

# 両立支援制度と女性の 就業二極化傾向

武内真美子

（日本学術振興会特別研究員）

大谷 純子

（大阪大学大学院博士前期課程修了）

本稿では、政府施策の公平性の観点から育児休業制度を中心とする「両立支援策」の制度設計のあり方について考察した。分析により得られた主な結果は、以下の3点である。1) 特に夫婦のみの世帯と末子の年齢が低い家計で、妻がフルタイムで働く世帯の割合が高所得層で増加している。2) 子供を持たない女性と賃金水準を比較しながら、出産が賃金に与える負の効果を計測したところ、育児休業制度を利用した女性のペナルティは低く抑えられている。3) 妻が育児休業制度を利用する世帯は、夫婦の属性のマッチングにより、長期的な賃金プレミアムを得ている可能性がある。本稿の結果から、育児休業制度の利用者に偏りがあることが、女性の就業二極化に寄与しており、さらに世帯単位においても長期的な所得格差に影響を与えている可能性が確認される。就業継続者の両立支援策に重点をおいた現在の制度設計のあり方から非正規就業者の処遇改善および女性の再就業を支援する施策を含めた柔軟な働き方のできる環境を整備していくことは、検討課題として今後も期待される。

【キーワード】 雇用政策, 女性労働政策, 女性労働問題

## 目次

- I はじめに
- II 推定モデルと使用データ
- III 推計結果
- IV 賃金水準の試算
- V おわりに

## I はじめに

1992年4月、わが国で育児休業法が施行されて以来、育児休業制度は仕事と育児の両立支援策の要として、その役割を果たしてきた。今日では、特定の期間雇用者を除けば、勤務先の規定にかかわらず、子が1歳に達するまで育児休業が取得できることになっており、すでにいくつかの先行研究によって、この制度が出産後の既婚女性の就業を促進する効果があることが確認されている。ま

た、政府はその他にも育児休業制度の定着と取り組みの推進・充実を図り、少子化に歯止めをかけるため2002年「少子化対策プラスワン」（厚生労働省）、2004年「子ども・子育て応援プラン」（厚生労働省）を発表した。さらに2005年には、『次世代育成支援対策推進法』が施行されることによって、仕事と育児の両立を支援する行動計画の策定が301人以上の事業主に義務付けられるようになってきている。一方で、この制度の問題点として利用者には偏りがあり、出産を機に退職する女性もいまだに数多く存在することが指摘されている。仕事を続けるために出産を控える女性も少なくない。

本稿の目的は、育児休業取得者を中心に出産が女性の賃金と夫婦の合算値で見た場合の賃金にどのような影響を与えているかを実証分析により明らかにし、出産を通じた既婚女性の就業行動により世帯単位での長期的な所得格差が生じている可

能性を確認することにある。本章ではまず、制度の利用の偏りを中心に把握し、わが国の制度に関する先行研究と出産が賃金に与える影響を分析した先行研究を紹介する。次に、マクロデータを用いてライフステージ別に分類した既婚女性の就業行動と世帯所得水準の関連について確認した上で、本稿の課題を述べたい。

## 1 育児休業制度と効果と女性の出産ペナルティ

本節ではまず、育児休業制度普及の問題点として、制度の利用者が偏っていることを確認し、次に制度に関する先行研究と出産が賃金に与える影響に関する先行研究を紹介する。

育児休業法は1992年に施行されたが、常用雇用者30人以下の事業所については3年の猶予を経て1995年から適用されることとなった。また同時に、この年には雇用保険法の改正によって、育児休業取得者に対し休業開始前の賃金の20%が休業中に支給され、職場復帰後に5%が支給されることになる。さらに2000年の改正により、基本給付金が30%、復帰給付金は10%に引き上げられている。2004年には、対象労働者が一定条件を満たす有期雇用労働者にも拡大され、育児休業の取得期間は1歳6カ月まで延長可能となった<sup>1)</sup>。2004年の『女性雇用管理基本調査』(厚生労働省)では、育児休業取得率は女性で64%となっている。

この制度の問題点として取得者の偏りが指摘されている。2004年の『女性雇用管理基本調査』において、出産した者に占める育児休業取得者の割合を見ると、企業規模5000人以上の大企業が76.3%、1000人以上4999人以下では82.9%と取得者の割合は高いが、従業員100人以上299人以下では68.5%となり、従業員30人以上99人以下では60.3%となる。産業別に見ると、最も取得者割合が高いのは電気・ガス・熱供給・水道業であり、情報通信業、製造業が続く一方で、制度の利用が50%に満たない産業は、建設・運輸業や教育・学習支援業となっている。阿部(2005)は継続就業が可能で育児休業を取得できるのは「幸運な女性」のみであると指摘する。学校教育や企業内教育訓練をより多く蓄積している女性ほ

ど継続就業し、賃金水準が高く、育児休業を取得していることを明らかにした。その上で、そのような女性だけに給付される育児休業給付金の問題点に触れている。また、子育てのために就業を中断する女性が多いことを挙げ、継続就業を前提とした両立支援制度を見直す必要性があると述べている<sup>2)</sup>。

これまでの先行研究においても、育児休業制度が女性の就業行動に与える影響を中心にその効果が紹介されている。その先駆的な研究である樋口(1994)は、『就業構造基本調査』(総務庁)を用いて育児休業制度が出産後の就業継続を促進することを確認している。樋口・阿部・Waldfoegel(1997)も『消費生活に関するパネル調査』((財)家計経済研究所)を用いて、同様の結論を得ている。また、森田・金子(1998)は、制度が女性の初職勤続年数を延ばす効果があることを指摘しており、滋野・松浦(2003)、駿河・張(2003)でも、育児休業制度は就業継続や出産確率にプラスの影響を与えることが報告されている。これらの先行研究は、女性の就業と出産の決定に育児休業制度が重要な役割を果たしていることを示している<sup>3)</sup>。

他方、出産が賃金に与える影響を分析した研究としては、阿部(2005)以外にも川口(2001, 2005)が挙げられる<sup>4)</sup>。川口(2001)は『消費生活に関するパネル調査』を用いて、女性の賃金関数を推計しており、結婚や出産は賃金に負の効果を持つという結果を得ている。しかしながら、それでも指摘されているように、OLS(最小自乗法)による推計では結婚・出産と賃金の間の因果関係を特定するには限界がある。つまり、女性が結婚・出産を選択するかどうかは賃金水準に起因する各女性のセルフセレクションが機能している可能性がある。さらに川口(2005)は、パネル分析である固定効果モデルで男女の出産ペナルティを測定している。そして、出産が賃金に与える負の効果は観察できない個人属性に起因する可能性があるという結論を導いている。

近年の欧州における研究では、特に育児休業取得者をとりあげて出産が賃金に与える影響を計る研究や出産を通じた女性のライフコースを区別した上で出産ペナルティの効果を計る研究がみられ

るようになってきた。Jacobsen and Levin (1995) は、就業中断が復帰後 20 年を経ても就業継続者と比較して賃金は低いとし、その解釈として昇進や仕事のアサインについての差別が賃金を低下させる可能性を指摘している。Lundberg and Rose (2000) は、出産する女性は子供を持たない女性に対し、本来賃金水準の低い女性であること、また出産後まもない時期はパート労働への移行により賃金がより低下することを示している。Gupta and Smith (2002) はデンマークのパネルデータを用いて、就業経験年数をコントロールすれば、出産ペナルティは個人の異質性と就業決定におけるセルフセクションで説明できるとし、出産による就業中断中の人的資本の陳腐化は、在宅での仕事や短時間労働などでカバーできる可能性を指摘する。また、Albrecht *et al.* (1999) はスウェーデンのパネルデータを用いて、育児休業取得者の出産ペナルティを確認している。一方で、イギリスとアメリカのデータを使用した Waldfoegel (1998) の実証結果は、育児休業制度を利用する女性については、出産ペナルティを認めていない。また、Ruhm (1998) は、育児休業取得は女性の就業を促進するものの、取得期間が長いほど賃金は低下する傾向にあることを指摘する。

阿部 (2005)、川口 (2001, 2005) およびこれらの欧州の研究は、出産を通じた女性の就業機会または出産そのものが、女性間での賃金格差に影響を与えている可能性を確認したものと見える。さらに、女性の働き方が世帯単位での所得格差に影響を与えていることもすでにわが国の先行研究で確認されている (小原 2001; 真鍋 2004 等)。したがって次節では、マクロデータを用いて女性の就業行動別に分類された世帯所得の差異について把握したい。

## 2 ライフステージ別の妻の就業行動と世帯所得

本節では、末子の年齢 (妻の年齢は未調整) 別に、世帯所得と女性の就業行動及び就業希望の関連について確認する。図 1 から図 5 は、ライフステージが変わり女性の就業行動が変化しやすい「夫婦のみの世帯」「夫婦と末子 3 歳未満」「夫婦

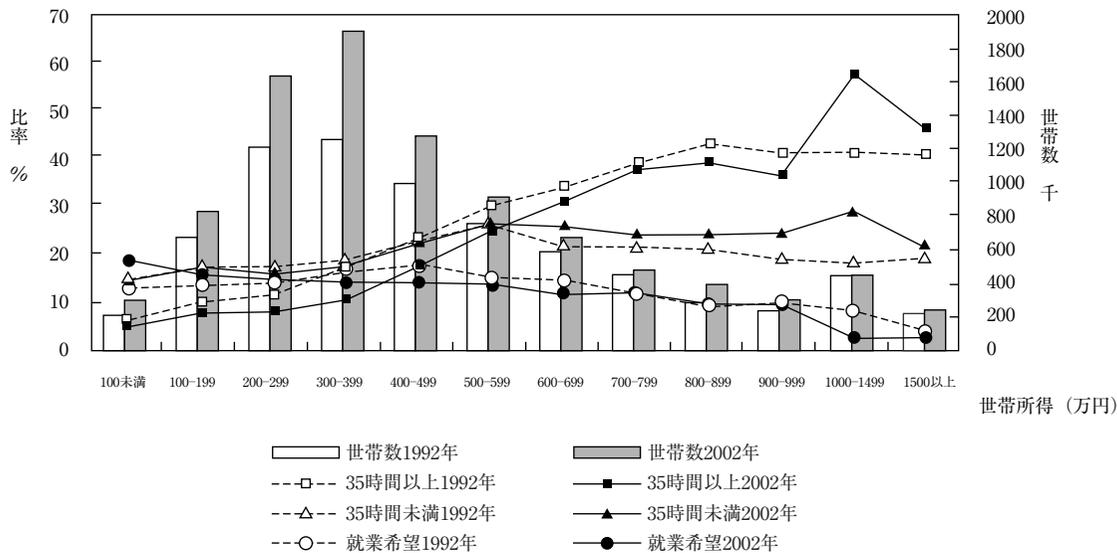
と末子の年齢 3 歳以上 6 歳未満」「夫婦と末子の年齢 6 歳以上 8 歳未満」および「夫婦と子供からなる世帯全体」の世帯所得階層別の世帯数、有業の妻の週間就業時間別就業者及び無業の妻の内就業希望者の割合を 1992 年及び 2002 年の『就業構造基本調査』(総務庁, 総務省) の核家族票を用いて比較したものである<sup>5)</sup>。グラフの左軸は各世帯所得水準における妻の就業行動別の世帯比率、右軸は世帯数を示している。『就業構造基本調査』において、「所得」とは、雇用者の場合、賃金・諸手当・ボーナスなど過去 1 年間に得た税込みの給与総額を指し、「世帯所得」とは、世帯員が通常得ている収入の総額を意味する。また、「週間就業時間」とは、就業規則に定められている時間ではなく、週あたりの実労働時間を指す<sup>6)</sup>。

