

育休取得は管理職登用の妨げとなっているか

周 燕飛

(独立行政法人 労働政策研究・研修機構 副主任研究員)

本稿は、調査データを用いて、女性正社員の育児休業取得と管理職登用の間の関連性を探った。その結果、以下のことがわかった。

育休未取得者に比べて、取得者は、全体として学歴が高く、正社員の経験年数が長い。こうした個人属性の影響から、育休取得者における管理職登用率は高いことが観察される。しかし、個人属性、家庭環境や職場環境をコントロールすると、育休取得月数の長い女性ほど、むしろ管理職登用率は低くなる。さらに育休の取得月数をいくつかのカテゴリーに分けてみると、12カ月以内の育休取得は、管理職登用に有意な影響を与えない一方、13カ月以上の育休取得は、女性正社員の管理職登用率を8.5%ポイント低下させる。

1. はじめに

現在、いわゆるアベノミクス第3の矢として政府が掲げる「成長戦略」において、育児休業（以下「育休」）の長期取得や、女性管理職の登用促進が、重要な政策目標と位置付けられている。2013年6月に閣議決定された成長戦略においても、2020年までに指導的な地位に占める女性の割合を30%にする等の具体的数値目標が設定された。しかしながら、現実に各日本企業の人事労務管理を考えた場合、育休制度の長期取得自体が、女性の管理職登用の阻害要因となっている可能性があり、政策目標間の整合性が懸念される。

そもそも育休制度とは、幼い子どもを持つ女性の就業を支えるために、1992年に法制化された制度である。その後、育休の利用者は年々増え続け、現在、女性従業員の86.6%がこの制度を利用している（厚生労働省「雇用均等基本調査2014」）。また、実際にも、育休制度の利用は、仕事と育児を

両立しやすくすることにより、子育て女性の就業継続確率を高める効果があることが知られている（森田・金子 1998; 滋野・松浦 2003等）。

しかしながら、一方で、育休の取得、とくに法定期間を超える長期間の育休が、女性の管理職登用を阻害しているとの見方もある。しかし、このテーマについては、信頼性の高い統計データに基づいた実証分析が行われた例は、筆者の知っている限り皆無に等しい。そこで本稿は、企業と従業員に対する大規模アンケート調査を用いて、育休取得と女性正社員の管理職登用との関連性を探ることとする。特に、以下の2つの問いに焦点を当てた分析を行う。

- (1) 正社員女性のうち、育休取得者と未取得者の間で、管理職の登用率に違いがみられるか。
- (2) 両者に違いがみられる場合、それはどのような理由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の違いによるものなのか、育休の取得によって生じた何らかの変

化によるものなのか。

2. 先行研究

これまで女性の昇進を研究した研究の多くは、夫婦間の家事分担や家庭環境、企業の組織文化や人事労務管理の影響を調べるものであり(大塚2009)、育休取得と女性の管理職登用の関係を調べた研究は意外にも非常に少ない。この理由の一つは、育休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にあると思われる。課長以上の管理職に占める女性の比率は、2011年度においてわずか7.3%(厚生労働省「雇用均等基本調査2011」)にすぎず、その上、さらに出産、育休の取得経験が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ってしまう。

そのせいもあってか、育児休業制度の影響については、人数が多く調査データが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、育休取得の有無が、子育て女性の就業継続の確率を高めているかどうかという研究(森田・金子1998; 滋野・松浦2003)や、育休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という研究(Albrecht et al. 1999; Waldfogel 1998)に、問題の関心が集まっている。これらの先行研究では、育休による就業継続については、おおむね正の効果があるという結果で一致しているものの、育休取得が賃金を低下させているか(賃金ペナルティ効果)については、見解が分かれている。

育休の賃金ペナルティ効果を認めた代表的研究として、Albrecht et al. (1999)がある。彼らは、スウェーデンのパネルデータを用いて、育休の取得が男女の賃金に与えている影響を調べたが、その結果は男女ともに育休取得が賃金を引き下げているというものであった。もっとも、育休取得による賃金ペナルティの大きさは、男女間でかなりの差異が生じており、男性の方が女性の約4倍も大きい。その理由として、彼らが指摘しているのは、育休の賃金ペナルティが生じるメカニズムに、男

