

とあわせて満1歳になるまで休業)として計算している。

育児休業給付の金額は、休業期間にリンクして決まる仕組みとなっている。育児休業を取得しなければ、給付金は支給されない。早期に復職すれば合計での育児休業給付は少なくなるが、復職が遅ければ多くなる。ただし、給付金が支給されるのは子どもが満1歳になる前々日まで(当時)²⁰なので、産後休業に続けて育児休業を取得した場合は最大で10ヵ月となる(当時)。このように、育児休業給付は育児休業の取得行動と同時決定の関係にあり、本人が受給した育児休業給付の金額をそのまま推計に用いると、結果には同時決定バイアスが生じる。そこで、各人について受給できる育児休業給付の最大値(満1歳になるまで休業)を計算し、推計に用いる。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、その推定結果をもとに第1子出生時の夫の年齢に戻し (*de-age*)、過去に遡って当時の年収を予測 (*backcast*) している。なお、夫が自営業や非正規労働者の場合は、それぞれのカテゴリーにおける現在の年収の平均値を割り当てている。²¹

以上で述べた金額の変数は、すべて消費者物価指数で2005年価格に実質化している。

公務員ダミー

妻が公務員であることが賃金に及ぼす影響は復職時賃金に反映されているものの、先行研究では公務員には特有の継続就業パターンがあり、民間部門の雇用者と異なることがしばしば指摘されている(新谷 1999)。たとえば妻が公務員の場合は夫がともに公務員であるケースが多く、家事・育児への協力が得やすい。また、所得水準が同レベルの民間雇用

²⁰ 2010年6月以降に子どもが満1歳に到達する労働者で、「パパ・ママ育休プラス」の対象者の場合は1歳2ヵ月になる前日までである。

²¹ 現時点でのデータをみても、自営業や非正規労働者の所得については年齢効果がみられなかったので、単純に全年齢の平均値を割り当てている。

者と比較しても雇用の安定度が高く、育児休業が容易である。このような、賃金以外の要因が育児休業取得行動に及ぼす影響をコントロールするために、第1子妊娠判明時に妻が公務員であった場合に1をとるダミー変数を説明変数に含める。

有効求人倍率（県別）

継続就業の意思決定には、上述したような供給側の要因だけでなく、その時々々の雇用情勢にも影響を与えると考えられる。たとえば労働力需給がひっ迫している状況では、事業主側にとって代替要員の確保が困難なため、妊娠が判明しても育児休業の取得を申し出にくい状況に陥るかもしれない。あるいは逆に、雇用情勢が悪化している時期には、休職による人事評価の低下が将来の失職につながることを恐れて、育児休業を申し出にくいかもしれない。そこで第1子妊娠判明時の意思決定の材料となる雇用情勢の指標として、ここでは妊娠判明時前年の都道府県別有効求人倍率を説明変数に含めることとする。

4. 実証分析

(1) 育児休業法施行・1995年改正の効果

DD推定を行うのに先立ち、育児休業法の施行（1992年）と全事業所への適用（1995年）が女性労働者の継続就業にどのような効果をもたらしたかを検討する。前述したように1980年代以降の長期的な動向として、産休を取得して継続就業するパターンから育児休業を取得して継続就業するパターンへのシフトが起きている。こうしたシフトに育児休業法の施行がどの程度影響していたであろうか。

図6は第1子妊娠判明時に正社員であった女性の学歴構成を、出産後の就業パターン別に示したものである。1995年以降は産休のみで復職する例が少ないのでグラフにがたつきがあることに注意が必要である。同様に、1980年代に育児休業を取得して復職する例は少なかったことを留意する必要がある。

産休のみで復職する女性は高卒や専修学校卒が多く、大卒者は少ない。一方、1992年に育児休業法が施行される前の時期に育児休業を取得して継続就業をしていた女性は短大・高専卒と大卒が大半を占めている。

図7は同様にして女性の企業規模構成を見たものである。産休のみで復職する女性は、300～999人規模の企業に多いが、年による差が大きい。一方、1980年代に育児休業を取得して継続就業する女性は、官公庁と300～999人規模の企業に多かったことが分かる。

両方の図を総合してみると、育児休業法が施行される前の1980年代に育児休業を取得することができたのは、官公庁や中規模企業で働く高学歴女性であったと言える。官公庁で働く女性については、1975年に女性の教員のほか、看護婦（師）、保母（保育士）等も育児休業の対象とする「義務教育諸学校等の女子教育職員及び医療施設、社会福祉施設等の看護婦、保母等の育児休業に関する法律」が成立しており、育児休業の取得が保障されていた。中規模企業で育児休業の取得者が多かった理由についてはさらなる分析が必要であるが、出産者の休業について比較的柔軟な対応がなされていた可能性や、大企業と比較して出産退職の慣行が徹底していなかった可能性などが考えられる。

学歴や企業規模の影響を含めながら、制度変更の影響を計量的に把握したものが表10である。分析対象は、1980年から2000年の間に第1子を出産した妻で、第1子妊娠判明

時に正社員であった妻 3,670 人である。被説明変数は、「退職」「産休+継続」、「育休+継続」の 3 つの選択肢であり、基準となるカテゴリーを「退職」において各説明変数の限界効果を示している。推定方法は **Multinomial Probit Model** である。

まず、非婚前妊娠出生である場合、継続就業率が高い。これは結婚・出産を含めたライフプランを持って働いていることが影響していると考えられる。第 1 子妊娠判明時の年齢が高いことも、継続就業に正の影響を持っている。年齢が高いということはそれだけ企業内でのキャリアを積んでいるため、就業中断の機会費用が大きいのだと考えられる。学歴は、「産休+継続」には有意な影響を与えていないが、「育休+継続」には高度に有意な影響を与えている。特に大卒は中卒（基準）と比較して 32%ポイント、育児休業を取得して継続就業をする確率が高い。これは前述したように、従前から育児休業が保障されている教員が大卒者であることによるとみられる。企業規模に関しては、300～999 人規模の企業と官公庁勤務者が「育休+継続」を選択する確率が有意に高い。

育児休業法の施行（1992 年）の影響は、1000 人以上の大企業についてのみ有意に観察される。300～999 人規模の企業では、もともと育児休業を取得する確率が有意に高く、1992～94 年の時期に特にその傾向が強まったということはない。1995 年改正の影響は、300～999 人と 1000 人以上の企業で「産休+継続」を選択する確率を有意に低め、「退職」を選択する確率を高める一方、1000 人以上の企業と官公庁では「育休+継続」を選択する確率を有意に高めている。

以上をまとめると、育児休業法は 1000 人以上の大企業に勤める女性労働者の継続就業には正の影響をもたらしたが、従前であれば「産休+継続」を選択していた女性労働者が「退職」を選択する方向にも影響を与えた。また、育児休業法の施行・改正とは独立に、女性の高学歴労働者は従前から「育休+継続」を選ぶ傾向があり、女性労働者の高学歴化という労働者構成の変化によって、「育休+継続」を選択する労働者が増加した面もある。

なお、継続就業の意思決定には、親との同居状況や保育所の利用可能性など地域の状況も大きく影響しているとみられる。しかしながら、ここで利用可能なデータでは、第 1 子妊娠判明時の親との同居状況を把握することができず、都市規模（DID）の情報も欠如している。したがって、ここにおける育児休業法施行の影響はあくまでも予備的な分析としてとらえるべきだと考える。