以下では、「夫婦と子供からなる世帯全体」における所得階層を 5 分位階級に分類した場合に、低所得層 (第 1・5 分位階級 (世帯所得 400 万円未満)) と高所得層 (第 5・5 分位階級 (世帯所得 1000 万円以上)) を定義し、1992 年および 2002 年の 2 時点の変化を比較検討する<sup>7)</sup>。

まず、図 1 の子供のいない夫婦のみの世帯 (60 歳以上の高齢世帯を含む) を見ると、1992 年と比較して 2002 年では、世帯所得 1000 万円以上 (調査の世帯所得分類 1500 万円以上を含む) の世帯で週 35 時間以上のフルタイムで働く妻の世帯割合が増加していることが示されている。高所得層におけるフルタイムで働く妻の世帯数も 1992 年の約 67 万世帯から 2002 年には約 69 万世帯へ増加しており、高所得層に占める割合も約 41% (図中折れ線グラフ-□-) から約 53% (図中-■-) へ増加している。

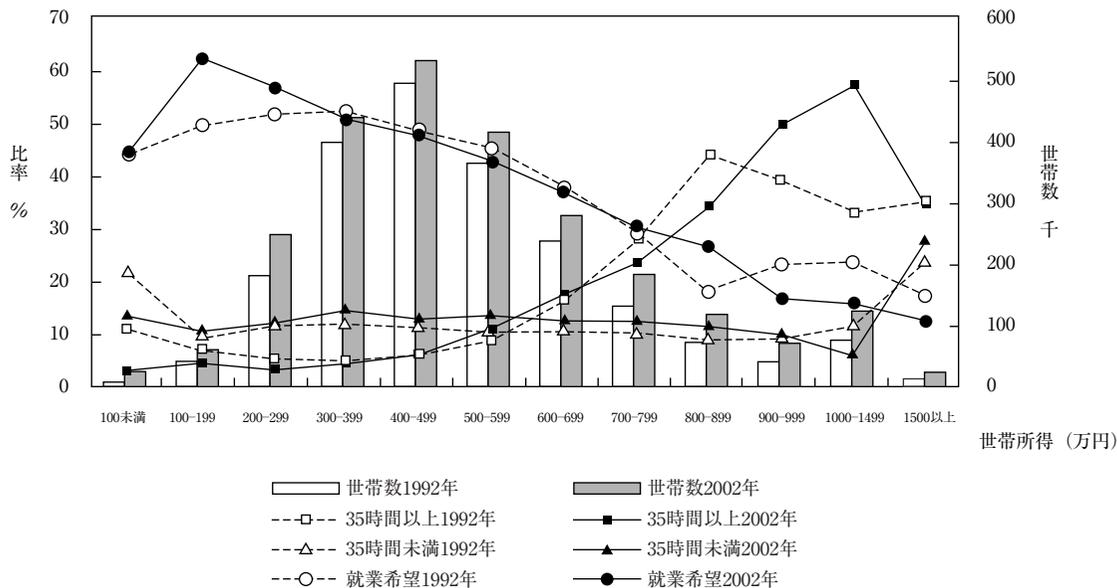
図 2 の末子の年齢 3 歳未満を見ると、世帯所得 400 万円未満では、「就業を希望」する無業の妻の割合 (図中-●-) が時系列的に増加している。一方で、このステージにおいても世帯所得 1000 万円以上の高所得層におけるフルタイムで働く妻の世帯が、1992 年の約 9 万世帯から 2002 年の約 15 万世帯へ増加しており、その割合も約 33% から約 53% へ増加している。また図 3 の末子の年齢 3 歳以上 6 歳未満の世帯においても、フルタイムの妻の世帯は、高所得層において 1992 年の約

図1 夫婦のみの世帯



注：図1-5（総務省「就業構造基本調査」）より作成。棒グラフは所得階層別世帯数（単位千）で右軸に、折れ線グラフは各所得階層に属する妻のうち、週間就業時間（35時間以上または未満）で区分した就業する妻の比率および無業者の内「就業希望」の妻の比率（単位%）で左軸に値をとっている。「就業を希望しない妻」の比率は割愛しているため、所得階層ごとの折れ線グラフの比率は、計100%にはならない。

図2 末子の年齢3歳未満の世帯



4万世帯から7万世帯へ、またその割合も36%から45%へ増加していることが確認される。

最後に図4において、再就職に踏み切る女性の多い末子の年齢が6歳以上8歳未満の世帯を見てみたい。週当たりの就業時間が35時間未満のパー

ト労働者（図中-▲-）が、所得の中階層級を中心に増加していることがわかるが、2002年には、「就業を希望」する無業の妻の世帯が特に世帯所得400万円未満では増加していることがわかる<sup>8)</sup>。一方、2002年に高所得層に占める妻がフルタイム

図3 末子の年齢3歳以上6歳未満の世帯

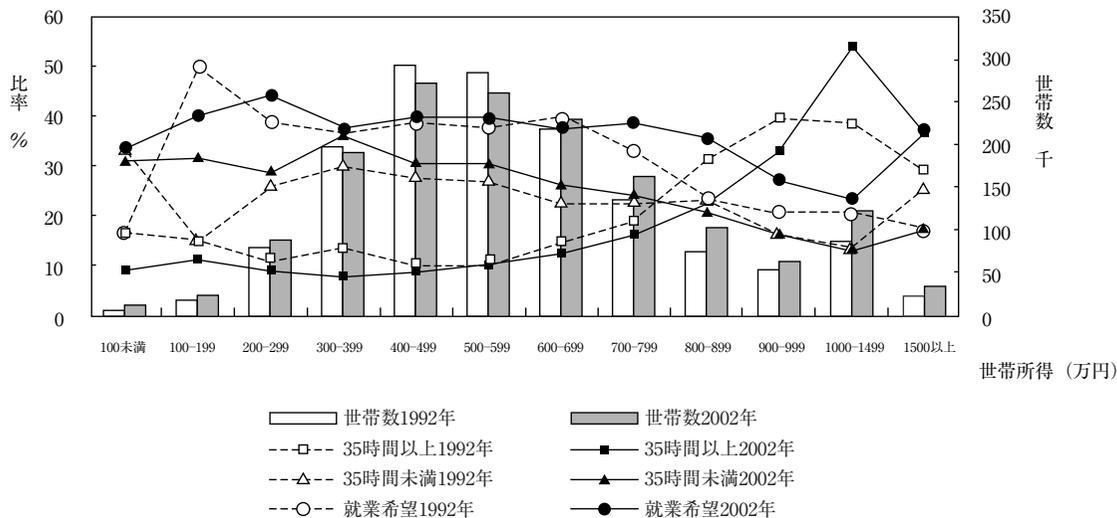
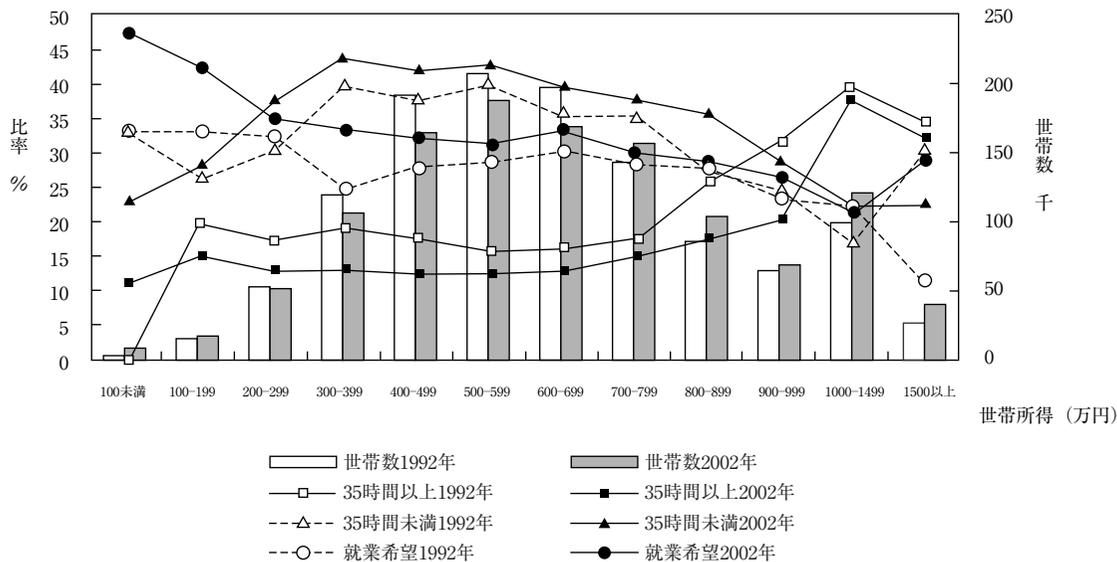


図4 末子の年齢6歳以上8歳未満の世帯

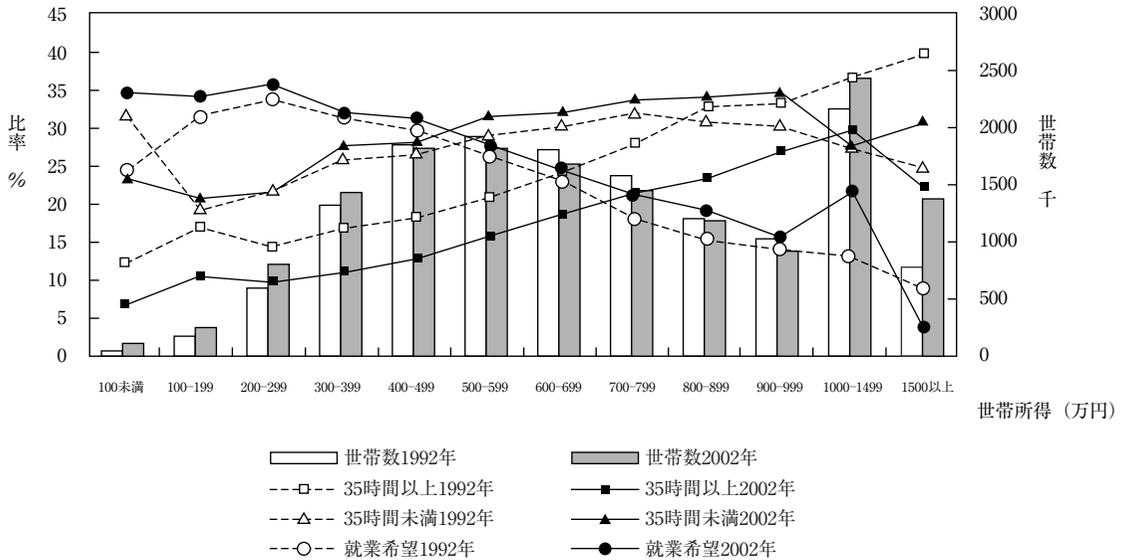


ムで働く世帯の割合に増加傾向は認められない<sup>9)</sup>。図は割愛しているが、末子の年齢9歳以上では、所得階層にかかわらず、妻がフルタイムで働く世帯の割合は減少傾向にあることが確認されている。したがって図5の「夫婦と子供からなる世帯全体」では、2002年にフルタイム労働者が所得階層にかかわらず減少傾向にあり、それを補う形でパートタイム労働者および「就業希望」と回答した無業者の増加傾向が確認される。このことから、2002年において、夫婦のみの世帯と末子の年齢6歳未満において、フルタイムで働く妻の

世帯が高所得層に占める割合の増加は、1992年と比較して新しい傾向である可能性がある<sup>10)</sup>。

前節の先行研究では、1992年に施行された育児休業制度の利用が偏っていること、制度取得者の賃金水準が相対的に高い傾向にあることが確認され、出産後の就業継続を促進することが指摘された。また統計データからは、1992年と比較して2002年にフルタイムで働く妻が、高所得層の夫婦のみと末子の年齢6歳未満の世帯で増加しており、中所得層を中心にパートタイム労働を行う妻の世帯が子供を持つ全世帯で増加傾向が認めら

