

# 育休からの復職者の 仕事配分と人事評価

——育休を取得した男女の比較——

奥 野 明 子  
奥 井 めぐみ  
大 内 章 子

## 1. はじめに

女性の育児休業（以下「育休」とする）取得率は2006年以降継続的に80%<sup>(1)</sup>以上を維持している。その一方で、2023年の男性育休取得率は30.1%と低<sup>(2)</sup>い。しかも、取得者の58.1%が1か月未満と極めて短い。男女の育休取得は、それぞれの復職後の仕事配分や人事評価にどのような影響を与えるだろうか。またそれらは、男女間でどのように異なるだろうか。

筆者らは、これまで産休・育休からの復職後の仕事配分と人事評価に注目し研究を続けてきた（奥野・大内（2019）、大内・奥野・奥井（2022）、奥野・大内・奥井（2022）、大内・奥野・奥井（2023）、奥野・大内・奥井（2024a）、奥野・大内・奥井（2024b）等）。その中で注目してきたのは以下の点である。産休・育休からの復職者は、成長につながる質の高い仕事を配分されにくくなるのではないだろうか。また、復職者の人事評価は、復職後

---

(1) 「令和5年度雇用均等基本調査」(厚生労働省)。

(2) 同上。

育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）  
の実際の働きと比べて低くなるのではないだろうか。

このような問題意識から、2022年3月に、現在の会社に勤務中に子の誕生があった男女を対象とした調査を行い、約2,000のデータを収集、分析した（奥野・大内・奥井（2024a））。大内・奥野・奥井（2023）では、このデータをもとに男性の育休取得者と非取得者を比較した。その結果、男性については、育休取得は人事評価には影響を与えていなかった。育休期間が比較的長い女性は、男性の育休取得者と比較してどのような違いがあるだろうか。そこで、本研究では同じデータを使い、女性の育休取得者と男性のそれを比較し、復職後の仕事配分と人事評価の男女の差を明らかにする。加えて、育休期間の長短の影響も明らかにする。

本研究の構成は以下の通りである。2では先行研究を紹介し、3では本研究の仮説を示す。続く4で使用するデータと質問項目について説明する。5では、主成分分析を用いた仕事特性変数の導出と、現在の評価に関する内訳について示し、6では仮説を検証するための分析方法と結果を示す。7では分析から得られた知見と今後の課題を述べる。

## 2. 先行研究

出産や育児による処遇やキャリアへの負の影響をマタニティペナルティまたはチャイルドペナルティと呼ぶ。この問題に取り組む労働経済学の研究は数多くある<sup>(3)</sup>。これらの研究は、所得（川口（2005）、武内・大谷（2008）、武内（2023）、Johansen（2010）、Rege and Solli（2013））や昇進（佐々木（2020））などの数値的に明確な変数を使った分析であり、仕事配分や人事評価のような測定困難なものを分析対象としていない<sup>(4)</sup>。問題解決には、ペナル

---

(3) 男女の結婚・出産のプレミアム／ペナルティの先行研究は川口（2008）に詳しい。

(4) 出産・育児に関わらない男女の比較を行なった研究の中には、仕事配分に踏み

ティが起きるメカニズムの解明が不可欠である。そのためには、賃金の減額や昇進の遅れに影響を与える仕事配分や人事評価といった職場で起きる現象への注目が必要である。しかしながら、そのような先行研究は多くない。

産休・育休を取得した女性の多くが、復職の際に短時間勤務を利用する。その短時間勤務制度に、いちはやく注目した松原（2004）は、調査対象となった12社で短時間勤務者の人事評価（目標管理）の方法や、その基準が不明瞭なことを指摘した。松原（2012）と武石（2013）は、いずれも短時間勤務を行う従業員へのインタビュー調査から、短時間勤務者への仕事配分に次のような特徴があること明らかにした。つまり、緊急性、チャレンジ性が少なく、出張のない仕事が短時間勤務者に配分されがちであった。さらに、そのような仕事を継続的に行うことによって、職場への貢献度が低いと見なされたり、仕事能力の伸長が妨げられると指摘した。

奥野・大内（2019）は、女性の産休・育休取得者を対象として、復職前後に担当する仕事特性の変化と人事評価の納得度の関係を分析した。その結果、復職後は「トラブルや緊急事態への対応」が減少した一方で、「自分でなくても代わりの人が容易にできる業務」は増加した。また、「他部門を巻き込

---

込んだものがある。例えば、De Pater et al. (2010) は、上級管理職に女性が少ない原因の一つに、女性が上司から挑戦的な仕事を割り当てられていないことにあるという先行研究を前提にして、管理職の部下への仕事の割当てが部下の性別により差があることを明らかにした。ただし、上司が困難な仕事を部下に割り当てる意欲を実際の仕事の割り当ての代理変数としている。これは、仕事の割り当てが測定困難であるからであった。また、大湾（2017）は、仕事配分（目標の難易度）と人事評価に踏み込んで男女の違いを明らかにした貴重な研究である。サービス業J社11,865人（4年間の延人数）の分析の結果、平均よりも難易度の高い目標（仕事）を与えられる確率は男性に比べて女性の方が低いこと、男性に比べて女性は業績評価が高いが、主観的になりやすい行動評価では女性の方が低いこと、さらに行動評価において女性はばらつきが小さく中心化傾向がみられると指摘した。1社のケースではあるが、男女の人事評価の違いを明らかにしたこれらの発見は重要である。筆者たちはこのような男女の違いが、女性に偏りがちな産休・育休の取得によってさらに強まるのではないかという問題意識を持っている。

育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）  
みながら進める業務」、「顧客や取引先との打ち合わせや交渉のある業務」等の仕事能力を伸ばす業務も、復職者に配分されない傾向がみられた。そのような職務の変化は、復職者の人事評価に対する納得度を低めていた。奥野・大内・奥井（2022）は、女性の産休・育休取得者が復職後に「計画の立てやすい仕事」が配分されると、評価に対する納得度、昇進・昇格意欲に正の影響を与えることを明らかにした。大内・奥野・奥井（2023）では、男性の育休取得者と非取得者（いずれも短時間勤務制度利用者を除く）を比較した結果、男性の育休取得は、復職後の仕事配分、人事評価のいずれにも有意な影響がみられなかった。

これまでの研究は、育休取得者の男女の比較をしていない。また、復職後の仕事に影響を与えると考えられる短時間勤務利用の影響と、育休取得の影響を分けて分析していない。本研究では、育休取得後に短時間勤務をせずにフルタイムで復職した男女の2022年のデータを使い、復職後の仕事の配分と人事評価の関係を明らかにする。

### 3. 本研究の仮説

本研究の目的は、育休取得が、復職後の仕事配分と人事評価に与える影響の男女差を明らかにすることである。大内・奥野・奥井（2023）では、男性の場合には、育休取得が復職後の仕事配分と人事評価のいずれにも影響を与えなかった。しかしこれは、男性の育休期間が短いことによるのかもしれない。本研究では、女性の育休取得者と男性のそれを比較し、育休取得が、復職後の仕事配分と人事評価に与える影響の違いを明らかにする。加えて、育休期間の長短の影響も明らかにする。

既述の先行研究から、育休取得女性は復職後に配分される仕事の質が低くなることが予測される。一方で、大内・奥野・奥井（2023）において男性育休取得者にはそのような傾向が見られなかったことから、以下の仮説が生