（2）DD 推定

推定モデル

本稿で推定するモデルは以下の通りである。

$$[1] \text{Jobcont}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot d01on + \alpha_2 \cdot nonpmp + \alpha_3 \cdot d01on \cdot nonpmp + \alpha_4 \cdot benefit + X\beta + \varepsilon,$$

$$\text{Jobcont} = \begin{cases} 1 & \text{if } \text{Jobcont}^* \geq 0, \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}$$

*Jobcont*⁴は就業を継続したときの効用と継続しなかったときの効用の差を示す質的変数であり、*Jobcont*はデータから把握される継続就業の状況（継続=1、それ以外=0）である。また、*d01on*は2001年以降に第1子を出生している場合に1をとるダミー変数、*nonpmp*は非婚前妊娠出生の場合に1をとるダミー変数、*benefit*は前節で説明した方法で推計された育児休業給付金、*X*はその他の個人属性、世帯属性のコントロール変数である。

育児休業給付の給付率は、2001年1月1日から従前の25%に代わって40%に引き上げられている。この制度改正の影響は、出産時期を調整していない婚前妊娠出生の妻には及ばないが、非婚前妊娠出生の妻には及ぶと考えられる。したがって、 α_3 が本分析におけるDD推定量となる。

要約統計の比較

実証分析に入る前に、Treatment group と Control group の違いを要約統計で確認しておこう（表11）。

第1に、継続就業率、産休後復職率、育休後復職率のいずれのアウトカム指標でも、婚前妊娠出生の場合には仕事を続ける割合が低くなっている。第2に、所得に着目すると、妻の年収は婚前妊娠出生のほうが非婚前妊娠出生よりも40万円程度低い。夫の年収はさらに差が大きく、50万円以上の開きがある。婚前妊娠出生の夫婦では夫の年収が低い傾向にあるという、多くの先行研究での指摘と整合的な結果となっている（Kureishi and Wakabayashi 2008）。一方、育児休業給付は賃金水準にリンクしているといっても上限・下限があるため、年収ほどの開きはみられない。第3に、第1子妊娠判明時の妻の年齢は、非婚前妊娠出生が27.8歳、婚前妊娠出生が25.3歳となっており、婚前妊娠出生のほうが若い年齢で妊娠している。第4に、妻の学歴に着目すると、婚前妊娠出生では高卒者の割合が高く、大卒以上の学歴の割合が低い。ただし、2001年制度改正前後の期間に限定してみると、全期間（1995～2005年）よりも学歴差は縮小していることから、近年は高学歴女性の間でも婚前妊娠出生が増加していることが示唆される。第5に、夫の学歴については大卒以上の学歴においてグループ間の差が顕著である。また、妻とは異なり夫の学歴では近年になるほど学歴差が縮小しているといった傾向はみられない。

単純なDD

単純な平均値の比較によるDDの結果は表12に示してある。アウトカム指標を継続就業率にした場合、2001年の給付率引き上げ前後でTreatment group（非婚前妊娠出生）の継続就業率は1.1%ポイント低下している。ただしこの差は統計的に有意ではない。同時期にControl group（婚前妊娠出生）の継続就業率は13.1%ポイントと大幅に上昇しており、この差は統計的に有意である。2つのグループの差の差分

(Differences-in-Differences : DD) はマイナス12%ポイントとなる。

アウトカム指標を育児休業取得後の復職を表すダミー変数にした場合は、Treatment groupにおける継続就業率の上昇幅は12.6%ポイントで、統計的にも有意に上昇が観察される。一方、Control groupでは継続就業率はほとんど変化していない。2つのグループの差の差分は13.7%ポイントとなる。

まとめると、単純な DD では制度改正によって女性雇用者の継続就業率が 12~13.7%ポイント上昇したことが確認される。ただしこれには労働者個々人の属性の違いが反映されている可能性がある。そこでつぎに各個人の直面する諸条件を説明変数に含めて継続就業するかしないかを probit により推定する。

Probit DD 推定結果

表 13 は、2 種類のアウトカム指標についての Probit DD 推定の結果を限界効果であらわしている。表中、2001 年以降×非婚前妊娠出生」の係数が 2001 年の給付水準引き上げが女性の継続就業に及ぼした影響を識別する。

Model 1a と 2a (または Model 1b と 2b) を比較すると、第 1 子妊娠判明時の年収(妻の復職後賃金の指標として使用)を除外することが、推定にもたらす影響をみることができる。妻の年収を説明変数に含めない場合には、育児休業給付の係数が有意に大きくなる。これは本来であれば年収の高低が継続就業率にもたらす影響が一部、給付水準によってとらえられているためだと考えられる。妻の年収を含めると、いずれの推定でも、育児休業給付の「水準」は有意ではない。なお、妻の年収を除いた推定では、育児休業給付の 10 万円の増加が継続就業率を 2~3%ポイント前後上昇させる効果をもっている。

妻の年収は、いずれの推定でも有意に継続就業確率を高めている。年収が 10 万円増加するごとに、継続就業確率は 1.5%ポイントから 2%ポイント程度上昇する効果を持っている。すなわち、Klerman and Leibowitz (1997) や阿部 (2005)、武内・大谷 (2008) で指摘されているのと同じく、人的資本が高く、退職がもたらす機会費用が高い女性ほど、就業を継続しようとする傾向にあることがここでも確認される。

妻が公務員であることは、継続就業確率を大幅に高める効果を持っている。具体的には、妻が公務員である場合には育児休業を取得して継続就業する確率が 40~50%ポイント程度高まる。ここでとらえられているのは、賃金や年収以外の面で公務員という働き方が備えている様々な特徴である。女性の継続雇用を推進する上で、どのような労働条件や職場環境を整備することが望ましいのか、今後、公務員という働き方の実態をより詳細に分析することが望まれる。²²²³

そのほかに説明変数として含めた妻の年齢、夫の所得、有効求人倍率はいずれの推定でも継続就業確率に有意な影響を及ぼしていない。

Model 3a、3b の DD 推定の結果では、制度改正前後の期間に限定すると制度改正は有意に継続就業確率を高めている。具体的には、アウトカム指標を継続就業確率にした場合で 20.4%ポイント、育児休業を取得して復職する指標で 15.2%ポイントの引き上げ効果が観察される。これを改正当時 30 歳未満の 1971 年以降に生まれた妻に限定し (Model 4a, 4b)、さらに民間企業の雇用者に限定すると (Model 5a, 5b)、制度改正の効果は小幅ながら拡大し、Model 5b では推定量の有意度も高まる。すなわち、2001 年の育児休業給付の給付率引き上げは、とくに民間部門で働く若い女性雇用者の継続就業確率を引き上げる効

²² 公務員ダミーが仕事に対する個々人の選好の違いをとらえている可能性もある。その場合、継続就業確率と公務員ダミーの内生性が問題となる。

²³ 「公務員的労働条件」のひとつとして男女平等待遇が考えられよう。

果をもっていたことになる。²⁴

5. ディスカッション

本稿では、育児休業給付の給付率引き上げが女性雇用者の継続就業確率に及ぼす影響を把握することを目的に、2001年制度改正前後のデータを使用してDD推定を行った。その結果、制度改正は第1子妊娠判明時点で正規雇用者であった女性の継続就業確率を15～20%ポイント程度引き上げる効果をもつことが明らかになった。さらに細かい属性別の推定から、制度改正の効果が比較的若い世代の、民間部門の女性雇用者に顕著に表れていることを把握した。

