

# 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—

甲南大学・奥野明子 金沢学院大学・奥井めぐみ 関西学院大学・大内章子

要約：本研究の目的は、育休を取得した男女の復職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る。育休取得男性(n=215)と育休取得女性(n=282)の、復職後の仕事配分と人事評価を比較した。その結果、男性は復職後年数が経つにつれて成長につながる仕事が配分されるのに対し、女性はそのような変化が見られなかった。また、成長につながる仕事の配分が人事評価を高めることから、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。

### 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%を維持している<sup>1</sup>。一方、男性の育休取得率は2021年でも14%と極めて低い<sup>2</sup>。また、男性の育休期間は半数以上が2週間未満と短い。男女の育休取得の違いは、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。

筆者らは、これまで産休・育休からの復職者の仕事配分と人事評価に注目し研究を続けてきた。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か。また、復職者の人事評価は、復職後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2点が、筆者らの問題意識である。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が誕生した男女を対象とした調査を行い、約2000のデータを収集、分析した。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。既述のように男性の育休期間は短い<sup>3</sup>。育休期間が長い女性と比較すれば、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。

### 2. 先行研究の分析

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>4</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)）等の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していない。問題解決には、ペナル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<sup>5</sup>。

産休・育休を主と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12社で短時間勤務者の人事評価（目標管理）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、短時間勤務者には緊急性、チャレンジ性が少なく、出張のない仕事が配分されが

ちなことを指摘した。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。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」が増加した。また、「他部門を巻き込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。このような業務の変化は、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、人事評価に対する納得度と、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を比較した結果、男性の育休取得は、復職後の仕事配分に影響を与えないが、人事評価には負の影響を与えることを明らかにした。これまでの研究は、育休を取得した男女の比較をしていない。また、復職後の仕事に大きな影響を与えられる短時間勤務と、育休の影響を分けて分析していない。そこで本研究では、育児休業の取得後短時間勤務をせずに復職した男女のデータを使い、復職後の仕事の配分と人事評価の男女の違いを明らかにする。

### 3. 本研究の仮説

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に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からかもしれない。そこで、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男女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。このことから、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。

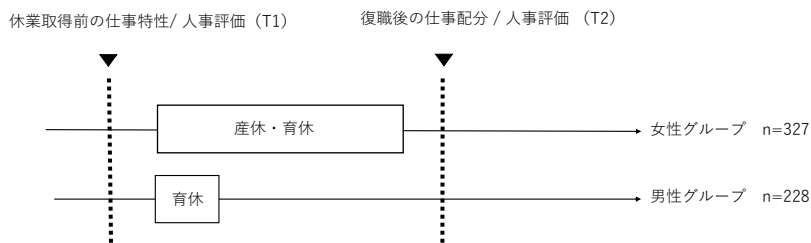
育休の取得期間が長くなると、本人の仕事能力が低下することや、上司や職場の同僚からの期待が低くなり、復職後に配分される仕事の質が低下することが予測される。そして、配分される仕事の質が低下した結果、人事評価も低下すると考えられる。これらから、以下の2つの仮説が生じる。

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4つが本研究の仮説である。

### 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2067サンプル(回収率53.7%)であった。育休取得後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、育児のための短時間勤務せず育休のみを取得

した男性グループ (n=228) と、同じく短時間勤務せず育休のみを取得した女性グループ (n=327) を比較する。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により分析した。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1)。



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。人事評価に関しては、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として回答した。加えて、「知らない・わからない」の選択肢を設けた。

## 5. 仕事特性と育休取得後の評価

### 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との間の、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。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1(当日配布)に示す。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」を表すと見える。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. 取得後復職した現在の人事評価

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2:当日配布)。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。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2からわかるように、男性(8.3%)より女性(26.7%)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、男女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。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。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。

## 6. 推計モデルと変数加工

### 6-1. 推計モデル

既述のように、本研究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)。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 (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、はじめに、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て用いた。説明変数には、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 主成分である。子どもが生まれる前の第 1 主成分を取った理由は、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、観察されない個人の属性が仕事内容に与える影響を取り除くため、前述した推計式の階差モデルを推計した。被説明変数は、現在の仕事の第 1 主成分の主成分得点から、子どもが生まれる前の仕事のそれを引いた値 (T2-T1)、説明変数は、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となる。

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。説明変数には、女性ダミー、育休取得月数、現在 (T2) の第 1 主成分、現在の会社での子ども誕生後年数、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 の序列であるが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を利用した<sup>6</sup>。

