

次世代育成支援対策推進法が出産、女性の就業継続に与える影響 ：21世紀成年者縦断調査を用いた分析

水落正明

1. 研究の背景

日本は、先進国の中でも特に低出生率の国であることは広く知られている。2012年時点での合計特殊出生率は1.41であり、ここ数年、数値が上昇しているものの、人口置換水準を大きく下回っており、人口構造の高齢化に歯止めはかかっていない。こうした低出生率は、現状の公的年金や医療保障など社会保障システムに深刻な影響を与えるため、解決すべき問題として、これまでに、いくつかの政策が実行されてきた¹。しかしながら、政策が有効に機能したかについては判然としない。

そうした中、政府は2005年4月から10年の時限立法として次世代育成支援対策推進法（以下、次世代法と記す。）を施行させた。次世代法は、企業に従業員の出産・子育てをサポートすることを義務付けるものであった²。これまでも、育児休業制度の充実など企業の果たす役割が期待されてきたが、次世代法は、さらに幅広い取り組みを企業に課するものである。次世代法の導入によって、そうした取り組みが盛んになれば、女性は仕事と家族のバランスを取りやすくなり、それが出産と就業継続を促すと考えられる。そこで本稿では、次世代法にそうした効果があったのか明らかにする。

2 次世代育成支援対策推進法

2.1 次世代法の概要

次世代法の目的は、「次世代育成支援対策を迅速かつ重点的に推進し、もって次代の社会を担う子どもが健やかに生まれ、かつ、育成される社会の形成に資することを目的とする。」となっている。そして、その実現のために、国が企業に行動計画の策定を義務づけ、実行させる。具体的には、国は、行動計画策定指針を企業に示すことで、企業にどのような行動計画を策定すべきかを指示している。行動計画策定指針の中では、例えば、雇

¹ 詳細については厚生労働省のウェブサイト参照。 <http://www.mhlw.go.jp/english/wp/wp-hw4/07.html>.

² 都道府県や市町村などの地方公共団体にも義務化しているが、本稿では企業における影響を分析対象としているため、地方公共団体での取り組みについては捨象している。

用環境の整備に関しては、「妊娠中及び出産後における配慮」、「子どもの出生時における父親の休暇の取得の促進」などが提示されており、また、働き方の見直しに関して、「所定外労働の削減」や「年次有給休暇の取得促進」などがあげられている。こうした指針に基づいて、各企業は行動計画を策定し、国に提出すると同時に行動を開始する。

具体的な行動計画としては、例えばある小売業者は第1期の行動計画として以下の7つの目標を設定している³。

目標1 社員の育児休業等の取得状況を次の水準以上にする。男性社員・・・取得者を実現する。女性社員・・・取得率を90%以上にする。

目標2 有期雇用社員の育児休業等の取得者を実現する。

目標3 育児休業者への情報提供ツールの整備や、職場復帰に向けた教育プログラムの導入を行う。

目標4 新たな休暇制度の導入や新たに年次有給休暇の取得促進策を実施する。

目標5 人と組織の活性化に向けた社員と有期雇用社員の人事制度改正を実施すると共に、適正な運営を行う。

目標6 子どもを連れてお客さまが安心してお越しいただけるように、授乳室や乳幼児と一緒にいることのできるトイレへの改修の実施。

目標7 若年者に対するインターンシップ等の就業体験機会の提供の拡大。

目標1~3は育児をしている従業員を、目標4~5は育児をしていない従業員を対象にしたものであり、目標6~7は対称を自社の従業員に限定しない目標である。既に述べたように、次世代法が幅広い対象および取り組みを求めているのがわかる。この他に、いくつかの企業の行動計画を確認したが、おおむねこのような形式となっている。

すべての企業の行動計画を把握することはできないが、制度に関しては、どのようなものが多く計画に取り入れられたのかについて、三菱UFJリサーチ&コンサルティング(2011)がまとめている。郵送調査の結果(くるみんの認定を受けた企業241社)を見ると、第1期として提出された行動計画において最も多かったのは、育児休業制度に関するもの(64.7%)、次いで短時間勤務制度に関するもの(47.3%)、子どもの看護休暇制度に関するもの(33.6%)であった。

³ 行動計画は次世代法が成立している期間内に数回、提出することができる。後で述べる、くるみん認定の条件として行動計画は2年以上5年以下となっているためである。したがって、各企業は、第1期の行動計画が終了した後、あらたな行動計画を作成し、実行していく。

このように、企業は行動計画を作成、提出し、実施に移していく。ただし、それで終わりではなく、計画内容や達成度など一定の基準を満たした企業を、厚生労働大臣が認定する仕組みとなっている。その印として「くるみんマーク」が認定される。このくるみんマークは、認定された企業のウェブサイト等で使用することができる。くるみんマークを表示している企業は、仕事と家庭を両立できる企業としてアピールすることができ、採用活動において有効に機能すると考えられる。また、くるみんマークを取得していることが入札の条件であったり、入札において評価されたりする。したがって、次世代法に従って行動計画を提出し、適切に実施することにはインセンティブがあると言える。すなわち、こうした行動計画提出の義務化および、厚生労働大臣による認定は、十分に企業の行動を変えるものであり、それが従業員の行動にも一定の影響を及ぼすものと想定される。

2.2 次世代法の効果計測の方法

次世代法の効果のとらえ方には2つの方法がある。一つは、次世代法の施行によって整備の進んだ制度や取り組みの影響を明らかにするものである。その結果を次世代法の効果と解釈する。しかしながら次世代法は、幅広い制度および対象を含んで企業に取り組みを求めるものであり、その多様性から個別の制度や取り組みの効果を明らかにするのは難しいと考えられる。さらに、限定された制度や取り組みでとらえようとするならば、それは次世代法の効果を見る上で不十分なものになるであろう。

そこでもう一つの方法として、次世代法の総合的な効果を明らかにする、という分析方法も有効である。特に次世代法は施行時点で、企業規模によって強制力を変えている。すなわち、常用雇用者301人以上の企業(以下、大企業と記す。)には、従業員へのサポートを義務化する一方、常用雇用者300人以下の企業(以下、中小企業と記す。)には努力義務とするにとどまった。したがって、企業の従業員に対する支援は次世代法の導入によって差が出ており、これが企業規模間で出生および女性の就業継続の差を生み出している可能性がある。その差が次世代法の効果であると言える。本稿では、この準実験的状況を生かして、次世代法の総合的な影響についても明らかにする。

実際の分析手順としては、最初に次世代法の施行によってどのような制度が充実したのか確認した後、総合的な効果を確認し、最後に個別の制度の影響を明らかにする。これら複数の分析の知見によって、次世代法の効果を明らかにしていきたい。

3. 使用するデータと分析上の留意点

3.1 データ

本稿では、厚生労働省が実施している「21世紀成年者縦断調査」(以降、21世紀パネル、と記す)の個票データを利用する。21世紀パネルは、2002年(平成14年)から年1回のペースで行われているパネル調査である。次世代法の施行開始年である2005年をはさんで同一対象者について追跡しており、次世代法の効果を検証するうえで適していると考えられる。

調査対象者は、2002年10月末時点で20~34歳であった男女およびその配偶者である。調査時期は毎年11月である。質問項目としては、調査対象者の仕事や家族構成のほか、職場における両立支援制度の有無などがある。調査の詳細については、厚生労働省のウェブサイト(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/28-9.html>)を参照されたい。

なお、既に述べたように、次世代法の効力は、企業規模が300人のところで差が生じていると考えられる。しかし、初回の調査である2002年調査では、企業規模の選択肢が「100~400人」というカテゴリーになっており、300人前後での区分がされていないため、本稿では用いることができない。2003年調査以降では、選択肢が「100~299人」、「300~499人」のように300人の前後で区分がされているため、本稿では2003年から2011年までのデータを使用する。

