

短時間勤務制度が母親の就業に与える影響

平河 茉璃絵

公益財団法人 年金シニアプラン総合研究機構 研究員

【 記 事 情 報 】

掲載誌：年金研究 No.12 pp. 29-53 ISSN 2189-969X

オンライン掲載日：2020年1月28日

掲載ホームページ：<https://www.nensoken.or.jp/publication/nenkinkenkyu/>

論文受理日：2019年12月19日 論文採択日：2020年1月24日

DOI：http://doi.org/10.20739/nenkinkenkyu.12.0_29

要旨

本研究では、2009年に改正され2010年に施行された改正育児・介護休業法が、第一子出産後の母親の就業確率にどのような影響を与えたか分析した。分析の結果、①出産1年前に民間企業の正社員として働いていた女性のうち、2010年以降に出産した母親において出産1年後の就業確率が上昇していること、②「子どもが小さいうちは、特に3歳までは母親が子どものそばにいて、育児をすることが子どもにとって一番望ましい」という価値観をコントロールしても、2010年以降に出産した女性の出産1年後の就業確率が上昇していること、の2点がわかった。さらに、出産1年前に勤めていた企業の従業員規模別（100人以上、100人未満）に分析した結果、出産1年前に100人以上企業に勤めていた女性において、2010年以降に第一子を出産した女性で就業確率が大きく上昇したことを示した。2009年の育児・介護休業法の改正では、父母ともに育児休業を取得した場合に育児取得可能期間が1歳から1歳2か月まで延長できる「パパママ育休プラス」が制定され、短時間勤務制度・所定外労働の制限が義務化された。2010年以降に第一子が生まれた父親の育児休業取得率は非常に低い。よって、2010年以降における女性就業率上昇の要因の1つとして、短時間勤務制度や所定外労働の制限の義務化による子どもをもつ女性の働きやすさの向上が考えられる。

1. はじめに

少子高齢化による労働力不足が懸念される今日の日本において、年金制度を安定的に維持していくためには、女性の活躍促進が重要な課題だ。女性の雇用促進のためには、出産・育児と仕事の両立を可能にするための育児支援施策の充実が必要不可欠である。日本では、1992年4月に施行された育児休業法（現在は育児・介護休業法）をはじめとして、種々の育児支援施策の充実が図られてきた。

1992年の施行以来、育児・介護休業法は何度か改正が行われ、その度に制度の拡張が試みられた。その中でも、近年の大きな改正は2009年の改正である。2009年の改正は、以

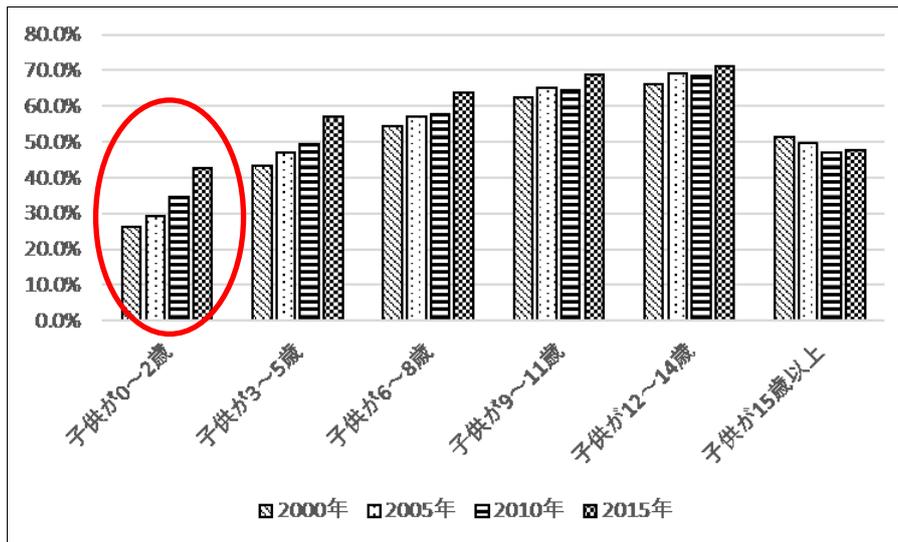
下の2点が特徴として挙げられる。第1に、父親の育児休業取得増加を目的とした改正が行われた。具体的には、配偶者が専業主婦・専業主夫の場合に育児休業の取得を不可とすることができる制度が廃止された。また、従来は原則として育児休業取得可能期間は子が1歳になるまでの期間であったのに対し、父母共に育児休業を取得する場合、育児休業取得可能期間を子が1歳2か月になるまでに延長した（パパママ育休プラス）。第2に、幼い子供を養育する労働者に対する、労働時間の短縮を図るための制度が整備された。労働時間短縮のために整備された制度は、主に2つだ。1つは、所定労働時間を6時間未満とする所定内労働時間の短縮が、従来の選択的措置義務¹から単独措置義務に変更されたことだ。2009年以前は選択的措置義務の選択肢の1つにすぎなかった所定内労働時間の短縮が、2010年以降は設置が義務化された。もう1つは、所定外労働制限の創設だ。2010年以降、3歳未満の子をもつ労働者が申し出た場合、事業主は当該労働者に所定時間を超えて労働させることができなくなった。

