

男性の短時間勤務に関する研究

奥野明子（甲南大学）・大内章子（関西学院大学）・奥井めぐみ（金沢学院大学）

要約：本研究の目的は、男性が育児のための短時間勤務（以下、育短とする）を取得する要因と、男性の育短取得による人事評価への影響を明らかにすることである。育短を取得した男性（208 名）と、しなかった男性（906 名）を比較した結果、育休を長く取得した人ほど、また育休を取得した男性が多い職場ほど、育短を取得していた。また人事評価が高い人が育短を取得しており、育短取得および育短取得月数は人事評価に対して影響を与えていなかった。

1. 研究の背景と目的

2022 年から改正育児介護休業法が段階的に施行され、男性の育児休業（以下、育休）の普及が強く推進された。その結果、男性育休取得率は 17.13% と急増した（「令和 4 年雇用均等基本調査」）。育休からの復帰時に育児のための短時間勤務（以下、育短とする）を選ぶ女性が 4 割から 5 割程度あることからすると、今後、男性も同様に育休からの復職時に育短を選択できる環境を整える必要がある。しかしながら、男性の育短に関する研究はほとんどない。本研究では、男性の育短取得の決定要因と、その人事評価への影響を明らかにする。

育短制度は、育児休業法が施行された 1992 年から育児支援施策の 1 つとして選択的に義務付けられた。法改正により 2010 年から 100 人以上の規模の企業で、また 2012 年からは全ての企業で育短制度の設置が義務化された。その結果、同制度がある企業は 2020 年には 68.0%、2021 年に 68.9%、2022 年には 71.6% であった（令和 2 年、3 年、4 年『雇用均等基本調査』厚生労働省（事業所調査））。しかし、同調査では制度の利用状況はわからない。

厚生労働省の委託調査として 2007 年以降継続的に行われている仕事と育児・介護の両立の実態調査の中に、育短制度の利用状況の項目がある。これに基づいて作成したのが、図表 1（当日配布）である。調査時に未就学前の子を持つ女性正規従業員の 31.7% から 51.2%（平均 40.5%）の利用があるのに対し、3 歳未満の子を持つ男性正規従業員の利用は 2.2% から 12.3%（平均 6.6%）と少ない。

男性の育短のニーズはある。同調査は、2015 年より育短の状況を問う中で、「利用したことはないが、利用したかった」との選択肢を設けている。男性正規従業員についての結果は、2015 年から 2018 年までは 10% 台だったものが、2020 年は 20.3%、2022 年には 21.6% と近年増加傾向にある。男性の育休取得が一定の成果を見せつつある今、女性に偏る育短を、男性も取得できるようにすることが必要である。脇坂（2022）は、少子化対策として WLB 施策の総動員を提唱する中で、男性育児休業の取得期間が短いことと並んで、男性の育短が普及していないことを問題点として指摘した。政府は 2025 年から育児時短就業給付（仮称）の実施を検討中である。しかし、男性の育短についてはまとまったデータがなく、これまでほとんど研究がなされていない。

そこで本研究では、筆者らの独自調査によって収集した育短の経験がある男性（208 名）と、経験のない男性（906 名）のデータを比較し、次の 2 点を明らかにする。まず、育短取得の決定要因である。既

述のように数が少ない育短を取得する男性は、どのような個人属性をもつんだろうか。取得を可能にする職場要因は何だろうか。それらを明らかにし、男性の育短取得を促進する施策を提示する。次に、育短による人事評価への影響を明らかにする。育短取得が、人事評価にマイナスの影響を与えていれば、それは取得を阻害する要因となるだろう。その影響を明らかにし、取得の阻害要因となつていれば、それを取り除く方法を検討する。