女間の差異があるという点である。スウェーデンでは、仕事への熱心さ、やる気等に関係なく、ほぼ全ての女性労働者が育休を取得している。一方、男性の育休取得はまだ一般的とは言えず、男性が育休を取得した場合には、その行動を使用者側が仕事へのコミットメントのシグナルとみなす可能性がある。その結果、女性の場合の育休の賃金ペナルティ効果の原因は、育休期間中の人的資本減少に求められるのに対して、男性の場合は負のシグナリング効果が加わって大きな影響となるとされる。

一方、育休の賃金ペナルティ効果が確認できないとした代表的研究は、Waldfogel (1998)である。Waldfogel (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、育休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もその後の賃金上昇が顕著であるとした。この育休取得の賃金プレミアムは、最終的に、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評価される。その理由としてWaldfogel (1998)は「育休の取得により、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昇るから」と説明している。

Albrecht et al. (1999)とWaldfogel (1998)の結果が対立している背景には、それぞれの分析対象国において、育休の取得慣行が大きく異なることが影響しているものと思われる。スウェーデンでは、所得補償付きの育休取得は、いわば女性就業者の当然の権利と受け止められており、育休取得は仕事へのコミットメントのシグナルとはならない。しかし、米国(少なくとも1993年以前)では、使用者側が個別の従業員に育休(所得補償なし)の権利を選別的に与えることが一般的である。育休期間中は原則無給のため、育休制度が存在していても経済的な理由で育休を取得しない女性が多い。また、米国では育休を取得した女性は、使用者側がその会社に残したい人材であり、その後、急な賃金カーブとなるケースが多い。Waldfogel (1998)はパネルデータの一階差分モデルを用いているが、観察できない能力差による

効果と、育児取得の効果とを、一階差分モデルでは十分に分離できなかった可能性がある。

一方、日本では育児取得の賃金ペナルティ効果は観察されるのであろうか。武内・大谷(2008)は、日本における女性労働者のパネルデータ(1993～2001年)を用いて、出産が賃金に及ぼす効果を計測しているが、賃金ペナルティ効果には否定的である。彼女らは、子どものいない有業女性と比較して、育児を取得した有業女性の出産後の賃金が特に低下していないことをその根拠としている。しかしながら、同じ論文中で、出産前(最大6年前)のデータを遡ると、育児取得女性の賃金の方が高いことも同時に示されている。これは、賃金ペナルティ効果の存在を肯定する結果であるとも解釈可能である。つまり、育児取得者がエリート社員に偏在していることから、その個人属性による賃金のプレミアム効果があり、育児の賃金ペナルティ効果を相殺してしまっている可能性が指摘できる。

3. 仮説と実証モデル

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、育児の管理職登用ペナルティに関する理論的説明は、おおむね賃金ペナルティの説明と同じである。つまり、育児取得が、女性の管理職登用を阻害する理由として、以下の「人的資本減少仮説」と「シグナリング仮説」が考えられる。

(人的資本減少仮説)

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す、人的資本の価値を低下させる(Mincer and Offek 1982)。人的資本減少の度合いは、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、減少が大きくなる。

(シグナリング仮説)

企業側は、同等な能力を持つ社員の中から、仕事へのコミットメントの高い従業員を早期段階で

選び出して、中核的業務に従事させたり、管理職候補として育てたりする必要がある。育児取得が一般的ではない職場環境で育児を取得したり、標準的な期間よりも長めの育児を取得したりすると、労働者の仕事へのコミットメントに対する負のシグナルとして経営者側が受け取る可能性があり、それは管理職登用率を低下させる可能性がある。

上記の仮説を検証する方法として、本稿は第(1)式のProbitモデルを用いる。具体的には、女性ホワイトカラーの個人属性と家庭・職場環境属性(X)などの諸条件を一定として、育児の取得状況(M)が、管理職登用の傾向(y^*)に与える影響を検証する。

$$y_i^* = \alpha + \beta M + \sum_j \lambda_j X_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

