

## 【論文】

育児短時間の義務化が第1子出産と就業継続, 出産意欲に与える影響：  
法改正を自然実験とした実証分析

永瀬 伸子

(お茶の水女子大学)

## 〔摘要〕

本稿は短時間オプションの義務化（3歳未満児のいる雇用者に1日原則6時間勤務の選択肢を提供すること）が、第1子出産、無子者の出産意欲、および第1子出産後の就業継続に与える効果を厚生労働省『21世紀成年者縦断調査』2002-2010を用いて計測した。法施行が101人以上企業に先行し義務化されたことを利用し、これ未満の企業勤務者との差の変化を測定したところ、政策実施企業において、法施行直後に、線形確率固定効果モデルを用いた推計において、第1子出産ハザードと出産意欲の上昇がそれぞれ有意に見出された。正社員の時間の自由度を拡大する政策は、大卒女性を中心に第1子出産確率を高め、無子者の出産意欲を高める効果を持つことが明らかとなった。他方、第1子出産後の就業継続のプロビット分析からは短時間オプションの有意な効果はみられなかったが、2007年以降就業継続確率の有意な上昇が見出された。2007年と2010年に育児休業給付が拡充されていることが背景にあるだろう。ただしこうした政策の対象となる正社員は、出産年齢にある無配偶女性の半数をしめるに過ぎない。非正規雇用者に対する保護の拡充がなされない限り保護の厚い正社員の女性の採用が削減されることが懸念される。さらに35-36歳の正社員女性や契約社員女性の無子割合は5割を超えているが、出産意欲は比較的高い。出産意欲が実現できる非正規雇用者を含めた雇用環境や保育環境の一層の整備が望まれる。

## はじめに

近年、正社員の働き方の柔軟化を目指す政策が拡充されている。具体的には、2003年の次世代育成推進法の採択、2007年のワーク・ライフ・バランス憲章の採択、2008年の次世代育成法の改正、2009年の育児休業法の改正である。このように2003年以降、働き方の柔軟化の政策がすすめられた。こうした政策が、政策にカバーされる女性の第1子出産や出産意欲を増やしたかどうか、また第1子出産後の女性の就業継続を増やしたかどうか、計量経済学の自然実験の手法を用いて実証を行う。本稿では特に2009年に法制化された3歳未満児のいる雇用者に対する育児短時間（短時間オプション）の義務化の効果をとり上げる。

先行研究は、企業に育児休業制度があることが出産女性の職場復帰を促すという結果を繰り返し示してきた（たとえば樋口 1994, 森田・金子 1998, 滋野・大日 1998, 樋口・阿部 1999, 大沢・鈴木 2000, 駿河・張 2003, 永瀬 2003, 今田・池田 2006, 佐藤・馬 2008, 川口 2008, 武石 2011, 労働政策研究・研修機構 2011など）。これらの多くは就業女性のみを分析対象としている。しかしその後育児休業制度が年々拡充されたにもかかわらず、無業者を含めた全国データを時系列で分析した場合には、育児休業法の施行前後で出産者の就業が上昇した効果はみられないという研究も多い（永瀬 1999, 岩澤 2004,

樋口 2007, 永瀬・守泉 2014)。また均等法の強化や育児休業法改正にもかかわらず、女性の中年期の正社員就業が上昇していないという研究(安部 2011)もある。ただしこれらはいずれも2000年代前半以前のデータを中心とした分析であった。

長期でとれる時系列データをみると、国立社会保障・人口問題研究所『出生動向基本調査』2002, 2005, 2010年の集計によれば、育児休業の利用者の割合は、90年代前半の出産の8%から2000年代後半には出産の17%にと増えたものの、一方で、産休明け復帰を含めた第1子1歳時の就業継続率は、この20年間、23%から27%程度とほとんど増えてはいないと示されている(国立社会保障・人口問題研究所 2011)。このような傾向は幼い子どものいる女性の就業が、趨勢的に大きく上昇してきた他の先進国の動向とは異なる。育児(親)休業制度は、母親の出産後の就業継続に正の影響を与えたという分析には海外ではLeibowitz, Klerman and Waite (1991), Ruhm (1998), Waldfogel (1999), Waldfogel, Higuchi and Abe (1999), Berger and Waldfogel (2004), Han, Ruhm and Waldfogel (2009)などがある。ただし初期の分析は、企業の自発的な休業制度の利用を分析したものも多く、そうした制度を利用できる女性が、観察できない面で就業継続意欲が高い女性である可能性を否定できない。そこで最近では、政策変化を外生的に起きた自然実験とみなし、それがどう女性の就業、出産、賃金等の変化に結びついたかを見ることで育児休業の効果を測ろうとする論文が増えている。カナダについて Baker and Milligan (2008)は、州ごとの法改正の時期と休業期間の長さの差を利用し育児休業の拡充が就業継続を増やしたことを示している。また Lalive and Zweimuller (2009)は、第2子を立て続けに産むと育児休業給付を引き続きもらえるというオーストリアの法変化とその撤回が産後に有意な影響を与えたことを示している。一方、Klerman and Leibowitz (1997)や Baum (2003)は連邦法に先行する州内法があったかどうかを利用し、米国の規制の効果の推計をしたが、米国は12週、しかも無給ということも大きいのか必ずしも有意な効果は計測されていない。一方、Schönberg and Ludsteck (2007)はドイツの社会保険データを用いて改革の効果を実証したが、連邦法が保障するより1年長く育児休業給付を支給したBaden-Württemberg州の1986年改革は当該州の母親の出産6年後の収入と雇用を有意に下げたと分析している。

日本については、2007年以降、ワーク・ライフ・バランス政策が一層に熱心に実施されたが、その政策効果を、外生的な実験として測定した研究はまだみあたらない。また出産に与える影響の実証研究でも、企業に育児休業制度があることが有意に出産を引き上げるとする論文が出ているが(厚生労働省 2013, 戸田 2011, 森田・金子 1998)、これについても、政策の外生的変化を利用した分析とはなっていない。

これまでの日本の分析は、企業が育児休業を制度化しているかどうかを説明変数として、就業継続や出産への影響を計測するという分析がほとんどだった。しかし、この方法では逆の因果関係一すなわち、就業継続意欲がある者が育児休業制度のある企業を選んで就職する関係一を捨てていた可能性もあった。特に育児休業が一部の企業でしか普及していなかった1990年代前半以前の育児休業出産者のデータを用いた分析はその懸念が強い。

これに対して本稿の新しい貢献は3点である。第1点目は、自然実験という方法を取り、法改正による外生的な変化が、法の対象者の出産や就業継続に対して有意な効果を与えたかどうかの推計を試みる点である。第2点目は、就業女性の毎年の選択を、「出産しないで就業継続」、「出産し就業継続」、「出産離職」という3つの選択としてモデル化し、これまでの企業勤務者を中心とした分析では十分な関心が払われてこなかった「出産離職」という日本に多い選択を明示的に考察する点である。第3点目は、厚生労働省『21世紀出生児縦断調査』を用いて個人の観察できない特性も考慮した上で推計を行う点である。このデータはパネルデータの中でも規模が大きく、回収率は初年度を含めて毎年8割を超えている点でこの問題の分析に関しきわめて優良である。

本稿では、短時間オプションの義務化が、義務化された企業に勤務する女性の第1子出産を増やしたか、第1子出産後の就業継続を増やしたか、無子者の出産意欲を高めたかを分析した。結論を先取りすれば、第1点目として、短時間オプションの義務化が行われた2009-2010年に、法の対象である100人以上企業の就業継続者の第1子出産が有意に増えたことがわかった。第2点目として、第1子出産後の正

社員の就業継続については、100人以上企業の方が100人未満より有意に高いことが明らかとなった。また2007年以降、第1子出産後の就業継続は100人未満企業も含め、統計的に有意に年々上昇していったことが明らかとなった。しかし短時間オプションの付与がさらに就業継続をあげる有意な影響は見出されなかった。第3点目は、短時間オプションの付与後に「絶対に子どもがほしい」という意欲が変化したかどうかを計測した。出産が容易になったとすれば、強く子どもを希望しつつ無子にとどまる女性を対象企業で減少するであろう。結果は、方向は予想と合致したが統計的に有意ではなかった。しかし未婚の女性就業者の出産意欲は政策施行後に統計的に有意に高まったことが示された。出産と仕事の両立を容易にする改革が未婚層の出産意欲を高める可能性が示された。

以下1節では、自然実験として用いる法制度改革について、第2節では使用データについて、第3節ではモデルと定式化について、第4節では、出産と就業継続についてまず単純集計で法改正前後を比較した上で、計量分析の結果を提示する。最終節は結果のまとめと政策的な示唆および研究の留保について考察する。

## 1. 短時間勤務の義務化と次世代育成行動計公表の義務化

すでに述べたように、日本は他の先進国と比べて出産後に就業継続する女性の割合が低く、またその時系列的な上昇も後述の図1の中に示した『出生動向基本調査』の数値が示すように2009年頃まではほとんど見られなかった。1992年以降、正社員であれば育児休業がとれるようになったのだが、仕事と家庭の両立の負担が重いことが両立選択を阻んだと思われる(永瀬・山谷 2011, 山谷 2011)。制度の有無よりも施策利用者への評価方法の提示や公平性の確保など、運用が重要であることを指摘する研究は(坂爪 2009)、社内での扱いの重要性を指摘している。

しかし最近、子どものケアをする雇用者に就業時間の柔軟性を付与する画期的な2つの法が施行された。2009年6月に育児休業法改正が国会で成立、2010年6月より従業員101人以上の企業では、3歳未満児がいる雇用者に対して「短時間(原則6時間)」勤務選択が義務化された。2004年改正において3歳未満児がいる場合には既にフレックスタイム、短時間勤務やベビーシッター補助等、仕事の柔軟性を取り入れる選択肢等のいずれかの導入が義務とされていたが、原則6時間の短時間勤務が請求できるようになったことの意義は大きい。2009年の出産者は、101人以上の企業に勤務していれば育児休業復帰後に短時間勤務を請求することが法的にできるようになったわけである。なお100人以下の企業ではその2年後まで法施行が猶予されている。

この頃、企業の人事部に大きく影響する法改正もあった。2003年に制定された次世代育成推進法は、地方自治体だけでなく、301人以上の企業に、従業員の仕事と家庭の両立がはかれるように、雇用環境の整備についての行動計画(2年から5年)を厚生労働省地方局へ届出することを義務付けた。2008年12月に同法が改正され、301人以上の企業は、2009年4月から行動計画の従業員および一般への公開が義務付けられた。また101人以上の企業も2011年4月から行動計画の届出と公開が義務となった<sup>1</sup>。このように101人以上の企業に対して、2008年末から2009年に、短時間オプションの義務化、行動計画の義務化のアナウンスがなされた。これを自然実験として、法が施行された100人以上の企業の勤務者の出産や就業継続は、99人以下の企業と比べてどう推移したか、すなわち政策変化のあった2009年以降に以前と比べて統計的に有意に上昇したかどうか、Difference in Differenceとして効果をはかることにする。

本データの調査期間内にはこれ以外の法改正もあった。育児休業法の2004年改正(2005年施行)では、認可保育園に入れない場合には1歳6か月まで育児休業が延長できるようになったこと、子どもの看護休暇が義務化されたこと、現実には取得が難しいとはいえ<sup>2</sup>、有期雇用者への一定の限定つきでの育児休業の拡充がなされたことがある。また2007年からは雇用保険からの育児休業給付が40%から50%に引き上げられ、2010年からは育児休業中に給付額の50%がすべて手許にくるようになった<sup>3</sup>。さらに2009年改正の結果、上記の短時間勤務オプションの義務づけの他に、父親が育児休業をとることの奨励策の導入<sup>4</sup>や看護介護休暇の拡充もなされた。また保育園の拡充も待機児童は減らないながらも目標とされ続けてきた。ただしこれらの改正は対象者全員に同一時期に施行されており、自然実験の計量手法にはなじま

