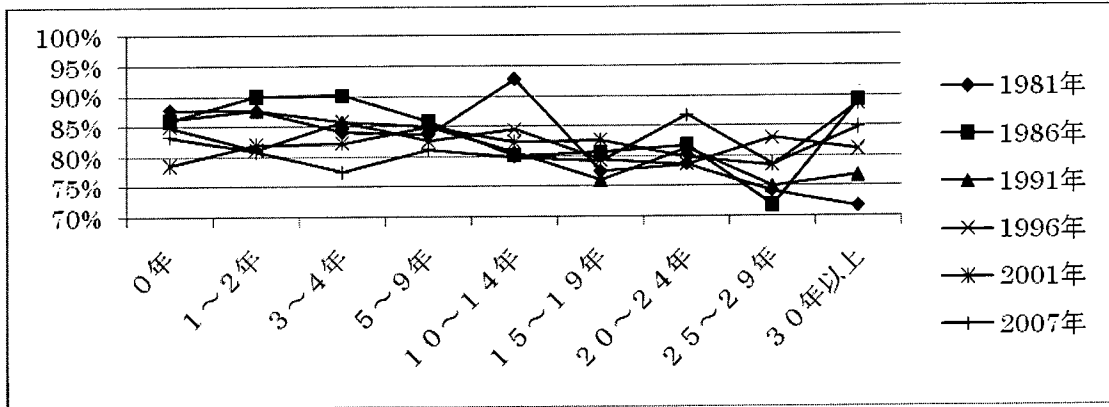
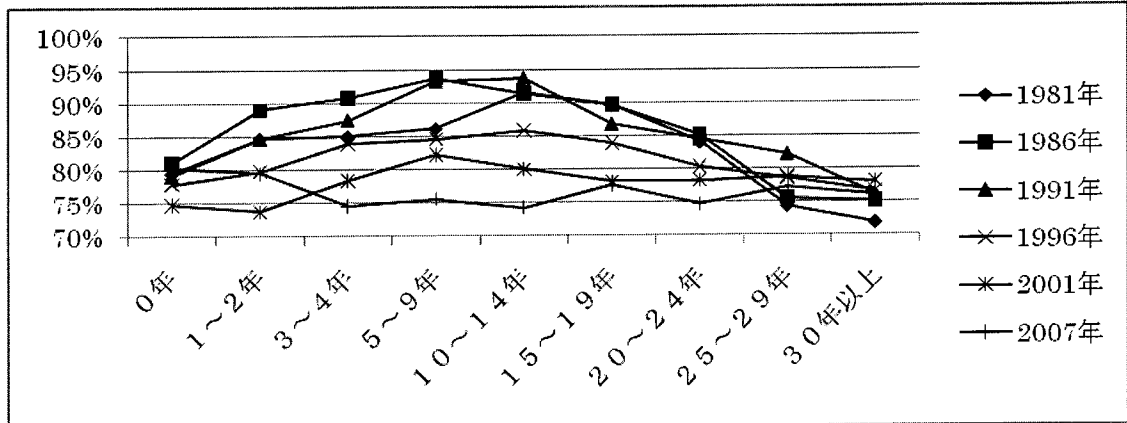


図4-2-3 企業大卒の勤続階級別男女賃金格差（所定内給与、民営のみ）



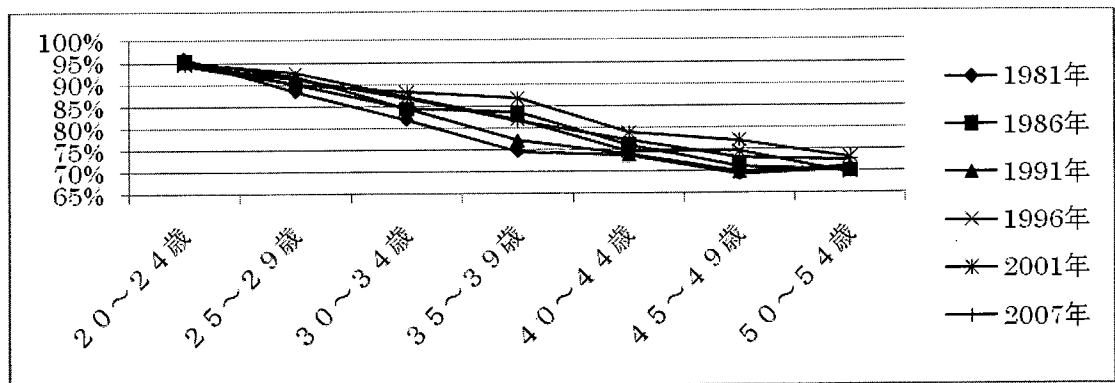
出所) 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』各年

図4-2-4 大企業高卒の勤続階級別男女賃金格差（所定内給与、民営のみ）



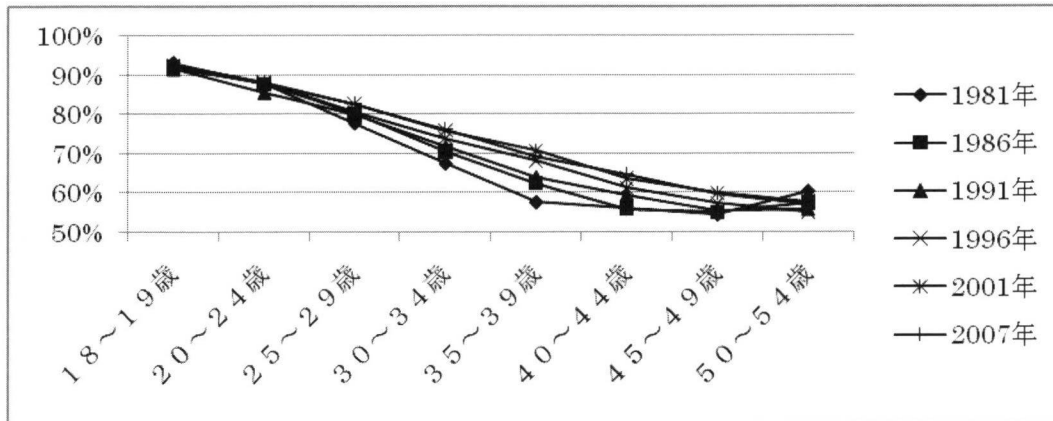
出所) 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』各年