ただし、このように比較的大きな制度改正の効果が観察されたものの、その政策評価については慎重であるべきであろう。

第1に、本稿のDD推定で把握しているのは育児休業か退職かという面のみであり、育児休業か産休かという意思決定については予備的な分析を行ったものの、未解明な部分が多い。育児休業を取得して継続就業をする女性が増加していても、以前であれば産休のみで復職していた女性が育児休業の取得に切り替えた可能性も示唆される。実際、正規雇用者であった女性の継続就業率は制度改正後に上昇していない。そうであれば、産休ではなく育児休業を政策的に推進する合理的な理由が必要となろう。

第2に、制度改正を見越して出産を手控えていた女性雇用者が改正直後に集中して出産し、育児休業を取得するという行動に出ている可能性もある。制度改正前後のDDで大きな効果が観察されたとしても、それは比較的短期に減退ないし消滅しているかもしれない。

第3に、政策評価に当たっては、女性全体の中では正規雇用者の割合は年々低下していることを重視すべきであろう。2005年以降、期間雇用者も育児休業を取得できるようになり、それに伴い育児休業給付金も支給されるようになった。しかし、悪化する雇用情勢の中で「育休切り」も行われていると巷間伝えられている。今後、新しいデータが入手可能となった時点で働く女性全体を視野に入れた育児休業給付の政策評価を行うことが必要である。

第4に、トリートメント効果として用いた婚前妊娠出生の有無の有効性が問題である。本稿の分析では、婚前妊娠出生はランダムな出来事と仮定しているが、婚前妊娠を合理的な選択として位置付けているものもある(Duncan and Hoffman 1990)。婚前妊娠する女性雇用者がそうでない雇用者と比較して仕事に対する選好などの点で異なる可能性もあり、その場合は本研究の分析結果にもバイアスが含まれることとなる。

以上は今後の課題としたい。

²⁴ 妻の所得を除外して妻の学歴をいれたり、夫の所得を除外して夫の学歴をいれたりするといった推定も行ったが、継続就業率についての効果に大きな違いは生じなかった。

IV. 育児休業制度の今後:考察と政策提言

本稿では、日本のワーク・ライフ・バランス施策の特徴を国際比較の観点から捉えたうえで、育児休業制度が労働需要に及ぼす影響、および育児休業給付金が女性労働者の継続就業に及ぼす影響を分析した。

育児休業制度の長所は、第1に、雇用関係を継続することでそれまでに蓄積した企業内人的資本を失うことなく復職後の仕事に生かせる点にある。就業中断による人的資本の喪失は、再就職を困難にするだけでなく、再就職後の賃金を低下させるので離別・死別といったライフイベントが生じる際には女性は大きな貧困リスクに見舞われる。また長期的には、就業中断は現役時代の所得にリンクしている年金給付水準の低下をもたらすので、老後の貧困リスクも上昇する。ライフコースが多様化する中で、育児休業制度は女性の貧困リスクを抑えて well-being を高める役割を果たしうると考えられる。第2に、育児休業制度による両立が可能となれば、出産退職の機会費用の低下を通じて少子化の改善に貢献することが期待される。第3に、諸外国の研究によれば、ごく幼児期に親が全面的に養育に関わることで、子どもの健康状態や発達が向上することが明らかにされている。

その一方で、育児休業制度には本稿で指摘したような女性の雇用を抑制するマイナス面がある。こうしたネガティブな影響を避けるためには、政府・事業主・労働者の間で適切なコストシェアリングを図る必要がある。育児休業制度に関しては、前述したように現状では政府の負担が小さいことから、育児休業を取得する労働者のいる事業主に補助金を支給するといった形での政府の負担拡大が考えられよう。

また、育児休業取得の男女差を縮小させるためには、父親に休業を強制する制度の導入も考えられる。ただし、スウェーデンやノルウェーのように「パパ・クォータ」が導入されて男性労働者の休業取得率が高い国でも、一般的に男性の休業期間は女性よりもはるかに短い。²⁵したがって育児休業が事業主にもたらす費用は女性労働者のほうが大きいという問題は残るので、前述した補助金などによる事業主負担の軽減と並行する必要がある。

非正規労働者に対するワーク・ライフ・バランス施策の拡充も必要である。2004年の育児・介護休業法の改正により、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。²⁶これに合わせて2005年4月より、期間雇用者にも育児休業給付が支給されるようになっていく。²⁷しかしながら、育児休業を取得するのは現状では圧倒的に妊娠時に正規労働者であった女性である。ところが出産年齢にある25~34歳の女性人口のうち、正規労働者の比率は37% (2008年) に過ぎない。さらに、育児休業を取得する女性には、大卒、大企業あるいは官公庁勤務で、企業内人的資本を蓄積している者が多いことが実証研究で明らかにされている (阿部, 2005; 武内・大谷, 2008)。武内・大谷(2008)は、パネルデータを用いた出産前後の賃金の動きの分析から、育児休業を取得して継続就業する女性は、そもそも妊娠する前の段階から賃金プレミアムを得ており、出産ペナルテ

²⁵ なお、これらの国々では女性労働者の多くが公的部門に雇用されているという事情がある。

²⁶ 具体的には、有期労働契約により雇用される者のうち、同一の事業主に引き続き雇用された期間が1年以上で、かつ、子どもが1歳に達する日を超えて引き続き雇用されることが見込まれることが条件となっている。

²⁷ 2008年1月までの雇用保険事業の実績をみると、2007年度における育児休業給付の初回受給者のうち、期間雇用者は4.3%を占めている。

ィ（出産後の賃金低下）は観察されないと報告している。

つまり、企業内人的資本を蓄積して高賃金の女性ほど、退職の機会費用は高いので育児休業を取得して仕事を続けようとする。その一方、非正規労働者のように相対的に低賃金で企業内人的資本の蓄積が少ない労働者は、将来の昇給の見込みも薄く、勤務先から提供される福利厚生などの付加給付も少ないので退職の機会費用が小さい。結果として彼女らは就業を継続するインセンティブを持ちにくくなる。

これを労働需要側である企業からみると、育児休業制度の義務付けによって追加的に労働費用が発生するのに対応して、その費用を賄えるほど生産性の高い、有能な人材だけを人数を限定して採用しているために育児休業を取得する労働者に賃金プレミアムが観察されるのだと解釈される。²⁸ OECD(2007b)は、有給の育児休業がある場合に生産性が高まることを報告しているが、これは休業によって個々の労働者の生産性が高まるためではなく、制度の存在によって企業が雇用量を絞る結果、生産性の高い労働者のみが残るためだと結論づけている。

このように、育児休業を取得する機会が女性の中でも高賃金で有利な労働条件のもとにある労働者に偏っているとすれば、現在のスキームのまま育児休業制度（育児休業給付を含む）の拡充を進めることについて分配的な観点から疑問が生じるのは避けられない。育児休業を取得する労働者には休業前所得の50%に相当する育児休業給付金が支給されるのに対し、出産を機に夫婦の片方（多くの場合は女性）が離職して非労働力化する場合には、世帯収入が大幅に低下するにもかかわらず所得保障が得られない。こうした現状を考慮すれば、育児休業給付金を廃止して子どもの誕生後1～2年の期間に限定した、現在の子ども手当よりも手厚い現金給付を設けることも検討すべきであろう。

以上

参考文献

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

安部由起子・田中藍子(2008)「正規—パート賃金格差と地域別最低賃金の役割 1990～2001年」『日本労働研究雑誌』No.568, pp. 77-92.

岩本康志・濱秋純哉(2006)「社会保険料の帰着分析—経済学的考察—」『季刊社会保障研究』Vol.42, No.3 204-218.