3.2 企業規模の区分

企業規模は、本稿で次世代法の効果を見るための重要な変数である。次世代法による企業規模の区分は企業全体についてのものであり、21世紀パネルの質問の定義と一致しており問題はない。しかしながら、分析上、若干の問題を含んでいる可能性が2点ほどある。ここではその点について言及しておきたい。

第1に、21世紀パネルの企業規模は「1~4人」、「5~29人」、「3~99人」、「100~299人」、「300~499人」、「500~999人」、「1000~4999人」、「5000人以上」となっている⁴。すなわち、300人以上と299人以下で区別している。一方、次世代法による企業規模の区別は301人以上と300人以下であり、わずかであるが1人分の違いがある。企業規模の分布で300人や301人に特別な集中があれば、次世代法の効果を見るうえで21世紀パネルの企業規模は信頼できないものとなるが、そのような集中はないと考えるのが妥当であろう。したが

⁴ 実際の調査票ではこれに加えて官公庁という選択肢がある。

って、第1の問題については無視してもよいと考える。

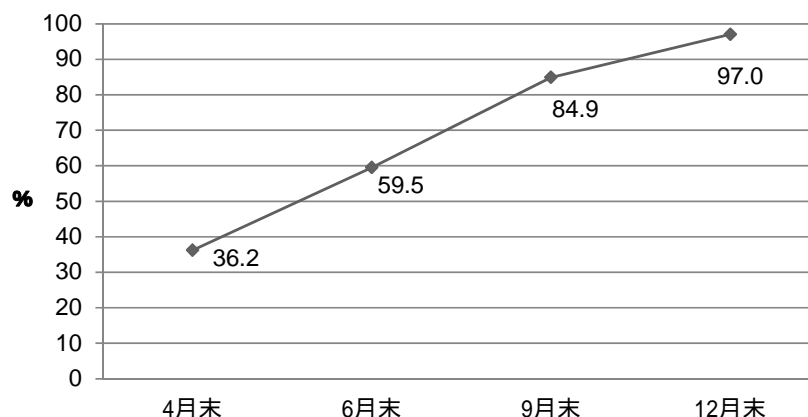
第2に、21世紀パネルの企業規模には、その質問形式から、常用雇用のほかに、一時的雇用の雇用者や日雇いが含まれている可能性がある。もしそうした非常用雇用者を含めた従業員数を回答者が答えていれば、21世紀パネルから得られる大企業従業員の割合は実際のものより高くなるだろう。そこで、実際の数値を確認するために、2006年の「企業・事業所統計」(総務省)を使って常用雇用に占める大企業就業割合を計算した。その結果、大企業就業割合は44.0%となった。一方、21世紀パネルの2005年時点で、大企業に勤めている割合を計算すると、正規職の男女回答者では36.5%となった。予想と反対に、21世紀パネルのほうが実際の大企業就業割合より低く、数値にやや乖離があるが、調査方法や対象年齢による違いを考えれば、実態をほぼとらえていると考えられる。すなわち、一般に就業者は自身の企業の規模について、常用雇用の人数として把握していると考えてもよいだろう。もちろん、常用雇用者以外を企業規模に入れて回答したが、偶然、実際より少ない数値になった可能性も否定はできない。しかしながら、この結果からは、21世紀パネルで捉えている企業規模は、おおむね次世代法による企業規模の区別と合致していると考えられる。

以上、企業規模に関する2つの問題について言及したが、いずれも問題としては深刻ではなく、本稿の分析に使用できるものであると判断できる。

3.3 次世代法はいつから効力を発揮したか

次世代法は2005年4月に施行されたが、実際に大企業がいつ取り組みを始めたのかについて明確な資料はない。21世紀パネルでも、回答者が所属する企業がいつ取り組みを始めたのかの情報はない。ただし、時限立法という短期間での政策という側面からは、行動計画の提出と同時に取り組みを始めたと考えて大きな問題はないだろう。そこで、次世代法が導入された2005年時点での行動計画の提出率を確認してみる。図1に示されるように、計画の提出率は2005年4月末でわずか36.2%であり、大企業の大半の従業員は、この時点ではまだ次世代法の影響下に入っていないことがわかる。2005年12月末になって97.0%に達し、この時点以降は、ほぼすべての大企業の従業員が次世代法の影響を受け始めたと考えられることができる。

図1 行動計画の提出率（2005）



資料:厚生労働省

3.4 大企業と中小企業で取り組みに差はあるか

既に述べたように、次世代法は中小企業に対しては、取り組みを義務化していない。しかし、中小企業の中には行動計画を提出し、取り組みを開始しているケースがある。厚生労働省の報告資料によると、大半の大企業が行動計画を提出し終えた 2005 年 12 月末時点で中小企業 1,422 社が行動計画を提出している。2006 年の「企業・事業所統計」の企業数から計算したところ、中小企業の提出率は 0.03% となった。したがって、行動計画を提出し、取り組みを始めるといった点において、大企業と中小企業で明確な差があると判断でき、企業規模を次世代法の効果を見るための指標として使用するのには妥当と考える。

それでは、次世代法は企業の取り組みをどの程度、変化させたのであろうか。ここでは、21 世紀パネルを使って、仕事と子育ての両立のための制度の有無および、制度がある場合の利用にあたっての雰囲気の変化に、企業規模間で差が生じたのかを確認する。女性で正規の職員・従業員の回答者に限定して推定を行う。

最初に、制度の有無について推定する。21 世紀パネルでは「あなたの就業形態で利用可能な次の制度等がありますか。」と 6 項目の制度について質問している。なお、2003 年調査から 2011 年調査まで継続して質問しているのは 2 項目のみであり、他の 4 項目は 2008 年までである。選択肢は「ある」、「ない」、「わからない」である。ここでは、あるを 1、ないとわからないを 0 とした従属変数を用いる。そして、調査年ダミー、大企業ダミー（企業規模 300 人以上 = 1、企業規模 299 人以下 = 0、官公庁は除く。）調査年ダミーと大企業ダミーの交差項に回帰する。21 世紀パネルは毎年 11 月に行われていることから、2005 年

以降から調査年ダミーと大企業ダミーの交差項の係数が有無であれば、次世代法によって、企業規模間で制度の有無の変化に差がついたことがわかる⁵。

表1が6項目の制度に関するプロビット推定結果で、係数は推定係数である。表1からは、ほとんどの調査年ダミーが、事業所内託児所以外は、2003年以降、有意になっている。これは企業規模に関係なく、制度導入が進んでいることがわかる。大企業ダミーも有意であり、大企業のほうが、制度を持っている比率が高いことがわかる。調査年ダミーと大企業ダミーの交差項の結果を見ると、子の看護休暇制度、育児のための短時間勤務等、育児のための深夜業の制限が2005年から有意であり、大企業のほうが、中小企業よりも制度導入が進んだことがわかる。育児のための時間外労働は2004年から有意になっているが、有意水準および係数を見ると、2005年から大きく上昇しており、2005年から大きく変化していると考えてもよいだろう。育児休業制度ははっきりしない結果となっており、次世代法によって、制度の充実が進んだか不確かである。これは、育児休業制度は既に多くの企業が導入しているものであり、2005年からさらに導入する余地は少ないために、このような結果になったと考えられる。事業所内託児施設については、次世代法の影響は特になんことがわかる。