図4-2-5 大卒の年齢階級別賃金構造の男女差（所定内給与、一般労働者）



出所) 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』各年

図4-2-6 高卒の年齢階級別賃金構造の男女差（所定内給与、一般労働者）

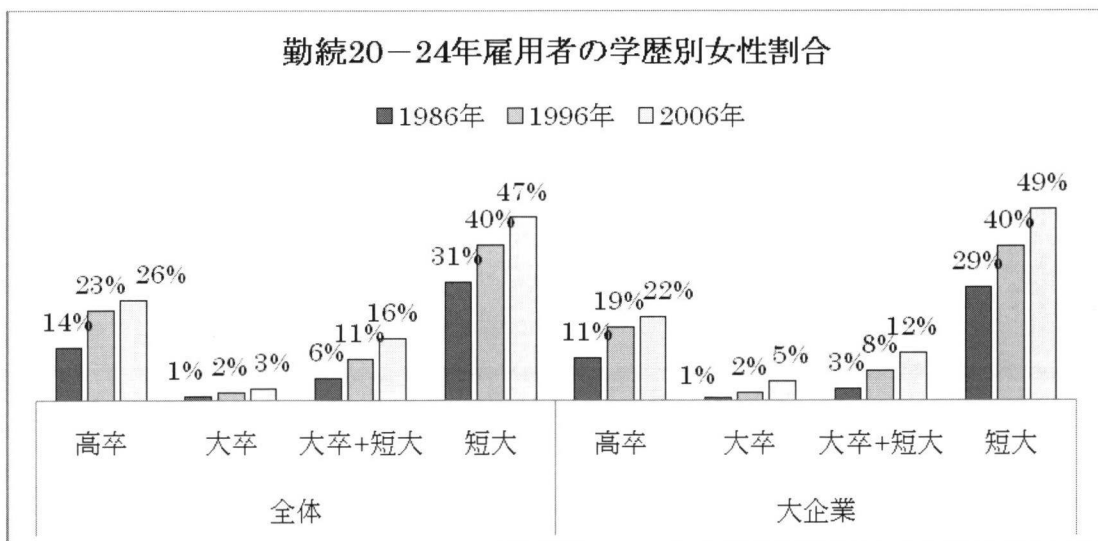


出所) 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』各年

図4-2-7は、採用された者の学歴別定着状況を示している上の図郡を別の形で示したものである。勤続20-24年を見てみよう。1986年入社した者（中途採用を含めた勤続0年の者）は、勤続20-24年階級にさしかかっているであろう。大卒女性の採用は1986年当時全体の12%だったが、2006年に20-24年勤務者を見ると女性割合は3%にすぎなくなっており、男性と比べて3/4へと大きく減っている。高卒者は入社時には49%だったが、2006年に20-24年勤務者を見ると全体の26%であり、男性と比べて減少しているものの、その割合は半分程度である。短大卒者は、女性が75%を占めていたが、20年後の女性比率は47%であり、もっとも減少が少ない。

大卒は、唯一、採用そのものが増加していることが、勤続年数の短い者を増やしているが、同時に継続が増加していないことも大卒については女性の勤続年数の伸びを抑制している。

図4-2-7



出所) 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』各年

4.3 仮説2a 男性に総合職が多く女性に一般職が多いなどコース別採用が男女で大きく偏っている

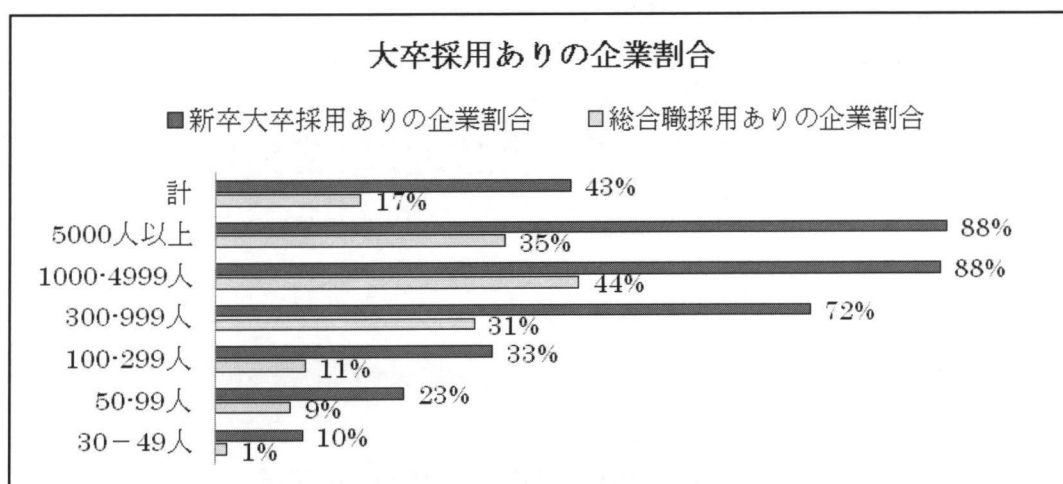
結果：JILPT 調査から、コース別人事制度をとる企業を見ると、企業の総合職採用の女性割合は平均で 25%程度と低い。またコース別人事をとる企業で採用される男性大卒の 9割が総合職であるが、女性の場合は、企業により差があるものの平均で半数弱が一般職である。コース別人事をとる企業は大企業で半数に満たないものの、大卒の男女賃金差が縮まらない原因の1つと見られる。

4.3.1 「JILPT 2008 女性活用調査」調査から

JILPT の調査では、総合職の男女別採用などがわかる。

調査年（平成 20 年）に大卒採用ありの企業割合は、回答企業を企業規模別にみると 1000人以上企業で 9 割弱、平均で 4 割程度であった¹。またコース別採用ありの企業割合は、全体で 2 割弱、大企業で 4 割程度である。

図 4-3-1

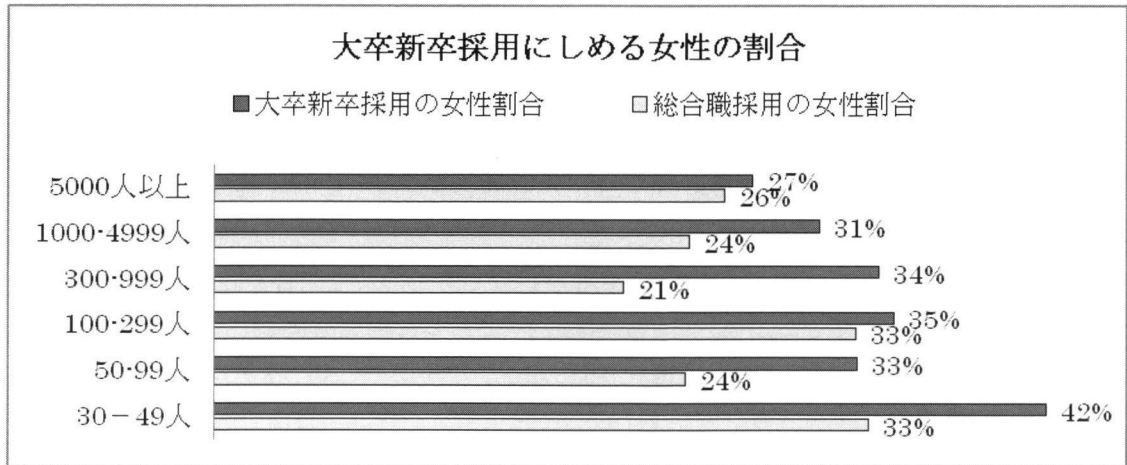


出所 『JILPT 2008 女性活用調査』

そのうえで、大卒の新規採用をした企業を 100 とし、女性大卒の採用割合を見ると、平均では、大卒採用人数に女性が占める割合は 33%、総合職採用人数の中の女性割合は 25% である。

¹大卒採用があった企業は、男性採用ありが 653 社、女性採用ありが 545 社である。企業規模を回答した企業に限ると男性採用ありが 636 社、女性採用ありが 539 社となる。

図4-3-2



さらに詳しく見る。総合職の採用人数回答がある企業が 233 社である。そのうち大卒採用をしたのが 228 社である。コース別人事採用数がある企業については、大卒女性採用から「総合職」としての女性採用を除いたものを「一般職女性」、大卒男性採用から「総合職」としての男性採用を除いたものを「一般職男性」と名付けることとした。

採用実績が高い、企業規模 300 人以上に限って、コース別人事がある企業について、採用にしめる割合の低いところから高いところを分位別に示したものが表である。

	大卒採用にしめる総合職男性	大卒採用にしめる一般職男性	大卒採用にしめる総合職女性	大卒採用にしめる一般職女性
第1十分位	17%	0%	0	0
第1四分位	36%	0%	0	0
中位数	67%	0%	10%	0
第3四分位	85%	0%	26%	18%
第9十分位	100%	30%	50%	57%
平均	60%	8%	18%	13%
集計企業数	168	171	171	168

出所)「JILPT 2008 女性活用調査」

中位数では、大卒採用にしめる総合職男性が 67%、一般職男性が 0%、総合職女性が 10%、一般職女性が 0%である。

平均では、大卒採用にしめる総合職男性が 60%、総合職女性が 18%、一般職男性が 8%、一般職女性が 13%である。男性については、総合職男性が 9 割 (88%) をしめる。一方、女性の場合は 6 割弱 (68%) である。

