

育児休業制度の政策評価と展望¹

大石 亜希子
(千葉大学)

2011年3月

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るため、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子出産後の継続就業率を2017年には55%へ引き上げることが目標とされている。2009年6月には短時間労働制度の導入と所定外労働免除を事業主に求める改正育児・介護休業法が国会で成立し、2010年6月より施行された。

こうした状況のなかで、育児休業制度の整備・拡充が女性の継続就業率の上昇と二者択一構造の解消という政策目標達成に効果を持つかという視点から検討することは、今後のワーク・ライフ・バランス施策の在り方を展望する上でも意義をもつと思われる。そこで本稿では、育児休業制度を含む日本のワーク・ライフ・バランス施策の国際的な位置付けを探ったうえで、育児休業制度が労働需要に及ぼす影響を検討し、さらに、休業中の所得保障として制度が拡充されてきた育児休業給付金の政策効果を検証する。

本稿の構成は以下の通りである。I.ではOECDの統計に基づき、日本のワーク・ライフ・バランス施策の特徴を国際的な観点から把握する。ここではとくに育児休業制度と他の施

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、野口晴子氏、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。

策のどちらに今後重点を置くべきかを考察する。II では、育児休業制度が労働需要に及ぼす影響を、「賃金構造基本統計調査」の集計データを利用して分析する。III では、育児休業給付金制度を取り上げ、給付率の引き上げが女性の継続就業に及ぼした影響を検討する。IV は政策提言である。

I. 国際比較でみた日本のワーク・ライフ・バランス施策の特徴

1. 育児休業制度の概要

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6月30日からは、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ている。

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制度が創設された。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。²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25%から現在は50%まで引き上げられている。

さらに、休業する労働者への経済的支援だけでなく、事業主に対する支援も拡充されてきている。労働者の育児休業取得に伴う代替要員確保などの事業主負担を軽減するため、2000年以降は休業中の社会保険料の事業主負担分も免除されるようになった。³

2. 国際比較でみるワーク・ライフ・バランス施策の位置付け⁴

育児休業制度を含めて、日本の家族政策の特徴を、OECDの*Family Database*を利用して国際比較の視点からとらえたものが図1である。指標として、①フルタイム換算有給育児休業期間、②3歳未満児保育所入所率、③家族支出（GDP比）を用いている。育児休業に関しては、制度で保障されている休業期間の長さだけでなく、所得保障のレベルも重要となるので「休業期間×所得代替率＝フルタイム換算有給休業期間」を制度充実度の指標に用いている。

² 2010年4月より、育児休業者職場復帰給付金は廃止され、育児休業基本給付金に一本化されている。

³ 休業中の社会保険料の本人負担分は1995年から免除されている。

⁴ 本節は大石・守泉（2011）に基づいている。

主要国のフルタイム換算有給育児休業期間は30～35週に収束している。これは、休業期間が長い国は休業給付の所得代替率が低く、逆に休業期間が短い国は所得代替率が高い傾向にあるためである。OECD平均を100とする指数でみると、スウェーデンが突出して高いが、これは休業期間が長く(72週)、所得代替率も高い(73%)ためである。その一方で、イギリスやアメリカのように有給の育児休業制度を設けていない国や、オランダのようにごく短期間の休業だけ設けている国もある。

3歳未満児の保育所や幼稚園への通所率はデンマークとオランダが突出している。デンマークでは3歳未満児の63%が通所しているのに対し、ドイツの通所率は14%にとどまる。日本の通所率(28%)はドイツよりは高いものの、OECD平均より大幅に低い。オランダやイギリスは育児休業保障が手薄い代わりに保育サービスの整備と短時間勤務の権利付与を通じて、子どもが幼い時期からの就業を可能としている。一方、フィンランドは有給と無給の育児休業を合わせれば3歳まで休業が可能なので、通所率は低い。

家族支出の規模を比較する。ここでの家族支出には、①子どものいる世帯を対象とする現金給付(児童手当のほか、ひとり親手当、育児休業給付等を含む)、②子どものいる世帯を対象とする現物給付(保育や就学前教育、住宅供給を含む)、③家族を対象とする租税支出(所得控除、税額控除等)から成っている。先進主要国の家族支出はGDP比で3%以上(OECD平均は2.3%)に達するが、日本は1.29%に過ぎず、平均を大幅に下回っている。保育サービスへの公的支出の少ないドイツは、児童手当が手厚いので支出規模ではデンマークやスウェーデンに比肩している。

以上を類型化すると、①親による家庭での育児を重視し、児童手当や育児休業給付(親手当)を拡充しながらも保育サービスの整備には消極的なタイプ(ドイツなど)、②育児期の休業保障は手薄い半面、子どもが幼い時期からの就業と子育ての両立に重点を置くタイプ(オランダやイギリス、アメリカ)、③充実した育児期の休業保障と幼少時からの保育サービスで親による選択の幅が大きいタイプ(北欧諸国、フランス)の3つに大別できる。

これらの施策と出生率の関連をみると、相対的に出生率の高い国々は、OECD平均以上に保育サービスへのアクセスが良く、家族支出のレベルも高い。その半面、育児休業制度が充実していることは必ずしも高出生率と関連していない。つまり、出生率への影響という点では保育サービスの拡充そして経済的な支援がより有効である可能性が示唆される。

