

## 第6章 育児休業が女性の管理職登用に与える影響

### 1. 育休取得は女性管理職登用の妨げなのか

幼い子どもを持つ女性の就業を支える代表的な支援制度は、「育児休業制度」である。1992年に「育児休業等に関する法律」（現在の「育児・介護休業法」）が施行されて以来、育児休業（育休）の利用者が年々増え、現在女性従業員の87.8%（有期契約労働者の80.7%）はこの制度を利用している（厚生労働省「雇用均等基本調査2011」）。育児休業制度の利用は、仕事と育児の両立をしやすくすることで、子育て女性の就業継続の確率を高める効果があると報告されている（森田・金子1998、永瀬2003、周2003等）。

しかし一方では、育児休業の取得は、女性の昇進と管理職登用には、ネガティブな影響を及ぼすのではないかとの懸念もある。育児休業の取得、とくに法定期間を超えるような長期間の育児休業は、女性の管理職登用を阻害している可能性が指摘されている（伊岐2012）。その主な理由は、育児休業（とくに長い期間の育休）の取得は、職業技能の陳腐化を招く可能性があるからである。また、（長い期間の）育児休業の取得は、仕事よりも家庭重視、キャリア志向が弱い従業員のシグナリングとして使用者側が捉える可能性もあり、それは昇進や管理職登用にマイナスな影響を及ぼすことも考えられる。

では、育児休業の取得は、女性従業員のその後の昇進や管理職登用に実際にネガティブな影響を及ぼしているであろうか。事例研究に基づく分析がいくつかあるものの<sup>1</sup>、従業員アンケートに基づく実証分析は、筆者の知っている限り皆無に等しい。事例研究からの知見はもちろん有益であるが、それはどこまで普遍的な意味を持つかは不明である。育児休業の取得が女性の管理職登用にどのような影響を与えているのかを明らかにするためには、管理職と一般従業員の両方を含む全国規模の労働者アンケートに基づく実証分析が必要不可欠である。

そこで本稿は、筆者が企画段階から関わってきた企業と従業員アンケート調査の個票データを用いて、育児休業の取得と女性正社員の昇進・管理職登用との関連性を探りたいと思う。とくに、以下の2つの問いかけに答えようとしている。

- (1) 育児休業を取得した正社員女性と取得しなかった正社員女性との間に、昇進・管理職登用の確率をめぐって格差が存在しているのか。
- (2) 格差が存在している場合、それは何によってもたらされているのか。元々あったグループ間の属性（学歴、経験年数等）の違いによるものなのか、育児休業の取得によって生じた何かの変化によるものなのか。

<sup>1</sup> 例えば、永瀬・山谷（2011）が行った大企業の女性従業員20人に対するヒアリング調査では、出産後に育児休業を取得せずに復職したり、育児休業をためらったりする女性管理職の事例が複数報告されている。

## 2. 既存研究からの知見

家庭的責任、企業の組織的慣行等が女性の昇進機会や賃金水準に与える影響についての既存研究が多く見られる (Schneer and Reitman 1997;大塚英美 2009)。しかし、育児休業取得と女性の管理職登用との関係を調べる実証研究は、実に少ない。育児取得経験のある女性管理職に関する調査データが乏しいことが主な理由だと考えられる。とく男女間雇用格差の大きい日本では、課長以上の管理職に占める女性の比率は 7.3% (2011 年) に過ぎず、その上、さらに出産、育児休業の取得経験のある女性管理職に限定すると、通常の調査ではわずかなサンプルしか抽出できなくなる。

その代わりに、人数が多く調査データも比較的入手しやすい一般女性労働者を対象とした研究が盛んに行われてきた。例えば、育児休業制度の取得有無は、子育て女性の就業継続の確率を高めているかどうかや (樋口 1994、森田・金子 1998、滋野・松浦 2003、永瀬 2003、周 2003)、育児休業を取得した女性従業員に賃金水準の低下が見られているかどうか (Wood ほか 1993; Albrecht 他 1999;Waldfoegel 1998) が、その主な問題関心である。これらの先行研究は、育児休業の就業継続効果について、おおむね肯定的な意見で一致しているものの、育児休業取得における賃金ペナルティ効果の有無について、意見が大きく分かれている。

育児休業の賃金ペナルティ効果を認めた研究として、Albrecht 他 (1998) がある。Albrecht 他 (1999) は、スウェーデンのパネルデータ<sup>2</sup>を用いて、育児休業の取得が男女の賃金に与えている影響を調べた。固定効果モデル (Fixed Effect Model) を用いた彼らの推定結果では、育児休業の取得が賃金に与えるネガティブな影響は、男性と女性の両方について確認されている。ただし、育児取得による賃金ペナルティの大きさは、男女間に大きなギャップがあることは分かった：男性は女性の約 4 倍の大きさである (Albrecht 他 1999 : Table5)。それは、育児休業の賃金ペナルティが生じるメカニズムに、男女間に大きな違いがあるからと、Albrecht 他 (1999) が指摘する。スウェーデンでは、仕事への熱心度、やる気等に関係なく、ほぼ全ての女性労働者は育児休業を取得している。一方、男性の育児取得はまだ一般的ではなく、仕事へのコミットメントの低い男性は育児休業を取得すると使用者側が見ている可能性がある。その結果、女性の場合、育児休業の賃金ペナルティは育児休業期間で生じた経験や技能等人的資本価値の下落が主な原因となっているのに対して、男性はそれに加え、育児休業の取得が仕事へのコミットメントの低いシグナリングとして使用者側が捉えていることも要因の 1 つとなっている。

一方、育児休業の賃金ペナルティが確認できないとした代表的な研究は、Waldfoegel (1998) がある。Waldfoegel (1998) は米国の女性労働者における 8 年間のパネルデータを分析した結果、育児休業制度を実際に利用して元の職場に復帰した女性は、利用しなかった女性より

---

<sup>2</sup> 育児休業取得の賃金効果に関する実証研究は、近年パネルデータを用いることが主流となっている。パネルデータであれば、賃金と育児休業取得の両方に影響を及ぼしながらも調査データからは観察されない個人間の固定的な異質性 (例えば、IQ、能力の違い等) の影響をある程度排除することが可能である。

もその後の賃金が高いことが分かった。育休取得の賃金プレミアムは、子ども1人分の賃金ペナルティに相当する程度の大きさであると推定されている。その理由は、「育児休業の取得により、子どものいる女性は、同じ企業での連続した勤続経験を積み、良好なジョブマッチを維持し、順調にキャリアラダーに登ることが可能になったこと」であると Waldfogel(1998)が説明している。

Albrecht 他 (1999) と Waldfogel (1998) が真逆な結果を導いた理由には、それぞれの分析対象国の育児休業の取得慣行が大きく異なることに起因する部分が大いと思われる。スウェーデンでは、所得補償付きの育児休業の取得は、女性就業者の当然な権利として受け止められており、育休の取得有無は従業員の資質や仕事コミットメント度のシグナリングとはならない。しかし、米国（少なくとも 1993 年以前）では使用者側は従業員に育児休業（所得補償なし）の権利を選別的に与えるのが一般的である。育休期間中は原則無給のため、育児休業制度にカバーされていても経済的な理由で育休を取得しない女性が少なくない。つまり、米国では育児休業を取得した女性は、使用者側の残してほしい人材で、比較的急な賃金カーブにいる（21歳と30歳時点での比較で確認できる）グループに属する可能性が高い。Waldfogel (1998) はパネルデータの一階差分モデルを用いても、こうしたグループ間の観察されない属性の効果と育休取得の効果とを完全に分離することができなかつたと考えられる。