より賃金上昇が早いコースへの女性の参入が少ないことが、男女賃金格差の原因の 1 つとはいえそうである。もちろんコース別人事がない企業も半数以上あるので、これだけが原因ではない。

しかし J I L P T のこの調査からみた新卒の大卒の採用 (コース別人事がない企業も含める) をみても女性の採用は 33% にすぎない。この数値は、賃金構造基本統計調査 2007

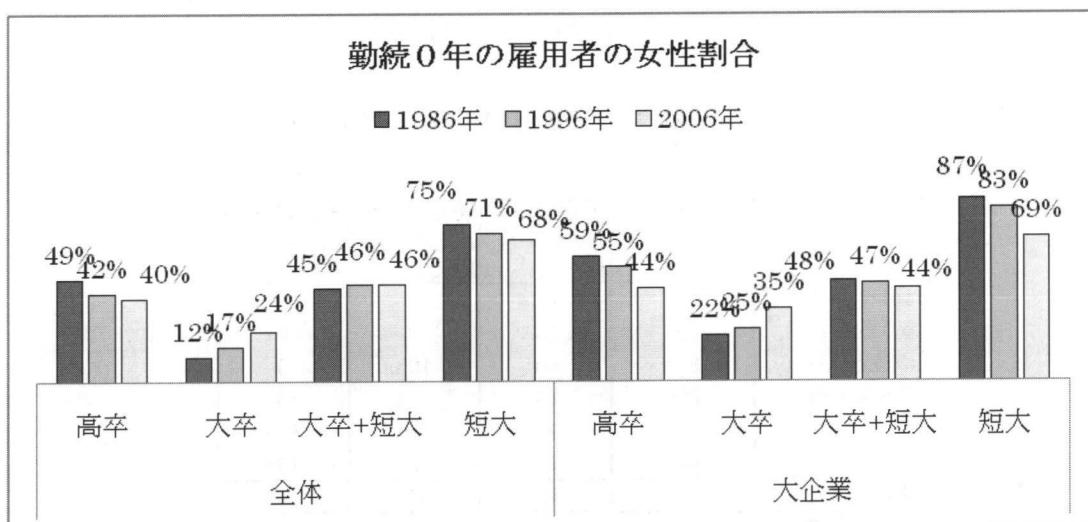
年（勤続0年、20-24歳層）の46%よりかなり低いものであり、全国を代表したものではない。しかし優良企業の多くで、女性大卒の正社員としての採用があまり多くないことを示すものではないかと思われる。

4. 3. 2 賃金構造基本統計調査から

JILPT 調査は小さい調査であり、1 時点しかわからないため、賃金構造基本統計調査で補完する。ただし賃金構造基本統計調査では、コース別人事の有無はわからない。またここでは中途採用者を含めて分析した。

勤続0年の者を、新卒および中途採用者として、その女性割合を見る。10人以上企業の平均では、大卒は均等法当時の12%が24%に上昇した程度である。一方、高卒については49%とほぼ半数だったのが、2006年には4割と下落している。大卒と短大との両者を合わせると、女性は半数をややかける程度である。

大企業を見ると、明らかに女性の採用は減少している。高卒採用は1986年当時は女性の方が多かったが、今日では4割強に下落している。また大卒+短大で見たより高学歴の割合も、1986年当時はほぼ半数であったが、今日では44%である。四年生大卒女性の採用割合は唯一上昇しており、22%が35%となっている。



出所) 賃金構造基本統計調査 各年

5. 企業における正社員の女性比率および男女の正社員比率について

「JILPT 2008 女性活用調査」から、30人以上企業について、正社員の女性比率を見ると、どの企業も4人に1人に満たないという低さである。最大が30-50人未満企業で25%である。女性社員が多い企業の第9十分位を見ても5割である。中位数が17%。企業規模が大きくなるほど、女性は正社員として採用されていなかった(図5-1)。

図5-1

	正社員の女性比率平均	サンプル数	第1四分位	中位数	第3四分位	第9十分位
50人未満	25%	191	10%	18%	33%	56%
50-99人	24%	206	10%	18%	35%	51%
100-299人	25%	241	6%	19%	33%	55%
300-999人	22%	188	10%	17%	29%	55%
1000-4999人	19%	134	10%	14%	24%	48%
5000人以上	16%	31	9%	13%	18%	34%
回答企業数合計	23%	991	10%	17%	31%	51%

出所)「JILPT 2008 女性活用調査」

また 100 人以上企業を見るとコース別人事のある企業の方が、女性の正社員比率が低いものとなっていた。これは新規採用の女性割合を見てもコース別人事のある企業の方が、女性の採用が低いからかもしれない。

図5-2

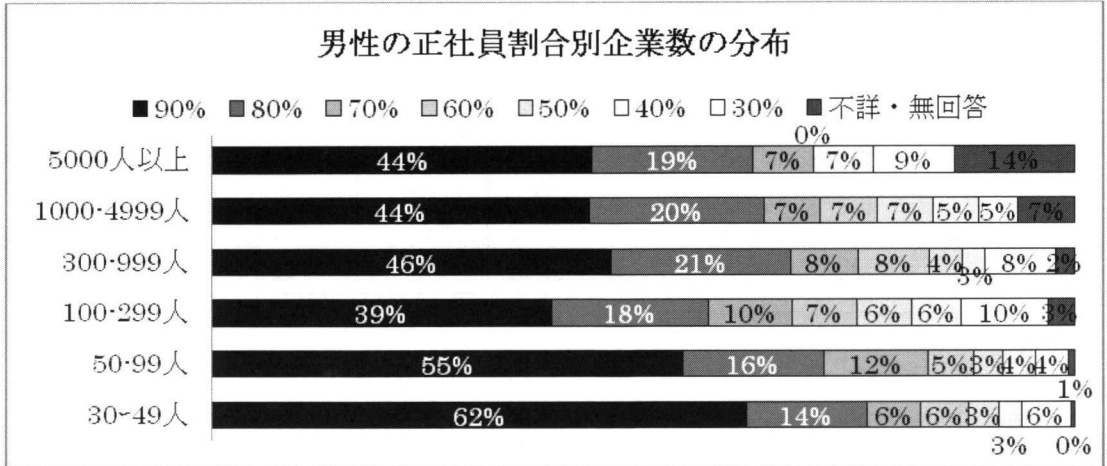
	全体		コース別人事のある企業			
	正社員の女性比率	企業数	正社員の女性比率	企業数	新規大卒採用の女性採用比率	企業数
30-49人	25%	191	19%	4	0%	2
50-99人	24%	206	27%	24	18%	25
100-299人	25%	241	20%	28	29%	33
300-999人	22%	188	19%	67	30%	78
1000-4999人	19%	134	18%	59	32%	67
5000人以上	16%	31	15%	14	30%	15
回答企業数合計	23%	991	20%	196	29%	220

出所)「JILPT 2008 女性活用調査」

女性の正社員比率がかなり低いのが、これは、JILPT 調査の特徴である。『賃金構造基本統計調査』は、企業ごとの正社員女性比率がわからないため、直接には比較できないが、企業規模年齢計で見ると 1981 年から 2006 年まで一貫して一般労働者の女性比率は 31%であったから、JILPT 調査よりは女性正社員比率は高い。しかしもちろん半数には遠く及ばない。なお大企業年齢計を見ると、1981 年に 38%だったのが、2001 年にボトム 32%となり、その後、2007 年に 39%に戻っている。大企業における大きい変化は、中年の女性比率の上昇である。2007 年には、30-34 歳層は女性が 44%、40-44 歳層は 30%に上昇した。ただしすでに見たように中年期の大卒女性雇用者割合はあまり上昇していないので、これは主に短大卒層や高卒層の中年一般労働者の増加によるものだろう。

