する意識の変化をもたらすことで、広く労働者に影響を与えうる。

### Ⅳ データの概要

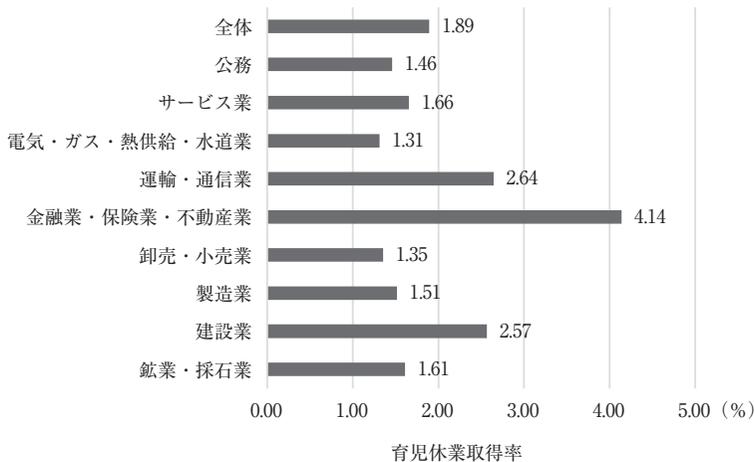
本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「消費生活に関するパネル調査」の

個票データのうち、必要な情報が揃う 2008 年から 2017 年調査を用いる。本調査は 1993 年に当時 24 歳から 34 歳の女性を対象に家計経済研究所によって開始され、5 年ごとに新規のコホートを加えながら毎年継続して行われているパネル調査である。本調査の特徴は、女性や家族に関連した質問項目が多いことであり、回答者である女性の就業状態や健康状態だけでなく、子どもの年齢や配偶者の就業状態、育児参加等についての情報も得ることができる。

注目する被説明変数は母親の就業確率である。就業確率は、仕事についている場合に 1、学生、専業主婦、その他の無職の場合に 0 となるダミー変数である。注目する説明変数は父親の業種別の男性育児休業取得割合であり「雇用均等基本調査」より配偶者が出産した男性のうち育児休業を取得したものの割合（育児休業取得率）を 100 で除し、0 から 1 までの値をとる変数に直したものをを用いる<sup>4)</sup>。ただし、「雇用均等基本調査」では公務員の区分がないため、公務員の育児休業取得率は「地方公共団体の勤務条件等に関する調査」の情報を用いる。なお、「地方公共団体の勤務条件等に関する調査」には国家公務員に関する情報は含まれていないが、「消費生活に関するパネル調査」では公務員の種類を識別することができないため、分析で用いる公務員についての育児休業取得率は「地方公共団体の勤務条件等に関する調査」から得られた情報で代理する。

分析の調査年（2008 年から 2017 年）における業種別の男性育児休業の取得率をまとめたのが図 3 である。全体での取得率の平均は 1.9% だが、業種によって差が大きくばらつきがあることが確認できる。例えば「電気・ガス・熱供給・水道業」と「金融業・保険業・不動産業」では取得率に 3 倍以上の開きがある。業種による取得率の差は、業種ごとの風土や雇用形態の違い、男女比率などが影響していると考えられる。また、男性の育児休業取得率が高まる要因としては、裁量労働制などの柔軟な働き方を進めていることや、ダイバーシティ経営を目指して男性の育児取得を推奨していることなどが挙げられる。ただし、業種別の育児休業の取得率は男女で同じ傾向を示すわけではなく、男性では取得率が低い一方で女性では取得率が高いといった業種が存在することにも注意が必要である。その他の説明変数については、母親の年齢、子どもの数、父親の月収を用いる。また、父親の業種および年の効果をコントロールするために、業種ダミーと年ダミー、業種特殊トレンドを用いる。本稿ではさらに、父親の業種における男性の育児休業取得者が増えることが母親の就業決定に影響を与える経路として、父親の育児参加の有無に注目する。具体的には、(1) おむつ替えや着替えをさせるか、(2) 子どもをあやしたり遊ぶか、(3) 子育ての相談相手になっているか、(4) 母親が家事・育児・介護などで負担が多すぎると感じてい