大石亜希子(2009)「育児休業給付の引き上げと女性の継続就業」2009年度労働経済学コンファレンス報告論文

²⁸ OECD18カ国の1980～99年のデータを用いた分析によると、一週間の育児休業が全要素生産性を引き上げる効果は、無給の休業の場合のごくわずかである半面、有給の場合に0.08%ポイント程度となる(OECD 2007b)。

大石亜希子(2010)「社会保険・税制におけるジェンダー」木本美喜子・大森真紀・室住眞麻子編『社会政策のなかのジェンダー』(講座：現代の社会政策 第4巻)明石書店, pp.158-179.

大石亜希子・守泉理恵(2011)「少子社会における働き方：現状と課題」樋口美雄・府川哲夫編『ワーク・ライフ・バランスと家族形成』東京大学出版会、pp.13-29.

小川 浩(1998)「年金が高齢者の就業行動に与える影響について」経済研究, Vol. 49 No.3

鎌田健司(2005)「婚前妊娠に関する社会経済的要因の分析」『経済学研究論集』(明治大

国立社会保障・人口問題研究所(2007)『第13回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)第I報告書』国立社会保障・人口問題研究所.

酒井 正(2006)「社会保険料の事業主負担が企業の雇用戦略に及ぼす様々な影響」『季刊社会保障研究』Vol.42, No.3, 23-48.

酒井正・樋口美雄(2005)「フリーターのその後 就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』No.535, pp.29-41.

酒井 正・風神佐知子(2007)「介護保険制度の帰着分析」『医療と社会』Vol.16, No.3, 285-301.

佐藤一磨・馬 欣欣(2008)「育児休業法の改正が女性の継続雇用に及ぼす影響」樋口美雄・瀬古美喜編『日本の家計行動のダイナミズムIV』慶應義塾大学出版会

滋野由紀子・大日康史(1998)「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』No.459, 39-49.

新谷由里子(1999)「出生力に対する公務員的就業環境効果の分析」『人口学研究』第25号

駿河輝和・張建華(2003)「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について—パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』No.59, 56-63.

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.

西本真弓(2004)「育児休業取得とその取得期間の決定要因について」『日本労働研究雑誌』No.527, pp.63-75.

西本真弓・駿河輝和(2002)「ゼロ可変カウントデータモデルを用いた育児休業制度に関する実証分析」『日本統計学会誌』Vol.32,No.3.

樋口美雄・阿部正浩・Jane Waldfogel (1998)「日米英における育児休業・出産休業制度と女性就業」、『人口問題研究』、第 53 巻, 第 4 号、49-66.

森田陽子 (2005)「育児休業法の規制的側面—労働需要への影響に関する試論」『日本労働研究雑誌』No.536, pp.123—136.

脇坂 明 (2001)「仕事と家庭の両立支援制度の分析」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会、pp.195-222.

渡邊祐紀 (2006)「育児休業制度が女性労働者雇用に与える影響の分析」一橋大学国際・公共政策大学院 2006 年度コンサルティング・レポート.

Abe, Y. and A. S. Oishi (2009) "The 1.03 Million Yen Ceiling and Earnings Inequality among Married Women in Japan," *Economics Bulletin*, Vol. 29, No.2, 1521-1530.

Akerlof, G. A., Yellen, J. L. and M. L. Katz (1996), An Analysis of Out-of-Wedlock Childbearing in the United States, *Quarterly Journal of Economics*, 111(2): 277-317.

Baker, M. and K. Milligan (2008) "How Does Job Protected Maternity Leave Affect Mothers' Employment?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 26, No.4: 655-692.

Bertrand, M., Duflo, E. and Mullainathan, S. (2004) "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol.119, No.1, pp.249-275.

Baum, C. L. II (2003) "The Effect of State Maternity Leave Legislation and the 1993 Family and Medical Leave Act on Employment and Wages," *Labor Economics*, Vol. 10, No. 5, 573-596.

Coile, C. and J. Gruber (2000) "Social Security and Retirement", *NBER Working Paper*, No. 7830

Duncan, G. and S. H. Hoffman (1990) "Welfare Benefits, Economic Opportunities, and Out-of-Wedlock Births among Black Teenage Girls," *Demography* 27(November 1990):519-36.

Ginther, D. K. and M. Zavodny (2001), Is the Male Marriage Premium due to

Selection? The Effect of Shotgun Weddings on the Return to Marriage, *Journal of Population Economics*, 14(2): 313-328.

Gruber, J. (1994) "The Incidence of Mandated Maternity Benefits," *American Economic Review*, Vol. 84, No. 3, 622-641.

Gruber, J. and D. A. Wise, eds (2004) *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*. Chicago, IL: The University of Chicago Press.

Klerman, J. A. and A. Leibowitz (1997) "Labor Supply Effects of State Maternity Leave Legislation," in F. D. Blau and R. G. Ehrenberg (eds.) *Gender and Family Issues in the Workplace*. New York: Russell Sage Foundation

Klerman, J. A. and A. Leibowitz (1999) "Job Continuity among New Mothers," *Demography*, Vol. 36, No. 2, 245-155.

Komamura, K. and Yamada, A (2004) "Who Bears the Burden of Social Insurance? Evidence from Japanese Health and Long-term Care Insurance Data," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.18, No.4, pp.565-581.

Kureishi, W. and M. Wakabayashi (2008), Taxing the Stork, *National Tax Journal*, 61(2): 167-87.

OECD (2007a) *Modernising Social Policy for the New Life Course*, Paris: OECD.

OECD(2007b) *Employment Outlook 2007*, Paris: OECD.

Raymo, J. and M. Iwasawa (2007), Bridal Pregnancy and Spouse Pairing Patterns in Japan, CDE Working Paper 2007-10, Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin, Madison, WI.

Ruhm, Christopher. "The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe." *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(1),pp. 285-317.

