

2007年の育児休業職場復帰給付金増額が出産後の就業確率に及ぼす効果に関する実証研究

——擬似実験の政策評価手法を用いた試論

朝井友紀子

(東京大学助教)

本研究では、子育て期の労働者の雇用継続の促進を主眼とした育児休業制度について、近年注目されている擬似実験デザイン的手法に基づき政策変更が与えた効果の検証を試みた。政府は、女性の出産後の就業率を引き上げることを目的として、2007年に育児休業職場復帰給付金の給付率を休業前平均賃金の10%から20%に引き上げた。改正の対象となるのは2007年4月以降に育児休業から職場復帰した女性であるため、育児休業の取得期間を考慮して、2006年4月以降に出産した女性をトリートメントグループ、2006年3月以前に出産した女性をコントロールグループとし、出産1年前と出産12～24カ月後の正規就業率の両グループの差を比較した。この改正は、事前の改正予測が難しかったことから、トリートメントグループとコントロールグループが無作為に割り当てられたという点で、擬似実験の政策評価手法を使った分析に適している。育児休業制度が利用可能である正規就業女性の差の差分分析の結果、2007年の改正は、改正後に出産した女性について、改正前に出産した女性と比較した場合の12～24カ月後の正規就業確率を有意に引き上げる効果はないことが明らかになった。なお、本稿で使用したデータの観察数が少ないことから、結果の頑健性を再検証すべく、今後大規模なデータを使用した政策効果の分析が必要であろう。

【キーワード】 労働政策一般、女性労働政策、労働経済

目次

- I はじめに
- II 産休、育休制度の概観
- III 先行研究
- IV 分析の枠組み
- V データと政策評価の手法
- VI 育児休業給付金増額が女性の就業に及ぼす効果の推定結果
- VII まとめと考察

I はじめに

本研究では、子育て期の労働者の雇用継続の促進を主眼とした育児休業制度について、擬似実験デザイン的手法に基づきその政策評価を試みる。国立社会保障・人口問題研究所(2005)によると、出産前に就業していた女性のうち、第一子出産後に仕事を継続しているものは38.0%に過ぎない¹⁾。厚生労働省(2008)によると、常用労働者5人以上の民営事業所に勤める出産した女性労働者のうち90.6%が育児休業(以下、育休)を取得しているが、育休取得者のうち11.3%は育休の終

了とともに離職している²⁾。OECD Family Database (2011)によると、日本の25歳から49歳の女性の就業率は65.7%であるが、他のOECD諸国と比較すると約10ポイント低い。子どもを持つ女性に限った就業率はさらに低く、3歳以下の子どもを持つ女性で29.8%となっており、他のOECD諸国と比較すると約30ポイント低い数値となっている(OECD 2011)。男女雇用機会均等法が施行されてから25年ほど経過したが、出産後の女性の就業はいまだに大きな課題である。育児をする労働者の仕事と家庭との両立を推進し、出産後の就業率を上昇させるため、政府は、休業中の所得保障を目的とした育児休業給付の給付率引き上げをする法改正を度々実施している。

育児制度の法改正をまとめると表1の通りとなる。給付率が数回改正されたが、その就業への効果は十分に評価されているとは言い難い。雇用保険から給付される育児給付金は、休業中に毎月支給される基本給付金と、職場復帰後に一括で給付される職場復帰給付金(月額×休業月数)に分かれている³⁾。基本給付金と職場復帰給付金を合わせた給付率が、育児を取得した女性の休業期間における所得となる。職場復帰給付金を受給するためには、職場復帰後に継続して6カ月間勤務する必要がある。1992年の制定時点では雇用保険からの給付金支給はなかった。給付金の支給は1995年から開始され、基本給付金と職場復帰給付金をあわせて、出産前平均賃金の25%が支給されていた。2001年には基本給付金の給付率が10%、職場復帰給付金が5%増額され、さらに2005年には受給資格が条件に該当する期間労働者にまで拡大し、最大取得可能期間が6カ月延長された。本研究で注目するのは、女性の職場復帰を推進することを目的として、職場復帰給付金の給付率が10%から20%に引き上げられた2007年の制度改正である。つまり、改正後に育児を取得し職場復帰をした女性は基本給付金と職場復帰給付金を合わせると賃金の50%の給付金を受給できるのに対し、改正前に職場復帰をした女性は40%の給付金を受給することとなる。この改正の対象となるのは、2007年4月1日以降に職場復帰をした女性である。この改正は、2007年4

月23日に改正され、2007年4月1日に遡及施行された。よって、妊娠・出産をする女性が予測不可能なタイミングで実施され擬似実験のような環境が生まれたことから、政策評価の枠組みでその効果を検証するのに適している。つまり、出産した女性が政策変更該当するために、出産タイミングをコントロールすることが非常に困難であった。本研究では、この環境を生かし、改正前に出産した女性をコントロールグループ(改正の影響を受けない)、改正後に出産した女性をトリートメントグループ(改正の影響を受ける)とし、両グループの出産前後の平均就業率(正規就業に限る)を比較することで、給付率の引き上げが出産後の正規就業率に与えた影響の政策評価を試みる。

育児給付金に関する政府統計としては、厚生労働省「雇用保険事業年報」が、育児の基本給付金受給者数と職場復帰給付金受給者数を公表している。しかし、基本給付金受給者のうち、職場復帰給付金を受給した女性の割合が公表されておらず、実際に育児を取得した女性のうちの程度が職場復帰したのかを知ることはできない。また、2010年4月には、休業中の所得保障を目的として、基本給付金と職場復帰給付金が統合され、「育児給付金」として支払われることとなったが、当時の審議会議事録によると、職場復帰給付金の休業後の職場復帰率への効果が政策評価の枠組みで検証された後に行われた政策変更ではなかった⁴⁾。

以上の理由から、出産をした女性労働者の就業の意思決定が、給付率の増加に影響を受けたかどうかについて、十分に検証されていないといえよう。

本研究では、2007年の改正における職場復帰給付金の増額が出産後の正規就業確率に与える効果を検証する。職場復帰給付金の増額は、出産をした女性の職場復帰の意思決定にどのような影響を与えるのであろうか。出産した女性の職場復帰率を上昇させるためには、給付率増額は有効なのであろうか。なお、本稿の分析に用いたデータの観測数が少ないことから、今後大規模なデータを利用した再分析が必要であることを指摘しておく。

表1 育児休業制度の改正の概要

施行年月日	育児給付金給付率			最大取得可能期間	受給資格者
	基本給付	職場復帰給付	合計		
1992年4月1日	なし	なし	0%	10カ月	30人以上の常用労働者を雇用する事業所に勤める常用労働者
1995年4月1日	20%	5%	25%	10カ月	常用労働者
2001年1月1日	30%	10%	40%	10カ月	常用労働者
2005年4月1日	30%	10%	40%	16カ月	常用労働者, 条件を満たす期間労働者
2007年4月1日	30%	20%	50%	16カ月	常用労働者, 条件を満たす期間労働者
2010年4月1日	50%	0%	50%	16カ月	常用労働者, 条件を満たす期間労働者

II 産休、育休制度の概観

分析に入る前に、日本における産休と育休制度について概観する。就労女性の出産前後における母体保護と所得保障のための制度としては産休と育休があげられる。産休は、出産した就労女性の母体保護のため労働基準法で規定されており、産前に42日間、産後に56日間取得することができる。産休の開始日は、出産予定日をもとに決定されるが、早産や過期産の場合には開始日を調整することができる。産休中は健康保険から休業前収入の2007年3月以前は60%の額、2007年4月以降は3分の2の額に相当する出産手当金が支給される。出産手当金の対象となるのは、健康保険に加入している労働者である。出産手当金額が2007年4月以降増額されたが、この改正は出産手当金の支給額に賞与を反映させるという趣旨で実施された⁵⁾。改正の施行の日である2007年4月1日の前日までに出産手当金をすでに受けていた者については、施行前の額が適用される。