そうした点から日本の家族政策を評価すると、これまでは諸施策の中でも育児休業制度の拡充が先行してきたことがわかる。その理由として、以下のような事情が考えられる。第1に、育児休業制度は事業主に対する義務付けであり、雇用保険からの休業給付や、休業者と事業主双方の社会保険料免除がもたらす減収を考慮しても、制度導入に伴う追加的な財政負担が小さい。第2に、育児休業の取得促進によって最も保育コストの高いゼロ歳児保育を拡充するための財政負担を抑制することができる。第3に、母親が子育てに専念することをよしとする伝統的な意識も育児休業制度の普及・拡充を支えてきたとみられる。

こうした育児休業制度先行型の家族政策の問題点として、以下の3点を挙げることができよう(大石 2010)。第1に、代替要員確保等の負担が事業主に掛かるため、女性に対する労働需要の減少と賃金低下をもたらしている可能性がある。第2に、保育サービスの拡充が遅れたために待機児童問題が深刻化している。第3に、育児休業を取得する女性労働者は高賃金・高スキルの傾向があり、そうした女性に報酬比例の所得保障を行う育児休業

給付金制度の分配的意義が問われている（大石 2009）。これらの点については II.以降で検討する。

II. 育児休業制度が女性労働者の雇用・賃金に及ぼす影響⁵

1. 理論的背景

労働者が育児休業を取得する場合、休業中は無給で労使ともに社会保険料が免除されるとしても、事業主には代替要員の確保や福利厚生費など様々な負担が生じる。このため労働需要曲線が下方にシフトするので、(労働供給曲線がシフトしなければ) 均衡賃金率は低下し、均衡雇用量も減少する（図 2）。賃金率がどの程度低下するかは労働需要や労働供給の賃金弾力性に依存する。

ここで労働者が育児休業制度のもたらす便益を積極的に評価する場合には、労働供給曲線の右方シフトが生じる（Summers 1989）。その場合、雇用量の減少幅は小幅なものにとどまる半面、賃金率の低下幅はより大きくなる。この点が、育児休業制度のような事業主に義務付けられた労働者福祉策（mandated benefits）と通常の実業主に対する課税との違いになる（Gruber 1994）。

2. 国内外における実証研究

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・Waldfogel 1998; 滋野・大日 1998; Waldfogel 1999; Baum 2003; 駿河・張 2003; Baker and Milligan 2008）。その一方で、出産年齢にある女性の雇用への影響については、国によって結果は異なっている。

アメリカの研究ではほとんどの場合、雇用への有意な影響が観察されていない（Gruber 1994; Klerman and Leibowitz 1997; Waldfogel 1999; Baum 2003）。これに対してカナダでは、産休制度の法制化が女性の継続就業率を高めるとともに、雇用率を引き上げる効果をもつことが観察されている（Baker and Milligan 2008）。賃金についてみると、Gruber (1994)は妊娠差別禁止法の施行によって出産年齢にある女性の賃金が低下したと結論づけているが、Waldfogel(1999)では賃金への影響は観察されていない。

日本では森田(2005)が 1992 年の育児休業法施行前後と 1995 年の全事業所への適用前後の「雇用動向調査」(厚生労働省)の集計データを用いて、制度導入が女性の雇用に及ぼした影響を分析している。育児休業法が施行されたのは 1992 年であるが、30 人以下の事業所が育児休業法の適用対象となったのは 1995 年であるため、こうした実施のラグを自然実験と見なして年次・性別・事業所規模をコントロールした DDD 推定を行っている。結果として、1992 年の育児休業法の施行が女性の雇用に及ぼす影響は観察されなかったものの、1995 年に新たに育児休業法の適用対象となった企業規模 5~29 人の企業では、35~44 歳の女性の入職率の低下が観察され、新規採用が抑制された可能性を指摘している。

渡邊(2006)は、「雇用保険事業年報」(厚生労働省)の集計データを用いて産業別に森田

⁵ 本節の作成に当たり、田中麻美子氏（東京国税局）にデータ収集のご協力をいただいた。

(2005)と同様の分析を行い、1992年の育児休業法の施行後に鉱業、建設業、製造業、金融・保険・不動産の4産業で女性の入職が抑制されたと報告している。また、1995年改正後には、鉱業、電気・ガス・熱供給・水道業の2産業で女性の入職が抑制されたという結果が得られている。

森田(2005)では1992年法施行の影響が観察されなかったのに対して、渡邊(2006)では雇用への有意な影響が観察されている。違いが生じるひとつの理由として、森田(2005)では産業がコントロールされていないことが考えられる。渡邊(2006)では産業大分類8項目と製造業の産業中分類7項目の推定をしており、産業によって影響度に違いがあることが示されている。その半面、渡邊(2006)では事業所規模別のデータが得られないために施行前後の比較をするDD推定にとどまっており、企業規模に固有の影響がコントロールされていない。

一方、脇坂(2001)は「平成8年度女子雇用管理基本調査」(厚生労働省)の個票データを用いて全国の事業所における女性比率に育児休業制度の有無が与える影響を分析している。全事業所を対象とする推定では育児休業制度の存在が女性比率を有意に引き下げており、とくに5~29人の小規模事業所における影響が顕著であると指摘している。なお、平成8年度と同調査では年齢や勤続年数に関連する設問がないため、推定においてこれらの要因はコントロールされていない。さらに、検証されているのは就業規則における育児休業制度の規程の有無と女性比率の関係であり、育児休業法の施行が女性雇用に及ぼす影響を直接的にとらえたものではないことに注意しなければならない。