図1では、2000年から2015年にかけて、最年少の子供の年齢別に全体の世帯数に対する共働き世帯の割合を示した。全体として共働き世帯の割合は上昇傾向にあり、特に最年少の子どもが未就学児（0～2歳、3～5歳）において、2010年以降の共働き世帯割合の上昇が大きい。最年少の子どもが未就学児の世帯では、2005年から2010年にかけて共働き世帯割合が約2～5パーセントポイント、2010年から2015年にかけては約8パーセントポイント上昇している。特に、2005年から2010年にかけては、最年少の子どもが0～2歳の子どもでは共働き世帯割合が約5パーセントポイント上昇しており、最年少の子どもが3歳以上の世帯と比較して共働き世帯割合の上昇が大きい。2010年には、先述のように育児休業や、3歳未満の子供をもつ労働者が対象となる労働時間に関する制度改正が行われた。2010年に施行された改正育児・介護休業法は、幼い子をもつ母親の就業にどれほど寄与したのか。本研究の目的は、改正育児・介護休業法が母親の就業に与えた影響をできる限り明らかにすることである。

本研究では東京大学大学院経済学研究科が実施した「『少子高齢化社会における家族・出生・仕事』に関する全国調査」の個票データを用いて分析を行う。本研究に用いるデータの特徴は、子どもをもつ全ての回答者について、出産前後の就業状態を尋ねている点だ。従来の研究では制度の対象であっても調査開始時点で無業の女性や、調査開始時点において子供が制度の対象外となった女性については分析対象から除いていた。本研究ではそのような女性についても分析対象に含めて分析する。また、従来の研究では、母親や父親がもつ価値観が考慮されていなかった。しかし、母親が働くかどうかは、母親や父親が子育てや仕事に対してどのような価値観をもつかに大きく依存するだろう。そこで、本研究では子育てと仕事に関する価値観（子どもが小さいうちは、特に3歳までは母親が子どものそばにいて、育児をすることが子どもにとって一番望ましい）をコントロールした上で、2010年の育児・介護休業法改正が女性の就業に与えた影響を分析する。

¹ 選択的措置義務とは、事業主に対して短時間勤務制度、フレックスタイム制、始業・就業時間の変更等の中からどれか1つの設置を義務付けること。

図1 最年少の子供の年齢別・共働き世帯の割合



注) 総務省『国勢調査』より筆者作成

本稿の構成は以下の通りである。2 節では、育児支援施策と女性就労に関する先行研究について述べる。3 節では、日本における育児と仕事の両立支援施策の変遷として、育児・介護休業法の変遷を概観する。4 節では、本研究で使用する『『少子高齢化社会における家族・出生・仕事』に関する全国調査』の個票データの平均値を用いて、出産 1 年後の女性の就業状態の変化を、出産年カテゴリ別に示す。5 節では推定モデルについて説明する。6 節では分析結果を示し、結果を考察する。7 節でまとめを行う。