### 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>7</sup>。分析に利用したサンプルの基本統計量を表 3 に示す。

表 3 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	***
現在の会社での出産後年数	6.298	4.075	0.000	18.000	7.238	4.647	0.000	18.000	-0.940	**
現在の会社で最初の子どもが生まれた後の年数	6.298	4.075	0.000	18.000	7.238	4.647	0.000	18.000	-0.940	**
総合職ダミー変数	0.465	0.500	0.000	1.000	0.167	0.373	0.000	1.000	0.298	***
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	**



### 6-3. 仕事特性の決定要因分析

続いて、表 4-1（当日配布）に現在（T2）の第 1 主成分を従属変数とした分析結果、表 4-2 には現在と休職前の第 1 主成分の階差（T2-T1）を従属変数とした分析結果を示す。

表 4-1 より、職種、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、育児休業取得月数も有意ではない。子どもが生まれる前の第 1 主成分が高い、つまり成長につながりやすい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配分されるといえる。

本研究の目的は、育休を取得した男女の仕事配分の差を明らかにすることであるが、時間によって変化せず観察されない要因で性別と相関が高いものがあると、それがみせかけの男女の差になる可能性がある。その観察されない要因の影響を取り除く方法として、表 4-1 で推計した式の階差（T2-T1）を分析した（表 4-2）<sup>8</sup>。表 4-2 より、男女とも育児休業取得月数は有意でない。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。女性の場合は、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示すと考えられる。

表 4-2 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。

### 6-4. 育休取得が人事評価に与える影響

続いて、育休の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。すなわち、自分の人事評価をわかっているサンプルは、評価を決定する順序プロビットモデルの誤差項と、自分の人事評価についてわからないかのセレクションを決定する式の誤差項とが相関をもつことで、観察されない要因のセレクションに影響を受けてしまう。二つの式の誤差項の共分散  $\rho$  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。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 5 に示す。

表 5 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：直近の人事評価（1～5）	Model1		Model2		Model3	
	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	
$\rho$	-0.211	0.395	-0.367	0.391	-0.535	0.542
Wald chi2	186.1 ***		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」。

表 5 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 の値が小さく、適合度が高いといえる。このモデルについて結果を確認する。LR 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といえる。女性ダミー変数は有意ではなく、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する仮説 2 は棄却された。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 4-2）の結果を踏まえると、復職後の女性の人事評価は男性と比べて低くなることが考えられる。

## 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。

分析の結果、復職後の現在（T2）において育休取得男女は同じ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を被説明変数とした分析（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ものと考えられる。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の人事評価に差がなかった。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この分析の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、仕事配分の分析で、同様のバイアスが生じていると考えられる。例えば、育児休業を取得した後、成長につながる仕事を与えられない女性は仕事を辞めるとすれば、育児休業取得後働き続けている女性の仕事配分は成長につながるものに偏る（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ものに限っている。今回分析した女性は育休取得後フルタイムで復職した仕事に積極的に仕事能力の高い女性が多いと考えられる。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育休取得者の分析が必要である。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、年齢が高く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。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が、少なくともこれまでは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のかもしれない。

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く、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。今回の分析からは、成長につながる質の高い仕事が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。

本研究に残された課題は、既述のように短時間勤務をする育休者の分析である。また、根本的な問題として、本研究が用いた回顧法がもつ限界や、認知データの限界が挙げられる。それらを克服できるよう、引き続き研究を進めていく。

「注」

<sup>1</sup> 「令和 3 年度雇用均等基本調査」(厚生労働省 2022)。

<sup>2</sup> 同上。

<sup>3</sup> 我々のデータでも男性の育休期間は平均 1.99 月、取得者 345 名中育休期間が 1 か月に満たないものが 170 名と約半数だった。

<sup>4</sup> 男女の結婚・出産のプレミアムとペナルティの先行研究は川口(2008)に詳しい。

<sup>5</sup> 女性への仕事配分の偏りを分析した De Pater et al. (2010)や、男女の仕事の難易度の違いを分析した大湾(2017)等がある。

<sup>6</sup> 人事評価については「知らない・わからない」と回答している者と、1 から 5 の数値で回答している者とがある。後者に限って分析するために、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・セレ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、漸近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レクション・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。

<sup>7</sup> 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。

<sup>8</sup> 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こともできなくなる。

<sup>9</sup> 本データでは、女性育休取得者の 63.5%が復職後に短時間勤務を利用する。

「引用文献」(\*字数の都合上、重要なもののみ記し、完全なものは当日配布する資料に記します。)

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』, 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) .

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』, 60(1/2), 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』. 62(3/4), 71-92.

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』, 勁草書房.

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』, 10, 67-84.



第 53 回日本労務学会全国大会報告論集

\* 論文を引用、ご利用の場合はご面倒ですが [okuno@konan-u.ac.jp](mailto:okuno@konan-u.ac.jp) までご連絡ください。

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』, 54-10, 22-33.