_____. "Parental Leave and Child Health." *Journal of Health Economics*, 2000, 19(6), pp. 931-60.

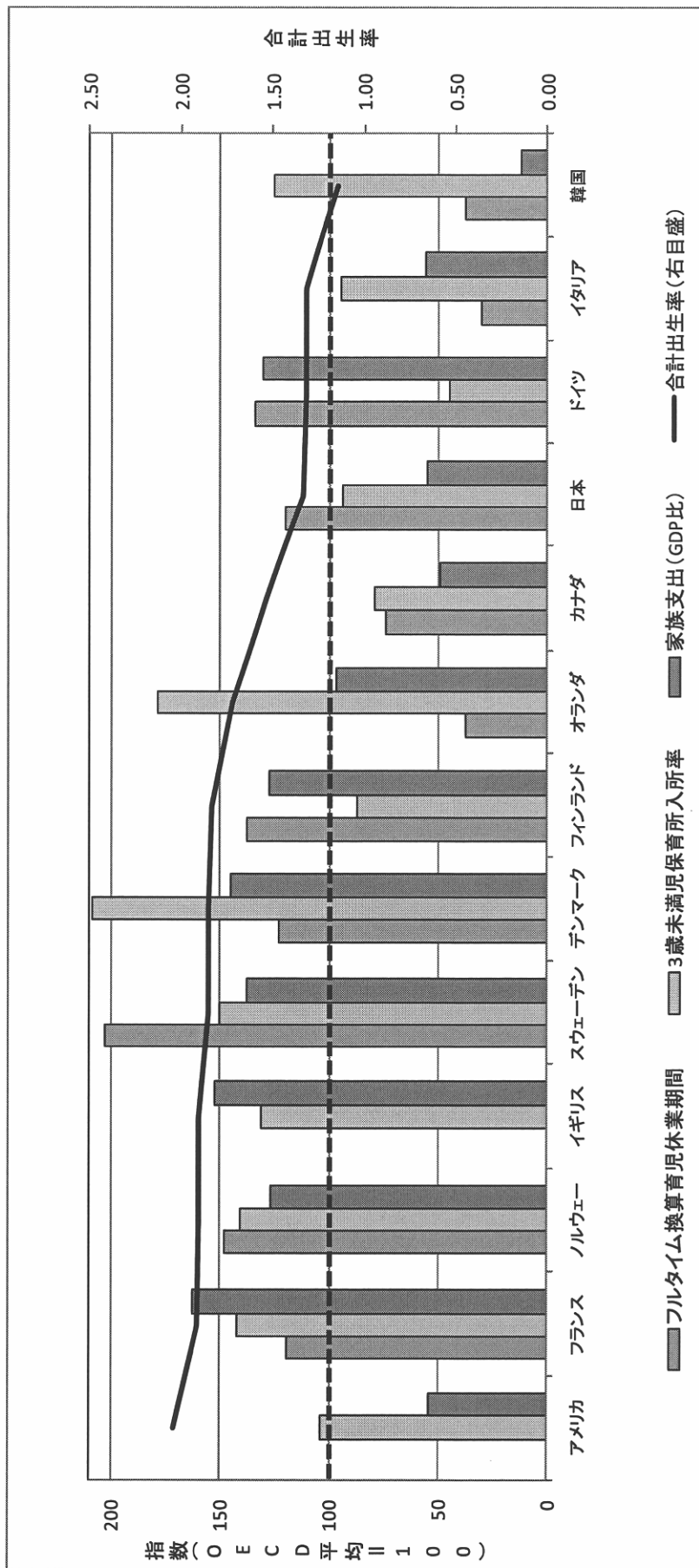
Summers, L. H. (1989) "Some Simple Economics of Mandated Benefits," *American Economic Association Papers and Proceedings*, Vol. 79, No. 2, 177-183.

Tachibanaki, T. and Yokoyama, Y. (2008) "The Estimation of the Incidence of Employer Contributions to Social Security in Japan," *Japanese Economic Review*, Vol. 59, No.1, pp. 75-83.

Ueda, Atsuko (2005) "Intrafamily Time Allocation of Housework: Evidence from Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* Vol. 19, pp.1-23.

Waldfogel, J. (1999) "The Impact of the Family and Medical Leave Act," *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 18, No. 2, 281-302

図1 国際比較でみる家族政策の特徴



(資料) OECD Family Database より筆者作成。

図2 育児休業制度が雇用・賃金に及ぼす影響

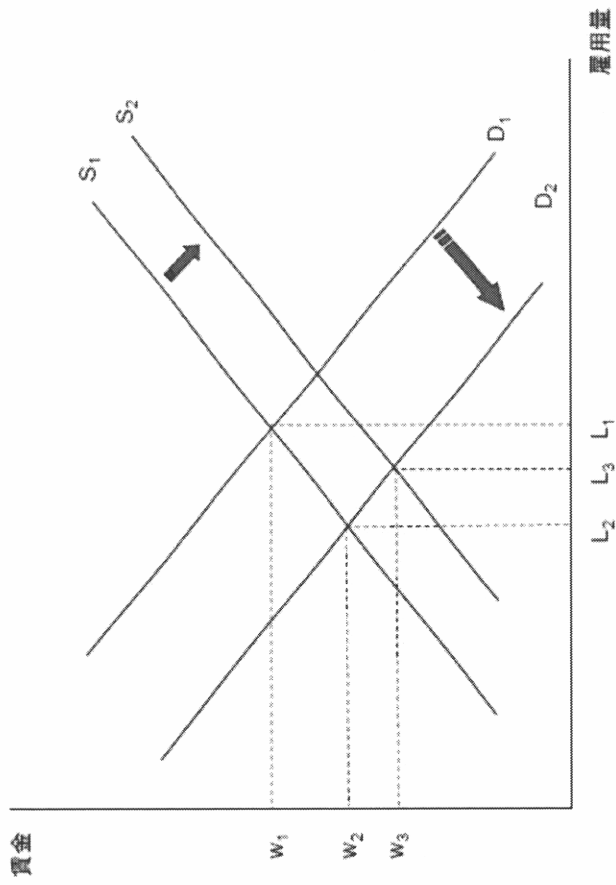
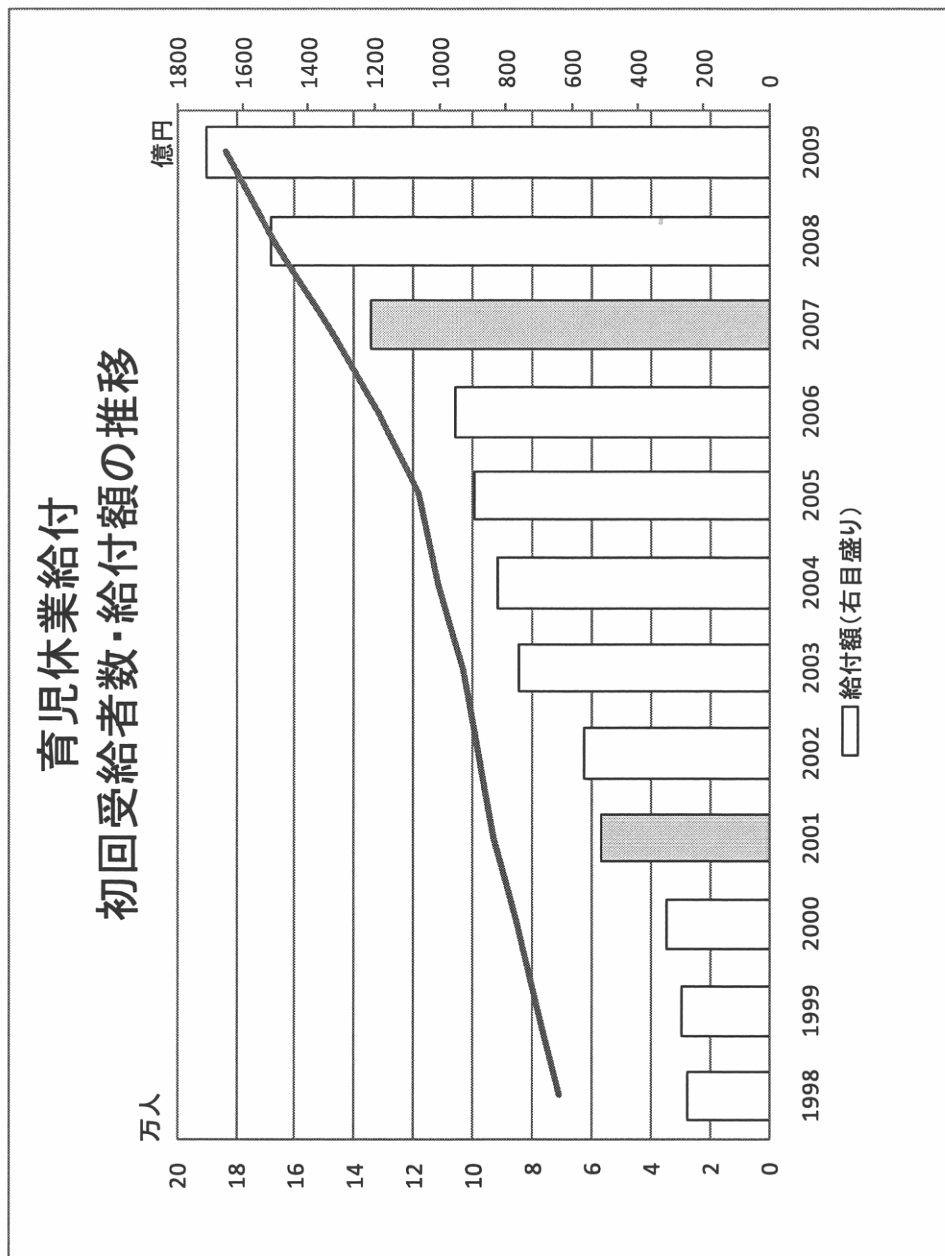
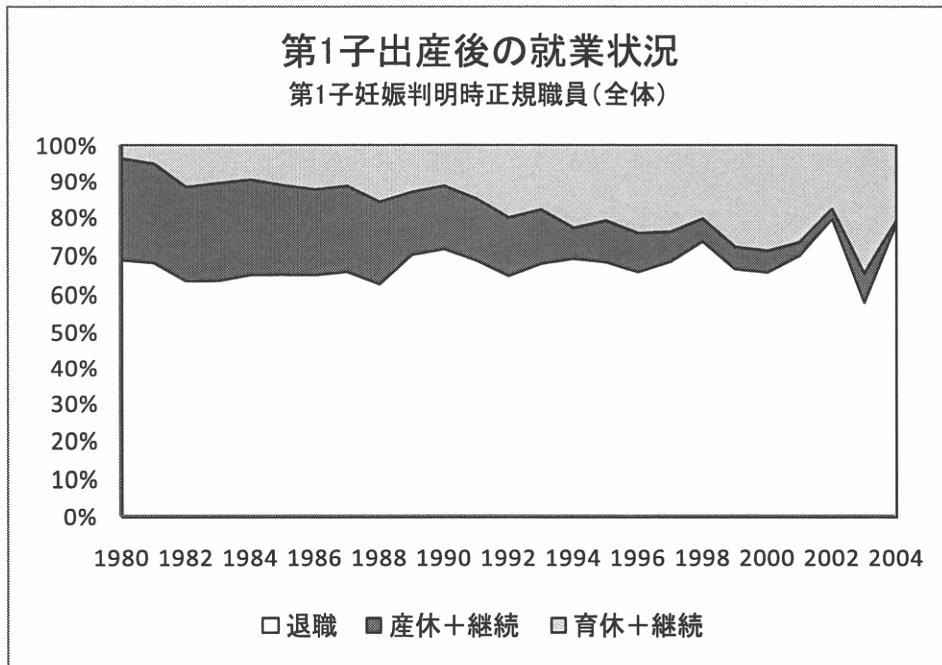