図 3 業種別の男性育児休業取得率



るか、の4つの指標を用いて、それぞれ当てはまれば1となるダミー変数を作成し、父親の育児参加の度合いを評価している。

また、就業面以外への影響として、母親の健康状態を取り上げる。具体的には、メンタルヘルスと主観的健康状態に注目する。メンタルヘルスには抑うつ指標を測る CES-D の短縮版 12 項目、ふだんは何でもないことを煩わしいと感じたこと、家族や友達から励ましてもらっても気分が晴れないこと、憂鬱だと感じたこと、物事に集中できなかったこと、食欲が落ちたこと、何をすることも面倒と感じたこと、何か恐ろしい気持ちがあったこと、なかなか眠れなかったこと、ふだんより口数が少なくなったこと、一人ぼっちで寂しいと感じたこと、「毎日が楽しい」と感じたこと、悲しいと感じたこと、の情報をを用いる。具体的には、これらの状態が1週間のうちのどのくらいあったかを尋ね、全くなかったならば0点、週に1~2回ならば1点、週に3~4回ならば2点、ほとんど毎日ならば3点として12項目の合計点を36点満点で算出する。ただし、合計点を計算する際には、「毎日が楽しい」と感じたことについてのみ点数を逆転させ、全くなかったならば3点となるように変数を作成した。メンタルヘルスの分析では、合計点そのものに加え、Zスコア<sup>5)</sup>に変換した変

数を合わせて用いる。また、CES-Dでは16点などのカットオフを用いることもあるが、本稿で用いる CES-D の短縮版 12 項目では広く用いられているカットオフ値は存在せず、どのような定義でメンタルヘルスを測ることが妥当であるかは一意に定まらない。そこで本稿では合計点やZスコア以外に、相対的なメンタルヘルスの悪さに注目し、メンタルヘルスの悪い上位10%に入っていた場合に1となるダミー変数、上位20%に入っていた場合に1となるダミー変数を合わせて用いる。異なる4つの測り方でメンタルヘルスを捉えることで、頑健な結果が得られるのかを確認する。

主観的健康状態は、「ふだんのあなたの健康状態はどうか。」という質問に対してあまり健康ではない、まったく健康ではないを選べば1、とても健康、まあ健康、ふつうを選べば0となるダミー変数であり、不健康である状態を捉える。なお、本稿で用いるデータの回答者は母親であり、この指標は母親側の評価に基づくものであることに注意されたい。以上の主要な変数の記述統計を表1に示す。

## V 推定結果

はじめに、父親の業種別の育休取得割合の変化

表1 記述統計

	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
被説明変数：					
就業ダミー	9,615	0.583	0.493	0	1
メンタルヘルス合計点	7,359	6.323	5.144	0	36
メンタルヘルスZスコア	7,359	0	0.999	-1.301	5.882
メンタルヘルス上位10%ダミー	7,359	0.112	0.316	0	1
メンタルヘルス上位20%ダミー	7,359	0.209	0.406	0	1
主観的不健康ダミー	9,599	0.114	0.318	0	1
説明変数：					
業種別男性育休取得割合	9,615	0.021	0.022	0	0.158
母親の年齢	9,615	38.648	6.150	26	56
子どもの数	9,615	2.026	0.750	1	5
父親の月収	9,615	37.462	17.460	0	720
父親の育児参加：					
着替え	2,611	0.567	0.496	0	1
遊び	2,611	0.714	0.452	0	1
相談	2,611	0.843	0.364	0	1
負担感	2,226	0.413	0.492	0	1

注：父親の育児参加については末子が7歳未満のサンプルに限定している。

が母親の就業確率と健康に与える影響を固定効果モデルを用いて分析した結果を示す。推定結果は表2であり、(1)の推定結果から、父親の業種別の育休取得割合が高まると母親の就業確率が高くなるのが5%の有意水準で確認できる。説明変数として用いている育休取得割合は育休取得率を100で除したものであるから、係数を解釈すると、父親の業種別の育休取得率が1%ポイント上がると、母親の就業確率が0.5%ポイント上がるといえる。すわなち、父親が従事する業種において、育休を取得する男性が増加すると母親の就業確率が高くなるといえる。ただしこの効果は限定的である。この結果は夫婦、父親の業種、年の観測できない固有効果、父親の業種の特種トレンドおよび観測できる母親と家族の特徴をコントロールした上で得られた結果である。

次に、表2(1)で得られた結果の頑健性を確認するために追加で行った推定の結果をまとめて表3に示す。(1)は表2で示した基本モデルを用いた主要結果を再掲している。基本モデルでは、 $\beta$ を識別する変動が、父親が属する業種間の育休取得割合の違いだけでなく、業種特殊トレンドの違いから発生していることを想定している。(2)ではこの業種の特種トレンドの有無で結果が分か