ない。

立法の他にも、2005年頃から、「ワーク・ライフ・バランス」への関心の大きい高まりがあったことは特筆に値する。2006年には厚生労働白書が「ワーク・ライフ・バランス」を白書のテーマとしている。2007年12月には内閣府男女共同参画局の働きかけで政務使間でワーク・ライフ・バランス憲章が制定された。企業を中心とした取組としては、会員企業間の女性ネットワークの構築を目指したJ-Win (2007年4月創設)、社団法人企業研究会による会員企業 (大企業人事部中心) のワークショップ「ダイバーシティ&WLBフォーラム」(2005年創設) などがある。学術では日本学術会議経済学部会において「ワーク・ライフ・バランス研究分科会」が2008年に創設されるなど多くの取り組みが行われ、2010年には「イクメン」が流行語大賞のトップ10に選ばれた。以上のように取組は政府、企業、大学を含めて2006、2007年を境に活発化し、2008、2009年の大きな法改正が受入れられる土壌ができたものと思われる。

## 2. データについて

使用するデータは、厚生労働省『21世紀成年者縦断調査』2002年から2010年の毎年調査である。この調査の対象は初年度20-34歳の男女である。このうち初年度、14150サンプルあった女性を用いる。初年度の有効回答率は、82.8%ときわめて良好である。その後も、82.2%、85.1%、87.9%、89.0%、90.0%、91.3%、92.4%、85.5%と良好な回収成績を保っており、初年度を含めた回収率の高さでは日本のパネルデータの中で群を抜いて良質である。もっともパネルデータは、回収率が高いとはいっても、年々、対象者が加齢していくことや脱落があるという点には注意が必要だ。しかしながら同じ個人に対して複数回調査するため、個人の観察できない嗜好や能力などの異質性を、推計の際に誤差項で考慮することができる。また前年、前々年の仕事や出産をめぐる具体的な履歴を利用できる利点がある。横断面調査にはない特徴を生かせる回収率が高い質の高いパネルデータといえる。

## 3. 出産と仕事の理論枠組みと推計のための定式化

### 3.1 モデル

育児休業制度の義務化が就業に与える影響の経済モデルとして Klerman and Leibowitz (1997) がある。このモデルは出産が外生的に与えられたものとし、その上で女性が、現在の仕事を続けるか、離職した後に他の仕事に就くかどうかを選ぶかをモデル化している。留保賃金率 (これ以上であれば働く賃金水準) は、出産直後には大きく上昇するが、体力の回復や子どもの成長とともに、時間がたつほど下がっていく。しかし育児休業制度がなければ多くの女性は、出産直後は留保賃金が実際の賃金率よりも高いために離職してしまう。育児休業の義務化は、留保賃金率が下がった時点での復帰を可能とし、企業特殊人的資本が蓄積されている現在の企業の雇用の継続を増やすようになる。このため必ず雇用を増やすことを予想するのが彼らのモデルである。このモデルは「短時間オプション」にも拡大することができる。子どもが1歳時点で、1日8時間あるいは残業時間も含めて拘束されて働くことの留保賃金は、1日6時間の就業に比べて高いであろう。望めば短時間オプションをとれることの保証は、1日8時間であれば留保賃金が実際の賃金率を上回るため離職するが、1日6時間であればそうではない女性の就業継続を促すことになる。1日の限界的な労働時間のコストが急速に上昇するような女性としては、子どもが幼く体力がない、通勤時間が長い、夫の協力が得にくい、他の親族の手助け等を得られない、一定の子育て時間を確保したい女性などを考えられる。

しかしまた今日においては、出産は本人が時期を選ぶもの (内生的なもの) になっている。実際、大企業で管理職候補として活躍している女性への聞き取り調査ではどう出産の時期を選んだかを語る者が少なくないことがわかっている (永瀬・山谷 2012)。

企業の制度が使いやすいものであれば、就業継続しながら出産をしたいと望む女性については、出産は増えるはずである。しかし子どもを持ちたいが、育児休業を利用して出産するか出産離職をするどう

か迷う者もいる。こうした者にとっては、周囲の状況を見て決めようと思う「様子見」が出現しているかもしれない。そして両立が難しいとわかれば、出産を遅らせて現在の企業特殊人的資本を生かし高賃金を享受した上で出産離職するという出産を遅らせる行動 (異時点間の労働時間の代替性による出産遅延と出産前の労働期間の増加) も起こりうる。また先々もっと両立が容易になるかもしれないという期待も、出産時期を少し先延ばしにすることにつながる。このように出産への影響は実証的に分析すべき課題だが、もし仕事の継続が実際に容易になる改革であるならば、出産を増やすのではないかと予想する。

上記のモデルにたち、就業している女性(i)は、 $t$ 期において、 $t+1$ 期に、 $I_{i1}$ : 出産せずに就業継続する、 $I_{i2}$ : 出産し育児休業をとって就業継続する、 $I_{i3}$ : 出産し離職する、という3つの状態を比較し、もっとも効用が高い  $I_{ij}^*$   $j=1, 2, 3$  を選ぶものとする。

$$\text{Select } I_{ij}^* \quad I_{ij}^* = \text{Max } I_{ij} \geq I_{it}$$

$I_{i1}$ ,  $I_{i2}$ ,  $I_{i3}$  は年齢  $A_{it}$ , 将来賃金予想の代理変数である学歴  $E_{it}$ , 育児休業のとりやすさと復帰後の再立のしやすい雇用環境  $L_{it}$  に依存するものとする。

ここで学歴  $E_{it}$  が高ければ、離職よりも、賃金を得られる  $I_{i1}$  や  $I_{i2}$  の選択の効用が高いだろうと予想できる。一方、年齢  $A_{it}$  が上がれば、年齢が上がるほど受胎しにくくなるため、もし子どもを望んでいるのであれば、一定年齢以上では、さらに1期子どもを持たず就業継続をするという  $I_{i1}$  の選択よりも  $I_{i2}$  や  $I_{i3}$  の効用が高まるであろう。

では育児休業等、ファミリーフレンドリーな雇用環境  $L_{it}$  の改善はどのような影響を与えるだろうか。離職である  $I_{i3}$  の選択は減るだろう。また雇用環境が十分に改善し子どもを持つことを望んでいれば  $I_{i2}$  (就業継続出産) が選ばれると予想できる。しかしながら  $L_{it}$  の限界的な改善は、 $I_{i3}$  (出産離職) を減らしはするが、 $I_{i2}$  (就業継続出産) を増やすには至らず、 $I_{i1}$  (もう1期子供を持たないで仕事をする) という「様子見」行動が増える可能性もある。つまり少しばかりのファミリーフレンドリーの改善は、出産遅延を起こす可能性もあることをこのモデルは示している。

### 3.2 自然実験による識別推計式の定式化

法改正は101人以上の企業にのみに当面施行された。そこで法改正前後に101人以上の企業で出産等に変化が起きたかどうかを見ることで政策の効果を取り出す。もっとも前後の変化は景気の影響等も受け。そこで同じように時間や景気の影響を受ける雇用者のうち、法の施行対象となった女性 (Treatment: 2009年改正直前に100人以上の企業に勤務していた女性) の出産や就業継続が、法の影響を受けない女性 (Control: 改正直前に99人以下の企業に勤務していた女性) に比べて、法改正直後に統計的に有意に上昇したかどうかを見ることで、法改正の効果抽出する。なお100人以上の企業に勤務する者に、たとえ優良な企業内制度を求めて就職した者が相対的に多いとしても、法改正を知った直後に就職し出産までに至ることは難しく、法改正を境に両者の差が顕著に拡大したかどうかを検討することで、逆の因果関係は排除できよう。

具体的には推計式には前年に100人以上企業に勤務していたかどうかのダミーを入れる。また景気動向を勘案するために、年ダミーを入れる。その上で、100人以上企業規模勤務ダミーと、法施行がされた2009年以降年ダミーとのクロス項を加えて、出産率や就業継続率に、統計的に有意な変化が出たかどうかを見ることで、法改正の効果ととらえることにする。その他の法改正としては2008年12月に次世代育成法が成立したこともある。301人以上企業および新たに法対象となるはずの101人以上企業については、同法は、従業員の子世代育成について2-5年の行動計画の届け出と公開を求めるが、100人以下の企業には求められない。

そこで、(1)のような推計式をたてる。

$$Y1_{it} = a_1 + b_1 X_{it} + c_1 \text{firmsize}_{it-1} + d_1 \text{firmsize}_{it-1}^* (\text{政策実施年ダミー}) + e_1 (\text{year dummy}) + m_i + u_{it} \quad (1)$$

$Y1_{it}$  は、これまで子どもを持ったことのない  $i$  番目の個人が  $t$  年に出産をした場合を1、そうでない

場合を0とする被説明変数であり、 $X_{it}$ は、教育年数や、2歳階級別現在年齢ダミーである。出産過程は生物学的な年齢に影響される。パネル調査では加齢の影響もあるため、推計に現在年齢は説明変数として不可欠である。なお  $t-1$  期に「絶対に子どもがほしい」、「子どもがほしい」と回答した者を1とするダミーを加えた推計も行った。さらに企業における育児休業制度の使いやすさや、育児のための深夜労働の制限や時間外労働の制限とその使いやすさなど勤務先企業におけるファミフレ制度も加えた推計も行った。 $year\ dummy$  は年ダミーである。景気動向などにも出産時期は影響を受けるので年ダミーで考慮する。 $firmsize_{it-1}$  は、100人以上規模の企業に  $t-1$  期に勤務しているかどうかのダミー変数である。法制変化は101人以上企業で起きたが、変数は100人企業でないととれないのでこれで代理する。政策が実施された年は2009年以降であるので、前年の101人以上企業規模ダミーと2009年および2010年とのクロス項をとる。この係数である  $d_1$  が、われわれが目にする変数である。これが有意に正であれば、短時間就業オプションの導入による、育児休業のとりやすさの改善が出産を増やしたことになる。この係数は、2009-2010年に法の義務化がされた100人以上企業で100人未満企業と比べ不連続性な上昇があったかどうかを計測するものである。 $m_i$  は観察できない個人の（たとえば子育てに特別の考え方を持っている、あるいは妊孕力が低いなどの調査票では観察されないが個人特有の）特性を個人  $i$  の誤差としてとらえる誤差項である。

これらを1年前に働いていた有配偶女性、および未婚を含めた女性全体に対して線形確率固定効果モデルで推計する。最近では、妊娠してから結婚する者が5人に1人に達するとされるため、女性全体の推計も有効であろうと考えた。

続いて、(2)式は自然実験ではなく描写的な推計となるが、無業者も含めて推計を行い、1期前、2期前に就業していることが第1子の出産にどのような影響を与えているかを推計する。 $L_{it}$  としては、働いているかどうか、また正社員、契約社員、自営業、パートタイム、無業などを用いた。これも有配偶者に限定した推計と全体に対する推計を行った。

$$Y1_{it} = a_1 + b_1 X_{it} + f_1 L_{it-1} + f_2 L_{it-2} + e_1 (year\ dummy) + m_i + u_{it} \quad (2)$$

第2の推計として出産後の就業継続に与える効果を(3)式のとおり分析する。 $Y2_{it}$  は、正社員として就業継続をした場合を1、そうでない場合を0とする被説明変数である。分析は、昨年第1子を出産した正社員に限定した。前年の企業規模ダミーと復帰時に短時間が義務化された2010年のクロス項の係数  $d_2$  が、われわれが目にする変数であり、これが有意に正であれば、短時間就業オプションの導入により、就業継続が増えたことになる。プロビットモデルで推計した。

$$Y2_{it} = a_2 + b_2 H_{it} + c_2 firmsize_{it-1} + d_2 firmsize_{it-1} * (政策実施年ダミー) + e_2 (year\ dummy) + u_{it} \quad (3)$$