一方、産休後に取得できる育休は、育児・介護休業法により規定され、雇用保険から給付金が支給されることから、未加入者には給付金の受給資格がない⁶⁾。給付金の額は、出産前6カ月の平均賃金を基準として支払われる⁷⁾。育休を取得する女性は、子が1歳になるまでを上限とした休暇を申請する⁸⁾が、子どもの養育者の死亡、負傷、疾病や、保育所に空きがないなどの特別な事情がある場合においては、半年の延長をすることが可能である。半年の延長を申請するにあたって

は、保育所が満員で入所できないことを証明する入所不承諾通知書等を提出する必要があるため、虚偽の申告をすることはできない。厚生労働省(2005)によると、常用労働者5人以上の民営事業所に勤める出産しかつ育休を取得した女性労働者のうち、12カ月以上の育休を取得した女性は16%であった^{9) 10)}。

III 先行研究

育休の政策効果は、制度の充実している欧米において研究の蓄積が豊富である。多くの研究が、育休取得の権利があることは、出産後の就業確率を高めることを明らかにしている。たとえば、Baum (2003) はアメリカについて、Baker and Milligan (2008) はカナダについて、制度の存在は育休取得後の就業確率を押し上げたことを示した。就業確率は育休期間にも影響を受ける。たとえば、Lalive and Zweimuller (2009) はオーストリアについて、育休期間の延長の効果を検証し、出産後の就業確率を押し下げる効果があったことを明らかにした。一方、Hanratty and Trzcinski (2009) はカナダについて、期間の延長は就業確率には影響はなかったとの結果を示している。

日本でも育休制度の効果に関する研究は存在するが、近年の給付金の額に関する制度改正の出産後の就業確率への効果を検証した研究は筆者の知る限り見当たらない。たとえば、樋口(1994)は、1987年の『就業構造基本調査』から学卒後正規就業した経験のある25～29歳の女性を対象として、制度のある企業に勤める者の有配偶率

と継続就業率が制度のない企業に勤める者よりも高いことを明らかにした。滋野・大日(1998)は、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査(JPSC)」から、1993年に就業しかつ無配偶の女性について、育休がある企業とない企業に勤める者の1994年の継続就業率を比較し、制度が無配偶女性の継続就業を促す効果があることを明らかにした。駿河・張(2003)は、JPSCの1993～1997年のデータから、有配偶の就労女性について勤め先に制度がある場合に、出生率と継続就業確率が高まることを明らかにした。今田・池田(2006)は、労働政策研究・研修機構「仕事と生活調査」(2005)から、制度は、親族援助や保育所の利用と組み合わせられることで、継続就業確率を高める可能性があることを明らかにした。佐藤・馬(2008)は、本稿と同じ「慶應義塾家計パネル調査」の2004年データを使用し、制度がある職場に勤める女性は、制度がない職場に勤める女性に比べて継続就業確率が高いことを明らかにした。しかしながら、多くの先行研究では、就業選好のある女性が制度のある企業もしくは制度を利用しやすい企業を選択したことによるセレクションバイアスを取り除いた上で就業確率への影響が推定されていない。育休取得率は、企業によって大きく異なり、取得が容易な企業とそうではない企業があること、そして学生は育休の取得率を就職活動の際に考慮している可能性があることを鑑みると、セレクションバイアスの影響は大きいと考えられる。また、近年の改正の就業確率に与える影響の評価も行われていない。

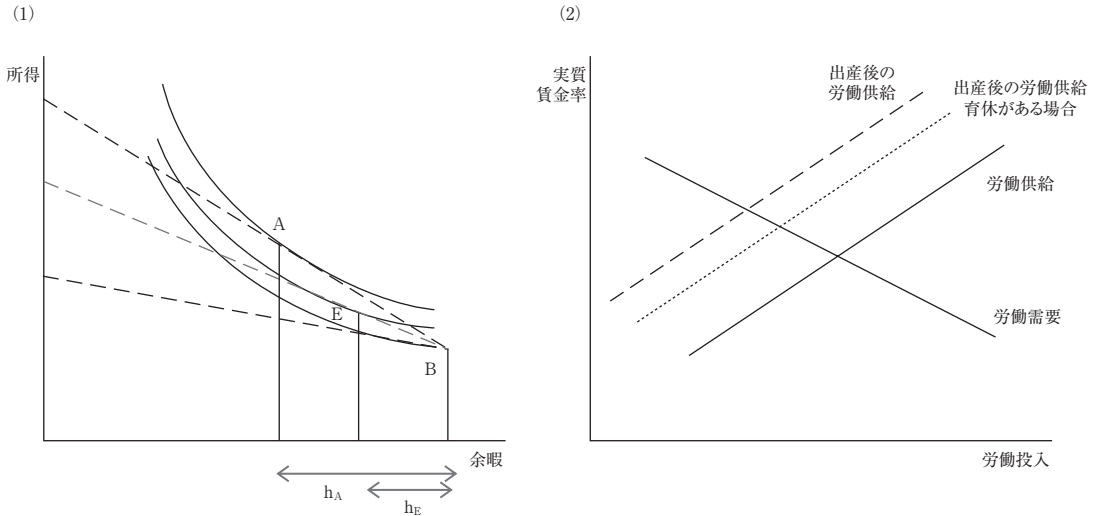
一方、本研究は先行研究が抱えていた問題を解消し、2つの点で貢献する研究であると考えられる。1つ目は、擬似実験のデータを利用した分析結果を示している点にある。2007年の改正は出産する女性にとって予測不可能であったことから、改正の影響を受けるグループと受けないグループが「出産タイミング」によって無作為に割り当てられた。この環境を利用し、改正前に出産した女性と改正後に出産した女性の出産前後の正規就業率を比較することで、政策の効果を検証した。よって、女性が育休を取得しやすい企業を選択したことによるセレクションバイアスを取り除いた上で

出産後の正規就業確率を推定できている。2つ目は、これまで検証が行われてこなかった近年の育休制度改正についてその効果を検証していることにある。

IV 分析の枠組み

育休制度の改正が就業に及ぼす影響を検証するにあたり、静学的労働供給モデルを使用する(Boeri and van Ours 2008)。女性は所得と余暇から効用を得ると仮定する。ここで、子どもの育児に充てる時間は余暇であると考えため、労働時間の増加は外部の保育サービスを利用する時間の増加と考える。図1左側のパネル(1)は、2007年の育休制度改正による女性の労働供給の予測される変化を図示したものである。それぞれ、破線は予算制約線、曲線は無差別曲線を表す¹¹⁾。一番上の予算制約線は、出産前の状況を表し、無差別曲線と交わる点Aが最適な所得と余暇の組み合わせとなり、女性は h_A 時間働く。一番下の予算制約線は、出産後を表し、賃金率が低下し最適な所得と余暇の組み合わせは点Bとなるため、女性は働かないことを選択する(出産直後は、子どもと過ごす余暇の価値が高いため、労働市場で働くことの留保賃金が高い)。中間に位置する予算制約線は、出産後かつ改正後の育休給付金を受給できる場合である。出産による賃金率の低下を育休給付金が補完するため、最適な所得と余暇の組み合わせは点Eとなる。よって女性は h_E 時間働くことを選択すると考えられる。本研究の関心は、育休職場復帰給付金の増額が、出産後の女性の余暇・所得選択に与える影響にある。つまり、改正前の育休給付金率では働かないことを選択していた女性が、2007年改正の給付率増額によって働くことを選択するようになったのか(点Bから点Eへのシフト)を検証する。図1右側のパネル(2)は労働市場における女性の労働需要供給曲線を表している。破線が出産後の女性の労働供給であり、余暇の価値が上がるため、女性は出産前と同じ賃金が提示されても同じだけの労働を供給しようとは考えないことから、労働市場において労働供給曲線が左にシフトする。育休制