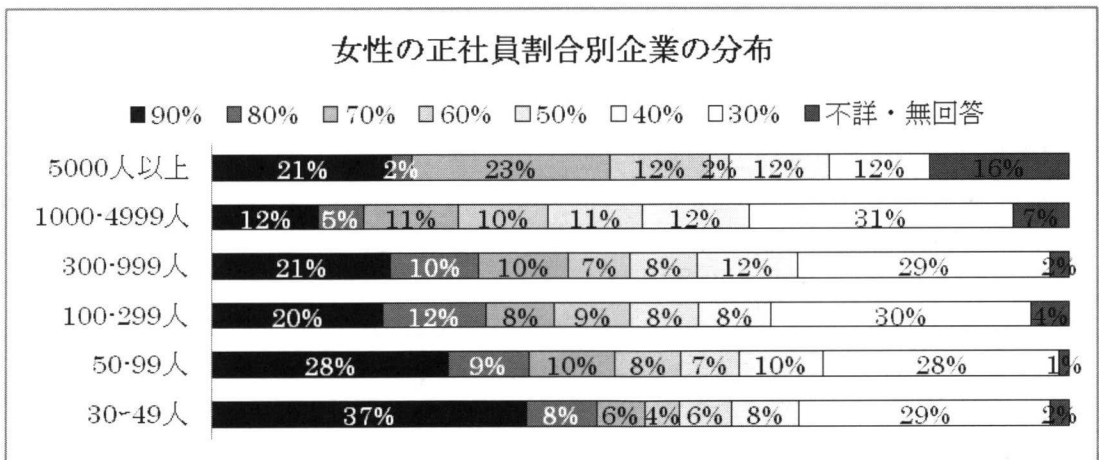
続いて正社員比率を JILPT 調査から企業規模別にみると、男性については、正社員比率 8 割以上がどの企業規模でも 6 割は超える。小さい規模の企業では、7 割以上である。一方、女性については、8 割以上は、1000 人以上規模の企業では 4 社に 1 社にも満たない。1000-4999 人規模の企業では女性正規社員比率が 50%未満である企業が約半数に達している。

図5-2



出所)「JILPT 2008 女性活用調査」

図5-3



出所)「JILPT 2008 女性活用調査」

6. 正社員の平均給与の男女格差

「JILPT 2008 女性活用調査」から男女の平均所定内給与の比、男女の平均給与の比、平均勤続年数の比をとると、平均では女性給与は男性の7割から7割5分、一方勤続年数の差はより小さく、男性の8割程度であった。コース別人事制度を持つ企業とそうでない企業を比べると、5000人以上規模の企業以外では、給与も勤続も、コース別人事がある方が男女格差がより大きかった。しかし5000人以上規模の企業では、むしろコース別人事ありの企業で格差がやや小さいものとなっていた。

図6-1 男女の平均所定内給与・平均給与・平均勤続の企業規模別格差
全体およびコース別人事ありの企業について

	全体			コース別人事制度あり			全体 集計企業数			コース別人事制度あり 集計企業数		
	所定内給与比	平均給与比	勤続比	所定内給与比	平均給与比	勤続比	所定内給与比	平均給与比	勤続比	所定内給与比	平均給与比	勤続比
30-49人	73%	71%	85%	63%	75%	59%	131	163	152	2	3	4
50-99人	74%	71%	81%	71%	69%	61%	148	174	164	17	21	20
100-299人	76%	73%	84%	73%	71%	67%	183	216	212	22	26	23
300-999人	75%	72%	77%	72%	69%	72%	171	177	171	61	66	64
1000-4999人	73%	70%	80%	68%	65%	74%	129	127	123	58	57	55
5000人以上	73%	71%	81%	76%	74%	82%	23	24	29	11	11	13
平均	75%	72%	81%	71%	69%	71%	785	881	851	171	184	179

出所)「JILPT 2008 女性活用調査」

その理由は、大企業ほど、5000人以上規模企業では、採用にしめる一般職比率を下げ、総合職比率を上げているからではないだろうか。もっともそれは5000人以上規模の企業で働く女性の多数が男性同様に総合職となったことを意味しない。新規採用にみる総合職採用の中の女性比率は26%と低い。また図5-3は、大企業ほど、女性の非正規雇用が高いことを示している。おそらく大企業ほど、図6-2のとおり、女性の一般職的な正社員採用は縮小し非正規雇用にとって代わられているのであろう。その一方で、少数精鋭の総合職女性が、総合職の4人に1人程度と少数派であるが、男性同等の活用が高まっているのではないかと想像される。

図6-2 コース別人事ありの企業における新規の女性大卒採用のうちの一般職比率

	女性採用にしめる一般職比率	企業数
50-99人	40%	10
100-299人	26%	23
300-999人	39%	57
1000-4999人	31%	64
5000人以上	21%	15
平均	33%	169

7. 正社員女性の家族と仕事の両立

「JILPT 2008 女性活躍調査」では、従業員の家族関係の質問がされていない。そこで、全国の企業年金基金、厚生年金基金、規約方DBの加入者・受給者及びその配偶者を対象にして行われ、永瀬も参加した「サラリーマンの生活と生きがいに関する調査」から家族関係を見ることにする。1991年から2001年にわたって5年おきに3回を実施され、この調査は財団法人年金シニアプラン総合研究機構に引き継がれ、2006年に第4回の調査が実施されている。主に大企業に勤務した個人の調査と見て良い。

第1回は男性の98%が有配偶であったが、回を重ねるにつれて、95%、93%、89%と有配偶率が低下しており、未婚が第1回の1%から第4回の7%に上昇している。特に35-44歳層の男性の未婚率を見ると、第1回から第4回にかけて3%、8%、11%、16%と上昇しており、国勢調査にも示されている全般的な独身男性の増加を反映し（国勢調査の水準よりは低い）若いコホートほど未婚者が増加している。これに対して同じ年

年齢層の女性の未婚率は、27%、46%、48%、39%であり、(国勢調査では上昇傾向が見られるものの、企業年金連合会に参加する企業の勤務者という点では) 上昇気味ではあるが明確な傾向があるとは言い切れない。また全年齢層を見ても女性の有配偶率にはあまり明確な傾向はなく、第1回は61%が有配偶、その後46%、46%、51%であり、未婚は26%、36%、36%、33%である。企業年金連合会に参加する企業に継続勤務する女性は、依然として男性よりは難しいものの、過去と比べれば、家族形成がしやすくなっているのかもしれない。

しかしながら子どもがもたれているとも限らない。以下は、2007年調査における有配偶者の子ども数である。35-44歳女性の46%が子どもを持っていない。

正社員として大企業で働き続けることと、子どもを持つということは、両立が難しいと考えざるを得ない。

図7-1 未婚者を除いた調査対象者の子ども数(%)

男性	標本数	0人	1人	2人	3人	4人以上
35～44歳	339	21%	20%	48%	9%	2%
45～54歳	347	17%	15%	45%	21%	2%
55～64歳	425	14%	9%	55%	20%	2%
65～74歳	343	16%	12%	55%	15%	2%
計	1,454	323	187	694	225	25
女性	標本数	0人	1人	2人	3人	4人以上
35～44歳	132	46%	25%	27%	2%	0%
45～54歳	131	22%	13%	48%	17%	0%
55～64歳	138	26%	16%	49%	7%	2%
65～74歳	85	21%	21%	48%	10%	0%
計	486	255	59	140	30	2

(注) 年齢不詳は集計から除いた

出所) 財団法人年金シニアプラン総合研究機構 「サラリーマンの生活と生きがいに関する調査」2007年より

8. 結論および政策的な示唆

8.1 分析のまとめ

ア) 大卒男女の賃金差が縮小していない勤続格差面からの理由は、①大卒女性の採用割合が上昇しつつあるため、女性勤続が短くなっていること、および②大卒女性の就業継続が、高卒・短卒と比べてもすすんでおらず、大卒女性の長期雇用について企業が失敗しているというこの2点による。