$H_{it}$  は、こうした選択に影響するであろう変数である。ここでも教育年数や2歳階級の年齢階級ダミー、加えて第1回、第5回、第9回調査と何年かおきに聞かれる価値規範も推計に加えた。すなわち「夫と平等に家計を担いたい」、「夫と平等に育児を担いたい」という選択を選んだ者を1とする価値観である。分析対象者が数年前から現在までもっとも直前に回答した価値観を示すものである。

最後に子どもを持たない状況が望み通りかどうかを見るために、(4)式のとおり「絶対にもう1人子どもがほしい」と回答した者を1とし、それ以外を0とする変数  $Y3_{it}$  を被説明変数に、線形確率固定効果モデルで、子どものいない者を対象に政策効果を分析する。 $X_{it}$  は、教育年数や2歳階級の年齢ダミーである。また前年の就業形態  $L_{it-1}$  も加えた。ここでも短時間オプションの付与が「絶対子どもがほしい」と思っている就業者の出産を容易にしたか、つまり「絶対子どもがほしい」有配偶者が法施行企業に勤務している場合、2009-2010年にこれが下がったか(つまり有配偶で絶対に持ちたい者は子どもを持たないため推計対象からはなくなったかどうか)を推計する。改革で希望者が子どもを持てるようになったのであれば、 $d_3$  の係数への期待はマイナスである。しかし逆に仕事と家庭の両立ができそうだとすることで未婚就業者の子どもを持ちたい意欲を増やしたのであれば、 $d_3$  の係数はプラスであろう。

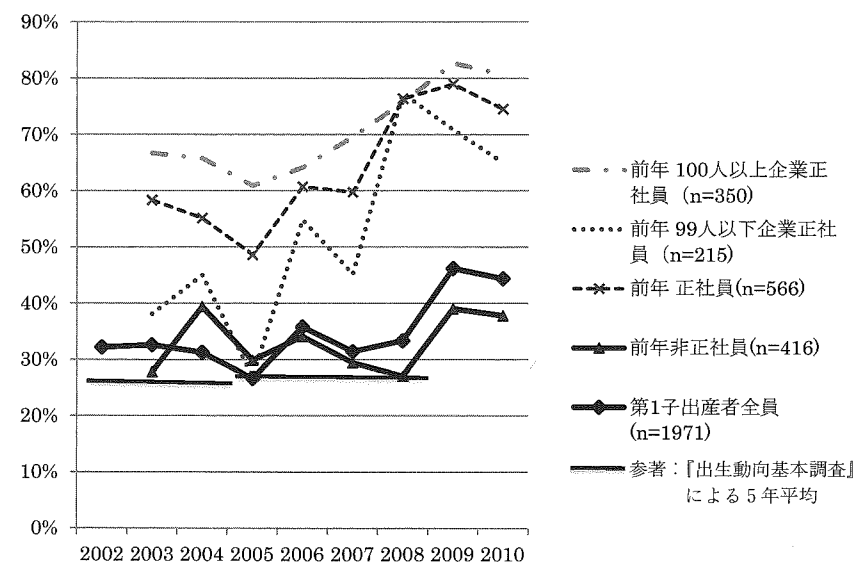
$$Y3_{it} = a_3 + b_3 X_{it} + g_3 L_{it-1} + c_3 firmsize_{it-1} + d_3 firmsize_{it-1} * (政策実施年ダミー) + e_3 (year\ dummy) + m_i + u_{it} \quad (4)$$

## 4. 実証分析の結果

### 4.1 図表等からみる自然実験前後の変化

このデータから第1子出産者の就業継続の時系列的な変化を前年の就業状態別、および合計で見たものが図1である。もっとも長い時系列がとれる『出生動向基本調査』で公表されている5年平均の数値も横棒として図に加えた。凡例に示したサンプル数は、8年間の第1子出産数の合計である。第1子出産1年後の就業継続は『出生動向基本調査』の5年平均では非正規就業や自営業を含めても2005-2009年6月までで26.8%であり、1990-94年の24.4%と比べてごくわずかしかが上がっていない。しかしわれわれのパネル調査から第1子出産翌年の有業率を計算すると、図1の下方の折れ線の通り、2008年までは同様にほぼ横ばいだが、2009年から2010年に大きく就業率が上がったことがわかった。また就業形態別に出生翌年の有業率をみると、図1の破線のとおり正社員については100人以上企業勤務者は2003年の7割弱が8割に、また99人以上企業勤務者は2003年の4割が7割にと2008年以降大きく上昇していた。もっとも出産者全体では前年無業者や前年非正規雇用者も多く含まれるため、第1子出産者全体で有業率の上昇が明らかになるのは2009年以降である。

ただしパネル調査は、初年度20-34歳のその後を追っているため、2002年に第1子を出産した女性と比べると、2010年に第1子を出産した女性の出生年齢は28-42歳と全般に上昇している。就業継続の上昇には加齢の影響やサンプルの脱落の影響も含まれるはずだ。幸いなことに2010年には『21世紀出生児縦断調査』の新規コホート(2010年生まれ)の調査が開始されたので2001年にはじまった第1波の初年度と第2波の初年度を比較することで、この別調査から母親の就業継続が上がったかどうかを確認できる。これによれば第1子出産6か月後の母親の有職率は2001年調査では24.6%、第2波の2010年調査では36.6%である。初年度調査の比較なので脱落の影響のないデータでも2010年に有業率の大きい上昇が確認できた。なお図1に示した『21世紀成年者縦断調査』の8年目調査である2010年の就業率は4割を超



注) 前年の就業状態別に第1子出産翌年の状況を示したため、全体を示した数字以外は2003年からの推移となる。直線の横棒は参考に入れた国立社会保障・人口問題研究所『出生動向基本調査』(第11回から第14回)第1子1歳時の就業率の5年平均である。同調査によれば2000-2004年平均は26.2%、2005-2009年平均(2009年6月まで)は26.8%である。

図1 第1子出産翌年の就業状態の推移

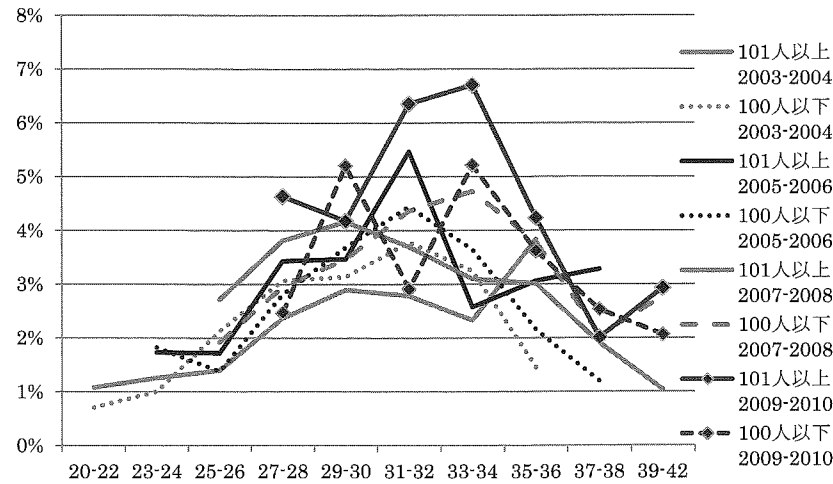


図2 企業規模100人以上と100人未満とでみた無子者の翌年の出産ハザードの推移

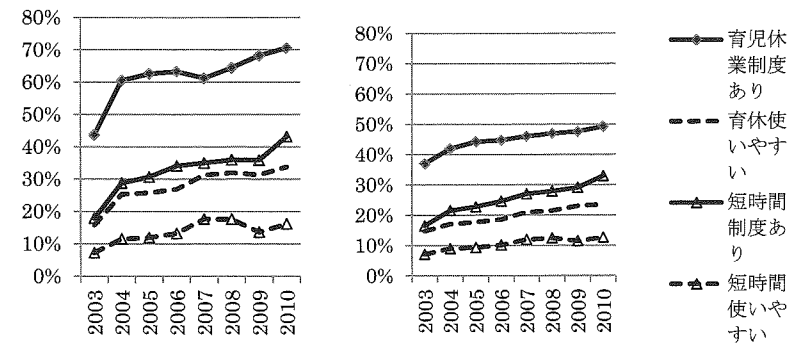
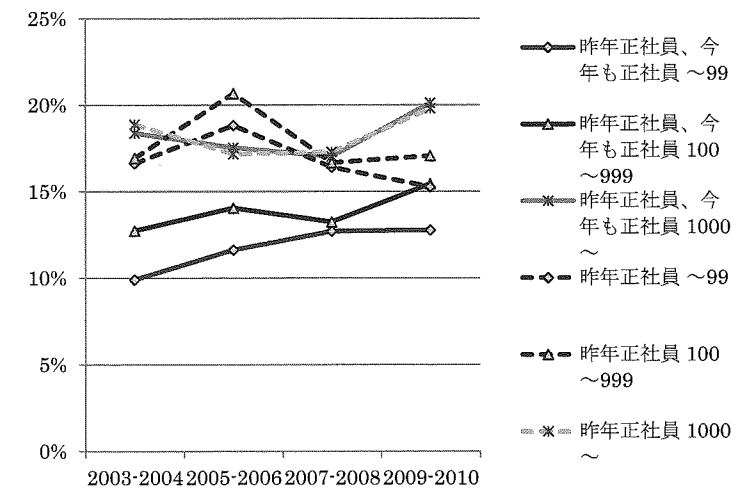


図3 育児休業・短時間勤務制度の有無と使いやすさの推移 (左：無子正社員，右：無子就業者)

えており、『21世紀出生児縦断調査』の2010年に実施された第2波の4割弱という数字よりも高めである。これは第1子出産者のうち20歳代前半以下の若い層が含まれない影響によるだろう。なお図1の正社員の復帰割合等の数値も20歳代前半の若い層が含まれていないことから、人口全体よりやや高めの数字ではないかと思われる。しかし総合すると、2009年を境に第1子出産をはさんで就業する女性の割合が大きく上がったのではないかとと思われる。

続いて就業者の第1子出産ハザードを、調査時点の女性の年齢階級別に無配偶者を含めて示したものが図2である。法の対象となった101人以上の企業（調査票の設計から100人以上で代理）を実線で、これ未満を破線で示した。経年とともに、調査対象者の年齢階級が上昇するので、実線も破線も毎年右にずれていくが、2003年から2008年までは、101人以上の企業に勤務していた者の出産ハザードは、これ以下の企業勤務者とはほぼ程度に見える。しかし2009-2010年には、義務対象となった101人以上規模の企業では、27-28歳から33-34歳までの第1子出産ハザードが、これ未満の企業に比べて高まったように見受けられる。

続いて育児休業制度があるかどうか、容易にとれると思うか、短時間勤務制度があるか、容易にとれると思うかについて、子どものいない正社員（図3左側）、および子どものいない就業者（図3右側）に対して、「制度がある」、「容易にとれる」とした者を1として、年ごとにプロットしたものが図3である。正社員にしろる割合をみると、育児休業制度がある正社員の割合は年々上昇しており、2010年で7割で