このように、従来の研究では育児休業法の施行が女性の雇用に負の影響を及ぼした可能性が示されているものの、データの制約や手法上の問題から一致した結論を導くことが難しい状況にある。そのうえ、理論モデルでは育児休業法の施行が女性の雇用のみならず賃金にも影響を及ぼすことが予想されるにもかかわらず、これまでにそうした影響を検討した研究は筆者の知る限り行われてこなかった。

そこで本稿では、集計データではあるが豊富な情報を含んでいる「賃金構造基本統計調査」を利用して森田(2005)、渡邊(2006)らの先行研究と同様に、育児休業法の施行を自然実験とみなして分析を行う。

3. 実証分析

(1) 推計モデル

本稿では、育児休業法が1992年に従業員規模31人以上の事業所に対して施行された事実と、1995年に全事業所が適用対象となった事実を自然実験とみなし、法施行の影響を受けるグループ(トリートメント・グループ)と影響を受けないグループ(コントロール・グループ)の雇用や賃金を比較する。法施行がもたらす影響を正しく把握するには、それ以外の要因の影響を可能な限り除去しておく必要がある。そこで、単に法施行(あるいは法改正)前後の比較をするだけでなく、男女別の比較も同時に行い、育児休業法以外の要因で時点間に渡って女性の雇用や賃金に影響する要因をコントロールする。⁶ さらに、企

⁶ 男性労働者は育児休業法の影響を受けないと仮定していることになるが、男性の育児休業取得率は1996年時点で0.12% (「女性雇用管理調査」厚生労働省)に過ぎないため、こうした仮定が推定結果にもたらすバイアスは無視しうる程度であると考えられる。

業規模別の比較をすることで、企業規模に固有の要因で雇用や賃金に影響を及ぼしそうな要因（例えば組合組織率の差）をコントロールする。すなわち、年次・性・企業規模による差を用いた DDD 推定（differences-in-differences-in-differences estimation）を行う。

ただし、30 人以下の事業所が育児休業法の適用対象外であった 1992～94 年の時期を分析対象にする場合は企業規模による育児休業法の適用範囲の差があるので DDD 推定が可能であるが、全事業所に適用された後（1995 年以降）の時期と、法施行前（1992 年以前）の時期を比較する場合は、企業規模による適用範囲の差がないので年次・性を用いた DD 推定（difference-in-differences estimation）となる。

法施行の影響を正確に把握するには、より多くの要因をコントロールした DDD 推定のほうが DD 推定よりも適切と考えられる。その半面、1995 年改正の影響を分析することについては留意すべき点がある。ここでのトリートメント・グループは 1995 年改正で新たに適用対象となる 30 人以下の事業所で、コントロール・グループは 31 人以上の事業所である。このとき、31 人以上の事業所については 1995 年改正前後で育児休業法の影響がない（あるいは改正前後でその影響度に差がない）と仮定していることになるが、そうした仮定が成立していない可能性はある。そのため分析では、①1992 年の法施行前後、②1995 年改正前後、についての DDD 推定のほかに、③法施行前（1992 年以前）と全事業所に適用後（1995 年以降）についての DD 推定も併せて行うこととする。

単純集計による分析に加えて、以下の定式化による回帰分析も行う。

$$\begin{aligned}
 Y_{ijt} = & \alpha + \beta_1 X_{ijt} + \beta_2 FEMALE_i + \beta_3 SIZE_j + \beta_4 TREAT_t \\
 & + \beta_5 (FEMALE_i \times SIZE_j) \\
 & + \beta_6 (FEMALE_i \times TREAT_t) \\
 & + \beta_7 (TREAT_t \times SIZE_j) \\
 & + \beta_8 (FEMALE_i \times SIZE_j \times TREAT_t) \quad (1)
 \end{aligned}$$

ここで i は性別 ($FEMALE$) に (女性=1,男性=0)、 j は企業規模 ($SIZE$) に (制度変更の影響を受ける企業規模=1、それ以外=0)、 t は制度変更の時期 ($TREAT$) に (制度変更後=1、変更前=0) それぞれ対応している。 X は性・年次・企業規模別の各セルに対応する属性情報で、年齢、年齢の 2 乗、勤続年数、学歴 (ダミー変数)、性×年齢、性×年齢の 2 乗、性×勤続年数、性×学歴を含んでいる。 Y は後述する方法で作成した被説明変数である。注目される DDD 推定量は β_8 で、制度の適用対象となる企業で働く女性労働者の雇用や賃金に生じる制度変更の影響をとらえている。

前述したように、③法施行前（1992 年以前）と全事業所に適用後（1995 年以降）についての DD 推定を行う場合は、企業規模による適用範囲の差がないので以下の定式化をとる。

$$Y_{it} = \alpha + \gamma_1 Z_{it} + \gamma_2 FEMALE_{it} + \gamma_3 TREAT_{it} + \gamma_4 (FEMALE_{it} \times TREAT_{it}) \quad (2)$$

Z には X に含まれる全ての変数に加え、企業規模（ダミー変数）、性×企業規模が含まれる。DD 推定量は γ_4 で、制度変更後に女性労働者の雇用や賃金に生じた変化をとらえている。

(2) 使用するデータ

本稿では、「賃金構造基本統計調査」（厚生労働省）所載の集計データを用いてトリートメント・グループとコントロール・グループを作成する。「賃金構造基本統計調査」は全国の10人以上の常用労働者を雇用する民営事業所の常用労働者の賃金等の情報を概況として公表している。労働者数は、調査対象となった労働者の人数ではなく、抽出率で復元した母集団に対応する労働者数である。