2. 先行研究

男性の育休取得が処遇に与える影響を分析した研究は、海外では蓄積がある（例えば Lege & Solli (2013)、Johhansen (2010)、Cohen & Single (2001) 等）。国内では佐々木 (2020) がある。同論文によると、6 ヶ月以上 1 年未満の男性の育休取得は昇進程度を有意に高める一方で、1 年以上の育休取得は、昇進程度を有意に低めた。同研究は、男性の育短が昇進に与える影響の分析が含まれているが有意な結果は出ておらず、論文中では言及がない。大内・奥野・奥井 (2022) は、育休を取得した男性 (n=228) と、取得しなかった男性 (n=678) を比較した結果、育休取得前の人事評価が高く、成長につながる仕事を担当しているほど、育休を取得する傾向が見られた。

以上のように、男性の育休取得の処遇への影響に関する研究は見られるものの、育短取得に焦点を当てた研究は筆者らの知る限りない。一方で、女性の育短についてはいくつかの先行研究がある。永瀬 (2014) は、2010 年から 100 人以上規模の企業で義務化された育短制度が、第 1 子出産、無子者の出産意欲、および第 1 子出産後の就業継続に与える効果を測定した研究である。分析の結果、100 人未満の企業、つまり育短が義務化されなかった企業を含め、女性従業員の第 1 子出産後の就労継続は 2007 年以降年々増加していた。しかし、育短制度の義務化が女性従業員の就労継続に与える有意な効果は見出されなかった。

横山 (2018) は、育短制度の設置が義務化される 2009 年前後に 301 人以上の規模の企業で正社員として働く出産した女性のデータ (1485 名) を分析し、育短取得の決定要因と、その賃金への影響を分析した。その結果、慢性的に長時間労働がある職場では、育短の取得が有意に少なかった。一方、育児中の人在サポートする雰囲気がある職場では、取得が有意に多かった。育短と賃金との関係については、合計して 2 年までの育短は賃金に与えないが、それ以上の期間では賃金に対するペナルティがあるとしている¹。われわれの研究の関心として、この研究では「上司は、育児中などで時間制約のある社員の評価は自動的に下げる（職場復帰時）」ダミー変数が用いられたが、この変数は育短取得に有意な影響を与えたなかった。

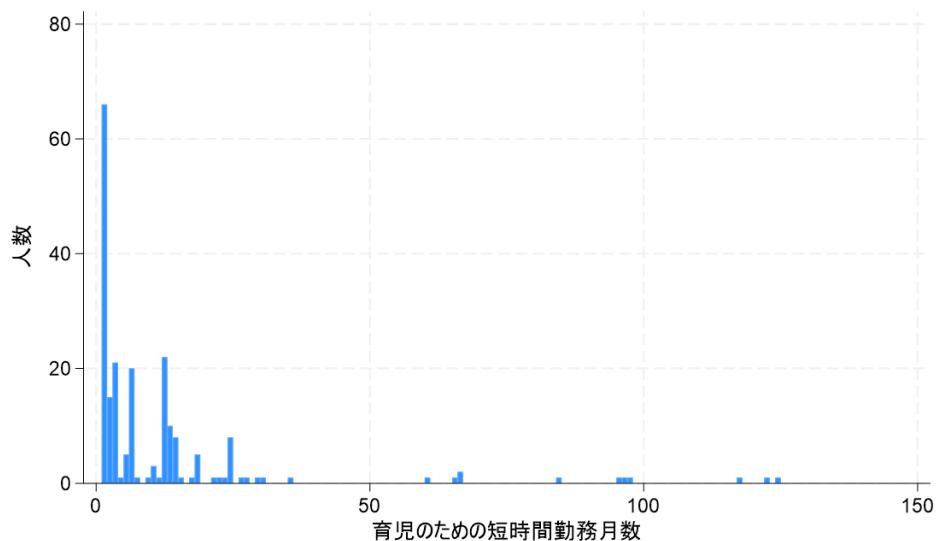
やはり女性正社員を対象とした研究だが、われわれの研究と同じく人事評価について言及したものに尾島 (2017) がある。同研究では、育短中、およびこれまでに育短をしたことがある女性正社員のうち、30.3%が育短によって「評価が低くなっている」と回答した (568 名)。また、27.3%が「制度を利用していると、昇進・昇格は遅れる」、19.0%が「制度を利用していると昇進・昇格できない」と回答した(同)。この結果は、男性の育短取得者の場合も同様だろうか。そうであれば、取得を阻害する要因となってしまう。また、両立支援や女性活躍の取組はその後加速度的に推進しているが、2010 年代後半に見られた人事評価や昇進・昇格への影響は、現在も変化していないのだろうか²。