注) 点線は出産離職者をも含んだもの。実線は就業継続者に限定したもの。

図4 前年の勤務先企業規模別にみた有配偶正社員の第1子出産ハザード

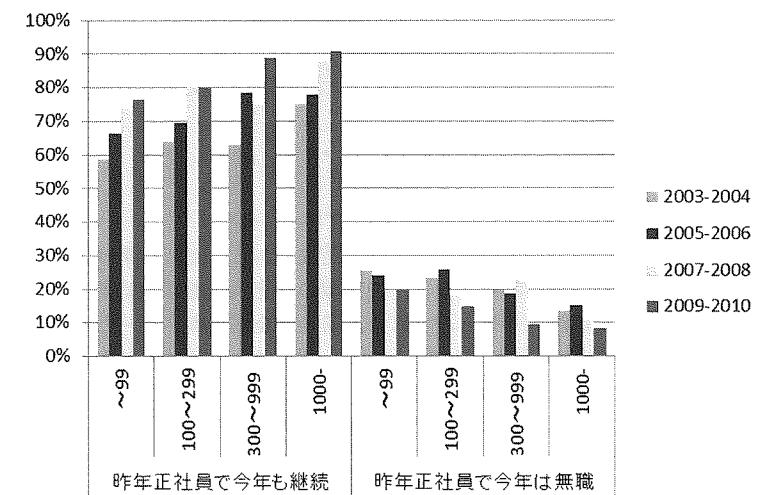


図5 有配偶正社員の翌年の就業状況の推移

ある。また容易にとれると回答した者を1、それ以外（制度がない者も含めて0）として示すと、2010年で正社員の3割強であり、高いとはいえないが上昇傾向がみられる。また短時間勤務制度がある企業は2010年に45%であり、法改正の効果かと思われるが2010年に小さい上昇がみられる。非正社員を含めると無子就業女性のどの程度が育児休業制度や短時間休業制度にカバーされているかをみたものが図3右側のグラフである。上昇傾向はみられるが、2010年でも育児休業制度ありは就業者の5割にしか達しておらず、全体にカバー率もカバーの上昇スピードも下がる。子どものいない就業者で集計したのは、彼女らの制度の利用しやすさの認識が第1子出産に影響を与えると思われるためである。全般に制度整備や使いやすさは改善されてはいるが、正社員に限定しても使いやすいという回答が育児休業で3割強、短時間制度で2割弱にとどまる。

3.1で示した理論モデルに従って、実際のデータを用いて、 $t-1$ 期に就業し、かつ $t$ 期に就業を続けた有配偶者が最適選択として $t$ 期に出産を選んだ割合  $[\sum_i I_{i2}^* / \sum_i (I_{i1}^* + I_{i2}^*)]$ 、および $t-1$ 期就業してい

た  $t$  期の有配偶者が、最適選択としての出産離職も含めて、 $t$  期に出産した割合  $[\sum_i(I_{i2}^* + I_{i3}^*) / \sum_i(I_{i1}^* + I_{i2}^* + I_{i3}^*)]$  を計算し、その推移を企業規模別に示したものが図4である。

具体的に、実線は、 $t-1$ 年と  $t$ 年に正社員で継続勤務する女性でかつ  $t$ 期に有配偶者である者の第1子出産ハザードを企業規模別に示したものである。1000人以上企業では、正社員で継続勤務する有配偶者の第1子出産ハザードは2割弱であり、99人、100-999人企業の1割強に比べて高いことがわかる。一方、点線は、 $t-1$ 年に正社員で就業する女性で  $t$ 期に有配偶である者の企業規模別にみた第1子出産ハザードである。実線は  $t-1$ 年と  $t$ 年に就業継続した者に限定しているが、点線は  $t-1$ 年に就業していたが、 $t$ 年に離職して出産した正社員を含めて第1子出産ハザードを集計した点が異なる。

1000人以上企業に勤務する有配偶正社員女性は、離職して出産する者が少ないため実線と点線はほとんど一致する。しかし99人以下、100-999人企業に勤務する有配偶正社員女性は、出産離職者も多い。このため正社員を継続しながら出産する者に限定すれば、1000人以上企業は、これより小規模の企業に比べて出産率が高いのだが、出産離職者も含めれば、2005-2006年には999人以下の企業勤務者の出産率は1000人以上企業勤務者の出産率を大きく上回っていたことが点線の比較からわかる。

しかし2009-2010年になると、就業継続での出産が容易になったためであろうか、こうした企業でも離職して出産する者の比率が低下した。これは実線が右上がりなのに対して点線が右下がりであることから明らかである。つまりどの企業規模でも正社員を継続しながら出産する者の比率が上がっている。

こうした変化は、有配偶正社員の翌年の就業状況の推移をみた図5からも確認できる。すなわち出産の有無にかかわらず有配偶正社員女性の離職はどの企業規模でも2003年から2010年にかけて年々急速に減少している。しかしながら、パネルデータの毎年の変化は、加齢(あるいは仕事経験の増加)の効果も含まれてしまう。一般に仕事経験が長くなるほど離職は減るのであり、加齢を考慮した上で就業継続がどう変化しているのかを見る必要がある。そこで改めて年齢や企業規模の影響等を考慮する多変量解析による推計を行う。

## 4.2 計量分析の結果

### 4.2.1 有業者の出産と就業への影響

表1の左の2つの欄が(1)式、右2つの欄が(2)式の推計結果である。(2)の結果は4.2.2で述べるとして、まずは(1)式の結果、すなわち最左欄の就業者全体、続く欄の有配偶就業者の結果について述べる。

短時間オプションや次世代育成法の効果とみられる、前年の企業規模ダミーと2009年、2010年のクロス項の係数  $d_i$  をみよう。政策効果は灰色で色づけしたが、表1のとおり、就業者全体、有配偶に限らず、期待通り有意に正であった。100人以上企業勤務者の第1子出産ハザードはこれ以外の企業よりも有意に低いが、政策実施後には、第1子出生ハザードは無配偶者を含めた全体では1.4%、有配偶の場合には、5.9%ほど有意に上昇した。これはこの間の有配偶者の第1子出産率が15%程度だったことを考えると、大きい効果であったことがわかる。続いて年ダミーの係数を見ると正であり、2003年に比べてこれ以降、年々前年就業者の出産が増え、2010年には2003年より8%近く増えたことがわかる。有配偶者に限ると一層その影響は強く、2003年と比べると2010年には前年就業者の出産が他の変数の影響を考慮した後に42%と大きく上昇している。

ただし表2のとおり、学歴別に推計すると、政策効果は大卒では有意で正であり、全体で2.7%と大きく出産が上がったが、短大卒では正だが有意ではなく、高卒では符号は負で有意ではなかった。効果は大卒中心である。

また学歴別推計の中に回答者の勤務する企業のファミフレ制度の有無を合わせて説明変数に加えたものが表3である。上の段が大卒、下の段が高卒を対象とした推計である。「育児休業がある(使いやすい)」ことは大卒全体で非有意(使いやすいは有意に2.1%)、(高卒で有意に1.7%(使いやすいは有意に1.4%))、短時間勤務制度がある(使いやすい)ことは大卒で有意に1.1%(使いやすいは有意に1.5%)(高卒で有意に2.1%(使いやすいは非有意に0.4%)) 出産確率を引き上げる。しかしこうした変数を入れても2009-2010年の企業とクロス項の効果は安定し、大卒でほとんど縮小しなかった。企業のファミフレ的な制度は大卒のみならず高卒の第1子出産ハザードも有意に高めるが、2009-2010年の政策効果は、

表1 第1子出産ハザードの推計(線形確率モデル、固定効果推計)

	前年就業者		有配偶の前年就業者		全体			
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
20-22 (ベース39歳以上)	0.0092	0.31	-0.1783	-0.97	0.0330	0.92	0.0258	0.72
23-24	-0.0032	-0.12	-0.1744	-1.3	0.0152	0.49	0.0161	0.52
25-26	-0.0078	-0.33	-0.0392	-0.34	0.0045	0.16	0.0099	0.36
27-28	-0.0036	-0.17	0.1035	1.04	0.0094	0.39	0.0149	0.62
29-30	0.0009	0.05	0.1608	1.88*	0.0142	0.69	0.0184	0.89
31-32	0.0131	0.88	0.2051	2.88***	0.0257	1.49	0.0293	1.71*
33-34	0.0199	1.65*	0.2121	3.75***	0.0325	2.36**	0.0350	2.54**
35-36	0.0189	2.02**	0.1887	4.4***	0.0263	2.51**	0.0277	2.66***
37-38	0.0077	1.04	0.0869	2.8***	0.0145	1.84*	0.0151	1.92*
2004 (ベース2003年または2004年)	0.0238	7.15***	0.1199	6.34***				
2005	0.0379	8.39***	0.1494	6.08***	0.0342	8.53***	0.0347	8.65***
2006	0.0486	8.44***	0.1962	6.49***	0.0562	10.75***	0.0584	11.13***
2007	0.0615	8.42***	0.2641	7***	0.0748	10.79***	0.0775	11.16***
2008	0.0649	7.40***	0.3051	6.84***	0.0879	10.31***	0.0910	10.65***
2009	0.0725	6.80***	0.3553	6.65***	0.0995	9.67***	0.1029	10.00***
2010	0.0765	6.35***	0.4202	7.01***	0.1046	8.80***	0.1077	9.06***
100人以上の企業に勤務 ( $t-1$ )	-0.0092	-2.94***	-0.0278	-1.53				
100人以上の企業に勤務 ( $t-1$ ) * (2009または2010)	0.0139	2.77***	0.0589	2.28***				
高卒 (ベース中卒)	0.0059	0.22	0.0208	0.16	-0.0103	-0.31	-0.0088	-0.27
短大卒	0.0009	0.04	-0.0304	-0.22	0.0035	0.11	0.0065	0.20
大卒	0.0408	1.86*	0.1861	1.18	0.0360	1.03	0.0341	0.98
大卒以上	0.0271	0.79			0.0224	0.51	0.0289	0.66
絶対子どもが欲しい ( $t-1$ )	0.0243	5.66***	0.0992	4.08***	0.0309	6.41***	0.0314	6.53***
子どもがほしい ( $t-1$ )	0.0080	2.26***	0.0470	2.28***	0.0098	2.49**	0.0103	2.61***
有業 ( $t-1$ )					-0.0841	-19.79***		
有業 ( $t-2$ )					-0.0303	-6.69***		
自営業 ( $t-1$ ) (ベースその他)							-0.0075	-0.76
正社員 ( $t-1$ )							-0.0160	-2.28**
パート・アルバイト ( $t-1$ )							0.0025	0.32
契約社員 ( $t-1$ )							-0.0124	-1.54
無業 ( $t-1$ )							0.0757	9.67***
自営業 ( $t-2$ )							0.0018	0.20
正社員 ( $t-2$ )							-0.0110	-1.73*
パート・アルバイト ( $t-2$ )							0.0195	2.78***
契約社員 ( $t-2$ )							0.0007	0.09
無業 ( $t-2$ )							0.0327	4.42***
定数項	-0.0358	-1.29	-0.2833	-1.99	0.0420	1.26	-0.0676	-1.99**
サンプル数	32693		6611		30180		30237	
個人数	7542		2908		6815		6822	

\*\*\*有意水準1% \*\*有意水準5% \*有意水準10%

表2 前年就業者の第1子出産ハザードの学歴別推計(線形確率モデル, 固定効果推計)

	大卒		短大卒		高卒	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
100人以上の企業に勤務(t-1)	-0.0113	-1.81**	-0.0067	-1.46	-0.0048	-0.81
100人以上の企業に勤務(t-1)*(2009または2010)	0.0270	2.54**	0.0111	1.52	-0.0040	-0.41

\*\*\*有意水準1% \*\*有意水準5% \*有意水準10%

注) 他の説明変数は表1に同じ

表3 前年就業者の第1子出産ハザードの学歴別推計, 企業個別制度を含む(線形確率モデル, 固定効果推計)