同調査における常用労働者とは、①期間を定めずに雇われている労働者、②1か月を超える期間を定めて雇われている労働者、③日々又は1か月以内の期間を定めて雇われている労働者のうち4月及び5月にそれぞれ18日以上雇用された労働者——のいずれかに該当する者を指している。また、常用労働者は、同一事業所の一般の労働者より1日の所定労働時間が短い又は1日の所定労働時間が同じでも1週の所定労働日数が少ない「短時間労働者」とそれ以外の「一般労働者」に分かれるが、本稿で使用する集計データはそのうち「一般労働者」についてのものである。したがって、同調査の「一般労働者」は育児休業法の対象となる労働者とほぼ重なると考えられる。⁷

ここでひとつ問題となるのは、1992～95年にかけての育児休業法の適用範囲が事業所規模によって異なるにも関わらず、「賃金構造基本統計調査」の集計表では企業規模別のデータしか得られないことである。森田（2005）が使用した「雇用動向調査」（厚生労働省）も同様の問題を抱えており、分析では企業規模5～29人のデータを事業所規模30人以下に、企業規模300～999人のデータを事業所規模31人以上に対応するものとして扱っている。その根拠として森田（2005）は、「事業所・企業統計調査」（総務庁）の1996年調査において企業規模が300人を超えると1事業所当たりの平均常用雇用者数が30人を超えることを挙げている。ところが本稿が使用する「賃金構造基本統計調査」では、企業規模を10～99人、100～999人、1000人以上の3つに区分しているため、30人あるいは300人という目安を適用することができない。このため、事業所規模と企業規模のギャップは森田（2005）よりも大きいと考えられる。たとえば、10～99人規模の企業の中に1992年の導入当初から適用対象となっていた事業所規模31人以上の事業所が、また、100～999人規模の企業の中にも導入当初は適用外となっていた事業所規模30人以下の事業所が含まれている可能性がある。この問題点に完全に対処することはできないが、DDD 推定を

⁷ 期間雇用者の育児休業取得が可能となったのは2004年改正以降である。

中・小企業の対比と大・小企業の対比という2通りで行い、結果を比較して頑健性を検討することとする。

DDD 推定の被説明変数には、次のようにして作成した5つの指標を使用する。まず、育児休業法が雇用量に及ぼす影響を把握するために、新規採用率と労働者数変化率の2つの指標を作成する。ここでの新規採用率は、「賃金構造基本統計調査」から得られる性・企業規模・学歴・年齢階級別の各セルに対応する労働者数のうち、当該年次において勤続年数0年の労働者数を前年の労働者数で除したものである。もうひとつの労働者数変化率は、各セルに対応する当該年次の労働者数を前年の労働者数で除したものである。これを用いる理由は、企業は離職動向をみながら採用人数を決定し、最適な雇用量を達成しようとすると考えられるからである。

育児休業法が賃金率に及ぼす影響は、酒井・風神（2007）の手法を用いて所定内賃金率、「きま賃」賃金率、総報酬（年間収入）の3つの指標でとらえる。具体的な作成方法は以下の通りである。

所定内賃金率（円）＝所定内給与額／所定内実労働時間

「きま賃」賃金率（円）＝「きまって支給する現金給与額」／（所定内実労働時間＋超過実労働時間×1.3）⁸

総報酬（万円）＝「きまって支給する現金給与額」＋年間賞与その他特別給与額⁹

金額はすべて消費者物価指数（2005年基準）で実質化し、推計で使用する際はこれらの変数の対数をとっている。

分析対象期間は1989～1997年とし、育児休業法施行前の1989～91年をI期、事業所規模31人以上の事業所を対象に施行された1992～94年をII期、全事業所が適用対象となった1995～97年をIII期とする。年齢は森田（2005）と同様に5歳刻みに20～54歳までの7つの年齢階級のデータを使用する。育児休業を取得する労働者の大半は40歳以下と考えられるが、分析対象期間中の1995年10月から介護休業制度が努力義務とされたため、この影響が混在する可能性がある。そこで54歳までを分析対象とし、年齢階級による比較を行って介護休業制度が影響しているかどうかを検討する。さらに、推定では別記ない限り製造業のデータを用いている。これは分析対象期間中の経済環境の変化が産業によって異なる影響を雇用や賃金に及ぼすと考えられるためである。

推計に用いるデータは、性（男性、女性）、企業規模（10～99人・100～999人、1000人以上）、学歴（中卒、高卒、高専・短大卒・大卒）、年齢階級（20～54歳の5歳刻み7階級）、年次（1989～97年の9年次）の別に集計されており、セル数は合計で1512となる。こうした複数年のデータをそのまま用いてDD推定あるいはDDD推定をすると、誤差項に系列相関が生じて制度変更の影響が過大評価されることが知られている（Bertrand et al. 2004; 酒井・風神 2007）。そこで酒井・風神（2007）にならい、制度変更のタイミングに合わせてI期、II期、III期のそれぞれ3年分のデータの平均を計算し、推計に使用

⁸ 酒井・風神（2007）と同様に割増賃金率を考慮している。

⁹ 「賃金構造基本統計調査」における年間賞与その他特別給与額は調査前年一年間に支給されたものが対象である。

する。¹⁰なお、平均値の計算や DD 推定あるいは DDD 推定をする場合はすべて、労働者数をウェイトに用いている。

(3) DD 推定の結果

表 1 は、性別・企業規模別に制度改正前後の各時期における被説明変数の平均値と標準偏差を示したものである。男性よりも女性の、また、企業規模別では小企業の新規採用率が高い。労働者数変化率は多くのカテゴリーでマイナス値をとっており、バブル崩壊後に一般労働者の雇用が削減されたことを示している。I 期から II 期への変化をみると、性・企業規模を問わず新規採用率も労働者数変化率も低下しているが、II 期にはまだ育児休業法の適用対象となっていなかった小企業の低下幅は相対的に小さい。また、女性よりも男性の低下幅のほうが小さい。なお、賃金や総報酬は、大企業の男性を除き、この間に上昇している。