2. 先行研究

育児支援施策が母親の就業に与える影響を分析した研究は多い。中でも、育児休業制度が女性就業に与える影響を分析した研究が多く、育児休業制度の充実が母親の就業復帰を促進させる効果があることを示している（たとえば、Lalive and Zweimüller (2009)、Baum and Ruhm (2016)など）。一方、短時間勤務制度が母親の就業に与える影響を分析した研究は、海外ではそれなりに蓄積がある（例えば、Taehyou (2012)、Kelle et al. (2017)、Del Boca et al. (2009)、Fernández-Kranz and Rodríguez-Planas (2014)、de la Rica and Gorjón (2016)）ものの、日本では少ない（例えば、深堀 (2012)、永瀬 (2014)）。

海外の研究において、日本の短時間勤務制度に近い制度を扱った研究として、de la Rica and Gorjón (2016)が挙げられる。de la Rica and Gorjón (2016)は、スペインで 2000 年施行の法改正により 6 歳未満の子をもつ労働者が労働時間を減らすことができるようになったことを利用して、①法改正によって、6 歳以下の子をもつ母親の短時間労働が増えたか、②法改正によって、6 歳以下の子をもつ年齢階級の女性において、短時間労働の権利を有さない雇用形態である有期雇用が増えたか、の 2 点を分析した。その結果、短時間労働の権利を有する無期雇用の女性において、6 歳以下の子を持つ女性の短時間労働が増加したことを示した。その一方、6 歳以下の子をもつ年齢階級にあたる 25～44 歳の子をもたない女性において、有期契約での雇用が増加したことも示した。

日本においては、深堀 (2012)と永瀬 (2014)が 2010 年の短時間勤務制度が母親の就業に与える影響を分析している。深堀 (2012)は『日本家計パネル調査 (JHPS)』を用いて、3

歳未満の子をもつ女性の離職が減少したかを分析した。その結果、短時間勤務制度の導入により、3歳未満の子をもつ女性の離職が減少したことを示した。一方、『21世紀成年者縦断調査』を用いて分析を行った永瀬（2014）は、短時間勤務制度は正社員女性の第一子出産後の就業継続に効果がないことを示した。日本における研究では、短時間勤務制度が女性の就業に与える効果の結論が一致していない。日本において、短時間勤務制度が母親の働きやすさに寄与しているか否かを検証することは、今後の育児支援施策を検討する上で重要である。

3. 日本における育児と仕事の両立支援施策

本節では、近年の日本における仕事と育児の両立支援施策について概観する。1992年に育児休業法（現在は育児・介護休業法）が成立し、育児休業が法的に認められて以来、何度かの法改正を経て母親が職場復帰しやすい環境や、母親が職場復帰したあとに働きやすい環境の整備が試みられてきた。育児・介護休業法で保障されている、子をもつ労働者の権利は、①育児休業制度、②就業時間の短縮・制限、③子の看護休暇に大分できる。ここでは、特に①育児休業制度と②就業時間の短縮・制限に関して概観する。育児・介護休業法の改正による制度の変遷全体については、図2の通りである。

3.1 育児休業制度

1991年に育児休業法が成立し、1992年に同法が施行されたことにより、1992年4月1日から育児休業制度が法制化された。2004年以前は期間を定めて雇用される者（有期契約労働者）は育児休業制度の対象外であった。しかし、2005年以降は一定の条件を満たす有期契約労働者も育児休業制度の対象となった²。

1992年から現在に至るまで、取得可能な育児休業期間は、原則として1年間（子が1歳になるまで）と定められている。ただし、職場復帰後に子どもを預ける保育所が見つからない場合は育児休業期間を延長することができる。2005年から2015年までは、子どもが1歳6か月になるまで育児休業期間を延長することができた。2016年以降は、育児休業期間を延長することができる子の年齢が、1歳6か月から2歳までに延長された。

また、父親の育児休業取得促進を目指して、2009年の育児・介護休業法の改正により、2010年以降、父親と母親のどちらも育児休業を取得する場合、子が1歳2か月になるまで育児休業の取得を認める「パパママ育休プラス」が定められた³。

3.2 就業時間の短縮・制限

就業時間の短縮・制限の制度として、育児・介護休業法では①所定内労働時間の短縮（育児）、②所定外労働の制限、③時間外労働の制限、④深夜業の制限、が定められている。ここでは、①所定内労働時間の短縮と②所定外労働の制限について概観する。③時間外労働