では、日本女性には育休取得の賃金ペナルティが確認できるのであろうか。日本のパネルデータ（1993～2001年）を用いて、武内・大谷（2008）は出産が賃金に与える効果を計測したところ、子どものいない有業女性と比較して、育児休業を取得した有業女性は、出産後の賃金が低くなっていない（両者の差は統計的に有意ではない）。しかし、出産前（最大6年前）に遡ると、育休取得女性の賃金が比較的高いことが分かった。つまり、育児休業の賃金ペナルティは、出産前の属性プレミアムによって相殺されている可能性がある。

図表 6-2-1 女性の育児休業の取得慣行とその賃金効果における3カ国比較

	スウェーデン	米国	日本
制度の浸透度	高い	低い	中程度
取得者の属性プレミアム	小さい	大きい	中程度
育休取得が賃金に与える影響	マイナス	プラス	影響なし
育児取得の賃金ペナルティ効果	あり	?	?
	賃金ペナルティ効果 ≧ 属性プレミアムの効果	ペナルティ効果なし or 賃金ペナルティ効果 < 属性プレミアムの効果	ペナルティ効果なし or 賃金ペナルティ効果 = 属性プレミアムの効果

参考資料：Albrecht 他(1999)、Waldfogel(1998)、武内・大谷（2008）。

以上の既存研究の結果を総合すると、日本の状況はちょうど米国とスウェーデンの中間に位置していることが分かる（図表 6-2-1）。スウェーデンでは女性の育児休業取得が労働者の間に非常に浸透しており、育休取得者が優秀で前途有望な労働者グループに偏在しているという属性プレミアムは殆どない。それに対して米国では、育休制度の浸透度が低く、育休取得者の属性プレミアムが非常に大きい。一方の日本では、育休制度の浸透度も育休取得者の属性プレミアムも中程度のものとなっている。こうした育児休業の取得慣行の違いにより、育児休業取得が賃金に与える影響を統計的に推定すると、スウェーデンでは「マイナス」、米国では「プラス」、日本では「影響なし」と、それぞれ異なる実証結果が導かれていると考えられる。

### 3. 仮説と実証モデル

昇進と管理職登用は、広い意味で賃金と同じく労働の報酬（Reward）としてみることができる。そのため、育児休業の昇進・管理職登用ペナルティに関する理論的説明は、おおよそ賃金ペナルティの説明と同じである。つまり、育児休業の取得は、女性の昇進・管理職登用を阻害する理由として、「人的資本下落仮説」と「シグナリング仮説」が最も有力な説明となる。

人的資本理論によると、（育児）休業は、労働者の職業技能、知識とネットワークの低下や陳腐化をもたらし、労働者の持つ人的資本の価値が相応に下落されていく（Mincer and Offek 1982）。人的資本の下落度合は、職種、産業等によって異なるものの、総じて休業期間が長ければ長いほど、下落が激しくなる（「人的資本下落仮説」）。

また、育児休業の取得は、労働者のキャリア志向（やる気、仕事へのコミットメント等）のシグナリングとして経営者側が見る可能性があることが指摘されている（Judiesch and Lyness 1999）。企業側は、同等な能力を持つ社員の中から、やる気があってキャリア志向の高い従業員を早期段階で選び出して、核心的な業務に従事させたり、管理職の候補として育てたりする必要がある。しかし、労働者のキャリア志向について、明らかな情報の非対称性が存在している。労働者本人は、自分のキャリア志向を良く知っているが、企業側はさまざまな情報（ふだんの勤務態度、言論、同僚の評価等）からそれを推測するしかない。育休取得が一般的ではない職場環境で育児休業を取得したり（前述のスウェーデン男性の例）、標準的な期間よりも長めの育児休業を取得したりすると、「育休取得＝低キャリア志向」として使用者側に見られるリスクが高くなり、それは昇進・管理職登用の遅れを招く可能性がある（「シグナリング仮説」）。

上記の仮説を検証する方法として、第（1）式の実証モデルを用いる。女性ホワイトカラーの個人属性と家庭・企業環境属性などの諸条件を一定として、育児休業（ $m$ ）の取得有無が、管理職登用の有無（ $y1$ ）や昇進の遅れ感（ $y2$ ）に与える影響を検証する。

$$\Pr(Y = 1) = \alpha + \beta m + \sum_j \gamma_j X_j + \varepsilon \quad (1)$$

(被説明変数  $Y$  :  $y1$  or  $y2$ )

$y1$  (管理職登用) = 1 if 管理職に登用されている、0 otherwise

$y2$  (昇進) = 1 if 自身の昇進は遅い方だと感じている、0 otherwise

(キー変数  $m$ )

$m$  (育児休業の取得期間ダミー) = 1 if 育児休業を取得したことがない;

2 if 育児休業期間が 12 ヶ月以内;

3 if 育児休業期間が 13 ヶ月以上。

(※複数回にわたって育児休業を取得した場合、1 回目の取得について)

(その他の説明変数  $X$ )

個人属性：年齢、学歴、正社員経験年数、転職経験の有無

家庭環境：子ども数、配偶者の有無・年収

企業環境：企業規模、女性管理職のロールモデル（お手本）の有無、勤務部署、業種、  
育児休業制度の充実度

「人的資本下落仮説」と「シグナリング仮説」のいずれも、「 $\beta < 0$ 」（被説明変数が  $y1$  の場合）<sup>3</sup>との予想につながるものの、「シグナリング仮説」はさらに、育児休業の取得期間が法定育児休業期間（12 ヶ月）を超えているかどうかで、女性の昇進・管理職登用確率に非連続的な変化、いわゆるキック（kink）が生じるとの予想が加えられる。

#### 4. 観察されない属性の影響

もともと、一時点のクロスセクションデータを用いる第（1）式の Probit 推定では、キー変数である「育児休業の取得  $m$ 」の係数推定値  $\beta$  が過小評価（絶対値ベース）されている可能性がある。育児休業を取得した女性は、元々「優秀で前途有望な女性」のグループに偏っている場合、育児休業の管理職登用ペナルティはこうした属性プレミアムによって相殺される可能性があるからである。

学歴、転職の有無、正社員経験年数等の説明変数をモデルに加えることで、ある程度属性プレミアムの影響を除去することが可能であるが、観察されない属性の影響が依然として残るであろう。例えば、労働者の職業能力や、キャリア志向、仕事へのコミットメント、仕事・管理能力における経営（人事）側の評価等は、アンケート調査から汲み取ることができない。こうした観察されない個人間の異質性の影響は、パネルデータを利用しても完全に除去する

<sup>3</sup> 被説明変数が  $y2$  の場合、「 $\beta > 0$ 」と予想される。

ことが困難である。なぜならば、パネルデータの固定効果モデルまたは一階差分モデルで除去できるのは、時間とともに変化しない固定要因（例えば、IQ、能力等）の影響のみである。実際には、管理職登用と育休取得に影響与えながらも観察されない個人属性のうち、時間とともに変化するものも少なくない。例えば、労働者のキャリア志向等は家庭環境や社会情勢の変化とともに変化するため、その影響はパネルデータを使っても完全に除去することができない。

