

日本企業における男性の育児休業の普及 ——先行要因の解明と業績への影響の検証

内田 大輔

(九州大学大学院准教授)

浦川 邦夫

(九州大学大学院教授)

虞 尤楠

(長崎県立大学講師)

本研究では、日本企業における男性の育児休業の普及を分析する。具体的には、男性の育児休業の先行要因（どのような要因が普及に影響を与えているか）と業績への影響（普及は企業の業績にどのような影響を与えているのか）を検証する。日経 225 企業の 2004 年度から 2020 年度における企業別年度別のパネルデータを用いた計量分析の結果、WLB 施策に積極的な企業においてほど、男性の育児休業が普及しており、ひとたび普及が始まれば、企業内におけるピア効果を通じて普及が自走していく関係が明らかにされた。一方、業績への影響に関する分析では、統計的に有意な水準での効果を確認することはできなかった。このように、業績への効果が確認できないのであれば、その普及を企業の自発的取り組みだけに期待するのは難しいかもしれない。男性の育児休業取得の便益を享受するのは、必ずしもその男性を雇用する企業に限られているわけではなく、その妻であったり、その妻を雇用する企業であったり、ひいては社会全体であったりする。実際に、育児休業を含む男性の働き方の見直しは、女性が結婚や出産、育児などを理由に職業キャリアを中断せずに積み重ねていくためにも必要とされている。この意味で、男性の育児休業には外部性が存在すると考えられ、個々の企業による取り組みだけでは社会的に不十分な水準にとどまるおそれがあり、公共部門による政策介入の必要性が示唆される。

【キーワード】 労働経済, 福利厚生, 社会保障制度・政策

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 日本の育児休業制度
- IV データと分析枠組み
- V 計量分析
- VI 推定結果
- VII おわりに

I はじめに

2021 年 6 月、育児・介護休業法が改正され、2022 年 4 月より段階的に施行された。本改正では、既存の育児休業制度とは別に、子どもが生後 8 週間になるまでの期間に最大 4 週間の休みを 2 回まで分割可能な形で取得できる、男性の出生時育児休業（産後パパ育休）制度が新設された。その結果、2 回に分割して取れるように本改正で変更された育児休業と合わせれば、男性労働者は 4 分割で育児のための休みを取得することが可能に

なった。さらに、従業員1000人超の企業には、2023年4月から育児休業の取得状況の公表が課せられ、男性の育児休業に関わる環境整備は、企業の重要な経営課題の一つになりつつある。

男性の育児休業は、男性労働者による仕事と育児の両立を促進することを目的とした、ワーク・ライフ・バランス（以下、WLB）施策の一つである。一定の期間にわたって育児休業を取得し仕事の負担をなくすことで、男性が家庭での育児や家事へ積極的に参加することを促し、女性に偏りがちなこれらの負担を軽減することが期待されている。WLB施策の先行要因や業績への影響に関しては、国内外の企業を対象に、これまでに多くの研究が蓄積されており（Konrad and Mangel 2000；Spell and Blum 2005；Yang and Konrad 2011；姉崎 2010；川口 2008；山本・松浦 2011）、日本企業を対象にした研究では、近年、女性（特に、既婚女性）のWLB施策に注目した研究がなされている（阿部・児玉・齋藤 2017；山口 2017；山口 2021）。このように女性のWLB施策に関する研究の蓄積が進展する一方で、2010年度より厚生労働省が推進している「イクメンプロジェクト¹⁾」に象徴されるように、男性のWLB施策も重要な論点となりつつあるが、日本企業における男性のWLB施策に注目した実証研究がこれまでに十分に蓄積されてきたとは言い難い。

本研究では、上記のような問題意識の下、日経225企業の2004年度から2020年度における企業別年度別のパネルデータを用いて、日本企業における男性の育児休業の普及を分析する。育児休業を取得する男性労働者が少なかったこともあり、男性の育児休業が体系的に分析されることはほとんどなかった。しかしながら、後述するように、2000年代後半から男性の育児休業の取得者は増加している。本研究では、男性の育児休業の先行要因（どのような要因が企業における男性の育児休業の普及に影響を与えているか）と業績への影響（男性の育児休業の普及は企業の業績にどのような影響を与えているのか）を明らかにすることで、WLB施策に関する一連の研究に貢献することを目指す。

本研究の構成は以下のとおりである。IIでは、

男性による育児休業取得に関する先行研究を概観し、IIIでは、日本の育児休業制度を説明する。IVにおいて、本研究で使用するデータおよび分析枠組みを提示し、Vでは、計量分析の内容について具体的に説明する。VIでは、計量分析の推定結果についてまとめ、分析から得られた知見について述べる。最後にVIIで、本研究の結論と今後の課題を述べる。

II 先行研究

男性の育児休業の普及に関する先行研究は、男性の育児休業取得の先行要因の解明を試みる研究と、男性による育児休業取得の効果を検証する研究に大別することができる。男性による育児休業取得の先行要因を検討した研究では、男性による育児休業取得を促す政策の重要性が指摘されてきた。2003年から2007年におけるヨーロッパおよび他の英語圏（アメリカ・カナダ・オーストラリア）24カ国の育児休業制度を分析したO'Brien（2009）によれば、男性の法定休暇の利用が最も多いのは、所得補償が充実している（所得の50%以上）、育児休業期間が長い（14日以上）場合であるという。さらに、スウェーデン（Duvander and Johansson 2012；Ekberg, Eriksson and Friebe 2013）やノルウェー（Dahl, Løken and Mogstad 2014）、アイスランド（Olafsson and Steingrimsdottir 2020）、カナダのケベック州（Patnaik 2019）において、男性の育児休業の促進を目的に導入された、パパ・クオータ制度（父親に一定の育児休業を取得するよう割り当てる制度）の効果を検証した一連の研究では、制度の導入が男性による育児休業取得を大幅に増加させたことが明らかにされている。

例えば、Dahl, Løken and Mogstad（2014）は、ノルウェーにおけるパパ・クオータ制度の導入がどのように男性による育児休業取得に影響を与えたか検証している。ノルウェーでは、男性の子育てへの参加を促すために、男性が育児休業を取得する場合は、女性だけが取得する場合に比べて1カ月余分に育児休業期間を追加するパパ・クオータ制度が1993年に導入された²⁾。1992年から2006年のデータを用いた分析の結果、制度の

導入後すぐに、男性の育児休業取得率が32%上昇したことでなく、職場で育児休業を取得した人がいたり、兄弟で育児休業を取得した人がいたりすると、育児休業取得率がさらに高まることが明らかにされた。このようなピア効果は、最初のピア（職場の同僚および兄弟）が2番目のピア、2番目のピアが3番目のピアに影響を与えるというように、雪だるま式に蓄積される。その結果、ノルウェーにおける男性の育児休業取得率は2000年代前半には70%前後という高い水準にまで達しているという。

男性による育児休業取得の効果を検証した研究では、男性の育児休業取得が家庭内の家事・育児の分担（Patnaik 2019）に影響を与えているだけでなく、出産（Duvander et al. 2019；Lappegård and Kornstad 2020）や離婚（Lappegård et al. 2020；Olafsson and Steingrimsdottir 2020）といった中長期的な夫婦関係にも影響することが明らかにされている。例えば、Patnaik（2019）は、2005年から2010年におけるカナダのケベック州を対象に、男性による育児休業の取得が、その終了から1～3年後の家庭内における家事・育児の分担に与える効果を検証している。そこでは、男性が育児休業を取得した場合、そうでない場合に比べて、男性の家事・育児時間が増加しただけでなく、母親はより多くの時間を有給の仕事に費やし、より高い確率でフルタイムとして雇用されていることが明らかにされている。このことは、男性による育児休業取得は、両親の行動に持続的な影響を与え、家庭内における家事・育児の負担の偏在の緩和に貢献し得ることを示唆している。ただし、家庭内の家事・育児の分担の指標として、病気の子どもの世話のために病欠した日数に注目した Ekberg, Eriksson, and Friebel (2013) や Ugreninov (2013) では、男性による育児休業の取得の影響を確認することができていない。このことは、具体的な家事・育児の内容ごとに、男性による育児休業の取得の影響が異なる可能性を示唆している。