² 2005年の改正では、(1)勤続1年以上であること、(2)子が1歳に達する日を超えて雇用関係が継続することが見込まれること、(3)子が1歳に達する日から1年を経過する日までに労働契約が満了し、更新されないことが明らかでないこと、の3点を全て満たせば有期雇用者も育児休業制度を利用できるようになった。2016年の改正では(1)勤続1年以上であること、(2)子が1歳6か月に達する日までに労働契約が満了し、かつ契約の更新がないことが明らかでないこと、の2点を満たせば育児休業制度を利用できるようになった。

³ パパママ育休プラスを利用しても、育児休業期間は原則として1年間であることは変わらない。

の制限と④深夜業の制限の変遷に関しては、図2を参照されたい。

①所定内労働時間の短縮（育児）については、1992年4月の育児休業法成立時に育児休業制度と共に創設された。現在に至るまで、制度改正が2002年と2010年の2度行われた。2002年の制度改正が行われる以前は、事業主は子が1歳未満の従業員に対して、短時間勤務（所定内労働時間を6時間に短縮する制度）、フレックスタイム制、始業・終業時刻の変更等から1つを選択して設置する義務を課された（選択的措置義務）。2002年4月より、選択的措置義務は変わらないまま、対象が1歳未満の子をもつ従業員から3歳未満の子をもつ従業員に拡張された。所定内労働時間の短縮において大きく変わったのは、2010年の制度改正である。2010年7月より、常時101人以上を雇用する事業主に対して、3歳未満の子をもつ従業員への短時間勤務制度設置が義務化された（単独措置義務）。2012年7月からは、常時100人以下を雇用する事業主も短時間勤務制度の単独措置義務の対象となった。短時間勤務制度の対象となる労働者は、(1)3歳に満たない子を養育する労働者であること、(2)1日の所定労働時間が6時間以下でないこと、(3)日々雇用される者（日雇い労働者）でないこと、(4)短時間勤務制度が適用される期間に現に育児休業をしていないこと、(5)労使協定により適用除外とされた労働者でないこと、の(1)～(5)に全て当てはまる労働者である。(1)～(5)の条件に全て該当すれば、有期契約雇用者も短時間勤務制度を利用できる⁴。

②所定外労働の制限は、3歳未満の子を養育する従業員が申し出た場合には、その事業主は所定外労働時間を超えて労働させてはならない、という制度だ⁵。この制度は2010年7月より新たに創設された。所定内労働時間の短縮と同様に、制度の導入時期が企業規模によって異なる。従業員規模が101人以上の事業主については、2010年7月より改正が適用された。一方、従業員規模が100人以下の事業主については、2012年7月より改正が適用された。

⁴ ただし、(1)当該事業主に引き続き雇用された期間が1年に満たない労働者、(2)1週間の所定労働日数が2日以下の労働者、(3)業務の性質または業務の実施体制に照らして、短時間勤務制度を講ずることが困難と認められる業務に従事する労働者については、労使協定により短時間勤務制度の対象外となりうる。

⁵ 所定内労働時間の短縮と同様に、日雇労働者は制度の対象外である。また、所定外労働制限の対象となる場合でも、(1)当該事業主に引き続き雇用された期間が1年に満たない労働者、(2)1週間の所定労働日数が2日以下の労働者については、労使協定により所定外労働制限の対象外となりうる。