以上のことから、今後、男性の育短を普及させるために、取得の決定要因および阻害要因となりうる人事評価への影響を明らかにすることが、本研究の目的である。

3. 利用データと変数加工

本研究では、株式会社インテージに依頼して行ったWebアンケート調査「育児勤務者に関する調査」を利用する。調査期間は2022年3月1~3日、依頼数は3,847サンプル、有効回答数は2067サンプル（回収率53.7%）である。この調査で対象となるのは、現在の会社に入社後に出産した女性、ないしは現在の会社に入社後配偶者が出産した男性である。今回は、男性のデータを利用し、育短の取得決定要因と、取得の有無と評価との関係について分析を行う。必要なデータが取得できる男性サンプルは1,114であり、このうち、育短を取得しなかったのは906人（81.3%）、育短を取得したのは208人（18.7%）である。主な変数の基本統計量は参考資料Aに掲載する。右側の差の検定は、各変数の「育短取得せず」と「育短取得者」の平均値に有意な差があるかを調べたものである。

主な変数の加工について説明する。まず、育児のための短時間勤務については、現在の勤務先での短時間勤務の総数（月）である。取得者の育児のための短時間勤務月数は平均値が11か月、最小値が1か月、最大値は125か月であり、図表2-1からわかるように、分布は左側に大きく偏っている。育短取得者208名のうち、育短取得月数が1ヶ月と短いのは66名（31.7%）である。



注) 幅は1か月。最大値は125か月となる。縦軸は各月数の人数を表す。

＜図表2-1＞ 育児のための短時間勤務取得月数(取得者のみ)

人事評価に関する変数は、現在と子どもが生まれる前のそれぞれのタイミングで受けた人事評価について、高評価が5、低評価が1とした5段階の数値を自身で選んだ値である³。「知らない・わからない」は0である。育休については、現在の勤務先での取得の有無についての情報を得ることができる。また、現在の勤務先に関わらず第1子から第5子までについてそれぞれ取得した月数を尋ねているため、現在の勤務先に入社後に生まれた子どもについての育休月数を合計した。育休月数の平均値は、育短を取得しなかったサンプルで0.53、育短取得サンプルで2.58と、育短を取得したサンプルで有意に長い。

この他、勤務先の子育て支援環境に関わる変数としては、次の3つを作成した。一つ目は、勤務先で「出産・育児を経験した女性が働き続けているか」について「ほとんどが働き続けている」が5、「半数以上が働き続けている」が4、「働き続ける人は半数以下である」が3、「ほとんどいない」が2、「全くいない」が1とする変数、二つ目は、勤務先で「育児休業を取得する男性」について「育児休

業を取得する男性が多く、そのほとんどが1か月以上の長い人である」が5、「1週間程度の短い人も、1か月以上の長い人もいる」が4、「1週間程度の人なら多いが、1か月以上取得する人はほとんどいない」が3、「ほとんどいない」が2、「全くいない・私を除いてまったくない」が1とする変数、三つ目は、勤務先で「子どものいる女性管理職」について、「10名以上いる」が5、「10人未満だがいる」が4、「独身や子どものいない女性の管理職が10人以上いるが、子どものいる女性管理職はほとんどいない」が3、「独身や子どものいない女性管理職が10人未満で、子どものいる女性管理職はほとんどいない」が2、「女性管理職がいない」が1とする変数である。

働く上での家庭環境に関する変数としては、平均的な片道の通勤時間（分）、家庭での家事分担と育児分担について、それぞれ、100とした場合の本人、パートナー、親、第三者の負担を用いた。