ただし、 $y_i = 1$ if $y_i^* > 0$
 $y_i = 0$ otherwise

y^* は観察されない潜在変数であり、個人 i における管理職登用の傾向(連続変数)を表す。 y は実際観察される変数であり、管理職に登用されている場合に1、登用されていない場合に0となるダミー変数である。

M は育児の取得状況を表すカテゴリー変数(育児を取得したことがない場合に1、育児期間が12カ月以内の場合に2、育児期間が13カ月以上の場合に3とする)である。ただし、複数回にわたって育児を取得した場合、 M は1回目の取得期間についてのカテゴリー変数である。

X は、個人属性(年齢、学歴等)、家庭環境(子ども数、配偶者の有無・年収)および職場環境(企業規模、女性管理職のロールモデルの有無等)を表す一連の変数である。 j は X の変数の数である。 α 、 β 、 λ は係数、 ε_i は標準正規分布を持つ誤差項である。

「人的資本減少仮説」と「シグナリング仮説」のいずれも、 $\beta < 0$ となることが予想される。さらに、「シグナリング仮説」では、育児の取得期間が法定育児期間(12カ月)を超えている場合に、 β がより大きく減少するものと考えられる。もっとも、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 M の係数推定値 β が過小評価（絶対値ベース）されている可能性がある。育休を取得した女性が、そもそもエリート社員のグループに偏っている場合には、育休の管理職登用ペナルティ効果は、個人属性のプレミアム効果によって相殺される可能性があるからである。

もちろん、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、この属性プレミアムの影響を除去することが可能であるが、それ以外の観察できない個人属性の影響は依然として残るであろう。例えば、労働者の職業能力や、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（個人間の異質性）の影響は、たとえパネルデータを利用しても完全に除去することは困難である。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。しかし、例えば、労働者の仕事へのコミットメント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 et al. (1999) にならって、一時点のクロスセクションデータを用いて、可能な限りOmitted（脱落）変数の問題に対処するアプローチをとった。Albrecht et al. (1999) の研究によると、育休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は小さく、クロスセクション（OLS）推定における仕事経験年数の推定値と、固定効果モデルの推定値は非常に近い値となっている。これは、OLSにおいて、観察されない属性プレミアムによるバイアスがほとんど生じていないことを意味する。本研究においても、管理職登用率の推定に当たっては、コーホート全体の推定結果を示すとともに、コーホート別（育休取得率の低い年長コーホートと育休取得率の高い若年コーホート）推定結果も併せて提示することにする。

4. データ

本研究が用いる主なデータは、労働政策研究・研修機構が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、「JILPT2012年調査」）の個票データである。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、層化無作為抽出法によって業種別に選ばれた全国の中小企業（従業員100～299人）6,000社と大企業（従業員300人以上）6,000社である。一方、「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。大企業は1社あたり5名、中小企業は1社あたり3名の管理職に調査を依頼している。「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職（主任・係長まで）96,000人である。

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（詳細は、労働政策研究・研修機構編（2013）を参照）。

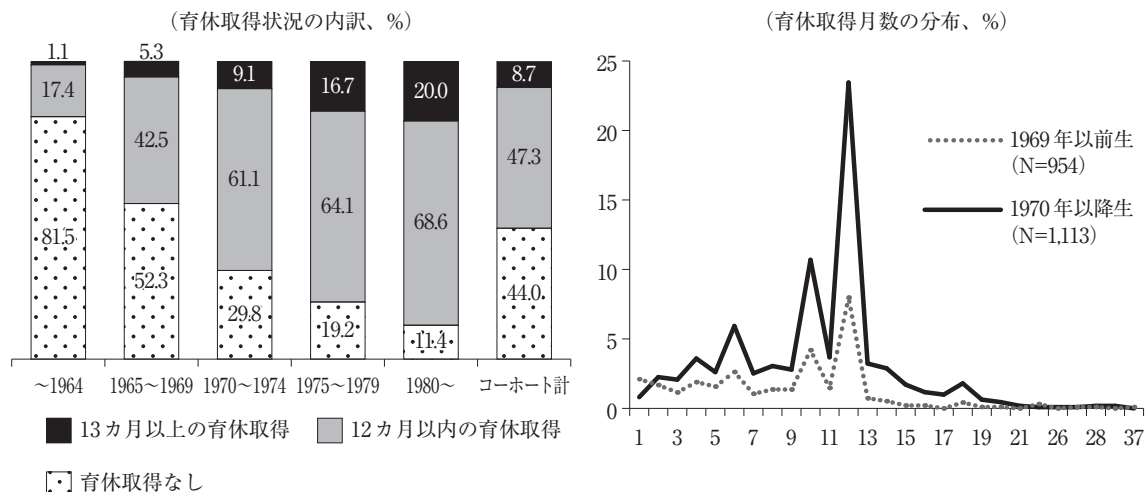
この「JILPT2012年調査」が、本研究の分析テーマに適している理由は主に2つある。