図2 各育児支援施策の変遷

	育児休業制度	所定内労働時間の短縮	所定外労働時間の制限	時間外労働の制限	深夜業の制限	子の看護休暇
1992年	1歳まで取得可能	<ul style="list-style-type: none"> ・子が1歳未満まで取得可能 ・短時間勤務、フレックスタイム、始業就業時間変更等から事業主が選択して実施（選択的措置義務） 		女性保護規定	女性保護規定	
1993年						
1994年						
1995年						
1996年						
1997年						
1998年						
1999年						
2000年						
2001年						
2002年	<ul style="list-style-type: none"> ・保育所に入れない場合は1歳6か月まで取得可能（原則は1歳まで） ・有期契約労働者の育休取得が可能に（一定の要件を満たした場合のみ） 	<ul style="list-style-type: none"> ・子が3歳未満まで取得可能 ・選択的措置義務 		激変緩和措置		<ul style="list-style-type: none"> ・努力義務5日
2003年						
2004年						
2005年						
2006年						
2007年	<ul style="list-style-type: none"> ・父母ともに休業する場合は1歳2か月まで取得可能（原則は1歳まで）（パパママ育休プラス） 	<ul style="list-style-type: none"> ・子が3歳未満まで利用可能 ・事業主に対して、所定労働時間を6時間とする制度の措置を義務化（単独措置義務） 	<ul style="list-style-type: none"> ・子が3歳未満まで利用可能 	小学校入学まで適用可	小学校入学まで適用可	<ul style="list-style-type: none"> ・形成権5日
2008年						
2009年						
2010年						
2011年	<ul style="list-style-type: none"> ・保育所に入れない場合は子が2歳になるまで取得可能（原則は1歳まで） 	<ul style="list-style-type: none"> ・子が3歳未満まで利用可能 ・事業主に対して、所定労働時間を6時間とする制度の措置を義務化（単独措置義務） 	<ul style="list-style-type: none"> ・子が3歳未満まで利用可能 	小学校入学まで適用可	小学校入学まで適用可	<ul style="list-style-type: none"> ・形成権（年5日） ・子が2人以上の場合は年10日
2012年						
2013年						
2014年						
2015年						
2016年						
2017年						
2018年						

4. 出産1年後の母親の就業

4.1 使用するデータ

本研究では、2018年1月に東京大学大学院経済学研究科が実施した『『少子高齢化社会における家族・出生・仕事』に関する全国調査』の配偶者票の個票を用いて分析する。この調査は住民基本台帳をもとに無作為抽出された全国の18～49歳の男女を対象に行われた。質問項目は、「ふだんの生活、仕事」、「子ども」、「家族・介護・健康」、「結婚・出生」、「所得・消費」、「住宅・資産」の6つに大分される。「子ども」のセクションでは全ての子どもについて、出産1年前の働き方、出産1年前に勤めていた企業の従業員規模、出産1年後の就業状態、育児休業取得の有無、（出産1年後に働いていた場合）子育て支援制度⁶の有無、利用の有無を尋ねている。本研究では、これら設問を用いることで、短時間勤務制度が女性の就業を促進させる効果があるか否かを検証する

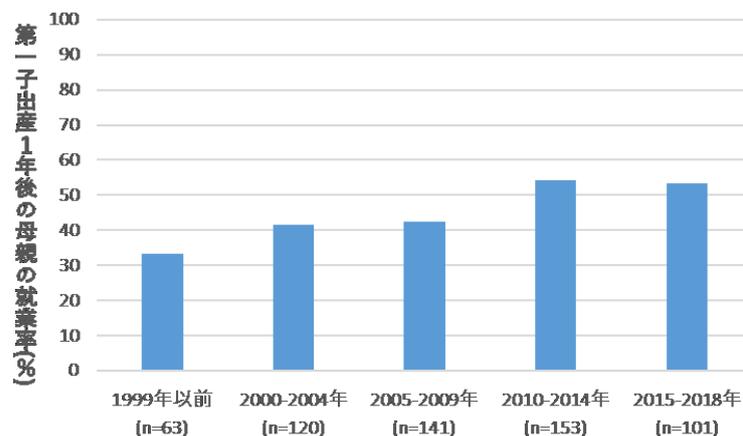
本研究では、配偶者票の回答者のうち、①子どもがいる、②出産1年前に母親が就業していた、の2つの条件を満たす回答者を対象に分析を行う。配偶者票全体の標本サイズは1614世帯である。このうち、①と②の条件を満たす最終的な標本サイズは、578世帯である。

⁶ 調査している子育て支援制度は、「子の看護休暇」、「時間外労働の制限」、「深夜業の制限」、「勤務時間の短縮等」の4種類である。

4.2 出産1年後の母親の就業

回帰分析を行う前に、本項では本研究で用いるアンケート調査の個票データの平均値を用いて、第一子出産年を①1999年以前、②2000～2004年、③2005～2009年、④2010～2014年、⑤2015年以降の5つのカテゴリに分類し、出産1年後の母親の就業状態を概観する。