図3 育児休業給付 初回受給者数・給付額の推移



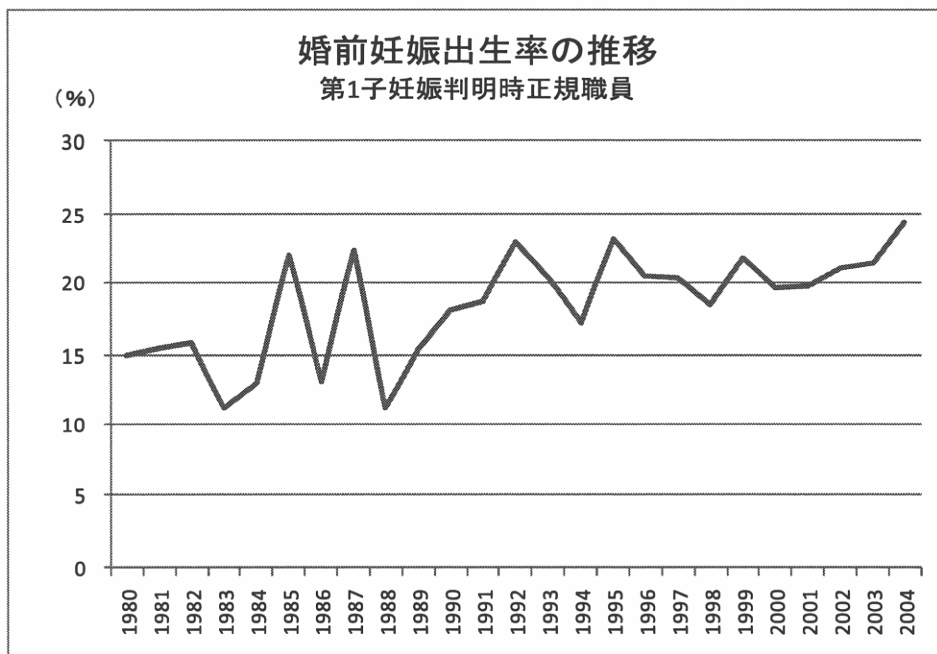
(資料) 厚生労働省「雇用保険事業年報」平成21年速報。

図3 第1子出産後の就業状況（全体）



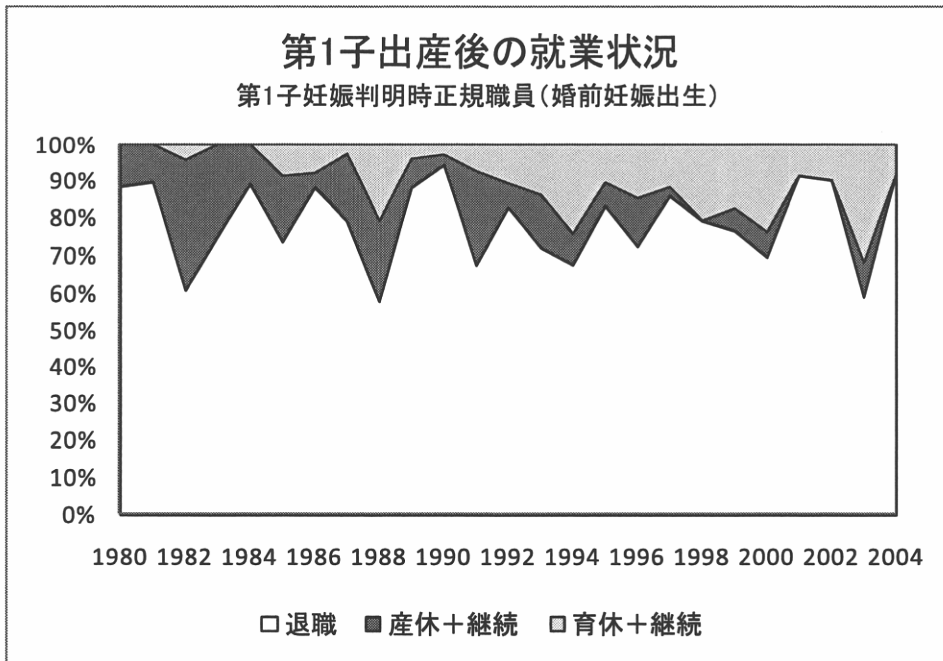
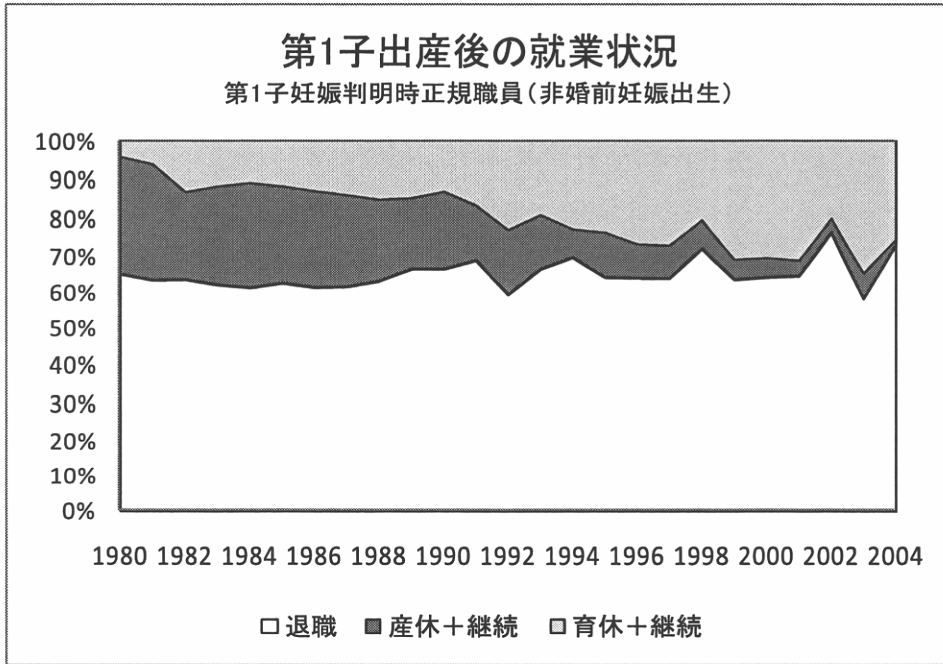
(資料) NFS12C,NFS13C に基づき筆者作成。