(5)  
じる。

H1：男性育休取得者に比べ、女性育休取得者は、復職後に配分される仕事の質が低くなる。

また、同じく先行研究から、配分される仕事の質が低下することにより育休取得女性の復職後の人事評価は低くなることが予測される。さらに、仕事の質が変わらなくても、女性の育休取得者に対しては男性よりも、育児中の者に負担がかからないように仕事の量を減らすなどの過剰な配慮が生じやすく、その結果として人事評価が下がる可能性が考えられる。これらのことから、以下の仮説が生じる。

H2：男性育休取得者に比べ、女性育休取得者の復職後の人事評価は低くなる。

育休の取得期間が長くなると、復職後には本人の仕事能力が低下することや、上司や職場の同僚からの期待が低くなり、配分される仕事の質が低下することが予測される。そして、配分された仕事の質が低下した結果、人事評価も低下すると考えられる。また、仕事の質が変わらなくても、長期の育休期間を取得したことによって仕事意欲が低いとみなされたり、過剰な配慮によって仕事配分が量・質ともに悪くなり、結果として人事評価が下がることも考えられる。これらから、以下の2つの仮説が生じる。

H3：育休期間が長くなると、復職後に配分される仕事の質が低くなる。

H4：育休期間が長くなると、復職後の人事評価が低くなる。

以上の4つの仮説を本研究では検証する。

---

(5) 男性育休取得者について復職後に質の低い仕事配分される傾向がなかった理由として、取得期間が短いことに加えて、用いたデータでは、相対的に年齢が高く、育休取得前から質の高い仕事を配分されている男性が育休を取得しており、そうした人はそもそもキャリアにマイナス影響が出にくいことが考えられる。

#### 4. 利用データと質問項目

本研究では、株式会社インテージに依頼して、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を対象に Web で行ったアンケート調査「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2,067サンプル（回収率53.7%）であった。育休復職時に短時間勤務等の制約のある働き方をすると、配分される仕事特性や人事評価に影響を与えられられる。そのため今回は、復職後、育児のための短時間勤務を経験しなかった男女に限り分析を行う。つまり、育休取得後、育児のための短時間勤務をせずにフルタイムで復職した男性グループ（n=228）と、同じく短時間勤務をせずフルタイムで復職した女性グループ（n=327）を比較する（表1）。

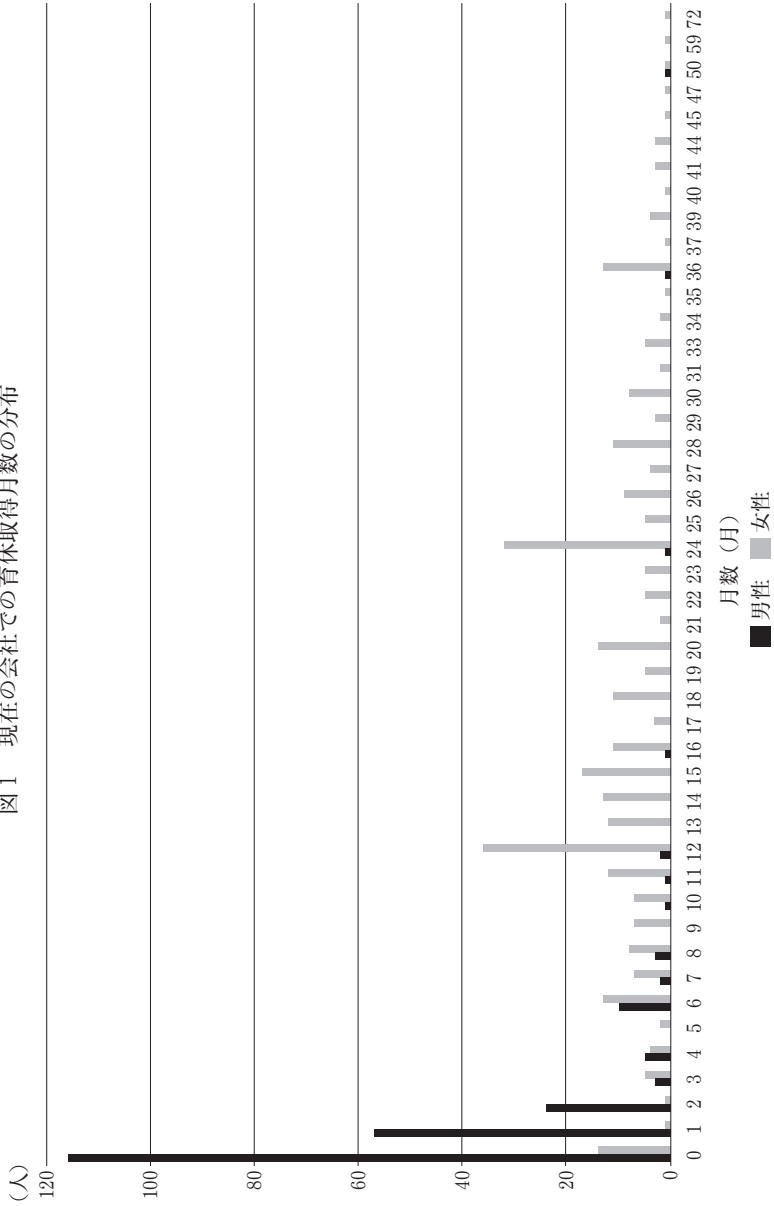
表1 男女別育児休業，育児のための短時間勤務制度取得有無構成比

		男性			女性		
		育児休業					
		取得	取得せず	合計	取得	取得せず	合計
育児のための短時間勤務制度	利用中	30	25	55	319	7	326
	現在の会社で取得	87	66	153	249	8	257
	現在の会社で取得せず	228	678	906	327	43	370
合計		345	769	1114	895	58	953

育休期間の長さについて男女を比較した（図1）。男性グループの現在の会社での育休取得月数は、1ヶ月未満が116人（50.9%）と最も多く、続いて1ヶ月24人（10.5%）、6ヶ月10人（4.3%）で、最長は50ヶ月1名だった。12ヶ月および24ヶ月の取得が最も多い女性に比べて、男性の育休期間は明らかに短い。

本調査では、育休前後の仕事特性と人事評価の変化を、回顧法を使って分

図1 現在の会社での育児取得月数の分布

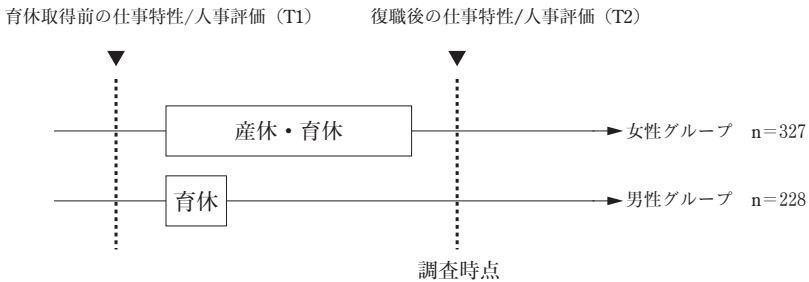


育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）  
析した。回答者は、現在の勤務先で最初の子ども（第1子とは限らない）の育休前（T1）に担当していた仕事特性および人事評価の結果を現在から遡って回答し、さらに復職後の現在（T2）において担当する仕事特性および人事評価の結果を回答した（図2）。

仕事特性に関する質問項目は、先行研究を踏まえた仕事特性に関する質問（11問）、上司サポートに関する質問（2問）、働きがいと働きやすさの認知についての質問（10問）を設けた。さらに、これまでの筆者らの研究（奥野・大内・奥井（2022））で導き出された「計画の立てやすい仕事」、「単独で進めやすい仕事」、「緊急対応の仕事」と合わせ計26問を設けた。人事評価に関する質問では、自分が得た人事評価を5段階に読みかえ、高評価を5、低評価を1とした。加えて、「知らない・わからない」の選択肢を設けた。