本研究は Albrecht 他（1999）の研究結果からヒントを得て、一時点のクロスセクションデータを用いてこうした Omitted（脱落）変数の問題に対処する。Albrecht 他（1999）の研究によると、育児休業の取得率の高いスウェーデン女性の場合、観察されない属性プレミアムの影響が小さく、クロスセクション（OLS）推定と固定効果モデル推定では仕事経験年数の係数推定値はほぼ同値となっている。これは、OLS 推定値は一致推定量となっており、観察されない属性プレミアムによるバイアスが殆ど生じていないことを意味する。そこで本研究も、昇進・管理職登用確率の推定に当たっては、育児休業の取得率が7割を超える1970年以降生まれのコーホート（有子女性正社員）を分析対象に限定することで、観察されない属性の影響を最小限にするよう工夫を行っている。

## 5. データ

本研究が用いる主なデータは、(独) 労働政策研究・研修機構（JILPT）が2012年10月に行った「男女正社員のキャリアと両立支援に関する調査2012」（以下、「JILPT 調査2012」）の個票である。該当調査は、「企業調査」、「管理職調査」および「一般従業員調査」の3つによって構成される。

そのうち、「企業調査」の対象となるのは、業種別に層化無作為に抽出された全国の中小企業（従業員100～299人）6,000社と大企業<sup>4</sup>（従業員300人以上）6,000社の計12,000社である。そして、「管理職調査」の対象となるのは、「企業調査」の対象企業で働く課長相当職以上の管理職48,000人である。ただし、大企業は1社あたり5名（できれば女性3名を優先）、中小企業は1社あたり3名（できれば女性2名を優先）の管理職を抽出するよう調査を依頼している。さらに、「一般従業員調査」は同じく「企業調査」の対象企業で働く25～54歳のホワイトカラー<sup>5</sup>職（主任・係長まで）96,000人である。ただし、大企業は1社あたり10名（男女各5名）、中小企業は1社あたり6名（男女各3名）の一般従業員を調査対象とした。

調査は郵送法によって行われ、大企業1,036社（有効回収率17.3%）、中小企業934社（有

<sup>4</sup> 以下特別に言及しない限り、「大企業」と「中小企業」はそれぞれ従業員300人以上規模の企業と従業員100～299人規模の企業を指している。

<sup>5</sup> ホワイトカラー職とは(1)専門・技術職、(2)事務職、(3)販売・営業職（「日本標準職業分類2009」の大分類「B 専門・技術」・C「事務」・D「販売」に準拠）。サービス職や生産現場は含まない。

効回収率 15.6%)、管理職 5,580 人 (有効回収率 11.6%)、一般従業員 10,218 人 (有効回収率 10.6%) から有効回答が得られた。該当調査の有効回収率は、同種の企業調査としては高い方といえる (詳細は、JILPT2013 を参照)。

「JILPT 調査 2012」が、本研究の分析テーマに最適なデータといえる理由は主に 2 つある。1 つ目の理由は、該当調査では女性管理職サンプルが 947 人 (うち育児休業経験者 155 人) も含まれていることである。統計的に信頼できる分析結果を得るためには、育児休業を取得した経験のある女性管理職サンプルを一定数確保する必要がある。しかし、こうしたサンプルの出現率が非常に低いため、通常の個人アンケートでは僅かなサンプルしか得られない<sup>6</sup>。

2 つ目の理由は、企業の人事・労務担当者によって記入されている企業調査票と労働者調査をマッチングさせられることである。管理職登用の有無には、育児休業取得の有無にのみならず、個人要因と環境 (おもに企業環境) 要因も複雑に絡み合っているため、個人・家庭属性および企業属性を同時にコントロールすることが分析上大きなメリットといえる。通常の個人アンケートでも、勤め先の企業属性についてたずねることはあるものの、企業における育児支援制度の充実程度、両立支援制度の実施状況など今回の研究テーマではとくに重要とされるような企業属性は個人からは正確な答えが得られにくい。

「管理職調査」と「一般従業員調査」のいずれも企業の人事・労務担当者を経由して配布され、男女比を配慮しながら対象者が選定されているという点では、調査サンプルは厳格な意味での無作為抽出標本ではない。こうしたサンプルの欠陥を考慮してもなお、「JILPT 調査 2012」には他のアンケートでは代替できないような上述の 2 つの長所を持っており、本研究の分析テーマにもっとも適合しているデータといえる。

なお、「JILPT 調査 2012」と厚生労働省「賃金構造基本統計調査 2011」の標本属性を比較したところ (図表 6-5-1)、2 つの調査では育児休業取得率と課長級女性管理職の平均年齢がほぼ同じであるが、「JILPT 調査 2012」の女性管理職 (部長級と課長級のいずれも) の大学・大学院卒者の割合はやや高めで、部長級女性の平均年齢は「賃構調査 2011」より 2 歳ほど若いことが分かる。

<sup>6</sup> 例えば、JILPT「日本人の就業実態に関する総合調査 2009」(JILPT 調査シリーズ No. 89) が、住民基本台帳から層化多段無作為抽出法で 20~65 歳男女を 5,092 人に調査したところ、女性管理職 (課長・部長クラス) サンプルはわずか 13 人 (正規従業員サンプルの 0.7%相当) だった。

図表 6-5-1 標本属性の比較

	JILPT調査2012	賃構調査2011
管理職の女性比率（100人以上企業）	17.0%	7.2%
育児休業取得率（1980年以降生まれの有子女性）	88.7%	87.7%
女性管理職の大卒比率（100人以上企業、部長級）	47.1%	42.4%
女性管理職の大卒比率（100人以上企業、課長級）	43.1%	37.2%
女性管理職の平均年齢（100人以上企業、部長級）	49.7	52.0
女性管理職の平均年齢（100人以上企業、課長級）	46.6	47.4

出所：JILPT「男女正社員のキャリアと両立支援に関する調査 2012」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査 2011」

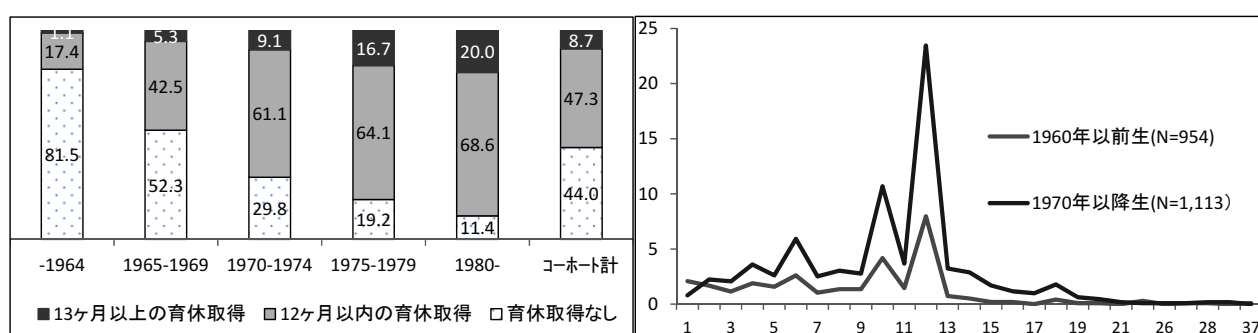
## 6. 単純集計

### （1）育休取得の標準コース

育休取得の「標準コース」は出生コーホートごとに大きく異なる。「1964年以前生」コーホートでは、母親の大多数（81.5%）は「育休未取者」である。「1965～1969年生」コーホートでは、「育休未取者」の割合が52.3%までに下がっているが、やや優勢を保っている。1970年以降生まれのコーホートとなると、「育休取得者」（そのほとんどは「12ヶ月以内の育休取得」）は全体の7割以上を占めるようになった（図表6-6-1）。