図1 女性の予算制約と無差別曲線（左）と労働需要供給曲線（右）



度を考慮した場合が中間に位置する点線の供給曲線である。育休給付金は労働供給をすることの賃金インセンティブを与えるため、労働供給曲線が「出産後の労働供給曲線」から右にシフトする。つまり、2007年改正による給付金の増額は労働供給曲線へのショックを意味する。よって、育休制度改正によって、労働供給曲線が右にシフトし、労働市場において女性の労働供給が増えた可能性がある。

図2では出産前に月に20万円の収入があった女性を例として、改正前と後の給付金額を比較した。「コントロールグループ」は2007年の育休改正前に産休・育休を取得し、職場復帰した場合の収入、「トリートメントグループ」は改正後に産休・育休を取得し、職場復帰した場合の収入を示す。産前1.5カ月と産後2カ月は健康保険から出産手当金改正前は収入の60%の額、改正後は3分の2に相当する出産手当金が支給されることから、収入は改正前で12万円、改正後で約13万3000円となる。なお、2007年4月1日以降に産休を取得した女性が出産手当金改正の対象となるため、トリートメントグループのうち2006年4月1日から2007年5月11日前後までに出産した女性は休業前賃金の60%の出産手当金を受給することに注意されたい¹²⁾。2007年の改正前後で

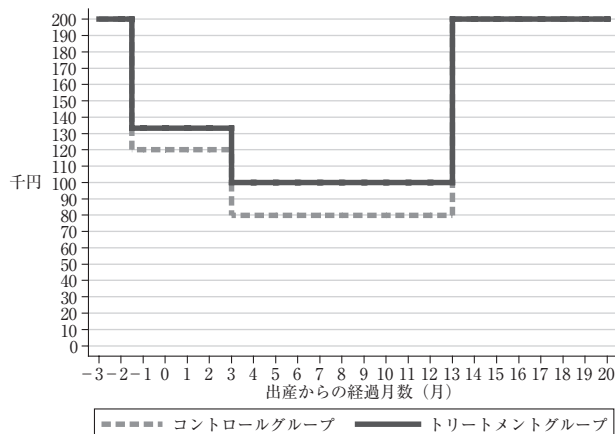
大きな差が見られるのは育休中の収入であり、職場復帰給付金を含めると改正後は毎月に換算すると10万円が支給されるのに対し、改正前は8万円にとどまる。改正後の職場復帰者は、改正前と比べて月に2万円、育休期間を合計すると20万多く受給することになる。本研究の関心は、この10%の職場復帰給付金増額が出産後の職場復帰のインセンティブとなったのか、そしてそれが出産後の正規就業確率を押し上げたのかにある。

V データと政策評価の手法

1 データ

分析には慶應義塾大学「慶應義塾家計パネル調査（以下、KHPS）」を使用する。KHPSは2004年時点で、満20～69歳の約4000の家計、約7000人の個人（調査対象者の妻や夫を含む）を対象として実施された縦断調査であり、2012年までの9年分のデータが蓄積されている。2007年には1400の家計、2500人の個人が追加された¹³⁾。調査は留め置き調査法により、毎年1月に実施されている。調査項目には、18歳からの就業履歴、子どもの出生年に加え、子どもの出生月も含まれており、出産とその後の就業状態に関して月単位

図2 出産前月収が20万円であった女性の産休中の収入——改正前と改正後の比較



注：出産前に月に20万円の収入があった女性が子どもが1歳になるまでの産休を取得したと仮定した場合の収入の比較をした。出産からの経過年数がマイナス1.5カ月から2カ月後は出産手当金、出産3カ月後から12カ月後は産休給付金が支給される。「コントロールグループ」は、改正前に産休・産休を取得し、職場復帰した場合の収入、「トリートメントグループ」は、改正後に産休・産休を取得し、職場復帰した場合の収入を示す。なお、2007年4月1日以降に産休を取得した女性が出産手当金改正の対象となることから、トリートメントグループのうち2006年4月1日から2007年5月11日前後までに出産した女性は改正に該当せず休業前賃金の60%の出産手当金を受給する。よって、トリートメントグループのうち出産手当金の改正に該当しない者については、産休中の収入がコントロールグループと同額となる。

の情報を得ることができる。

本稿の分析対象は、出産2年前の時点において20歳から44歳の正規就業をしている女性（すでに産休、産休中の女性も有業に含まれる¹⁴⁾）である。KHPSの調査票は、前半が「調査対象者」、後半が「調査対象者の配偶者」の解答欄となっている。調査回答者の妻や夫も同じ設問に回答するため、有配偶世帯からは1世帯から2個人の回答を得ている。本研究では、パネル調査期間中の出産数が少ないことから、「調査対象者」票のうち女性票に加えて、「調査対象者の配偶者」票のうち妻票も分析に使用した。表2は、各調査年度において、調査2年前に就労していた20歳から44歳女性のうち、子どもを産んだ女性の数とその全就労女性に占める割合（出産割合）を示したものである。各項目について、正規就業していた女性と非正規就業をしていた女性数（割合）を分けて表示している。「パネル調査2年前に就労していた女性のうち出産した割合」を見ると、各調査2年前に就労していた女性の3%から8%、うち正規就業していた女性に限ると4%から9%が産産

している¹⁵⁾。以下の分析では、各調査年度に出産した者のうち出産2年前に正規就業していた女性を対象に、出産前後の正規就業確率を検証する¹⁶⁾。

被説明変数は、出産前と出産後それぞれについて正規で就業していれば1をとり、正規就業していなければ0を取る（非正規就業している場合は0となる）二項変数である。出産前については、出産をした調査年度の1年前に正規就業していれば1をとり、そうでなければ0をとるよう変数を作成した。出産後については、子どもの出生年に加えて出生の月がわかるというKHPSの利点を生かし、月単位での就業状態変数を用いて被説明変数を作成した。具体的には、産後12～24カ月の間に一度でも正規就業していれば1をとる二項変数を作成した。出産をした女性は産後2カ月の産休を取得し、その後10カ月（子どもが1歳になるまで）、最長でも16カ月の産休に入る。よって、産後に職場復帰した女性は、12～24カ月後に正規就業しているはずである。なお、転職をした場合には職場復帰とはみなさないため、「あ

表2 各調査年に出生した有業女性の割合

パネル調査年度	2003.2～ 2004.1 (2004年)	2004.2～ 2005.1 (2005年)	2005.2～ 2006.1 (2006年)	2006.2～ 2007.1 (2007年)	2007.2～ 2008.1 (2008年)	2008.2～ 2009.1 (2009年)	2009.2～ 2010.1 (2010年)	2010.2～ 2011.1 (2011年)	2011.2～ 2012.1 (2012年)
出生した女性のうち出生2年前に就労していた女性の数	67	43	23	49	29	33	19	16	18
うち出生2年前に正規就業していた女性の数	28	10	9	20	11	15	11	10	8
うち出生2年前に非正規就業していた女性の数	39	33	14	29	18	18	8	6	10
パネル調査2年前に就労していた女性の数	885	713	613	860	751	705	629	568	505
うち2年前に正規就業していた女性の数	320	207	213	277	240	223	198	191	163
うち2年前に非正規就業していた女性の数	565	506	400	583	511	482	431	377	342
パネル調査2年前に就労していた女性のうち出生した割合	7.6%	6.0%	3.8%	5.7%	3.9%	4.7%	3.0%	2.8%	3.6%
うち出生2年前に正規就業していた女性の割合	8.8%	4.8%	4.2%	7.2%	4.6%	6.7%	5.6%	5.2%	4.9%
うち出生2年前に非正規就業していた女性の割合	6.9%	6.5%	3.5%	5.0%	3.5%	3.7%	1.9%	1.6%	2.9%