企業の属性、個人の属性としては、総合職ダミー変数（勤務先での職掌について「基幹的な業務を担い、管理職昇進の可能性が高い（いわゆる総合職など）」と回答した場合に1、それ以外を0とする変数）、部署ダミー変数（リファレンスグループを人事・労務部門とし、「経理・財務部門」「経営企画・事業企画部門」「法務・知的財産部門」「営業部門」「原料・資材・調達部門」「製造・生産技術部門」「生産管理部門」「研究開発部門」「設計部門」「システム部門」「その他」の11の変数）、産業ダミー変数（「運輸業・郵便業」「情報通信業」「卸売業・小売業」「金融業・保険業」の4つを用い、リファレンスグループはそれ以外の業種）、企業規模ダミー変数（勤務先の従業員規模について、「99人以下」「100～299人」「300～499人」「500～999人」「1,000～1,999人」「2,000～2,900人」「3,000～4,999人」の7つのダミー変数を用い、リファレンスグループは「5,000人以上」）を用いた）、学歴ダミー変数（リファレンスグループを中卒・高卒として、「専門学校卒」「短期大学卒」「四年制大学卒」「大学院卒」の4つの変数）、役職ダミー変数（リファレンスグループを一般社員として、「主任・係長相当職」「課長相当職」「部長相当職」の3つの変数）を用いた。

図表2-2（当日配布）には、男女の育短取得月数の平均値、標準偏差を比較している。男性は女性に比べると、育短を取得していてもその平均値は半分以下と短いことがわかる。図表2-3（当日配布）には、男女の育短取得月数の分布を箱ひげ図で示した。この図からも、男性の育短が女性より短いことがわかる。

ここで、図表3-1、3-2（共に当日配布）に、男性の育休・育短取得の有無と、本人、パートナー等の家事、育児の分担の平均値について、比較を行う。図表3-1、3-2より、家事分担割合については、「育休あり・育短あり」の場合に、それ以外と比べて本人の分担割合が高く（35%程度）、一方でパートナーの分担割合は低い（6割弱）。一方、育休、育短のいずれか一方を取得している場合には、本人の家事・育児分担はそれほど高くなく、パートナーの分担も、男性が「育休無し・育短無し」の場合と同様、70%程度と高い。いずれにしても、男性本人の家事、育児分担は高くて35%であり、パートナーの負担は低くても56%なので、依然として、女性の負担が大きいといえる。

4. 育短取得決定要因分析結果

ここで、被説明変数に育短の取得の有無、および育短取得月数をとり、育短取得に影響を与える要因を分析する。説明変数には、個人や職場の属性、職場の育児支援に関する変数、子どもが生まれる前の人事評価に関するダミー変数を加えた。すなわち、子どもが生まれる前の人事評価について、高評価5から低評価1までの各評価である場合に1、それ以外を0とするダミー変数とする変数を利用

した。リファレンスグループは、当時の評価が「知らない・わからない」との回答になる。これは、育短が評価に与える影響を分析するための前段階として、そもそも評価の高い労働者が育短を取得しているのかどうかを調べるためにある。

図表 4 は、育短取得の有無の決定要因である。分析はロジット・モデルによる。図表 4 より、育短取得に対して、育休取得の有無、取得月数が有意にプラスである。男性では、育短と育休はセットで取得されているといえる。また、子どもが生まれる前の人事評価が 5 であること、職場に男性の育休取得者が多いことが有意にプラスである。

子どもが生まれる前の人事評価が高いと、育短取得にはプラスに有意である。つまり、もともと人事評価の高い人が育短を取得していることになる。一方で、図表 2-1、2-2、2-3 より、男性は育短を長くは取得しておらず、それは取得者が長く取得することがキャリアにマイナスになることを恐れているのか、あるいは企業側がくるみんの取得等を目指すために、優秀な男性社員に短期間だけでも育短を取得することを勧めているのか、その取得の理由について明らかにする必要がある。