るのかを確かめるために、業種特殊トレンドを落とした推定を行った。分析の結果、業種の特種トレンドの有無では主要な結果は変わらないことが確認できる。また、基本モデルでは父親の業種別の育休取得割合に注目しているため、標準誤差を父親の業種別にクラスタリングした推定も合わせて行った。分析の結果、(3)より、母親の就業確率への影響については、有意性はやや落ちるものの11%の有意水準で有意な影響があり、係数の符号と大きさは変わらないことが分かる。続いて(4)では、都道府県の固有効果をコントロールした推定を行った。本稿で用いる育休取得割合は全国平均値であり、都道府県の変動がないことから、基本モデルでは、都道府県の固有効果を採用していない。(4)から、都道府県の固有効果の有無は推定結果に大きな影響を与えないことが確認できる。

最後に、さらなる頑健性の確認として、表3(5)では分析期間中に転職経験のある父親を落とした推定を行った。これにより、より育児と仕事を両立させやすい環境を求めて育休取得率の高い企業に移動するといった選択によって、育休取得割合が変動する可能性を排除することができる。分析の結果、母親の就業確率への影響について転

表2 父親の業種別の育児休業取得率の変化が母親の就業確率に与える影響

	被説明変数：就業確率		
	(1) 全体	(2) 末子7歳以上	(3) 末子7歳未満
育休取得率	0.501** (0.246)	-0.057 (0.269)	0.735* (0.397)
母親の年齢	0.023*** (0.008)	-0.017* (0.009)	0.072*** (0.013)
子どもの数	-0.084*** (0.016)	0.018 (0.035)	-0.262*** (0.023)
父親の月収	-0.001** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)
定数項	474.022 (330.080)	1.988*** (0.425)	435.026* (233.753)
被説明変数の平均	0.583	0.703	0.454
被説明変数の標準偏差	0.493	0.457	0.498
決定係数	0.096	0.039	0.156
Observations	9,615	4,991	4,624
Number of id	1,534	952	1,037

注：1) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している。  
 2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。  
 3) 全ての推定では父親の業種ダミー、業種の特種トレンド、年ダミーをコントロールしている。

表3 頑健性の確認

	被説明変数：就業確率				
	(1) メイン結果	(2) 業種特殊 トレンドなし	(3) 業種で クラスタリング	(4) 都道府県 固定効果を コントロール	(5) 転職経験者を 除く
育休取得率	0.501** (0.246)	0.452* (0.251)	0.501 (0.277)	0.465* (0.243)	0.597* (0.309)
母親の年齢	0.023*** (0.008)	0.034*** (0.002)	0.000 (0.000)	0.022*** (0.008)	0.019** (0.009)
子どもの数	-0.084*** (0.016)	-0.086*** (0.017)	-0.084** (0.026)	-0.083*** (0.017)	-0.073*** (0.019)
父親の月収	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001* (0.000)	-0.001 (0.000)
定数項	474.022 (330.080)	-0.645*** (0.249)	474.855*** (95.586)	472.253 (330.595)	99.746*** (35.553)
決定係数	0.096	0.093	0.666	0.104	0.087
Observations	9,615	9,615	9,436	9,605	7,008
Number of id	1,534	1,534		1,533	1,224

注：1) \*\*、\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で有意であることを示している。

2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。

3) (1) (3) (5) 列では父親の業種ダミー、業種の特種トレンド、年ダミーをコントロールしている。

4) (2) 列の推定では父親の業種ダミー、年ダミーをコントロールしている。

5) (4) 列では父親の業種ダミー、業種の特種トレンド、年ダミー、都道府県ダミーをコントロールしている。

職経験のない者に限定しても主要な結果は変わらないことを確認した。表2 (1) の主要結果が、育休取得割合の高い企業に転職した効果が上乗せされているとすれば、転職者を除いた推定では育休取得割合の係数が小さくなることが予想される。しかしながら、表3 (5) では係数が小さくなってはいないため、転職の有無によらず育休取得割合の高まりは母親の就業決定に影響を与えているといえるだろう。

上記の推定から、父親が従事する業種における育休取得割合の変化は、限定的ではあるものの、子どもを持つ夫婦における母親の就業確率に正の効果を与える可能性が示されたが、この効果には異質性があり、子どもの年齢によって効果の大きさは異なると考えられる。この可能性を検証するために、表2では、父親の業種別の育休取得割合の変化が母親の就業確率に与える影響を末子の年齢別にも推定している。(2) は末子の年齢が7歳以上すなわち小学生以上、(3) は7歳未満に限定したサンプルの推定結果を示す。