Duvander et al. (2019) は、1995年から2009年におけるアイスランド・ノルウェー・スウェーデンの北歐3カ国を対象に、男性による育児休業取得が、第二子および第三子の出産に与える効果

を検証している。そこでは、男性による育児休業取得は、3カ国すべてにおいて第二子の出産に正の影響を与える一方で、第三子の出産に対してはスウェーデンでは統計的に有意な水準での影響は与えておらず、ノルウェーとスウェーデンでは負の影響を与えることが明らかにされている。このことは、男性による育児休業取得が必ずしも、より多くの子の出産（特に第三子以降）につながるわけではないことを示唆している。また、Lappegård and Kornstad (2020) は、男性による育児休業取得の進展に伴い地域で形成される社会規範が、当該地域に住む家族の出産の意思決定に与える効果を検証している。具体的には、1989年から2013年のノルウェーを対象に、居住地域における男性の育児休業取得率が、第一子および第二子の出産に正の影響を与え、その影響は第二子ほどより顕著になることを明らかにした。この分析結果は、男性による育児休業取得が進展し、男性の育児参加が当たり前と考えられる地域ほど、男性の育児参加を期待することができ、出産計画を実現しやすくなることを示唆している。

Lappegård et al. (2020) は、男性による育児休業取得が夫婦関係³⁾に与える影響を分析している。具体的には、1993年から2011年におけるアイスランド・ノルウェー・スウェーデンの北歐3カ国を対象に、男性による育児休業取得がその後の離別（同棲解消や離婚）に与える影響を検証している。そこでは、男性が育児休業を取得した夫婦は、そうでない夫婦に比べて、離別の可能性が低く、その傾向は3カ国で一貫していることが明らかにされた。これは、男性が育児休業を取得することで、育児や家事が共有され、夫婦の満足感が向上したり、男性の子への関与が家族の絆をより強固なものにしたりするためであると推察されている。こうした分析結果は、1990年から2016年におけるアイスランドを対象に、男性による育児休業取得を促進するために実施された制度改革の効果を検証した Olafsson and Steingrimsdottir (2020) の分析結果とも整合的である。そこでは、制度改革後、育児休業を取得することができる親⁴⁾は、離婚する確率が低く、この効果は、子どもが生まれてから15年間にわたって続くだけでなく、

母親の教育水準が父親よりも高いか、あるいは同等である夫婦において最も強くなることが明らかにされている。

これら先行研究は、男性の育児休業取得の便益は、その妻であったり、その妻を雇用する企業であったり、ひいては社会全体が享受している可能性を示唆している。一方で、育児休業を取得した男性を雇用する企業が享受する便益に関してはあまり検討されていない。企業が便益を享受することができないのであれば、個々の企業による取り組みだけでは社会的に十分な水準に達しないおそれがある。実際に、日本において、男性が育児休業を取得しなかった理由の多くは職場環境に起因しており、個々の企業の取り組みが十分であったとは言い難い⁵⁾。そこで本研究では、育児休業を取得した男性を雇用する企業に注目し、どのような企業において男性の育児休業取得が進んでいるか、それが企業の業績にどのような影響を与えているかを検討する。

Ⅲ 日本の育児休業制度

育児のための休業の権利を労働者に保障する現行の育児・介護休業法は、育児休業等に関する法律（以下、育児休業法）として1992年に施行された⁶⁾。それ以前は、育児休業に関する規定は、1972年に施行された勤労婦人福祉法に盛り込まれ、勤労婦人福祉法の改正法で1986年に施行された男女雇用機会均等法に引き継がれた。育児休業法が施行される以前においても、男女雇用機会均等法施行前後から、女性労働者の定着を促す環境整備の一環として育児休業制度を導入する企業は存在した⁷⁾。ただし、これらの多くは、女性労働者だけを対象としたものであった。その後、1990年の「1.57ショック」⁸⁾を契機に少子化への社会的関心が高まり、法制化に向けた動きが活発化する中で、男性を含めた労働者の権利として育児のための休業を保障する育児休業法が成立するに至った（佐藤・武石 2004）。

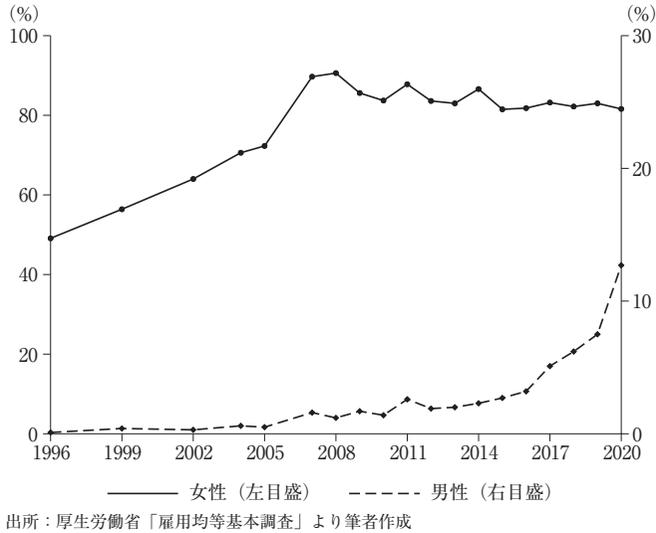
育児休業法は、国際労働機関（ILO）が1981年に採択した、家族的責任を有する男女労働者の機会及び待遇の均等に関する条約（156号）ならび

に勧告（165号）に基づいたもので、労働者が性別にかかわらず、生まれた子どもが1歳になるまでの期間にわたる休みを取得することを可能とし、企業はその申し出を拒否することができないと定めている（井上 2018）。育児休業法は1992年の施行後、時代の変化に合わせて改正が重ねられてきた。具体的には、当初は常用雇用者に限定されていた対象者が有期雇用者にも拡大されたり、原則は1年ではあるものの保育所に入れなかった場合等には育児休業期間を2歳まで延長可能とする措置が導入されたりしている⁹⁾。

これら一連の改正と並行して、育児休業取得期間における経済的支援も進んだ。当初は育児休業取得期間における所得補償はなかったが、1994年の雇用保険法の改正に伴い育児休業給付が創設され、1995年からは休業前賃金の25%が給付されるようになった。その後、育児休業給付の給付率は段階的に引き上げられ、2001年からは休業前賃金の40%、2007年からは休業前賃金の50%となり、2014年からは休業開始後6カ月間は67%、それ以降は50%となっている（厚生労働省 2016）¹⁰⁾。

こうした日本の育児休業に対する公的な支援が充実された結果、日本の育児休業制度は世界的に見ても手厚いものとなった。実際に、2021年に公表されたユニセフの「子育て支援に関する報告書」で、経済協力開発機構（OECD）および欧州連合（EU）に加盟する41カ国の中で、日本の男性労働者に認められている有償の育児休業の期間は最も長く、育児休業制度への評価は1位となっている（Gromada and Richardson 2021）。しかしながら、依然として、育児休業を取得するのは専ら女性で、男性による取得は低い水準にとどまっているのが現状である。実際に、日本における育児休業取得率を性別ごとに示している図1を見ると、女性の育児休業取得率は、1996年度の49.1%から徐々に上昇し、2000年代中頃以降80%超を推移している。一方、男性の育児休業取得率は、1996年度の0.1%から横ばいが続いた後、2007年度に1%を初めて超えて以降は緩やかに増加し、2010年代後半には増加基調がより顕著になっているものの、2020年度の男性の育児休業取得率