つまり、1969年以前生まれのコーホートにとって「標準コース」とは「育休取得なし」のことであるが、1970年代以降生まれのコーホートにとっての「標準」とは「12ヶ月以内の育休取得」のことである。育休取得月数の分布を見ると、いずれのコーホートについても、「6ヶ月」、「10ヶ月」のところに低い山、「12ヶ月」のところに高い山が見られる。

図表 6-6-1 出生コーホート別有子女性正社員の育児休業の取得状況  
（育休取得状況の内訳、%） （育休取得月数の分布、%）



出所：「JILPT 調査 2012」より筆者が集計したものである。以下の図表同。

※ 右側の分布図には、「育休取得なし」に関する数値が省略されている。

### （2）育休取得女性の属性

観察される属性間の比較によると、日本の育休取得女性には、学校教育や企業内教育訓練でより多くの人的資本を蓄積されている者や、賃金水準の高い者が多いとの指摘がある（阿



部 2005)。では、育児休業を取得した女性は、本当に「優秀で前途有望な女性」のグループに偏っているであろうか。

図表 6-6-2 育休有無・出生コーホート別属性比較（有子女性正社員）

	-1964		1965-1969		1970-1974		1975-1979		1980-		コーホート計	
	×	○	×	○	×	○	×	○	×	○	×	○
(人的資本量)												
高校・中学校卒(%)	52.1	26.5	54.2	27.7	48.4	31.6	37.0	21.2	38.1	22.3	50.3	26.3
短大・高専・専門学校(%)	32.5	36.3	29.1	37.4	34.4	36.0	39.7	35.4	38.1	22.3	32.8	34.2
大学(院)卒(%)	15.4	37.2	16.7	34.9	17.2	32.4	23.3	43.4	23.8	55.4	16.9	39.5
正社員経験(年)	24.8	29.0	17.5	23.3	14.1	18.5	10.4	13.4	5.4	8.5	19.5	17.4
キャリアブランク(年)	8.6	2.2	8.3	1.5	6.8	1.6	5.5	1.5	4.1	1.0	7.8	1.5
(報酬Reward)												
平均年収(万円)	478.7	618.6	353.0	515.3	315.0	418.0	285.1	340.3	266.7	258.5	398.1	409.2
昇進の遅れを感じる者の割合(%)	27.2	32.7	23.1	28.6	24.8	30.5	24.3	34.5	45.0	29.9	26.0	31.4
課長以上管理職の割合(%)	39.6	50.0	13.4	26.0	6.6	8.0	2.7	4.1	0.0	2.5	23.4	13.1
N(標本サイズ)	409	102	209	196	151	361	74	316	21	157	864	1,132

※ ○ 育児休業を取得したことがある × 育児休業を取得したことがない

図表 6-6-2 では、「JILPT 調査 2012」を用いて、育児休業を取得した女性正社員（○）と、育児休業を取得しなかった女性正社員（×）の学歴分布、正社員経験年数およびキャリアブランク（最終学校卒業してから現在まで正社員ではない期間）を比較してみた。その結果、やはり育休取得女性には高学歴でキャリアブランクが短いといった特徴が見られる。

大学（院）卒者の割合でみると、育休取得女性は 32.4%~55.4%で、育児未取得女性(15.4~23.8%)より 15~30 ポイントほど高い。正社員経験年数についても、育休取得女性が平均して 3~6 年長い。こうした人的資本量を代表する学歴や正社員経験年数等、属性分布の偏りは、全ての出生コーホートについて確認できる。

育休取得女性の属性プレミアムは、賃金と管理職登用割合にも現れている。育児休業を取得しなかった女性正社員に比べ、総じて育休取得女性の平均年収と課長以上管理職に登用された者の割合が高い。

「育休取得者／育休未取得者」の年収格差は、「1964 年以前生」1.29 倍、「1965~1969 年生」1.46 倍、「1970~1974 年生」1.33 倍と年長コーホート内で大きく、「1975~1979 年生」(1.19 倍)と「1980 年以降生」(0.97 倍)の若いコーホート内で小さくなっている。管理職登用割合における「育休取得者／育休未取得者」の格差についても、「1964 年以前生」と「1965~1969 年生」の年長コーホートでは 10 ポイント差以上あるものの、1970 年以降生まれのコーホートでは 1.4~2.5 ポイント差に止まっている。

このように、育休取得女性は育休未取得女性に比べ、総じて高学歴で正社員の経験年数が長く、同年齢層の中では平均賃金と管理職登用の割合も高く、「優秀で前途有望な女性」のグループに偏在しているといっても過言ではない。

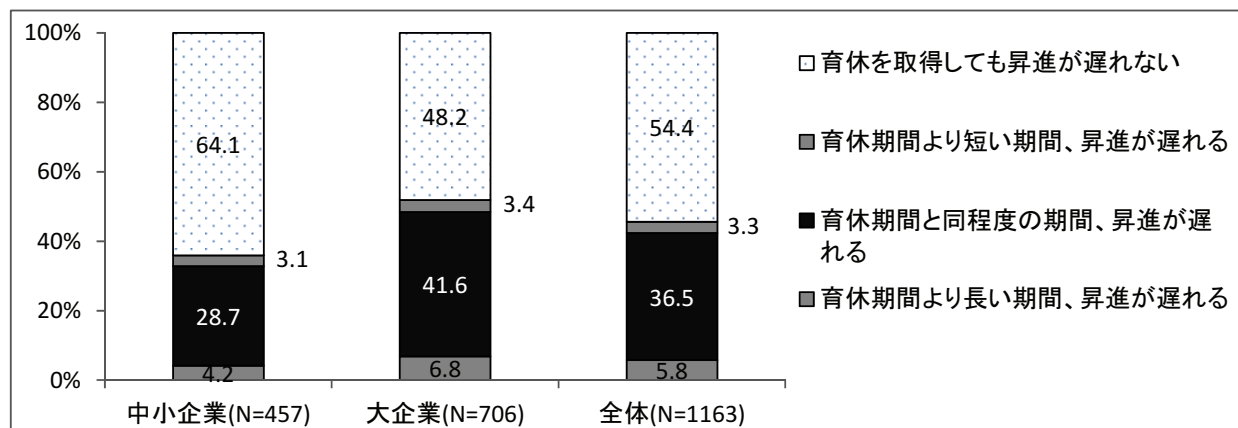
### （３）育休取得と昇進に関する意識

企業の人事・労務担当者に育休取得と昇進との関係をたずねたところ、大企業の 48.2%、中小企業の 64.1%は、「育休を取得しても昇進が遅れない」と回答している（図表 6-6-3）。裏返せば、大企業の 5 割強と中小企業の 1/3 強は、育児休業は多かれ少なかれ昇進スピードに影響を与えていると認めている。影響があると回答した企業のうち、「育休期間と同程度の期間、昇進が遅れる」との回答が圧倒的に多く（36.5%）、「育休期間より長い期間、昇進が遅れる」との回答（5.8%）も一部見られる。