続いて、制度がある場合に「利用に当たっての雰囲気はどうか。」という質問があり、「利用しやすい雰囲気がある」、「利用しにくい雰囲気がある」、「どちらともいえない」の3つの選択肢が用意されている。ここでは、利用しやすい雰囲気があるを1とし、それ以外の回答を0とする二値の従属変数とし、先ほどの推定式と同じ説明変数を使って、雰囲気の変化に企業間の差が生じたのかを確認する。

表2が利用にあたっての雰囲気に関するプロビット推定の結果である。ここでは、調査年ダミーと大企業ダミーの交差項についてのみ述べていくと、2005年から大きく変化したという事実はなく、企業規模間で大きな差が生じたとは言えないことがわかる。また、いくつかある有意な結果はいずれも負の係数であり、利用しやすい雰囲気にはなっていないことがわかる。

⁵ 実際の回答比率については水落（2014）を参照されたい。次で分析する利用に当たっての雰囲気に関しても同様である。

表1 仕事と子育ての両立支援制度の有無

	育児休業制度	子の看護休暇 制度	育児のための 短時間勤務等	育児のための 時間外労働の 制限	育児のための 深夜業の制限	事業所内託児 施設
調査年ダミー(ベース:2003年)						
2004年	0.030 (0.039)	0.140 *** (0.045)	0.109 ** (0.044)	0.061 (0.052)	0.036 (0.051)	-0.012 (0.070)
2005年	0.102 *** (0.039)	0.226 *** (0.044)	0.161 *** (0.043)	0.142 *** (0.051)	0.104 ** (0.050)	-0.045 (0.070)
2006年	0.103 *** (0.040)	0.240 *** (0.045)	0.243 *** (0.044)	0.240 *** (0.051)	0.181 *** (0.050)	0.044 (0.070)
2007年	0.177 *** (0.042)	0.310 *** (0.047)	0.278 *** (0.046)	0.286 *** (0.053)	0.211 *** (0.052)	0.045 (0.073)
2008年	0.187 *** (0.043)	0.352 *** (0.048)	0.302 *** (0.047)	0.278 *** (0.054)	0.209 *** (0.054)	0.059 (0.074)
2009年	0.198 *** (0.045)		0.276 *** (0.049)			
2010年	0.320 *** (0.048)		0.425 *** (0.051)			
2011年	0.338 *** (0.050)		0.453 *** (0.053)			
大企業	0.988 *** (0.050)	0.340 *** (0.050)	0.572 *** (0.048)	0.385 *** (0.055)	0.348 *** (0.055)	0.324 *** (0.071)
2004年×大企業	0.108 (0.074)	0.044 (0.070)	0.045 (0.068)	0.143 * (0.078)	0.121 (0.077)	0.135 (0.101)
2005年×大企業	0.120 (0.075)	0.202 *** (0.069)	0.137 ** (0.068)	0.218 *** (0.076)	0.177 ** (0.076)	0.158 (0.101)
2006年×大企業	0.182 ** (0.078)	0.306 *** (0.071)	0.158 ** (0.069)	0.228 *** (0.077)	0.221 *** (0.077)	0.031 (0.102)
2007年×大企業	0.080 (0.082)	0.281 *** (0.074)	0.207 *** (0.073)	0.235 *** (0.080)	0.263 *** (0.080)	0.110 (0.106)
2008年×大企業	0.178 ** (0.087)	0.290 *** (0.076)	0.288 *** (0.075)	0.430 *** (0.082)	0.353 *** (0.082)	0.181 * (0.108)
2009年×大企業	0.247 *** (0.093)		0.233 *** (0.078)			
2010年×大企業	0.131 (0.099)		0.363 *** (0.083)			
2011年×大企業	0.194 * (0.107)		0.475 *** (0.088)			
定数項	-0.039 (0.027)	-0.927 *** (0.032)	-0.838 *** (0.031)	-1.255 *** (0.037)	-1.206 *** (0.036)	-1.718 *** (0.048)
サンプルサイズ	22180	17108	22016	17092	17076	17107
疑似決定係数	0.112	0.043	0.073	0.053	0.042	0.026

***:p<0.01, **:p<0.05, *:p<0.1

括弧内は標準誤差。

表2 仕事と子育ての両立支援制度の利用に当たっての雰囲気

	育児休業制度	子の看護休暇 制度	育児のための 短時間勤務等	育児のための 時間外労働の 制限	育児のための 深夜業の制限	事業所内託児 施設
調査年ダミー(ベース:2003年)						
2004年	0.061 (0.059)	0.031 (0.098)	0.054 (0.087)	0.233 * (0.122)	0.112 (0.119)	0.157 (0.206)
2005年	0.084 (0.058)	0.151 (0.094)	0.086 (0.086)	0.168 (0.119)	0.033 (0.117)	0.266 (0.216)
2006年	0.104 * (0.059)	0.177 * (0.094)	0.022 (0.085)	0.269 ** (0.117)	0.142 (0.115)	0.080 (0.203)
2007年	0.226 *** (0.060)	0.275 *** (0.095)	0.102 (0.087)	0.225 * (0.119)	0.202 * (0.118)	
2008年	0.218 *** (0.062)	0.117 (0.097)	0.044 (0.089)	0.135 (0.122)	-0.017 (0.120)	-0.013 (0.211)
2009年	0.262 *** (0.063)		-0.039 (0.093)			
2010年	0.266 *** (0.065)		-0.034 (0.094)			
2011年	0.277 *** (0.067)		-0.025 (0.096)			
大企業	0.273 *** (0.058)	0.043 (0.101)	0.074 (0.086)	0.065 (0.123)	0.123 (0.119)	-0.336 * (0.192)
2004年×大企業	-0.049 (0.083)	-0.076 (0.140)	-0.130 (0.119)	-0.284 * (0.168)	-0.309 * (0.165)	0.131 (0.273)
2005年×大企業	-0.049 (0.081)	-0.126 (0.133)	-0.179 (0.117)	-0.316 * (0.163)	-0.247 (0.160)	-0.195 (0.281)
2006年×大企業	-0.043 (0.083)	-0.189 (0.133)	-0.124 (0.117)	-0.313 * (0.160)	-0.220 (0.158)	0.091 (0.275)
2007年×大企業	-0.021 (0.086)	-0.276 ** (0.136)	-0.047 (0.119)	-0.118 (0.164)	-0.154 (0.163)	
2008年×大企業	-0.004 (0.088)	0.073 (0.137)	0.017 (0.121)	0.066 (0.164)	0.235 (0.165)	0.161 (0.280)
2009年×大企業	0.048 (0.091)		0.097 (0.128)			
2010年×大企業	0.056 (0.094)		0.011 (0.128)			
2011年×大企業	0.155 (0.099)		0.090 (0.130)			
定数項	-0.313 *** (0.041)	-0.480 *** (0.071)	-0.319 *** (0.063)	-0.374 *** (0.089)	0.023 (0.085)	0.431 *** (0.141)
サンプルサイズ	113963	4758	7921	3269	3132	878
疑似決定係数	0.014	0.004	0.002	0.006	0.007	0.014

***:p<0.01, **:p<0.05, *:p<0.1

括弧内は標準誤差。

以上の結果から、次世代法の施行によって、いくつかの仕事と子育ての両立支援制度の整備が進んだことがわかった。そして、こうした支援制度の充実が、出産や女性の就業継続に影響を与えた可能性がある。

4. 理論枠組みと先行研究

経済学では、子どもを耐久財の一種とみなしてその生産メカニズムについて分析してきた (Becker 1960、1981 ; Willis 1973)。こうした分析では、子どもの価格が出産の主要な決定因であることが示されている。すなわち、子どもを持つことのコストの減少は子どもの需要を増やすことにつながる。近年の女性の労働参加率の増加から考えると、子どもを持つことによる就業中断による機会費用は少子化の主要な要因となっている。