分析では、まず次節5にて仕事特性の分析と育休からの復職後の人事評価の男女比較をした後に、6にて先に設定した4つの仮説を検証するための分析を行う。

図2 回顧法による調査イメージ



## 5. 仕事特性と育休復職後の人事評価

### 5-1. 仕事特性の分析

本節では、男性グループと女性グループについて、現在（T2）と、育休取



得前 (T1) の仕事特性の違いを調べる。上述の26の設問について、それぞれの時点での仕事について、自分の気持ちに近いものを、5段階で回答を得た。全サンプルの現在および育休取得前の回答を数値化してプールし、主成分分析を行った。

表2 因子負荷量

変数	第1主成分	第2主成分	第3主成分	Uniqueness	$\alpha$
私は、今の仕事で自分のアイデアや工夫が活かせる	0.7896	0.065	-0.1744	0.342	0.956
私は、この会社で経験を積むことによって、より高度な仕事を与えられている	0.7920	-0.1804	-0.2367	0.2841	0.956
私は、今の仕事で目標や遂行基準が自分で定められる	0.7588	0.1764	-0.1564	0.3687	0.957
私は、今の仕事に関わりのある社内の決定に参加できる	0.7310	0.2116	-0.3205	0.3182	0.957
私は、組織にとって重要かつ責任ある仕事を任せられている	0.7569	0.0104	-0.268	0.3552	0.957
私は、この会社で仕事してきたことにより、仕事の幅が広がっている	0.8020	-0.1682	-0.1836	0.2948	0.956
私は、この会社で仕事してきたことにより、専門的スキルが向上している	0.7422	-0.2754	-0.213	0.3279	0.957
今後この会社で働くことにより、自分の今後の仕事の幅が広がられるだろう	0.7859	-0.2483	-0.0175	0.3204	0.956
今後この会社で働くことにより、自分の今後の専門的スキルが向上できるだろう	0.7725	-0.3157	-0.0233	0.3031	0.957
この会社では、これまで私の希望が尊重される配置・配属がされてきた	0.6974	0.0761	0.1686	0.4795	0.957
この会社では、これまで私の希望に応じ、特定のスキルや知識を学べる研修を受けられてきた	0.7113	-0.0967	-0.0418	0.4829	0.957
私の今の仕事は、計画が立てやすい	0.6353	0.369	0.2795	0.3822	0.958
私の今の仕事は、トラブルや緊急事態への対応である	0.4606	0.2098	-0.4195	0.5679	0.959
私の今の仕事は、単独で進めやすい	0.5367	0.5019	0.1609	0.4341	0.959
私の上司は、私の仕事の意義や重要性について説明してくれる	0.7095	-0.0394	0.1807	0.4625	0.957
私の上司は、私の受けた評価結果とその理由について、フィードバック・説明をしてくれる	0.6797	-0.012	0.1768	0.5066	0.957
今の仕事は達成感を感じることができる	0.7755	-0.195	0.1496	0.3382	0.957
仕事を通じて自分自身が成長したという感じが持てる	0.7800	-0.2472	0.0866	0.323	0.956
現在の仕事には裁量がある	0.7140	0.2573	0.0171	0.4236	0.957
仕事を進める上で、自分の意見は十分反映されている	0.7785	0.198	0.0658	0.3504	0.956
私はこの組織にとって大切な仕事をしていると感じている	0.7685	-0.1575	-0.0086	0.3845	0.957
今やっている仕事は、私の人生にとって意義あるものと思う	0.7823	-0.2337	0.0736	0.328	0.956
自分が残業するかどうかは自分で決められる	0.4931	0.4952	0.0736	0.5063	0.959
自分が出張するかどうかは自分で決められる	0.4851	0.4854	-0.1565	0.5045	0.959
現在の職場では働きがいがある	0.7801	-0.2019	0.2949	0.2637	0.956
現在の職場では働きやすい	0.6397	0.0201	0.5045	0.3359	0.958
total					0.959

育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）

分析結果より、固有値が1を超える主成分は3つあった。これらの3つについて、因子負荷量（主成分と各変数との相関）を表2に示す。尚、右側にはクロンバックの $\alpha$ を示した。いずれも0.7を超えて望ましい値であり、項目の信頼度は確保されている。

第1主成分はすべての項目についてプラスであり値も大きいことから、「成長につながる仕事」を表すといえる。第2主成分は、成長にはつながらないが「裁量のある仕事」、第3主成分は成長にはつながらないが、働きやすい、計画が立てやすい、上司支援があるという特徴を持つ「職場環境のよい仕事」という特徴を持つ。3つの主成分の中でも第1主成分が他の2つに比べて大きな特徴がある。そこで、この後の分析では、仕事特性として第1主成分の「成長につながる仕事」に注目する。

## 5-2. 復職後の現在の人事評価

まず、復職後の現在（T2）の人事評価について、男女のグループで比較する（表3）。ここでは6節以降の分析に必要な情報を得ることができるサンプルについて、比較している（男性 n=215, 女性 n=282）。左の列は自身の人事評価の結果について「知らない・わからない」を含めた構成の差とその検定結果、右の列は「知らない・わからない」を除いた場合の結果である。表3からわかるように、男性（7.91%）より女性（24.11%）の方が、「知らない・わからない」を選択する者が多い。「知らない・わからない」を含めると、それぞれのグループ間構成比に有意な差があるが、これを除くと差がない。つまり、自身の人事評価を把握している場合は、育休取得男女で有意な差がない。それ自体は、仮説 H2 に反する結果である。しかし、育休取得女性は、そもそも自分の人事評価を把握していない人が多いといえる。

表3 育休復職後、現在(T2)の人事評価比較

現在の評価	育休取得&育短利用せず			育休取得&育短利用せず (知らない・わからないを除く)		
	男性	女性	Total	男性	女性	Total
知らない・わからない (%)	17 7.91	68 24.11	85 17.1			
1 (%)	9 4.19	9 3.19	18 3.62	9 4.62	9 4.59	18 4.6
2 (%)	14 6.51	19 6.74	33 6.64	14 7.18	16 8.16	30 7.67
3 (%)	98 45.58	101 35.82	199 40.04	97 49.74	91 46.43	188 48.08
4 (%)	60 27.91	73 25.89	133 26.76	60 30.77	69 35.2	129 32.99
5 (%)	17 7.91	12 4.26	29 5.84	15 7.69	11 5.61	26 6.65
Total (%)	215 100	282 100	497 100	195 100	196 100	391 100
Chi2 検定 Chi2 統計量	24.9569	***		1.5656		

注) 1は低評価, 5は高評価を表す。

## 6. 推計モデルと分析結果

### 6-1. 推計モデルと変数加工

既述のように、本研究の仮説は以下の4つである。

H1: 男性育休取得者に比べ、女性育休取得者は、復職後に配分される仕事の質が低くなる。

H2: 男性育休取得者に比べ、女性育休取得者の復職後の人事評価は低くなる。

育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）

H3：育休期間が長くなると、復職後に配分される仕事の質が低くなる。

H4：育休期間が長くなると、復職後の人事評価が低くなる。

これらの仮説を検証する推計モデルは2つである。1つ目は育休取得が仕事特性に与える影響の男女差の分析である（H1）。2つ目は、育休取得が人事評価に与える影響の男女差の分析である（H2）。また、育休取得による男女差は期間差による可能性がある。各モデルに育休取得月数を説明変数に加えることで、育休期間の長さが、仕事特性と人事評価に与える影響を分析することができる（H3 および H4）。