一方、労働者側自身は、自分の昇進スピードをどのように感じているのであろうか。自身を同じ雇用管理区分の会社同僚（男性社員を含む）と比較して、「自分の昇進が遅れている」と感じる者の割合は、育休取得女性の方が高い（図表 6-6-4）。例えば、管理職登用に差し掛かっている年齢段階にいる 1975～1979 年生コーホート（調査時点で 33～37 歳）についてみると、昇進の遅れ感を持つ者の割合は、育休取得女性 34.5%、育休未取得女性 24.3%となっており、前者は後者より 10.2 ポイントも高い。1974 年以前生コーホートに関しても、育休取得女性の昇進の遅れ感は比較的強いこと（プラス 5 ポイント程度）が分かる。

なお、昇進の遅れ感の強い順に、「育休取得女性」≫「育休未取得有子女性」≫「無子女性 or 男性」となっており（図表 6-6-4）、育児休業の取得だけではなく、子どもを育てていること自体も、昇進の遅れもたらしている可能性が示唆されている。

図表 6-6-3 企業の人事・労務担当者がみる育児休業と昇進の関係（%）



※ 育休取得後に直近の役職（係長・主任相当職以上）への昇進事例がない企業(N=760)は集計から除外。

図表 6-6-4 自身の昇進は「遅い方」だと感じる労働者の割合

	出生年コーホート					コーホート計
	-1964	1965-1969	1970-1974	1975-1979	1980-	
(一般従業員)						
育休取得あり女性	48.2	37.4	32.6	34.9	29.9	34.4
うち、13ヶ月以上育休取得者	66.7	47.1	42.6	34.9	25.0	36.8
育休取得なし女性（有子）	33.1	25.4	25.9	25.3	45.0	29.0
育休取得なし女性（無子）	37.8	36.3	30.7	21.6	15.4	22.7
男性	43.2	38.3	28.1	20.8	14.8	24.2
一般従業員全体	39.6	35.8	29.4	22.9	16.0	25.0

※ 標本数 10 未満のカテゴリーについての集計値が斜体字となっている。

昇進の遅れ感の有無は、回答者個人の主観的認知バイアスが入り込んでおり、その人の客観的昇進状況を必ずしも反映していないという問題点がある。例えば、自分の能力や仕事のパフォーマンスを過大に評価している個人の場合、客観的にみれば順当に昇進の道を歩んでいるにも関わらず、自分の昇進が遅れていると感じる可能性がある。逆に会社での出世に関心のない個人の場合、自分の昇進の遅れに気づかないこともある。しかし一方では、この指標は自分と同じようなスタートラインに立っていた同僚間との比較であるため、観察されない属性プレミアムの影響は比較的小さいと考えられる。その結果、属性プレミアムの影響で賃金と管理職登用割合の比較では見られなかった育休取得のペナルティが、昇進の遅れ感の比較では見られるようになってきていると考えられる。

## 7. 推定結果

### (1) 育休取得の管理職登用ペナルティが本当か

第 6 節 (2) の単純集計では、育休取得女性は育休未取得女性に比べて、全般的に高学歴で正社員経験年数の長い者が多い等、元々の人的資本量が優位に立っていることが分かった。こうした属性プレミアムの影響もあって、育休取得女性の賃金と管理職登用割合が総じて未取得女性より高くなっている。

では、学歴、正社員経験年数等人的資本の保有量が同程度の有子女性の中で比較しても、育休取得者が管理職になりやすいのか。「人的資本下落仮説」と「シグナリング仮説」によれば、その答えは「No」である。仮に属性プレミアムの影響をうまく除去できていれば、育休取得は管理職の登用確率を低下させ、いわゆる「管理職登用ペナルティ」が見られるはずである。本節では、推定結果に基づき、これらの仮説の予測が正しいかどうかを見てみたい。

具体的には、図表 6-7-1 は第(1)式に基づき、人的資本量（観察可能な変数のみ）に加え、子育て負担を示す子どもの数等家庭環境の要因、企業規模、管理職女性のロールモデルの有無、勤続部署、産業部門等企業環境要因の影響をさらにコントロールした上、育休取得の有無が管理職登用の確率に与える影響を調べた。

全ての出生コーホートを分析対象とした結果（図表 6-7-1 推定(1)）によれば、法定の育児休業期間（12ヶ月）以内の育児休業取得は、女性ホワイトカラーの管理職登用に影響を与

えていないことが分かった。しかし、13ヶ月以上の育児休業を取った女性は、休暇を取らなかった女性に比べて管理職登用の確率が7.9%ポイント低下する。これは、「人的資本下落仮説」と「シグナリング仮説」の予測と一致した結果である。

もっとも、第4節で指摘するように、観察されない(omitted)属性プレミアムの影響を考慮すれば、「-7.9%ポイント」という限界効果は過小評価(絶対値ベース)されている可能性がある。実際、属性プレミアムの影響が比較的小さいと思われる「1970年以降生まれ」のコーホートに限定した結果(図表6-7-1 推定(3))をみると、13ヶ月以上の育休取得が管理職登用に与える影響が「-8.6%ポイント」までに上昇(絶対値ベース)している。

「13ヶ月以上の育休取得」に管理職登用のペナルティがあるという推定結果をどのように解釈すればよいのであろうか。1つの可能な解釈は、育休取得女性の人的資本量は、12ヶ月以内の休業の場合ではそれほど下落しないものの、13ヶ月以上の休業では昇進や管理職登用に影響を与えるほど顕著な下落が生じていることである。もう1つの可能な解釈は、13ヶ月以上の育休取得は、標準コースを超えたため、「キャリア志向の弱い」従業員のシグナリングとして企業側が受け止めて、それは管理職昇進に響いたというものである。

一方、1969年以前生まれのコーホートに限定した結果(図表6-7-1 推定(2))では、育休取得者と未取得者の管理職登用確率が統計的に変わらない。これらのコーホートにおいては、育休取得率が低く、育休取得者が「優秀で前途有望な労働者」グループに偏在するため、育休取得の管理職登用ペナルティが観察されない属性プレミアムによって相殺された可能性がある。

図表 6-7-1 管理職登用の決定要因 (Probit モデル、推定対象=有子女性正社員)