	大卒		短大卒		高卒	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
100人以上の企業に勤務(t-1)	-0.01132	-1.8*	-0.01225	-1.97**	-0.01177	-1.9*
100人以上の企業に勤務(t-1)*(2009または2010)	0.02690	2.53***	0.02661	2.5**	0.02612	2.45**
当該企業に育児休業制度あり	0.00020	0.03				
当該企業に育児休業制度使いやすい			0.02142	3.29***		
当該企業に短時間勤務制度あり					0.01100	1.84*
当該企業で短時間勤務使いやすい						0.014766
						1.93**
100人以上の企業に勤務(t-1)	-0.00572	-0.97	-0.00490	-0.83	-0.00510	-0.86
100人以上の企業に勤務(t-1)*(2009または2010)	-0.00519	-0.53	-0.00496	-0.51	-0.00481	-0.49
当該企業に育児休業制度あり	0.01686	3.03***				
当該企業に育児休業制度使いやすい			0.01398	1.96***		
当該企業に短時間勤務制度あり					0.02104	3.40***
当該企業で短時間勤務使いやすい						-0.004277
						-0.5

\*\*\*有意水準1% \*\*有意水準5% \*有意水準10%

注) 他の説明変数は表1に同じ

表4 第1子出産ハザードに対する企業の個別の制度の効果

	全部1つの式に入れる		個別に入れた場合	
育児休業あり	-0.0012	-0.35	0.0243	7.13***
上記が使いやすい	0.0192	4.72***	0.0243	7.13***
看護休暇あり	0.0037	0.87	0.0132	4.10***
上記が使いやすい	0.0062	1.02	0.0221	4.51***
育児のため勤務時間短縮あり	0.0086	2.14**	0.0170	5.62***
上記が使いやすい	-0.0075	-1.38	0.0159	3.88***
育児のための時間外労働の制限あり	0.0081	1.24	0.0038	6.22***
上記が使いやすい	-0.0049	-0.56	0.0053	5.25***
育児のための深夜業の制限あり	0.0025	0.36	0.0260	6.58***
上記が使いやすい	0.0236	2.81***	0.0351	7.10***
事業所内託児所あり	-0.0014	-0.15	0.0019	0.25
上記が使いやすい	-0.0103	-0.86	-0.0020	-0.20
有給の育児休業休暇である	0.0008	0.21	0.0080	2.19**
上記が使いやすい	-0.0068	-1.18	0.0080	1.67*

\*\*\*有意水準1% \*\*有意水準5% \*有意水準10%

注) 他の説明変数は表1に同じ

ここでも高卒者には有意ではなかった。

表4は企業のファミフレ制度を個別に、あるいは一度に、子どものいない就業者全体を対象とした分析に入れたものである。個別に入れた場合はほとんどのファミフレ制度の変数は当該企業勤務者の第1子出産に対して有意に正であった。また制度を同時に入れた場合には、「育児休業が使いやすい」、「短時間勤務制度がある」、「深夜業の免除制度が使いやすい」など、労働時間を柔軟にできる制度とその利用のしやすさが第1子出産に対して有意な影響を与えている。このように、時間の柔軟性は就業女性の出産には重要な要因である。

## 4.2.2 無業者を含めた出産への影響

初職で正社員についての方が結婚ハザードが高いことは、永瀬(2002)、酒井・樋口(2005)、守泉(2005)、津谷(2009)、吉田(2012)、厚生労働省(2013)、Fukuda(2013)と繰り返し見出されている。とすると、仕事を持っている方が出産もしやすいのだろうか。スウェーデンはそうした変化があるといわれる。そこで表1の右の2欄は、無業者も含めた全体に対する第1子出産ハザードへの影響要因の推計結果である。

ここからわかるのは、初職が正社員の方が結婚確率は上がるとしても、日本では出産については、前年無業者の方が第1子出産確率が高いということである。1期前に有業であることは、人口全体をみると出産確率を8.4%下げ(有配偶者では以下図示していないが15.0%)、2期前に有業であることは、人口全体をみると出産確率を3.0%(有配偶者では5.4%)下げている。また就業形態別には1期前に正社員であることはベースであるその他(不詳含む)に対して1.6%(有配偶者では有意ではない)下げる一方で、無業であることは、ベースに対して7.6%(有配偶者では18.3%)第1子出産確率をあげている。

しかしこの推計は4.2.1のように自然実験を利用したものではない。だから外生的な影響をとらえたものではない。むしろ逆の因果関係を示しているとみるのが妥当であろう。つまり、仕事を突然失ってしまった女性が結果として子どもを持つことにしたと解釈するよりは、もともと子どもを持つ目的で時期を見計らって離職したために、前年の無職状態が出産ハザードを上げるように見える、という結果である。しかしこの結果は、現在でも、出産目的で離職する女性が少なからずいることを示している。

最近ほど出産離職が減っていることはすでに図4で示した。出産目的の離職の減少は、就業継続者の出産がこれを上回って大きく増えない限り、人口全体では出産の減少を引き起こす。表1の右側2欄の年ダミーをみると、年々改善している<sup>10</sup>。実際に就業継続者の出産は表1左2欄のとおり増えているのだが、減少する出産離職を上回るほど就業継続出産が増えて人口全体の出生率が上がるのかどうかは、もう少し時間を経てもわからないがそれには一層就業出産を容易にしていける必要があるだろう。また1期前に「絶対に子どもがほしい」、「子どもがほしい」という強い子ども意欲があることは第1子出産ハザードをあげていることが表1から示されている。こうした意欲の変化は将来の出産に影響を与えるが、これについては4.2.4で改めて検討する。

## 4.2.3 第1子出産後の正社員就業への影響

表5は、第1子出産後の就業継続の推計、すなわち(3)式の結果である。調査期間内で前年に第1子を出産した女性は1644人いるが、前年の調査時点で正社員でありかつ勤務先企業規模等の回答に欠損のない者は525人である。説明変数に欠損のないデータを用いて出産の翌年に正社員であるかどうかのプロビット推計を行った結果が表5である。

復帰時点でみた場合には2010年でないと短時間オプションは使えないため、ここでは前年の企業規模ダミーと2010年のクロス項の係数 $d_2$ をみるが、有意に正ではなく、非有意に負であった。しかし年ダミーは2003年をベースとすると、2005年、2007-2010年にかけて正社員の就業継続は有意に正で上昇しており、かつ係数の値も2009、2010年に特に大きい正の値が計測された。

つまり第1子出産後の正社員の就業継続に関していえば、2007年以降、就業継続が年々増えたことがわかる。また100人以上の企業に勤務していることの係数そのものは大きい正であり、100人以上の企業の方が、第1子出産後に就業継続がしやすいことが明らかとなった。しかしながら短時間オプション等

表5 第1子出産翌年の有業女性の正社員就業の決定因

	係数	t 値	係数	t 値
高卒 (ベース 中卒)	0.7059	1.37	0.7048	1.40
短大	0.7261	1.44	0.7446	1.51
大卒	0.7481	1.47	0.8396	1.68*
大学院以上	0.1782	0.26	0.2834	0.42
20-22 (ベース39歳以上)	-6.7488	0	-6.1503	0.00
23-24	-0.2178	-0.42	-0.2512	-0.51
25-26	-0.0414	-0.09	0.1381	0.32
27-28	0.0276	0.07	0.1387	0.37
29-30	0.1316	0.35	0.2382	0.67
31-32	0.0100	0.03	0.1460	0.41
33-34	0.1085	0.29	0.1427	0.40
35-36	-0.5147	-1.35	-0.4558	-1.24
37-38	-0.5205	-1.28	-0.4554	-1.16
2004 (ベース2003年)	0.0058	0.03	0.0193	0.09
2005	0.6213	2.73***	0.6269	2.83***
2006	0.1106	0.44	0.1298	0.54
2007	0.4660	2.04**	0.4262	1.89**
2008	0.5163	2.15**	0.4254	1.82**
2009	0.6840	2.79***	0.6856	2.84***
2010	0.8764	2.75***	0.9000	2.83***
100人以上の企業に勤務 (t-1)	0.9049	6.78***	0.9198	7.06***
100人以上の企業に勤務 (t-1) * (2010年)	-0.2641	-0.71	-0.3700	-1.01
夫妻いずれも同様に収入責任を持つ家庭に賛成ダミー (t-1)	0.4481	3.54***		
夫妻いずれも同様に子どもケアを分かち合うに賛成ダミー (t-1)	0.5104	2.33**		
定数項	-1.8601	-2.85***	-1.2873	-2.08**
サンプル数	517		525	
Log likelihood	-284.857		-297.215	

\*\*\*有意水準1% \*\*有意水準5% \*有意水準10%

の導入は就業継続を特段に上げるような有意な影響を与えなかった。

また価値観の影響としては、夫婦同様に家事や家計分担をする意識が正社員継続を支えている。

これまでの分析から以下がわかる。2009年に行われた101人以上企業への3歳未満児のいる雇用者の短時間オプションの義務化は、有意に第1子出産ハザードを上げたが、第1子出産後の正社員就業継続には有意に影響しなかった。第1子出産後の就業継続は、もともと100人以上企業の方が高いが、経年の変化としては、100人以上企業に限らず2007年以降、2009、2010年まで、2003年に比べて年々上昇していったということである。2007年、2010年に前述のような育児休業給付の給付改善があったのでこうした影響も大きいと思われる。

ところで、短時間オプションを含めた仕事と家庭の両立対策が建議されたのは2008年12月、通常国会に提出されたのは2009年4月、法案が通ったのは2009年6月である。2009年に出産が上昇するのは早すぎないのかという疑問もある。

このような改革案は一般に経営者や労働団体との同意のもとで提案されるため、情報が事前に流れていた可能性はある<sup>11)</sup>。ネット上での議論をみるため「google trend」で「育児短時間」という言葉のトレンドサーチを行ったところ、この言葉の頻出の最大のピークは建議直後の2009年1-3月であり4月以降はネット上の議論は沈静化、成立はすでに期待に折り込まれていたと思われる<sup>12)</sup>。また表1は改正後

表6 子どもがおらず「絶対に子どもがほしい」と回答した者の就業状況別割合

		2003-2004	2005-2006	2007-2008	2009-2010	平均
前年の状況	正社員	37%	36%	33%	31%	35%
	無業	27%	25%	22%	20%	24%
	契約社員	32%	30%	30%	28%	30%
	パート・あるいはバイト	31%	25%	24%	23%	27%
計		33%	31%	29%	27%	31%

とするダミーを入れたが、念のため年ダミーを分けて、2009年、2010年で計測してみた。2009年よりも2010年の係数が高いことを期待したが、大卒以上に限定するとその効果がみられたが、全体では逆であった<sup>13)</sup>。では他の出産率上昇の理由は考えられるだろうか。2009年に出産を奨励するような100人以上企業への変化としては、次世代育成推進法の改正が2008年末にあった。他には2008年の政権交代による子ども手当の増加、2007年からの育児休業給付の40%から50%への引き上げ(当初は2010年までとされその先は決まっていなかった)、2010年からの育児休業給付の期間内の全額給付がある。しかしこれらは101人未満の企業勤務者にも権利が与えられるため、100人以上の企業で、大卒者を中心に第1子出産ハザードが増える理由とはならないだろう。100人以上の企業で2009年に出産が増える理由としては、2007年以降、大企業を中心に高まっていったワーク・ライフ・バランス推進という考え方が基盤にあり、これが101人以上企業を対象とした次世代育成法や短時間就業の義務化といった法改正に結実したことに表れるような社内変化の影響であるという解釈がもっとも納得性が高いのではないかと考える。

#### 4.2.4 子どもを持たない選択は、希望した選択なのかどうか

このデータの集計を行うと、図には示さないが30-32歳時の女性の無子比率が、2002年から2010年の間に20%ポイントも上昇したことがわかった。つまり1970年生まれから1980年生まれまでのわずか10年の間に、まことに大きい出産遅延が起きた。このように無子者が増えたのは望んだ「希望どおり」の選択か、それとも「意に反する」のかどうかを分析する。