推定結果から、父親の業種における育休取得割合の変化が母親の就業確率に与える影響は、末子の年齢が7歳以上のサンプルに比べ、7歳未満のサンプルで相対的に大きく有意性も高くなること

が確認できる。この結果から、父親の業種別育休取得割合が母親の就業確率に与える影響には異質性があり、末子が小学生以上の母親に比べて小学生未満の子どものを持つ母親の就業に対して相対的に大きな影響をもたらすことが明らかとなった。これは、低年齢の子どもの方が育児の必要性が高く負担が大きいことを考えても直観に反しない自然な結果であろう。

表2の分析結果から、効果の大きさは限定的であるが、父親の業種別育休取得割合が高まると母親の就業確率が高くなること、この影響は末子が小学生以上の母親に比べて小学生未満の子どもの持つ母親に対して相対的に大きいことが分かった。父親の業種において育休を取得する男性の割合が変化することで、母親に影響を与える背景にはどのようなパスが考えられるだろうか。可能性の1つは育休を取得する男性が周囲に増えることにより、父親の育児参加の度合いが変化することである。父親がより育児を担うようになることで母親の家庭内での負担が軽減することが、母親の就業を促したり健康状態の改善をもたらすのかもしれない。ここでは、小学生未満の子どもの持つ父親を対象に、育児参加の度合いを測る指標として、父親が育児に参加していると母親が評価して

いるかの情報を用い、業種別の育休取得割合の変化が父親の育児への参加度合いに与える影響を分析する。

推定結果は表4であり、(1)の推定結果から、父親の業種の育休取得割合が高まると父親が子どものおむつを替えたり着替えさせたりする確率が高くなるのが5%の有意水準で確認できる。父親の業種別の育休取得率が1%ポイント上がると、父親が子どものおむつを替えたり着替えさせたりする確率が1.17%ポイント上がるといえる。(2)の推定結果から、父親が子どもをあやしたり遊ぶかに与える影響は10%の有意水準で確認できない。(3)の推定結果から、子育ての相談相手になる確率が高くなるのが1%の有意水準で確認できる。父親の業種別の育休取得率が1%ポイント上がると、父親が子育ての相談相手になる確率が1.15%ポイント上がるといえる。(4)の推定結果から、育休取得割合の係数は負であり、母親の負担感が下がる傾向がみられるものの、10%の有意水準で有意な影響があるとはいえない。

以上の結果から、少なくとも分析に用いた一部の指標に関しては、業種別の育休取得割合の変化が育児参加に影響を与えていることが確認でき、母親の就業確率に与える背景のパスとして、父親が着替えなどの育児に参加したり、育児の相談相手になっていると少なくとも母親が評価するよう

になることがあるのではないかと考えられる<sup>6)</sup>。ただしこの効果は限定的である。一方で、本研究では、基本モデルに父親の育児参加を追加した推定も合わせて行ったが、母親の就業を決定する上で重要と思われる父親の育児参加をコントロールしてもなお、職場の育休取得割合は有意に母親の就業確率を高めることが確認された(補表)。本分析で用いた変数が父親の育児参加の度合いを完全にコントロールできているとはいいがたいが、実際の父親の育児参加を考慮しても、業種別の育休取得割合の影響が有意に確認されるということは、父親の労働環境や健康状態、意識の変化など直接の育児参加以外の要素を通して同業種で男性の育休取得者が増えることが母親にポジティブな影響を与えた可能性が唆される。

父親の業種別の育休取得割合の変化は、就業促進以外の面からも、母親に影響を与えているのだろうか。表5は育休取得割合が母親のメンタルヘルスおよび主観的健康状態に与える影響についての推定結果を示している。IVで説明した通り、本研究ではCES-Dの短縮版12項目を用いてメンタルヘルスを捉えており、合計点、合計点のZスコア、およびメンタルヘルスの悪さがサンプルの上位10%または20%になる確率という4つの異なる指標を用いる。メンタルヘルスの悪化は、例えばパニック障害やうつ病などを引き起こし、就