注：たとえば2004年度パネル調査年度の場合には、2004年1月に調査が実施されていることから、2003年2月から2004年1月に出生した場合を2004年パネル調査年度の出生と定義している。他のパネル調査年度についても同様である。「出生した女性のうち出生2年前に就労していた女性の数」は、各調査年度に出生した女性のうち出生2年前に就業していた20歳から44歳の女性の数を指す。「パネル調査2年前に就労していた女性の数」は、各調査年度2年前時点において就業していた20歳から44歳の女性の数である。「パネル調査2年前に就労していた女性のうち出生した割合」は、「出生した女性のうち出生2年前に就業していた女性の数/パネル調査2年前に就労していた女性の数」の割合を計算した。2007年に新しいサンプルが追加された。分析に使用した調査項目について欠損値のない女性に限定している。KHPS2004～2012年データより筆者が作成。

あなたは1年前と同じ仕事に就いていますか」という設問を用いて、出産年、出産1年後、出産2年後のいずれかに転職もしくは離職が起こった場合には、正規就業変数が0をとるよう修正した。

推定モデルに導入する説明変数は、年齢（+自乗項）、前年度の就業経験年数（+自乗項）、前年度の就業先の従業員規模、居住地域である。前年度の就業経験年数は、18歳時から現在までの就業履歴データを使用して、累積就業年数を計算したものである。前年度の就業先の従業員規模は、「従業員規模500人以上」であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数とした。居住地域変数は、東京23区もしくは政令指定都市に居住であれば1、そうでなければ0をとる2項変数である。東京23区もしくは政令指定都市では、待機児童が多いことから、この変数は保育所の利用可能性を代替すると考えることができる。

2 政策効果の評価手法

2007年の政策効果は、2006年3月31日以前に出生した女性と、それ以降に出生した女性を比較することで明らかにする。政策効果の評価手法の詳細は、Angrist and Krueger (1999) または Angrist and Pischke (2009) を参照されたい。2007年の給付金増額に該当するためには、2007年4月1日以降に職場復帰する必要がある。出生した女性は子どもが1歳になるまでの間休業を取得することができることを考慮すると、2006年4

月1日以降に出生をした場合に改正法の対象となることができる。本分析では2006年3月以前の改正前に出生した女性をコントロールグループとし、2006年4月以降の改正後に出生した女性をトリートメントグループと定義した。以下では、2006年3月/4月をトリートメントグループとコントロールグループの境と称す。両グループの正規就業率の出産前後の差をとることで、両グループに出生前からある平均正規就業率の差をコントロールした上で政策の効果を測定することができる。

女性は、出産1年前 ($t = 0$) と出産12～24カ月後 ($t = 1$) についてそれぞれ就業するかどうかの二項選択をすると考える。2004年4月から2006年3月（改正前）の間に出生した場合には $b = 0$ 、2006年4月から2008年3月（改正後）の間に出生した場合には $b = 1$ とする。ここで、 y_i は出生した女性 i の正規就業状態であり、就業していれば1、就業していなければ0をとる。 y_{1i} を改正後の育休給付金を受給後（トリートメント後）の就業、 y_{0i} をトリートメントを受けていない就業を表すとすると、改正の効果は $y_{1i} - y_{0i}$ で計測できる。しかし、各個人に関して、 y_{1i} と y_{0i} の両方を観察することができないため、改正前出生の女性グループと改正後出生の女性グループの就業の期待値の比較、つまり、 $E[y_{1i}|b_i = 1] - E[y_{0i}|b_i = 0] = E[y_{1i}|b_i = 1] - E[y_{0i}|b_i = 0]$ により育休制度改正の就業に及ぼす影響を明らかにする。この

際、両グループの就業の期待値に元々の差がある場合、つまり $E[y_{0i}|b_i = 1] - E[y_{0i}|b_i = 0] \neq 0$ の場合には、トリートメント効果の推定にバイアスが生じてしまう。よって、改正のトリートメント効果を推定するにあたって、法改正後に産出するかどうか、つまり b の割り当てが無作為であることを確認し、このバイアスを除去する必要がある。先に起こる政策変更を予測して妊娠時期を遅らせるといった行動がある場合には、グループの割り当てが無作為ではなくなり、政策の効果が正確に推定されないためである。つまり $y_{0i} \perp b_i$ であれば $E[y_{1i}|b_i = 1] - E[y_{0i}|b_i = 0] = E[y_{1i}|b_i = 1] - E[y_{0i}|b_i = 1] = E[y_{1i} - y_{0i}]$ により政策効果を推定できる。

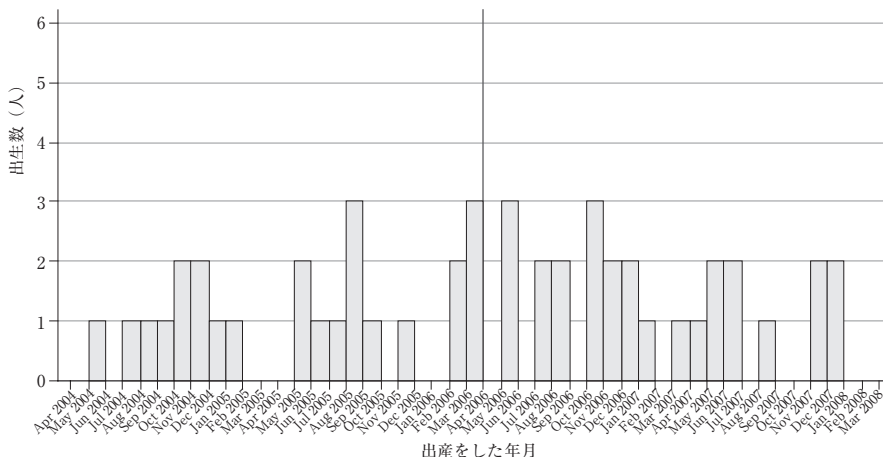
妊娠タイミングが無作為かどうかを確認するため、政府公表資料より、改正法の施行までの過程を確認した。厚生労働省の公表資料によると、2007年の「雇用保険法等の一部を改正する法律案」は2007年2月9日に国会提出の閣議決定がされたが¹⁷⁾、国会での可決は大幅に遅れ公布日は2007年4月23日となった¹⁸⁾。以上の理由から、政府は遡及措置を取り、4月1日を施行日とした。つまり、改正法の成立が遅れ、直前まで公布・施行日が明らかでなかったことに加え、遡及施行となった。生物学的にも子どもの受胎の日を、完全にコントロールすることが難しいことを考慮すると、妊娠時点では政策変更を予期できず、恣意的な産出時期の調整は行われなかったと考えることができる。しかしながら、陣痛制御薬や帝王切開等で産出時期をある程度調整できる可能性も否定できないため、政策変更の前後である2004年4月から2008年3月の間の出生数を図3に示した。横軸に産出をした年月、縦軸に出生数、中間に位置する縦のラインがグループの境である。正規就業していた女性の産出数が政策変更直後に大幅に増加していれば、恣意的な産出コントロールがあったことになる。図から明らかな通り、グループの境(2006年3月/4月)周辺での産出数の急増は観察されなかった。よって、子どもの産出年月によって規定されるグループの割り当ては無作為であり、恣意的な産出のコントロールはなかったと考えることができる。