まずクロス集計を示すと、子どもがいないが「絶対に子どもがほしい」と回答した者は、表6のとおり、調査年を通じた平均値は31%である。前年の就業状況をみると、子どものいない正社員は調査年を通じた平均値が35%ともっとも高く、子どものいない無業者は24%ともっとも低い。なお他の選択肢は「ほしい」、「どちらともいえない」、「あまりほしくない」、「絶対ほしくない」である。つまり子どものいない正社員(20歳代から42歳まで)の3分の1は「絶対に」子どもがほしいと考えているが子どもを持っていないということになる。

妊孕力が大きく下がり始めるだろう35-36歳時の女性の現実の有り状況はどうか。これを図7に示した。無業女性の8割には子供がいるが、有期雇用者の有子率はもっとも低い37%、正社員の有子率も、2009-2010は2007-2008より若干上昇したとはいえ、45%にとどまる。パート女性の有子率は、近年、初職からパートである者が増えたこともあるのだろうが、2009-2010年の35-36歳層ではやや下がり6割にとどまる。ここでわかるのは就業者ほど、35-36歳時点で子どもがいないことである。ただしこれも因果関係は明らかではない。就業しているから子どもがいないのではなく、子どもがいないから就業しているかもしれないからである。

そこで、「子どもを絶対ほしい」と思いながらも、子どもを持つ時期を遅らせていた就業女性がいたとして、短時間オプション等の今回の法制変化は、その制約を緩和したかどうかを見ることにしよう。(4)式に従い、「子どもを絶対ほしい」と回答した者の線形確率固定効果モデルの結果が表7である。

仕事時間の制約から子ども希望が強くあっても子どもがいないのであれば、2009年と2010年の改革によって、子どもを持ちたくとも持てなかった有配偶者は子どもを持ちやすくなったであろうから、無子を条件とするこの分析の分析対象からはずれることになる。そこで有配偶者について企業規模100人以上と2009-2010年とのクロス項に有意な負の係数を期待した。しかし結果は負であったが非有意であった



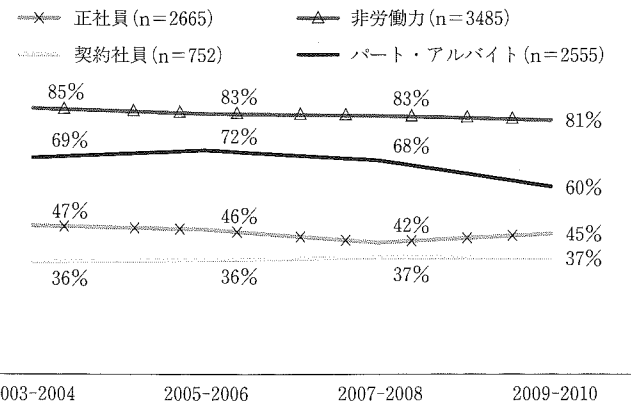


図6 就業形態別にみた35-36歳時に有子である女性の割合

表7 「絶対に子どもが欲しい」ことの要因分析(無子女性, 線形確率モデル, 固定効果推計)

	前年就業者全体		有配偶の前年就業者		未婚の前年就業者	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
高卒	-0.1342	-2.40**	-0.3139	-2.46**	-0.1041	-1.63
短大卒	-0.1327	-3.10***	-0.1920	-1.42	-0.1358	-2.84***
大卒	-0.0523	-1.16	-0.2867	-1.84*	0.0018	0.04
大卒院以上	-0.0934	-1.32	-	-	-0.0638	-0.85
20-22 (ベース39歳以上)	-0.0365	-0.75	-0.0069	-0.04	-0.0337	-0.63
23-24	0.0045	0.11	0.0103	0.10	0.0018	0.04
25-26	0.0380	1.02*	0.0475	0.57	0.0339	0.82
27-28	0.0405	1.27**	0.0384	0.55	0.0415	1.18
29-30	0.0502	1.89**	0.0222	0.38	0.0506	1.71*
31-32	0.0494	2.31***	0.0203	0.43	0.0517	2.16**
33-34	0.0403	2.46***	-0.0008	-0.02	0.0414	2.25**
35-36	0.0256	2.12***	0.0111	0.44	0.0179	1.31
2004 (ベース2003年)	-0.0066	-0.99	-0.0011	-0.06	-0.0079	-1.10
2005	-0.0183	-2.09**	-0.0192	-0.85	-0.0211	-2.22**
2006	-0.0259	-2.36**	-0.0413	-1.53	-0.0297	-2.47**
2007	-0.0219	-1.61	-0.0123	-0.38	-0.0358	-2.39**
2008	-0.0182	-1.14	-0.0580	-1.57	-0.0218	-1.23
2009	-0.0227	-1.17	-0.0310	-0.71	-0.0434	-2.01**
2010	-0.0513	-2.37**	-0.0971	-2.02**	-0.0583	-2.41**
100人以上の企業に勤務 (t-1)	-0.0015	-0.22	0.0109	0.60	-0.0043	-0.61
100人以上の企業に勤務 (t-1) * (2009または2010)	0.0242	2.34**	-0.0104	-0.41	0.0294	2.51**
自営業 (t-1)	-0.0120	-0.77	-0.0597	-1.39	0.0020	0.12
正社員 (t-1)	0.0146	1.36	-0.0140	-0.42	0.0198	1.73*
パートアルバイト (t-1)	0.0067	0.57	-0.0295	-0.86	0.0067	0.53
契約社員 (t-1)	0.0186	1.46	-0.0310	-0.82	0.0216	1.59
定数項	0.4034	8.15	0.6402	5.09***	0.3742	6.65***
観測数	32989		6662		26327	
個人数	7606		2935		6360	

\*\*\*有意水準1% \*\*有意水準5% \*有意水準10%

(表7中央欄)。ただしやや驚く変化もあった。子どものいない女性全体(表7最左欄)および未婚女性(表7最右欄)をみると、企業規模100人以上と2009-2010年とのクロス項は有意に正であった。政策の義務化の対象とされた企業において、子どもを絶対にほしいと回答する者が、未婚者において有意に2.9%増えたことになる。両立のしやすさが改善され、子育てする就業女性のモデル像が改善したために、子どもが絶対にほしいという意欲が就業者の中で高まったと解釈できよう。

未婚就業者の子どもを絶対にほしいという強い希望は、表7右欄から、29歳から34歳までが39歳以上に比べて有意に高く、とても若い場合も、より加齢がすすむ場合も下がることが示されている。また年ダミーの負の係数が大きくなっていることから、2003年と比べて最近になるほど子どもがほしいという強い意欲が未婚無子者の中で下がっていていることも示唆される。この推計から、子どもがいない未婚女性は、観察できない個人差を考慮した上でも、29歳から34歳までの間に、子どもを「ほしい、どちらでもよい、いらぬ」などではなく、「絶対にほしい」と願う者が増える。しかし35歳以降も未婚にとどまると、やがて子どものいない人生を設計するようになるのであろう、強い意欲は下がっていく。表1の結果から、「子どもが絶対ほしい」という希望が翌年の第1子出産に有意に結びつくことが示されていることから、出生率の上昇が政府の政策目標の1つであれば、「子どもが絶対ほしい」と強く感じる年齢時に、その実現をサポートするような政策が重要である。つまり29歳前後で無子にとどまる女性をターゲットとし、配偶者探しの時間をとれるようなサポート政策が、また両立が容易、あるいは子を持つても先が見通せると体感できることを担保する政策が重要ということになる。

なお興味深いことに、表7のとおり前年に正社員である未婚者は、絶対に子どもがほしいという意欲は有意水準10%だがわずかに高い。正社員であることは、女性の「絶対に子どもがほしい」という希望を高める要因であるにもかかわらず、正社員に無子が多いことは、正社員という働き方の改善の必要を示すものであろう。

### おわりに変えて

#### 1) 推計結果のまとめ

2003年の次世代育成法以降、ワーク・ライフ・バランス憲章の採択を経て、2008年末から短時間オプションの義務化、次世代育成行動計画策定の対象企業の拡大が提起され、改正法の採択と施行にすすんだ。短時間オプションが、2009年から2年間は101人以上の企業のみ義務化されたことを利用し、この政策が義務化対象企業勤務者の第1子出産ハザードに与える影響を推計した。推計式には、個人の観察できない嗜好等をも考慮する線形確率固定効果モデルを用いた。

その結果、法改正が就業女性の第1子出産ハザードを有意に上げる効果があったことが明らかになった。すなわち年齢、学歴、年ダミーや誤差項部分に含まれる観察できない個人の異質性を考慮した上で、100人以上企業勤務者の第1子出産ハザードは、法の義務化が行われた2009-2010年間にこれ以前と比べて有配偶者で5.9%、全体で1.4%、有意に上昇した。ただしその効果は大卒女性には強く見られたが、短大、高卒以下では統計的に有意ではなく、政策の恩恵は大卒女性を中心に与えられたことがわかる。これは短大卒、高卒では出産後の継続意欲が相対的にもともと低いことや、非正規雇用としてこうした権利がない者が短大卒以下の女性に増えたことともかかわっているだろう。またファミフレな雇用慣行を個別に持つ企業において、学歴を問わず就業女性の第1子出産ハザードは有意に高いことがわかった。しかしこうした雇用慣行を考慮した上でも、2009-2010年に100人以上企業で、大卒の第1子出産ハザードが有意に上昇した。

さらに短時間オプションの義務化直後に、対象企業に勤務する未婚女性の「絶対に子どもがほしい」という出生意欲も有意に高まったことから、両立の可能性が高まることで未婚就業女性の出産意欲が高まること示された。

一方、第1子出産後の就業継続は、クロス集計でみると、2009-2010年間に跳ね上がって見えるものの、学歴、年齢、家庭観などを考慮すると、2007年以降、年々連続的に上昇しており、短時間オプションの

付与という法制変化が、さらに就業継続を引き上げる効果は見出されなかった。企業規模別にみると、100人以上企業の勤務者の方が、小規模企業よりも、第1子出産後の就業継続は有意に高いことも明らかとなった。2007年、2010年の育児休業給付の増額が正社員の出産継続率の上昇に影響したのではないかと考えられる。

第1子出産の時系列的な変化として推計結果の年ダミーの効果を見ると、前年就業女性の出産ハザードは、年々高まり、特に前年就業していた有配偶女性については他の変数考慮後に第1子出産ハザードが2003年に比べて2010年には4割も上昇したことがわかった。夫の賃金だけで生活できるという見通しが崩れつつある中で、政府が仕事と家庭を両立を推しすすめてきたことが有効な効果をあげたものと思われる。

ただし無業者も含めた人口全体の出生に分析対象を広げるとかなり絵柄はかわってくる。前年、前々年に女性が有業である場合は、他を一定として第1子出産ハザードは8%、3%だけ低く、前年無業であれば8%近く高い。これは、出産するつもりで離職したという逆の因果関係を示している可能性が高い。とはいえ熱心に取り組まれた正社員に対する「ワーク・ライフ・バランス」改革は、正社員女性の仕事と出産の両立を容易にし就業出産者を増やしたが、その一方で、離職して出産する女性を減らした(図4、図5参照)。就業継続しながらの出産は、出産離職ほどは自由にタイミングを選べるとは限らず、人口全体で出産が大きく増えたとはまだいいがたい。

また子どものいない正社員女性は、35-36歳層の5割以上を占めるが、正社員は「絶対に子どもをほしい」と思っている者が多いにもかかわらず無子が多いことから就業継続女性の子どもの持ちやすさは改善されつつあるとはいえ、引き続き改善が必要と言えよう。