第一に、女性管理職の回答が947人（うち育休経験者155人）と、同種の調査としてはかなり多くのサンプル数となっていることである。

第二に、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できる利点がある。女性の管理職登用の決定要因としては、個人属性や育休取得の有無のみではなく、企業属性や職場環境が大きく影響しているものと考えられる。そのため、企業調査から得られるさまざまな企業・職場情報を利用できることは分析上、大きなメリットといえる。

なお、「JILPT2012年調査」と、厚生労働省「賃金構造基本統計調査（2011年）」の標本属性を比較したところ、育休取得率や課長級女性管理職の

図表-1 出生 cohorts 別有子女性正社員の育休の取得状況



出所: 「JILPT2012年調査」より筆者が集計したものである。以下の図表も同じ
注: 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

平均年齢は、似通った値となっていた。もっとも、「JILPT2012年調査」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あり¹⁾、部長級女性の平均年齢も2歳ほど若くなっていた。

5. 単純集計結果

(1) 育休取得の標準コース

図表-1をみると、育休取得の「標準コース」が、出生 cohorts ごとに大きく変わっていることがわかる。「1964年生まれ以前」の cohorts では、有子女性の大多数（81.5%）は「育休未取得者」である。「1965～1969年生まれ」の cohorts では、「育休未取得者」の割合は52.3%まで下がっているが、それでも過半数を保っている。一方、「1970年生まれ以降」の cohorts となると、「育休取得者」（そのほとんどは「12カ月以内の育休取得」）が全体の7割以上を占めるようになっている。つまり、1969年以前に生まれた年長 cohorts と、1970年以降に生まれた若年 cohorts の間に、やや大きな「標準コースの転換」が見て取れる。

(2) 育休取得女性の属性

阿部（2005）によれば、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たり、賃金水準が高いといった特徴があるとされる。

図表-2は、「JILPT2012年調査」を用いて、女性正社員のうち、育休取得者と未取得者の学歴分布、正社員経験年数、キャリアブランク（最終学校を卒業してから現在まで正社員ではない期間）を比較したものである。このような単純比較を見る限り、確かに育休取得者が高学歴で正社員経験年数が長いといった特徴が確認できる。例えば、大学（院）卒者の割合をみると、育休取得女性は39.5%であり、育休未取得女性（16.9%）より23ポイント高い。正社員経験年数についても、育休取得女性が平均して2年ほど短い。また、図表-2下半分の報酬面を見ると、いずれの出生 cohorts においても、育休取得女性の平均年収は高く、課長以上の管理職に登用された者の割合も高いことがわかる。こうした報酬面の差には、学歴等から生じる「属性プレミアム」が影響していることが想像される。

また、育休取得者のうち、育休期間が「12カ月以内」の取得者に比べて、「13カ月以上」の取

図表-2 育休取得の有無・出生コーホート別属性比較(有子女性正社員)

	年長コーホート (1969年以前生まれ)		若年コーホート (1970年以降生まれ)		コーホート計		取得者のうち、	
	未取	取得	未取	取得	未取	取得	12ヶ月以内	13ヶ月以上
(人的資本量)								
高校・中学校卒 (%)	52.8	27.3	44.1	25.9	50.3	26.3	27.7	17.8
短大・高専・専門学校 (%)	31.4	37.0	36.3	33.2	32.8	34.2	33.8	35.1
大学(院)卒 (%)	15.9	35.7	19.6	40.9	16.9	39.5	38.5	47.1
正社員経験(年)	22.3	25.2	12.2	14.7	19.5	17.4	17.8	15.0
キャリアブランク(年)	8.5	1.8	6.2	1.4	7.8	1.5	1.5	1.6
(報酬等)								
平均年収(万円)	436.2	550.7	302.4	358.6	398.1	409.2	422.4	334.2
課長以上管理職の割合 (%)	30.7	34.2	4.9	5.5	23.4	13.1	14.0	5.2
N(標本サイズ)	618	298	246	834	864	1,132	944	174