表4 父親の業種別の育児休業取得率の変化が父親の育児参加に与える影響

	(1) 着替え	(2) 遊び	(3) 相談	(4) 負担感
育休取得率	1.171** (0.585)	-0.263 (0.577)	1.147*** (0.442)	-1.372 (0.869)
母親の年齢	-0.125*** (0.018)	-0.079*** (0.022)	-0.024 (0.016)	0.030 (0.024)
子どもの数	0.362*** (0.029)	0.229*** (0.027)	0.040* (0.021)	0.125*** (0.037)
父親の月収	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.002)
定数項	-475.455** (195.827)	-104.380 (86.010)	-59.257 (39.567)	122.727* (73.487)
決定係数	0.229	0.145	0.022	0.030
Observations	2611	2611	2611	2226
Number of id	726	726	726	661

注：1) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している。

2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。

3) 全ての推定では父親の業種ダミー、業種の特長トレンド、年ダミーをコントロールしている。

4) 分析は末子が7歳未満のサンプルに限定している。

表5 父親の業種別の育児休業取得率の変化が母親の健康に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	合計点	メンタルヘルス		上位 20% ダミー	主観的健康
		Z スコア	上位 10% ダミー		
育休取得率	-2.067 (2.978)	-0.432 (0.577)	-0.403* (0.244)	-0.378 (0.265)	0.147 (0.179)
母親の年齢	0.142* (0.077)	0.023 (0.015)	0.008 (0.006)	0.006 (0.006)	0.005 (0.004)
子どもの数	-0.319* (0.163)	-0.066** (0.032)	-0.009 (0.011)	-0.014 (0.012)	-0.006 (0.010)
父親の月収	-0.012* (0.007)	-0.002* (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.000)
定数項	869.028 (769.151)	183.481 (146.917)	9.681 (15.942)	3.858 (17.607)	-9.033 (15.653)
決定係数	0.013	0.011	0.005	0.008	0.010
Observations	7,359	7,359	7,359	7,359	9,599
Number of id	1,371	1,371	1,371	1,371	1,534

注：1) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% の水準で有意であることを示している。

2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。

3) 全ての推定では父親の業種ダミー、業種の特種トレンド、年ダミーをコントロールしている。

業だけではなく生活全般にマイナスの影響をもたらす。本研究では複数の変数を用いることで、メンタルヘルスへの平均的な影響と、特に深刻なメンタルヘルスの悪化に対する影響の両方を捉えることを試みている。

推定の結果、(1) から (4) までのいずれの推定でも育休取得割合の係数は負であるものの、10%の有意水準で有意な影響が確認できるのは(3)のメンタルヘルスが悪い上位10%に入る確率に対してだけであり、頑健な結果とはいえない。また、(5)の推定結果から、父親の業種別の育休取得割合は母親の主観的健康状態に対しても有意な影響を与えているとはいえないことが分かる。表4の結果を踏まえれば、父親の業種における育休取得割合の高まりは、父親の育児参加を促し、育児負担が減ることで母親の健康状態に対して正の影響をもたらすことが期待されたものの、表5の結果からはそのような効果は見いだせなかった。

## VI おわりに

本稿では、「消費生活に関するパネル調査」を用いて、先行研究の乏しい男性の育休取得率が配偶者すなわち母親に与える影響に注目し、男性の両立支援政策の推進が女性の就業促進に寄与する

のかを検証してきた。

分析では、父親が従事している業種別の男性育休取得率を用いて、父親の業種において育休を取る男性が増えることが、母親の就業に影響を与えるのかを固定効果モデルを用いて分析した。その結果、父親の業種の男性育休取得率が高まると、母親の就業確率が高まることが明らかとなった。ただし効果の大きさは限定的である可能性が残された。本研究における主要な推定結果である表2(1)の推定によれば、父親の業種別の育休取得率の1%ポイントの上昇により、母親の就業確率が0.5%ポイント高まるといえる。この効果の大きさを直接諸外国の研究結果と比較することは困難であるが、例えば、Patnaik (2019)では、カナダのケベック州における2006年の育休改革の効果を分析している。改革では、育休の取得条件を年間600時間の勤務実績から2000カナダドルの収入に引き下げ、給付金を休業前賃金の55%から70%-75%に引き上げ、さらに父親限定の5週間の給付付き育休を新設した。分析の結果、改革によって父親の育休取得が約50%ポイント高まり、母親の就業確率は4.6%ポイント上がることを示している。Dunatchik and Özcan (2021)でもケベック州における同様の改革の効果を分析し、母親の労働参加確率を5%ポイント高めることを確認している。また、スペインにおける2週