## 2) 考 察

このように2003年の次世代育成推進法での行動計画の義務化を発端として、2007年以降、政、労、使で熱心な取組が行われ、2008年末から2009年に101人以上企業の働き方に柔軟性を拡充する法改正が行われたが、これは、大卒女性を中心に第1子出産ハザードを上昇させ、未婚者の出産意欲を増やし、2007年以降、第1子出産後の就業継続も企業規模を問わず有意に上昇させたことがわかった。期待された政策の効果が出たといえる。

それでは、この改革で日本の出生率は反転するかといえば、無配偶非正規社員も視野にいれた改革がさらに必要と筆者は考える。

第1に、そもそも政府の仕事と家庭の両立支援策の主な対象になっている正社員女性は、この調査の平均では無配偶女性の47%に過ぎない。他はパート・アルバイトが20%、契約・嘱託・派遣社員が13%、無職が11%、自営等が5%であるが、正社員以外への政策は手薄い。また正社員の割合は結婚1年前の女性の53%、結婚1年後の38%に過ぎない(これは2002-2010に起きた結婚の平均である)。短大卒層や高卒層をもターゲットとするには、正社員以外の雇用者に対しても政策を実施することが必要である。

第2に、非正規雇用者に保護を与えず、正社員の保護のみを手厚くすれば、企業は、正社員需要を減らし、長期的には契約社員や派遣社員やパート・アルバイトなどの非正規雇用を増やすことが懸念される(たとえば森田(2005)は95年の育児休業の小規模事業者への拡大の影響を分析している)。先行研究は、女性の初職が正社員であると婚姻への移行が早まることを一致して示している。正社員のみをサポートする政策によって企業の女性正社員への労働需要が落ち、初職で正社員に就ける女性が縮小すれば、結婚への移行が遅れ、出産はむしろ減るだろう。企業の女性正社員に対する需要を減らさないためには、正社員と非正規社員とで大きく異なる育児休業の権利や、その他の格差を縮小することが必要であり、入社後の雇用区分変更を可能とする雇用慣行を作っていくことも必要である。

第3に就業者の出産が増える方向にあるが、出産離職の減少を凌駕するほど就業出産が増える変化は2010年時点では起きていない。このため人口全体でみて出生率の大きい回復には至っていないといえよう。1980から1990年代までは、日本企業は、女性は出産離職するものとして、その前提で、男性の年功的賃金や長時間労働、配偶者手当等の雇用慣行が形成されてきた。しかし一人で家計を支えられる男性が縮小方向にある現在、女性の就業継続出産を容易にする政策転換は必要な方向となった。しかしいま

だに夫婦が就業を継続しつつ子育てをするような雇用慣行は形成されていない。出産後に雇用が保護され、かつ、短時間を選ぶこともできる働き方が提供されれば、出産が増え、雇用継続も増えることが明らかになったわけであるから、その拡充が必要である。しかしこうしたライフスタイルが企業内で普通に見られるようになるには、男性の働き方を含めて引き続き雇用慣行と企業文化の変革が必要となる。

つまりアベノミクスで期待されるように、女性が就業し人的資本を蓄積しながら出産もできる社会に移行するためには、女性正社員への労働需要が落ちないよう、非正規社員との格差を縮小することが必要であり、また男性の育児参加が罰せられない雇用慣行の醸成が必要だ。それは根本的には長期雇用と有期雇用を明確に分けてきた日本型の雇用社会の変革を意味し、容易ではない。しかし急速にすすむ高齢人口や、増えるだろう外国人労働者が、年齢や属性によらず働けるようにする改革と根が一致するものであり、避けて通れない課題と思われる。企業内の長期雇用者に対する人事制度(賃金、評価等)から、非正規社員を排除することを合法とする法制度の改革がうまく実現されれば、中途からの正社員雇用への入口も拡大するはずである。また会社命令の残業や転勤をすることと安定雇用・賃金上昇をセットとして新卒採用をする長期雇用慣行の在り方を再考することも必要であろう。

第4に、直近の出産に関する政策についてである。「絶対に子を持ちたい」と思っているが持てていない未婚正社員女性が多くいることがわかった。時間が経過し未婚にとどまるほど子どもを持つ意欲は下がっていく。35-36歳時点で子どもがいない女性は、正社員は55%に達し、契約社員・派遣社員は6割強である(2009-2010年)。女性は29歳頃に「絶対に子どもを持ちたい」という意欲が上昇することがわかったので、保育定員の拡充、労働時間の自由度を増す人事慣行、出会いの機会の拡大など、ターゲット年齢者を意識したサポートの拡充が望まれる。

では正社員と非正規社員の差を縮める取組の第1歩として、育児休業法の適用をどのように非正規社員にも拡大すればいいのだろうか。2005年から非正規社員にも対象が広げられたとはいえ、妊娠時点でその後原則3年継続勤務が見込まれる者に限定されており、基準が明確ではない。私はこれを1年以上の雇用保険加入者全員に広げることを提案する。また就業継続希望者の数と比べて大都市圏の保育枠は明らかに不足している。この急速な拡充は最重要課題であろう。

最後にこの研究の限界を述べる。この研究では、短時間オプションが就業女性の出産を容易にしたという仮説をもって、その政策効果を推計するために、政策対象だった女性について Difference in Difference を推計したところ、2009-2010年間に明らかに第1子出生が増え、かつ未婚就業女性の出産意欲も上がったことが示された。しかし101人以上企業で2008年以前とは不連続な、出産をしやすくするような筆者が知らない外生的な変化があったとしてもこの結果はもたらされるものである。次世代育成推進法、ワークライフバランス憲章から2010年の改正育児休業法に至る中で企業内の認識がかわり、育児休業後の継続が容易となった中で、短時間オプションが義務化されたことが、政策対象企業の2009-2010年の第1子出生率上昇につながったと筆者は解釈する。しかしこの先、企業が非正規雇用の拡大という形で女性の新規採用の調整を行っていくとすれば、出生率の上昇は長続きはしない。

また個人にとっても、2009-2010年の出産率の上昇は、これまで溜まっていた意欲が実現されたという出産タイミングのみへの影響だったのか、それとも子どもを持つ意欲そのものの継続的な上昇につながったのか、これは新しいデータを用いて検証をすべき筆者の課題である。

## 謝 辞

本稿で利用した厚生労働省『21世紀成年者縦断調査』は文部科学省委託研究、近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究「ジェンダー格差センシティブな働き方と生活の調和」(代表永瀬伸子、2008-2012)および安倍フェローシップ(2013-2015)に基づき利用を許可された。本稿の一部は2013年3月 International Sociological Association RC06(於台北 Academia Sinica)および2013年6月日本人口学会(於札幌市立大学)で発表され、また本誌レフェリーから有益なコメントを得た。記して謝したい。

注

- 1 厚生労働省によれば301人企業では2007年6月時点で対象企業の97.6%が届出を終えていた。また101人以上300人以下の企業の届出は2010年に9.1%だったが2011年6月には81.6%になったとしている。2008年に筆者が行った大企業人事部への聞き取りでは、次世代育成法に対応する中で長期的な労働力の減少と女性活用の必要性に気づかされたという発言があった。
- 2 妊娠時に、育児休業復帰後、引き続き1年雇用される見通しがある有期雇用者について育児休業が可能となった。3年ほど先までの雇用が見込める有期雇用者、ということになり現実にはかなり限定されてしまうものと思われる。
- 3 それまでは育児休業中は30%が支払われ、復帰後6か月してから20%×休業月数が支払われる仕組みだった。
- 4 パパママプラスと呼ばれるこの制度は、1つは、父親が出産8週以内に育児休業をとった場合は父親は2回目の育児休業をとれるというものであり、加えて父親が育児休業をとれば休業期間を2か月延ばせるという内容であり、意義は大きい。ただしすでに認可保育園に入れない場合、1歳6か月まで育児休業を延ばせる制度が導入されていたため、実質的に育児休業期間を延ばす意義は小さかったと考えらえる。
- 5 大学では東京大学社会科学研究所（佐藤博樹教授等）が大企業を中心とした取組を2008年から、学習院大学経営研究所（脇坂明教授等）が企業人事部を中心に取組を2007年から、お茶の水女子大学近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究（文部科学省委託事業）「ジェンダー格差センシティブな働き方と生活の調和」（筆者等）は2008年より企業や労働組合と連携しつつも普通の女性の目線を重視する調査研究を行なった。
- 6 国立社会保障・人口問題研究所（2011）『第14回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査：夫婦調査の結果概要』図5-3より。
- 7 厚生労働省が発表している数値よりやや低めなのは、9人以下の小規模企業勤務者が含まれること、個人調査であるため、個人の認識によるものであるためであろう。
- 8 実線は  $t-1$  期に正社員かつ子どもがいない女性のうち、 $t$  期にも正社員就業した有配偶者を  $t-1$  期の企業規模ごとに分母とし、そのうち  $t$  期の出産者を分子としたものである。
- 9 この正の係数は100人以上企業に正社員が多く、その他企業にパートが多いことに起因しているわけではない。正社員に限定しても、 $d_1$  は0.0257 (4.38) であり、有意な政策効果を示す。一方、契約社員・派遣社員のように政策の恩恵を受けにくいフルタイム雇用者を分析すると  $d_1$  は、0.0075 (0.94) と0と異なる（( ) 内は  $t$  値）。
- 10 なお2年前の情報までを推計に用いているために前年の情報のみを使う左2欄と比べて、右2欄は推計期間が2005年から2010年までと1年短くなっている。
- 11 すでに2005年から短時間、フレックスタイム、ベビーシッター補助等を含めた5つの選択肢のうち何等かの措置をとることが義務化されていた。
- 12 ネット上の議論が盛んになったのは法改正のために2008年12月25日に仕事と家庭の両立対策の充実が建議された直後であった。実際に通常国会に提出されたのは2009年4月、衆参両院で議論され法案が通ったのは2009年6月であるが、すでに議論は沈静化、次の言葉のピークは短時間オプションの101人以上企業への施行の2010年6月であった。
- 13 子どものいない有配偶者全体で行った場合は、2009年と100人以上企業とのクロス項は有意水準5%で有意な正であり、係数 ( $t$  値) は0.0648 (2.18) である。2010年と100人以上企業とのクロス項は有意ではないが正 (0.0434 (1.28)) であった。子どものいない大卒有配偶者で推計した場合は、2009年は有意ではないが正 (0.0976 (1.54))、2010年は有意水準5%で有意なきわめて大きい正 (0.180 (2.48)) であった。