5. 育短の取得と人事評価

ここでは、育短の取得が現在の人事評価にどう影響しているかを分析する。図表 5 に結果を示す。被説明変数の人事評価について、「知らない・わからない」とする人が 12% いる。しかし分析では人事評価を回答している人だけを対象とするためにセレクション・バイアスが発生する可能性がある。そこで、最初に人事評価がわかっているかどうかの決定要因を分析し、2 段階目でその偏りを説明変数に加えることで、サンプルセレクションを考慮した順序プロビットにより分析を行った。

現在の人事評価を知っているかどうかの決定に用いた変数は、年齢、勤続年数、総合職ダミー変数、学歴ダミー変数、役職ダミー変数、子どもが生まれる前の人事評価について「知らない・わからない」と回答した場合に 1 をとるダミー変数である。

また、現在の人事評価の決定要因としては、育短と育休取得の有無ダミー変数、育短月数と育休月数のそれぞれの組合せを加えた。子どもが生まれる前の評価ダミー変数についても加えた場合と加えない場合とで分析を行った。図表 5 より、/athrho は双曲線タンジェント逆関数であり、セレクション関数と、評価決定式の誤差項の相関を表す。これが有意だと、通常の順序プロビットで分析すると評価関数の推計結果にバイアスが生じる。これが有意ではないことから、両者にバイアスは無かったことがわかる。

また、評価決定要因の分析結果より、モデル 1 では、育短取得ダミー変数が現在の評価に対して有意にプラスであることがわかる。一方、モデル 3 より、子どもが生まれる前の評価ダミー変数を加えると、育短取得ダミー変数は有意ではなくなる。そのため、育短取得者の評価が高いのは、もともと評価が高い人が育短を取得していることを意味しているといえる。また、モデル 2、4 より、育短取得月数は評価に対して有意ではない。

以上の分析結果より、育短の取得は男性労働者の評価にマイナスの影響を与えていないことが示された。

6. 分析結果と考察、今後の課題

本研究の目的は、第一に、男性の育短取得の決定要因を明らかにすること、第二に、男性の育短取得による人事評価への影響を明らかにすることであった。分析の結果、第一に、個人属性では育休を

取得している人、その育休の取得月数が長い人ほど、また、職場環境要因としては育休を取得する男性が多い組織ほど、育短を取得していた。第二に、もともと人事評価が高い人が育短を取得しており、子どもが生まれる前の人事評価を考慮すると、育短取得、および育短取得月数は人事評価に対して影響を与えていなかった。

上記の第一の結果より、男性の育休取得を推進する組織では男性の育短取得も進むと考えられる。育児は育休復帰後も続くため、仕事と育児の両立をしやすくする育短を育休とセットで推進することで、加速度的に育短取得者が増えると考えられる。

第二の結果について、佐々木(2020)でも男性の育短取得は昇進に対する影響は有意ではなかったが、対象となる男性の育短取得者が約 60 人(全体の 1.9%) と非常に少ないことが有意でなかった理由かもしれない⁴。一方、本研究では、男性の育短取得者が 208 人(全体の 18.7%) と豊富なサンプルを有していることを基に、子どもが生まれる前の人事評価が高い人が育短を取得していることを明らかにした。この点が本研究の特徴である。そこで次の考察をする。

本研究結果で、育短取得が人事評価に対して有意な影響を与えていない点については、育短取得月数は平均 11 ヶ月で、かつ育短取得者の多く(31.7%) が 1 ヶ月と短いことが影響していると考えられる。仮に 1 時間を短くする短時間勤務を 1 ヶ月間のみ行った場合に、人事評価に大きな影響を与えるとは考えにくい。そのような状況でも、男性の育短取得比率が女性に比べて低いのはなぜだろうか。それは、「子どもが生まれる前の人事評価が高い男性が育短を取得している」という分析結果と関係があると考えられる。取得する男性、取得した男性を評価する上司(管理職)、そして企業(人事部)の立場から考えてみよう。