上記に加えて、両グループに属する女性の属性の差を確認した。属性に大きな差があるようであれば、ある特定の女性がトリートメントグループに属するために、恣意的に産出をコントロールした可能性が考えられる。表3は各説明変数の平均と標準偏差である。コントロールグループの平均と標準偏差が向かって左側から1, 2列、トリートメントグループのそれが3, 4列に記載されている。5, 6列目の「両グループの差」の列では、両グループの平均値の差をとり、差の検定を行っている。差の検定の結果、両グループの各変数には統計的に有意な差がないことが示された。以上から、 b の割り当ては無作為であると仮定でき、2007年改正の就業への効果を検証するにあたって、2004年4月から2006年3月の間に産出した女性と2006年4月から2008年3月の間に産出した女性の産出前後の正規就業期待値を比較することで、改正のトリートメント効果が推定できると考える。

分析の対象は、産出2年前に正規就業をしていた女性である。この女性について、産出1年前の正規就業状態と産出12~24カ月後の正規就業状態を比較する。産出2年前に正規就業をしていた女性について、産出1年前と産出12~24カ月後の正規就業状態をトリートメントグループとコントロールグループで比較(差の差: difference-in-difference)する理由は、この手法の場合、産出1年前にグループ間に存在していた正規就業率の差を考慮した上で、産出12~24カ月後の正規就業状態をグループ間比較できるからである。一方、産出1年前に正規就業していた女性について、産出12~24カ月後の正規就業状態のみ比較した場合(つまり、産出後の正規就業率のグループ差のみを比較)には、両グループに産出前からある正規就業の差が考慮されず、政策効果が過大もしくは過小に推定されてしまう可能性がある。産出後の正規就業率のグループ差から産出前の正規就業率のグループ差を差し引くことで、両グループに産出前からある元々の差をコントロールした上で、政策効果を推定することが可能となる。

プロビット推定式は下記の通りとなる。

図3 出産2年前に正規就業していた女性の2004年4月から2008年3月までの月別出生数



注：横軸は出産2年前に正規就業していた女性が出産をした年月、縦軸は出生数、縦の境界線はトリートメントグループとコントロールグループの境目（2006年3月/4月）を示す。KHPS2004～2012年データより筆者が作成。

表3 トリートメントグループとコントロールグループに属する女性の属性の比較

	コントロール (改正前) グループ		トリートメント (改正後) グループ		両グループの差	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	t 値
年齢	30.71	4.89	33.23	5.60	2.52	1.69
前年度就業経験年数	9.75	5.08	11.81	6.82	2.06	1.20
前年度従業員規模 499 人以下	0.63	0.49	0.62	0.50	- 0.01	- 0.07
前年度従業員規模 500 人以上	0.38	0.49	0.38	0.50	0.01	0.07
地域（東京 23 区 & 政令指定都市 = 1）	0.25	0.44	0.31	0.47	0.06	0.45
サンプルサイズ	24		26		50	

注：分析対象は、出産2年前に正規就業し、かつ2004年4月～2008年3月の間に出産した女性。「コントロール（改正前）グループ」は2004年4月から2006年3月に出産した女性グループ、「トリートメント（改正後）グループ」は2006年4月から2008年3月に出産した女性グループの平均値と標準偏差である。「両グループの差」は、コントロールグループとトリートメントグループの差の平均とその差の検定を行った結果を示している（帰無仮説：両グループの差は0）。属性は t = 0 時点のものを表す。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% の有意水準を表す。KHPS2004～2012年データより筆者が作成。

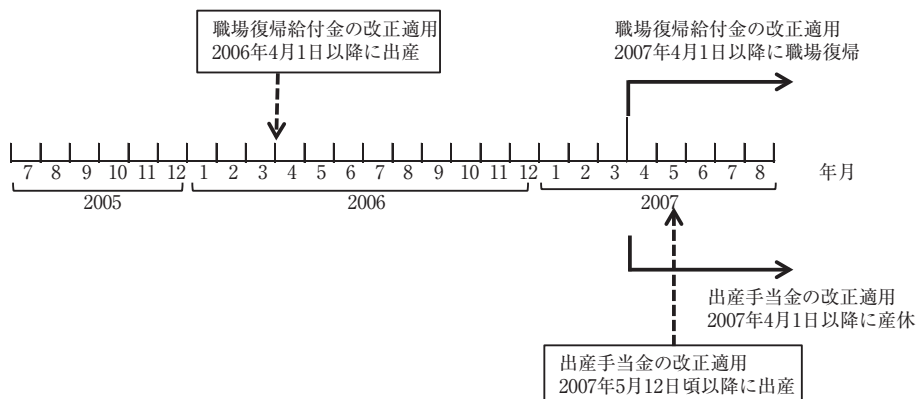
$$P(y_{itb} = 1) = \Phi(\gamma_t + \alpha_b + \rho R_{itb} + X_{itb}\tau) \quad (1)$$

ここで、 y_{itb} は時点 t におけるグループ b に属する個人 i の正規就業状態、 γ_t は時点効果、 α_b はグループ固定効果、 X_{itb} は説明変数ベクトル、 Φ は標準正規分布の累積分布関数である。 R_{itb} が政策効果であり、 $b = 1$ かつ $t = 1$ であれば $R_{itb} = 1$ となる。以下では、まず両グループの正規就業について、平均値の比較と差の検定を行う。その後、(1) 式に基づいて、改正が正規就業に及ぼした影響のプロビットモデル推定を行う。

ここで、産休中に支給される出産手当金の政策変更も正規就業の意思決定に一定の効果があった

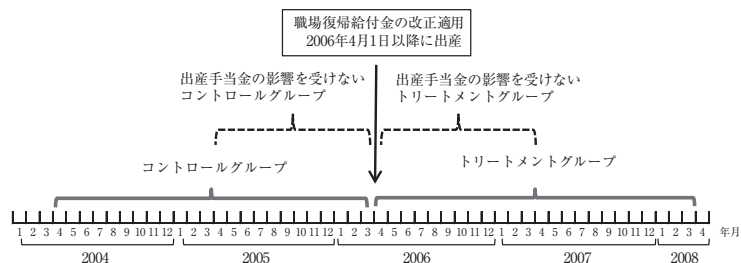
可能性について指摘しておきたい。同時期に、出産手当金についても給付率が変更となった。出産手当金の改正前と比較して、改正後では出産手当金の額が約 6.7% ポイント高いことから、この増額が出産後の正規就業の意思決定に影響を与えた可能性がある。出産手当金の改正の該当者について、図 4 に図示した。改正は 2007 年 4 月 1 日以降に産休に入った女性が対象となり、休業前賃金の 3 分の 2 に相当する出産手当金を受給できる。42 日間の産前休暇を考慮すると、2007 年 5 月 12 日頃以降に出産した女性が対象となる。つまり、トリートメントグループに該当する女性のうち、2007 年 5 月から 2008 年 3 月の間に出産した女性

図4 職場復帰給付金改正(図上)と出産手当金改正(図下)の適用者



注：産休は、産前42日間と産後に56日間取得することができる。2007年4月1日以降に産休に入った女性は出産手当金改正の対象となる。つまり、42日間の産前休暇を考慮すると、2007年5月12日以降に産出した女性が対象となる。一方、職場復帰給付金改正は2007年4月1日以降に産休を終えて職場復帰した女性が対象となる。つまり、子どもが1歳になるまでの産休期間を考慮すると、2006年4月1日以降に産出した女性が対象となる。

図5 トリートメントグループとコントロールグループの定義



注：実線が政策効果の推定に使用したグループ、破線が出産手当金の影響を受けない女性のみを使用した政策効果の推定に使用したグループを表す。表5の推定結果が前者を使用したもの、表6(1)の推定結果が後者を使用したものである。

は、産休の改正に加え、出産手当金の改正にも該当することになる。以上の理由から出産手当金の影響を除去するため、分析の対象を限定し、2005年4月から2006年3月(改正前)の間に産出した場合にはコントロールグループ、2006年4月から2007年3月(改正後)の間に産出した場合にはトリートメントグループとして、(1)式を推定し、結果の頑健性を確かめることとした。つまり、出産手当金の影響を除去した上記のトリートメントグループは、職場復帰給付金の改正には該当するが、出産手当金の改正には該当しない女性である。グループの定義は図5の通りである。まず、2004年4月から2006年3月(改正前)の間に産出したコントロールグループと、2006年4月から2008年3月(改正後)の間に産出したト