図4 婚前妊娠出生率の推移



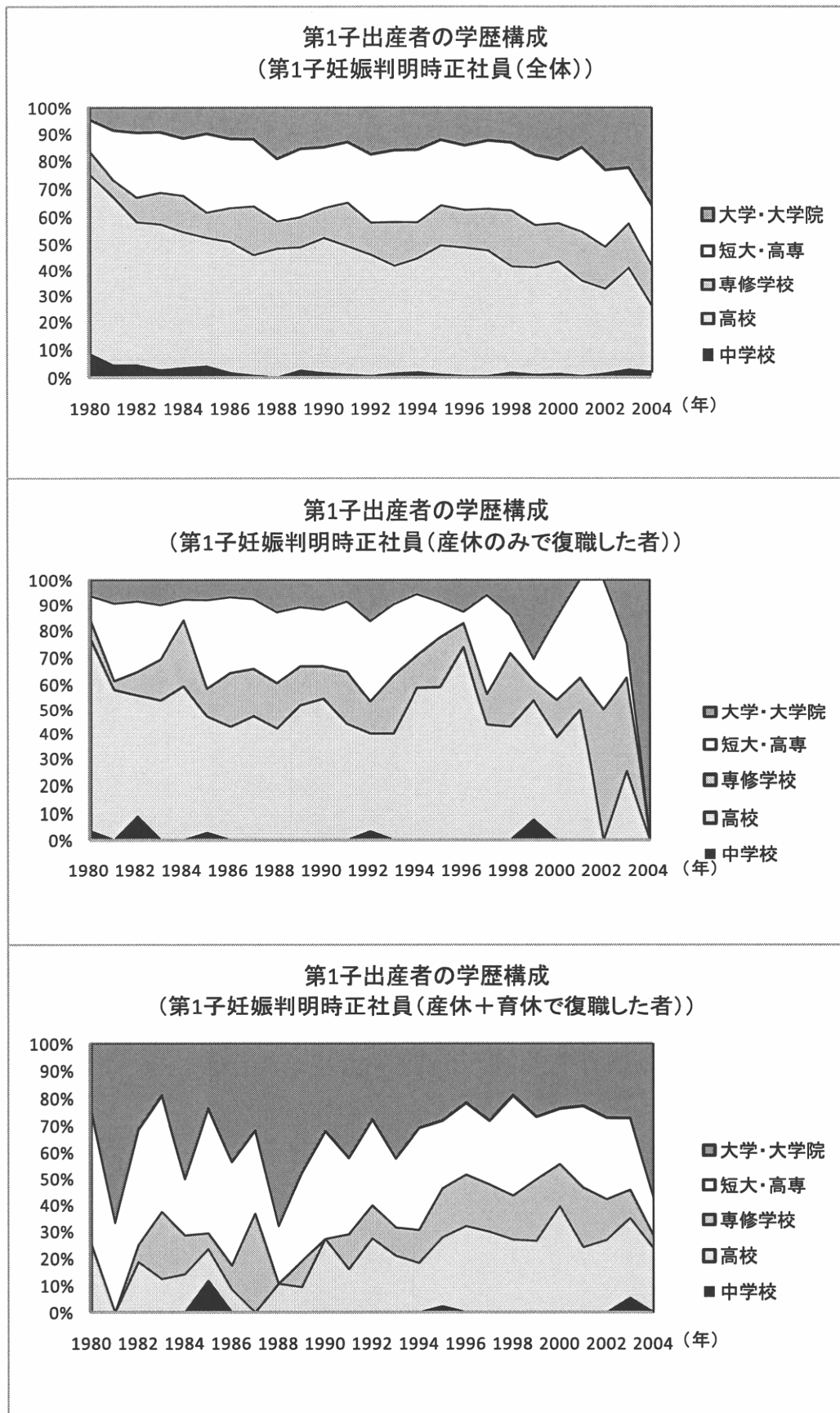
(資料) NFS12C,NFS13C に基づき筆者作成。

図5 第1子出生後の就業状況の比較



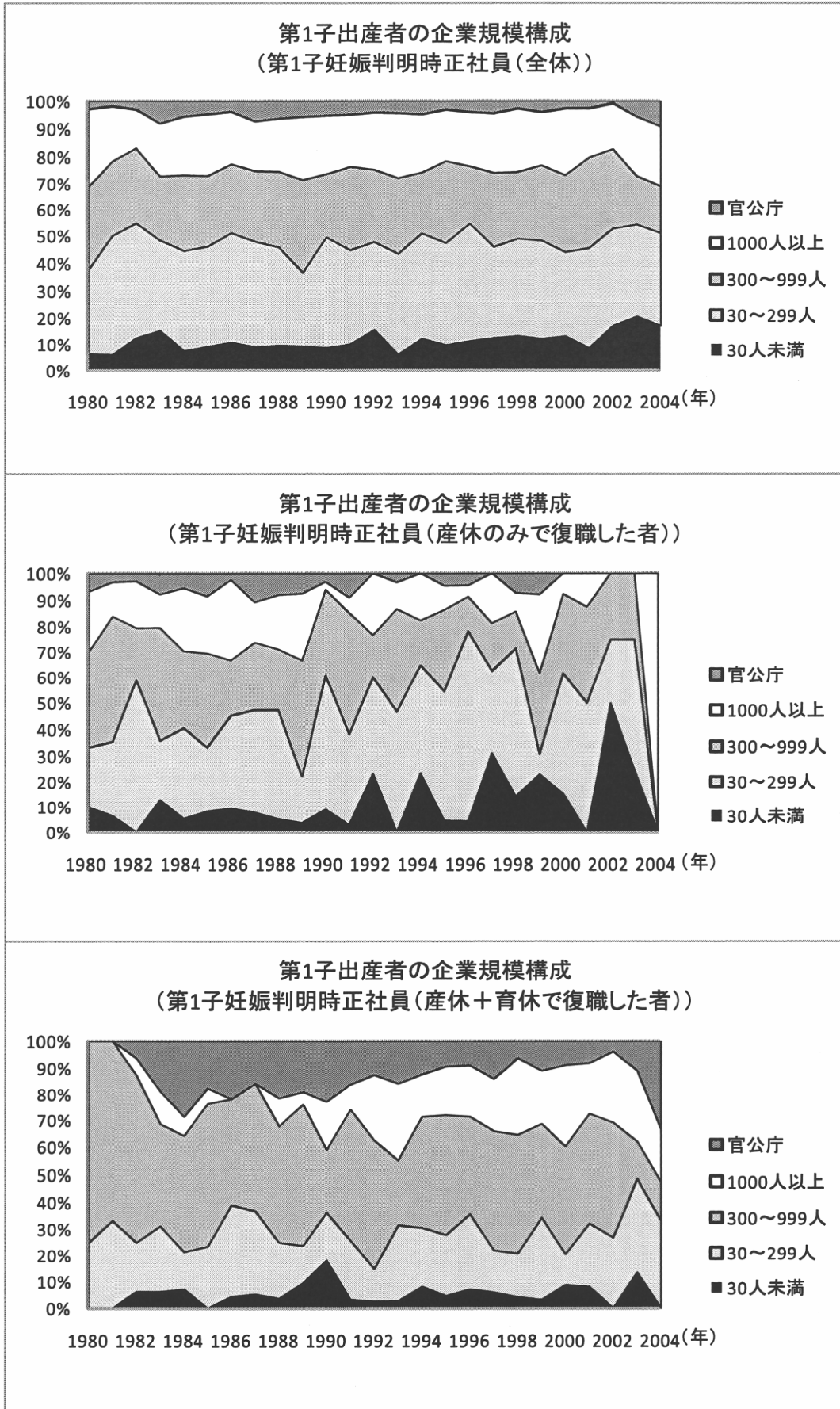
(資料) NFS12C,NFS13C に基づき筆者作成。

図6 第1子出産者の学歴構成（第1子妊娠判明時正社員）



(資料) NFS12C,NFS13C から筆者作成。

図7 第1子出産者の企業規模構成（第1子妊娠判明時正社員）



(資料) NFS12C,NFS13C から筆者作成。

表1 主要変数の平均値

企業規模	男性 I		女性 I		男性 II		女性 II		男性 III		女性 III	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
S												
新規採用率(%)	7.56	(4.41)	9.51	(5.75)	6.94	(5.77)	8.47	(6.82)	8.32	(7.96)	8.90	(7.33)
労働者数変化率(%)	-1.96	(5.87)	-2.03	(6.51)	-3.62	(6.26)	-4.49	(7.03)	1.64	(6.02)	-0.19	(7.43)
所定内賃金率(円)	1444.99	(291.92)	801.12	(78.88)	1581.44	(304.96)	898.45	(89.59)	1590.62	(323.18)	944.07	(101.41)
「きま賃」賃金率(円)	1414.46	(282.18)	798.46	(77.81)	1555.88	(297.39)	895.84	(88.09)	1562.90	(314.42)	940.24	(99.97)
総報酬(万円)	447.55	(86.05)	221.79	(23.66)	462.83	(86.66)	238.65	(24.87)	453.68	(88.73)	246.33	(28.46)
M												
新規採用率(%)	5.35	(6.18)	8.26	(7.01)	4.21	(7.18)	6.32	(7.35)	4.27	(7.10)	6.10	(6.22)
労働者数変化率(%)	0.20	(5.72)	0.01	(7.88)	-1.45	(6.04)	-0.83	(7.10)	2.84	(5.23)	-0.63	(7.78)
所定内賃金率(円)	1621.73	(476.16)	886.24	(90.23)	1751.46	(497.77)	1000.43	(113.67)	1767.78	(503.52)	1049.89	(118.87)
「きま賃」賃金率(円)	1606.86	(461.16)	884.52	(89.04)	1740.56	(486.85)	998.43	(113.88)	1761.86	(490.94)	1047.84	(119.52)
総報酬(万円)	510.24	(138.39)	254.00	(26.24)	521.52	(144.68)	275.21	(34.49)	524.90	(139.39)	287.17	(34.47)
L												
新規採用率(%)	3.50	(7.75)	7.34	(10.04)	2.28	(5.68)	4.42	(6.28)	1.40	(4.26)	2.87	(4.96)