図1 日本における育児休業取得率の推移



は12.7%と女性の取得率に比べて低い水準にある。しかしながら、2000年代中頃まで1%を下回っていたことを踏まえれば、男性の育児休業は緩やかだが着実に広まりつつあるともいえる。

IV データと分析枠組み

1 データ

本研究の中核となるデータは、「CSR企業総覧」(東洋経済新報社)に収録されている男性の育児休業者数¹¹⁾である。「CSR企業総覧」は、2005年から東洋経済新報社より発行されており、日本企業に関するCSRデータを収録している。本研究では、2019年度末時点に日経225銘柄に選出されている225社を対象に、2004年度から2019年度における各企業の男性の育児休業者数のデータを収集した¹²⁾。「CSR企業総覧」は、企業へのアンケート調査を通じてデータを収集しているため、アンケート調査に回答していない企業のデータは収録されていない。本研究で分析対象とする日経225企業のうち、データが収録されており、収集することができた企業は210社であった。

図2には、上記の210社における男性の育児休業取得者の平均人数と取得者ゼロ企業比率(アンケート調査に回答した企業のうち、取得者数がゼロ

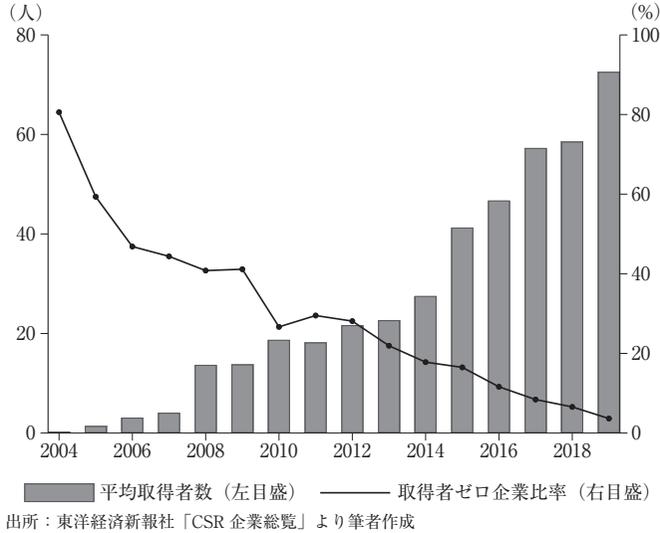
と回答した企業の比率)の経時的推移を示している。2004年度にはほとんど存在しなかった男性の育児休業取得者は、2000年代後半より緩やかに増加し、2010年代後半には増加基調がより顕著になっており、図1における傾向と整合的である。また、男性の休業取得者が1人もいない企業(取得者ゼロ企業比率)は、2000年代中頃より低下傾向が続き、2019年度には5%を下回っている。このことは、特定の企業において男性の育児休業取得者数が増加しているというよりはむしろ、多くの企業で取得者が増えている可能性を示唆している。

上記の男性の育児休業取得者数のデータに、「CSR企業総覧」より収集した他のCSRデータ、「FinancialQUEST」(日本経済新聞社)および「eol」(アイ・エヌ情報センター)より収集した財務データを接合している。また、男性の育児休業取得者数の業績への効果の発現には時間的なずれが存在すると考えられるため、企業の業績に関するデータは2020年度まで収集している。最終的に本研究で使用するデータは、日経225企業210社の2004年度から2020年度におよぶ企業別年度別のパネルデータである¹³⁾。

2 分析枠組み

本研究では、まず男性の育児休業取得者数の先

図2 日経225企業における男性の育児休業の普及



行要因（どのような要因が企業における男性の育児休業取得者数に影響を与えているか）を分析したうえで、その業績への影響（男性の育児休業取得者数は企業の業績にどのような影響を与えているのか）を検証していく。先行要因に関して本研究では、WLB 施策に積極的な企業において男性の育児休業は普及し、ひとたび普及が始まると、雪だるま式に普及が進展していくと予想している。これは、WLB 施策に積極的な企業ほど、男性の育児休業の推進に必要な環境が整っており普及が進み、また、ひとたび普及が始まれば、企業内におけるピア効果¹⁴⁾を通じて普及が自走していくと考えられるためである。

また、本研究では、男性の育児休業の普及が業績に与える影響に関して、以下の3つの可能性を念頭に分析を進めていく¹⁵⁾。一つ目は、男性の育児休業の普及は業績に正の影響を与える可能性である。これは、男性の育児休業取得が進展するにつれて、従業員の定着率やモラルが向上し、企業の業績が向上すると考えられるためである。二つ目は、男性の育児休業の普及は業績に負の影響を与える可能性である。これは、育児休業中の代替要員による業務が円滑に進まなかったり、円滑に進めるための作業が膨大だったりすると、育児休業の取得に伴う企業の負担が大きくなり、業績を低下させると考えられるためである。三つ目

は、男性の育児休業の普及は業績に影響を与えない可能性である。これは、たとえ取得者の定着率やモラルが向上していても、それと同程度に、育児休業の取得に伴う負担が企業に発生している場合、男性の育児休業の普及が業績に与える効果は相殺されると考えられるためである。

V 計量分析

1 先行要因

まず男性の育児休業取得者数の要因について、先述のパネルデータを用いて推定を行う。男性の育児休業取得者数はカウントデータであるため、カウントデータを扱う際の代表的な計量分析手法であるポアソン回帰モデルと負の二項回帰モデルを分析に適用する¹⁶⁾。ポアソン回帰モデルのケースでは、発生確率が小さい事象が起きた回数を記述する際に一般的に使われるポアソン分布を被説明変数 Y_{it} の確率分布として仮定する。本稿では、男性の育児休業取得者数 $ChildcareLeaversMale_{it}$ を被説明変数 Y_{it} とし、この平均値 $E(Y_{it})$ が他の独立変数の影響によって変化するものと想定し、育児休業取得者数に関するさまざまな先行要因 $x_{i,t-1}$ との関係性を以下の (1) 式の計量モデルとして定式化する。

$$E(\text{ChildcareLeaversMale}_{it} | x_{i,t-1}, \phi_i) = \phi_i \cdot \exp(x_{i,t-1}\beta + \tau_t) \quad (1)$$

添え字 i は企業、 t は年度を示している。 ϕ_i は観測不可能なランダムスカラー、 β は推定されるパラメータのベクトルを表す。本研究では、時点の違いによる効果 τ_t は、育児休業給付金の給付水準の変化を考慮し、2007-2013 年度ダミー（2007 年度から 2013 年度の場合は 1、2006 年度以前および 2014 年度以降の場合は 0 をとるダミー変数）と 2014-2019 年度ダミー（2014 年度から 2019 年度の場合は 1、2013 年度以前の場合は 0 をとるダミー変数）を説明変数に入れることで制御する¹⁷⁾。

ポアソン回帰モデルでは、被説明変数 Y_{it} の期待値と分散が同じになるという制約があるため、ポアソン回帰モデルを一般化する方法の一つである負の二項回帰モデルも用いて推定する。負の二項回帰モデルのケースでは、被説明変数 Y_{it} の確率分布として負の二項分布が仮定され、事象の発生回数の分散が期待値より大きいケースに対してはより妥当なモデルとなる。