注: コーホート計に、育休取得月数不詳の標本が含まれている

図表-3 管理職登用率の推定結果(Probitモデル、推定対象=有子女性正社員)

	(1)コーホート計		(2)年長コーホート (1969年以前生まれ)		(3)若年コーホート (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 ^a						
12ヶ月以内	-0.003	0.024	0.006	0.041	-0.026	0.036
13ヶ月以上	-0.085	0.034***	-0.135	0.080*	-0.080	0.036**
個人属性・家庭環境						
年齢	0.012	0.002***	0.022	0.004***	0.000	0.004
学歴 ^b : 短大・高専・専門学校	0.020	0.018	0.032	0.035	0.011	0.017
大学(院)	0.115	0.023***	0.184	0.042***	0.109	0.033***
正社員経験年数	0.008	0.001***	0.010	0.002***	0.010	0.004***
転職ダミー	-0.061	0.019***	-0.112	0.034***	-0.012	0.022
短時間勤務制度の利用あり	-0.001	0.022	0.030	0.049	-0.018	0.020
子の看護休暇制度の利用あり	-0.063	0.028**	-0.072	0.062	-0.066	0.027***
子どもダミー(1 if 2人以上)	-0.030	0.017*	-0.067	0.033**	-0.011	0.018
有配偶者ダミー	-0.036	0.029	-0.120	0.049**	0.069	0.039*
配偶者年収	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
企業環境						
大企業	0.000	0.019	0.038	0.035	-0.027	0.020
社内育児休業制度 ^c =法定どおり	-0.075	0.049	-0.112	0.087	-0.019	0.050
法定期間より長い	-0.124	0.052**	-0.212	0.091**	-0.029	0.054
ポジティブ・アクション(PA)実施	0.002	0.019	-0.011	0.035	0.016	0.022
PAの方針の明確化	0.031	0.024	0.043	0.045	0.021	0.026
両立支援制度の実施数(0-12)	0.012	0.005**	0.016	0.009*	0.009	0.007
フレックスタイム制度	-0.040	0.022*	-0.087	0.042**	-0.003	0.023
ベビーシッター費用の援助措置	-0.014	0.026	-0.027	0.048	-0.010	0.032
ロールモデルダミー	0.216	0.026***	0.384	0.049***	0.081	0.025***
コース別雇用管理制度 ^d						
制度あり、本人が総合職	-0.044	0.019**	-0.096	0.039***	-0.004	0.022
制度あり、本人が総合職以外	0.026	0.028	-0.003	0.046	0.036	0.037
組合ダミー	-0.040	0.018**	-0.038	0.033	-0.051	0.020***
その他						
勤務部署(8)ダミー	Yes		Yes		Yes	
業種(16)ダミー	Yes		Yes		Yes	
標本サイズ	1,416		609		706	
対数尤度	-366.2		-214.0		-114.1	
擬似決定係数	0.432		0.440		0.319	

注: (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 育休取得なし b 高校・中学校 c 育休制度なし d コース別雇用管理制度なし
 (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の標本合計は、推定1の標本合計と必ずしも一致しない
 (4)*** P 値 <0.01、** P 値 <0.05、* P 値 <0.1(両側検定)

図表-4 管理職登用率の推定結果Ⅱ (Probitモデル)