我が国には依然として女性の就業継続と出産にはトレード・オフの関係がある。内閣府 (2011)によると、2000年代に入っても、出産前に就業していた女性のうち約60%が出産を機に退職している。これは女性が仕事と家族をバランスさせるうえで困難さに直面していることを示唆しており、次世代法によって企業に求められる取り組みがこうした困難さを和らげると期待される。そのことによって就業継続と出生が促進されると考えられる。

筆者の知る限り、こうした重要な政策導入にも関わらず、次世代法の効果を明らかにした研究はこれまでにない。しかし、子どもを持ちながら就業継続を促進させるという観点からは、出産・育児関連休業や保育施設、児童・家族手当など、家庭と仕事の両立支援制度の効果は参考になると考えられる。以下ではそれらの先行研究について触れる。

最初に、出産・育児関連休業の出生への影響は多くの研究と国で正であることが確認されている (Buttner and Lutz 1990; 樋口 1994; 森田・金子 1998; Averett and Whittington 2001; Adserà 2004; Kalwij 2010)。しかしながら影響はないとする研究もある (Zhang, Quan, and Van Meerbergen, 1994)。女性の就業への影響については、基本的には正の効果を持つ (樋口 1994; Ruhm 1998; 森田・金子 1998; Waldfogel, Higuchi, and Abe 1999; Adserà 2004) が、影響なしとする研究 (Baum 2003) や負の影響があるとするもの (森田 2005) もある。

次に、保育施設の影響については、出生と女性の就業継続にともに正の影響があるとするものが多い (Del Boca 2002; 吉田・水落 2005; Haan and Wrohlich 2011) が、就業継続への影響はないとする研究もある (Lundin, Mörk, and Öckert 2008)。

最後に児童・家族手当の出生に対する効果については、多くの研究が正の効果を目指している (Whittington, Alm, and Peters 1990; Zhang, Quan, and Van Meerbergen 1994; McNown and Ridao-cano 2004; 田中・河野 2009; Schellekens 2009; Azmat and González 2010; Kalwij 2010)。一方、就業に対する効果については分かれており、正の効果があるとする研究 (Sánchez-Mangas and Sánchez-Marcos 2008; Azmat and González 2010) と負の効果があると指摘するもの (McNown and Ridao-cano 2004) がある。

以上の研究から判断すると、家庭と仕事の両立に関する政策は、出生に対しては基本的に正の効果を持つことがわかる。一方、女性の就業継続に対しては正の効果をもたらす場合と負の効果をもたらす場合があるようである。負の効果については、Gupta, Smith, and Verner (2008)が指摘するように、家族志向の政策は女性の労働市場における地位を低くしてしまうため、結果として女性の就業継続に負の影響をもたらしている可能性がある。

5. 次世代法の総合的な効果に関する分析

5.1 分析方法

第3節で述べたように、次世代の効果は2005年12月以降、つまり2006年1月から大企業の全従業員に影響し始めた。本稿はみなす。21世紀パネルは毎年11月に調査を行っているため、出産の意思決定と実際の出産のラグを考慮して、2003年から2005年を次世代法施行前、2006年から2011年を次世代法施行後とみなして推定を行う。

分析対象は有配偶女性で、ある時点で正規職として働いている回答者である⁶。次世代法は非正規就業者を対象外としていないが、以下の2つの理由から非正規就業者を分析対象から除いている。第一に、一般に企業の福利厚生制度は非正規職を対象としてないことが大半であるからである。第二に、多くの有配偶女性が出産後、非正規職として労働市場に再参入するのが我が国では一般的であり、そうした女性は追加的な出産の意思はほぼなく、次世代法の効果をみる上でそうした対象者を含めた分析は結果を歪めると考えられる。

分析は2つに分けて行う。最初に出産に関する推定を行い、続いて女性の離職について推定する。

5.2 出産に関する推定

出産の推定では、従属変数に出産の有無を用いる。出産の有無は調査時点でのゼロ歳児の有無(いる=1、いない=0)で作成した。そして次世代法の影響を見るための独立変数として、2005年時点で大企業で働いている回答者を大企業ダミー=1、中小企業で働いている回答者を大企業ダミー=0とした。そして2006年以降のデータを用いて、大企業ダミーが出産に与える影響を確認する。

コントロール変数には、調査年ダミーのほか、年齢、既存子供数、妻学歴、妻職業、夫年収を用いる。既存子供数と妻職業は、2005年時点のものを使用する。夫年収は各調査時

⁶ 官公庁を選択した回答者は分析から除いた。

点で前年のものを質問している。推定モデルは、離散時間 complementary log-log モデルを使用する。次世代法が出産を促進したとすれば、大企業ダミーのハザード比が有意に高くなると考えられる。

使用する変数の基本統計量を表3に示した。表4は推定結果である。

表3 基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
出産	0.067	0.251	0	1
大企業	0.391	0.488	0	1
調査年				
2006	0.193	0.395	0	1
2007	0.203	0.402	0	1
2008	0.182	0.386	0	1
2009	0.158	0.364	0	1
2010	0.132	0.339	0	1
2011	0.133	0.340	0	1
年齢	36.5	3.9	24	44
既存子供数				
0人	0.217	0.412	0	1
1人	0.219	0.414	0	1
2人	0.407	0.491	0	1
3人以上	0.157	0.364	0	1
妻学歴				
中学・高校	0.372	0.484	0	1
専門学校	0.212	0.409	0	1
短大・高専	0.264	0.441	0	1
大学・大学院	0.151	0.359	0	1
妻職業				
専門的・技術的	0.357	0.479	0	1
事務	0.378	0.485	0	1
販売	0.078	0.268	0	1
サービス	0.084	0.278	0	1
農林漁業	0.002	0.049	0	1
運輸・通信	0.004	0.067	0	1
生産工程・労務作業	0.082	0.274	0	1
その他	0.014	0.119	0	1
夫年収	448.7	248.1	0	8400

対象数は2449。

表 4 推定結果

	ハザード比	標準誤差 ¹⁾	P値
大企業	0.806	0.138	0.207
調査年(ベース:2006年)			
2007年	1.466	0.310	0.070
2008年	1.452	0.343	0.114
2009年	1.391	0.382	0.229
2010年	0.505	0.225	0.125
2011年	0.497	0.255	0.173
年齢	1.004	0.027	0.872
年齢 ² 乗	0.998	0.001	0.001
既存子供数(ベース:0人)			
1人	0.718	0.139	0.087
2人	0.242	0.064	0.000
3人	0.199	0.083	0.000
妻学歴(ベース:中学・高校)			
専門学校	1.811	0.461	0.020
短大・高専	1.490	0.346	0.086
大学・大学院	1.238	0.319	0.408
妻職業(ベース:専門的・技術的)			
事務	1.081	0.202	0.676
販売	0.964	0.374	0.925
サービス	1.243	0.440	0.539
農林漁業	10.152	9.874	0.017
運輸・通信	3.108	2.802	0.209
生産工程・労務作業	1.831	0.707	0.117
その他	1.600	1.077	0.485
夫年収	1.000	0.000	0.038
疑似対数尤度	-500.93		
Wald	911.57		0.000
対象数	2449		

1) クラスターに頑健な標準誤差である。

表 4 から大企業ダミーのハザード比を見ると 1 を下回っており、予想とは逆の結果である。ただし、統計的に有意ではないため、出産に与える確率はほぼないと判断してよい。その他の変数の影響を見ると、既存子供数は多いほど出産確率を低くすることがわかる。妻の学歴については、中学・高校に比べて専門学校と短大・高専でハザード比が高くなっているが、大学・大学院とは差がない。妻の職業については、農林漁業でハザード比が有意に高くなっているが、他の職業では有意なものはない。夫の年収は、表からはわかりにくいですが、有意で 1 を上回っており、年収が高いほど、出産確率が高くなっていることがわかる。