	(1) 全コーホート		(2) 1969年以前生まれ		(3) 1970年以降生まれ				
	dy/dx	S.E.	dy/dx	S.E.	dy/dx	S.E.			
育休取得状況 <sup>a</sup>									
12ヶ月以内	0.001	0.025	0.023	0.042	-0.038	0.038			
13ヶ月以上	-0.079	0.036	**	-0.102	0.084	-0.086	0.040	**	
個人属性・家庭環境									
初産の年齢	-0.004	0.002	*	-0.003	0.004	-0.005	0.003		
年齢	0.012	0.002	***	0.022	0.004	***	0.001	0.004	
学歴 <sup>b</sup> : 短大・高専・専門学校	0.020	0.018		0.030	0.034		0.017	0.017	
大学(院)	0.122	0.023	***	0.192	0.042	***	0.106	0.032	***
正社員経験年数	0.008	0.002	***	0.010	0.002	***	0.010	0.004	***
転職ダミー	-0.054	0.019	***	-0.106	0.033	***	-0.003	0.022	
子どもダミー (1 if 2人以上)	-0.039	0.018	**	-0.075	0.034	**	-0.015	0.020	
有配偶者ダミー	-0.024	0.029		-0.100	0.049	**	0.075	0.040	*
配偶者年収	0.000	0.000		0.000	0.000		0.000	0.000	
企業環境									
大企業	-0.003	0.018		0.042	0.034		-0.033	0.020	*
社内育児休業制度 <sup>c</sup> =法定どおり	-0.065	0.047		-0.087	0.079		-0.005	0.046	
法定期間より長い	-0.118	0.049	**	-0.200	0.083	**	-0.024	0.049	
ポジティブ・アクション(PA)実施	-0.001	0.019		-0.022	0.034		0.011	0.021	
PAの方針の明確化	0.039	0.024	*	0.049	0.044		0.028	0.026	
両立支援制度の実施数(0-12)	0.011	0.005	**	0.016	0.009	*	0.005	0.006	
フレックスタイム制度	-0.036	0.022	*	-0.069	0.040	*	-0.005	0.023	
ベビーシッター費用の援助措置	-0.020	0.026		-0.047	0.045		-0.008	0.032	
ロールモデルダミー	0.222	0.025	***	0.368	0.044	***	0.097	0.026	***
勤務部署 <sup>d</sup> =企画・調査・広報	0.077	0.041	*	0.085	0.075		0.076	0.054	
研究・開発・設計	0.043	0.037		0.087	0.072		-0.008	0.031	
情報処理	0.040	0.059		0.021	0.123		-0.004	0.044	
営業	0.035	0.028		0.103	0.050	**	-0.013	0.028	
販売・サービス	0.016	0.031		0.065	0.060		-0.023	0.027	
生産	-0.007	0.036		-0.053	0.064		0.057	0.065	
その他	0.047	0.023	**	0.075	0.040	*	0.028	0.030	
組合ダミー	-0.037	0.018	**	-0.045	0.032		-0.039	0.020	**
業種ダミー(16)	結果省略			結果省略			結果省略		
標本サイズ	1,451			631			720		
対数尤度	-383.3			-221.3			-125.8		
擬似決定係数	0.425			0.442			0.276		

※1 dy/dx は、各個人の限界効果の平均値、S.E. は delta method によって算出された標準誤差である。

※2 対照群 a 育児休業取得なし、b 高校・中学校 c 育児休業制度なし d 人事・総務・経理

※3 いくつかの業種ダミーに共線性が起こっており、それに関連した標本が推定から自動的に落とされているため、推定 2 と 3 の標本合計が、推定 1 の標本合計と必ずしも合致しない。

※4 \*\*\* P 値<0.01、\*\* P 値<0.05、\* P 値<0.1

## (2) 育休取得者の昇進の遅れ感が強いのか

育休取得者と未取得者における単純比較(図表 6-6-2)では、ほぼ全ての出生コーホート(除く 1980 年以降生まれ)について育休取得者の方は昇進の遅れを感じる者の割合が高い。では、個人属性や家庭環境、職場環境等の要因をすべて一定とした場合、育休取得者における昇進の遅れ感が依然として高いのであろうか。

全ての出生コーホートを分析対象とした結果(図表 6-7-2 推定(1))によれば、12ヶ月以内の育休取得者が昇進の遅れを感じる確率は、育休未取得者と統計的に変わらない。一方、13ヶ月以上の育休取得者は、休暇を取らなかった者に比べて昇進の遅れを感じる確率が 12.3%ポイント高い。育休取得率の高い 1970 年以降生まれのコーホートに限定すると、育児休業の昇進(感)ペナルティはより鮮明に出ている。育休未取得者に比べ、昇進の遅れを感

じる確率は、12ヶ月以内の育児休業取得者が11.0%ポイント、13ヶ月以上の育休取得者が18.0%ポイントも高い（図表6-7-2推定(3)）。

図表6-7-2 昇進の遅れ感の決定要因（Probitモデル、推定対象＝有子女性正社員）

	(1)全コーホート		(2)1969年以前生まれ		(3)1970年以降生まれ	
	dy/dx	S.E.	dy/dx	S.E.	dy/dx	S.E.
育休取得状況 <sup>a</sup>						
12ヶ月以内	0.046	0.038	0.022	0.053	0.110	0.048 **
13ヶ月以上	0.123	0.059 **	0.078	0.116	0.180	0.068 ***
個人属性・家庭環境						
管理職ダミー	-0.004	0.003	0.005	0.005	-0.014	0.006 **
初産の年齢	-0.217	0.041 ***	-0.248	0.048 ***	-0.308	0.095 ***
年齢	0.004	0.003	0.018	0.005 ***	0.011	0.007
学歴 <sup>b</sup> ：短大・高専・専門学校	-0.006	0.030	-0.052	0.042	0.012	0.042
大学(院)	0.054	0.036	0.005	0.057	0.060	0.050
正社員経験年数	0.004	0.003	0.003	0.003	-0.003	0.006
転職ダミー	-0.030	0.029	-0.117	0.042 ***	0.051	0.040
子どもダミー（1 if 2人以上）	-0.005	0.028	-0.042	0.045	0.013	0.039
有配偶者ダミー	0.056	0.046	0.029	0.062	0.085	0.071
配偶者年収	0.000	0.000 *	0.000	0.000	0.000	0.000
企業環境						
大企業	-0.004	0.028	-0.034	0.040	0.026	0.038
社内育児休業制度 <sup>c</sup> =法定どおり	-0.101	0.075	-0.056	0.106	-0.177	0.109 *
法定期間より長い	-0.076	0.080	-0.036	0.113	-0.153	0.114
ポジティブ・アクション(PA)実施	0.046	0.029	0.086	0.041 **	0.001	0.039
PAの方針の明確化	-0.030	0.038	-0.029	0.056	-0.014	0.051
両立支援制度の実施数(0-12)	0.002	0.008	0.023	0.011 **	-0.016	0.012
フレックスタイム制度	-0.008	0.031	-0.032	0.048	0.018	0.041
ベビーシッター費用の援助措置	-0.007	0.043	-0.081	0.060	0.054	0.059
ロールモデルダミー	-0.020	0.027	-0.026	0.041	-0.021	0.036
勤務部署 <sup>d</sup> =企画・調査・広報	-0.091	0.052 *	-0.031	0.094	-0.133	0.062 **
研究・開発・設計	-0.040	0.050	0.002	0.082	-0.036	0.066
情報処理	0.021	0.079	0.182	0.166	-0.003	0.093
営業	0.030	0.046	0.116	0.068 *	-0.044	0.059
販売・サービス	0.066	0.057	-0.014	0.077	0.128	0.078 *
生産	-0.008	0.052	0.115	0.080	-0.107	0.065 *
その他	-0.034	0.035	-0.055	0.047	0.004	0.051
組合ダミー	0.011	0.027	0.000	0.039	0.027	0.037
業種ダミー(16)	結果省略		結果省略		結果省略	
標本サイズ	1,416		612		797	
対数尤度	-809.3		-314.3		-462.2	
擬似決定係数	0.054		0.119		0.066	