1つ目の育休取得が仕事特性に与える影響の分析では、次の二つを行った。まず、現在（T2）の仕事の第1主成分の主成分得点を被説明変数とし、説明変数は、女性ダミー変数、育休取得月数、勤続年数、学歴、総合職、業種、部署、企業規模ダミー変数、子どもが生まれる前（T1）の第1主成分とした分析を行った。子どもが生まれる前の第1主成分を説明変数にした理由は、もともと育休前にも成長につながる仕事をしていた場合、育休の影響というよりは取得前の仕事内容を表しているだけの可能性があるためである。分析はOLSによる。次に、階差をとった式をOLSにより分析した。具体的には、現在（T2）の仕事の第1主成分の主成分得点から、子どもが生まれる前（T1）の仕事のそれを引いた階差を被説明変数とし、説明変数には、育休取得月数、現在の会社で最初に生まれた子どもの誕生後年数を用いた。分析は男女別にも行った。

2つ目の育休取得が人事評価に与える影響の分析では、現在（T2）の人事評価を被説明変数とした<sup>(6)</sup>。説明変数には、育休取得月数、現在（T2）の第1

---

(6) 人事評価について、育休取得前後の階差を従属変数としなかったのは以下の理由である。階差をとる場合に、「知らない・わからない」と回答した人の扱いを検討する必要がある。「知らない・わからない」を0とすると、評価が「知らない・わからない」から1に変化した人の階差は1となる。また、評価が4から5に変化した人の階差も1で同じ値になる。しかし、「知らない・わからない」から1への

主成分, 現在の会社での子ども誕生後年数, そして学歴, 総合職, 業種, 部署, 企業規模の各ダミー変数, 子どもが生まれる前 (T1) の第1主成分を加えた。分析は, 現在の評価について「知らない・わからない」を選択している者がいることと, 評価は1から5の序列であり連続変数でないことから, セルフセクション・順序プロビットモデル<sup>(7)</sup>を利用した。

## 6-2. 分析に利用したサンプルの基本統計量

分析では, 男性グループ (サンプルサイズ228) と女性グループ (サンプルサイズ327) から, 分析に必要な情報を得ることができるサンプルに限った。その結果, 前者のサンプルサイズは215, 後者のサンプルサイズは282となった。<sup>(8)</sup> 分析に利用したサンプルの基本統計量を表4に示す。

表4より, 現在, ならびに現在の勤務先で子どもが生まれる前の第1主成分の平均値は, とともに男性よりも女性が有意に低い。つまり, 女性に比べ男性の方が成長につながる仕事を多く配分されていることを示し, 仮説H1と整合的な結果である。

---

変化は, 4から5への変化と同様とは解釈しづらい。一方で, 「知らない・わからない」と回答した人を落として分析すると, 表4からもわかるようにサンプルサイズが大きく減少してしまう。以上のことから, 階差ではなく, 復職後現在 (T2) の人事評価を被説明変数とした。

(7) 人事評価については「知らない・わからない」と回答した者と, 1から5の数値で回答した者がいる。後者に限って分析すると, 対象者に偏りが存在する可能性がある。そのようなサンプル・セクションが存在する場合は, 「知らない・わからない」と回答しているか否かを決定する式の誤差項と, 1から5の回答を決定するそれが相関を持つために, 通常の順序プロビットモデルで分析を行った結果では一致推定量を得ることができない。その問題に対処するために, 二つの式を最尤法で同時推定し, 漸的に効率的な一致推定量を得ることができるサンプルセクション・順序プロビットモデルを利用した。具体的には計量分析ソフト stata のコマンド, `heckprobit` を用いて分析を行った。

(8) サンプルサイズが減少した主な原因は, 学歴で「その他」, 「答えたくない」を除いたこと, 子どもの年齢が19歳以上で勤続年数が19年以上の場合には, 入社後の出産か否かが判断できないため除いたことにある。

## 育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）

表4 2グループの基本統計量

変数	男性：育休取得&育短利用せず				女性：育休取得&育短利用せず				差
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	
年齢	39.186	4.288	27.000	45.000	38.830	4.576	25.000	45.000	0.356
勤続年数	14.912	5.761	1.333	27.833	14.480	5.821	1.417	26.833	0.432
子どもが生まれる前の勤続年数	8.614	4.995	0.000	24.000	7.242	4.655	0.000	23.833	1.372 ***
現在評価	3.051	1.243	0.000	5.000	2.489	1.595	0.000	5.000	0.562 ***
子どもが生まれる前評価	3.042	1.209	0.000	5.000	2.404	1.574	0.000	5.000	0.638 ***
現在第1主成分得点	0.135	0.937	-2.709	2.440	-0.116	1.051	-2.907	2.440	0.251 ***
子どもが生まれる前第1主成分得点	0.043	1.005	-2.907	2.440	-0.192	1.053	-2.907	2.440	0.235 **
育児休業取得月数	1.633	3.725	0.000	36.000	17.727	8.633	0.000	36.000	-16.094 ***
出産直前年齢	32.888	4.263	22.000	44.000	31.592	4.573	19.000	42.000	1.296 ***
現在の会社での子ども誕生後年数	6.298	4.075	0.000	18.000	7.238	4.647	0.000	18.000	-0.140 **
職掌：総合職	0.465	0.500	0.000	1.000	0.167	0.373	0.000	1.000	0.298 ***
職掌：準総合職	0.256	0.437	0.000	1.000	0.234	0.424	0.000	1.000	0.022
職掌：一般職	0.274	0.447	0.000	1.000	0.567	0.496	0.000	1.000	-0.293 ***
職掌：その他	0.005	0.068	0.000	1.000	0.032	0.176	0.000	1.000	-0.027 **
学歴：高校卒	0.219	0.414	0.000	1.000	0.209	0.407	0.000	1.000	0.009
学歴：専門学校卒	0.116	0.321	0.000	1.000	0.202	0.402	0.000	1.000	-0.086 **
学歴：短期大学卒	0.014	0.118	0.000	1.000	0.167	0.373	0.000	1.000	-0.153 ***
学歴：四年制大学卒	0.479	0.501	0.000	1.000	0.369	0.483	0.000	1.000	0.110 **
学歴：大学院卒	0.172	0.378	0.000	1.000	0.053	0.225	0.000	1.000	0.119 ***
当時の仕事に対する意欲	3.344	1.065	1.000	5.000	3.255	1.060	1.000	5.000	0.089
当時、昇進・昇格は重要	3.209	1.093	1.000	5.000	2.915	1.166	1.000	5.000	0.294 ***
現在の会社の継続意志	0.493	0.501	0.000	1.000	0.447	0.498	0.000	1.000	0.046
産業：情報通信業	0.088	0.284	0.000	1.000	0.021	0.145	0.000	1.000	0.067 ***
産業：卸売業・小売業	0.042	0.201	0.000	1.000	0.071	0.257	0.000	1.000	-0.029
産業：金融業・保険業	0.172	0.378	0.000	1.000	0.103	0.304	0.000	1.000	0.069 **
部署：人事・労務管理	0.042	0.201	0.000	1.000	0.103	0.304	0.000	1.000	-0.061 **
部署：経理・事務	0.033	0.178	0.000	1.000	0.071	0.257	0.000	1.000	-0.038 *
部署：経営企画・事業企画	0.070	0.255	0.000	1.000	0.021	0.145	0.000	1.000	0.048 ***
部署：法務・知的財産	0.028	0.165	0.000	1.000	0.014	0.118	0.000	1.000	0.014
部署：営業	0.260	0.440	0.000	1.000	0.227	0.420	0.000	1.000	0.034
部署：原料・資材・調達	0.019	0.135	0.000	1.000	0.007	0.084	0.000	1.000	0.012
部署：製造・生産技術	0.163	0.370	0.000	1.000	0.064	0.245	0.000	1.000	0.099 ***
部署：生産管理	0.028	0.165	0.000	1.000	0.021	0.145	0.000	1.000	0.007
部署：研究開発	0.070	0.255	0.000	1.000	0.035	0.185	0.000	1.000	0.034 *
部署：設計	0.042	0.201	0.000	1.000	0.014	0.118	0.000	1.000	0.028 *
部署：システム	0.074	0.263	0.000	1.000	0.018	0.132	0.000	1.000	0.057 ***
部署：その他	0.172	0.378	0.000	1.000	0.404	0.492	0.000	1.000	-0.232 ***
企業規模：99人以下	0.126	0.332	0.000	1.000	0.262	0.441	0.000	1.000	-0.137 ***
企業規模：100～299人	0.088	0.284	0.000	1.000	0.255	0.437	0.000	1.000	-0.167 ***
企業規模：300～499人	0.074	0.263	0.000	1.000	0.110	0.313	0.000	1.000	-0.036
企業規模：500～999人	0.079	0.270	0.000	1.000	0.131	0.338	0.000	1.000	-0.052 *
企業規模：1000～1999人	0.088	0.284	0.000	1.000	0.053	0.225	0.000	1.000	0.035
企業規模：2000～2999人	0.088	0.284	0.000	1.000	0.021	0.145	0.000	1.000	0.067 ***
企業規模：3000～4999人	0.079	0.270	0.000	1.000	0.039	0.194	0.000	1.000	0.040 *
企業規模：5000人以上	0.377	0.486	0.000	1.000	0.128	0.334	0.000	1.000	0.249 ***
サンプルサイズ	215				282				