イ) 採用についてだが、大卒女性の一般労働者としての採用は、中途採用を含めると2007年でも大卒採用全体の25%程度に留まっている。1986年当時は12%であった。新卒採用に限定すると(勤続0年、20-24歳層を新卒採用とみなした)大学進学者にしめる女性比率(1986年当時は26%、現在は42%程度)とあまりかわらない数値である。しかし中途

採用も含めた勤続0年の男女別雇用者数を比較すると、女性割合はかなり低いものであり、男性に比べて女性は一般労働者への採用が少ない状況が続いているものとみられる。高卒・短大卒については、一般労働者としての女性の採用比率は、1986年当時、高卒は5割、短大卒は75%と男性と同等あるいはそれ以上であったが、2007年では、高卒は4割、短大卒も6割に縮小している。これは男性以上に女性が、非正規雇用として雇用される可能性が高くなっているため、一般雇用者の採用数に出ないこともあると想像される。一般雇用者にしめる女性の割合は31%にとどまっている。

ウ) コース別人事慣行のある企業をJILPTの調査から見ると、大企業ほど、女性一般職の採用が少ない傾向が見られる。また大企業ほど非正規雇用女性の割合が高い。このことから、近年、一般職的な働き方が非正規雇用で代替される度合いが大企業ほど高まったとみられる。逆にいえばコース別人事慣行を持つ大企業では、正社員については、男女同等の総合職としての女性採用が相対的に高まっている。しかしながら（おそらく過去に比べれば女性割合は増加しているのだと思われるが）JILPT調査によれば、女性総合職の採用割合は男女計の採用数のうち平均で4人に1人程度にとどまっている。つまり大企業ほど女性の新卒採用にしめる一般職採用は縮小し、総合職が相対的に増えているものの、しかし総合職採用の多数派は依然として男性であり、女性は非正社員採用も増えてしまっている可能性が高い。

エ) 家族状況を示す雇用データは厚生労働省の統計では多くはない。そこで財)シニアプラン総合研究機構の「サラリーマンの生活と生きがいに関する調査」の4時点を比較する。これは主に大企業に勤務する個人に対する調査である。1991、1996、2001、2006の4時点を比較すると、女性の未婚率は、27%、46%、48%、39%である。最近になって、女性の未婚が減少したような印象を持つかもしれないが、婚姻しているとしても無子率は高い。2007年データを見ると有配偶の女性35-44歳層の46%が無子である。

このことから、正社員としての雇用において、学歴、勤続、年齢などを考慮した上で、なお男女賃金格差が残っている、というだけでなく、正社員として雇用されることが、家族形成や出産をしにくくさせていることが示唆される。

8. 2 政策的な提案

男女といった性によって差別をされずに、同じような雇用機会を得られることが重要である。それには、名目的に男女にかかわらず試験を受けられるというだけでなく、実質的に採用における男女差の縮小が必要である。

いったん採用された後に、男女で就業継続や中途採用に大きい差がある。大企業で就業継続をしている35-44歳女性の半数が無子であるというデータを見れば、男性に比べて女性が、企業にフルタイムで勤務しながら家族を形成することを難しくする雇用慣行があるものとみられる。また有配偶女性の多くが非正社員として年収100万未満で働いていることを考えれば、子供を持つことが大きく賃金を引き下げようとする雇用慣行があるとみられる。

本稿は、主に一般雇用者について男女を比較してきたが、経済の市場メカニズムを考えれば、正社員のみを切りだして女性雇用者の過半数を占める非正社員を除外して男女賃金格差を分析し、その縮小を論じることは不可能である。それは企業が常に正社員だけでなく、非正規社員も視野に入れて雇用戦略を持つからである。

近年、経済の長期見通しの変化、派遣労働の規制緩和や契約期間の規制緩和などにより、非正規雇用という働き方は、有配偶女性のみならず、未婚女性にも大きく広がりを見せている。本稿ではJILPTのデータから特に大企業において女性一般職が女性非正社員に代替されている可能性が大きいことを示した。もし一般職と非正社員との間で労働の代替性が強く、また非正社員が規制の少なさから、あるいは労働組合に属していないことなどからより低コストな雇用者なのであれば、企業は当然に女性一般職の採用を縮小させ、女性非正社員の採用を拡大するだろう。実際にそのような変化が大企業には見られる。

しかし一方、企業は、女性総合職の採用をやや増やしてもいる。それはおそらく、女性総合職は、女性一般職よりも男性総合職との代替性が強く、非正社員とは質が異なる長期雇用の労働者として企業が評価しているからであろう。とはいえ、総合職女性にも、妊娠・出産というライフステージがある。しかし現在の「総合職」の働き方は、育児期に必要な柔軟な労働時間を前提とした働き方とはかけ離れたものとなっている。妊娠・出産・育児を担う可能性があるという点では、総合職女性は、一般職女性や非正社員女性との代替性が強い労働である。

男女賃金格差を縮小するためには、出産や子育てを人間の権利として、男女ともに雇用者がそうしたライフステージを経ることを前提とした雇用慣行を形成していくことが必要である。企業都合でいつでも残業や転勤を命じられる労働力を正社員労働のデフォルトとして定義している限り、結局のところ、女性総合職、女性一般職、女性非正社員間の代替性は高く、男性とは質の違う労働力とならざるを得ず、賃金格差は縮小しない。

四年制大卒女性の採用が増えているにもかかわらず、就業継続が増えていないことの背景には、大卒男性を標準とする働き方が、女性のライフサイクルに見合ったものとなっていないことがあるものと考えられる。

参考文献

永瀬伸子 (2010) 「男女賃金格差の解消に向けて：何が性中立的な制度か」労働調査協議会『労働調査』通巻483号14－22頁。

労働政策研究研修機構 (2009) 「変化する賃金・雇用制度と男女間賃金格差に関する検討のための基礎調査結果—「企業の賃金・雇用制度調査」と「労使トップ層意識調査」—調査シリーズ No.52

Ⅱ－７．育児休業給付の引き上げと女性の継続就業¹

大石亜希子²

要 旨

育児休業制度の普及は重点戦略における「働き方の改革」の一つとして位置付けられており、育児休業取得率の引き上げ（2017年までに女性80%、男性10%へ）や、第1子出産前後の継続就業率を2017年には55%へ引き上げることが政府目標とされている。そうした中で休業中の所得保障を行う育児休業給付の給付率引き上げが2000年代以降相次いで実施されている。本稿では、2001年の給付率引き上げについて、それが女性正規雇用者の継続就業率引き上げにもたらした効果を検証する。DD推定の結果では、2001年における育児休業給付の給付率引き上げは、理論的な予想どおり正規雇用者として就業していた女性の継続就業確率を有意に引き上げる効果を持つことが明らかになった。影響度としては、制度改正前と比較して継続就業率が15～20%ポイント高まっている。属性別では、1971年以降に生まれた女性のコーホート、なかでも民間部門の雇用者で影響がやや大きい傾向がみられる。

¹ 本研究で使用した「第12回、第13回 出生動向基本調査」の調査票は国立社会保障・人口問題研究所の承認を得たものである。本研究は厚生労働科学研究費補助金研究事業「家族・労働政策等の少子化対策が結婚・出生行動に及ぼす効果に関する総合的研究」（研究代表者：高橋重郷）および同政策科学総合研究事業「子育て世帯のセーフティーネットに関する総合的研究（H21-政策一般-003）」（研究代表者：大石亜希子）の一環として実施されたものである。阿部正浩氏、安部由起子氏、風神佐知子氏、川口大司氏、神林龍氏、武内真美子氏、永瀬伸子氏、横山由紀子氏ほか2009年11月15日開催の労働経済学コンファレンス参加者の皆様から貴重なご教示をいただいた。感謝申し上げます。残りうる誤りはすべて筆者の責任である。本稿は今後改訂される予定であり、コメントを歓迎する。