本分析の主要な説明変数は、WLB 施策と累積男性育児休業取得者数である。WLB 施策は、企業の WLB 支援に関する施策として、フレックスタイム制度（平均値：0.88、標準偏差：0.33）、短時間勤務制度（平均値：0.96、標準偏差：0.20）、半日単位の有給休暇制度（平均値：0.97、標準偏差：0.17）、保育設備・手当（平均値：0.62、標準偏差：0.49）、在宅勤務制度（平均値：0.47、標準偏差：0.50）、サテライトオフィス（平均値：0.27、標準偏差：0.44）、裁量労働制度（平均値：0.42、標準偏差：0.49）の 7 つを取り上げ、それぞれを導入している場合は 1、そうでない場合は 0 の値をとるダミー変数を構築したうえで主成分分析を行い、スクリープロットを参考に、固有値が 1 以上である第一主成分（寄与率 30.76%）を変数に用いている。表 1 は、主成分分析の結果を示している。また、累積男性育児休業取得者数は、本分析の開始年度である 2004 年度以降における各企業の男性育児休業取得者数の累積数（対数値）である¹⁸⁾。これらの諸変数は、男性の育児休業を推進する上での組織の体制およびピア効果と関わりがあり、男性の

表 1 分析結果（主成分分析）

	第 1 主成分
フレックスタイム制度	0.213
短時間勤務制度	0.287
半日単位の有給休暇制度	0.209
保育設備・手当	0.460
在宅勤務制度	0.533
サテライトオフィス	0.436
裁量労働制度	0.378
固有値	2.154
寄与率	30.76%

育児休業取得者数に正の効果を持つと予想する。

本分析の主要な説明変数は、男性育児休業取得者数の累積数である。本変数は累積値であるため、時間の経過とともに増加する。そのため、2007-2013 年度ダミーおよび 2014-2019 年度ダミーの 2 変数では、時間の影響を十分に統制できない可能性がある。そこで追加分析として、各年度ごとに作成した年度ダミーを用いた分析も実施する。

制御変数については、WLB 施策を含むさまざまな経営慣行の普及に関する先行研究（Naumovska, Gaba and Greve 2021；内田 2016）を踏まえたうえで、分析に用いる変数を定めた。具体的には、ROE（%）、1 人あたり売上高（対数値）、従業員数（対数値）、男性比率（%）、労働装備率（1 人あたり有形固定資産額、対数値）、平均勤続年数（対数値）、有給休暇取得率（%）、女性育児休業取得者数（対数値）、海外投資家比率（%）の 9 つの変数を使用する。これらの説明変数は、被説明変数（ t 期）と比べてすべて 1 年前（ $t-1$ 期）のものを使用する。表 2 は、計量モデル（1）の分析に使用する諸変数の基本統計量（平均・標準偏差）を示している¹⁹⁾。

2 業績への影響

次に、男性の育児休業取得の状況が、業績にどのような影響を与えているかについて、パネルデータを用いた計量分析を行う。同時性²⁰⁾や欠落変数といった内生性の問題に対処するために、産業別男性育児休業取得割合を操作変数として用いる。本変数は、男性育児休業取得者数を年度別産業別に集計した後に²¹⁾、産業ごとの従業員数

表2 基本統計量 (先行要因)

	Mean	S.D.
(1) 男性育児休業取得者数	33.01	84.89
(2) WLB 施策	0.06	1.39
(3) 累積男性育児休業取得者数	120.35	438.46
(4) ROE (%)	6.86	10.73
(5) 1人あたり売上高(百万円)	336.96	1644.64
(6) 従業員数(千人)	8.96	10.44
(7) 男性比率 (%)	81.26	13.00
(8) 労働装備率(百万円)	137.73	822.83
(9) 平均勤続年数	17.11	3.06
(10) 有給休暇取得率 (%)	63.95	16.48
(11) 女性育児休業取得者数	105.02	197.74
(12) 海外投資家比率 (%)	28.87	10.70
(13) 2007-2013 年度	0.47	0.50
(14) 2014-2019 年度	0.41	0.49

注：N=202。累積男性育児休業取得者数・1人あたり売上高・従業員数・平均勤続年数・女性育児休業取得者数は対数変換前の数値。

の違いを踏まえて、年度別産業別に集計された男性従業員数で割って算出している(平均値：0.01, 標準偏差：0.01)。該当企業の男性育児休業取得者数は除いて算出しているため、企業ごと年度ごとに異なる数値になる。業績を被説明変数とする計量モデルは以下の(2)式で表される。

$$Performance_{i,t} = \alpha + \beta_1 ChildcareLeaversMale_{i,t-k} + Z_{i,t-k}\gamma + \tau_t + F_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

各式の添え字 i は企業、 t は年度を示している。被説明変数の $Performance_{i,t}$ は企業の業績である。本研究では、ROE と従業員1人あたり売上高(対数値)に加え(Bloom, Kretschmer and Van Reenen 2011), 分析の頑強性を確認するために、ROA と従業員1人あたり付加価値(対数値)²²⁾ も用いる。 β_1 は男性の育児休業取得者数のパラメータである。 $Z_{i,t-k}$ は業績に影響を与えられられる他の重要変数の行列である。 γ は各説明変数のパラメータのベクトルを示す。 F_i は各企業の固定効果であり、 $\varepsilon_{i,t}$ は i.i.d を仮定した誤差項を表す。時点の違いによる効果 τ_t は、計量モデル(1)と同様に育児休業給付金の給付水準の変化を考慮し、2007-2013年度ダミーと2014-2020年度ダミー(2014年度から2020年度の場合は1, 2013年度以前の場合は0をとるダミー変数)²³⁾ を説明変数に入れることで制御する。

本分析の主要な説明変数は、男性育児休業取得者数である。t-1期の男性育児休業取得者数(対数値)²⁴⁾ を使用するほか、業績に対する中期的な影響を見るために、t-2期、t-3期の変数も用いて検証する。さらに、男性による育児休業の取得の累積的な業績への影響が存在するかを確認するために、フローではなくストックとして操作化したt-1期の累積男性育児休業取得者数(本分析の開始年度である2004年度以降における各企業の男性育児休業取得者数の累積数(対数値)²⁵⁾)を用いた分析も実施する²⁶⁾。

制御変数には、計量モデル(1)で用いた変数を中心にモデルに含めている。具体的には、WLB 施策、従業員数(対数値)、男性比率(%), 労働装備率(対数値)、平均勤続年数(対数値)、有給休暇取得率(%), 女性育児休業取得者数(対数値)、海外投資家比率の8変数である。表3は、計量モデル(2)の分析に使用する諸変数の基本統計量(平均・標準偏差)を示している²⁷⁾。

表3 基本統計量 (業績への影響)

	Mean	S.D.
(1) ROE (%)	6.49	9.59
(2) ROA (%)	3.31	4.66
(3) 1人あたり売上高(百万円)	215.77	355.98
(4) 1人あたり付加価値(百万円)	54.18	149.13
(5) 男性育児休業取得者数	30.59	81.64
(6) 累積男性育児休業取得者数	143.42	495.27
(7) WLB 施策	0.15	1.41
(8) 従業員数(千人)	9.01	10.58
(9) 男性比率 (%)	81.24	13.14
(10) 労働装備率(百万円)	98.26	482.95
(11) 平均勤続年数	17.11	3.11
(12) 有給休暇取得率 (%)	64.89	16.41
(13) 女性育児休業取得者数	105.37	199.29
(14) 海外投資家比率 (%)	28.67	10.69
(15) 2007-2013 年度	0.44	0.50
(16) 2014-2020 年度	0.45	0.50

注：N=2340。1人あたり売上高・1人あたり付加価値・男性育児休業取得者数・累積男性育児休業取得者数・従業員数・平均勤続年数・女性育児休業取得者数は対数変換前の数値。