## 6-3. 仕事特性の決定要因分析

表5に現在(T2)の第1主成分を被説明変数とした分析結果、表6には現在と休職前の第1主成分の階差(T2-T1)を被説明変数とした分析結果を示す。

表5 第1主成分決定要因分析：OLS（男女グループ）

被説明変数：現在の第1主成分	Model 1		Model 2		Model 3	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
女性ダミー変数	0.160	0.132	0.157	0.133	0.209	0.141
育休取得月数	-0.003	0.006	-0.003	0.006	-0.006	0.006
勤続年数	0.011	0.007	0.010	0.007	0.011	0.007
学歴：専門学校卒	0.097	0.137	0.086	0.138	-0.032	0.144
学歴：短期大学卒	0.117	0.159	0.136	0.160	0.150	0.161
学歴：四年制大学卒	0.199	0.114 *	0.206	0.118 *	0.197	0.124
学歴：大学院卒	0.370	0.170 **	0.349	0.172 **	0.333	0.188 *
職掌：総合職	0.749	0.114 ***	0.762	0.116 ***	0.812	0.119 ***
職掌：準総合職	0.622	0.108 ***	0.619	0.108 ***	0.689	0.110 ***
職掌：その他	-0.009	0.295	-0.001	0.296	-0.082	0.302
子どもが生まれる前の第1主成分	0.130	0.030 ***	0.131	0.030 ***	0.131	0.030 ***
定数項	-1.104	0.175 ***	-1.065	0.177 ***	-0.836	0.245 ***
情報、卸売り、金融ダミー変数	No		Yes		Yes	
部署ダミー変数	No		No		Yes	
企業規模ダミー変数	No		No		Yes	
サンプルサイズ	497		497		497	
adjR2	0.2101		0.2092		0.2233	
VIF 値	1.64		1.55		1.77	
AIC	1314.882		1318.36		1326.475	
BIC	1365.385		1381.489		1465.359	

\*\*\*：1%水準で有意，\*\*：5%水準で有意，\*：10%水準で有意。

注：学歴のレファレンスグループは「高校卒」、職掌のレファレンスグループは「一般職」。

表5より、業種、部署、企業規模ダミー変数を加えないModel1のケースで、AIC、BICがともに最も低く、モデルの適合度が高いことがわかる。このケースに基づけば、女性ダミー変数は有意でなく、育休取得月数も有意ではない。子どもが生まれる前の第一主成分は有意にプラスであり、子ども

育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）  
 が生まれる前に成長につながる仕事を配分されていると、復職後も引き続き成長につながる仕事が配分されることがわかる。また、他の条件が同じであれば、一般職に比べて総合職、準総合職の方がより成長につながる仕事を与えられるといえる。

表5では、現在（T2）の第1主成分を被説明変数として分析したが、この分析では、育休後の仕事配分に、個人の、時間によって変化せず、かつ、観察されない特性が影響を与えている場合にその影響を取り除けず、別の説明変数の見せかけの影響となる可能性がある。その場合、同一個人の育休取得前後で階差をとることによって、時間によって変化しない個人の特性の影響を取り除いた分析が可能となる。そこで、現在（T2）から育休取得前（T1）の第1主成分を引いた階差（T2-T1）を被説明変数として、各説明変数もT2の値からT1の値を引いた階差を用いて分析した。男女別にも分析を行った（表6<sup>(9)</sup>）。表6より、男女とも育休取得月数は有意でない。一方、男女別の分析結果では、男性のみ、現在の会社での子どもの誕生後年数が有意にプラスである。すなわち、男性の場合には子の誕生、育休取得、復職と勤続年数を

表6 第1主成分決定要因分析（階差モデル）

被説明変数：第1主成分階差	全体		男性		女性	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
育休取得月数	-0.001	0.003	-0.009	0.013	0.001	0.004
現在の会社での子ども誕生後年数	0.017	0.006 ***	0.019	0.007 ***	0.013	0.009
サンプルサイズ	497		215		282	
adjR2	0.0237		0.0249		0.0183	

\*\*\*：1%水準で有意，\*\*：5%水準で有意，\*：10%水準で有意。

(9) 階差をとると、観察されない要因の影響を取り除くことができるが、同時に、時間によって変化しない変数、すなわち、女性ダミー変数や学歴ダミー変数の影響を求めるときもできなくなる。また、ここでは育休前後で部署等の変化は無いという強い仮定を置く。



重ねるほど成長につながる仕事が配分されるのに対し、女性はそのような仕事配分の変化がないことを意味する。この結果は、女性の場合、産休・育休取得によって、配分される仕事の質が上がらないマミートラックを表す可能性があると考えられる。

#### 6-4. 育児休業取得が人事評価に与える影響

続いて、育休取得が現在の人事評価に影響を与える要因を分析した結果を示す。ここでは、サンプルセレクション・順序プロビットモデルによる分析を行う。自分の人事評価をわかっているサンプルは、そうでないサンプルと比べて、元々の特性に偏りがある可能性がある。そのため、人事評価がわかるかどうかの式と人事評価決定要因の式の各誤差項の共分散 $\rho$ が0でない場合は、通常の順序プロビットモデルでは一致推定量が得られないという問題が発生する。そこで、最尤法によって、2つの式を同時に推定する。分析結果を表7に示す。