つぎに、II 期から III 期への変化を観察すると、新たに育児休業法の適用対象となった小企業では、女性の新規採用率・労働者数変化率ともに上昇している。ただし、同期間に小企業では男性労働者の新規採用率・労働者数変化率も上昇しており、上昇幅は女性のほうが相対的に小さい。

さらに、育児休業法施行前の I 期と、全事業所に適用された後の III 期とを比較すると、女性の場合は小企業を除いて新規採用率と労働者数変化率がともに低下しているのに対し、男性の場合は中企業と小企業においては上昇もみられる。また、賃金は性・企業規模を問わず上昇している。

表 2 は I 期と II 期、そして I 期と III 期における、中企業 (M: 100~999 人) と小企業 (S: 10~99 人) あるいは大企業 (L: 1000 人以上) と小企業 (S) の被説明変数の差の差分 (DD) を男女別に示している。I 期から II 期への変化をみると、女性の新規採用率は中企業では 1.13 ポイント、大企業では 2.24 ポイントと有意に低下 (いずれも比較対象は小企業) している。これに対し、男性の新規採用率の変化幅は女性よりも小さく有意ではない。こうした結果は、育児休業法の施行によって企業が女性の採用と雇用を抑制したという理論仮説と整合的である。一方、I 期から III 期への変化でみると、女性の新規採用率は中企業では 1.69 ポイント、大企業では 2.15 ポイントの有意な低下 (同) を見せており、さらに、女性の労働者数変化率も中企業では 3.13 ポイント (有意水準 15%)、大企業では 9.15 ポイントの低下を示している。ただし同時期に男性の新規採用率や労働者数変化率も有意に低下している。

賃金については、男性の場合は I 期から II 期にかけて中企業や大企業の多くで低下がみられるのに対し、女性の場合は III 期間を通じて中企業・大企業ともに小企業よりも上昇し続けている。これは理論仮説からの想定と逆の動きとなっている。

ただし以上のような集計表に基づく観察は、労働者の学歴や企業規模、年齢や勤続年数の違いなどのように、育児休業法の施行とは独立の、しかし新規採用率や労働者数変化率あるいは賃金や総報酬には影響する要因を考慮していないという問題点がある。そこでこ

¹⁰ 年間賞与その他特別給与額は調査前年のデータなので、I 期については 1990~91 年、II 期については 1993~94 年、III 期については 1996~97 年の 2 年間の平均値を総報酬 (年間収入) では用いている。

これらの要因をコントロールするために回帰分析による推定を行う。

表 3 は I 期と II 期、および表 4 は I 期と III 期についての DD 推定の結果 ((2) 式の γ_4) を示している。II 期には事業所規模 30 人以下の事業所が育児休業法の適用対象ではなかったため、表 3 の推計では中企業と大企業のデータのみを使用している。

まず、表 3 から育児休業法施行の影響を I 期と II 期の比較から検討する。年齢や学歴をまとめた推計 (第一列) では、新規採用率や労働者数変化率を被説明変数とするモデルの DD 推定量は負値ではあるが統計的に有意ではなく、法施行が女性労働者の雇用には影響していないようにみえる。しかしこれは労働者の属性によって異なる影響が生じているものが相殺しあっている可能性も考えられるため、学歴と年齢層をそれぞれ分けた推計も行っている。

その結果、短大・大卒労働者について労働者数変化率を被説明変数にしたケースと、35～44 歳の労働者および 45～54 歳の労働者について新規採用率を被説明変数にしたケースの 3 ケースで DD 推定量が有意に負値をとっており、女性の雇用量が同じ属性をもつ男性労働者よりも抑制されたことが分かる。短大・大卒の女性労働者は、女性の中では高賃金であるために離職の機会費用が高く、そのために育児休業を取得して就業を継続しようとする意欲が高いとみられる。また、高学歴労働者ほど、育児休業法の施行について認知しているため、制度の利用に積極的であろう。こうした女性労働者に対して企業側は、育児休業を取得する可能性の高い高学歴の女性労働者数を (同じ属性の男性と比較して) 抑制することで対応したと考えられる。一方、35 歳以上の女性労働者の新規採用が抑制されていることについては、これを育児休業法施行の影響と見なすことは難しい。とくに、ほぼ出産を完了していると考えられる 45～54 歳の女性労働者についても 35～44 歳の場合と同様に新規採用が抑制されていることは、育児休業法以外の要因が働いていることを示唆する。分析対象期間中には 35 歳以上の年齢層でも勤続年数が伸びて賃金が上昇しているため、労働コストの高いグループの女性の新規採用が抑制されたと考えられる。¹¹