子どもが生まれる前の人事評価が高い男性は、育短を取得しても効率よく仕事をして成果を上げれば、育短取得により上司が低い人事評価を与えることはないだろうと考えていたのかもしれない。あるいは、キャリアに支障がないように敢えて育短取得を短期間に留めた男性や、もともと人事評価が高いので育短取得により多少評価が低くなても構わないと考えた男性もいるかもしれない。評価者である上司からすると、もともと人事評価の高い男性が育短勤務中も効率よく仕事をして成果を上げていることを高く評価したのかもしれない。あるいは、もともと人事評価の高い男性の育短取得を大目に見ているのかもしれない。また、企業(人事部)は、男性の育休・育短取得を推進するために、そもそも時短をとってもキャリアに支障のない男性を選んで育短取得を勧めたのかもしれない。

いずれにせよ、裏返せば、子どもが生まれる前の人事評価が平均的か低い人にとっては育短を取得しにくい状況だと言える。子どもが生まれる前の人事評価の高低に関わらず、誰でもが育短を取得できる状況にするためには、育短取得が人事評価に不利益を与えないことを企業が明文化したルールで提示することが必要だろう。大内・奥野(2022)によると、育短勤務者の人事評価について、女性活躍推進に積極的な企業でさえ半数超の企業で明確なルールを定めていない。多くの女性は明確なルールがない中で甘んじて育短を取得してきたことになる。今後は、育短取得が人事評価に負の影響を与えないことを企業が明示することで、男女にかかわらず納得した上で育短取得を可能にするだろう。

本研究の特徴は、育短に焦点を当てた研究としては筆者らの知る限り本研究が初めてであること、およびその男性の育短取得者が 208 人(18.7%) と豊富なサンプルを有していることである。ただし、既述のように男性の育短取得月数は短い。また、育短の取得状況は育休取得状況によっても異なる。さらに男性の育休・育短共に取得月数が女性に比べると短い。育短を取得する男性、評価する上司(管

理職)、企業(人事部)の三者へのインタビュー調査などによりそれらの理由を明らかにすることが今後の課題である。

さらに言えば、育短だけが仕事と育児の両立支援策ではない。図表1にあるように、男性の場合、育短に比べ「就業開始・終了時刻の線上・線下」、「フレックスタイム」、「在宅勤務/テレワーク」の利用率が高い。こうしたフルタイムで柔軟な働き方の両立支援策としての効果性を明らかにしていくことも今後の課題となる。