※1 dy/dx は、各個人の限界効果の平均値、S. E. は delta method によって算出された標準誤差である。

※2 対照群 a 育児休業取得なし、 b 高校・中学校 c 育児休業制度なし d 人事・総務・経理

※3 いくつかの業種ダミーに共線性が起こっており、それと関連した標本が推定から自動的に落とされているため、推定2と3の標本合計が、推定1の標本合計と必ずしも合致しない。

※4 \*\*\* P値<0.01、\*\* P値<0.05、\* P値<0.1

図表 6-7-1 の推定結果と同じように、図表 6-7-2 の推定結果もおおむね「人的資本下落仮説」と「シグナリング仮説」の予測と一致している。ただし、育休取得における限界効果の大きさを見ると、管理職登用（図表 6-7-1）よりも、昇進の遅れ感（図表 6-7-2）の方は、育休取得の負のインパクト（ペナルティ）が強いようである。これは、昇進の遅れ感は自分と同じような属性グループの同僚間との比較であるため、観察されない属性プレミアムの影響は比較的小さいためだと考えられる。

## 8. 結果の解釈と頑健性

冒頭の疑問に戻るが、育休取得が本当に女性の管理職登用の妨げになっているのか。単に管理職割合で比較した場合、育休取得女性の方がむしろ高い（詳細は図表 6-5-1）。しかし、それは単純に、育休取得女性が総じて高学歴で正社員の経験年数が長い等属性の違いがもたらしたプレミアムである。

学歴、正社員経験年数等の属性が同じであれば、育休取得女性と未取得女性の管理職登用の確率に明らかな差がないか、一定の条件の下では育休取得女性の管理職登用確率が低くなっていることが分かった。つまり、1970 年以降生まれのコホートについて、「13 ヶ月以上の育休」を取得した女性の管理職登用確率は低下しているのが確認できる（図表 6-8-1）。

一方、1969 年以前生まれの年長コホートに関しては、育休取得者と非取得者の管理職登用確率が統計的に違わない。ただし、この結果を以て、年長コホートにとって育休取得は管理職登用の妨げになっていないと結論付けるのが拙速である。年長コホートの育休取得率は 3 割程度しかなく、育休取得者における属性の偏りが大きいと考えられる。管理職登用に影響を及ぼす属性のうち、学歴や正社員経験年数等数値化できる指標もあれば、数値化できないまたは観察されない指標（能力、組織内の人事評価等）もある。育休制度が普及されなかった時代に育休を取得した女性は、もともと有能で将来の幹部候補生だった人材であった可能性が高い。育児休業の管理職登用ペナルティは、こうした観察されない属性プレミアムによって相殺されている可能性もある。

図表 6-8-1 主な推定結果（図表 6-7-1 と図表 6-7-2）のまとめ

	1969年以前生まれの コホート	1970年以降生まれの コホート
育児休業の利用率	低い(31.4%)	高い(77.2%)
育休取得者の属性プレミアム	比較的大きい	比較的小さい
育休取得が管理職登用に与える影響	影響なし	(12ヶ月以内の育休取得) 影響なし (13ヶ月以上の育休取得) -8.6%ポイント
育休取得が昇進の遅れ感に与える影響	影響なし	(12ヶ月以内の育休取得) +11.0%ポイント (13ヶ月以上の育休取得) +18.0%ポイント
育児取得が管理職登用の妨げなのか	?	YES (13ヶ月以上の育休取得の場合のみ)

なお、上記の推定結果の頑健性を確かめるべく、筆者はキー変数である「育休取得」を連続変数（育児休業の月数）あるいはより細かいカテゴリー変数（1=0ヶ月、2=1～3ヶ月、3=4～6ヶ月、4=7～12ヶ月、5=13～15ヶ月、6=16ヶ月以上）としてモデルを推定してみた。いずれの変数を用いた推定結果（図表6-8-2）からも、図表6-7-1とほぼ同じ結果が得られている。

図表6-8-2 管理職登用の決定要因（キー変数を連続変数等とした場合）

キー変数	(1)全コーホート		(2)1969年以前生まれ		(3)1970年以降生まれ	
	dy/dx	S.E.	dy/dx	S.E.	dy/dx	S.E.
(推定A)育休取得期間（月数）	-0.004	0.002 *	-0.001	0.004	-0.005	0.002 **
(推定B)育休期間－1-3ヶ月	0.020	0.038	0.004	0.064	0.005	0.060
4-6ヶ月	0.012	0.034	0.056	0.062	-0.048	0.045
7-12ヶ月	-0.011	0.027	0.019	0.050	-0.048	0.041
13-15ヶ月	-0.083	0.042 **	-0.147	0.100	-0.085	0.044 **
16ヶ月以上	-0.083	0.049 *	-0.041	0.120	(not estimable)	

※ 推定対象と推定モデルは同図表6-7-1。他の説明変数に関する結果が省略されている。

## 9. 結びにかえて

育児休業制度が、現在子どものいる女性労働者の間に広く使われるようになり、女性の就業継続を支える重要な制度となっている。しかし、キャリアアップを目指す女性にとっては、育児休業の取得がリスクな選択肢とも言える。育児休業後に復職したら、日々変化する業界の仕事についていけなくなるではないか、出世コースから外れた補助的な業務に命じられるではないか、幹部候補生の対象から外されるではないか、様々な心配がある。実際、こうした「マミートラック」（母親向けコース）に一度乗せられると、両立はできても出世は難しいと、先輩社員に言われることも多いであろう。育児休業制度が普及した挙句、仕事をやめずに継続できた女性が増えたものの、会社にしぶとく居残っているだけで管理職登用もキャリアアップも期待できない女性社員が同時に増えるという結果につながる恐れがある。

本研究は、こうした懸念を念頭に、20代～60代の幅広い年代の女性正社員の調査データを用いて、女性の育休取得と管理職登用の関係を統計的に検証してみた。結論をいうと、育休取得は女性の管理職登用にマイナスの影響を与えていることが確認できた。しかし、その影響は、かなり限定的である。法定期間（12ヶ月）以内の育児休業を取得した場合、管理職登用ペナルティが統計的に確認されなかった。1969年以前生まれの年長コーホートに関しては、いかなる長さの育児休業取得も、管理職登用の確率に影響を与えていない。

育休取得の管理職登用ペナルティが確認できたのは、1970年以降生まれで13ヶ月以上の育児休業を取得した女性労働者に限る。この結果に対する可能な解釈は、2通りある。1つは、育休取得女性の人的資本量は、12ヶ月以内の休業の場合ではそれほど下落しないものの、13ヶ月以上の休業では昇進や管理職登用に影響を与えるほど顕著な下落が生じているという



「人的資本量下落仮説」である。もう1つは、13月以上の育休取得は、標準コースを超えたため、「キャリア志向の弱い」従業員のシグナリングとして企業側が受け止めて、それが管理職昇進に響いたという「シグナリング仮説」（統計的差別とも言える）である。

JILPT2012年調査によると、育児休業を取得して復職した有子女性正社員（除く管理職）のうち、育児休業期間が13ヶ月以上となっているのは全体の16.8%である（うち、18ヶ月以上が4.9%）<sup>7</sup>。標準的育休期間である12ヶ月を超える育休を取る女性の中に、都市部での保育所不足によって育休延長を余儀なくされている者が少なくない。こうした長期育休は、彼女らにおける仕事復帰後の昇進や管理職登用に不利な影響を与えかねないことから、保育所待機児童の解消策を早急に講じる必要性があろうかと思われる。