表7より、AIC, BIC共に、業種、部署、企業規模ダミー変数を加えないModel 1の値が小さく、適合度が高い。このモデルについて結果を確認する。LR(尤度比)テストより、 $\rho=0$ とする帰無仮説は棄却されなかった。そのため、サンプルセレクションの問題はない。女性ダミー変数は有意ではなく、他の条件が同じであれば、女性育休取得者の人事評価が、男性育休取得者のそれよりも低いとはいえない。また、育休取得月数は、係数はマイナスであるが統計的に有意ではないことから、育休期間が長くなると、復職後の人事評価が低くなるとした仮説4も棄却された。現在の人事評価に対しては、現在の仕事の第1主成分が有意にプラスであり、成長につながる仕事を与えられることが現在の評価に大きく影響することがわかる。この点について、女性は復職後に第1主成分得点、つまり成長につながる仕事が配分の配分が増加しないという先の階差モデル(表6)の結果を踏まえると、復職後の女性

育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）

表7 人事評価決定要因分析：  
サンプルセレクション・順序プロビットモデル（男女グループ）

被説明変数：現在の人事評価（1～5）	Model 1		Model 2		Model 3	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
女性ダミー変数	0.197	0.189	0.221	0.190	0.319	0.219
育児休業取得月数	-0.006	0.009	-0.006	0.009	-0.011	0.009
第1主成分	0.494	0.073 ***	0.501	0.075 ***	0.475	0.080 ***
勤続年数	-0.021	0.011 *	-0.021	0.011 *	-0.023	0.016
学歴：専門学校卒	0.156	0.202	0.147	0.201	0.083	0.232
学歴：短期大学卒	0.202	0.238	0.107	0.239	0.093	0.242
学歴：四年制大学卒	0.000	0.173	-0.082	0.176	-0.127	0.256
学歴：大学院卒	0.036	0.232	0.055	0.237	-0.024	0.339
職掌：総合職	0.280	0.163 *	0.237	0.164	0.251	0.172
職掌：準総合職	0.180	0.156	0.196	0.156	0.224	0.166
職掌：その他	1.562	0.454 ***	1.634	0.437 ***	1.509	0.485 ***
子どもが生まれる前の人事評価：5（高評価）	1.107	0.591 *	0.930	0.582	0.701	0.878
子どもが生まれる前の人事評価：4	0.189	0.532	0.007	0.516	-0.142	0.771
子どもが生まれる前の人事評価：3	-0.577	0.522	-0.761	0.503	-0.910	0.740
子どもが生まれる前の人事評価：2	-1.142	0.556 **	-1.300	0.539 **	-1.473	0.787 *
子どもが生まれる前の人事評価：1（低評価）	-2.100	0.655 ***	-2.221	0.637 ***	-2.441	0.887 ***
情報、卸売り、金融ダミー変数	No		Yes		Yes	
部署ダミー変数	No		No		Yes	
企業規模ダミー変数	No		No		Yes	
被説明変数：評価がわかる＝1	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
女性ダミー変数	-0.424	0.258 *	-0.533	0.288 *	-0.559	0.356
第1主成分	0.232	0.111 **	0.212	0.113 *	0.257	0.119 **
勤続年数	0.052	0.017 ***	0.053	0.018 ***	0.052	0.020 ***
学歴：専門学校卒	0.642	0.310 **	0.724	0.322 **	0.999	0.366 ***
学歴：短期大学卒	0.206	0.329	0.201	0.336	0.343	0.361
学歴：四年制大学卒	0.746	0.273 ***	0.740	0.278 ***	0.840	0.321 ***
学歴：大学院卒	0.172	0.422	0.257	0.454	0.415	0.531
職掌：総合職	0.033	0.309	0.065	0.323	0.016	0.387
職掌：準総合職	-0.077	0.259	-0.040	0.263	-0.137	0.278
職掌：その他	0.280	0.663	0.465	0.681	0.441	0.740
子どもが生まれる前の人事評価： 知らない・わからない	-2.600	0.222 ***	-2.693	0.236 ***	-2.750	0.247 ***
定数項	1.030	0.375 ***	1.102	0.394 ***	1.403	0.661 **
情報、卸売り、金融ダミー変数	No		Yes		Yes	
部署ダミー変数	No		No		Yes	
企業規模ダミー変数	No		No		Yes	

$\rho$	-0.211	0.395	-0.367	0.391	-0.535	0.542
Wald chi2	186.10 ***		189.06 ***		194.93 ***	
LRtest Chi2( $\rho=0$ )	0.28		0.75		1.2	
サンプルサイズ	497		497		497	
直近の評価：知らない・わからない以外	412		412		412	
直近の評価：知らない・わからない	85		85		85	
AIC	1071.146		1071.504		1117.784	
BIC	1210.029		1235.639		1429.22	

\*\*\*：1%水準で有意、\*\*：5%水準で有意、\*：10%水準で有意。

注：学歴のレファレンスグループは「高校卒」、職掌のレファレンスグループは「一般職」、人事評価のレファレンスグループは「知らない・わからない」。

の人事評価は男性と比べて低くなることが考えられる。

#### 6-5. 育休取得前の仕事配分と人事評価

ここまでは、育休を取得した男女で、復帰後の女性の仕事配分や人事評価が男性よりも低いかなかを分析してきた。その結果、男女の違いは見られなかった。では、そもそも育休取得前に男女の仕事配分や人事評価に違いはないのだろうか。産休・育休という仕事のブランクの影響を受ける前の男女の比較を行う。先行研究では、女性が挑戦的な仕事を割り当てられていないこと (De Pater et al. (2010)) や、女性の仕事目標の難易度が男性と比較して低いこと (大湾 (2017)) が指摘されてきた。また、21世紀職業財団 (2022) の調査では、従業員301人以上規模の企業において、男性の52.9%、女性の62.3%が「重要な仕事は、男性が担当することが多い」と思っており<sup>(10)</sup>、その割合は2018、2020年の調査より増加していた。さらに、同調査では、女性の6割以上、男性の約4割が「男性のほうが昇格・昇進しやすいと思う」と回

(10) 総合職・エリア総合に限っても男性の57.5%、女性の61.0%が「重要な仕事は、男性が担当することが多い」と回答している。

育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）  
 答している。本研究は、育休取得前に担当していた仕事特性と人事評価について問うているため、先行研究が指摘する男女の仕事配分の違いを明らかにすることができる。

そこで、最小二乗法による育休取得前の仕事配分決定要因分析を表8に、また育休取得前の人事評価についてセルフセクション・順序プロビットを用いて分析した結果を表9に示す。

表8 育休取得前の仕事配分決定要因分析：OLS（男女グループ）

	Model 1		Model 2		Model 3	
被説明変数：	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
子どもが生まれる前の第1主成分						
女性ダミー変数	0.050	0.097	0.042	0.098	0.125	0.102
現在の会社での子ども誕生前の年齢	-0.002	0.010	-0.002	0.010	0.002	0.010
学歴：専門学校卒	0.261	0.146 *	0.251	0.146 *	0.220	0.147
学歴：短期大学卒	0.199	0.169	0.232	0.170	0.254	0.170
学歴：四年制大学卒	0.405	0.120 ***	0.446	0.124 ***	0.442	0.124 ***
学歴：大学院卒	0.702	0.177 ***	0.681	0.178 ***	0.633	0.179 ***
職掌：総合職	0.674	0.119 ***	0.707	0.121 ***	0.733	0.122 ***
職掌：準総合職	0.528	0.113 ***	0.528	0.113 ***	0.580	0.114 ***
職掌：その他	0.023	0.313	0.011	0.314	0.117	0.317
定数項	-0.685	0.333 **	-0.671	0.334 **	-0.729	0.338 **
情報、卸売り、金融ダミー変数	No		Yes		Yes	
部署ダミー変数	No		No		Yes	
企業規模ダミー変数	No		No		Yes	
サンプルサイズ	497		497		497	
adjR2	0.1524		0.1521		0.1624	
VIF 値	1.41		1.35		1.43	
AIC	1375.52		1378.623		1379.307	
BIC	1417.606		1433.335		1463.479	