VI 推定結果

1 先行要因

表4は、2004年度から2019年度の企業別年度

表4 分析結果（先行要因）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ポアソン回帰モデル	負の二項回帰モデル	ポアソン回帰モデル	負の二項回帰モデル
WLB 施策	0.185*** (0.007)	0.135*** (0.023)	0.170*** (0.008)	0.085*** (0.024)
累積男性育児休業取得者数	0.265*** (0.005)	0.313*** (0.019)	0.268*** (0.006)	0.217*** (0.023)
ROE	-0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	-0.003*** (0.001)	0.002 (0.002)
1人あたり売上高	0.036*** (0.011)	-0.030 (0.033)	0.014 (0.011)	-0.047 (0.034)
従業員数	-0.065*** (0.011)	-0.126*** (0.033)	-0.056*** (0.011)	-0.112** (0.035)
男性比率	0.031*** (0.001)	0.009** (0.003)	0.033*** (0.001)	0.015*** (0.003)
労働装備率	0.014 † (0.008)	-0.008 (0.024)	0.015* (0.008)	-0.012 (0.025)
平均勤続年数	0.468*** (0.072)	-0.073 (0.132)	0.340*** (0.072)	-0.129 (0.134)
有給休暇取得率	0.009*** (0.000)	0.009*** (0.002)	0.008*** (0.000)	0.008*** (0.002)
女性育児休業取得者数	0.527*** (0.011)	0.158*** (0.033)	0.538*** (0.011)	0.218*** (0.035)
海外投資家比率	-0.022*** (0.001)	-0.015*** (0.003)	-0.026*** (0.001)	-0.013*** (0.003)
2007-2013 年度	0.700*** (0.035)	0.253** (0.093)		
2014-2019 年度	1.110*** (0.039)	0.809*** (0.107)		
Constant		-1.188* (0.508)		-1.868*** (0.550)
Year dummy	NO	NO	YES	YES
Log-likelihood	-16374.53	-5561.71	-15966.14	-5522.63
Observations	2202	2202	2202	2202

注：括弧内は標準誤差。† p<.1 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001。

別のパネルデータをもとに、男性の育児休業取得者数を被説明変数とし、モデル1ではポアソン回帰モデル、モデル2では負の二項回帰モデルの推定結果を示している²⁸⁾。両者の推定結果は大きく変わらないものの、男性育児休業取得者数の推定値は、平均値(33.01)より分散の値(7206.3)が有意に大きく、負の二項回帰モデルの方が全体の当てはまり(対数尤度)がポアソン回帰モデルのケースと比べて高い。そのため、以下では負の二項回帰モデルの推定結果に基づいて推定結果を解釈する。

主要な説明変数であるWLB施策、累積男性育児休業取得者数の係数は、いずれも有意水準1%で有意に正であった。すなわち、WLB施策の導入がこれまで進んでいた企業では、男性の育児休業の推進に必要な環境が整っているために普及が進みやすく、また、ひとたび普及が始まれば、企

業内におけるピア効果を通じて普及が自走していく傾向が確認された。推定結果から得られたパラメータをもとに、これらの変数が男性の育児休業取得者数に与える影響の程度を確認すると、WLB施策の変数のみが平均値から1標準偏差分だけ上昇した場合(他の説明変数は平均値で固定)、男性の育児休業取得者数の推定値は元の1.209倍となり、累積男性育児休業取得者数が平均値から1標準偏差分だけ上昇すると、男性の育児休業取得者数の推定値は元の1.483倍となる。

制御変数では、男性比率・有給休暇取得率・女性育児休業取得者数・2007-2013年度ダミー・2014-2019年度ダミーのパラメータが有意に正であった。すなわち、有給休暇取得率が高い企業や女性育児休業取得者数が多い企業では、有給休暇が取りやすい環境であったり、育児休業に対する理解や組織運営上の経験が蓄積されていたりする

ために、男性の育児休業の推進が進みやすいと考えられる。加えて、育児休業給付金の給付水準の引き上げ後に男性の育児休業取得者が増加していることから、制度改正に一定の効果があった可能性を示唆している。主要な説明変数と同じように、これらの変数の1標準偏差分の変化が男性の育児休業取得者数に与える影響の程度を確認すると、有給休暇取得率の変化は1.156倍、女性育児休業取得者数の変化は1.224倍であった。また、2007-2013年度ダミーおよび2014-2019年度ダミーの各変数が0から1に変化する際の男性の育児休業取得者数に与える効果を見ると、2007-2013年度は2006年度以前と比べて1.288倍、2014-2019年度は同2.245倍となっている。

海外投資家比率および従業員数のパラメータとともに、有意に負の結果を得た。海外投資家の業績向上に対する圧力の強さが、ここでの推定結果

をある程度反映している可能性、従業員が多い企業では組織慣性²⁹⁾が働くために、男性の育児休業といった新たなWLB施策の導入が進みにくい可能性がそれぞれ示唆される。一方、ROEや1人あたり売上高などの業績に関する変数については、いずれも非有意であった。すなわち、前年度の業績が高い企業において男性の育児休業者数が多いという傾向は確認されなかった。

モデル3とモデル4では、各年度ごとのダミー変数を用いて時間の影響を統制している。これらの分析結果は、モデル1とモデル2と概ね同じものとなっている。

2 業績への影響

表5は、2004年度から2020年度の企業別年度別のパネルデータをもとに、ROE (t期), ROA (t期), 1人あたり売上高 (t期), 1人あたり付加

表5 分析結果 (業績への影響)

	固定効果				固定効果 + 操作変数				
	ROE	ROA	1人あたり 売上高	1人あたり 付加価値	第1段階	第2段階			
						ROE	ROA	1人あたり 売上高	1人あたり 付加価値
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
男性育児休業取得者数	-0.095 (0.196)	-0.110 (0.098)	-0.019 † (0.011)	0.000 (0.011)		-0.074 (1.421)	0.821 (0.784)	0.018 (0.112)	0.153 (0.094)
WLB 施策	0.077 (0.310)	-0.128 (0.153)	-0.004 (0.014)	0.001 (0.013)	0.227*** (0.043)	0.072 (0.497)	-0.371 (0.238)	-0.014 (0.032)	-0.039 (0.029)
従業員数	-1.348 † (0.746)	-0.706 † (0.422)	0.061 (0.069)	-0.058 (0.052)	0.045 (0.132)	-1.349 † (0.742)	-0.764 (0.494)	0.059 (0.071)	-0.068 (0.066)
男性比率	-0.028 (0.075)	-0.024 (0.040)	0.002 (0.006)	-0.007 (0.005)	-0.004 (0.015)	-0.028 (0.075)	-0.011 (0.046)	0.003 (0.006)	-0.005 (0.006)
労働装備率	0.070 (0.362)	0.040 (0.193)	0.230** (0.071)	0.128* (0.060)	-0.064 (0.060)	0.072 (0.394)	0.114 (0.204)	0.233*** (0.070)	0.141* (0.058)
平均勤続年数	0.106 (3.765)	-1.751 (2.425)	0.332** (0.126)	0.201 † (0.103)	0.014 (0.320)	0.102 (3.753)	-1.910 (2.382)	0.326** (0.125)	0.175 (0.113)
有給休暇取得率	-0.085* (0.038)	-0.019 (0.018)	-0.005** (0.002)	-0.003 † (0.001)	0.016** (0.005)	-0.085 † (0.049)	-0.038 (0.027)	-0.005* (0.003)	-0.006* (0.002)
女性育児休業取得者数	0.007 (0.548)	0.043 (0.241)	0.010 (0.024)	-0.010 (0.023)	0.202* (0.094)	0.003 (0.606)	-0.138 (0.281)	0.003 (0.033)	-0.040 (0.032)
海外投資家比率	0.176** (0.058)	0.122*** (0.030)	0.007** (0.002)	0.004* (0.002)	-0.008 (0.006)	0.176** (0.061)	0.131*** (0.031)	0.007** (0.003)	0.005* (0.002)
2007-2013 年度	-5.287*** (0.870)	-1.982*** (0.362)	-0.150*** (0.036)	-0.083* (0.034)	0.504*** (0.116)	-5.298*** (1.037)	-2.478*** (0.569)	-0.170* (0.070)	-0.164* (0.067)
2014-2020 年度	-3.849*** (1.007)	-1.355** (0.436)	-0.069 (0.048)	-0.009 (0.041)	1.228*** (0.162)	-3.877 † (2.105)	-2.648* (1.108)	-0.120 (0.153)	-0.222 (0.139)
産業別男性育児休業取得割合					42.268*** (9.882)				
Constant	24.412 † (12.741)	15.332* (7.294)	2.639** (0.932)	4.565*** (0.728)	-0.739 (1.413)	24.422 † (12.696)	15.817* (7.266)	2.659** (0.932)	4.645*** (0.795)
Kleibergen-Paap rk LM statistic					49.599 (0.000)				
Cragg-Donald Wald F statistic					48.435				
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic					48.923				
Observations	2340	2340	2340	2340	2340	2340	2340	2340	2340