	(1) コーホート計			(2) 1969年以前生まれ			(3) 1970年以降生まれ		
	Probit	IV Probit	PSM	Probit	IV Probit	PSM	Probit	IV Probit	PSM
(育休取得変数が連続変数)									
育休取得期間(月数)	-0.003*	-0.039		-0.002	-0.005		-0.005**	-0.114	
	(0.002)	(0.057)		(0.004)	(0.073)		(0.002)	(0.090)	
標本サイズ	1,416	1,414		609	608		706	705	
対数尤度	-368.0	-4412.6		-215.5	-1860.9		-114.6	-2160.8	
擬似決定係数	0.429			0.436			0.315		
(育休取得変数が長期育休ダミー)									
育休期間13カ月以上	-0.097**	-1.637	-0.078**	-0.154*	-0.24	0.000	-0.087**	-3.148***	-0.019
	(0.040)	(2.204)	(0.038)	(0.090)	(2.429)	(0.305)	(0.040)	(0.376)	(0.025)
標本サイズ	1,416	1,414	1,299	609	608	324	706	705	759
対数尤度	-366.2	-514.0	-336.8	-214.0	55.8	-22.4	-114.4	-324.5	-275.5
擬似決定係数	0.432		0.199	0.440		0.711	0.317		0.113

注: (1) ***P値 <0.01, **P値 <0.05, *p値 <0.1

(2) 限界効果 (dy/dx) とその標準誤差 (括弧の中の数値) が報告されている

(3) PSM 推定については、ATT (average treatment effect on the treated) の結果が報告されている

得者は、平均年収が低く (334.2万円 vs. 422.4万円)、管理職登用割合が低くなっている (5.2% vs. 14.0%)。これは、前述の「シグナリング仮説」と一致した結果である。

においても、長期育休取得者とその他の間で、管理職登用率に有意な差がみられる。

(2) 結果の頑健性チェック

(a) 育休取得変数の作成方法と推定方法の変更

上記の推定結果の頑健性をさまざまな角度から確かめよう。まず、本研究における最も重要な変数である「育休取得」について、連続変数 (育休の月数) にしたり、長期育休取得ダミー (1=13カ月以上の育休取得、0=その他) を作成して、モデルの頑健性をチェックした。

育休月数を使った推定結果 (図表-4の上段、Probit) においては、育休の取得月数が1カ月長くなると、管理職登用率が0.3%ポイント (コーホート計) ~ 0.5%ポイント (若年コーホート) 低下する。一方、長期育休ダミーを用いた推定結果 (図表-4の下段、Probit) においては、長期育休取得者は、それ以外の者に比べて管理職登用率が8.7%ポイント (若年コーホート) ~ 9.7%ポイント (コーホート計) 低下する。

次に、育児休業取得変数の内生性問題を考慮した操作変数法 (IV Probit) と傾向スコアマッチング法 (PSM) を使った推定を行った。ここで、操作変数として用いたのは、育児休業法施行後 (1992年) の出産有無の変数 (Z) である。育児休業法の施行により、女性が (長期) 育児休業を取りや

6. 推定結果

(1) 育休取得は管理職登用の妨げとなっているか

では、個人属性、家庭環境と企業環境要因をコントロールした上でも、育休取得者が管理職になりやすい傾向は維持されるのであろうか。第 (1) 式に基づき、人的資本 (観察可能な変数のみ) をはじめ、子どもの数等の家庭環境の要因、管理職女性のロールモデルの有無等の職場環境要因の影響を説明変数に加え、育休取得が管理職登用率に与える影響を推定した (図表-3)。

全ての出生コーホートを分析対象とした結果 (図表-3推定 (1)) では、法定の育休期間 (12カ月) 以内の育休取得は、女性ホワイトカラーの管理職登用に有意な影響を与えていないことが分かった。しかし、13カ月以上の長期育休を取った女性は、休暇を取らなかった女性に比べて管理職登用の確率が8.5%ポイント低下する。これは、「人的資本減少仮説」と「シグナリング仮説」の予測と整合的な結果である。年長コーホートと若年コーホートに限定した結果 (図表-3推定 (2) と (3))

図表-5 昇進の遅れ感の推定結果(Probitモデル、推定対象 = 有子女性正社員)