\*\*\*：1%水準で有意，\*\*：5%水準で有意，\*：10%水準で有意。

注：学歴のレファレンスグループは「高校卒」、職掌のレファレンスグループは「一般職」。

表8より、AIC、BIC共に、職種、部署、企業規模ダミー変数を加えないModel1で最も小さく、適合度が高いといえる。このモデルで有意な変数を確認すると、女性ダミー変数について有意ではなく、育休取得前に女性（育

表9 育休取得前の人事評価決定要因分析：  
サンプルセレクション・順序プロビットモデル (男女グループ)

	Model 1		Model 2		Model 3	
被説明変数：	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
子どもが生まれる前の人事評価 (1～5)						
女性ダミー変数	-0.046	0.134	-0.054	0.141	0.058	0.169
子どもが生まれる前の第1主成分	0.527	0.061 ***	0.535	0.063 ***	0.540	0.066 ***
子どもが生まれる前の勤続年数	0.008	0.012	0.008	0.013	0.011	0.013
学歴：専門学校卒	-0.394	0.197 **	-0.367	0.199 *	-0.454	0.209 **
学歴：短期大学卒	0.079	0.218	0.026	0.215	0.019	0.240
学歴：四年制大学卒	-0.023	0.153	-0.065	0.158	-0.266	0.186
学歴：大学院卒	-0.103	0.229	-0.049	0.237	-0.311	0.278
職掌：総合職	0.546	0.151 ***	0.502	0.152 ***	0.449	0.167 ***
職掌：準総合職	0.206	0.147	0.213	0.148	0.150	0.160
職掌：その他	-0.048	0.599	-0.052	0.627	0.258	0.572
情報、卸売り、金融ダミー変数	No		Yes		Yes	
部署ダミー変数	No		No		Yes	
企業規模ダミー変数	No		No		Yes	
被説明変数：評価がわかる=1	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
女性ダミー変数	-0.552	0.168 *	-0.579	0.173 *	-0.683	0.193 **
子どもが生まれる前の第1主成分	0.181	0.075 **	0.184	0.076 **	0.238	0.081 ***
子どもが生まれる前の勤続年数	-0.014	0.017	-0.013	0.017	-0.005	0.018
学歴：専門学校卒	-0.042	0.231	-0.016	0.240	0.171	0.245
学歴：短期大学卒	-0.061	0.238	-0.076	0.239	-0.067	0.250
学歴：四年制大学卒	0.268	0.199	0.288	0.207	0.348	0.215
学歴：大学院卒	0.960	0.465 **	1.009	0.480 **	1.122	0.497 **
職掌：総合職	0.284	0.207	0.293	0.217	0.171	0.224
職掌：準総合職	0.176	0.186	0.189	0.188	0.159	0.195
職掌：その他	-0.623	0.440	-0.663	0.448	-0.650	0.452
子どもが生まれる前の年齢	-0.018	0.019	-0.017	0.020	-0.033	0.020 *
定数項	1.781	0.566 ***	1.737	0.583 ***	2.216	0.644 ***
情報、卸売り、金融ダミー変数	No		Yes		Yes	
部署ダミー変数	No		No		Yes	
企業規模ダミー変数	No		No		Yes	
$\rho$	0.708	0.283	0.759	0.289	-0.029	0.448
Wald chi2	134.52 ***		140.08 ***		121.76 ***	
LRtest Chi2 ( $\rho=0$ )	1.78		2.14		0.22	
サンプルサイズ	497		497		497	
直近の評価：知らない・わからない以外	407		407		407	
直近の評価：知らない・わからない	90		90		90	
AIC	1302.263		1307.551		1354.045	
BIC	1415.895		1446.435		1640.23	

\*\*\*：1%水準で有意，\*\*：5%水準で有意，\*：10%水準で有意。

注：学歴のレファレンスグループは「高校卒」、職掌のレファレンスグループは「一般職」、人事評価のレファレンスグループは「知らない・わからない」。

育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）  
休取得者）が男性（育休取得者）と比べて成長につながらない仕事を配分されてきたとはいえない。4年制大学，大学院卒が有意にプラスで，学歴が高くなるほど係数の値も大きい。また，職掌では一般職に比べて，準総合職，総合職になるほど係数の値が大きい。つまり，学歴や職掌が高いほど，成長につながる仕事を与えられていることがわかる。

表9より，AIC, BICはModel 1が小さく，適合度が高い。また，LR（尤度比）テストの結果もすべて採択され，サンプルセレクションの問題はないといえる。女性ダミー変数の係数はマイナスであるが有意ではなく，様々な変数をコントロールすると，育休取得前において女性（育休取得者）が男性（育休取得者）と比べて低い人事評価を得ていたとはいえない。子どもが生まれる前の人事評価に有意な影響を与える変数は，第1主成分と総合職ダミー変数が有意にプラス，専門学校卒ダミー変数が有意にマイナスである。与えられている仕事の内容が成長につながるものであるほど，人事評価も高いことがわかる。これは，表7と同じ結果である。

## 7. まとめ

本研究の目的は，育休を取得した男女の，復帰後の仕事配分と人事評価の違いを明らかにすることであった。男性グループ（ $n=215$ ）と，女性グループ（ $n=282$ ）について，育休復職後の現在の仕事配分と人事評価を比較した。提示された仮説は，H1：男性育休取得者に比べ，女性育休取得者は，復職後に配分される仕事の質が低くなる，H2：男性育休取得者に比べ，女性育休取得者の復職後の人事評価は低い，である。男性の育休期間は女性のそれよりも短い。育休の取得期間が，復職後の仕事配分と人事評価に影響を与えると考えられることから，以下の仮説を提示した。つまり，H3：育休期間が長くなると，復職後に配分される仕事の質が低くなる，H4：育休期間が長くなると，復職後の人事評価が低くなる，である。

分析の結果、復職後の現在 (T2) において他の条件を同じにすると、育休取得男女は同程度に成長につながる仕事が配分されていた。しかし、育休取得前と現在の階差モデルによる分析 (T2-T1) では、男性は復職後年数が経つにつれて成長につながる仕事を配分されるのに対し、女性はそのような変化が見られなかった。これは復職女性のマミートラックを示す可能性が考えられる。次の復職後の人事評価の分析では、女性ダミー変数が統計的に有意ではなく、他の条件が同じであれば男女に差がなかった。しかしながら、成長につながる仕事の配分が人事評価を高めることが分析結果から明らかになったことを踏まえると、復職後に成長につながる仕事が配分されにくい育休取得女性の人事評価は、育休取得男性と比べて低くなることが考えられる (仮説 1, 2 の部分的支持)。育休期間は、復職後の現在 (T2) の仕事配分と人事評価に影響を与えていなかった (仮説 3, 4 の棄却)。

本研究の 2 つの分析において、女性ダミー変数が統計的に有意でなく、男性に比べて女性の復職後の仕事の質や人事評価が低くなることが直接的に示されなかったことについて、現時点では 3 つの理由が考えられる。