図5 夫婦と子供世帯全体



れた。

以上を踏まえ本稿の課題は、まず、特に育児休業取得者の出産ペナルティを計測することにより、彼女たちの賃金水準が出産・就業において他の選択を行う者より相対的に高いことを確認する。次に、また夫婦合算の賃金水準においても高水準にあることが、女性の就業二極化に寄与しており、さらに世帯単位で見た場合には長期的な所得格差に寄与している可能性を確認することにある。

まずⅡで、実証分析に用いるモデルを紹介する。本稿では、子供を持たない女性グループの平均的な賃金水準に対比させながら、子供を持つ女性の出産ペナルティを計測したLundberg and Rose (2000) のモデルを用いる。推計にあたり、使用するパネルデータの標本を、出産を通じた女性の典型的な就業行動のパターンに基づき4つのグループに分類する。4つのグループとは、育児休業制度を利用して出産後も就業継続する女性、制度を利用せず就業継続する女性、出産を機に就業を中断する女性、子供を持たない女性であり、記述統計量により、その属性の違いと夫婦の属性のマッチングについて把握する。

そしてⅢで、子供を持つ各グループの女性の出産ペナルティを計測すると同時に、子供を持たない女性と比較して、どの程度の賃金ペナルティ(プレミアム)を負うか、夫婦単位(合算値)で見

た場合どの程度の賃金ペナルティ(プレミアム)を持つかを実証分析の結果から把握する。さらにⅣで、分析より得られた結果に各グループの女性および夫婦の平均的な属性をあてはめて、長期的な所得水準の差異を試算する。その結果と本節の統計データより得られた知見と併せて考察することで、出産を通じた既婚女性の就業行動により長期的な所得格差が生じている可能性を確認する。Ⅴは、まとめである。

## Ⅱ 推定モデルと使用データ

### 1 推定モデル

本稿では、Lundberg and Rose (2000) のモデルにならない、9年間のパネルデータを用いて、Random-effect Modelを推定する<sup>11)</sup>。推計を行うにあたり、基本モデルは以下の3形式ようになる。

基本モデル(1)

$$\log Earnings_{it} = \beta_0 + \beta_{b6} Before6_{it} \times non\text{-}continuous_{it} + \beta_{b5} Before5_{it} \times non\text{-}continuous_{it} + \dots + \beta_{b1} Before1_{it} \times non\text{-}continuous_{it} + \beta_{b0} Birth_{it} \times non\text{-}continuous_{it}$$

$$\begin{aligned}
 & +\beta_{a1}After1_{it} \times non\text{-}continuous_{it} \\
 & +\beta_{a2}After2_{it} \times non\text{-}continuous_{it} \\
 & + \dots + \beta_{a16}After16_{it} + \\
 & \beta_1 continuous_{it} \times non\text{-}parental \\
 & leave_{it} + \beta_2 continuous_{it} \\
 & \times parental\ leave_{it} + \beta_3 X_{it} \\
 & + \eta_i + \nu_{it}
 \end{aligned}$$

基本モデル(2)

$$\begin{aligned}
 \log Earnings_{it} = & \beta_4 + \beta_{16} Before6_{it} \times non\text{-} \\
 & parental\ leave_{it} + \beta_{15} Before5_{it} \\
 & \times non\text{-}parental\ leave_{it} + \dots \\
 & + \beta_{11} Before1_{it} \times non\text{-}parental \\
 & leave_{it} + \beta_{10} Birth_{it} \times non\text{-} \\
 & parental\ leave_{it} + \beta_{q1} After1_{it} \\
 & \times non\text{-}parental\ leave_{it} \\
 & + \beta_{q2} After2_{it} \times non\text{-} \\
 & parental\ leave_{it} + \dots + \beta_{q9} After9_{it} \\
 & \times non\text{-}parental\ leave_{it} \\
 & + \beta_{q16} After16_{it} \times non\text{-}parental \\
 & leave_{it} + \beta_5 continuous_{it} \times parental \\
 & leave_{it} + \beta_6 non\text{-}continuous_{it} \\
 & + \beta_7 X_{it} + \eta_i + \nu_{it}
 \end{aligned}$$

基本モデル(3)

$$\begin{aligned}
 \log Earnings_{it} = & \beta_8 + \beta_{s6} Before6_{it} \times parental \\
 & leave_{it} + \beta_{s5} Before5_{it} \times parental \\
 & leave_{it} + \dots + \beta_{s1} Before1_{it} \\
 & \times parental\ leave_{it} + \beta_{s0} Birth_{it} \\
 & \times parental\ leave_{it} + \beta_{r1} After1_{it} \\
 & \times parental\ leave_{it} + \beta_{r2} After2_{it} \\
 & \times parental\ leave_{it} + \dots \\
 & + \beta_{r9} After9_{it} \times parental\ leave_{it} \\
 & + \beta_{r10} After10_{it} \times parental\ leave_{it} \\
 & + \beta_9 continuous_{it} \times non\text{-} \\
 & parental\ leave_{it} + \beta_{10} non\text{-} \\
 & continuous_{it} + \beta_{11} X_{it} + \eta_i + \nu_{it}
 \end{aligned}$$

上記の基本モデル(1)において被説明変数  $\log Earnings_{it}$  は、女性  $i$  に  $t$  年度における労働の対価として支払われる1年間の賃金(税込みの年収)の対数値とした<sup>12)</sup>。Before #, Birth, After # はそれぞれ出産を経験した女性  $i$  の第1子出産の#年前, 第1子を出産年, 第1子出産の#年後を示

すダミー変数である。

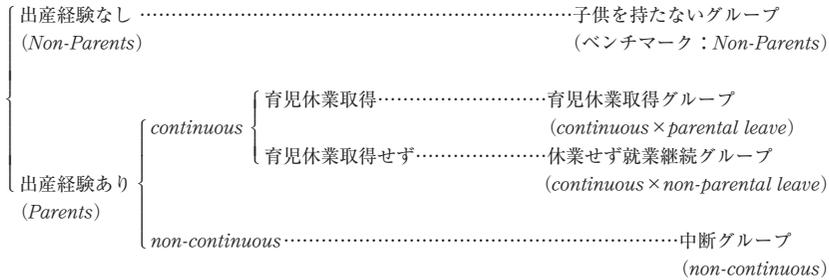
例えば、パネル調査3年目に第1子を出産した女性の場合、調査1年目には  $Before2=1$ , 2年目には  $Before1=1$ , 3年目には  $Birth=1$ , 4年目には  $After1=1$ , 5年目には  $After2=1$  となるダミー変数が作成される。同様に、調査期間中以前にすでに長子を出産しており、すでに第1子出産後9年以上を経ている女性についても調査期間中の長子の年齢に合わせ  $After$  ダミーが作成される。ダミー変数は、分析に用いるパネルデータの調査期間が9年間であるため、標本の賃金が出産前に遡って観測でき標本数が確保できる  $Before6$  ダミー(出産7, 8年前を含む)から  $After16$  (長子17歳以上を含む)までの範囲で設定した。

出産・育児を理由に退職したグループを0, 退職しなかったグループを1とする変数を  $continuous$  ダミーとし、推計には  $Before \#$ ,  $Birth$ ,  $After \#$  それぞれと就業中断ダミー ( $non\text{-}continuous$ ) の交差項, および育児休業取得せず就業継続ダミー ( $continuous \times non\text{-}parental\ leave$ ), 育児休業取得ダミー ( $continuous \times parental\ leave$ ) を加える<sup>13)</sup>。育児休業取得者は標本が限られており,  $After10$  までのダミーの交差項になる。

説明変数である  $X_{it}$  は、被説明変数である賃金(年収)に影響を与えると考えられる変数のうち、学歴、子供の数、年齢、正社員ダミー、企業規模ダミー、労働時間、就業経験月数、勤続月数、既婚ダミーである<sup>14)</sup>。労働時間は、調査時点での一日当たりの労働時間を外生変数として用いる。

推計されるグループの構成は図6の通りである。推計のベンチマークとなるのは、子供を持たないグループである。基本モデル1については、このグループと比較した就業中断グループの賃金ペナルティを  $Before \#$ ,  $Birth$ ,  $After \#$  と就業中断ダミー ( $non\text{-}continuous$ ) の交差項の係数で計測する。また、育児休業制度を取得せず就業を継続したグループの平均的な賃金ペナルティの効果は、 $continuous \times non\text{-}parental\ leave$  ダミーの係数  $\beta_1$  によって、さらに育児休業を取得して就業継続したグループの平均的な賃金ペナルティの効果は、 $continuous \times parental\ leave$  ダミーの係数  $\beta_2$  によって確認される。

図6 推計に用いる標本のグループ構成



上記の賃金ペナルティとは、子供を持たない女性を比較として、説明変数  $X_{it}$  では捉えられていない *Before* #, *Birth*, *After* # (以下 *Before*・*Birth*・*After*) 各期における就業中断グループの異質性が賃金に及ぼす効果である。また、 $\eta_i$  および  $\nu_{it}$  はそれぞれ確率変数である個別因子と攪乱項を示す。Breusch-Pagan Test の結果、いずれの推計においても Pooled Model との比較において、Random-effect Model が支持されている。

図7においてこのモデルの枠組みを示す。Panel Study of Income Dynamics (PSID) の13年間のパネルデータを使用した Lundberg and Rose (2000) の推計方法は、Random-effect Model を用いることで、出産を経験するグループと未経験のグループの賃金水準の比較検討を可能にしている。彼らの分析結果では、出産を経験するグループの方が子供を持たない女性に対し、グループの異質性による出産前の賃金の水準は低い。その場合、第1子出産年前後の経過を横軸、賃金を縦軸にとると、子供を持つ人と持たない人のグループ間の異質性による賃金の差異は  $a$  (*Before* の係数) で示される<sup>15)</sup>。そして、第一子を出産することが賃金に与える影響の内、異質性の変化に起因した

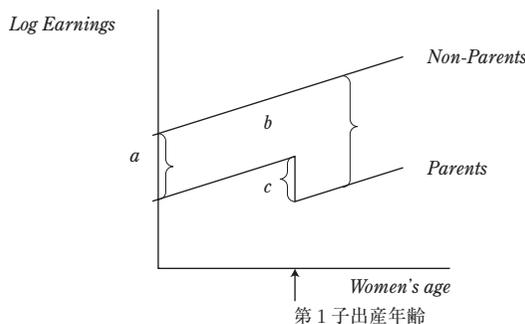
出産ペナルティ  $c$  は  $a$  と  $b$  (*After* の係数) の差によってとらえられる<sup>16)</sup>。

このモデルの限界は、各グループ内の標本の属性は均一とみなして分析する点、また出産時期の異なる標本をひとまとめにして分析を行うため、時系列的なトレンドやコーホート効果を考慮できない点が挙げられる。一方で、このモデルは、時系列的な異質性の変化を捉えることができるため、育児休業取得者のように同一企業に勤務する傾向にある正社員の女性の出産ペナルティを計測するのに適したものと言える。そのため、本稿では、Lundberg and Rose (2000) のモデルに出産を経験するグループを出産時に就業継続グループと中断グループに分けた分析を行う。

基本モデル(2)と基本モデル(3)は、それぞれ育児休業制度を取得せず就業を継続したグループと育児休業を取得して就業継続したグループダミーを *Before*・*Birth*・*After* の交差項にすることで、それぞれのグループの各期の賃金ペナルティを計測する。

また、基本モデルに加えて推計するのが、夫婦の合算賃金の対数値を被説明変数とする Random-effect Model である (以下モデル2と記

図7 モデルの枠組み



す)。上記基本モデルを既婚者に限定し、説明変数に夫の学歴、年齢、企業規模ダミー、労働時間、就業経験月数、勤続月数を加えて各グループの賃金ペナルティを計測する。

## 2 使用データとグループ別記述統計

使用するデータは(財)家計経済研究所によって行われた『消費生活に関するパネル調査』の1993年から2001年の9年間の個票である。この調査は1993年10月、24歳から34歳であった全国より無作為抽出された女性1500人を対象として始まった同一個人を追跡するパネル調査となっている。調査5年目には24歳から27歳までの第2次サンプル500人が追加されたため、5年目以降は24歳から38歳までの2000人を調査対象とするデータとなる。分析は、自営業者及び家族従業員を除く、雇用者のみを対象とした。