5.3 離職に関する推定

次に、出産が離職に与える影響を分析することで、次世代法が女性の就業継続に与える影響を明らかにする。分析の方針は、次世代法施行の前後で出産が離職に与える影響が変わったかどうかを確認する。つまり、サンプルを次世代法施行前（2003～2005年）と次世代法施行後（2006～2011年）さらに、それぞれのサンプル内で中小企業従業員と大企業従業員に分けて出産が離職に与える影響を推定する。推定方法は、離散時間 complementary log-log モデルである。

従属変数には就業の有無を用いる。ここでは、就業（育児休業中を含む）には0、非就業には1を与える。分析対象として、次世代法施行前のサンプルでは2003年時点で就業している回答者、次世代法施行後のサンプルでは2005年時点で就業している回答者を使っていることから、従属変数が1になることは離職が発生したことを意味する。

独立変数である出産の有無については、調査時点でゼロ歳児がいる場合を1、いない場合を0とした。日本では、依然として出産を機に退職する割合が高く、出産か就業かのトレード・オフに直面している。したがって、同じ時点において、0歳児の有無と就業の有無の関係を分析することは、次世代法が女性の就業継続に与える影響を明らかにするうえで妥当な方法であると考えられる。また、次世代法が出産に影響を与えないことは既に確認したことから、次世代法の施行とは外生的であることが保証されている。コントロール変数については、出産に関する推定と同じセットを用いている。基本統計量を表5、6に、推定結果を表7、8に示した。

表5 基本統計量（次世代法施行前）

	中小企業 (N=772)				大企業 (N=503)			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
離職	0.135	0.342	0	1	0.087	0.283	0	1
出産	0.117	0.321	0	1	0.131	0.338	0	1
調査年								
2003年	0.337	0.473	0	1	0.330	0.471	0	1
2004年	0.373	0.484	0	1	0.368	0.483	0	1
2005年	0.290	0.454	0	1	0.302	0.460	0	1
年齢	31.8	3.5	22	38	32.3	3.0	21	38
既存子供数								
0人	0.321	0.467	0	1	0.360	0.480	0	1
1人	0.266	0.442	0	1	0.328	0.470	0	1
2人	0.301	0.459	0	1	0.272	0.446	0	1
3人以上	0.113	0.316	0	1	0.040	0.196	0	1
妻学歴								
中学・高校	0.348	0.477	0	1	0.350	0.477	0	1
専門学校	0.269	0.444	0	1	0.175	0.380	0	1
短大・高専	0.244	0.429	0	1	0.302	0.460	0	1
大学・大学院	0.139	0.346	0	1	0.173	0.379	0	1
妻職業								
専門的・技術的	0.427	0.495	0	1	0.260	0.439	0	1
事務	0.341	0.474	0	1	0.441	0.497	0	1
販売	0.040	0.196	0	1	0.078	0.268	0	1
サービス	0.119	0.324	0	1	0.064	0.244	0	1
運輸・通信	--	--	--	--	0.010	0.099	0	1
生産工程・労務作業	0.060	0.237	0	1	0.119	0.324	0	1
その他	0.013	0.113	0	1	0.028	0.165	0	1
夫年収	400.0	181.4	0	2520	461.4	167.0	6	1210

表6 基本統計量（次世代法施行後）

	中小企業 (N=1350)				大企業 (N=876)			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
離職	0.087	0.283	0	1	0.079	0.270	0	1
出産	0.066	0.248	0	1	0.064	0.245	0	1
調査年								
2006年	0.247	0.432	0	1	0.245	0.431	0	1
2007年	0.194	0.396	0	1	0.204	0.403	0	1
2008年	0.173	0.379	0	1	0.175	0.380	0	1
2009年	0.144	0.352	0	1	0.151	0.358	0	1
2010年	0.125	0.331	0	1	0.118	0.322	0	1
2011年	0.116	0.320	0	1	0.107	0.310	0	1
年齢	36.2	3.9	25	44	36.0	3.6	24	44
既存子供数								
0人	0.325	0.469	0	1	0.398	0.490	0	1
1人	0.210	0.408	0	1	0.248	0.432	0	1
2人	0.336	0.473	0	1	0.281	0.450	0	1
3人以上	0.128	0.334	0	1	0.073	0.260	0	1
妻学歴								
中学・高校	0.327	0.469	0	1	0.393	0.489	0	1
専門学校	0.262	0.440	0	1	0.187	0.390	0	1
短大・高専	0.256	0.437	0	1	0.272	0.445	0	1
大学・大学院	0.154	0.361	0	1	0.148	0.356	0	1
妻職業								
専門的・技術的	0.412	0.492	0	1	0.277	0.448	0	1
事務	0.363	0.481	0	1	0.403	0.491	0	1
販売	0.043	0.203	0	1	0.102	0.302	0	1
サービス	0.099	0.299	0	1	0.070	0.255	0	1
運輸・通信	--				0.019	0.138	0	1
生産工程・労務作業	0.063	0.243	0	1	0.129	0.335	0	1
その他	0.020	0.140	0	1	--			
夫年収	415.4	173.7	2	1820	489.1	204.3	0	1500

表7 離職に関する推定結果（次世代法施行前）

	中小企業			大企業		
	ハザード比	標準誤差 ¹⁾	P値	ハザード比	標準誤差 ¹⁾	P値
出産	2.7406	0.6298	0.000	3.1204	1.1737	0.002
調査年(ベース:2003年)						
2004年	1.6334	0.3911	0.040	2.5675	0.9686	0.012
2005年	1.2842	0.3734	0.390	2.2994	1.0610	0.071
年齢	0.9245	0.0369	0.049	0.7950	0.0622	0.003
年齢2乗	1.0006	0.0011	0.619	1.0019	0.0019	0.331
既存子供数(ベース:0人)						
1人	0.3701	0.1040	0.000	0.9772	0.3869	0.954
2人	0.6231	0.1641	0.072	0.9685	0.3947	0.937
3人以上	0.4704	0.2121	0.094	1.7930	1.4884	0.482
妻学歴(ベース:中学・高校)						
専門学校	1.0069	0.2626	0.979	2.8829	1.8365	0.097
短大・高専	1.0663	0.2806	0.807	0.8505	0.3693	0.709
大学・大学院	0.5596	0.2253	0.149	1.0066	0.5290	0.990
妻職業(ベース:専門的・技術的)						
事務	1.3486	0.3458	0.243	5.5678	3.8377	0.013
販売	3.7804	1.5376	0.001	7.0106	5.8981	0.021
サービス	1.5860	0.5153	0.156	5.8368	4.0844	0.012
保安	--			12.8042	18.9535	0.085
運輸・通信	--			--		
生産工程・労務作業	0.7653	0.4305	0.634	2.6281	2.4198	0.294
その他	2.5246	1.9581	0.232	1.7833	2.2292	0.644
夫年収	0.9993	0.0007	0.324	1.0013	0.0008	0.101
疑似対数尤度	-274.39			-131.66		
Wald	323.82		0.000	219.51		0.000
対象数	772			503		