ただし、長い期間の育休取得により、今後の管理職登用が期待しにくくなる恐れのある女性社員は、全体の割合としてはそれほど高くない。育児休業制度の普及により、管理職候補となる女性正社員の裾野が拡大し、女性の管理職比率が今後上昇するものと考えられる。

本稿は、もっともシンプルな計量モデルで育休取得が女性の管理職登用に与える影響を検証するために、子どものいない女性を推定対象から除外した。子どもを生むか生まないかの意思決定は、女性のキャリアアップ志向や管理職意欲と深く関わっており、子どもの有無は内生変数である恐れがあるからである。また、男性も推定対象から除外されている。周知のように、統計的差別や制度的慣行などにより日本では男性の管理職割合が女性よりはるかに高い。男性も推定対象に含まれると、育休取得の影響に、男女差別体制の影響がミックスしてしまう可能性があるからである。

## 参考文献

（和文）

- 阿部正浩（2005）「誰が育児休業を取得するか—育児休業制度普及の問題点」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会。
- 伊岐典子（2012）「企業における女性管理職登用の課題について—人事等担当者・女性管理職インタビュー調査から—」JILPT Discussion Paper Series 12-04.
- 伊岐典子・渡辺木綿子（2011）「女性管理職登用をめぐる現状と課題—第29回ビジネス・レーパー・モニター特別集計結果から」JILPT ビジネス・レーパー・トレンド 2011. 12.
- 大塚英美（2009）「女性管理職のキャリア形成—組織の内的環境が与える影響」『経営戦略研究』Vol. 4、163-176.
- 滋野由紀子・松浦克己（2003）「出産・育児と就業の両立を目指して—結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に」『季刊社会保障研究』Vo. 39(1)、43-54.
- 周燕飛（2003）「子育て支援制度と育児期女性の就業継続行動」橋木俊詔・金子能宏編『企

<sup>7</sup> ちなみに、厚生労働省「雇用均等基本調査2012」によると、育休を取得して復職した女性労働者（非正社員を含む）のうち、育児休業期間が12ヶ月～18ヶ月未満で22.4%、18ヶ月以上で7.2%である。

- 業福祉の制度改革—多様な働き方へ向けて』（東洋経済新報社）、109-130.
- 武内真美子・大谷純子(2008)「両立支援制度と女性の就業二極化傾向」『日本労働研究雑誌』  
No. 578、67-87.
- 樋口美雄(1994)「育児休業制度の実証分析」社会保障研究所編『現代化像と社会保障』東京  
大学出版社.
- 森田陽子・金子能宏(1998)「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」『日本労働研究  
雑誌』No. 459、50-62.
- 永瀬伸子(2003)「母子世帯の母のキャリア形成、その可能性」日本労働研究機構調査研究報  
告書 No. 156『母子世帯の母への就業支援に関する研究』（3部第3章）、239-292.
- 永瀬伸子・山谷真名(2011)「民間大企業の女性管理職のキャリア形成—雇用慣行と家庭内分  
担—」、キャリアデザイン研究 Vol. 8、95-105.
- 労働政策研究・研修機構編（2013）『男女正社員のキャリアと両立支援に関する調査結果—  
第1分冊 本編—』JILPT 調査シリーズ No.106-1.
- 労働政策研究・研修機構編（2013）『男女正社員のキャリアと両立支援に関する調査結果—  
第2分冊 従業員調査編—』JILPT 調査シリーズ No.106-2.

(英文)

- Albrecht, J. W., P. Edin, M. Sundstrom, S. Vroman (1999) “Career Interruptions and  
Subsequent Earnings: A Reexamination Using Swedish Data”, *Journal of Human  
Resources*, Vol. 34(2), 294-311.
- Judiesch, M. K. and K. Lyness (1999) “Left Behind? The Impact of Leaves of Absence on  
Managers’ Career Success”, *Academy of Management Journal*, Vol.42(6), 641-651.
- Mincer, Jacob and Haim Offek (1982), “Interrupted Work Careers: Depreciation and  
Restoration of Human Capital”, *Journal of Human Resources*, Vol.17, No.1..
- Schneer, J. A. and F. Reitman (1997) “The Interrupted Managerial Career Path: A  
Longitudinal Study of MBAs”, *Journal of Vocational Behavior*, Vol.51, 411-434.
- Waldfogel, J. (1998) “The Family Gap for Young Women in the United States and Britain:  
Can Maternity Leave Make a Difference?”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 16(3),  
505-545.
- Wood, R. G. , M.E.Corcoran, P.N. Courant (1993) “Pay Differences Among the Highly  
Paid: The Male-female Earnings Gap in Lawyers’ Salaries”, *Journal of Labor  
Economics*, Vol.11, 417-441.

付表1 主要な変数の基礎集計（有子女性正社員）

	(1)全コーホート		(2)1969年以前生		(3)1970年以降生		
	平均値/割合	標準偏差	平均値/割合	標準偏差	平均値/割合	標準偏差	
管理職ダミー	17.2%		32.2%		6.5%		
昇進の遅れ感ダミー	29.4%		26.8%		31.2%		
育休取得状況	取得しなかった	42.8%	68.6%		22.8%		
	12ヶ月以内	48.4%	28.2%		63.8%		
	13ヶ月以上	8.8%	3.2%		13.5%		
個人属性・家庭環境	初産の年齢	28.7	4.4	28.0	4.7	29.2	4.1
	年齢	42.0	7.4	48.9	4.5	36.6	3.8
	学歴:高校・中学校	36.2%		44.4%		28.9%	
	短大・高専・専門学校	33.8%		34.2%		34.7%	
	大学(院)	30.0%		21.4%		36.4%	
	正社員経験年数	18.2	7.9	23.5	7.9	14.2	4.9
	転職経験ダミー	49.1%		62.9%		37.5%	
	子どもが2人以上	59.3%		70.4%		50.7%	
	有配偶者ダミー	83.3%		79.1%		86.7%	
	配偶者年収(万円)	466.2	306.3	486.4	358.1	455.1	261.4
企業環境	大企業(従業員300人以上)	63.5%		59.4%		66.5%	
	社内育児休業制度=なし	3.6%		3.8%		3.6%	
	法定どおり	75.0%		73.9%		76.8%	
	法定期間より長い	21.4%		22.3%		19.6%	
	ポジティブ・アクション(PA)実施	43.8%		42.0%		47.1%	
	PAの方針の明確化	15.6%		14.1%		17.6%	
	両立支援制度の実施教(0-12)	5.5	2.0	5.4	2.1	5.6	1.9
	フレックスタイム制度	26.1%		23.1%		30.1%	
	ベビーシッター費用の援助措置	13.3%		14.7%		11.9%	
	管理職のロールモデルダミー	62.9%		67.0%		59.4%	
	勤務部署=人事・総務・経理	49.6%		49.8%		48.9%	
	企画・調査・広報	4.7%		3.3%		5.6%	
	研究・開発・設計	5.9%		4.9%		7.1%	
	情報処理	2.3%		1.3%		3.3%	
	営業	8.9%		9.5%		8.6%	
	販売・サービス	6.4%		6.3%		6.8%	
	生産	5.9%		7.0%		5.0%	
	その他	16.3%		17.9%		14.7%	
組合ダミー	47.2%		47.1%		45.8%		
標本サイズ	1,451		631		720		