グループ別の記述統計量を表1-1、表1-2に示す。表1-1は、基本モデルにおける女性(既婚・未婚を含む)の統計量であり、表1-2は夫婦合算の賃金を被説明変数としたモデル2について、各グループの夫の属性を示した統計量である。最も上段が出産経験の有無で分けた統計量、中段が出産経験グループを就業継続(*continuous*)と就業中断(*non-continuous*)グループに分けた統計量、下段が就業継続グループをさらに育児休業取得経験者(*parental leave*)と取得しなかったグループ(*non-parental leave*)に分けた統計量である。

この記述統計により、各グループの属性の違いを見ていきたい。表1-1のもっとも上段に示した出産経験有無別で女性の属性を見ると、子供を持たない女性の方が、平均年齢が若い(約29歳)にもかかわらず、平均賃金(税込み年収)は約100万程度高く、大卒・院卒の高学歴者(約24%)や大企業に勤める者の割合(約23%)が高く、労働時間(一日平均約507分)も長い。逆に子供を持つ女性は小企業、官公庁の勤務者が相対的に多くなり、非正規労働者の割合が高くなる。続いて表中段に、出産後も就業を継続したグループと中断したグループ属性を比較する。就業を継続している場合は正規就業者が約63%を占め、平均賃金は中断したグループに比べ約100万円高い。また、

勤続月数及び就業経験月数ともに就業中断者より長いことが確認できる。就業中断者の平均賃金は、グループ間で最も低く約145万円であり、正社員の割合も約26%と最も少ない。さらに図表下段において、育児休業を取得したかどうかのグループ分けで属性を比較すると、取得した女性は、平均賃金が約380万円とグループ間で最も高く、学歴に関しては、大卒以上の高学歴者が約33%、正社員約93%、大企業に勤める者が約17%、官公庁に勤める者が約46%を占めており、出産経験のあるグループ内では最も比率が高い。一方で取得しない女性は、相対的には学歴が低く、中小企業勤務者が約75%と多くなる。阿部(2005)の指摘どおり、制度の利用者には偏りがあることが示されている。

次に表1-2、モデル2の分析に使用した夫の属性について、グループ間を比較した場合に注目すべき項目を挙げておきたい。子供を持たない夫は、妻と同様に労働時間(一日平均約612分)が最も長く、大企業勤務者の割合(約23%)が他のグループと比較してわずかに多い。夫の平均賃金が高いのは、子供を持たない夫と就業中断グループの夫で、平均約518万円あるが、夫の平均賃金についてはグループ間で大差はない。また、夫婦合算の平均賃金が最も高いのも育児休業取得グループであり、平均約896万円である。このグループは、妻と同様に高学歴者が約54%、官公庁勤務者の割合が約40%と高くなる。対照的に、このような属性割合が少ないのは、就業中断グループと育児休業を取得しなかったグループである。夫婦合算の平均賃金が最も低いのは、中断グループの平均約638万円、夫の平均賃金が最も低いのは育児休業を取得せず就業を継続したグループの夫で、約503万円である。

## III 推計結果

女性のみを標本を使用した賃金関数の推計結果を、表2に示した。表中左が基本モデル(1)の推計結果であり、就業中断グループの*Before*、*Birth*、*After*の状態を捉えた推計結果である。このモデルでは、就業継続者はグループダミー

表 1-1 グループ別記述統計（女性の属性）

女性の属性	出産経験あり (parents)		出産経験なし (non-parents)	
Variable	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
賃金 (税込み年収・万円)	217.487	161.197	317.594	124.382
賃金対数値	5.081	0.826	5.648	0.552
大卒・院卒	0.111	0.314	0.236	0.425
短大・高専・専門学校卒	0.363	0.481	0.425	0.495
子供の数	1.603	0.992	0.000	0.000
年齢	32.986	4.204	29.435	3.362
正社員	0.506	0.500	0.816	0.388
中企業	0.215	0.411	0.298	0.458
大企業	0.141	0.348	0.231	0.421
公務員	0.160	0.366	0.092	0.289
労働時間 (分/日)	414.987	134.055	507.045	84.761
経験月数	128.447	51.266	110.898	45.295
勤続月数	61.961	58.078	69.024	49.789
既婚	0.802	0.399	0.161	0.368
育児休業取得	0.215	0.411	0.000	0.000
観測数	2625		1171	
女性の属性	就業継続 (continuous)		就業中断 (non-continuous)	
Variable	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
賃金 (税込み年収・万円)	256.841	171.617	145.160	107.468
賃金対数値	5.274	0.811	4.727	0.733
大卒・院卒	0.144	0.351	0.051	0.220
短大・高専・専門学校卒	0.369	0.483	0.350	0.477
子供の数	1.594	0.998	1.619	0.981
年齢	32.963	4.148	33.027	4.306
正社員	0.635	0.481	0.267	0.443
中企業	0.217	0.412	0.211	0.408
大企業	0.152	0.359	0.120	0.325
公務員	0.209	0.407	0.068	0.252
労働時間 (分/日)	430.929	138.139	385.687	120.910
経験月数	132.475	53.681	121.044	45.610
勤続月数	75.943	62.585	36.265	36.822
既婚	0.801	0.399	0.803	0.398
育児休業取得	0.304	0.460	0.053	0.224
観測数	1700		925	
女性の属性	育休取得 (parental leave)		育休取得なし (non-parental leave)	
Variable	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
賃金 (税込み年収・万円)	379.618	161.852	203.333	146.473
賃金対数値	5.805	0.600	5.043	0.781
大卒・院卒	0.335	0.473	0.060	0.238
短大・高専・専門学校卒	0.455	0.498	0.332	0.471
子供の数	1.554	1.100	1.611	0.950
年齢	32.149	3.890	33.318	4.208
正社員	0.930	0.255	0.507	0.500
中企業	0.180	0.385	0.233	0.423
大企業	0.174	0.380	0.142	0.349
公務員	0.461	0.499	0.100	0.300
労働時間 (分/日)	462.752	154.635	417.061	127.914
経験月数	138.390	49.234	129.898	55.331
勤続月数	115.328	59.115	58.779	55.970
既婚	0.897	0.304	0.759	0.428
育児休業取得	1.000	0.000	0.000	0.000
観測数	516		1184	

注：賃金（対数値）、子供の数、年齢、労働時間、経験月数、勤続月数以外はダミー変数である。就業中断グループには、育児休業取得後に就業中断した者も含む。企業規模の分類は『賃金構造基本統計調査』に従い、大企業（1000人以上）、中企業（100～999人）、小企業（99人以下）としている。

表 1-2 グループ別記述統計（夫の属性）

夫の属性	出産経験あり ( <i>parents</i> )		出産経験なし ( <i>non-parents</i> )	
Variable	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
夫婦賃金（税込み年収・万円）	719.834	253.931	765.122	248.265
夫婦賃金対数値	6.516	0.365	6.591	0.315
夫賃金（税込み年収・万円）	509.783	168.482	518.034	179.319
夫賃金対数値	6.175	0.364	6.194	0.341
大卒・院卒	0.343	0.475	0.463	0.500
短大・高専・専門学校卒	0.130	0.337	0.177	0.383
年齢	36.497	5.163	34.816	5.233
中企業	0.254	0.435	0.306	0.462
大企業	0.158	0.365	0.231	0.423
公務員	0.165	0.371	0.109	0.313
労働時間（分/日）	597.297	114.799	612.585	115.688
経験月数	199.223	71.097	174.163	76.475
勤続月数	139.261	82.622	132.912	83.473
観測数	1750		147	
夫の属性	就業継続 ( <i>continuous</i> )		就業中断 ( <i>non-continuous</i> )	
Variable	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
夫婦賃金（税込み年収・万円）	762.989	266.669	638.162	204.490
夫婦賃金対数値	6.574	0.366	6.406	0.336
夫賃金（税込み年収・万円）	505.434	159.071	518.015	184.848
夫賃金対数値	6.171	0.343	6.180	0.401
大卒・院卒	0.347	0.476	0.336	0.473
短大・高専・専門学校卒	0.140	0.347	0.112	0.316
年齢	36.341	4.952	36.792	5.532
中企業	0.239	0.427	0.281	0.450
大企業	0.150	0.357	0.172	0.378
公務員	0.226	0.419	0.050	0.217
労働時間（分/日）	595.371	113.652	600.942	116.948
経験月数	195.165	70.478	206.904	71.685
勤続月数	142.121	80.696	133.850	85.957
観測数	1145		605	
夫の属性	育児取得 ( <i>parentalleave</i> )		育児取得なし ( <i>non-parentalleave</i> )	
Variable	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
夫婦賃金（税込み年収・万円）	896.651	272.144	687.575	231.858
夫婦賃金対数値	6.749	0.324	6.475	0.351
夫賃金（税込み年収・万円）	509.303	143.304	503.251	167.367
夫賃金対数値	6.190	0.302	6.161	0.364
大卒・院卒	0.540	0.499	0.238	0.426
短大・高専・専門学校卒	0.107	0.309	0.158	0.365
年齢	34.712	4.435	37.260	4.994
中企業	0.162	0.369	0.283	0.451
大企業	0.160	0.367	0.145	0.352
公務員	0.409	0.492	0.123	0.329
労働時間（分/日）	586.780	104.705	600.219	118.197
経験月数	164.271	60.365	212.596	69.830
勤続月数	129.274	67.559	149.369	86.444
観測数	413		732	

注：既婚者の夫の記述統計である。

表2 推計結果 (基本モデル: 被説明変数 = 女性の賃金(税込みの年収の対数値))