賃金指標に関しては、いずれのモデルでも DD 推定量は正值であり、有意なケースも多々見受けられる。とくに女性の中・高卒労働者の賃金は DD 推定量が大きく、有意水準も高い。この推計結果は、育児休業法の施行前後で、同じ属性の男性と比較して女性の中・高卒労働者の賃金上昇が大きかったことを意味する。後述するように、これは企業規模のコントロールが DD 推定では十分でないことに由来する可能性が高いが、別の可能性として、分析対象期間中の最低賃金引き上げの影響が考えられる。1989 年度の地域別最低賃金 (全国加重平均) は 492 円であったが、1997 年度には 637 円まで上昇した。女性の正規労働者とパート労働者の賃金格差は 1990 年代を通じて安定していたことが知られている (安部・田中 2008)。また、低賃金地域では、パート賃金は最低賃金とほぼ同率で上昇しており、女性正規労働者の賃金も (パート賃金ほどではないにしても) 上昇した (安部・田中 2008)。正規労働者の中では最も低賃金の部類に入る女性の中・高卒労働者の賃金が、最低賃金引き上げに影響されて上昇したということが考えられる。

つぎに、育児休業法施行前の I 期と全事業所に適用後の III 期について DD 推定をした

¹¹ ただし賃金指標の DD 推定量が非有意であることからわかるように、35 歳以上の女性労働者の賃金上昇は同じ属性の男性労働者とほぼ同程度である。

表 4 では、女性の労働者数変化率の DD 推定量は負値で統計的に有意となっている。学歴別では短大・大卒の場合に女性の労働者数変化率が同じ属性の男性よりも 7.35 ポイント低い。年齢層別では 20～34 歳の若い年齢層で、また、企業規模別では中企業と大企業で大きな負値となっている。20～34 歳の女性はまさに結婚・出産期にある年齢層であり、育児休業を取得する確率が高いと考えられる。また、企業規模が大きくなるほど、就業規則に育児休業制度の規定がある企業の割合が高く、労働者にとって制度が利用しやすい。¹² さらに、企業規模が大きいほど企業特殊的人的資本の蓄積も大きいため、離職の機会費用が高く、育児休業を取得して就業を継続しようとするインセンティブが働くとみられる。これらを考え併せると、育児休業法の施行後、企業は育児休業を取得する確率が高いと考えられる属性をもつ女性労働者の雇用量を男性よりも抑制することで、労務コストの増加に対応したという仮説が支持されているようにみえる。

ただし、以上の結果は DD 推定に基づいたものである。企業規模の影響は、企業規模ダミー変数を説明変数に含めたり、企業規模別の推計を行ったりすることでコントロールされているものの、十分ではないかもしれない。また、表 4 の推計では、分析対象期間が長いため、この間に女性の労働供給行動に変化が生じて労働供給曲線のシフトが生じたり、要素価格に変化が生じたりしている可能性がある。

そこで得られた結果の頑健性を検討するため、I 期と II 期、および II 期と III 期について事業所規模による育児休業法の適用範囲の違いを用いて (1) 式の推定を行う。

(4) DDD 推定の結果

表 5 は、1992 年の育児休業法施行が女性労働者の雇用や賃金に及ぼした影響についての DDD 推定量 ((1) 式の係数 β_s) と標準誤差を示している。制度の適用される事業所規模と「賃金構造基本統計調査」の企業規模のランクが厳密には一致しないことから、各被説明変数について M-S (中企業と小企業)、L-S (大企業と小企業) の 2 通りの推計をしている。

左から第一列の全体についての推計では、いずれの被説明変数についての DDD 推定量も統計的に有意となっていない。この点をより詳細に検討するために、労働者の学歴と、年齢層を分けた推計をした結果が第二～6 列である。中・高卒と短大・大卒の 2 グループに分けると、トリートメント・グループを中企業 (M) にした場合と大企業 (L) にした場合のいずれについても、短大・大卒の労働者数変化率の係数が 10%水準で統計的に有意に負値となっている。すなわち、1992 年の育児休業法施行後に、企業は高学歴の女性労働者の雇用を同じ属性の男性労働者よりも抑制している。

さらに、年齢階層を 3 つ (20～34 歳、35～44 歳、45～54 歳) に分けた推計では、35～44 歳と 45～54 歳について、トリートメント・グループを大企業 (L) にした場合に女性労働者の新規採用率が同じ属性の男性労働者よりも有意 (10%水準) に低いという結果となった。同じくトリートメント・グループを大企業 (L) にした推計でも、45～54 歳では労働者数変化率が女性の場合に有意に負値となっている。DD 推定でも 35 歳以上の女性

¹² 厚生労働省「女性雇用管理基本調査」(現在は「雇用均等基本調査」と改称)。脇坂 (2001) は企業規模が大きいほど、また、育児休業制度の規定があるほど、育児休業制度の利用率が高いことを示している。

労働者の新規採用が抑制された可能性が示されていたが、DDD 推定でも同様の結果となっている。出生年齢を過ぎていると考えられる 45 歳以上の年齢層でも新規採用率や労働者数変化率が抑制されていることから、この結果は育児休業法施行の影響によるものではなく、年齢に応じて高まる労務コストの影響であると考えられる。

賃金指標に関しては、DD 推定では育児休業法施行による労務コストが女性労働者の賃金に転嫁されるという理論からの予想に反して、賃金は同じ属性をもつ男性労働者よりも有意に上昇していた。しかし、DDD 推定の結果では、45～54 歳の所定内賃金率と「きま賃」賃金率の推計を除くほとんどのケースで賃金に有意な変化は見られない。賃金に関して理論予想に反した DD 推定の結果は、労働者の企業規模別の構成によって影響されていたと考えられる。