		(1) コーホート計		(2) 年長コーホート (1969年以前生まれ)		(3) 若年コーホート (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 ^a	12カ月以内	0.029	0.037	0.040	0.053	0.076	0.051
	13カ月以上	0.088	0.056	0.096	0.120	0.119	0.067*
個人 属性・ 家庭 環境	管理職ダミー	-0.210	0.041***	-0.251	0.048***	-0.273	0.096***
	年齢	0.004	0.003	0.018	0.006***	0.006	0.007
	学歴 ^b : 短大・高専・専門学校	0.001	0.030	-0.046	0.042	0.023	0.042
	大学(院)	0.059	0.036*	0.019	0.056	0.044	0.049
	正社員経験年数	0.004	0.003	0.003	0.003	-0.005	0.006
	転職ダミー	-0.027	0.029	-0.103	0.042**	0.034	0.039
	短時間勤務制度の利用あり	0.062	0.031**	0.127	0.060**	0.034	0.038
	子の看護休暇制度の利用あり	0.010	0.037	-0.091	0.079	0.035	0.044
	子どもダミー(1 if 2人以上)	0.003	0.026	-0.059	0.043	0.051	0.034
	有配偶者ダミー	0.024	0.046	0.039	0.061	0.002	0.070
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	0.028	-0.040	0.041	0.027	0.038
	社内育児休業制度 ^c = 法定どおり	-0.125	0.079	-0.077	0.112	-0.184	0.114
	法定期間より長い	-0.104	0.084	-0.054	0.118	-0.155	0.119
	ポジティブ・アクション(PA)実施	0.042	0.029	0.105	0.042***	-0.008	0.039
	PAの方針の明確化	-0.041	0.038	-0.029	0.055	-0.036	0.052
	両立支援制度の実施数(0-12)	-0.001	0.008	0.017	0.011	-0.016	0.012
	フレックスタイム制度	-0.002	0.032	-0.023	0.049	0.018	0.042
	ベビーシッター費用の援助措置	-0.006	0.043	-0.087	0.061	0.048	0.059
	ロールモデルダミー	-0.009	0.027	-0.003	0.042	-0.016	0.036
	コース別雇用管理制度 ^d						
制度あり、本人が総合職	-0.034	0.031	0.028	0.047	-0.083	0.041**	
制度あり、本人が総合職以外	-0.109	0.042***	-0.120	0.052**	-0.101	0.065	
組合ダミー	0.011	0.027	-0.003	0.039	0.013	0.037	
その他	勤務部署(8)ダミー	Yes		Yes		Yes	
	業種(16)ダミー	Yes		Yes		Yes	
標本サイズ		1,381		589		785	
対数尤度		-780.3		-293.8		-452.9	
擬似決定係数		0.061		0.140		0.068	

注: 推定方法は図表-3と同じ

すくなった一方(操作変数の適合条件1)、育児休業法の施行と女性の管理職登用との間には直接的な関連づけはない(操作変数の適合条件2)²⁾と考えたからである。

操作変数法を使った結果では、若年コーホートにおいては、長期育児休業の取得が統計的に有意である。一方、傾向スコアマッチング法の結果では、コーホート計においては、育児休業取得の効果が統計的に有意である。これは、Probitモデルともおおむね一致した結果である。

(b) 被説明変数の変更

最後に、被説明変数を管理職登用率ではなく、

昇進の遅れ感の有無に変えてみた結果が図表-5の通りである。昇進の遅れ感という指標は、回答者個人の主観的認知バイアスが入り込んでいる可能性があり、その人の客観的昇進状況と必ずしも一致しないかもしれないという問題がある。一方で、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を除くことができている可能性がある。また、管理職登用率という指標だけでは表せない微妙な昇進に関する差異が捉えられている可能性もある。

育児休業取得が昇進の遅れ感に影響を与えるのは、若年コーホートに限定した推定結果のみであ

る。若年コーホートについては、12カ月以内の育休取得は有意ではない一方、13カ月以上の育休取得は、未取得者比べて昇進の遅れを感じる確率が11.9%ポイント高くなっている。

以上、総じて言えば、1970年以降生まれの若年コーホートにおいては、育休取得変数の作成方法、推定方法および被説明変数を変更しても、主な推定結果は変わっておらず、育休取得の効果は頑健(robust)といえる。一方、1969年以前生まれの年長コーホートについては、主な推定結果が安定しておらず、育休取得の効果は頑健であるとはいえない。