間の有給の父親育休の効果をみた Farré and González (2019) では、父親が育休資格をもつことで出産後6カ月時点の母親の就業確率が2.5~4.0%ポイント高まることが確認されている。

また、就業への影響は、末子が小学生以上の家庭に比べて両立支援政策が対象とするような小学生未満の小さな子どものいる家庭で相対的に大きくなることが分かった。実際には分析サンプルの中で育休を取得した父親は非常に少ないことを考えると、父親の業種が育休を取りやすい環境へと十分大きく変化することは、小さな子どもを持つ母親の就業に対して正の影響を持つことを示唆しており、男性の育休取得を促進することは育休制度を利用できない人に対してもポジティブな影響をもたらす可能性が期待される。

本稿ではさらに、父親の業種別の男性の育休取得率が母親に影響を与えるパスとして父親の育児参加度合いの変化に注目した。分析の結果、職場における育休取得率の上昇は、効果の大きさは限定的であるが、少なくとも小学生未満の子どもを持つ父親の育児参加確率を高めることが確認された。すなわち、父親の業種における育休取得率の変化は、実際に父親が育児に参加するようになったと母親が評価する確率を高め（回答が母親によるものため）、その結果、母親の就業が促されているのではないかと考えられる。一方で、男性の育休取得率の増加についてメンタルヘルスや主観的健康といった母親の健康状態に対しては頑健な影響を確認できなかった。

育児にまつわる父親の環境と母親の就業の関係については先行研究の蓄積も少なく、就業促進に効果があるのか否かについても、未だにコンセンサスがとれているとは言いがたい。本研究では、業種別の男性育休取得率を用いて、母親の就業確率への影響を検証したが、男性の育休取得を促すことは業務の効率化や意識改革などを通じて、より広い意味で出産・育児と仕事の両立支援に繋がることが期待される。また、育休以外の両立支援政策の推進も父親をとりまく環境を変えることで同様の効果をもつ可能性がある。

さらに本稿では、就業に加え母親の健康にも焦点を当て、父親の業種における男性育休取得率の

変化が母親の健康を増進する効果を持つのかを検証したが、就業決定への影響が頑健に確認できたのに対し、健康状態についての影響はほとんどみられなかった。しかしながら、近年では産後うつという言葉を目にする機会も増え、子どもを持つ母親のメンタルヘルス悪化への懸念が高まっている。うつ病をはじめとするメンタルヘルスの不調に対しては、予防の面でも治療の面でも周囲のサポートが不可欠であり、父親の育休取得をはじめとする育児参加がより普及することで、母親が健康を損ねることなく夫婦で育児を行うことができる社会の実現が望まれているといえるだろう。また、母親の健康増進は将来的には生産性の向上や非労働力化の予防を通じて労働面においても利益をもたらすと期待される。本研究における結果だけをもって、母親の健康状態への影響がないと結論づけるのは早計であり、就業面以外の影響については今後も慎重に分析を進めていくべきであろう。

最後に今後の課題を述べたい。本稿では、業種別の男性育休の取得率を用いて父親の育児に関する環境を捉えてきた。しかしながら、実際には業種だけでなく、勤め先の会社独自の制度や風土、上司や同僚の態度といった職場環境も父親の育児参加を左右する重要な要素であると考えられる。制度の充実に留まらず、職場環境を変化させることを通して父親の育児参加を促すことも重要な両立支援であり、今後はより多角的に父親の育児と就業に関する環境を捉え、具体的にどのような雇用環境の整備が必要なのかを検証していく必要があるだろう。

謝辞 本論文の作成にあたり、日本経済学会2022年春季大会サテライトイベントである若手・女性研究者のためのメンタリングセッションにおいて近藤絢子教授（東京大学）に、また、2名の匿名レフェリーおよび編集委員会の皆様より大変有益なコメントを頂きました。本稿の執筆に際し、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる「消費生活に関するパネル調査（JPSC）」の個票データの提供を受けました。本研究はJSPS科研費JP22K20164の助成を受けたものです。ここに記して感謝申し上げます。

- 1) 父親の育休ではなく父親の職場環境が母親に与える影響の検証についても多少の蓄積がある。Samtleben et al. (2019) は、充実した育休制度があってもキャリアへの影響の不安感や職場で代替要員が確保できないことが父親の育休取得を阻害するこ