基本モデル(1)			基本モデル(2)			基本モデル(3)		
Variable	Coef.	Std.Err.	Variable	Coef.	Std.Err.	Variable	Coef.	Std.Err.
定数項	4.643	0.150***	定数項	4.696	0.180***	定数項	4.652	0.180***
Before-6	-0.069	0.103	Before-6	0.027	0.063	Before-6	0.169	0.073**
-5	0.129	0.072*	-5	-0.140	0.075*	-5	0.337	0.094***
-4	0.073	0.079	-4	-0.188	0.089**	-4	0.173	0.087*
-3	0.018	0.065	-3	-0.179	0.081**	-3	0.263	0.063***
-2	-0.110	0.073	-2	-0.332	0.090***	-2	0.202	0.062***
-1	-0.323	0.155**	-1	-0.173	0.090*	-1	0.168	0.093*
Birth0	0.282	0.241	Birth0	-0.087	0.110	Birth0	0.129	0.107
After1	-0.324	0.157**	After1	-0.133	0.072*	After1	0.074	0.074
2	-0.276	0.140**	2	-0.208	0.095**	2	-0.030	0.114
3	-0.469	0.094***	3	-0.163	0.096*	3	0.077	0.079
4	-0.427	0.085***	4	-0.171	0.105*	4	0.052	0.082
5	-0.470	0.089***	5	-0.143	0.068**	5	0.041	0.086
6	-0.427	0.079***	6	-0.197	0.069***	6	0.080	0.067
7	-0.331	0.080***	7	-0.140	0.060**	7	0.111	0.076
8	-0.273	0.061***	8	-0.089	0.058	8	0.077	0.099
9	-0.215	0.067***	9	-0.078	0.060	9	0.040	0.096
10	-0.176	0.073**	10	-0.065	0.063	10	0.068	0.078
11	0.088	0.065	11	-0.059	0.057			
12	0.146	0.082*	12	-0.181	0.078**			
13	0.082	0.083	13	-0.045	0.061			
14	0.142	0.075*	14	-0.025	0.063			
15	-0.037	0.149	15	-0.064	0.076			
16	-0.064	0.091	16	-0.079	0.085			
<i>parental leave</i>	0.075	0.052	<i>non-continuous</i>	-0.188	0.045***	<i>non-parental leave</i>	-0.171	0.045***
<i>non-parental leave</i>	-0.162	0.043***	<i>parental leave</i>	0.108	0.054**	<i>non-continuous</i>	-0.236	0.046***
大卒・院卒	0.407	0.048***	大卒・院卒	0.403	0.049***	大卒・院卒	0.392	0.049***
短大・高専等卒	0.169	0.034***	短大・高専等卒	0.173	0.034***	短大・高専等卒	0.165	0.034***
子供の数	0.043	0.017***	子供の数	0.026	0.019	子供の数	0.050	0.020**
年齢	-0.025	0.006***	年齢	-0.027	0.007***	年齢	-0.025	0.007***
正社員	0.414	0.035***	正社員	0.420	0.036***	正社員	0.421	0.036***
中企業	0.081	0.026***	中企業	0.080	0.027***	中企業	0.084	0.027***
大企業	0.148	0.034***	大企業	0.149	0.035***	大企業	0.155	0.035***
公務員	0.164	0.041***	公務員	0.154	0.040***	公務員	0.157	0.041***
労働時間(分)	0.001	1.0E-04***	労働時間(分)	0.001	1.0E-04***	労働時間(分)	0.001	1.1E-04***
経験月数	0.003	0.000***	経験月数	0.003	0.000***	経験月数	0.003	0.000***
勤続月数	0.002	0.000***	勤続月数	0.002	0.000***	勤続月数	0.002	0.000***
既婚	-0.170	0.026***	既婚	-0.198	0.027***	既婚	-0.208	0.026***
$\sigma_\eta$	0.357		$\sigma_\eta$	0.359		$\sigma_\eta$	0.364	
$\sigma_\nu$	0.329		$\sigma_\nu$	0.332		$\sigma_\nu$	0.332	
$\rho$	0.541		$\rho$	0.538		$\rho$	0.545	
Wald $\chi^2(44)$	2712.54		Wald $\chi^2(44)$	2616.16		Wald $\chi^2(38)$	2645.52	
R <sup>2</sup>	0.6718		R <sup>2</sup>	0.6701		R <sup>2</sup>	0.6687	
観測数/標本数		3796/913	観測数/標本数		3796/913	観測数/標本数		3796/913

注: \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%の有意水準で有意, ロバストな標準誤差を提示。説明変数の中で, *parental leave* = 「育児休業取得グループ」, *non-parental leave* = 「休業取得せず継続グループ」, *non-continuous* = 「就業中断グループ」のグループダミーを示す。すべての推計に年次ダミーを含めている。定数項以外の係数が0とする帰無仮説は, Wald 統計量に基づき 1%の有意水準で棄却されている。R<sup>2</sup>は, GLS 推定量による決定係数。

(*parental leave*, *non-parental leave*) を入れて考慮している。次に基本モデル(2)で変数を入れ替え, 休業制度を利用せず就業を継続した女性の *Before*, *Birth*, *After* の交差項の推定量を提示し, 基本モデル(3)は, 育児休業取得者の *Before*, *Birth*, *After* の推定量を示す。表3は被説明変数を夫婦

の合算賃金としたモデル2について, 同様に変数を入れ替えた推計結果を併せて提示している<sup>17)</sup>。

前章で述べたとおり, *Before*, *Birth*, *After* の係数はベンチマークとなる子供を持たないグループと比較して, 各グループの出産前後の状態が賃金に与える効果を示す。この効果は, あくまで説

表3 推計結果 (モデル2:被説明変数=夫婦の賃金(税込みの総年収の対数値))

モデル 2-(1)			モデル 2-(2)			モデル 2-(3)		
Variable	Coef.	Std.Err.	Variable	Coef.	Std.Err.	Variable	Coef.	Std.Err.
定数項	5.417	0.115***	定数項	5.624	0.122***	定数項	5.508	0.124***
Before-6	0.076	0.114	Before-6			Before-6	0.182	0.054***
-5	0.195	0.128	-5	0.016	0.106	-5	0.219	0.088***
-4	0.090	0.074	-4	-0.016	0.064	-4	-0.070	0.072
-3	0.135	0.087	-3	0.016	0.055	-3	-0.039	0.063
-2	0.040	0.067	-2	-0.012	0.061	-2	-0.045	0.070
-1	0.026	0.057	-1	0.030	0.081	-1	0.055	0.053
Birth0	-0.007	0.118	Birth0	-0.063	0.061	Birth0	-0.027	0.053
After1	-0.057	0.063	After1	-0.069	0.058	After1	0.010	0.048
2	-0.065	0.072	2	-0.041	0.056	2	-0.021	0.069
3	-0.089	0.054*	3	-0.039	0.051	3	0.039	0.049
4	-0.099	0.070	4	-0.063	0.048	4	0.036	0.061
5	-0.062	0.047	5	-0.059	0.045	5	0.115	0.049**
6	-0.056	0.047	6	-0.031	0.043	6	0.124	0.044***
7	-0.060	0.044	7	-0.020	0.043	7	0.150	0.047***
8	-0.040	0.044	8	-0.042	0.044	8	0.130	0.049***
9	-0.046	0.047	9	0.005	0.044	9	0.175	0.047***
10	-0.042	0.048	10	-0.027	0.044	10	0.155	0.052***
11	-0.021	0.041	11	-0.045	0.044			
12	-0.008	0.034	12	-0.082	0.060			
13	-0.011	0.034	13	-0.014	0.048			
14	-0.045	0.043	14	-0.036	0.051			
15	-0.241	0.155	15	-0.024	0.058			
16	-0.158	0.061***	16	-0.095	0.055*			
<i>non-parental leave</i>	-0.053	0.036	<i>non-continuous</i>	-0.062	0.040	<i>non-continuous</i>	-0.043	0.040
<i>parental leave</i>	0.035	0.042	<i>parental leave</i>	0.033	0.042	<i>non-parental leave</i>	-0.026	0.037
大卒・院卒	0.098	0.042**	大卒・院卒	0.105	0.043***	大卒・院卒	0.106	0.041***
短大・高専等卒	0.033	0.024	短大・高専等卒	0.038	0.025	短大・高専等卒	0.036	0.024
子供の数	0.005	0.011	子供の数	0.003	0.011	子供の数	-0.009	0.012
年齢	0.014	0.006**	年齢	0.013	0.006**	年齢	0.012	0.006*
正社員	0.070	0.028***	正社員	0.065	0.030**	正社員	0.076	0.030***
中企業	0.008	0.019	中企業	0.004	0.020	中企業	0.004	0.020
大企業	0.010	0.023	大企業	0.006	0.023	大企業	0.009	0.023
公務員	0.038	0.024*	公務員	0.034	0.025	公務員	0.039	0.024*
労働時間(分)	3.2E-04	4.4E-05***	労働時間(分)	3.2E-04	4.4E-05***	労働時間(分)	2.7E-04	5.1E-05***
経験月数	1.8E-04	3.0E-04	経験月数	1.2E-04	3.3E-04	経験月数	1.0E-04	3.1E-04
勤続月数	0.001	1.9E-04***	勤続月数	0.001	1.9E-04***	勤続月数	0.001	1.9E-04***
夫・大卒・院卒	0.187	0.025***	夫・大卒・院卒	0.188	0.026***	夫・大卒・院卒	0.190	0.025***
夫・短大・高専卒	0.015	0.034	夫・短大・高専卒	0.015	0.034	夫・短大・高専卒	0.010	0.033
夫・年齢	2.3E-03	0.003	夫・年齢	2.1E-03	0.003	夫・年齢	0.002	0.003
夫・中企業	0.153	0.024***	夫・中企業	0.152	0.024***	夫・中企業	0.152	0.024***
夫・大企業	0.049	0.018***	夫・大企業	0.048	0.019***	夫・大企業	0.046	0.018***
夫・公務員	0.064	0.022***	夫・公務員	0.063	0.023***	夫・公務員	0.058	0.022***
夫・労働時間(分)	1.6E-04	5.9E-05***	夫・労働時間(分)	1.8E-04	6.3E-05***	夫・労働時間(分)	1.8E-04	6.2E-05***
夫・経験月数	2.6E-04	3.7E-04	夫・経験月数	2.4E-04	3.8E-04	夫・経験月数	2.4E-04	3.8E-04
夫・勤続月数	0.001	1.3E-04***	夫・勤続月数	0.001	1.3E-04***	夫・勤続月数	0.001	1.3E-04***
$\sigma_\eta$	0.196		$\sigma_\eta$	0.201		$\sigma_\eta$	0.198	
$\sigma_\nu$	0.170		$\sigma_\nu$	0.171		$\sigma_\nu$	0.170	
$\rho$	0.572		$\rho$	0.580		$\rho$	0.575	
R <sup>2</sup>	0.467		R <sup>2</sup>	0.468		R <sup>2</sup>	0.467	
観測数/標本数		1897/496	観測数/標本数		1897/496	観測数/標本数		1897/496

注:\*\*\*1%, \*\*5%, \*10%の有意水準で有意, ロバストな標準誤差を提示。説明変数の中で, *parental leave* =「育児休業取得グループ」*non-parental leave* =「休業取得せず継続グループ」, *non-continuous* =「就業中断グループ」のグループダミーを示す。すべての推計に年次ダミーを含めている。定数項以外の係数が0とする帰無仮説は, Wald 統計量(表記は割愛)に基づき1%の有意水準で棄却されている。R<sup>2</sup>は, GLS 推定量による決定係数。

明変数に使用した学歴や企業規模などの属性をコントロールした上での効果であり、例えば、業務負担の少ない職種への異動、また昇進・昇格の遅れ、本人の能力の評価などが含まれる。便宜的に、以下ではこの効果 (*Before, Birth, After* の状態がもたらす効果) を出産による「観察できない要因」が賃金にもたらす効果とする。出産時期の異なる標本を同時に分析しているため、分析結果の係数の有意水準には若干のばらつきが見られるが、概ね各グループにおける出産前後の傾向を捉えることができる。

表2左側の基本モデル(1)の結果より、就業中断ダミー (*non-continuous*) と *Before, Birth, After* の交差項の係数をもとに、中断したグループのペナルティを見てみたい。出産前 (*Before*) を見ると、2年前までは係数が有意でないことから、出産前の時点では、子供を持たないグループと比較して、観察できない要因が賃金にもたらす負の効果、賃金ペナルティを持っているわけではない。しかしながら、中断したグループは、出産 (*Birth*) 1年前 (係数-0.323) から賃金に対する負の効果が観察され、出産年にはその効果が薄れるものの、翌年からは再びペナルティが上がり、出産3年目 (係数-0.469) から6年目 (係数-0.427) にかけて最も大きな出産ペナルティを負い、同時に子供を持たない女性との比較においても賃金ペナルティを負っていることになる。この時期に、第2子、第3子を出産する女性も多いことが影響を与えていることも考えられる。その後出産10年目までに、ペナルティは緩和されるものの、有意に負の効果 (係数-0.176) が示されている。そして、出産11年目に初めて係数が有意ではなくなることから、この時期に働く女性は、少なくとも出産が要因となる賃金ペナルティを負っていない可能性がある。

次に、表基本モデル(2)により、変数を入れ替えた育児休業取得しないグループダミーと *Before, Birth, After* の交差項を使用した推計で、育児休業を取得しなかった女性のペナルティを見ていく。他のグループと対照的に、このグループは出産前から賃金ペナルティを持ち、出産7年目 (係数-0.140) までほぼ同じ水準のペナルティを