引用文献

- 安部由起子, 2011, 「男女雇用機会均等法の長期的効果」, 『日本労働研究雑誌』第53巻10号, 12-24ページ。
- 今田幸子・池田心豪, 2006, 「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援の課題」, 『日本労働研究雑誌』No. 553。
- 岩澤美帆, 2004, 「妻の就業と出生行動：1970～2002年結婚コーホートの分析」, 『人口問題研究』第60巻第1号, 50-69ページ。
- 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』第48号, 45-53ページ。
- 川口章, 2008, 「男女が働きやすい職場とは：均等化施策とワーク・ライフ・バランス施策が賃金と就業継続意欲に及ぼす影響」, 『ジェンダー経済格差』勁草書房。
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2011, 『第14回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査：夫婦調査の結果概要』 (<http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou14/doukou14.asp>)。
- 厚生労働省, 2013, 『21世紀出生児縦断調査および21世紀成年人縦断調査特別報告書(10年分のデータより)』3月。 <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/judan/tokubetsu13/index.html>
- 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』第535号, 29-41ページ。
- 坂爪洋美, 2009, 「両立支援策が従業員の就業継続意欲ならびに仕事への意欲に与える影響」, 内閣府経済社会総合研究所, 『平成20年度ワーク・ライフ・バランス社会の実現と生産性の関係に関する研究報告書』。
- 佐藤一磨・馬欣欣, 2008, 「育児休業法の改正が女性の就業継続に及ぼす影響」, 樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀 COE 編, 『日本の家計行動のダイナミズムIV』, 慶応大学出版会, 119-139ページ。
- 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ページ。
- 駿河輝和・張建, 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』第59号, 56-63ページ。
- 武石恵美子, 2011, 「働き方と両立支援策の利用」, 樋口美雄・府川哲夫編, 『ワーク・ライフ・バランスと家族形成：少子社会を変える働き方』, 東京大学出版会, 173-194ページ。
- 津谷典子, 2009, 「学歴と雇用安定性のパートナー形成への影響」, 『人口問題研究』第65巻2号, 45-63ページ。
- 戸田淳二, 2011, 「両立支援の普及実態と両立支援策が出生行動に与える影響」 IPSS Discussion Paper Series No. 2011-J06。
- 永瀬伸子, 1999, 「少子化の要因 就業環境が価値観の変化か：既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」, 『人口問題研究』第55巻第2号, 1-18ページ。
- 永瀬伸子, 2002, 「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」, 『人口問題研究』第58巻第2号, 22-35ページ。
- 永瀬伸子, 2003, 「何が女性の就業継続を阻むのか」, 『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研究調査結果を中心に』, 日本労働研究機構調査研究報告書 No. 157, 194-209ページ。
- 永瀬伸子・山谷真名, 2011, 「大企業勤務の大卒正社員女性の就業継続不安：コース別人事に着目して」, 『キャリアデザイン研究』第7巻, 185-197ページ。
- 永瀬伸子・山谷真名, 2012, 「民間大企業管理職女性のキャリア形成」, 『キャリアデザイン研究』第8巻, 95-105ページ。
- 永瀬伸子・守泉理恵, 2014, 「第1子出産後の就業継続率はなぜ上がらなかったのか『出生動向基本調査』2002年を用いた世代間比較分析」, 『生活社会科学研究』第20号, 19-36ページ。
- 樋口美雄, 1994, 「育児休業制度の実証分析」, 社会保障研究所編, 『現代社会と社会保障：結婚・出生・

育児』, 東京大学出版会, 181-204ページ。

樋口美雄・阿部正浩, 1999, 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング：固定要因と変動要因の分析」, 樋口美雄・岩田正美編, 『パネルデータからみた現代女性：結婚・出産・就業・消費・貯蓄』, 東洋経済新報社, 25-65ページ。

樋口美雄, 2007, 「女性の就業継続支援策：法律の効果・経済環境の効果」, 『三田商学研究』第50巻第5号, 45-66ページ。

守泉理恵, 2005, 「非典型労働の広がり」と少子化」, 『人口問題研究』第61巻第3号, 2-19ページ。

森田陽子・金子能宏, 1998, 「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」, 『日本労働研究雑誌』No. 459, 50-62ページ。

森田陽子, 2005, 「育児休業法の規制側面一労働需要への影響に関する試論」第536号, 123-136ページ。

山谷真名, 2011, 「共働き有配偶女性が子どもを持つことを躊躇する要因：正社員有配偶女性のグループ面接による質的研究」, 『生活社会科学研究』第17号, 55-69ページ。

吉田崇, 2012, 「若年女性の初期キャリアとライフコースの動態」, 『社会学研究』第90号, 75-96ページ。

労働政策研究・研修機構, 2011, 『出産・育児期の就業継続—2005年以降の動向に着目して』, 労働政策研究報告書 No. 136。

Baker, Michael and Kevin Milligan, 2008, “How Does Job-Protected Maternity Leave Affect Mother’s Employment?” *Journal of Labor Economics*, Vol. 26 No. 4, pp.655-691.

Baum, Charles L., II., 2003, “The Effect of Maternity Leave Legislation on Mother’s Labor Supply after Birth,” *Southern Economic Journal*, Vol. 69, No. 4, pp.772-799.

Berger, Laurence M. and Jane Waldfogel, 2004, “Maternity Leave and the Employment of New Mothers in the United States”, *Journal of Population Economics*, Vol. 17, No. 2, June, pp.331-349.

Fukuda, Setsuya, 2013, “The Changing Role of Women’s Earnings in Marriage Formation in Japan,” *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 646, pp.107-127.

Han, Wen-Jui, Christopher Ruhm, and Jane Waldfogel, 2009, “Parental Leave Policies and Parents’ Employment and Leave-Taking,” *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 28, No. 1, pp. 20-54.

Klerman, Jacob Alex and Arleen Leibowitz, 1997, “Labor Supply Effects of State Maternity Leave Legislation,” in *Gender and Family Issues in the Workplace*, ed. Francine D. Blau and Ronald G. Ehrenberg. New York : Russell Sage Foundation.

Lalive, Rafael and Josef Zweimuller, 2009, “How does Parental Leave Affect Fertility and Return -to-Work? Evidence from Two Natural Experiments,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124, No. 3, pp.1363-1402.

Leibowitz, Arleen, Jacob Alex Klerman and Linda J. Waite, 1991, “Employment of New Mothers and Child Care Choice : Differences by Children’s Age”, *The Journal of Human Resources*, Vol. 27, No. 1, pp.112-133.

Ruhm, Christopher J., 1998, “The Economic Consequences of Parental Leave Mandates : Lessons from Europe”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, pp.285-317.

Schönberg, Uta and Johannes Ludsteck, 2007, “Maternity Leave Legislation, Female Labor Supply and the Family Wage Gap,” IZA DP NO. 2699.

Waldfogel, Jane, Yoshio Higuchi, and Masahiro Abe, 1999, “Family Leave Policies and Women’s Retention after Childbirth : Evidence from the United States, Britain, and Japan,” *Journal of Population Economics* 12, pp.523-45.

Waldfogel, Jane, 1999, “The Impact of the Family and Medical Leave Act,” *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 18 No. 1, pp.137-156.

キーワード：短時間オプション, 第1子出産, 出産意欲, 就業継続

付録 平均値 I

	前年子ども0人の就業者				前年子ども0人の有配偶就業者			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
第1子出産ハザード	0.02884	0.16737	0	1	0.1413	0.34834	0	1
20-22歳	0.04016	0.19634	0	1	0.0056	0.07461	0	1
23-24歳	0.09797	0.29728	0	1	0.0290	0.16794	0	1
25-26歳	0.14330	0.35039	0	1	0.0741	0.26198	0	1
27-28歳	0.16380	0.37010	0	1	0.1370	0.34392	0	1
29-30歳	0.15123	0.35827	0	1	0.1746	0.37962	0	1
31-32歳	0.12703	0.33301	0	1	0.1700	0.37568	0	1
33-34歳	0.10715	0.30931	0	1	0.1537	0.36067	0	1
35-36歳	0.08375	0.27702	0	1	0.1216	0.32687	0	1
37-38歳	0.05114	0.22029	0	1	0.0774	0.26732	0	1
2004年	0.16422	0.37049	0	1	0.1325	0.33907	0	1
2005年	0.14291	0.34998	0	1	0.1302	0.33659	0	1
2006年	0.13342	0.34004	0	1	0.1283	0.33442	0	1
2007年	0.11614	0.32040	0	1	0.1252	0.33102	0	1
2008年	0.09663	0.29545	0	1	0.1148	0.31882	0	1
2009年	0.08552	0.27966	0	1	0.1112	0.31438	0	1
2010年	0.06965	0.25456	0	1	0.1026	0.30340	0	1
100人以上の企業に前年勤務	0.51806	0.49968	0	1	0.5209	0.49960	0	1
上記と2009・2010年ダミーのクロス項	0.08396	0.27734	0	1	0.1187	0.32351	0	1
絶対に子どもがほしい	0.32539	0.46853	0	1	0.3831	0.48619	0	1
子どもが欲しい	0.37711	0.48467	0	1	0.3592	0.47982	0	1
高卒以下	0.24904	0.43247	0	1	0.2584	0.43776	0	1
短大卒	0.46398	0.49871	0	1	0.4621	0.49860	0	1
大卒	0.24436	0.42972	0	1	0.2376	0.42567	0	1
大学院以上	0.01438	0.119038	0	1	0.0142	0.11840	0	1
サンプル数	32693				6611			

付録 平均値 II

	前年就業者, 現在子ども0人				前年就業者, 現在未婚かつ子ども0人			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
絶対に子どもがほしい	0.3213	0.4670	0	1	0.3086	0.4619	0	1
高卒以下	0.2494	0.4326	0	1	0.2470	0.4313	0	1
短大卒	0.4636	0.4987	0	1	0.4640	0.4987	0	1
大卒	0.2441	0.4295	0	1	0.2458	0.4306	0	1
大学院以上	0.0144	0.1190	0	1	0.0144	0.1191	0	1
20-22歳	0.0398	0.1955	0	1	0.0485	0.2148	0	1
23-24歳	0.0987	0.2983	0	1	0.1161	0.3204	0	1
25-26歳	0.1433	0.3504	0	1	0.1607	0.3673	0	1
27-28歳	0.1638	0.3701	0	1	0.1705	0.3761	0	1
29-30歳	0.1510	0.3580	0	1	0.1451	0.3522	0	1
31-32歳	0.1271	0.3331	0	1	0.1163	0.3206	0	1
33-34歳	0.1072	0.3094	0	1	0.0955	0.2940	0	1
35-36歳	0.0840	0.2774	0	1	0.0744	0.2624	0	1
37-38歳	0.0509	0.2197	0	1	0.0443	0.2057	0	1
2004年	0.1628	0.3691	0	1	0.1707	0.3762	0	1
2005年	0.1506	0.3577	0	1	0.1541	0.3610	0	1
2006年	0.1322	0.3387	0	1	0.1335	0.3401	0	1
2007年	0.1151	0.3191	0	1	0.1128	0.3163	0	1
2008年	0.0958	0.2943	0	1	0.0912	0.2878	0	1
2009年	0.0848	0.2785	0	1	0.0783	0.2686	0	1
2010年	0.0690	0.2535	0	1	0.0607	0.2389	0	1
100人以上の企業に前年勤務	0.5170	0.4997	0	1	0.5163	0.4997	0	1
上記と2009・2010年ダミーのクロス項	0.0832	0.2762	0	1	0.0744	0.2625	0	1
昨年自営業	0.0567	0.2312	0	1	0.0527	0.2234	0	1
昨年正社員	0.5330	0.4989	0	1	0.5459	0.4979	0	1
昨年パートアルバイト	0.2169	0.4121	0	1	0.2083	0.4061	0	1
昨年契約社員	0.1484	0.3555	0	1	0.1455	0.3526	0	1
サンプル数	32989				26327			

## The Effect of a Short-Hour Option Mandate on First Childbirth, Birth Intention and Work Continuation after Childbirth: Evidence from Japan

Nobuko NAGASE

(Ochanomizu University)

[Abstract]

This paper analyzes the effects of a mandate of a short-hour option for employees with children under three. The study focuses specifically on the mandate's impacts on the probability of first childbirth, on the intention to have children, and on the decision to continue work after the first childbirth. Identification of these impacts is based on a Japanese reform that was initially mandated for firms with 101 employees. My results, using a linear probability fixed effect model, showed that probability of first childbirth as well as the intention of having children increased for those working at firms with 101 or more employees, as compared with those at smaller, non-mandated firms, immediately after the reform. The result showed that increased flexibility in work hours along with job protection is relevant for fertility and fertility intention. Work continuation after the first childbirth was not affected by the short-hour option mandate, but increased significantly from 2007 to 2010. There was increased cash transfer in the form of parental leave allowance in 2007 and in 2010. Present leave policy covers mostly the permanent employees and not the termed and hourly employees which comprise about one-half of the unmarried female population, causing concern about the replacement of protected by non-protected employment. We also found that less than half of permanent employees and full-time termed employees have any child by age 35 to 36, though the intention of having children is comparatively high, signifying the need for further improvement in their family-friendly work environment.

**Key word:** Short-hour mandate, first childbirth, fertility intention, work continuation