1) クラスターに頑健な標準誤差である。

表 8 離職に関する推定結果（次世代法施行後）

	中小企業			大企業		
	ハザード比	標準誤差 ¹⁾	P値	ハザード比	標準誤差 ¹⁾	P値
出産	2.1511	0.5434	0.002	1.6791	0.7215	0.228
調査年(ベース:2006年)						
2007年	0.8836	0.2109	0.604	0.8927	0.2907	0.727
2008年	0.5999	0.1704	0.072	0.7726	0.2874	0.488
2009年	0.2885	0.1191	0.003	0.6454	0.2826	0.317
2010年	0.5966	0.1985	0.121	0.3403	0.2205	0.096
2011年	0.2169	0.1198	0.006	0.3920	0.2645	0.165
年齢	0.9197	0.0307	0.012	0.9484	0.0468	0.283
年齢 ² 乗	1.0009	0.0009	0.305	0.9999	0.0012	0.929
既存子供数(ベース:0人)						
1人	0.7097	0.1889	0.198	0.9652	0.3361	0.919
2人	0.4595	0.1239	0.004	1.0598	0.3924	0.875
3人以上	0.8824	0.2675	0.680	1.2342	0.6937	0.708
妻学歴(ベース:中学・高校)						
専門学校	0.8281	0.2365	0.509	0.6654	0.2922	0.354
短大・高専	0.9699	0.2394	0.901	1.0125	0.3503	0.971
大学・大学院	0.8462	0.2567	0.582	1.0048	0.4199	0.991
妻職業(ベース:専門的・技術的)						
事務	0.9022	0.2205	0.674	0.7523	0.2731	0.433
販売	1.3921	0.6906	0.505	1.5968	0.6162	0.225
サービス	1.3956	0.4282	0.277	0.4656	0.3392	0.294
保安	--			--		
運輸・通信	--			1.1875	0.7998	0.799
生産工程・労務作業	1.2968	0.5172	0.515	0.3749	0.2372	0.121
その他	0.3266	0.3761	0.331	--		
夫年収	1.0004	0.0004	0.379	0.9999	0.0007	0.909
疑似対数尤度	-370.66			-226.70		
Wald	600.93		0.000	394.07		0.000
対象数	1350			876		

1) クラスタに頑健な標準誤差である。

表 7 から、中小企業、大企業の両サンプルにおいて、出産ダミーのハザード比が 1 を超え、かつ統計的に有意であることがわかる。これは、次世代法施行前では、大企業に勤めていようと、中小企業に勤めていようと、出産が離職確率を高めていることを意味している。一方、表 8 の結果を見ると、中小企業ではハザード比は 1 を超えて、かつ有意であるのに対し、大企業では、出産ダミーが有意ではなくなっている。これは、次世代法施行後は、大企業において出産が離職確率を高める効果がなくなったことを意味している。つまり、次世代法は出産と女性の就業のトレード・オフの関係を緩和し、女性の就業継続を促進したと判断することができる。

6. 制度の個別効果に関する分析

6.1 分析方法

本節では、数としては限定的ではあるが、両立支援制度が出産と離職に与える影響について確認する。その結果を用いて、なぜ前節のような結果が得られたのかを考察する。

ここでは、2003年から2005年をまたいでデータを使う。したがって、分析対象は2003年時点で有配偶で、官公庁以外で勤務する正規の職員・従業員である。推定モデルは前節と同様に離散時間 complementary log-log モデルである。

6.2 出産に関する推定

最初に仕事と子育ての両立支援制度が出産に与える影響について分析を行う。従属変数は、これまでと同じ出産ダミーである。説明変数には、両立支援制度の有無を使うが、前年の情報を使用する。なお、両立支援制度を6つとも質問しているのは2008年までであり、この推定では前年の制度の情報を使用するため、2009年の出産までを推定することになる。ただし、6つの両立支援制度のうち、育児のための時間外労働の制限の有無と育児のための深夜業の制限の有無については非常に相関が高い（相関係数は0.798）ため、後者は推定式の説明変数としては用いない。また、次世代法の施行によって、制度の利用しやすさに変化は見られなかったため、ここでは、制度の有無のみに着目する。その他のコントロール変数は、前節のものと同じである。基本統計量を表9にまとめた。なお、制度の変数名については略称を使用している。

表9 基本統計量（出産に関する推定）

	平均	標準偏差	最小	最大
出産	0.089	0.285	0	1
育児休業	0.763	0.425	0	1
看護休暇	0.442	0.497	0	1
短時間勤務	0.486	0.500	0	1
時間外労働	0.281	0.450	0	1
託児施設	0.077	0.267	0	1
調査年				
2004年	0.255	0.436	0	1
2005年	0.188	0.391	0	1
2006年	0.161	0.368	0	1
2007年	0.144	0.352	0	1
2008年	0.130	0.336	0	1
2009年	0.121	0.326	0	1
年齢	34.7	3.8	23	42
既存子供数				
0人	0.314	0.464	0	1
1人	0.234	0.424	0	1
2人	0.338	0.473	0	1
3人以上	0.114	0.317	0	1
妻学歴				
中学・高校	0.394	0.489	0	1
専門学校	0.214	0.410	0	1
短大・高専	0.248	0.432	0	1
大学・大学院	0.144	0.351	0	1
妻職業				
専門的・技術的	0.349	0.477	0	1
事務	0.376	0.485	0	1
販売	0.067	0.250	0	1
サービス	0.088	0.284	0	1
農林漁業	0.008	0.088	0	1
生産工程・労務作業	0.090	0.286	0	1
その他	0.022	0.148	0	1
夫年収	439.2	183.2	0	2512

N=1779

表10では、5つの両立支援制度をすべて投入したModel 1のほか、制度ごとの推定式が表示してある。個別の推定では、育児休業と看護休暇のハザード比が1を超えて有意であり、こうした制度の有ることが出産確率を上昇させていることがわかる。ただし、同時に投入した場合、有意なのは育児休業だけになる。したがって、出産に影響を与える制度として確実なのは育児休業のみと考えられる。育児休業が出産確率を高めるという結果は先行研究でも得られている。