<図表4> 育短取得決定要因分析

被説明変数:評価1~5	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
育児のための短時間勤務取得	0.263** [2.70]		0.175 [1.74]	
育休取得	-0.101 [-1.22]		-0.128 [-1.49]	
育児のための短時間勤務月数		0.00513 [1.49]		0.00302 [0.85]
育休月数		0.00597 [0.49]		0.000431 [0.03]
年齢	-0.0327** [-2.90]	-0.0320** [-2.86]	-0.0386*** [-3.36]	-0.0374*** [-3.27]
勤続年数	-0.00898 [-1.14]	-0.00881 [-1.12]	-0.0108 [-1.34]	-0.0103 [-1.27]
総合職	0.486*** [5.91]	0.478*** [5.83]	0.363*** [4.30]	0.359*** [4.26]
残業(時間)	-0.00022 [-0.03]	0.000229 [0.03]	-0.00048 [-0.07]	-0.00034 [-0.05]
出産・育児を経験した女性	0.156*** [3.99]	0.156*** [3.98]	0.116** [2.88]	0.116** [2.88]
育児休業を取得する男性	0.107** [2.68]	0.110** [2.84]	0.0932* [2.26]	0.0895* [2.26]
女性管理職	0.0640* [2.15]	0.0672* [2.25]	0.0493 [1.62]	0.0513 [1.68]
子どもが生まれる前の評価5(高評価)		1.422*** [3.87]	1.402*** [3.83]	
子どもが生まれる前の評価4		0.47 [1.38]	0.441 [1.30]	
子どもが生まれる前の評価3		-0.125 [-0.37]	-0.158 [-0.47]	
子どもが生まれる前の評価2		-0.651 [-1.82]	-0.673 [-1.89]	
子どもが生まれる前の評価1(低評価)		-1.412*** [-3.55]	-1.434*** [-3.62]	
学歴ダミー変数	あり	あり	あり	あり
役職ダミー変数	あり	あり	あり	あり
規模ダミー変数	あり	あり	あり	あり
部署ダミー変数	あり	あり	あり	あり
業種ダミー変数	あり	あり	あり	あり
cut1	-1.876*** [-4.12]	-1.827*** [-4.05]	-2.567*** [-4.61]	-2.522*** [-4.57]
cut2	-1.258** [-2.79]	-1.208** [-2.71]	-1.870*** [-3.39]	-1.825*** [-3.34]
cut3	0.299 [0.67]	0.346 [0.78]	-0.162 [-0.30]	-0.122 [-0.22]
cut4	1.758*** [3.88]	1.794*** [4.00]	1.482** [2.71]	1.514** [2.79]
/athrho	0.131 [0.85]	0.127 [0.84]	0.096 [0.39]	0.0801 [0.33]
N	1097	1095	1097	1095
AIC	2617.4	2619.7	2441.8	2443.2
BIC	2892.4	2894.6	2741.9	2743.1
t statistics in brackets				
* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001				

<図表5> 育短が人事評価に与える影響

被説明変数:育短取得ダミー変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
子どもが生まれる前の年齢	-0.0204 [-0.80]	-0.023 [-0.88]	-0.016 [-0.59]	-0.0144 [-0.53]	-0.0102 [-0.37]
子どもが生まれる前の勤続年数	-0.0356 [-1.55]	-0.0297 [-1.26]	-0.0315 [-1.31]	-0.0321 [-1.33]	-0.0334 [-1.35]
子どもが生まれる前の評価5(高評価)	1.220** [2.87]	1.305** [3.04]	1.276** [2.91]	1.229** [2.78]	1.097* [2.38]
子どもが生まれる前の評価4	0.545 [1.59]	0.583 [1.70]	0.531 [1.51]	0.497 [1.41]	0.332 [0.92]
子どもが生まれる前の評価3	0.203 [0.62]	0.208 [0.64]	0.115 [0.35]	0.0773 [0.23]	0.0458 [0.13]
子どもが生まれる前の評価2	0.272 [0.63]	0.321 [0.74]	0.271 [0.62]	0.276 [0.62]	0.307 [0.69]
子どもが生まれる前の評価1(低評価)	-0.0467 [-0.07]	-0.0344 [-0.05]	0.0394 [0.06]	-0.00301 [-0.00]	0.178 [0.27]
総合職	-0.423* [-2.11]	-0.385 [-1.91]	-0.365 [-1.74]	-0.33 [-1.56]	-0.374 [-1.70]
育休取得あり	1.071*** [5.89]	1.114*** [6.02]	1.051*** [5.55]	1.101*** [5.71]	0.831*** [4.13]
育休取得月数	0.0999*** [3.84]	0.0985*** [3.75]	0.104*** [3.76]	0.103*** [3.69]	0.0894** [3.13]
入社後生まれた子どもの数	0.0779 [0.60]	0.0719 [0.55]	0.0895 [0.67]	0.0895 [0.67]	0.155 [1.12]
ずっと働き続けたいと思っている=1	-0.325 [-1.75]	-0.317 [-1.69]	-0.295 [-1.54]	-0.278 [-1.44]	-0.406* [-2.03]
通勤時間(分)	0.00276 [0.96]	0.0029 [1.00]	0.00358 [1.19]	0.00341 [1.13]	0.0022 [0.70]
残業(時間)					-0.00395
出産・育児を経験した女性					-0.0734
育児休業を取得する男性					0.458*** [4.52]
女性管理職					0.158 [1.93]
定数項	-2.239* [-2.40]	-2.573** [-2.69]	-1.811 [-1.78]	-1.813 [-1.77]	-3.477** [-3.08]
学歴ダミー変数	あり	あり	あり	あり	あり
役職ダミー変数	あり	あり	あり	あり	あり
規模ダミー変数	なし	あり	あり	あり	あり
部署ダミー変数	なし	なし	あり	あり	あり
業種ダミー変数	なし	なし	なし	あり	あり
N	1024	1024	1024	1024	1024
AIC	882.2	889.7	888.4	890.8	868.9
BIC	985.8	1027.7	1080.7	1102.8	1100.7
t statistics in brackets					
* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001					