リートメントグループの出産前後の正規就業を比較した(図5の実線)。その後、頑健性の確認として分析対象を絞り、2005年4月から2006年3月(改正前)の間に産出したコントロールグループと、2006年4月から2007年3月(改正後)の間に産出したトリートメントグループの出産前後の正規就業を比較した(図5の破線)。

VI 育児休業給付金増額が女性の就業に及ぼす効果の推定結果

1 記述的分析

まずは、政策の効果を記述的に観察する。表4は両グループの出産1年前と出産12~24ヵ月後

について平均正規就業率を比較したもので、図6はそれを図示したものである。まず、出産1年前の正規就業率を見てみると、コントロールグループでは出産2年前に正規就業していた女性の79%が継続就業しているのに対し、トリートメントグループは85%となり、両グループの差は約5ポイント（両グループの差の平均）である。次に12～24カ月後の正規就業率を見てみると、コントロールグループの平均就業率は54%であるのに対し、トリートメントグループのそれは62%となっており、両グループの差は約7ポイントである。出産後の平均正規就業率の差から、出産前の両グループの差を差し引くと、差の差は約2ポイントであるが、図6からも明らかな通り政策効果は大きくないといえそうである。

2 回帰分析の結果

両グループの正規就業確率の出産前後の差の統

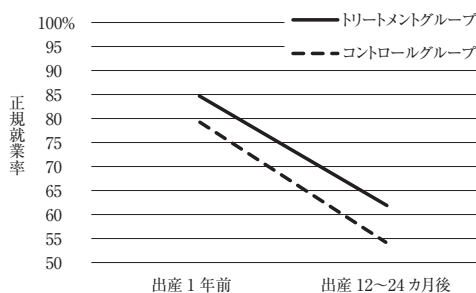
計的有意性を確認するため、正規就業選択のプロビット分析をした結果（推定モデルはV2を参照）が表5である。被説明変数は、正規就業していれば1、正規就業していなければ0をとる二項変数である。ベースモデルは、グループ間のベースラインの差を見たもの、コントロールモデルは就業の意思決定に影響を及ぼす説明変数（説明変数についてはV1を参照）をモデルに導入してベースラインモデルの結果の頑健性を確かめている。表5では、ベースモデルとコントロールモデルそれぞれについて、左から係数、限界効果、Z値が表示されている。1番上の行に表示されている「政策効果（ ρ ）」の限界効果が政策効果の推定値となる。コントロールモデルの ρ 項の限界効果を見てみると、トリートメントグループの女性は、コントロールグループの女性に比べて、出産12～24カ月後の正規就業確率が1.8%高いが、その差は統計的に有意ではないことがわかった。よって、

表4 トリートメントグループとコントロールグループの就業率の出産前後での比較

	コントロールグループ (改正前)		トリートメントグループ (改正後)		両グループの差	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	t 値
出産1年前の正規就業	0.79	0.41	0.85	0.37	0.05	0.49
出産12～24カ月後の正規就業	0.54	0.51	0.62	0.50	0.07	0.52
サンプルサイズ	24		26		50	

注：分析対象は、出産2年前に正規就業し、かつ2004年4月～2008年3月の間に出産した女性。正規就業していれば1、正規就業していなければ0をとる二項変数より各グループの平均正規就業率を計算した。コントロールグループは、改正前（2004年4月～2006年3月）に出生した女性、トリートメントグループは改正後（2006年4月～2008年3月）に出生した女性である。KHPS2004～2012年データより筆者が作成。

図6 トリートメントグループとコントロールグループの平均正規就業率の出産前後の比較



注：出産2年前に正規就業していた女性をサンプルとする出産1年前と出産12～24カ月後の正規就業率（平均）の比較。トリートメントグループの正規就業率が実線、コントロールグループの正規就業率が破線で表されている。KHPS2004～2012年データより筆者が作成。

表5 正規就業に関するプロビット推定

	ベースモデル			コントロールモデル		
	係数	限界効果	Z値	係数	限界効果	Z値
政策効果 (ρ)	0.129	0.026	0.16	0.090	0.018	0.11
時点効果	- 1.510	- 0.326	- 2.07	- 1.362	- 0.285	- 1.88
グループ固定効果	0.280	0.060	0.33	0.263	0.054	0.31
年齢				0.706	0.145	0.64
年齢自乗				- 0.008	- 0.002	- 0.51
前年度就業経験年数				- 0.345	- 0.071	- 0.96
前年度就業経験年数自乗				0.007	0.001	0.58
前年度従業員規模500人以上 (ベース: 499人以上)				0.907	0.163	1.37
地域 (東京23区&政令指定都市 = 1)				- 0.267	- 0.058	- 0.36
定数項	1.701		2.19	- 9.804		- 0.58
対数尤度		- 52.153			- 50.096	
LR検定 制約: 定数項のみ		12.536			16.651	
サンプルサイズ		50			50	

注: 分析対象は、出産2年前に正規就業し、かつ2004年4月～2008年3月の間に出産した女性。被説明変数を正規就業していれば1、正規就業していなければ0をとる二項変数としたプロビット推定。コントロールグループは、改正前(2004年4月～2006年3月)に出産した女性。トリートメントグループは改正後(2006年4月～2008年3月)に出産した女性である。ベースモデルは、改正前と後のベースラインの差を見たもの、コントロールモデルはその他就業に影響する説明変数(説明変数についてはV1を参照)をモデルに導入してベースラインモデルの結果の頑健性を確かめている。*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%の有意水準を表す。KHPS 2004～2012年データより筆者が作成。

2007年の改正による育児休業職場復帰給付金の出産前賃金10%から20%への増額は、改正に該当する女性の出産後の正規就業確率を押し上げる効果はなかったといえることができる。以下では、この結果の頑健性について、出産手当金の改正の影響を受けない女性を対象とした推定やトレンドや経済ショックの有無を確認することで確かめる。

3 推定結果の頑健性の確認

(1) 出産手当金の影響: 正規就業モデル

V2(図4, 図5)で見た通り、産休中に支給される出産手当金の改正も正規就業の意思決定に一定の効果があった可能性がある。出産手当金の改正の効果があった場合には、職場復帰給付金改正の効果も過大もしくは過小に評価されてしまう。よって、図5の破線部分に該当する出産手当金の影響を受けない女性について、育児改正による政策効果を推定した。表6(1)は出産2年前に正規就業でありかつ2005年4月から2007年3月の間に出産した女性の政策効果項(ρ)の推定値を示している。ここでのトリートメントグループは、2006年4月～2007年3月の間に出産した女性、コントロールグループは2005年4月～2006年3月の間に出産した女性である。推定結果から、ベースモデル、コントロールモデルともに、

出産前後の正規就業率について、両グループ間に統計的に有意な差がないことがわかった。よって、出産手当金の影響を排除した上でも、育児改正の政策効果は確認されなかったといえよう。

(2) 労働市場における経済ショックやタイムトレンドの影響: 受給資格なし非正規就業モデル

就業の意思決定は、その時点の労働市場の好不況にも影響する。両グループの直面する経済状況が異なる場合には、トリートメント効果の推定にバイアスが生じることとなる。よって、改正前後のどちらも改正による影響を受けないが(育児給付金の受給資格がない)、直面する経済状況は同じである「出産2年前に非正規就業であった女性」について出産前後の非正規就業の推定を行った。2007年の改正前後において労働市場に経済ショックがあったとすれば、出産2年前に非正規就業であった女性の出産前後の非正規就業確率が、グループ間で異なるはずである。表6(2)は、出産2年前に非正規就業であった女性の政策効果項(ρ)の推定値を示している。コントロールモデルの ρ 項の限界効果を見てみると、12～24カ月後の非正規就業率について両グループに統計的に有意な差がないことがわかる。よって、この期間において、労働市場に経済ショックが