表 10 出産に関する推定結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
育児休業	1.502 *	1.646 **				
	(0.357)	(0.367)				
看護休暇	1.333		1.450 **			
	(0.247)		(0.259)			
短時間勤務	1.055			1.279		
	(0.227)			(0.242)		
時間外労働	1.032				1.232	
	(0.226)				(0.242)	
託児施設	0.846					0.974
	(0.259)					(0.298)
調査年						
2005年	0.787	0.797	0.779	0.778	0.776	0.780
	(0.166)	(0.167)	(0.164)	(0.163)	(0.162)	(0.163)
2006年	0.574 **	0.587 *	0.563 **	0.575 *	0.567 **	0.569 **
	(0.162)	(0.165)	(0.158)	(0.162)	(0.159)	(0.159)
2007年	0.510 *	0.526 *	0.493 **	0.503 **	0.495 **	0.499 **
	(0.175)	(0.180)	(0.168)	(0.171)	(0.168)	(0.169)
2008年	0.647	0.672	0.632	0.643	0.636	0.645
	(0.237)	(0.248)	(0.231)	(0.235)	(0.233)	(0.236)
2009年	0.365 *	0.369 *	0.346 *	0.345 *	0.339 **	0.341 **
	(0.201)	(0.204)	(0.189)	(0.188)	(0.184)	(0.185)
年齢	1.056	1.049	1.067 **	1.064 *	1.062 *	1.062 *
	(0.035)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.034)
年齢2乗	0.996 ***	0.997 ***	0.996 ***	0.996 ***	0.996 ***	0.996 ***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
既存子供数						
1人	0.967	1.020	0.993	1.038	1.055	1.090
	(0.204)	(0.203)	(0.207)	(0.211)	(0.212)	(0.220)
2人	0.320 ***	0.333 ***	0.329 ***	0.345 ***	0.346 ***	0.349 ***
	(0.094)	(0.098)	(0.097)	(0.102)	(0.103)	(0.104)
3人以上	0.140 ***	0.143 ***	0.143 ***	0.146 ***	0.146 ***	0.150 ***
	(0.100)	(0.102)	(0.102)	(0.105)	(0.105)	(0.107)
妻学歴						
専門学校	1.792 **	1.780 **	1.768 **	1.817 **	1.832 **	1.832 **
	(0.470)	(0.449)	(0.451)	(0.454)	(0.458)	(0.476)
短大・高専	1.404	1.463	1.512 *	1.527 *	1.577 *	1.608 **
	(0.355)	(0.361)	(0.373)	(0.374)	(0.382)	(0.386)
大学・大学院	0.860	0.907	0.968	0.940	0.983	1.038
	(0.286)	(0.289)	(0.300)	(0.310)	(0.313)	(0.320)
妻職業						
事務	0.855	0.895	0.870	0.863	0.861	0.886
	(0.184)	(0.185)	(0.179)	(0.181)	(0.181)	(0.182)
販売	0.456 *	0.476 *	0.462 *	0.446 **	0.459 *	0.464 *
	(0.185)	(0.193)	(0.186)	(0.180)	(0.186)	(0.188)
サービス	1.033	1.031	1.016	0.962	0.977	0.991
	(0.319)	(0.317)	(0.311)	(0.299)	(0.301)	(0.306)
農林漁業	0.548	0.513	0.582	0.558	0.558	0.544
	(0.641)	(0.613)	(0.677)	(0.648)	(0.658)	(0.643)
生産工程・労務作業	1.064	1.087	1.154	1.070	1.100	1.146
	(0.437)	(0.448)	(0.456)	(0.435)	(0.447)	(0.456)
その他	1.262	1.376	1.376	1.408	1.457	1.487
	(0.796)	(0.853)	(0.872)	(0.851)	(0.884)	(0.909)
夫年収	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
疑似対数尤度	-431.70	-433.31	-433.77	-435.06	-435.44	-436.09
Wald	694.52 ***	676.75 ***	697.60 ***	683.60 ***	690.63 ***	681.92 ***
サンプルサイズ	1779					

***: p<0.01, **: p<0.05, *: p<0.1

括弧内はクラスターロバスト標準誤差

6.3 離職に関する推定

続いて、出産が離職に与える影響について推定する。基本統計量は表 11 に示したとおりである。出産に関する推定とサンプルサイズが異なるが、これはパーソン・ピリオドデータのため、出産による打ち切りと離職による打ち切りが、異なる確率で生じているためである。

表 11 基本統計量（離職に関する推定）

	平均	標準偏差	最小	最大
離職	0.110	0.312	0	1
出産	0.081	0.273	0	1
育児休業	0.850	0.358	0	1
看護休暇	0.498	0.500	0	1
短時間勤務	0.545	0.498	0	1
時間外労働	0.340	0.474	0	1
託児施設	0.093	0.290	0	1
調査年				
2004年	0.259	0.438	0	1
2005年	0.204	0.403	0	1
2006年	0.170	0.376	0	1
2007年	0.137	0.344	0	1
2008年	0.122	0.328	0	1
2009年	0.108	0.310	0	1
年齢	34.2	3.8	23	42
既存子供数				
0人	0.308	0.462	0	1
1人	0.273	0.445	0	1
2人	0.322	0.467	0	1
3人以上	0.098	0.297	0	1
妻学歴				
中学・高校	0.356	0.479	0	1
専門学校	0.219	0.413	0	1
短大・高専	0.273	0.445	0	1
大学・大学院	0.153	0.360	0	1
妻職業				
専門的・技術的	0.370	0.483	0	1
事務	0.367	0.482	0	1
販売	0.056	0.231	0	1
サービス	0.094	0.291	0	1
農林漁業	0.002	0.046	0	1
生産工程・労務作業	0.092	0.289	0	1
その他	0.019	0.135	0	1
夫年収	440.3	190.6	0	2520

N=1881

表 12 離職に関する推定結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
出産	6.015 *** (2.214)	5.996 *** (2.185)	3.169 *** (0.728)	4.296 *** (0.968)	3.430 *** (0.713)	3.291 *** (0.593)
育児休業	1.069 (0.248)	0.949 (0.212)				
看護休暇	0.683 ** (0.125)		0.703 ** (0.124)			
短時間勤務	0.858 (0.184)			0.853 (0.150)		
時間外労働	1.217 (0.276)				1.010 (0.191)	
託児施設	1.142 (0.365)					1.125 (0.357)
出産 × 育児休業	0.565 (0.249)	0.475 * (0.191)				
出産 × 看護休暇	1.431 (0.538)		1.095 (0.384)			
出産 × 短時間勤務	0.343 * (0.192)			0.510 * (0.182)		
出産 × 時間外労働	1.867 (1.035)				0.834 (0.302)	
調査年						
2005年	0.832 (0.157)	0.830 (0.157)	0.839 (0.159)	0.830 (0.159)	0.829 (0.158)	0.831 (0.158)
2006年	0.852 (0.188)	0.828 (0.182)	0.873 (0.193)	0.838 (0.184)	0.832 (0.183)	0.835 (0.184)
2007年	0.680 (0.184)	0.635 * (0.172)	0.666 (0.180)	0.656 (0.176)	0.624 * (0.168)	0.621 * (0.167)
2008年	0.596 * (0.186)	0.558 * (0.171)	0.587 * (0.181)	0.579 * (0.179)	0.551 * (0.171)	0.545 ** (0.167)
2009年	0.598 (0.203)	0.570 * (0.192)	0.622 (0.209)	0.602 (0.202)	0.584 (0.197)	0.579 (0.194)
年齢	0.936 ** (0.027)	0.940 ** (0.027)	0.940 ** (0.025)	0.940 ** (0.025)	0.941 ** (0.025)	0.941 ** (0.025)
年齢 ² 乗	1.000 (0.001)	1.000 (0.001)	1.000 (0.001)	1.000 (0.001)	1.000 (0.001)	1.000 (0.001)
既存子供数						
1人	0.847 (0.152)	0.829 (0.148)	0.842 (0.149)	0.824 (0.144)	0.806 (0.144)	0.797 (0.141)
2人	0.727 (0.146)	0.723 (0.145)	0.733 (0.146)	0.703 * (0.139)	0.700 * (0.139)	0.694 * (0.138)
3人以上	0.643 (0.216)	0.656 (0.217)	0.656 (0.217)	0.643 (0.214)	0.650 (0.215)	0.643 (0.215)
妻学歴						
専門学校	0.918 (0.203)	0.896 (0.193)	0.918 (0.196)	0.909 (0.194)	0.891 (0.191)	0.878 (0.196)
短大・高専	0.727 * (0.140)	0.701 * (0.135)	0.704 * (0.132)	0.718 * (0.138)	0.682 ** (0.129)	0.679 ** (0.129)
大学・大学院	0.643 * (0.157)	0.632 * (0.152)	0.650 * (0.156)	0.639 * (0.154)	0.613 ** (0.150)	0.614 ** (0.146)
妻職業						
事務	1.287 (0.253)	1.291 (0.250)	1.313 (0.253)	1.296 (0.255)	1.303 (0.255)	1.314 (0.258)
販売	2.379 *** (0.698)	2.332 *** (0.660)	2.259 *** (0.643)	2.297 *** (0.656)	2.307 *** (0.650)	2.343 *** (0.666)
サービス	1.407 (0.348)	1.388 (0.338)	1.333 (0.322)	1.400 (0.343)	1.350 (0.332)	1.354 (0.332)
農林漁業	4.884 (4.793)	5.428 * (5.169)	4.911 * (4.688)	5.123 * (5.018)	5.387 * (5.166)	5.400 * (5.178)
生産工程・労務作業	0.667 (0.234)	0.643 (0.215)	0.638 (0.220)	0.687 (0.240)	0.649 (0.225)	0.653 (0.223)
その他	2.070 (0.994)	1.671 (0.873)	1.678 (0.874)	1.807 (0.929)	1.595 (0.856)	1.613 (0.855)
夫年収	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)
疑似対数尤度	-581.29	-587.69	-587.77	-585.90	-590.01	-590.08
Wald	844.69 ***	842.10 ***	844.86 ***	841.03 ***	837.27 ***	836.22 ***
サンプルサイズ	1881					