1 つ目は、川口 (2008) が挙げる「バイアス仮説」である。これは、OLS 推定による結婚 (出産) ペナルティの分析には様々なバイアスが発生する可能性があり、それゆえに結婚 (出産) ペナルティが正しく推定できないというものである。本研究では、人事評価の分析で、同様のバイアスが生じていると考えられる。例えば、育休取得の前後で、人事評価の低い女性が仕事を辞めるとすれば、育休取得後働き続けている女性の人事評価は高いものに偏る (自己選択バイアス)。2 つ目は、今回利用したデータは、男女とも育休を取得しており、かつ、育児のための短時間勤務を利用していない者に限っている。表 1 が示すように女性は育休取得者の 63.5% が復職後に短時間勤務を利用する。今回分析した女性は、育休取得後、短時間勤務をせずフルタイムで復職したことを考えると、仕事に積極的に仕事能力の高い女性が多いと

育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）

いえるだろう。また、フルタイムで復職したことが、そのような女性としてのラベリング効果をもたらしたのかもしれない。その結果として、人事評価が高くなり、男女の差が出なかったのかもしれない。この点については、今後、短時間勤務制度を利用した復職者との比較が必要である。3つ目は、育休取得や復職の持つ意味の男女の違いが、分析に何らかの影響を与えた可能性である。育休取得が政府や会社によって後押しされる男性と、両立の必要から取得せざるを得ない女性では、それが仕事に与える影響は異なるのかもしれない。大内・奥野・奥井（2023）では、成長につながる仕事をしている男性ほど育休を取得する傾向があった一方で、当時の仕事に対する意欲が高い男性ほど育休を取得していなかった。このことから、社内で一定の仕事能力が認められている男性が心理的余裕を持って短期間の育休を取得するケースと、逆に仕事熱心で育休を取得しないケースの両方が多かったと考えられる。このような男性育休が仕事や職場に与える影響は、女性育休とは異なるだろう。このことが、分析結果で男女の差が見られなかった一因となったかもしれない。

以上の点についてさらに検討する必要があるが、育休取得女性は復職後に成長につながる仕事が配分されにくいこと、および、成長につながる仕事が配分されないと人事評価結果が低くなることから、復職後の女性の人事評価は低くなると考えられる。

仮説以外の発見事項が2点ある。1点は、仕事配分と人事評価の関係である。質の高い仕事を配分されることが、高い人事評価につながると筆者らは指摘してきた（奥野・大内（2019）、奥野・大内・奥井（2022））。今回の分析結果からは、成長につながる質の高い仕事を配分されているほど、人事評価が高くなることが示された。仕事配分の重要性が改めて指摘できる。2点目として、女性育休取得者は、男性育休取得者に比べて自分の人事評価を「知らない・わからない」と回答する人が多かった。復職者は、育休取得に



よるキャリア断絶がモチベーションを低下させ、それがキャリアの停滞につながるという負のスパイラルに陥りかねない。そうならないよう、復職者は自身の人事評価の結果により意識的になる必要がある。これらは本研究の実務的インプリケーションである。また、先行研究で指摘されてきた男女の職務格差について、産休・育休前の男女の仕事配分と人事評価を比較したところ、本研究のデータでは男女で違いは見られなかった。

本研究に残された課題は、既述のように、職掌を踏まえた分析と、短時間勤務者との比較である。根本的な問題として、本研究が用いた回顧法や認知データの限界が挙げられる。それらを克服できる調査設計を検討する必要がある。

<謝辞>本研究は、日本労務学会第53回全国大会での報告を基としたものであり、コメンテーターをはじめとするフロアの皆様から有益な助言をいただきました。感謝申し上げます。また、本研究は科研費(21K01667)の助成を受けたものです。

#### <引用文献>

- NPO 法人ファザーリング・ジャパン (2019)「隠れ育休調査2019」  
[https://fathering.jp/user/news/362/q6jwx68iedhah5msplq\\_0eywc7da9lem.pdf](https://fathering.jp/user/news/362/q6jwx68iedhah5msplq_0eywc7da9lem.pdf) (2024年8月9日参照)
- 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.
- 大内章子・奥野明子・奥井めぐみ (2023), 「男性の育児休業取得が仕事配分と人事評価に与える影響」(未定稿)。
- 大湾秀雄 (2017), 『日本の人事を科学する—因果推論に基づくデータ活用』, 三松堂。
- 奥野明子・大内章子 (2019), 「産休・育休からの復職者の仕事配分と人事評価」『甲南経営研究』, 第60巻第1・2号, pp. 85-115。
- 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。
- 奥野明子・大内章子・奥井めぐみ (2023) 「育休からの復職者の仕事配分と人事評価—育休を取得した男女の比較—」『第53回日本労務学会全国大会報告論集』。
- 奥野明子・大内章子・奥井めぐみ (2024a), 「『育児勤務者に関する調査』結果報告書」甲南大学ビジネスイノベーション研究所 KONAN BI Monograph Series No. 2024-

育休からの復職者の仕事配分と人事評価（奥野明子・奥井めぐみ・大内章子）

- 001, <https://www.konan-u.ac.jp/bi/wp-content/uploads/2024/04/698d94aa2273f125da60882443d57d46.pdf> (2024年8月9日参照)
- 奥野明子・大内章子・奥井めぐみ (2024b) 「男性の短時間勤務に関する研究」『第54回日本労務学会全国大会報告論集』。
- 川口章 (2005), 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』, No. 535, pp. 42-55。
- 川口章 (2008), 『ジェンダー経済格差 なぜ格差が生まれるのか, 克服の手がかりはどこにあるのか』, 勤草書房。
- 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。
- 武石恵美子 (2013), 「短時間勤務制度の現状と課題」『生涯学習とキャリアデザイン』, Vol. 10, pp. 67-84。
- 武内真美子 (2023), 「多胎児・年子の出産と女性の就業・年収の関係」『愛知学院大学経済研究所 経済研究所報』, 第3号, pp. 54-64。
- 武内真美子・大谷純子 (2008), 「両立支援制度と女性 就業二極化傾向」『日本労働研究雑誌』, No. 578, pp. 67-87。
- 21世紀職業財団 (2022), 「男女正社員対象ダイバーシティ&インクルージョン推進状況調査結果」 [https://www.jiwe.or.jp/application/files/1116/8266/3897/2022DI\\_zentai.pdf](https://www.jiwe.or.jp/application/files/1116/8266/3897/2022DI_zentai.pdf) (2024年8月9日確認)。
- 松原光代 (2004), 「短時間正社員の可能性-育児短時間勤務制度利用者への聞き取りを通して」『日本労働研究雑誌』, No. 528, pp. 69-79。
- 松原光代 (2012), 「短時間正社員制度の長期雇用がキャリアに及ぼす影響」『日本労働研究雑誌』, No. 627, pp. 22-33。
- 三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング (2018), 『平成29年度 厚生労働省委託調査 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 労働者アンケート調査結果』, [https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000174277\\_3.pdf](https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000174277_3.pdf) (2024年8月9日確認)。
- 脇坂明 (2007), 「育児休業, 育児短時間勤務と人事考課」, 『電機連合21世紀生活ビジョン研究会報告書』, pp. 117-136。
- De Pater, Irene E., Annelies E. M. Van Vianen and Myriam N. Bechtoldt (2010), “Gender Differences in Job Challenge: A Matter of Task Allocation”, *Gender, Work and Organization*, Vol. 17 No. 4, pp. 433-453。
- Johansson, Elly-Ann (2010), “The effect of own and spousal parental leave on earnings”, *IFAIUI (Institute for Labour Market Policy Evaluation) Working Paper: 4*, pp. 1-41。
- Rege, Mari and Ingeborg F. Solli (2013), “The Impact of Paternity Leave on Fathers’ Future Earnings”, *Demography* Vol. 50, pp. 2255-2277。