あった可能性は否定された。

(3) 改正以前から存在するトレンドの影響：

Placebo 正規就業モデル

表5の結果は、改正より前に元々存在するタイムトレンドの有無にも影響を受ける可能性がある。たとえば、正規就業確率が改正3～4年前に上昇・下降傾向を見せていた場合、推定結果はタイムトレンドからの影響を受ける。タイムトレンドの有無を確認するため、Placebo推定を行った。具体的には、2002年4月から2004年3月（改正3～4年前）の間に出生した女性（Placeboコントロールグループ）と2004年4月から2006年3月（改正0～2年前）に出生した女性（Placeboトリートメントグループ）を比較して、両グループの出生前後の正規就業確率に有意な差があるかどうかを確認した。両グループの出生前後の正規就業確率に差があるとすれば、表5で推定された政策効果は、改正以前から存在するトレンドの影響を受けている可能性があることになる。Placebo推定の結果を表6(3)に示した。出生2年前に正規就業であった女性の政策効果項(ρ)の限界効果が示す通り、2004年4月から2006年3月に

出生した女性の正規就業確率は、2002年4月から2004年3月に出生した女性に比べた場合に統計的に有意な差がないことが明らかになった。よって、改正以前より存在するトレンドの影響は小さいといえることができる。以上の理由から、表5の推定結果の頑健性が確認された。

VII まとめと考察

本稿では、2007年の育休職場復帰給付金の出生前賃金10%から20%への増額が、女性の出生後の正規就業確率に及ぼす影響を検証した。増額された給付金を受給するためには、2007年4月1日以降に職場復帰をする必要がある。特別の事情がある場合を除き多くの女性が、子が1歳になるまでの育休を取得することから、2006年3月以前に出生した女性を改正前グループ（コントロールグループ）、2006年4月以降に出生した女性を改正後グループ（トリートメントグループ）とし、両グループの出生前後の正規就業確率の差を疑似実験デザインの手法によって検証した。受胎の日には完全にコントロールすることが難しいこと、さらに改正案の公布から施行までの期間が非

表6 就業に関するプロビット推定：頑健性の検定

	ベースモデル			コントロールモデル			N
	係数	限界効果	Z値	係数	限界効果	Z値	
(1) 出生手当金改正の影響除去 正規就業モデル 分析対象：出生2年前に正規就業	- 4.519	- 0.055	- 0.37	- 4.956	- 0.174	- 0.33	30
(2) 受給資格なし非正規就業モデル 分析対象：出生2年前に非正規就業	- 0.483	- 0.150	- 1.20	- 0.503	- 0.156	- 1.25	93
(3) Placebo 正規就業モデル 分析対象：出生2年前に正規就業	0.706	0.218	1.22	0.508	0.166	0.82	53

注：ベースモデルは、トリートメントグループとコントロールグループのベースラインの差を見たもの、コントロールモデルは就業に影響する他の説明変数（説明変数についてはV1を参照）をモデルに導入してベースラインモデルの結果の頑健性を確かめている。表示されている数値は政策効果(ρ)項の推定値である。*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準を表す。KHPS2004～2012年データより筆者が作成。

- 【出生手当金改正の影響除去 正規就業モデル】分析対象 出生2年前に正規就業：2005年4月から2007年3月の間に出生した女性を分析対象とした。改正前（2005年4月～2006年3月）に出生した女性グループをコントロールグループ、改正後（2006年4月～2007年3月）に出生した女性グループをトリートメントグループと定義した。被説明変数は、正規で就業していれば1、正規で就業していなければ0をとる二項変数である。なお、サンプルサイズが小さいため、コントロールモデルでは就業に影響する他の説明変数のうち年齢と地域変数を除外している。
- 【受給資格なし非正規就業モデル】分析対象 出生2年前に非正規就業：育休制度の受給資格がなく、かつ2004年4月～2008年3月の間に出生した女性を分析対象とした。表5の分析と同じく、改正前（2004年4月～2006年3月）に出生した女性グループをコントロールグループ、改正後（2006年4月～2008年3月）に出生した女性グループをトリートメントグループと定義した。被説明変数は、非正規で就業していれば1、非正規で就業していなければ0をとる二項変数である。
- 【Placebo 正規就業モデル】分析対象 出生2年前に正規就業：出生2年前に正規就業していた女性、かつ2002年4月～2006年3月の間に出生した女性を分析対象とした。2002年4月～2004年3月に出生した女性グループをPlaceboコントロールグループ、2004年4月～2006年3月に出生した女性グループをPlaceboトリートメントグループと定義した。被説明変数は、正規で就業していれば1、正規で就業していなければ0をとる二項変数である。

常に短かったことから、女性が政策変更を事前に知っていて出産時期をコントロールした可能性は非常に低いと考えられる。よって、グループ分けは子どもの出生年月による無作為割り当てであるということができ、擬似実験による政策効果の検証を行う上で問題となるセレクションバイアス項を除去した上で、因果関係を検証できると考えた。

まず、記述的分析により、トリートメントグループとコントロールグループの出産前後の正規就業率を比較した。その後、出産前後の両グループの正規就業確率の差（差の差）の統計的有意性をプロビットモデルにより検証した。被説明変数である正規就業変数は、出産1年前と出産12～24カ月後それぞれにおいて正規就業した場合は1、そうでない場合は0をとる二項変数である。推定の結果（表5）、2007年の改正は、改正前に出産した女性と比較した場合の、改正後に出産した女性の出産12～24カ月後の正規就業確率を有意に上昇させる効果はなかったことが明らかになった。結果の頑健性を確かめるため、改正前後の労働市場における経済ショックの影響と、改正以前に存在していた正規就業率トレンドの有無を確認した結果、経済ショックやトレンドの存在は確認されなかった（表6（2）、（3））。また、出産手当金の改正による影響を除去するため、分析対象を絞り、2005年4月から2006年3月以前に出産した女性をコントロールグループ、2006年4月から2007年3月に出産した女性をトリートメントグループとして、政策効果の推定を行ったところ、効果は確認されなかった（表6（1））。以上の結果から、2007年の改正による育児休業職場復帰給付金の出産前賃金10%から20%への増額は、女性の出産後の正規就業確率を押し上げる効果はなかったと結論付けた。

今後の課題としては、よりサンプルサイズの大きいデータセットを利用して2007年の政策効果を再検証する必要があるだろう。現時点では政府統計により、2007年の改正の効果を確認することができない。例えば、厚生労働省『雇用保険事業年報』によると、改正後の2007年4月～2008年3月における職場復帰給付金受給者数（女性）は11万3867人であった¹⁹⁾。改正前の2006年4

月～2007年3月では10万1131人であったことから、改正後には1万2736人増加している。この間に基本給付金受給者数も増加していることから、育児休業を取得した女性が増加した効果であると考えられるが、基本給付金受給者数のうち、職場復帰給付金を受給した割合が明らかにされていないため、政策の効果があつたかどうかは明らかではない。