図3 第一子出産年別・出産1年後の母親の就業率



母親の出産1年後の就業率は、図3の通りである。図中のnは、各出産年カテゴリ全体の標本サイズである。1999年以前に第一子を出産した母親の第一子出産後の就業率は33.33%である。2000年代に第一子を出産した母親の就業率は、2000～2004年に産した母親で41.67%、2005～2009年に産した母親で42.55%だ。1999年以前に第一子を出産した母親と比較すると、2000年代に第一子を出産した母親の就業率は約9パーセントポイント高い。一方、2010～2014年に第一子を出産した母親の出産1年後の就業率、2015年以降に産した母親の出産1年後の就業率はそれぞれ54.25%、54.37%である。2000年代に第一子を出産した女性と比較すると、2010年以降に第一子を出産した女性の方が約12パーセントポイント出産1年後の就業率が高い。

さらに、出産年カテゴリ別、出産1年前の就業形態別（民間企業・正社員、官公庁・正社員、非正規社員）に出産1年後の就業率を表したのが、図4、図5、図6である。

図4 出産1年前に正社員の女性の第一子出産1年後の就業率

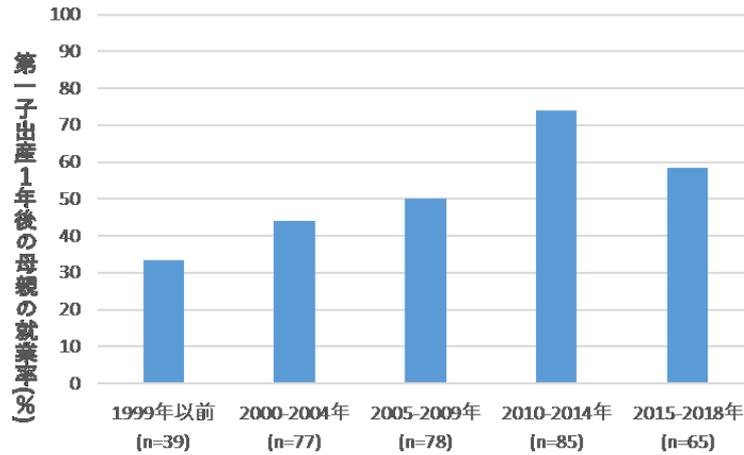


図5 出産1年前に官公庁に勤めた女性の第一子出産1年後の就業率

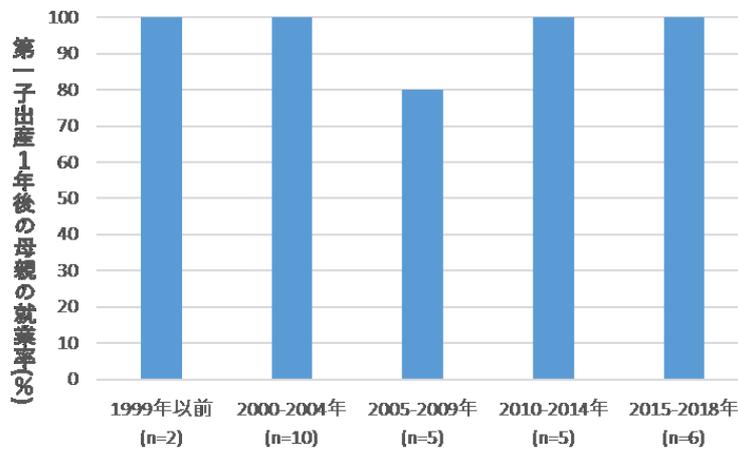


図6 出産1年前に非正規社員の女性の第一子出産1年後の就業率

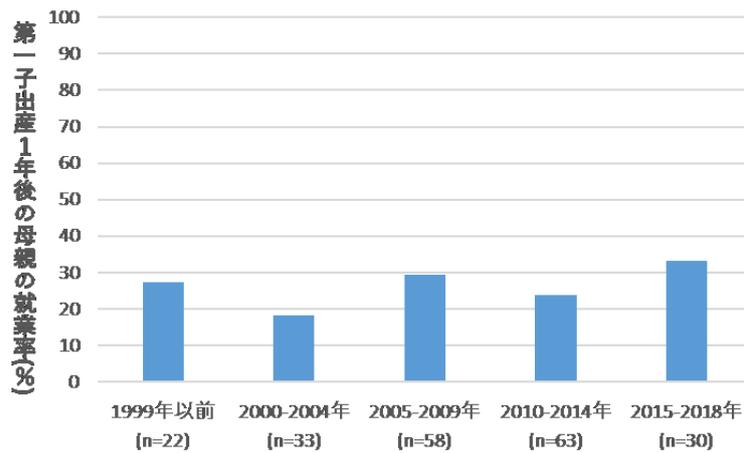


図4は出産1年前に民間企業の正社員だった女性の出産1年後の就業率、図5は出産1年前に官公庁の正社員だった女性の出産1年後の就業率、図6は出産1年前に非正規社員だった女性の出産1年後の就業率を示している。出産1年前に非正規社員だった女性の第一子出産後の就業率と出産1年前に官公庁で正規社員として働いた女性の第一子出産後の

就業率がほぼ横ばいなのに対し、出産1年前に正規社員だった女性の第一子出産後の就業率は、出産年カテゴリで変化が大きい。特に、1999年以前から2005～2009年に第一子を出産した女性の出産1年後の就業率の上昇と比較すると、2010年以降に第一子を出産した女性の出産1年後の就業率の上昇が大きい。2005～2009年に第一子を出産した女性の出産1年後の就業率が44.16%に対し、2010～2014年に第一子を出産した女性の出産1年後の就業率は74.12%、2015～2018年に第一子を出産した女性の就業率は58.46%だ。1999年以前から2009年までの変化と比較すると、2010年以降に第一子を出産した女性で出産1年後の就業率が大幅に上昇しているのがわかる。