労働者数変化率(%)	2.56	(7.03)	4.24	(9.42)	-1.55	(7.62)	-1.71	(7.84)	-1.51	(5.96)	-2.26	(11.00)
所定内賃金率(円)	2007.44	(627.65)	1142.55	(171.01)	2137.89	(685.15)	1252.58	(184.05)	2195.08	(690.02)	1334.42	(220.45)
「きま賃」賃金率(円)	2015.89	(613.37)	1197.25	(143.09)	2155.81	(671.72)	1302.20	(152.85)	2211.43	(672.56)	1384.83	(189.68)
総報酬(万円)	633.48	(188.88)	338.97	(49.37)	635.68	(206.92)	351.67	(51.74)	657.87	(197.95)	378.21	(62.59)

5 (注) 企業規模の S は 10~99 人、M は 100~999 人、L は 1000 人以上を指す。時期の I は 1989~91 年、II は 1992~94 年、III は 1995~97 年。

労働者数をウエイトに使用。

表2 「差の差分」の計算

比較の時期	男性 II-I		女性 II-I		男性 III-I		女性 III-I	
	DD	標準偏差	DD	標準偏差	DD	標準偏差	DD	標準偏差
M-S 新規採用率(%)	-0.56	(0.53)	-1.13 **	(0.53)	-1.62 **	(0.77)	-1.69 **	(0.70)
L-S 新規採用率(%)	-0.73	(0.64)	-2.24 **	(0.93)	-1.90 **	(0.82)	-2.15 **	(0.90)
M-S 労働者数変化率(%)	0.10	(1.60)	-0.50	(1.73)	-0.79	(1.95)	-3.13 #	(2.08)
L-S 労働者数変化率(%)	-2.69	(1.93)	-3.90 *	(2.07)	-7.54 ***	(2.33)	-9.15 ***	(2.56)
M-S 所定内賃金率(円)	-13.19 #	(8.85)	16.95 **	(6.49)	-17.71	(15.26)	20.11 ***	(7.02)
L-S 所定内賃金率(円)	-13.76	(10.06)	9.80 #	(6.68)	9.43	(16.08)	26.33 ***	(9.09)
M-S 「きま賃」賃金率(円)	-13.73 #	(8.65)	16.67 **	(6.53)	-10.36	(14.90)	20.82 ***	(7.14)
L-S 「きま賃」賃金率(円)	-7.88	(10.11)	11.27 *	(6.47)	17.44	(15.39)	36.79 ***	(8.81)
M-S 総報酬(万円)	-5.53 **	(2.78)	4.73 **	(1.91)	3.72	(4.58)	9.02 ***	(2.19)
L-S 総報酬(万円)	-15.12 ***	(3.31)	-3.43 *	(2.06)	7.44 #	(4.56)	9.02 ***	(2.75)

(注) ***, **, # はそれぞれ 1%, 5%, 10%, 15%水準で統計的に有意であることを示す。企業規模の S は 10~99 人、M は 100~999 人、L は 1000 人以上を指す。

時期の I は 1989~91 年、II は 1992~94 年、III は 1995~97 年。労働者数をウエイトに使用。