² 連絡先：263-8522 千葉市稲毛区弥生町1-33 千葉大学法経学部 Tel&Fax. 043-290-3579, E-mail: oishi@le.chiba-u.ac.jp

1. はじめに

日本では、仕事と家庭生活の両立は今日なお困難な目標と考えられている。実際、働いていた女性の7割は第1子の出産を機に退職しており、その割合は過去20年間変わっていない。多くの女性は出産を機に労働市場から退出し、子育てが一段落すると再び労働市場に参加する。再就職する場合の主な就業形態はパートタイム労働などの非正規労働で短時間労働が多く、収入は、税制や社会保障制度の影響もあいまって年収100万円から130万円前後に集中する傾向がみられる。出産による就業中断は女性の生涯所得を大幅に引き下げたため、結婚・出産の先送りや出生児数の減少をもたらす要因となっている。

政府は、少子化の背景に仕事と家庭の二者択一を迫る構造があるという認識のもと、2007年12月に「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」を策定したのに続いて同年末には「子どもと家族を応援する日本」重点戦略を決定し、①働き方の改革による仕事と生活の調和の実現と、②包括的な次世代育成支援の枠組みの構築の二つの取り組みを、二者択一構造を解消するための「車の両輪」として同時に推進することとした。育児休業制度の普及は重点戦略における「働き方の改革」の一つとして位置付けられており、育児休業取得率の引き上げ（2017年までに女性80%、男性10%へ）や、第1子出産前後の継続就業率を2017年には55%へ引き上げることが政府目標とされている。

こうした状況のなかで、育児休業取得者を対象とする育児休業給付の拡充が相次いで進められてきた。1995年に創設された育児休業給付の給付率は、当初は休業前所得の25%であったが、2001年に40%へ引き上げられ、2007年4月以降は50%になっている。最近の引き上げは2010年3月末までの時限措置の予定であったが、厚生労働省は「雇用の継続の観点から、また、少子化対策としての要請も踏まえ、育児休業を取得しやすくすることが必要」なため、「当分の間」この措置を延長する方針であると伝えられている。

しかしながら、過去における育児休業給付の拡充が、実際に育児休業の取得率を引き上げ、女性の継続就業を促進する効果をもっていたかどうかは、これまでまったく検証されてこなかった。予算規模が年間1300億円（2008年度）に達する施策であるにもかかわらず、政策効果の検証なしに給付率の引き上げが相次いで行われてきたというのは、おどろくべきことである。

そこで本稿では、育児休業給付の2001年引き上げに着目して、同施策と女性の継続就業の関係を分析する。本稿の貢献は、以下の3点にまとめられる。第1に、本稿では「出生動向基本調査」の個票から得られる情報に基づき、第1子の妊娠判明時の女性が直面する状況を最大限復元している。従来の研究では、現在の就業状況から妊娠判明時の就業状況を推測するといった方法がとられることが多く、その女性が育児休業を利用できる立場にあったかどうかを確認できなかった。しかし本稿では使用するデータから妊娠判明時の女性の従業上の地位を詳細に把握できるため、育児休業給付の効果を測定するに当たっても、育児休業を取得可能なサンプルを対象を絞ることが可能となっている。第2に、本稿では

実際の取得の有無や休業期間に関係なく、休業すれば受給できたであろう育児休業給付の金額を所得データから推計し、これを説明変数として用いることで、同時決定バイアスを逃れた金銭給付の効果を把握している。第3に、単純な before-after parameter では不正確にしか把握されない制度変更の影響を、婚前妊娠出生の有無をトリートメント効果として DD (difference-in-differences) 推定を行うことで正確に把握している。

DD 推定の結果、2001 年における育児休業給付の給付率引き上げは、理論的な予想どおり正規雇用者として就業していた女性の継続就業確率を有意に引き上げる効果を持つことが明らかになった。影響度としては、制度改正前と比較して継続就業率が 15~20%ポイント高まっている。属性別では、1971 年以降に生まれた女性のコーホート、なかでも民間部門の雇用者で影響がやや大きい傾向がみられる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、育児休業給付の制度的沿革とその給付内容について説明する。第3節では、理論的背景と先行研究について述べる。第4節では使用するデータについて解説する。第5節では実証分析の結果を報告する。第6節ではまとめと考察をする。

2. 育児休業給付の概要

1992 年 4 月に施行された育児休業法は、満 1 歳未満の子を養育する労働者の申し出により、子が満 1 歳に達するまでの間の休業を可能とするものである。1995 年 4 月には介護に直面する労働者についても休業が取得できる規定を含む形で育児・介護休業法へと改正され、職業生活と家庭生活の両立を支援する施策として目的がより明確化された。1992 年の施行当初は、常用労働者が 30 人を超える事業所のみが適用対象とされていたが、1995 年以降は全事業所が適用対象となっている。2005 年改正では、子どもが保育所に入所できなかったなど一定の事情がある場合に 1 歳 6 カ月までの休業が可能となり、期間雇用者についても一定の条件を満たせば育児休業が取得できるようにされた。さらに 2010 年からは、3 歳未満の子を養育する労働者の請求により短時間勤務を可能とする措置の整備や所定外労働の免除、パパ・ママ育休プラス（父母がともに育児休業を取得した場合に休業期間を 2 カ月延長する制度）などを内容とする改正法が施行される。

育児休業中の所得保障については、施行当初は休業中の賃金の扱いは事業主に委ねられていた。しかし、育児休業を取得する意思があっても、休業中の所得保障がなければ大幅な減収が避けられないため取得しにくいという事情に配慮して、1995 年 4 月に雇用保険制度の中に育児休業給付が創設された。受給の対象となるのは、雇用保険の一般被保険者で、1 歳（支給対象期間の延長に該当する場合は 1 歳 6 カ月）未満の子を養育するために育児休業を取得し、かつ休業開始前の 2 年間に賃金支払基礎日数 11 日以上ある月が 12 カ月以上ある労働者である。なお、雇用保険に加入しない公務員等についても、共済組合によりほぼ同等の条件の給付が設けられている。

育児休業給付は、休業中に支給される育児休業基本給付金と、復職後 6 カ月間雇用され

た時点で支給される育児休業者職場復帰給付金の2つで構成されている。両者を合わせた給付金合計額の所得代替率は、導入当初の1995年には25%（内訳は育児休業基本給付金：20%、育児休業者職場復帰給付金：5%）であったものが、2001年1月1日以降は40%（育児休業基本給付金：30%、育児休業者職場復帰給付金：10%）に引き上げられ、さらに2007年4月1日以降に職場復帰した労働者から50%（育児休業基本給付金：30%、育児休業者職場復帰給付金：20%）へと引き上げられている。

支給額は休業開始時賃金日額と支給日数によって決まる。休業開始時賃金日額は、原則として育児休業開始前6か月の賃金を180で除した額とされている。賞与等の臨時に支払われる賃金は賃金日額の算定対象に含まれない。また、賃金日額には上限と下限（最低保障額）があり、現在（2009年8月～2010年7月）は上限が13,980円、下限が2050円となっている。

3. 理論的背景と先行研究

出産した労働者が育児休業を取得するかどうかは、休業しない場合の賃金と、休業して復職する場合の賃金、退職して別の企業で再就職する場合の賃金、留保賃金および制度で保障された休業期間の長さに依存する（Klerman and Leibowitz 1997）。留保賃金は子どもの月々の成長とともに低下すると考えられるので、休業期間の制約を考慮しつつ労働者は最適な選択を行うことになる。ここで、休業しない場合の賃金と休業して復職する場合の賃金の差が小さいほど、労働者は育児休業を取得して就業を継続するインセンティブを与えられる。また、企業特殊的人的資本を多く身に付けた労働者の場合は、退職の機会費用が高いため、より就業を継続しようとすると考えられる。