【注】

¹具体的には、2年1ヶ月から3年の利用で13%、3年1ヶ月～5年の利用で22%、5年1ヶ月以上では約30%の賃金に対するペナルティがあるとしている。

²その他にも、短時間勤務に関する研究は、松原(2004)(2012)、的場(2007)、武石(2013)等があるが、いずれも女性の短時間勤務者が対象である。松原(2012)のインタビュー調査では短時間正社員を対象としており、うち1名が男性である。

³人事評価について、回顧法による主観的なもので実際の人事評価とは異なる可能性があるが、研究者が実際の人事評価を入手することは非常に困難であることから、次善の策として利用する。

⁴佐々木(2020)では、子どもが生まれる前の情報を有していないため、子どもが生まれた後に昇進した人が、もともと昇進が期待できる人だった可能性もある。その点について、同論文は、傾向スコアの重み付け法、すなわち傾向スコアの逆数を重みとして用いることで、セレクション・バイアスの問題を取り除く試みをしている。

【引用文献】(字数の都合上重要なものののみ記し、完全なものを当日配布します。)

大内章子・奥野明子(2022).「時間制約のある従業員の人事制度と人事評価－アンケート調査と先進事例研究より－」『ビジネス&アカウンティングレビュー』. 第30号, pp. 97-115.

大内章子・奥野明子・奥井めぐみ(2022).「仕事配分と人事評価の納得や意欲－男性の育休取得が仕事配分と人事評価に与える影響－」『第52回日本労務学会全国大会報告論集』, pp. 236-244.

奥野明子・大内章子・奥井めぐみ(2022).「仕事配分と人事評価が産休・育休からの復職者の仕事意欲に与える影響」『甲南経営研究』. 第62巻第3・4号, pp. 71-92.

尾島有美(2017).「短時間勤務制度利用者のマネージメントとキャリア育成」『季刊政策・経営研究』. vol. 4, pp. 56-68.

佐々木昇一(2020).「ワーク・ライフ・バランス制度の利用は昇進にどのような影響を与えるのか」『生活経済学研究』. Vol. 52, pp. 63-78.

永瀬伸子(2014).「育児短時間の義務化が第一子出産と就労継続、出産意欲に与える影響を：法改正を自然実験とした実証分析」『人口学研究』. 第50号(第37巻第1号), pp. 29-53.

横山真紀(2017).「育児短時間勤務取得の決定要因と賃金への影響」『生活社会科学研究』. 第24号, pp. 39-52.

脇坂明(2022)「少子化に打つ手はないか(下) 仕事・生活の両立策総動員を」日本経済新聞 2022年6月22日朝刊.

Cohen, J., R., Single, L., E. (2001). “An examination of the perceived impact of flexible work arrangements on professional opportunities in public accounting”. *Journal of Business Ethics*, 32, pp. 317-328.

Johansson, Elly-Ann (2010). “The effect of own and spousal parental leave on earnings”. *IFAUI (Institute for Labor Market Policy Evaluation) Working Paper*, 4, pp. 1-41.

Rege, Mari, Ingeborg F. Solli (2013). “The Impact of Paternity Leave on Fathers’ Future Earnings”. *Demography*, Vol. 50, pp. 2255-2277.