持っている。つまり、出産自体は、賃金にほとんど影響を与えていない。記述統計と併せて推察すると、このグループは、相対的に学歴が低く、中小企業勤務者が多く、勤続年数も短い。また、夫の平均年取も低い。したがって、出産・育児を理由とした退職はしないものの、それぞれの能力や家庭の状況に合わせた働き方をしていると考えられる。係数は、出産8年後以降 (12年後を除く) は、有意ではない。

次に基本モデル(3)により、育児休業取得グループのペナルティについては、育児休業取得ダミーと *Before, Birth, After* の交差項の係数によって示される。育児休業制度を取得する標本が限られているため、変数は *After*10以降ダミーまでを用いた。出産5年前 (係数0.337) から出産前年 (係数0.168) まで、係数が正に有意となる。中断グループとは対照的に、出産前に賃金プレミアムを持っており、働き方を変更しないことが示される。出産後の係数を見ても、一律に有意ではなく、出産ペナルティは低く抑えられ、子供を持たない女性との比較では賃金ペナルティを負っていない。

また、この結果は、育児休業を取得できる職場で働く女性が、事前に賃金ペナルティを負う必要はなく、積み重ねられたキャリアを保持しながら、出産するかどうかの意思決定を行える環境にあることを示す。同時に、出産後もそのキャリアを仕事に生かせる環境にあり、その見通しがついている可能性を示す<sup>18)</sup>。

なお、表中のその他の説明変数が賃金に与える効果については、川口 (2001, 2005) 他ほぼ先行研究と整合的な結果と言える。年齢については、就業経験月数を調整した上での負の効果が示されており、特に就業中断者の再就職にあたり年齢を重ねていることが賃金を低下させる要因になっている可能性を示す。

次に表3において、被説明変数を夫婦の合算賃金としたモデル2の結果について考察していく。基本モデルとは異なり、モデル2-(1)、2-(2)において就業中断グループおよび休業を取得せず継続グループの *Before, Birth, After* によるペナルティ効果はほとんどが有意ではなくなる。夫の所得が妻より相対的に高く負の効果を補填してい

ると推察される。一方でモデル 2-(3)において、妻が育児休業を取得したカップルについては、子供を持たないカップルと比較して、出産 5 年後（係数 0.115）以降に賃金プレミアムが観察される。別途、夫の賃金を被説明変数とする推計を行った場合夫の賃金にもこの時期プレミアムが観察されている<sup>19)</sup>。

表中段に推計に使用した妻の属性、下段に夫の属性に関する推定量を提示している。妻の属性については、大卒以上の高学歴、正社員であること、および労働時間、勤続月数が夫婦の合算賃金に有意に正の影響を与えている。このような妻の属性の違いが世帯単位での格差に寄与している可能性がうかがえる。

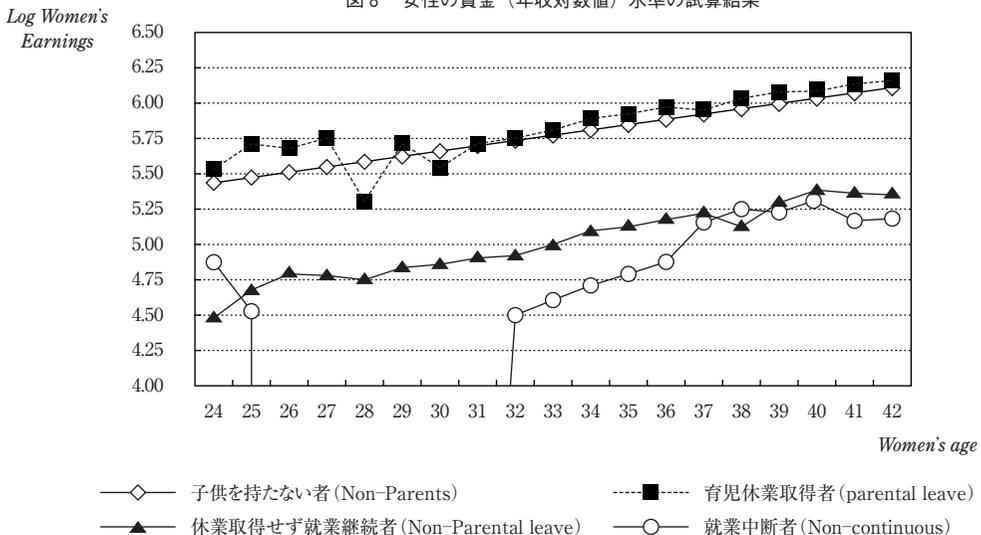
#### IV 賃金水準の試算

前章での結果は、あくまで「観察できない要因」がもたらすペナルティの考察である。この章では、推計において説明変数として使用した実際のグループごとの属性も考慮した出産前後の賃金水準について試算する。Lundberg and Rose (2000) は、観測期間中のグループ属性の平均値を使用し、仮に 30 歳で第 1 子を出産したとした場合に、年齢の経過とともに、子供を持たないグループと子供を持つグループでどのように賃金が増加するか比較分析を行っている。

本稿においても、パネル調査の期間が十分ではなく、子供の年齢ごとの標本数が少ないことから、グループごとの標本属性の平均値を使用して賃金を算出し、年齢、勤続月数、就業月数、及び出産したグループについては *Before*, *Birth*, *After* の数値を動かして、出産前後の経過を試算する。中断グループについては中断期間を 6 年と仮定して、同様に年齢、勤続月数、就業月数、*Before*, *Birth*, *After* を経過した賃金水準の試算を行った<sup>20)</sup>。数値の細かな算出方法およびこのシミュレーションの限界については、末尾の注に詳しく述べている。図 8 は女性の賃金の試算結果、図 9 は夫婦合算賃金の試算結果である。

図 8 において、説明変数として推計に使用した属性を考慮して算出した場合にも、女性の出産が賃金に与える影響は、育児休業制度の取得者は出産前（28 歳で出産と仮定）から賃金プレミアムを持ち、出産年と出産 2 年目を除けば、その後も子供を持たない女性と比較して賃金の損失はほとんど見られないことが示されている。一方、制度を利用せずに就業を継続している女性は制度を利用する女性と比較して、表 1-1 のグループ別記述統計からも明らかなように、官公庁勤務者が少なく学歴が低いなどの属性の違いから相対的に賃金は低い傾向にある。就業を中断した女性についても、中断中に人的資本の蓄積が行われないこと、また再就職先が中小企業や非正規就業に限定されるこ

図 8 女性の賃金（年収対数値）水準の試算結果



とから、出産前（26歳で出産と仮定）ほどの十分な賃金の回復には時間がかかる可能性が示唆されている。

図9において、夫婦の合算賃金（対数値）を被説明変数としたモデルの試算結果を見る。まず、育児休業取得者の夫婦は子供を持たない夫婦と比較すると、同水準または賃金プレミアムを持つことが認められる。記述統計より、育児休業を取得する妻の世帯について、学歴や官公庁勤務などの夫婦の属性にマッチングがあり、夫婦双方が長期的に高賃金を望んでいる可能性がある。一方で、中断した女性については夫がある程度妻の賃金の損失を補填するために、妻が育児休業を取得せず就業を継続している夫婦の賃金と同レベルの回復が見込める可能性はある。ただし、妻が休業中は夫の賃金のみが勤労所得になるため、長期的な視点からは、妻が就業を継続する夫婦との所得格差は開いていることがシミュレーションからも確認される。

最後に、本稿のシミュレーション分析結果から、子供を持たない女性と比較した場合の各グループの機会費用（賃金ベース）を算出すると、年齢計（24歳から42歳）で、女性の場合、育児休業取得者は273万円のプラス、一方休業取得せず就業継続者は3383万円、就業中断者は4416万円（6年の中断期間中1645万円）の機会費用が生じていることになる。また、夫婦合算の世帯単位で見た場

合には、育児休業取得グループで、2321万円のプラス、取得せず就業継続グループは、2003万円、就業中断グループには3654万円（中断期間中1769万円）の機会費用が生じていることになる。

Iで確認した統計データより得られた知見と併せて考えると、1992年に施行された育児休業法により、育児休業を取得する女性が増加しており、かつそれを取得する女性の世帯が夫婦ともに高賃金を望めるカップルであれば、近年特に末子の年齢の低い家計の高所得層において、フルタイムで働く妻世帯の増加と関連している可能性は十分考えられる。しかしながら、記述統計からも明らかのように、そのようなカップルはごく一部（世帯標本の約2割）であり、多くの女性が就業を中断するか、休業をとらない状況で就業を継続している。したがって、出産を通じた女性の就業行動の選択は、一時的な所得格差だけでなく、長期的格差にもつながる可能性が確認される。

## V おわりに

本稿では、政府施策の公平性の観点から「両立支援策」の制度設計のあり方について考察を行った。まず、1992年及び2002年の『就業構造基本調査』から特に末子の年齢の低い家計において、高所得層に占めるフルタイムで働く妻の世帯が時系列的に増加傾向にある一方で、低所得層では