とを示した。また、石井クンツ (2009) は父親の育児参加の決定要因の1つとして父親の職場環境があることを示している。父親の職場環境が父親の育児参加率に影響を与えることを示した先行研究では特に、育休、時短、フレックス制度などの両立支援制度が利用可能であること (Ishii-Kuntz 2013) や仕事の自律性 (Ishii-Kuntz 2013; Hook, Ruppanner and Casper 2022) が父親の育児参加率を高め、仕事負担 (Ko and Hwang 2021)、仕事の単調性 (Hook, Ruppanner and Casper 2022)、職場でのストレス (Ishii-Kuntz 2013) が父親の育児参加率を下げることを示されている。

2) 父親の育児参加や育休の効果を分析した先行研究では、主に母親の就業や収入 (Andersen 2018; Cools, Fiva and Kirkeboen 2015; Druedahl, Ejrnæs and Jørgensen 2019; Dunatchik and Özcan 2021; Ekberg, Eriksson and Friebel 2013; Farré and González 2019; Patnaik 2019) や夫婦関係 (Goldacker et al. 2022; Olafsson and Steingrimsdottir 2020; Avdic and Karimi 2018) がアウトカムに用いられてきた。

3) 2022年よりパパ育休に代えて新たに産後パパ育休 (出生時育児休業) が創設され、父親は育休とは別に、子の出生後8週間以内に最大4週間の休業が取得可能になる。

4) 育休取得率をそのまま用いずに100で除すのは、推定結果の係数の比較を分かりやすくするためである。

5) Zスコアとは、該当する数値から平均値を引き、標準偏差で除すことによって求められる平均値0、標準偏差1となる偏差値である。合計点の素数を用いた分析では1点あがることの効果が同じように評価されるのに対して、Zスコアを用いた場合には指標のばらつきを考慮した解釈ができる。

6) 被説明変数を育児参加ではなく、父親の家事育児時間に変えた推定も行ったが、全体の推定においても末子の年齢別の推定においても有意な影響は確認されなかった。先行研究では育休の改革は父親の育児時間には影響を与えるが家事時間には影響を与えていない (Farré and González 2019)。本稿においても、夫の育児参加が増えていることから育児時間が増加している可能性があるが、本分析のデータは家事時間と育児時間を識別できないため、有意な影響が確認できなかったのかもしれない。本稿と同じデータを用いた Kohara and Maity (2021) でも父親は育児環境が変化したとしても時間配分を変化させず、家庭内生産 (育児家事時間) は増えないことを確認している。