表 6 では、1995 年に新たに育児休業法の適用対象となった 30 人以下の事業所で、女性労働者の雇用や賃金が影響を受けたかどうかを検討している。ほぼ全ての推計で DDD 推定量は有意ではなく、1995 年改正が女性労働者の雇用や賃金に影響を及ぼしたという仮説を支持する結果は得られない。唯一、45～54 歳の女性の労働者数変化率についてのみ、DDD 推定量が有意に負値となっている。つまり、新たに適用対象となった小企業で、中高年の女性労働者の雇用が同じ属性の男性よりも抑制されたことになる。しかし、DDD 推定量が有意となるのはコントロール・グループを大企業にした場合だけで、中企業をコントロール・グループにした場合には有意ではなくなるため、頑健な結果とは言えない。なお、賃金指標を被説明変数とする推計も行っている（結果は省略）が、いずれについても DDD 推定量は有意ではない。

(5) 先行研究との比較

本稿の分析結果は、森田（2005）の結果とかなり異なっている。森田（2005）では、1992 年の育児休業法施行が女性の雇用（入職率）に及ぼす影響は観察されなかった半面、1995 年改正については、新たに適用対象となった小企業で 35～44 歳の女性労働者の入職が抑制される影響があったとしている。こうした違いが生じる理由として、以下の 5 つの要因が考えられる。第一に、森田（2005）では産業計のデータを使用しているのに対し、本稿では製造業のデータを使用している。第二に、本稿では労働者数をウエイトに用いて集計や推計を行っている。第三に、本稿の回帰分析では、学歴ダミー変数や勤続年数を説明変数に含めている。第四に、森田（2005）では回帰分析の説明変数に賃金（対数）のほか、国内総生産成長率を説明変数に含めているが、本稿ではそれらの変数は含めていない。第五に、森田（2005）では年次データを使用して推計しているのに対し、本稿では比較対象となるそれぞれの期間の情報を平均して用いている。

表 7 は、上述した第一から第三までの要因がどのように推計結果に影響するかをまとめたものである。使用するデータが森田（2005）は「雇用動向調査」、本稿は「賃金構造基本統計調査」（ともに厚生労働省）という違いがあるものの、他の条件はなるべくそろえるようにしている。DDD 推定は、森田（2005）が企業規模 5～29 人と 300～999 人の 2 つのグループを対比させているので、ここでの検証でも小企業（企業規模 10～99 人）と中企業（100～999 人）のデータを使用する。

まず、本稿の表 5 における育児休業法施行の影響の分析では、短大・大卒について被説

明変数に労働者数変化率を用いた場合に DDD 推定量が負で有意であった。そこで製造業のデータから産業計のデータに入れ替えて推定をすると、有意な結果は得られない。すなわち、1992 年の育児休業法施行が女性労働者の雇用に影響を及ぼしていないという森田 (2005) の結果を再現できる。

つぎに、本稿の表 6 における 1995 年改正の影響の分析では、雇用・賃金のいずれについても有意な影響はみられていない。しかし、製造業のデータを産業計のデータに代えて、新規採用率を被説明変数として (1) 式を推計すると、35~44 歳の DDD 推定量が 10% の有意水準で負値をとるようになる。すなわち、1995 年改正で育児休業法の適用対象になった小企業で、35~44 歳の女性の新規採用が男性よりも抑制されたという結果になる。さらに、労働者数によるウェイトづけをなくすと、5%水準で有意な結果が得られるようになる。学歴ダミーを外し、勤続年数を説明変数からはずすと有意水準が低下するものの、それでも DDD 推定量は 10%水準で有意である。一方、45~54 歳について同様の操作をしても、DDD 推定量は非有意のままなので、制度変更の影響は 35~44 歳の小企業の女性にのみ生じているという森田 (2005) と同様の結果になる。

4. 結論

本稿では 1992 年の育児休業法の施行、および 1995 年の改正が女性労働者の雇用と賃金に及ぼした影響について、「賃金構造基本統計調査」の集計データを用いて DD 推定と DDD 推定を行った。その結果、1992 年の育児休業法施行後、短大・大卒女性労働者の労働者数変化率は同じ属性の男性労働者よりも 6~8 ポイント低いという結果が得られた。バブル崩壊後の分析対象期間では、労働者数変化率は男女を問わずマイナス基調で推移している。したがって、育児休業法の施行後、高学歴女性の雇用量は男性以上に絞られたことになる。

一方、1995 年の改正で新たに育児休業法の適用対象となった小企業で女性労働者の雇用が抑制されたかという点については、それを支持するような結果は得られなかった。先行研究で 1995 年改正により小企業での女性労働者の入職が抑制されたと指摘されていることについては、産業構成がコントロールされていなかったり、労働者数でウェイト付けがされていなかったことによるバイアスで説明できる。

施行前の期間 (1989~91 年) と全事業所に適用された後の期間 (1995~97 年) については、企業規模による制度適用の差がないので DD 推定にとどまらざるを得なかった。DD 推定の結果では、育児休業法の施行により、①短大・大卒、②20~34 歳、③中~大企業の女性労働者の雇用が抑制されたことが示唆された。

賃金への影響に関しては、DD 推定では育児休業法の施行により、労務コストが増したはずの女性労働者の賃金が、同じ属性の男性労働者よりも上昇するという予想と異なる結果となった。しかし、DDD 推定では統計的に有意ではなくなっているため、企業規模に固有の要因がバイアスをもたらしていた可能性がある。社会保険料の帰着に関する国内の実証研究として、Tachibanaki and Yokoyama (2008)、Komamura and Yamada (2004)、酒井・風神 (2007) があるが、社会保険料の事業主負担が賃金に及ぼす影響についてはそれぞれ異なる結論を出している。¹³ 事業主負担が把握しやすい社会保険料の場合でも結論