括弧内は標準誤差。† p<.1 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001。

価値 (t期) をそれぞれ被説明変数とし、男性育児休業取得者数 (t-1期) を主要な説明変数とする分析の結果である。モデル1から4は標準的な固定効果モデル、モデル5から9は操作変数を用いた固定効果モデル (モデル5は第1段階、モデル6から9は第2段階) の推計結果である。モデル5の操作変数に関する検定結果を見ると、Cragg-Donald Wald F 統計量ならびに Kleibergen-Paap rk Wald F 統計量の値がともに10を超えており、操作変数の弱相関問題は生じていない。また、操作変数が過少識別であるという帰無仮説については、Kleibergen-Paap rk LM 統計量が49.6であり棄却された。すなわち、分析に用いた操作変数は妥当なものと考えられる。モデル1から4および6から9において、最も関心のある変数である男性育児休業取得者数の係数に注目すると、標準的な固定効果モデルを用いたモデル3では負に有意となっているものの、操作変数を用いた固定効果モデルの分析では、すべてのモデルで男性育児休業取得者数の係数は有意でなかった。また、男性育児休業取得者数 (t-2期)、男性育児休業取得者数 (t-3期)、累積男性育児休業取得者数 (t-1期) を主要な説明変数とした分析も実施したが、表5の分析結果と同様に、業績に与える有意な効果は、いずれのモデルにおいても確認されなかった³⁰⁾。

VII おわりに

本研究では、男性の育児休業の先行要因と業績への影響を明らかにすることで、WLB 施策に関する一連の研究に貢献することを主要な研究目的とし、日経225企業を対象に2004年度から2020年度に及ぶパネルデータを構築して計量分析を行った。男性の育児休業の普及の先行要因に関する分析では、WLB 施策および累積男性育児休業取得者数のパラメータが正に有意であり、WLB 施策に積極的な企業においてほど男性の育児休業が普及し、また、ひとたび普及が始まれば、企業内におけるピア効果を通じて普及が自走していくという関係が確認された。

一方、業績への影響に関する分析では、統計的

に有意な水準での効果を確認することはできなかった。このことは、取得者の定着率やモラルの向上といった正の効果が業績を向上させるには至らないものの、代替要員の確保など取得者が不在であるために発生する企業の負担が、そうした正の効果を上回り業績を低下させるわけではないことを示唆している。男性の育児休業取得の拡大が社会的に期待されている中で、少なくとも業績に負の効果が明確にあるわけではないことを明らかにしたことは、本研究における重要な発見の一つである。

これらの分析結果は、男性の育児休業に関する政策に示唆を与え得るものである。男性の育児休業を充実させることで、業績が向上するのであれば、企業が自発的に男性の育児休業取得に取り組むことを期待できる。しかしながら、本研究の計量分析の結果が示すように、業績への効果が確認できないようであれば、企業の自発的取り組みに期待するのは難しいかもしれない。男性の育児休業取得の便益を享受するのは、必ずしもその男性を雇用する企業に限られているわけではなく、その妻であったり、その妻を雇用する企業であったり、ひいては社会全体であったりする。実際には、家事労働が女性に集中している傾向がある日本では、育児休業取得を含む男性の働き方の見直しは、女性が結婚や出産、育児などを理由に職業キャリアを中断せずに積み重ねていくためにも必要とされている (樋口・石井・佐藤 2018; 山口 2017)。この意味で、男性の育児休業には外部性が存在すると考えられ、個々の企業による取り組みだけでは社会的に不十分な水準にとどまるおそれがあり、公共部門による政策介入の必要性が示唆される。

また、本研究の分析結果は、公共部門による政策介入は、男性の育児休業を含む WLB 施策が充実していない企業を対象に重点的に実施すべきであることを示唆している。計量分析の結果は、WLB 施策に積極的な企業ほど、男性の育児休業の推進に必要な環境が整っているために普及が進み、また、ひとたび普及が始まれば、企業内におけるピア効果を通じて普及が自走していくという良循環が存在することを示している。逆にいえ

ば、WLB 施策に消極的な企業は、男性の育児休業の推進に必要な環境を整備することができないために普及が進まず、その結果ピア効果を享受することができずさらに普及が進まないという悪循環に陥っている可能性がある。こうしたメカニズムを踏まえて公共部門は、男性の育児休業を含む WLB 施策が充実していない企業に対して重点的に、悪循環を良循環に転換する起点となる政策介入を実施し、男性の育児休業の普及を企業内で自走させる支援をしていくことが求められる。

こうした貢献がある一方で、本研究にはいくつかの課題が残されている。第一に、本研究の分析結果は、日本における男性の育児休業においても、ピア効果が機能し得ることを示唆しているが、具体的なメカニズムの解明はできていない。今後の研究では、多くの男性が育児休業を取得するにつれ、どのように企業内で育児休業取得に対する雰囲気醸成されているのか、そうした雰囲気の醸成はどのような要因によって促進されたり阻害されたりするのかを解明していくことが期待される。

第二に、本研究では、男性の育児休業取得が業績という企業レベルに集計された指標への効果を分析している一方、離職や昇進などの個人レベルの指標への効果については分析できていない。企業レベルの指標である業績への効果は確認できなかったものの、個人レベルの指標においても同じような結果であるとは限らない³¹⁾。今後の研究では、育児休業を取得した従業員の取得前後における個人レベルの指標を分析することで、男性の育児休業が企業にもたらす効果をさらに解明していくことが求められる。

第三に、本研究の分析では、育児休業取得者がどの程度の期間の育児休業を取得しているかを考慮することができていない。これは、データ上の制約に加え、現状、多くの男性の育児休業取得期間は2週間未満と短期間にとどまっていることを踏まえたためである³²⁾。しかしながら今後、男性の育児休業の普及が進む中で、取得者数のみに注目するだけでなく、取得期間も考慮した分析が期待される。

第四に、本研究の分析では、分析対象が日経

225 企業であり、規模・業種・地域に関して大きな偏りが存在するため³³⁾、規模・業種・地域などで区分したカテゴリー別の分析をすることができていない。男性の育児休業の普及の先行要因や業績への影響は、大企業と中小企業とでは異なるかもしれないし、業種や地域の特性ごとにも異なるかもしれない。今後の研究では、こうしたカテゴリー別の分析を念頭においた分析対象を設定し検証することが期待される。