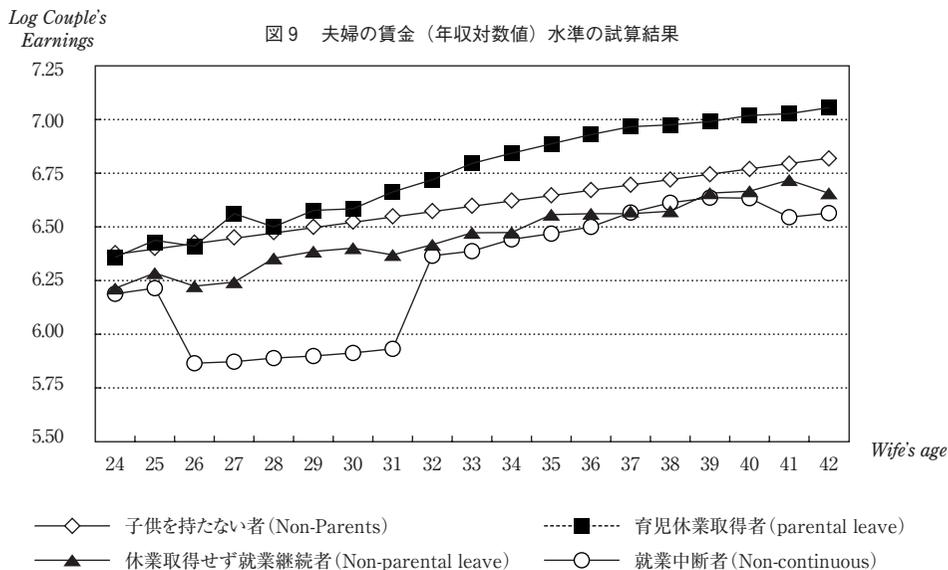


表4 表2の推計における記述統計（基本モデル：被説明変数＝女性の賃金（税込みの年収の対数値））

基本モデル(1)			基本モデル(2)			基本モデル(3)		
Variable	Mean	Std.Dev.	Variable	Mean	Std.Dev.	Variable	Mean	Std.Dev.
女性の賃金 (対数値)	5.256	0.797	女性の賃金 (対数値)	5.256	0.797	女性の賃金 (対数値)	5.256	0.797
Before - 6	0.006	0.076	Before - 6	0.009	0.094	Before - 6	0.004	0.067
- 5	0.005	0.071	- 5	0.008	0.087	- 5	0.002	0.049
- 4	0.006	0.079	- 4	0.009	0.093	- 4	0.004	0.065
- 3	0.010	0.100	- 3	0.011	0.106	- 3	0.006	0.074
- 2	0.011	0.102	- 2	0.009	0.093	- 2	0.007	0.084
- 1	0.006	0.078	- 1	0.003	0.058	- 1	0.008	0.087
Birth0	0.000	0.016	Birth0	0.004	0.063	Birth0	0.008	0.087
After1	0.003	0.051	After1	0.005	0.072	After1	0.008	0.089
2	0.005	0.072	2	0.007	0.084	2	0.009	0.093
3	0.007	0.084	3	0.009	0.093	3	0.009	0.097
4	0.010	0.101	4	0.009	0.097	4	0.009	0.097
5	0.013	0.113	5	0.010	0.100	5	0.010	0.101
6	0.015	0.122	6	0.012	0.107	6	0.007	0.086
7	0.017	0.131	7	0.017	0.131	7	0.009	0.094
8	0.019	0.136	8	0.019	0.135	8	0.008	0.091
9	0.019	0.135	9	0.019	0.135	9	0.008	0.090
10	0.081	0.273	10	0.022	0.146	10	0.020	0.140
11	0.015	0.121	11	0.023	0.151			
12	0.013	0.115	12	0.021	0.144			
13	0.012	0.107	13	0.018	0.134			
14	0.009	0.093	14	0.015	0.122			
15	0.006	0.074	15	0.008	0.091			
16	0.012	0.107	16	0.018	0.133			
<i>parental leave</i>	0.136	0.343	<i>non-continuous</i>	0.244	0.429	<i>non-continuous</i>	0.244	0.429
<i>non-parental leave</i>	0.312	0.463	<i>parental leave</i>	0.136	0.343	<i>non-parental leave</i>	0.312	0.463
大卒・院卒	0.149	0.356	大卒・院卒	0.149	0.356	大卒・院卒	0.149	0.356
短大・高専等卒	0.382	0.486	短大・高専等卒	0.382	0.486	短大・高専等卒	0.382	0.486
子供の数	1.109	1.109	子供の数	1.109	1.109	子供の数	1.109	1.109
年齢	31.890	4.289	年齢	31.890	4.289	年齢	31.890	4.289
正社員	0.601	0.490	正社員	0.601	0.490	正社員	0.601	0.490
中企業	0.241	0.427	中企業	0.241	0.427	中企業	0.241	0.427
大企業	0.168	0.374	大企業	0.168	0.374	大企業	0.168	0.374
公務員	0.139	0.346	公務員	0.139	0.346	公務員	0.139	0.346
労働時間 (分)	443.385	128.254	労働時間 (分)	443.385	128.254	労働時間 (分)	443.385	128.254
経験月数	123.034	50.154	経験月数	123.034	50.154	経験月数	123.034	50.154
勤続月数	64.140	55.742	勤続月数	64.140	55.742	勤続月数	64.140	55.742
既婚	0.604	0.489	既婚	0.604	0.489	既婚	0.604	0.489

観測数/標本数 3796/913

注：女性の属性については、各モデルの記述統計は同じである。

「就業を希望」する無業の妻の増加傾向が確認される。また、いずれの調査年度にも末子が6歳以上になると中所得層においてパートで就業する妻が多いことも確かめられる。

次に、(財)家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』の9年間のパネルデータを用いて出産前後の賃金の変化に注目し、子供を持たない女性と夫婦の平均的な賃金水準とを対比させながら、妻及び夫婦の出産ペナルティを計測した。その結果、出産を理由に就業を中断するグループは、出産3年後から6年後にかけて、異質性に起因す

る最も大きなペナルティを持ち、その後徐々にペナルティ効果は弱まる傾向が示される。一方で、育児休業を取得した女性は、出産前に賃金プレミアムを持ち、出産ペナルティは低く抑えられていることが確認される。また、出産プレミアムは夫婦の賃金(合算値)について、妻が育児休業を取得したグループに確認された。

最後に、観察できる属性も含めた長期的な賃金水準の試算を行った。その結果、夫婦の属性のマッチングにより、妻が育児休業を取得する世帯は高い長期賃金水準を得ている可能性が確認される。

表5 表3の推計における記述統計（モデル2：被説明変数＝夫婦の総賃金（税込みの年収の対数値））

モデル 2-(1)			モデル 2-(2)			モデル 2-(3)		
Variable	Mean	Std.Dev.	Variable	Mean	Std.Dev.	Variable	Mean	Std.Dev.
夫婦賃金（対数値）	6.522	0.362	夫婦賃金（対数値）	6.522	0.362	夫婦賃金（対数値）	6.522	0.362
Before-6	0.002	0.046	Before-6	0.000	0.000	Before-6	0.002	0.040
-5	0.002	0.046	-5	0.001	0.032	-5	0.003	0.051
-4	0.003	0.051	-4	0.001	0.032	-4	0.003	0.051
-3	0.003	0.056	-3	0.005	0.069	-3	0.005	0.069
-2	0.008	0.089	-2	0.006	0.076	-2	0.007	0.083
-1	0.007	0.086	-1	0.003	0.056	-1	0.012	0.109
Birth0	0.001	0.023	Birth0	0.007	0.083	Birth0	0.014	0.116
After1	0.004	0.065	After1	0.006	0.079	After1	0.015	0.121
2	0.007	0.086	2	0.012	0.107	2	0.015	0.123
3	0.011	0.105	3	0.015	0.121	3	0.016	0.125
4	0.013	0.112	4	0.014	0.118	4	0.017	0.129
5	0.020	0.138	5	0.017	0.129	5	0.017	0.131
6	0.025	0.155	6	0.018	0.135	6	0.013	0.114
7	0.028	0.166	7	0.029	0.168	7	0.017	0.129
8	0.028	0.166	8	0.030	0.169	8	0.016	0.127
9	0.031	0.172	9	0.030	0.171	9	0.015	0.121
10	0.128	0.334	10	0.033	0.179	10	0.032	0.176
11	0.025	0.155	11	0.037	0.189			
12	0.022	0.147	12	0.032	0.175			
13	0.019	0.136	13	0.026	0.160			
14	0.014	0.116	14	0.025	0.155			
15	0.009	0.094	15	0.014	0.118			
16	0.015	0.121	16	0.025	0.157			
<i>non-parental leave</i>	0.386	0.487	<i>non-continuous</i>	0.319	0.466	<i>non-continuous</i>	0.319	0.466
<i>parental leave</i>	0.218	0.413	<i>parental leave</i>	0.218	0.413	<i>non-parental leave</i>	0.386	0.487
大卒・院卒	0.111	0.314	大卒・院卒	0.111	0.314	大卒・院卒	0.111	0.314
短大・高専等卒	0.374	0.484	短大・高専等卒	0.374	0.484	短大・高専等卒	0.374	0.484
子供の数	1.684	0.949	子供の数	1.684	0.949	子供の数	1.684	0.949
年齢	33.509	3.846	年齢	33.509	3.846	年齢	33.509	3.846
正社員	0.465	0.499	正社員	0.465	0.499	正社員	0.465	0.499
中企業	0.206	0.404	中企業	0.206	0.404	中企業	0.206	0.404
大企業	0.133	0.340	大企業	0.133	0.340	大企業	0.133	0.340
公務員	0.178	0.383	公務員	0.178	0.383	公務員	0.178	0.383
労働時間（分）	401.487	134.641	労働時間（分）	401.487	134.641	労働時間（分）	401.487	134.641
経験月数	133.293	49.796	経験月数	133.293	49.796	経験月数	133.293	49.796
勤続月数	65.801	60.550	勤続月数	65.801	60.550	勤続月数	65.801	60.550
夫・大卒・院卒	0.352	0.478	夫・大卒・院卒	0.352	0.478	夫・大卒・院卒	0.352	0.478
夫・短大・高専卒	0.134	0.341	夫・短大・高専卒	0.134	0.341	夫・短大・高専卒	0.134	0.341
夫・年齢	36.366	5.186	夫・年齢	36.366	5.186	夫・年齢	36.366	5.186
夫・中企業	0.258	0.438	夫・中企業	0.258	0.438	夫・中企業	0.258	0.438
夫・大企業	0.163	0.370	夫・大企業	0.163	0.370	夫・大企業	0.163	0.370
夫・公務員	0.161	0.367	夫・公務員	0.161	0.367	夫・公務員	0.161	0.367
夫・労働時間（分）	598.482	114.911	夫・労働時間（分）	598.482	114.911	夫・労働時間（分）	598.482	114.911
夫・経験月数	197.282	71.820	夫・経験月数	197.282	71.820	夫・経験月数	197.282	71.820
夫・勤続月数	138.769	82.683	夫・勤続月数	138.769	82.683	夫・勤続月数	138.769	82.683
観測数/標本数 1897/496								

注：夫婦属性については、各モデルの記述統計は同じである。

一方で、制度を利用せず就業継続する女性や就業を中断した女性の世帯では、同様に本人の属性や夫婦のマッチング、及び中断中の本人の賃金損失により、相対的には、低い賃金水準に置かれていることが示された。

本稿の結果から、育児休業を取得する女性は、出産前から出産後にかけて積み重ねてきたキャリアを保持することができ、長期的な賃金についてもその損失を最小限に抑えることができる可能性が示唆される。この点については、家庭と仕事の

両立を支援し、女性の社会での活躍を支える育児休業制度の目的が果たされていることが確認される。しかしながら、政府施策の公平性の観点から見れば、育児休業制度の普及に偏りがあるという問題が残る。それは、幼い子どもを持つ家計間の所得格差だけでなく、長期的な所得格差にも影響を与える可能性が考えられる。就業継続者の両立支援に重点をおいた現在の制度設計のあり方から、出産による就業の「継続か中断か」の二者択一を緩和し、一度就業を中断した女性についても、再就職の支援を含めた柔軟な働き方のできる環境を整備していくこと、非正規就業者の処遇改善を含めた包括的な両立支援制度は、検討すべき課題として今後も期待される。

\* 本稿は、2006年6月日本経済学会および2007年5月理論・計量経済学セミナーで報告された論文に加筆を加えたものである。執筆にあたり、松繁寿和、杉原茂、川口章、上田貴子、安部由起子、坂田圭、小原美紀、西本真弓、村澤康友をはじめ多くの方からコメントをいただきました。また、匿名レフェリーの先生の査読によるご教示により本稿が改善されましたことにも感謝いたします。分析時に(財)家計経済研究所からパネルデータの提供を受けたことに御礼を申し上げます。