¹³ このうち Tachibanaki and Yokoyama (2008) では社会保険料の事業主負担が労働者の賃金を引き上げ

の一致を見ていない状況で、負担の大きさが不明確な育児休業制度が、賃金に有意な影響を及ぼしていないということはあることであろう。育児休業取得者が出る確率、休業期間の長さ、代替要員確保の必要性やそれに付随するコストを事前に見極めることは、特に法施行直後の段階では困難と考えられる。そうした状況では、事業主は賃金を引き下げてコスト転嫁を図るよりも、女性労働者数を抑制して育児休業取得者が発生する確率を引き下げるほうが容易だと考えるかもしれない。

育児休業法は、出産前後の労働者の継続就業を促進することを目的として施行された法律である。その主なターゲットは、いわゆる均等法世代と呼ばれる、男女雇用機会均等法施行後に社会に出た女性労働者であったと考えられる。しかしながら本稿の分析結果は、育児休業法の施行が高学歴女性の雇用を抑制する方向に作用したことを示唆している。

ただし、以上の分析結果については次のような留保条件がある。

まず、1995年改正の分析についてである。DDD 推定では、施行当初から育児休業法の適用対象であった中企業や大企業を制度変更の影響を受けないコントロール・グループとしている。しかし、これらの企業においても、1992年の法施行以来、就業規則に育児休業制度の規定を明記するなどの制度整備が徐々に進んでいったことを考えると、育児休業制度の影響から独立であるという仮定が適切かどうかという問題が残る。

つぎに、法施行前と全事業所へ適用後の期間を比較する DD 推定については、企業規模のコントロールが不十分なことによるバイアスが懸念される。たとえば法施行前後の期間の分析を行った際には、DD 推定では雇用や賃金への影響が有意に観察されたのに対し、DDD 推定を行うと多くが有意ではなくなった。もし、法施行前と全事業所へ適用後の分析で DDD 推定が可能であったとしたら、DD 推定から得られる結果と異なる結果が出る可能性はある。

さらに、バブル崩壊後の経済環境変化が著しい中で、法施行前と全事業所への施行後という比較的長い期間について DD 推定や DDD 推定を行うことの妥当性の問題がある。

付け加えると、本稿の分析は「賃金構造基本統計調査」の集計データに基づいており、個票データではないため、得られる情報が限られて十分なコントロールができていない可能性が残る。事業所規模と企業規模のギャップの問題もあり、これらは「賃金構造基本統計調査」の事業所票と個人票のリンケージを図り、個票を使用することが可能となれば対処することができると考えられる、また、本稿の主たる関心は女性労働者の雇用と賃金にあるが、「賃金構造基本統計調査」からは既に働いている労働者の賃金しか得られないので、サンプル・セレクションの問題に対処することができない。

これらは今後の課題としたい。

る効果をもつとしているのに対し、Komamura and Yamada (2004) では事業主負担が賃金に完全に転嫁されると結論している。これらの結果を追試した岩本・濱秋 (2006) は、先行研究の手法では事業主負担が内生的に変動するバイアスを含んでしまうこと明らかにしたうえで、社会保険料の事業主負担は部分的に賃金に転嫁されていると結論している。さらに、介護保険導入による事業主負担の増加が 40 代以上の労働者の賃金に及ぼす影響を分析した酒井・風神 (2007) は、導入後に 40 代以上の労働者の賃金低下が観察されるものの、頑健性の検討からそれが介護保険の導入によるものと確定することはできないとしている。

III. 育児休業給付金の引き上げと女性の継続就業

1. 問題意識

育児休業制度の整備と並行して、休業中の所得保障である育児休業給付の拡充も進められてきた。1992年に(旧)育児休業法が施行された当初は、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のである。

2010年4月に改正されるまで、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つで構成されてきた。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。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こととしている。

「雇用保険事業年報」(厚生労働省)の速報によると、2009年度の育児休業給付総額は1,711億円に及び、受給者数も18.3万人に達している(図3)。単純計算すると、一人当たり93.2万円の給付となる。¹⁴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。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。¹⁵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

¹⁴休業前所得(賞与等は除く)の50%相当額にしては給付額が少ないようにも思えるが、子どもが1歳になるまで休業が可能といっても、保育所への入所や仕事の関係で1歳前に復職するケースが多いことが影響しているのであろう。

¹⁵ここで「育児休業を取得可能」かどうかは、後述するように第1子妊娠判明時に正社員であったかどうかで判断している。先行研究では、就業規則に育児休業の規程があるかどうかで育児休業の利用可能性を判断している場合もあるが、本稿の使用するNFS12C、NFS13Cでは育児休業の規程に関する情報は得られない。しかしながら、法律的には、就業規則における規程の有無にかかわらず、労働者の請求により育児休業は取得可能である。

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、理論的背景と先行研究について述べる。第3節では、使用するデータについて解説する。第4節では実証分析の結果を報告する。第5節ではまとめと考察をする。

2. 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・Waldfogel 1998, 滋野・大日 1998, Waldfogel 1999, Baum 2003, 駿河・張 2003, Baker and Milligan 2008)(表8)。¹⁶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。

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

¹⁶ 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。

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。

3. 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(推計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。¹⁷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。¹⁸

図3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。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

- 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

¹⁷ 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カ月に出生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。

¹⁸ 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。

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9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≥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。

一般的にいて、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 4）。

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 5）。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。¹⁹

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（産休

¹⁹ 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。