8. 結語

現在、育休制度は女性労働者の間で広く利用されており、女性の就業継続を支える重要な制度と位置付けられている。しかしながら、キャリアアップを目指す女性にとっては、育休取得が管理職登用の障害となっている可能性がある。すなわち、女性労働者は育休取得に伴って、日々進歩する仕事のやり方に復職後ついていけなくなってしまうのではないかと、出世コースから外れて補助的な業務に命じられるのではないかと、就業と育児の両立はできても昇進が難しくなってしまうのではないかと等さまざまな懸念を抱いている。

本研究は、こうした懸念の真偽を確かめるために、20～60代の幅広い年代の女性ホワイトカラーの調査データ(JILPT2012年調査)を用いて、女性の育休取得と管理職登用率の関係を、厳密な統計的手法によって検証した。

育休未取得者に比べると、育休取得者は全体として学歴が高く、正社員の経験年数が長い。このことによる属性プレミアムの影響があり、単純な統計比較においては、育休取得者の管理職登用率は高いという観察結果が得られてしまう。しかしながら、学歴、正社員経験年数等の個人属性、家庭環境や職場環境をきちんとコントロールした場合、育休取得月数の長い女性ほど、管理職登用率が低くなるという結果が得られた。さらに育休の

取得月数をいくつかのカテゴリーに分けてみると、法定期間(12カ月)以内の育休取得は、管理職登用に有意な影響を与えていない一方、13カ月以上の育休取得は、女性ホワイトカラーの管理職登用率を8.5%ポイント低下させるということがわかった。このように育休取得が女性の管理職登用を妨げる理由として、休業に伴う人的資本の減少や、長期間育休が労働者の仕事へのコミットメントに対する負のシグナルとなっている可能性が指摘できる。

さて、本稿の分析から、現在、政府が実施している成長戦略に対して、何らかの政策的含意を導けるだろうか。第一に、標準的育休期間である12カ月を超える育休を取得する女性の中には、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。したがって、現在、政府が進めている保育所の待機児童対策は、キャリア女性の長期育休が不利にならないためにも、特に必要性が高いと言えるだろう。

第二に、政府が進めようとしている3年育休の推進は、現状のままでは、女性の管理職登用率に大きなダメージを与えかねないことが指摘できる。これは、女性管理職割合を増やそうとする政府目標と矛盾する施策となりかねない。したがって、長期休業の推進という施策自体を見直すか、もし、長期休業を推進したいのであれば、女性管理職登用をサポートする施策を同時に考える必要があるものと思われる。

付記

本研究はJSPS科研費15H01950の助成を受けたものである。

注

- 1) 学歴の分布を補正したウェイト付け集計も行ったが、結果はウェイト付け前とほとんど変わらなかった。
- 2) 1990年代以降、女性の管理職登用も以前より進んでいる。Zは操作変数の適合条件2を満たしていない可能性もあるため、IV Probitの推定結果は参考程度のもと考えたい。

文献

阿部正浩, 2005, 「誰が育児休業を取得するのか——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, 243-

264.

- 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』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』39 (1) : 43-54.
- 周燕飛, 2014, 「育児休業が女性の管理職登用に与える影響」労働政策研究・研修機構編『男女正社員のキャリアと両立支援に関する調査結果 (2) 分析編——JILPT 調査シリーズNo.119』, 167-185.
- 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』578: 67-87.
- 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』459: 50-62.
- 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——JILPT 調査シリーズNo.106-1・2』.
- Albrecht, J. W., P. Edin, M. Sundstrom and S. Vroman, 1999, "Career Interruptions and Subsequent Earnings: A Reexamination Using Swedish Data," *Journal of Human Resources*, 34 (2) : 294-311.
- Mincer, Jacob and Haim Ofek, 1982, "Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital," *Journal of Human Resources*, 17 (1) : 3-24.
- Waldfoegel, J., 1998, "The Family Gap for Young Women in the United States and Britain: Can Maternity Leave Make a Difference?" *Journal of Labor Economics*, 16 (3) : 505-545.
(2015年12月22日掲載決定)

しゅう・えんび 独立行政法人 労働政策研究・研修機構 副主任研究員。主な論文に「子持ち既婚女性にとっての個人請負就業——日米比較の視点から」(『日本労働研究雑誌』55 (2・3), 2013)。労働経済学、社会保障論専攻。