- 1) 給付金の目的は、所得保障にあるのではなく、雇用の安定と円滑な職場復帰を促進することにある。また、周知のとおり同法は、「勤務時間短縮等の措置」として、短時間勤務制度、フレックスタイム制度、託児施設の設置運営等、個別の需要に応じた措置を義務付けているが、導入状況は2004年の時点で41.9%である。脇坂(1999)は、育児休業制度と他のファミフレ施策の補完性を確認している。脇坂(2001)は、「ファミリー・フレンドリー」の概念の由来をまとめ、企業における男女均等度とファミフレ度との関係を考察している。また育児休業制度の存在は、小規模事業所でコスト負担をもたらし、女性の採用を抑制している可能性を示唆している。佐藤(2001)は、事業所における休業の規定の有無が制度の利用率と関連していることを確認している。
- 2) 大沢・鈴木(2000)も『消費生活に関するパネル調査』を用いて人的資本の蓄積が産後の就業継続に影響を与えていることを示している。
- 3) 脇坂(2002)は、制度を活用するための課題として、代替要員の必要性に言及している。永瀬(2003)は、東京都と富山県の2つの地域を比較することで、東京では育児休業の取得を検討しながらも離職する女性が多いことから、保育所の整備が果たす役割の重要性を指摘する。佐藤・武石(2004)は、男性の育児休業取得に関する現状と課題をまとめている。
- 4) 子育てにかかる費用は教育費などの直接的な費用と機会費用に分けられる。本稿で扱う子育ての機会費用とは、例えば育児のため就業を中断したり、正規社員からパートタイマーへ移行したことによる収入の減少分を指す。育児のための機会費用(生涯所得の減少)をシミュレーションにより試算した研究には、西村(2003)がある。子供の数で就業パターンをグループ分けした費用が算出されている。
- 5) 世帯所得を見ているため、末子の年齢が高くなると長子などが学校を卒業して就業をし、その所得が世帯所得に換算される可能性があるため末子年齢9歳以上の世帯の図は除いている。また、親と同居する世帯についても、親の所得が加算されるため図は割愛しているが、同居世帯を含めた統計をとった場合においても本稿の考察に変わりはない。末子年齢6歳未満の世帯が高所得層に占める割合は1992年6%から2002年に15%へ増加傾向が確認された。
- 6) 『就業構造基本調査』では、年間就業日数200日未満と200日以上との区分がなされており、さらにこれらの中から、規則的労働者について、週間就業時間35時間未満と35時間以上に区分される。200日未満で、週間就業時間が35時間以上はほとんど考えられないため、本稿では各所得階層の就業者全体の中から週間就業時間35時間以上の者(フルタイム労働者)を除き、それ以外は35時間未満の就業(パートタイム労働者)と定義とした。
- 7) 1992年および2002年の子供を持つ世帯数および総世帯数を5分位に分割し、『就業構造基本調査』の所得階層分類に照らして、第1分位と第5分位を定義した。実際には、総世帯であれば、低所得の高齢者を含むため世帯の分布は、下位に移動するが、いずれの場合においても第1分位は、350万円以上450万円未満の世帯、第5分位は、950万円以上1100万円未満の世帯と考えられる。
- 8) 佐藤(1998)は、非正規就業の働き方が必ずしも非自発的なものではなく、志向やニーズに合わせたものだと指摘する。この点について前田(2003)は、育児・介護の両立を親族に依存しながらおこなう日本型のパートタイム労働に対するオランダの平等的パートタイム労働を紹介し、外部サポートの充実と家庭生活との調和を図れる柔軟な働き方の必要性を指摘する。
- 9) ただし、高所得層の世帯数が2002年で増加しているため、フルタイムで働く妻の世帯は約1万世帯増加している。
- 10) 高所得の夫が高所得の妻を持つ確率が高まったことを見いだした研究には、大竹(2001)、小原(2001)があり、真鍋(2004)は夫婦の所得を合算すれば夫の所得と順位が逆転するとしている。武内(2006)は、長子出産翌年に就業している女性のその後の就業継続確率が非常に高いことを示している。2002年までの10年間に自営業者が減少していることを考えれば、雇用者として働く女性が高所得層で増加している可能性が指摘できる。また、特に就業形態別の統計を見ると、末子の年齢6歳未満での正規雇用者の増加も確認される。
- 11) 調査項目では、「前年度1年間の年収」が設問項目になっているため、変数には、次年度の調査結果を使用した。したがって分析は8年間のデータで行う。また、就業中との回答をしているにもかかわらず、年収が0の回答者は分析から除いている。税額に関する設問も設けられているが、無回答者も多いため、使用は控えている。
- 12) 通常、出産が賃金に与える効果を測定する場合には時間当たりの賃金を被説明変数とするが、本稿ではマクロデータの結果と併せて考察することから、年収の対数値を分析に用いた。数値は、物価指数で実質化し、|標準偏差×3|は外れ値として分析から外している。
- 13) 女性の就業中断理由は様々であるが、初職または前職の退職理由として、「出産・育児のため」と回答した標本を就業中断グループとしている。
- 14) 職種・産業ダミーを加えることも考えられるが、ダミー変数が多くなり、推計が煩雑になるため使用を避けた。また、Lundberg and Rose(2000)は、年齢をダミー変数として推計に用いているが、本稿では年齢を連続変数として推計す

- る。夫の非正規ダミーはサンプル数が非常に少なく有意な推計結果ではないため分析には含めていない。
- 15) 観察できない属性を含め、観察できるが変数として使用しなかった属性の影響も含まれる。
- 16) 子供を持たない女性が9年目の調査以降直後に出産している影響を除くため、このグループの標本の使用は、調査7、8年目を除いた Unbalanced panel data による分析を行う。ただし、子供を持たない女性が期間中に調査から脱落し、その直後に出産している場合は捕捉できない。
- 17) 妻または夫婦がともに就業し、賃金がある観測数のみを分析に使用している。サンプルセレクションの問題を極力避けるため、賃金の観察できる標本をすべて含め推計しているが、無業者を考慮していないバイアスは残る。また、特に就業継続グループにおける各ダミー変数の標本数が少ないため、係数の信頼性が落ちる。そのため出産グループの *Before*, *Birth*, *After* をベースに、育児休業取得、取得せず継続グループの効果を見た推計を行ったところ係数の有意水準は上がるが、分析結果の考察にはほとんど相違はない。Fixed-effect モデルの推計も行い、同一グループ内のペナルティを計測したが、本稿の考察には変わらない。
- 18) 同時に出産前のプレミアムは、有能な人材から制度が活用されており、育児休業の選択にポジティブセレクションがなされている（市場労働に比較優位を持つ女性から制度取得を選択している）可能性を示す。制度運用のコストを負担する企業側から見れば、そのような女性の両立を支えることは合理的行動の帰結と言える。育児休業取得者の出産後の賃金ペナルティは、「勤続月数」を説明変数から抜くと消え、有意に正の効果を持つことになる。つまり、「勤続」にともなう「人的資本の蓄積」は子供を持たない女性を上回っていることになる。また、「出産年 (*Birth*)」にペナルティが観察されない点については、「労働時間」で説明される。育児休業取得者は、休業中である者を含むため、出産年の労働時間平均が約170時間であり、グループ全体の平均から乖離する。同様に、中断グループのペナルティが出産前と11年目以降に観察できないことは、「既婚ダミー」を説明変数から抜くと、有意に負の効果を持つ。「結婚」が賃金に与える負の効果と「出産」が賃金に与える負の効果の時期が、異なる可能性を示す。
- 19) モデル2では、妻の年齢が正に有意となり、経験年数が有意ではなくなる。これは、モデル2の推計で未婚者（年齢の若い層）が推計から抜けるためと推察される。この推計では、「育休なし出産6年前ダミー」は多重共線性のため、推計に入っていない。
- 20) 中断グループの平均中断年数を算出（本人の年齢から就学年数及び経験年数を差し引いて算出）したところ、約5.8年であった。したがって中断期間を6年と設定する。なお、長子の平均出産年齢は、育児休業取得グループが27.6歳ともっとも高く、中断グループと休業せずに就業を継続したグループは約25.5歳である。シミュレーションの数値の算出については、まず、図8の推計結果から有意でない変数も含めて各グループの属性の平均値を使用して賃金を算出するが、その際に就業経験年数と勤続月数については、その平均値を各グループの女性の平均年齢に当て、年齢の経過とともに数値を動かした。*Before*, *Birth*, *After* ダミーの係数については、各グループの平均出産年齢に *Birth* の係数をあてはめて、年齢の経過とともにダミー変数を動かしている。夫婦所得のシミュレーションについて、夫の年齢は妻の3歳上（全体の平均値）と仮定した。なお、このシミュレーションの限界とし

ては、特に中断した女性については、実際にはその中断期間が様々であり、その期間が再就職後の賃金に影響を与えていることが考えられるが、その点は考慮できていない。各グループの標本属性の平均値を使用して試算する限界があるが、変量効果モデルの予測値を用いることで、撓乱項とグループ間で異なる個別因子は制御され、視覚的に試算結果を提示することができる。

#### 参考文献

- Albrecht, J. W., P. Edin, M. Sundström and S. B. Vroman (1999) "Career Interruptions and Subsequent Earnings: A Reexamination Using Swedish Data" *Journal of Human Resources*, 34.
- Gupta, N. D. and N. Smith (2002) "Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark" *Economica*, 69, 609-629.
- Jacobsen, P. J. and L. M. Levin (1995) "Effect of intermittent labor force attachment on women's earnings" *Monthly Labor Review*, September.
- Ruhm, C. (1998) "The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 1, 285-317.
- Lundberg, S. and E. Rose (2000) "Parenthood and the Earnings of Married Men and Women," *Labour Economics* 7, 669-710.
- 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, No. 3, 505-545.
- 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。
- 大沢真知子・鈴木春子 (2000) 「女性の結婚・出産および人的資本の形成に関するパネルデータ分析——出産退職は若い世代で本当に増えているのか」『季刊家計経済研究』No. 48, pp. 45-53.
- 大竹文雄 (2001) 『雇用問題を考える』大阪大学出版会。
- 川口章 (2001) 「女性のマリッジ・プレミアム——結婚・出産が就業・賃金に与える影響」『季刊家計経済研究』No. 51, pp. 63-71.
- 川口章 (2005) 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』No. 535, pp. 42-55.
- 厚生労働省 (2003) 『平成14年度女性雇用管理基本調査——育児・介護休業制度等実施状況調査 結果報告書』。
- 小原美紀 (2001) 「専業主婦は裕福な家庭の象徴なのか?」『日本労働研究雑誌』No. 493, pp. 15-29.
- 佐藤博樹 (1998) 「非典型的労働の実態——柔軟な働き方の提供か?」『日本労働研究雑誌』No. 462, pp. 2-14.
- 佐藤博樹 (2001) 「日本における『ファミリーフレンドリー施策』の現状と課題」『季刊家計経済研究』, No. 50, pp. 11-17.
- 佐藤博樹・武石恵美子 (2004) 『男性の育児休業——社員のニーズ、会社のメリット』中公新書。
- 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, pp. 39-49.
- 滋野由紀子・松浦克巳 (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』, Vol. 39, No.

- 1, pp. 43-54.
- 駿河輝和・西本真弓 (2001) 「既婚女性の再就業に関する実証分析」『季刊家計経済研究』No. 50, pp. 56-62.
- 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実証分析」『季刊家計経済研究』No. 59, pp. 56-63.
- 総務省 (2002) 『就業構造基本調査』.
- 総務庁 (1992) 『就業構造基本調査』.
- 武内真美子 (2006) 「女性のライフコースと就業行動に関する一考察」大阪大学国際公共政策研究科 (未公開).
- 永瀬伸子 (2003) 「何が女性の就業継続をはばむのか」日本労働研究機構『育児休業制度に関する調査研究報告書——「女性の仕事と家庭生活に関する調査研究」結果を中心に』.
- 西村智 (2003) 「育児による女性の生涯所得減少効果の日仏比較」『日本労働研究雑誌』No. 515, pp. 42-54.
- 樋口美雄 (1994) 「育児休業制度の実証分析」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東京大学出版会.
- 樋口美雄・阿部正浩・Waldfoegel Jane (1997) 「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』Vol. 59, No. 4, pp. 49-66.
- 前田信彦 (2003) 「仕事と家庭生活の調和に向けて——政策的インプリケーション」『仕事と家庭生活の調和——日本・オランダ・アメリカの国際比較』日本労働研究機構.
- 真鍋倫子 (2004) 「既婚女性の就労と世帯所得格差のゆくえ」本田由紀編『女性の就業と親子関係——母親たちの階層戦略』第2章, 勁草書房.
- 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.
- 森田陽子・金子能宏 (1998) 「育児休業制度の普及と女性雇用の勤続年数」『日本労働研究雑誌』No. 459, pp. 50-62.
- 脇坂明 (1999) 「育児休業制度利用に関する企業・事業所の違い」『岡山大学経済学会雑誌』Vol. 30, No. 4.
- 脇坂明 (2001) 「仕事と家庭の両立支援制度の分析——『女子雇用管理基本調査』を用いて」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』第7章, 東京大学出版会.
- 脇坂明 (2002) 「育児休業制度が職場で利用されるための条件と課題」『日本労働研究雑誌』No. 503, pp. 4-14.

〈2006年5月11日投稿受付, 2008年5月9日採択決定〉

たけうち・まみこ 日本学術振興会特別研究員 (大阪大学)。  
最近の主な論文に「『ダグラス = 有沢法則』に関する一考察」『国際公共政策研究紀要』第10巻2号, 2007年。労働経済学専攻。

おおたに・よしこ 株式会社リクルートエージェント。大阪大学大学院国際公共政策研究科博士前期課程修了。主な論文に「育児休業取得が女性の賃金に与える影響」大阪大学大学院修士論文, 2006年。