#### 参考文献

- Andersen, S. H. (2018) "Paternity Leave and the Motherhood Penalty: New Causal Evidence," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 80, No. 5, pp. 1125-1143.
- Avdic, D. and Karimi, A. (2018) "Modern Family? Paternity Leave and Marital Stability," *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 10, No. 4, pp. 283-307.
- Cools, S., Fiva, J. H. and Kirkeboen, L. J. (2015) "Causal Effects of Paternity Leave on Children and Parents," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 117, No. 3, pp. 801-828.
- Druedahl, J., Ejrnæs, M. and Jørgensen, T. H. (2019) "Earmarked Paternity Leave and the Relative Income Within Couples," *Economics Letters*, Vol. 180, pp. 85-88.
- Dunatchik, A. and Özcan, B. (2021) "Reducing Mommy Penalties with Daddy Quotas," *Journal of European Social Policy*, Vol. 31, No. 2, pp. 175-191.
- Ekberg, J., Eriksson, R. and Friebel, G. (2013) "Parental Leave—A Policy Evaluation of the Swedish "Daddy-Month" Reform," *Journal of Public Economics*, Vol. 97, pp. 131-143.
- Farré, L. and González, L. (2019) "Does Paternity Leave Reduce Fertility?" *Journal of Public Economics*, Vol. 172, pp. 52-66.
- Goldacker, K., Wilhelm, J., Wirag, S., Dahl, P., Riotte, T. and Schober, P. S. (2022) "Shared Leave, Happier Parent Couples? Parental Leave and Relationship Satisfaction in Germany," *Journal of European Social Policy*, Vol. 32, No. 2, pp. 197-211.
- Hook, J. L., Ruppanner, L. and Casper, L. M. (2022) "Occupational Characteristics and Parents' Childcare Time," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 84, pp. 210-229.
- Ishii-Kuntz, M. (2013) "Work Environment and Japanese Fathers' Involvement in Child Care," *Journal of Family Issues*, Vol. 34, No. 2, pp. 250-269.
- Ko, K. and Hwang, W. (2021) "Association between Job Demands and Fathers' Involvement between Single-Income and Dual-Income Families: The Mediating Role of Work to Family Conflict," *Journal of Social Service Research*, Vol. 47, No. 4, pp. 553-564.
- Kobayashi, M and Usui, E. (2017) "Breastfeeding Practices and Parental Employment in Japan," *Review of Economics of the Household*, Vol. 15, pp. 579-596.
- Kohara, M and Maity, B. (2021) "The Impact of Work-Life Balance Policies on the Time Allocation and Fertility Preference of Japanese Women," *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol. 60, 101134.
- Nguyen, H. T. T., Hoang, A. P., Do, L. T. K., Schiffer, S. and Nguyen, H. T. H. (2021) "The Rate and Risk Factors of Postpartum Depression in Vietnam From 2010 to 2020: A Literature Review," *Frontiers in Psychology*, Vol. 12, 731306.
- Olafsson, A. and Steingrimsdottir, H. (2020) "How does Daddy at Home Affect Marital Stability?" *Economic Journal*, Vol. 130, No. 629, pp. 1471-1500.
- Patnaik, A. (2019) "Reserving Time for Daddy: The Consequences of Fathers' Quotas," *Journal of Labor Economics*, Vol. 37, No. 4, pp. 1009-1059.
- Samtleben, C., Bringmann, J., Bünning, M. and Hipp, L. (2019) "What Helps and What Hinders? Exploring the Role of Workplace Characteristics for Parental Leave Use and Its Career Consequences," *Social Sciences*, Vol. 8, No. 10, 270.
- Tokumitsu, K., Sugawara, N., Maruo, K., Suzuki, T., Shimoda, K. and Yasui-Furukori, N. (2020) "Prevalence of Perinatal Depression Among Japanese Women: A Meta-analysis," *Annals of General Psychiatry*, Vol. 19, Article No. 41.
- Wesselhoeft, R., Madsen, F. K., Lichtenstein, M. B., Sibbersen, C., Manongi, R., Mushi, D. L., Nguyen, H. T. T., Van, T. N., Kyhl, H., Bilenberg, N., Meyrowitsch, D. W., Gammeltoft, T. M. and Rasch, V. (2020) "Postnatal Depressive Symptoms Display Marked Similarities across Continents," *Journal of Affective Disorders*, Vol. 261, pp. 58-66.
- 石井クンツ昌子 (2009) 「父親の役割と子育てに参加——その現状と規定要因、家族への影響について」『季刊家計経済研究』No. 81, pp. 16-23.
- 厚生労働省『令和2年度雇用均等基本調査』。  
——『平成30年度雇用均等基本調査』。

補表 父親の育児参加をコントロールした推定

	被説明変数：就業確率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
育休取得率	1.202** (0.534)	1.246** (0.530)	1.243** (0.533)	0.881 (0.628)
着替え	0.032 (0.026)			
遊び		0.023 (0.024)		
相談			-0.025 (0.029)	
負担感				0.013 (0.020)
母親の年齢	0.094*** (0.025)	0.092*** (0.025)	0.089*** (0.025)	0.068*** (0.024)
子どもの数	-0.260*** (0.034)	-0.254*** (0.034)	-0.248*** (0.034)	-0.273*** (0.037)
父親の月収	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
定数項	452.560* (249.937)	439.917* (242.165)	438.012* (243.811)	408.270* (237.087)
決定係数	0.175	0.174	0.174	0.166
Observations	2,611	2,611	2,611	2,226
Number of id	726	726	726	661

注：1) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示している。

2) 括弧内は不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。

3) 全ての推定では父親の業種ダミー、業種の特種トレンド、年ダミーをコントロールしている。

4) 分析は末子が7歳未満のサンプルに限定している。

〈投稿受付 2022年6月25日, 採択決定 2023年7月18日〉

なかやま・まお 日本女子大学家政学部家政経済学科講師。最近の主な論文に“Age-related Changes in the Effect of Birth Weight on Child Development: Findings from a Japanese Longitudinal Survey,” *Japanese Economic Review*, Vol. 74, No. 1, pp. 177-197 (Midori Matsushima との共著, 2023年)。労働経済学専攻。

いしかわ・ゆうみ 神戸大学経済経営研究所助教。最近の主な論文に“How Do Changes in Household Economic Conditions Affect Cognitive Function?” *Asian Economic Journal*, Vol. 37, No. 2, pp. 190-209 (単著, 2023年)。医療経済学, 開発経済学専攻。