上記のような課題を残しつつも、筆者が知る限り、本稿は日本企業における男性の育児休業の普及を体系的に分析した初めての論文であり、その先行要因と業績への影響を明らかにしたという点で、WLB 施策に関する一連の研究に貢献することができ、将来の研究の橋渡しとなると思われる。

- 1) イクメンプロジェクトとは、「働く男性の育児へのより積極的な参画や、育児休業取得に関する社会の気運を高めることを目的としたプロジェクト」(厚生労働省 2010) のことである。
- 2) 導入前でも、夫婦合わせて1年間の育児休業を所得できたが、女性だけが1年間の育児休業を取得するケースがほとんどであった。そこで、1993年の制度導入では、より多くの男性が育児休業を取得することを促すために、男性だけが取得することができる追加的な期間(1カ月)を設けたのである。
- 3) 婚姻関係にある夫婦だけではなく、同棲カップルも含む。
- 4) 本研究では、育児休業を実際に取得した個人を特定せずに、制度改革が始まった2001年に82.4%が取得していることを踏まえ、制度の対象者のうち82.4%が取得したものと見なしている。
- 5) 「平成29年度仕事と育児の両立に関する実態把握のための調査研究事業報告書」(厚生労働省委託調査)によれば、男性が育児休業を取得しなかった理由は、「業務が繁忙で職場の人手が不足していた」が27.8%ともっとも多く、次いで「会社で育児休業制度が整備されていなかった」が27.5%、「職場が育児休業を取得しづらい雰囲気だった」が25.4%となっている(三菱UFJリサーチ & コンサルティング 2018)。
- 6) 1995年の介護に関する規定の追加に伴い、育児休業法は育児・介護休業法に改称されている。
- 7) 1965年に導入した日本電信電話公社が嚆矢とされる(佐藤・武石 2004)。
- 8) 1990年に発表された1989年の合計特殊出生率が1.57となり、丙午にあたる1966年の1.58を下回り、戦後最低を更新した出来事を指す。
- 9) 育児休業制度の歴史的変遷は、井上(2018)や金(2020)に詳しい。
- 10) こうした育児休業中の経済的支援の効果に関しては、Asai(2015)やYamaguchi(2019)を参照。
- 11) 「CSR企業総覧」には、男性の育児休業取得率に関するデータは、2016年版以降に一部の企業においてのみ収録されており、体系的にデータを収集することができない。そのため、本研究では育児休業取得者数を用いる。
- 12) 「CSR企業総覧 2008年版」(2007年に発行され、2006年度

- のデータを収録)以降に、男性の育児休業取得者数は収録されているが、本データは過去3年分が掲載されているので、2004年度からのデータを収集している。
- 13) 一部期間のデータに欠損がある企業が存在するため、アンバランスド・パネルデータになっている。
 - 14) 本研究では、男性育児休業取得者の累積数 (t-1 期) と男性育児休業取得者数 (t 期) との関係に注目し、両者間に正の関係が存在すれば、多くの男性が育児休業を取得するにつれ、企業内で育児休業取得に対する雰囲気醸成され、さらなる取得が促進されたと解釈する。つまり、取得者の増加が自動的に企業内における雰囲気醸成につながることを暗黙的に想定しているのである。そのため、具体的にどのようなメカニズムで企業内の雰囲気醸成されているかについてはブラック・ボックスとなっている。この点に関してはⅦで改めて議論する。
 - 15) 本研究でこのように考えるのは、WLB 施策が業績に与える影響に関して既存研究で一貫した知見が得られていないためである。例えば、法を上回る企業独自の育児休業制度と業績との関係を分析した山本・松浦 (2011) では、独自の育児休業制度の存在が一貫して TFP を高めるという因果関係は見出せないことが示されている。
 - 16) パネルデータを用いたポアソン回帰モデルと負の二項回帰モデルの詳細は、Woodridge (1999) を参照。
 - 17) 2007 年に育児休業給付金の所得代替率は 40% から 50% に引き上げられ、2014 年には休業開始から 6 カ月間の所得代替率が 50% から 67% に引き上げられた。
 - 18) 育児休業を取得した男性がひとりもない企業も存在することを踏まえ、累積男性育児休業取得者数に 1 を加えた後に対数化している。
 - 19) 紙幅の都合上、計量モデル (1) の分析に使用した変数の相関係数は掲載していない。多重共線性の問題が生じている可能性を検討するために、VIF (variance inflation factor) を算出したところ、すべてのモデルにおいて説明変数の VIF の値は 5 未満であり、本分析において深刻な多重共線性が生じているとはいえないことを確認した。
 - 20) 本研究では、男性の育児休業の普及が業績に与える影響を検討しているが、業績が男性の育児休業の普及に影響を与えている可能性があり、育児休業取得と業績の間の双方向の関係性の存在が考えられる。
 - 21) 産業分類には、TOPIX-17 シリーズ (東京証券取引所の第一部市場に上場している全銘柄を、17 業種に分けた時価総額加重型の株価指数) における 17 業種を用いている。
 - 22) 1 人あたり付加価値は負の値をとることがあるため、対数化する際には、1 人あたり付加価値に 51 (最小値: -50.59) を加え、すべての値が正になるようにしている。
 - 23) 企業の業績に関わるデータは 2020 年度まで収集しているため、2014-2020 年度ダミーとしている。
 - 24) 該当年度において育児休業を取得した男性がひとりもない企業も存在することを踏まえ、男性育児休業取得者数に 1 を加えた後に対数化している。
 - 25) 育児休業を取得した男性がひとりもない企業も存在することを踏まえ、累積男性育児休業取得者数に 1 を加えた後に対数化している。
 - 26) 操作変数として用いる産業別男性育児休業取得割合は、分析に用いる男性育児休業取得者数に対応するように設定している。具体的には、男性育児休業取得者数 (t-2 期) を説明変数として用いる場合は、男性育児休業取得者数 (t-2 期) を年度別産業別に集計した後に、年度別産業別に集計された男性従業員数 (t-2 期) で割って産業別男性育児休業取得割合を算出している。
 - 27) 紙幅の都合上、計量モデル (2) の分析に使用した変数の相

- 関係数は掲載していない。VIF を算出したところ、すべてのモデルにおいて説明変数の VIF の値は 5 未満であり、本分析において深刻な多重共線性が生じているとはいえないことを確認した。
- 28) 男性の育児休業取得者数の対数値を被説明変数とした固定効果モデルの推定結果においても、ポアソン回帰モデルと負の二項回帰モデルの推定結果と類似した結果が得られた。
 - 29) 組織慣性とは、現状維持を好み変化に抵抗する組織の性質を指す。組織慣性を規定する主要な要因の一つが組織の規模であり、従業員の多い大規模な組織ほど、現状維持を是とし変化を拒む傾向がある (Hannan and Freeman 1984)。
 - 30) 紙幅の都合上、これらの追加分析の結果は掲載していない。
 - 31) ただし、個人レベルの指標では、代替要員の確保など企業の負担が反映されない可能性に注意する必要がある。
 - 32) 「平成 30 年度雇用均等基本調査」(厚生労働省 2019) によれば、育児休業を終了し、復職した男性の育児休業期間は、5 日未満が 36.3%、2 週間未満が 71.4%、1 カ月未満が 81% である。
 - 33) 本研究の分析対象企業は、平均従業員数が約 9000 人と大規模であるだけでなく、本店所在地は首都圏 (東京)・近畿圏 (大阪)・中京圏 (名古屋) の三大都市圏に集中している。また、業種に関しても、電気機器や化学、機械、輸送用機器などの特定の製造業に属する企業が占める割合が高くなっている。このような分析対象企業の偏りが、規模・業種・地域ごとの違いを適切に検証することを難しくしている。