ここで休業中の所得保障が導入されると、以前なら退職したであろう労働者が仕事を続ける方向にインセンティブを与える。また、以前なら休業中の所得保障のある産前・産後休業しか取得しないで復職していた労働者が育児休業を取得するインセンティブが高まる。したがって、育児休業給付の導入もしくは拡充は、女性の離職率を低め、育児休業を取得して継続就業する女性を増加させると予想される。

育児休業制度（産休制度を含む）が女性労働者の継続就業を促進する効果を持つことは、国内外の多くの実証研究が明らかにしている（樋口・阿部・Waldfoegel 1998, 滋野・大日 1998, Waldfoegel 1999, Baum 2003, 駿河・張 2003, Baker and Milligan 2008）。³ただし、従来の研究は企業や事業所単位のデータに基づくものが多く（西本・駿河 2002, 脇坂 1999）、どのような属性を持つ個人が育児休業を取得しているのかを分析したものは少なかった（西本 2004, 阿部 2005）。個人のデータを使用した研究においても、すくなくとも研究で調査時点での個人属性に基づく分析がなされており、育児休業を取得するかどうかの意思決定時の属性との間にズレが生じている。

³ 育児休業制度と出生数に関する最近の詳細なサーベイとしては野口(2007)がある。また、佐藤・馬(2008)は育児休業制度と継続就業についての詳細なサーベイを行っている。

西本(2004)は連合総合生活開発研究所が実施した「仕事と育児に関する調査」(1994年)の個票データに基づき、育児休業取得の有無とその期間の決定要因を、ハードル・モデルによって推定している。同調査の対象者は共働きで就学前児童のいる既婚男女で、このうち女性 515 人を実証分析の対象としている。なお、同調査は連合加盟の産業別組織と地方組織の労働組合を通じて実施されたため、回答した女性のうち大企業勤務が 8 割を、フルタイム勤務者が 9 割を占めている。分析の結果、勤務先に育児休業制度がある場合や、育児休業法が施行された 1992 年以降の出産である場合、深夜勤務免除がある場合、核家族である場合、パートタイム就業者である場合に育児休業を取得する確率が高まることを明らかにしている。なお、フルタイムかパートタイムかという従業上の地位は調査時点のものであり、育児休業を取得の意思決定時とは異なっている可能性がある。また、休業の機会費用としての賃金に大きな影響を及ぼすとみられる学歴の影響は有意ではない。

阿部(2005)は、家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」のうち 1993 年～2003 年までのパネルデータを用いて育児休業を誰が取得しているのか分析している。対象期間内に出産した延べ人数は 990 人である。まず、出産した女性全員について、出産後も継続就業したかどうかを分析してみると、本人の年齢が高いことや、親と同居していること、Off-JT を受講していることは有意に継続就業率を高めている。つぎに、継続就業している女性についてみると、大企業に勤務する場合や勤続年数が長い場合に育児休業を取得する確率が高い。このため阿部(2005)は「企業特殊的人的資本の蓄積が多い女性ほど育児休業取得率が高い」と西本(2004)とは逆の結論を導いている。

前節で述べたように、育児休業制度は数度にわたり改正されてきているが、最近まで、改正が女性の継続就業にどのような影響をもたらしているかを明示的に分析することはなされてこなかった。そうした中で佐藤・馬(2008)は慶應家計パネル調査(KHPS)に基づき、1992 年の制度導入、および 1995 年、2000 年の育児休業制度の改正が女性の継続就業率に及ぼす影響を分析している。その結果、2000 年以前に出産した女性の継続就業率は低下傾向にある半面、2000 年以降に出産した女性については、勤務先に育児休業制度がある場合に限定して継続就業率が上昇していると指摘している。ただしこの研究では制度改正に合わせた 5 年おきの出産コーホートを使用しているため、2001 年の育児休業給付の引き上げのような個別の制度改正の影響を把握することはできない。

4. 使用データと変数の構築

(1) 使用データ

本稿で使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が 2002 年 6 月に実施した『第 12 回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査):夫婦調査』(以下、NFS12C と略)および 2005 年 6 月に実施した『第 13 回出生動向基本調査:夫婦調査』(以下、NFS13C と略)の個票である。調査の対象は、国勢調査地区から層化無作為抽出された調査地区に居住する、妻の年齢が 50 歳未満の全国の夫婦で、回答者は妻である。有効票は NFS12C

が 7,916 票、NFS13C が 6,836 票である。調査項目は、夫と妻それぞれの基本属性（出生年月、結婚時期、学歴、職業、労働時間、年収階級）に加え、妊娠・出産経験、希望子供数、兄弟数、父母との同居状況など多岐に渡っている。

本稿では、NFS12C と NFS13C を統合し、第 1 子の妊娠判明時に正規職員・従業員もしくは派遣・嘱託・契約社員であった女性雇用者 5,183 人を分析対象とする（推定では育児休業給付が導入された 1995 年以降に第 1 子を出産した 1,959 人を対象とする）。本稿の主たる関心は育児休業給付の引き上げが女性雇用者の継続雇用に及ぼす影響にあるので、妊娠判明時に正規雇用者（ないしそれに準じる立場）にない者は除外する。調査では妻について第 1 子の妊娠判明時の就業状況を尋ねており、この設問によって、育児休業給付の受給資格を持つ雇用者に対象を限定することが可能となる。⁴さらに、妻について第 1 子が 1 歳に達した時点の就業状況も尋ねており、この設問によって継続就業したかどうかを判断することができる。具体的には、妊娠判明時の就業状況と第 1 子 1 歳時点の就業状況が同一であれば継続就業者と看做している。⁵

図 1 は、妊娠判明時に正規雇用者であった女性の第 1 子 1 歳時点における就業・不就業状況を示している。年次によるばらつきはあるが、1980 年以降、ほぼ 7 割～8 割の女性が退職するという状況が続いていることがわかる。また、継続就業する女性の中では産休のみで復職する割合が縮小し、育児休業を取得して復職する傾向が年々強まっている。産休のみで復職する割合は、1980 年には 27.5%であったが、2004 年には 1%まで低下している。

(2) 婚前妊娠出生の定義

育児休業給付の給付率引き上げが女性の継続就業を促進したかどうか、その効果を把握する上で、改正の行われた 2001 年を区切りとして前後にサンプルを分けて比較する方法は問題を含んでいる。すなわち、2001 年前後の期間において、育児休業給付金以外の条件は不変であると仮定していることになるが、現実には経済情勢をはじめとして様々な条件が変化しており、説明変数では把握されないものの育児休業取得には影響する要因が継続就業率を左右しているかもしれない (Lee 2005)。その場合、制度改正の効果にはバイアスが含まれることとなる。

この問題を解決する一つの方法は、同じような経済情勢に直面しながら、制度改正の影響を受けないと考えられるグループと比較対照を行うことである。本稿では、第 1 子が婚前妊娠出生か否かによって、サンプルを分け、DD 推定で制度改正の影響を把握する。

婚前妊娠出生のプロセスを鎌田 (2005) を参考に整理すると

⁴ 育児・介護休業法の改正により、2005 年 4 月 1 日から一定の条件を満たす期間雇用者も育児休業を取得することが可能となった。しかしながら、NFS13C が実施されたのは 2005 年 6 月であり、この 2 カ月に出産した妊娠判明時パート・アルバイト雇用者だった女性は両調査を合計して 5 名しか存在しない。しかも、この 5 名が育児・介護休業法の定める取得条件に合致しているかどうかは不明である。

⁵ 産休や育児休業を取得していながら第 1 子 1 歳時点で「無職」「不詳」の者が 5,183 人中 145 人いる。以下の本稿の分析ではこれらの者を退職者（非継続就業）として扱っているが、継続就業とみなして分析しても結果に大きな違いは生じなかった。