また、2010年4月に基本給付金と職場復帰給付金が合併され、「育児給付金」としてすべて休業期間中に支払われることとなったが、この改正が正規就業確率に及ぼした影響についても検証が必要であると考えられる。2010年の改正は休業中の所得保障を目的として施行され、これまで「職場復帰後に継続して6カ月以上勤務」という条件を満たした女性に育児終了後に一括支給されていた職場復帰給付金が、基本給付金とともに育児中に支給されることとなった。よって、これが職場復帰のディスインセンティブとなった可能性がある。2007年の改正の政策効果が確認されなかったことを鑑みると、2010年の改正についても政策効果がないことが予測されるが、今後検証が必要であろう。日本では、女性が就業しながら出産や育児をすることの機会費用は未だ高いのが現状である。厚生労働省（2007）によると、職場のわずか24.5%が育児休業を取得していた期間を定期昇給の際に重要となる勤続年数としてカウントすると回答しているにすぎない。さらに、多くの職場では、育児休業を取得した女性の昇給が遅れるという現状も事実である。退職金に関しても、36.3%の職場が、育児休業を取得した場合、退職金を減らすと回答している。女性の出産や育児にかかる機会費用を低下させるためには、制度の充実に加えて、処遇や昇進の面での改善も欠かせないことから、処遇や昇進の平等を目的とした政策の評価も必要であろう。

* 本稿の執筆にあたり、慶應義塾大学経営連携 GCOE プログラムより「慶應義塾家計パネル調査データ」の提供を受けた。また、編集委員会や匿名査読の先生方、赤林英夫先生、太田聡一先生、津谷典子先生、そして、佐藤博樹先生を代表とする企業の人材活用における WLB 支援と男女雇用機会均等施策の効果に関する実証的研究会のメンバーの先生方に大

変有益なご助言をいただいた。ここに厚く御礼を申し上げる。本稿のありうべき誤りは、全て筆者の責任である。

- 1) 数値は、2000年から2004年の間に出産した50歳未満かつ出産前に就業していた有配偶女性について計算した値である。
- 2) 育休取得率は、2007年4月から2008年3月までの1年間に出産した女性労働者のうち、2008年10月までに育休を開始した者の割合である。育休休業終了後の復職者及び退職者割合は、2007年4月から2008年3月の復職・退職者について計算した値である。育休を取得しなかった9.4%の女性労働者の出産後の就業状態については、2008年度の調査項目とはなっていないが、同調査2007年版によると出産した女性労働者の9.5%が産休後に職場復帰している。
- 3) 育休中は企業年金と健康保険料の支払いが免除される。一方産休の場合は、産前は支払いが免除されないが、産後は免除される。
- 4) 労働政策審議会職業安定分科会雇用保険部会議事録(平成20年12月、平成21年1月)によると、給付金の統合による職場復帰率への影響を懸念する立場と、休業中の所得保障の観点から統合はやむを得ないとする立場に分かれて議論が進められた経緯が記述されている。しかしながら、職場復帰率に関して、政策評価が行われたとは記述されていない。
- 5) 改正に関する詳細は、厚生労働省ホームページ「平成18年健康保険法等の一部改正について」(URL: http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryou/iryouhouken/iryouhouken-h18/index.html)を参照されたい。
- 6) 労使協定で育休制度の除外とされている以下の3つの条件にあてはまる者は育休給付金の取得権利がない。(1) 勤続1年未満の者、(2) 申し出の日から1年以内に雇用関係が終了することが明らかである労働者、(3) 1週間の所定労働日数が2日以下である労働者(雇用保険の適用対象外)。また、上記に加えて、自営業主、自由業者、家族従業者、会社と雇用関係のない在宅就労・内職、委託労働・請負(雇用関係がない者)については、育休の給付金の対象とならない。
- 7) 6ヵ月平均賃金を基準とした給付金額は、出産前6ヵ月の給与を足し上げ、180で割り、それに30日をかけてことで計算する。2012年10月の賃金上限は42万9300円、下限は6万9600円である。
- 8) 育休を取得する際には、出産予定日の1ヵ月前までに「育児休業申請書」と母子手帳を勤務先に提出する。1年以上の育休を取得する際には、育休の終了する2週間前までに育児休業延長申出書を提出する。
- 9) 2004年4月から2005年3月までに職場復帰した女性のうち、12.5%が3ヵ月未満の育休を取得、23.3%が3から8ヵ月、47.2%が8から12ヵ月、13.5%が12から18ヵ月、2.5%が18ヵ月以上の育休を取得した。
- 10) 事業所によっては、法定を上回る育休制度がある場合もあるが(たとえば最大取得可能期間が子どもが2歳になるまで等)、本研究ではすべての女性が法定の最大取得期間を付与されたと仮定する。法定を上回る制度を有する事業所に勤める女性の職場復帰率や育休取得期間については今後検証が必要であることを指摘しておきたい。
- 11) 外部の保育サービスを利用することにかかるコストは労働時間に比例すると仮定している。
- 12) 出産手当金の改正の効果については、V2を参照されたい。
- 13) 2012年にも新規サンプルが追加されたが、今回の分析では使用していない。
- 14) KHPSの調査票の就業形態の設問において「おもに仕事」

- 「通学のかたわらに仕事」「家事のかたわらに仕事」「仕事を休んでいた」と回答した場合に「有業女性」と定義した。
- 15) 2007年に新規サンプルが追加されたことにより、出産した女性の数が増えている。
 - 16) 出産を機としたサンプル脱落の有無について検証を行ったところ統計的に有意な脱落は起きていないことを確認した。
 - 17) <http://www.mhlw.go.jp/houdou/2007/02/h0209-1.html> (厚生労働省ホームページ「雇用保険法等の一部を改正する法律案」)
 - 18) <http://www.sangiin.go.jp/japanese/joho1/kousei/gian/166/meisai/m16603166022.htm> (参議院ホームページ議案情報)
 - 19) 前述したとおり、職場復帰給付金は、復帰後6ヵ月以上勤務した後に申請することとなっている。よって、2007年10月～2008年9月の数値を2007年4月～2008年3月における職場復帰給付金受給者数とした。

参考文献

- 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.
- 厚生労働省(2008)『雇用均等基本調査』(女性雇用管理均等調査)。
- (2007)『雇用均等基本調査』(女性雇用管理均等調査)。
- (2005)『雇用均等基本調査』(女性雇用管理均等調査)。
- 国立社会保障・人口問題研究所(2005)『出生動向基本調査』。
- 佐藤一磨・馬欣欣(2008)「育児休業法の改正が女性の就業に及ぼす影響」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編著『日本の家計行動のダイナミズム [IV] 制度政策の変更と就業行動』。
- 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.
- 駿河輝和・張健華(2003)「育児休業制度が女性の出産と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』59.
- 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。
- Angrist, Joshua and Krueger, Alan (1999) “Empirical Strategies in Labor Economics”, in O.Ashenfelter and D.Card (eds.) *Handbook of Labor Economics*, Vol.3, chapter 23 :1277-1366.
- Angrist, Joshua and Pischke, Jörn-Steffen (2009) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Baker, Michael and Milligan, Kevin (2008) “How Does Job-Protected Maternity Leave Affect Mothers' Employment?” *Journal of Labor Economics*, 26 (4): 655-691.
- Baum, Charles L., II. (2003) “The effect of maternity leave legislation on mothers' labor supply after birth” *Southern Economic Journal*, 69 (4): 772-99.
- Boeri, Tito and van Ours, Jan (2008) *The Economics of Imperfect Labor Markets*, Princeton University Press.
- Hanratty, Maria and Trzcinski, Eileen (2009) “Who Benefits from Paid Family Leave? Impact of Expansions in Canadian Paid Family Leave on Maternal Employment and Transfer Income” *Journal of Population Economics*, 22: 693-711.
- Lalive, Rafael and Zweimüller, Josef (2009) “How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments” *Quarterly Journal of Economics*, 124 (3) : 1363-1402.

OECD Family database (2011).

OECD (2011) Education at a Glance.

〈投稿受付 2011年2月10日, 採択決定 2013年9月13日〉

あさい・ゆきこ 東京大学社会科学研究所助教。最近の主な論文に「結婚タイミングを決める要因は何か」(水落正明と共著) 佐藤博樹・永井暁子・三輪哲編『結婚の壁』(勁草書房, 2010年)。労働経済学専攻。