***: p<0.01, **: p<0.05, *: p<0.1

括弧内はクラスターロバスト標準誤差

表 12 が推定結果である。ここでは、前年の制度の有無と出産の交差項を用いることで、出産した場合の制度の影響を測っている。すべての両立支援制度を投入したモデルと個別に推定したモデルで得られた結果から、頑健な結果と言えるのは、看護休暇と短時間勤務の影響である。すなわち、単独の看護休暇のハザード比が有意に 1 を下回っており、これは出産に関わらず就業継続を促進していると言える。これは既に子どもがいる世帯もサンプルに多く、そうした影響が出たものと考えられる。また、出産と短時間勤務の交差項が有意で 1 を下回っている。これは、出産した際に短時間勤務の制度がある場合、離職確率を低めることを意味している。逆に言えば、出産時に短時間勤務制度がない場合、離職確率が大きくなってしまう。その意味で女性の就業継続を考える上で重要な制度であることがわかった。

本節の推定の結果から、出産に影響を与えるのは育児休業であることがわかった。しかしながら、次世代法の施行によって、育児休業はそれほど導入が進んだわけではない。これには、既に多くの企業が導入しており、さらなる導入が難しかったことがある。その結果として、前節で次世代法の施行が出産に与える影響が確認できなかったと考えられる。それに対して、離職については、看護休暇や短時間勤務の制度があることが離職確率を低めることが本節でわかった。次世代法の施行によって、これらの制度の導入が進んだことは既に確認しており、そのことが前節での次世代法の効果として現れたと考えられる。

7. おわりに

本稿では、少子化対策としての効果が期待された次世代法の施行が、出産および女性の就業継続に与える影響について、パネルデータを用いて分析した。次世代法の施行が引き起こした準実験的状況を生かした推定の結果によれば、次世代法の施行には、出産に対する影響はなかったが、出産に伴う女性の離職確率を減少させ、出産と女性の就業というトレード・オフの関係を解消したことがわかった。その背後には、次世代法の施行によって、企業による仕事と子育ての両立支援制度の充実が進んだことがあげられる。特に、子の看護のための休暇制度や育児のための勤務時間の短縮といった制度導入の広がりがあった可能性が示唆された。このことは、また、企業の果たす役割が大きいことも示したと言える。本稿の分析によって、次世代法という政策には一定の成果があることが確認でき、今後とも、少子化対策について積極的な政策の導入が求められる、と結論づけられよう。

謝辞

本研究で使用した 21 世紀成年者縦断調査の個票情報は統計法第 33 条に基づく申請により、厚生労働省より提供いただいた。また、本研究は平成 24～25 年度厚生労働省科学研究費補助金政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)「次世代育成支援対策推進法が出生、女性の就業継続に与える影響：21 世紀成年者縦断調査を用いた分析」(研究代表者 水落正明)の助成によって行われた。

参考文献

- Adserà A (2004) “Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions,” *Journal of Population Economics*, Vol.17, No.1 ,pp.17–43.
- Averett AL, Whittington LA (2001) “Does maternity leave induce birth?,” *Southern Economic Journal*, Vol.68, No.2, pp.403–417.
- Azmat G, González L (2010) “Targeting fertility and female participation through the income tax,” *Labour Economics*, Vol.17, No.3, pp.487–502.
- Baum CL (2003) “The effect of state maternity leave legislation and the 1993 Family and Medical Leave Act on employment and wages,” *Labour Economics*, Vol.10, No.6, pp.573–596.
- Becker GS (1960) “An economic analysis of fertility,” *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Universities-National Bureau Conference Series 1. Princeton Univ. Press, pp.209–240.
- Becker GS (1981) *A treatise on the family*, Harvard Univ. Press.
- Buttner T, Lutz W (1990) “Estimating fertility responses to policy measures in the German Democratic Republic,” *Population and Development Review*, Vol.16, No.3, pp.539–555.
- Del Boca D (2002) “The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy,” *Journal of Population Economics*, Vol.15, No.3, pp.549–573.
- Gupta ND, Smith N, Verner M (2008) “The impact of Nordic countries’ family friendly policies on employment, wages, and children,” *Review of Economics of the Household*, Vol.6, No.1, pp.65–89
- Haan P, Wrohlich K (2011) “Can child care policy encourage employment and fertility?: Evidence from a structural model,” *Labour Economics*, Vol.18, No.4, pp.498–512.
- 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：結

- 婚・出生・育児』東京大学出版会、pp 181–204.
- 内閣府 (2011) 『少子社会白書 2011 年版』.
- Kalwij A (2010) “The impact of family policy expenditure on fertility in western Europe,” *Demography*, Vol.47, No.2, pp.503–519.
- Lundin D, Mörk E, Öckert B (2008) “How far can reduced childcare prices push female labour supply?,” *Labour Economics*, Vol.15, No.4, pp.647–659.
- McNown R, Ridao-Cano C (2004) “The effect of child benefit policies on fertility and female labor force participation in Canada,” *Review of Economics of the Household*, Vo.2, No.3, pp.237–254.
- 三菱 UFJ リサーチ & コンサルティング (2010) 『平成 22 年度一般事業主行動計画に関する調査結果報告書』.
- 水落正明 (2014) 『次世代育成支援対策推進法が出産、女性の就業継続に与える影響：21 世紀成年者縦断調査を用いた分析』厚生労働科学研究費補助金総括研究年度終了報告書.
- 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』 536 号、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者の勤続年数」『日本労働研究雑誌』 459 号、pp.50–62.
- Ruhm C J (1998) “The economic consequences of parental leave mandates: lessons from Europe,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.113, No.1, pp.285–317.
- Sánchez-Mangas R, Sánchez-Marcos V (2008) “Balancing family and work: the effect of cash benefits for working mothers,” *Labour Economics*, Vol.15, No.6, pp.1127–1142.
- Schellekens J (2009) “Family allowances and fertility: Socioeconomic differences,” *Demography*, Vol.46, No.3, pp.451–468.
- 田中隆一・河野敏鑑 (2009) 「出産育児一時金は出生率を引き上げるか：健保保険組合パネルデータを用いた実証分析」『日本経済研究』 61 号、pp.94–108.
- Waldfoegel J, Higushi Y, Abe M (1999) “Family leave policies and women’s retention after childbirth: evidence from the United States, Britain and Japan,” *Journal of Population Economics*, Vol.12, No.4, pp.523–545.
- Willis R (1973) “A new approach to the economic theory of fertility behavior,” *Journal of Political*

Economy, Vol.81, No.2, pp.S14–S64.

Whittington LA, Alm J, Peters HE (1990) “Fertility and the personal exemption: Implicit pronatalist policy in the United States,” *American Economic Review*, Vol.80, No.3, pp.545–556.

吉田浩・水落正明 (2005) 「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」『日本経済研究』51号、pp.76–95.

Zhang J, Quan J, Van Meerbergen P (1994) “The effect of tax-transfer policies on fertility in Canada, 1921–88,” *Journal of Human Resources*, Vol.29, No.1, pp.181–201.