- ① 結婚前に妊娠が発覚して
- ② 妊娠を契機に結婚し
- ③ 出生する

という、3つのステップに分解され、これらの3ステップを経た事象を「婚前妊娠出生」と定義することができる。しかしながら、実際に分析に使用される統計調査においては、子どもの出生が婚前妊娠出生であったかどうかを調査対象者に直接的に尋ねることはまずなく、結婚時期や子どもの誕生時期から推測せざるを得ない。その場合、結婚時期や子どもの誕生時期は月単位のデータにとどまるのが通常である。すると、月初めの出生と月末の出生とではそれぞれ4週間ずつ、両者を合計すると最大で8週間、妊娠期間のずれが生じる恐れがある。また、通常分娩は妊娠37週から42週の間にかかるものの、早産となるケースも稀ではない。これらの事情があいまって、統計調査から婚前妊娠出生であるかどうかを判断することを困難にしている。表1は、内外の主な研究における婚前妊娠結婚（出生）の定義をまとめたものである。多くの研究で、結婚後6ヵ月ないし7ヵ月以内の出生を婚前妊娠出生としている。

一方、厚生労働省「出生に関する統計（人口動態統計特殊報告）」では、「結婚週数<妊娠週数-3週」（=「妊娠週数 \geq 結婚週数+4週」）で出生した場合を「結婚期間が妊娠期間より短い出生」としている。ただし、結婚期間は月単位でしか把握できないため、結婚期間（月数）に対応する実際の結婚週数は一定の幅を持って考えざるを得ない。そこで同統計では結婚期間1ヵ月について、①平均的な結婚週数の場合（4週）、②結婚週数が最短の場合（0（ゼロ）週）、③結婚週数が最長の場合（8週）の3つのパターンを想定して婚前妊娠出生数を推計している。言うまでもなく、②では婚前妊娠出生数が多く、③では少なく推計される。また、通常の妊娠期間を40週と考えれば、③は結婚後7ヵ月以内の出生を指しているのに等しい。

そこで本稿では、先行研究にならい、結婚後7ヵ月以内の出生を婚前妊娠出生と定義して用いることとする。

一般的にあって、日本において婚前妊娠出生は出産時期の計画をもたない妊娠に基づく出生と考えられている。もし、育児休業給付の2001年引き上げによって女性雇用者の継続就業意欲が喚起されたのであれば、2001年以降に育児休業に入ることができるように出産時期の調節が行われるであろうが、婚前妊娠出生の場合はそうした事前の計画がなされないため、制度改正の影響は現れないと考えられる。つまり、婚前妊娠で第1子を出産した女性は制度改正の影響を受けないControl groupととらえることができる。これに対して、婚前妊娠出生でなく第1子を出産した女性は、制度改正の影響を受けて出産時期を調節するとみられるので、Treatment groupとなる。

	2001 年改正前出産	2001 年改正後出産
Treatment group (非婚前妊娠出生)	$Y_{1, before}$	$Y_{1, after}$
Control group (婚前妊娠出生)	$Y_{0, before}$	$Y_{0, after}$

次節以降の実証分析においては、1998～99 年出生を Before とし、2001～2002 年出生を After として 2 つの時期を比較している。2000 年に出生したサンプルを除外したのは、2001 年 1 月 1 日から給付率が引き上げられたため、それ以降に育児休業に入る予定で 2000 年後半に出産した者と、意図せざる妊娠でたまたま 2000 年に出生した者とを識別できないからである。

今日、日本では嫡出第 1 子出生の 4 分の 1 以上が母の結婚期間が妊娠期間より短い出生によって占められている。本稿の分析対象サンプルは妊娠判明時に正規雇用者であるという属性を備えているが、婚前妊娠出生の割合としては、マクロの動向とほぼ変わらない推移を見せている (図 2)。

さらに、第 1 子出生後の就業状況を非婚前妊娠出生と婚前妊娠出生で比較すると、産休のみの復職が減少し、育児休業を取得して継続就業する割合が拡大しているという共通の傾向はあるものの、婚前妊娠出生グループのほうが全体として継続就業率が低い (図 3)。婚前妊娠出生の場合、仕事と子育てを両立できる態勢を築く時間的余裕がないままに出産を迎えてしまうことが影響していると考えられる。

(3) 変数の構築

被説明変数

本稿の目的は、育児休業給付の引き上げが継続就業率に及ぼす影響を計測することにある。継続就業状況をとらえる被説明変数として、以下の 2 つの変数を作成する。

ひとつめは、「継続就業 = 1、離職 = 0」とするダミー変数である。前述したように、ここで継続就業とは、第 1 子妊娠判明時と第 1 子 1 歳時点での就業状況が同一であるケースを「継続」としている。継続就業者の中には産休のみで復職する者も含まれるが、この変数はそれらも含めて「継続」としており、推定に用いる標本数は 1,959 (1998～1999 年、2001～2002 年出産者) となる。育児休業給付の制度変更の影響をとらえるのであれば、本来、産休復職者は除外すべきであるが、回答者が産休と育児休業を一体化してとらえるような mis-reporting が起きている可能性も完全には否定できないからである。

ふたつめは、「育児休業取得 + 復職 = 1、離職 = 0」とするダミー変数である。ここでは産休のみの復職者はサンプルから除外されており、推定に用いる標本数は 1,837 となる。

第1子の妊娠判明時には、女性雇用者は①退職する、②産休のみで復職する、③育児休業を取得して復職する、の3つの選択肢に直面する。したがって、3 選択肢の **Multinomial logit model** あるいは **Multinomial probit model** で推定する方法も考えられる。しかし、分析の中心をなす 2001 年引き上げ前後の時期には、すでに産休のみで復職する女性雇用者が大幅に減少している。具体的には、2001 年は 8 名、2002 年は 4 名にとどまり、そのうち **Control group** (婚前妊娠出生) における産休のみの復職者は両年とも 0 名である。したがって、3 選択肢での推定が不可能なため、2 値変数による推定を行う。

育児休業給付の計算

第2節で説明したように、育児休業給付の支給額は、賃金日額に基づいて算定される。賃金日額は、女性雇用者の休業前賃金(賞与等を除く)を日割りにして求めることができる。ところが、NFS12C、NFS13C では第1子妊娠判明時の就業状況(従業上の地位、企業規模)や学歴は把握できるが、当時の賃金は得られない。そこで Ueda(2005) を踏襲し、厚生労働省「賃金センサス」各年版所載の女性労働者の学歴・企業規模・年齢階級別「きまって支給する給与」から、第1子妊娠判明年の賃金を **impute** する。⁶

さらに、**impute** された賃金を 30 で除して賃金日額になおし、各個人の第1子出生年に対応する給付率を乗じて育児休業給付金を算出する。算出にあたっては、各年における賃金日額の上限・下限を考慮している。また、休業期間は全員について、満 10 か月として計算している。すなわち、ここで計算された育児休業給付は、在職老齢年金制度の分析における「本来年金」(小川 1998)と同様に、育児休業取得との間に生じる同時決定バイアスを回避できる変数となっている。

復職時賃金

Klerman and Leibowitz (1997) でも指摘されているように、継続就業した場合に得られるであろう賃金は、出産前後の継続就業の意思決定に影響を与える大きな要因である。復職時の賃金は、第1子妊娠判明時の企業規模と年齢、学歴に基づき、「賃金センサス」各年版所載の女性労働者の学歴・企業規模・年齢階級別の「きまって支給する給与」を 12 倍したものに「年間賞与その他特別給与額」を加え、年収に直して **impute** している。

夫の年収

NFS12C、NFS13C では妊娠判明時の妻の就業状況は把握できるが、夫の就業状況は現時点のものしか把握することができない。また、年収は調査時点での年収が、NFS12C では階級値で、NFS13C では月額平均で調査されている。そこで Gruber and Wise (2004)、Coile and Gruber (2000)と同様に、それぞれの調査について個々に夫の現在の年収になおしたうえで、対数年収を調査時点における夫の年齢、勤め先の企業規模、学歴に回帰し、その推

⁶ Ueda(2005)と同様、公務員については 500-999 人規模として計算した。