参考文献

- 姉崎猛 (2010) 「ワーク・ライフ・バランスと企業業績の関係に関するサーベイ」*ESRI Research Note*, No. 10, pp. 1-19.
- 阿部正浩・児玉直美・齋藤隆志 (2017) 「なぜ継続就業率は上がったのか——ワーク・ライフ・バランス施策は少子化対策として有効か」『*経済研究*』Vol. 68, No. 4, pp. 303-323.
- 井上従子 (2018) 「育児休業制度 25 年の到達点と課題を巡る試論」『*年報 公共政策学*』12 巻, pp. 73-89.
- 内田大輔 (2016) 「経営慣行の普及研究の潮流——既存研究のレビューと今後の課題」『*一橋商学論叢*』Vol. 11, No. 2, pp. 30-46.
- 川口章 (2008) 『ジェンダー経済格差』勁草書房。
- 金仁子 (2020) 「日韓比較からみる男性の育児休業取得状況——パパ・クオータ導入を中心に」『*経済学研究*』70 巻 2 号, pp. 112-123.
- 厚生労働省 (2010) 「『イクメンプロジェクト』サイトを開設しました」.<https://www.mhlw.go.jp/topics/2010/06/tp0618-1.html> (アクセス日: 2022 年 2 月 22 日)
- (2016) 「育児・介護休業法の改正経過 (育児に関わる制度)」第 174 回労働政策審議会雇用均等分科会 配布資料 資料 2.
- (2019) 「平成 30 年度雇用均等基本調査」.
- 佐藤博樹・武石恵美子 (2004) 「男性の育児休業——社員のニーズ、会社のメリット」中央公論新社。
- 樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨 (2018) 『格差社会と労働市場——貧困の固定化をどう回避するか』慶應義塾大学出版会。
- 三菱 UFJ リサーチ & コンサルティング (2018) 「平成 29 年度仕事と育児の両立に関する実態把握のための調査研究事業報告書」.
- 山口一男 (2017) 『働き方の男女不平等——理論と実証分析』日本経済新聞出版社。
- 山口慎太郎 (2021) 『子育て支援の経済学』日本評論社。
- 山本勲・松浦寿幸 (2011) 「ワーク・ライフ・バランス施策は企業の生産性を高めるか? ——企業パネルデータを用いた WLB 施策と TFP の検証」*RIETI Discussion Paper Series*, 11-J-032.

- Asai, Y. (2015) "Parental Leave Reforms and the Employment of New Mothers: Quasi-experimental Evidence from Japan," *Labour Economics*, Vol. 36, pp. 72-83.
- Bloom, N., Kretschmer, T. and Van Reenen, J. (2011) "Are Family-friendly Workplace Practices a Valuable Firm Resource?" *Strategic Management Journal*, Vol. 32, No. 4, pp. 343-367.
- Dahl, G. B., Løken, K. V. and Mogstad, M. (2014) "Peer Effects in Program Participation," *American Economic Review*, Vol. 104, No. 7, pp. 2049-2074.
- Duvander, A-Z. and Johansson, M. (2012) "What Are the Effects of Reforms Promoting Fathers' Parental Leave Use?" *Journal of European Social Policy*, Vol. 22, No. 3, pp. 319-330.
- Duvander, A-Z., Lappegård, T., Andersen, S. N., Garðarsdóttir, Ó., Neyer, G. and Viklund, I. (2019) "Parental Leave Policies and Continued Childbearing in Iceland, Norway, and Sweden," *Demographic Research*, Vol. 40, pp. 1501-1528.
- 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.
- Gromada, A. and Richardson, D. (2021) *Where Do Rich Countries Stand on Childcare?*, Florence, Italy: UNICEF Office of Research-Innocenti.
- Hannan, M. T. and Freeman, J. (1984) "Structural Inertia and Organizational Change," *American Sociological Review*, Vol. 49, No. 2, pp. 149-164.
- Konrad, A. M. and Mangel, R. (2000) "The Impact of Work-life Programs on Firm Productivity," *Strategic Management Journal*, Vol. 21, No. 12, pp. 1225-1237.
- Lappegård, T., Duvander, A-Z., Neyer, G., Viklund, I., Andersen, S. N. and Garðarsdóttir, Ó. (2020) "Fathers' Use of Parental Leave and Union Dissolution," *European Journal of Population*, Vol. 36, pp. 1-25.
- Lappegård, T. and Kornstad, T. (2020) "Social Norms about Father Involvement and Women's Fertility," *Social Forces*, Vol. 99, No. 1, pp. 398-423.
- Naumovska, I., Gaba, V. and Greve, H. R. (2021) "The Diffusion of Differences: A Review and Reorientation of 20 Years of Diffusion Research," *Academy of Management Annals*, Vol. 15, No. 2, pp. 377-405.
- O'Brien, M. (2009) "Fathers, Parental Leave Policies, and Infant Quality of Life: International Perspectives and Policy Impact," *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol. 624, No. 1, pp. 190-213.
- Olafsson, A. and Steingrimsdóttir, H. (2020) "How Does Daddy at Home Affect Marital Stability?" *Economic Journal*, Vol. 130, pp. 1471-1500.
- Patnaik (2019) "Reserving Time for Daddy: The Consequences of Father's Quotas," *Journal of Labor Economics*, Vol. 37, No. 4, pp. 1009-1059.
- Spell, C. S. and Blum, T. C. (2005) "Adoption of Workplace Substance Abuse Prevention Programs: Strategic Choice and Institutional Perspectives," *Academy of Management Journal*, Vol. 48, No. 6, pp. 1125-1142.
- Ugreninov, E. (2013) "Can Family Policy Reduce Mothers' Sick Leave Absence? A Causal Analysis of the Norwegian Paternity Leave Reform," *Journal of Family and Economic Issues*, Vol. 34, No. 4, pp. 435-446.
- Wooldridge, J. (1999) "Distribution-free Estimation of Some Nonlinear Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 90, pp. 77-97.
- Yamaguchi, S. (2019) "Effects of Parental Leave Policies on Female Career and Fertility Choices," *Quantitative Economics*, Vol. 10, No. 3, pp. 1195-1232.
- Yang, Y. and Konrad, A. M. (2011) "Understanding Diversity Management Practices: Implications of Institutional Theory and Resource-based Theory," *Group & Organization Management*, Vol. 36, No. 1, pp. 6-38.

〈投稿受付 2022 年 6 月 25 日, 採択決定 2023 年 1 月 6 日〉

うちだ・だいすけ 九州大学大学院経済学研究院准教授。
最近の主な論文に "The Wheel Comes Full Circle? An Integrated View of Organizational Responses to Institutional Pressures," *Journal of Management*, Vol. 49, No. 2, pp. 771-807 (2023 年)。コーポレート・ガバナンス、経営戦略、ビジネスと社会専攻。

うらかわ・くにお 九州大学大学院経済学研究院教授。
最近の主な論文に Kunio Urakawa, Wei Wang and Masrul Alam "Empirical Analysis of Time Poverty and Health-Related Activities in Japan," *Journal of Family and Economic Issues*, Vol. 41, No. 3, pp. 520-529 (2020 年)。社会保障論専攻。

ぐ・ゆうなん 長崎県立大学地域創造学部実践経済学科講師。最近の主な論文に、虞尤楠・浦川邦夫「日本の最低賃金の要因分析——隣接都道府県間の相互的影響を中心に」『生活経済学研究』53 巻, pp. 61-73 (2021 年)。労働経済学専攻。