2010年以降は、育児・介護休業法の改正により、父親と母親が共に育児休業を取得すると育児休業取得可能期間が1歳から1歳2か月までとなる「パパママ育休プラス」が制定された。また、所定内労働時間の短縮・所定外労働の制限が義務化された。出産1年前に民間企業の正規社員として勤めた母親の就業率の変化は、このような育児・介護休業法の改正の影響を受けた可能性がある。

5. モデル

基本的な推定モデルは、以下の通りである。

$$\text{work}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{birthCohort}_i * \text{prefirmfemale}_i + \beta \mathbf{X} + u \quad (1)$$

添え字 i は個人を表す。被説明変数 work は、第一子出産1年後に女性が働いていれば1、働いていなければ0をとるダミー変数である。 \mathbf{X} はコントロール変数を表す（第一子出産時の母親の年齢、第一子誕生1年前に父親が無業ダミー、第一子誕生1年前の父親の勤め先従業員規模、結婚時における祖父母との同居の有無、夫妻の教育水準、価値観に関する設問回答者が女性ダミー）。出産1年後の母親の就業分析をする場合、出産1年前の夫妻の所得、保育の利用のしやすさに関する変数をコントロールする必要がある。本研究では夫の所得の代理変数として第一子誕生1年前の夫の勤め先従業員規模（100人未満企業、100人以上企業、官公庁）を用いる。また、保育の利用のしやすさの指標として、結婚当時に夫もしくは妻の親と同居していれば1、夫妻どちらの親とも別居していれば0をとるダミー変数を用いる。

birthCohort は第一子出産年のカテゴリである（1999年以前、2000～2004年、2005～2009年、2010～2014年、2015～2018年）。また、 prefirmfemale は出産1年前の女性の就業形態カテゴリを表す（民間企業・正社員、官公庁・正社員、非正規雇用）。本研究で着目するのは、 birthCohort と prefirmfemale の交差項の係数である。第一子出産1年前に民間企業の正社員として働いていた女性のうち、2010年以降に出産したか、2009年以前に出産したかで出産1年後の就業状態に違いが出るか分析する。

出産1年後に働きたいと考える女性は、もともと就業意欲の高い女性である可能性がある。表1は出産年カテゴリ別に、夫妻のうち一方が、「夫は外で働き、妻は家庭を守る」（以下、男女の性別役割）、「子どもが小さいうちは、特に3歳までは母親が子どものそばにいて、育児をすることが子どもにとって一番望ましい」（以下、3歳児神話）という2つの価値観に対し、「賛成」と答えている割合と「反対」と答えている割合を示している。

表 1 第一子出産年カテゴリ別・価値観に関する賛否の割合

	男女の性別役割に賛成・反対			3歳児神話に賛成・反対		
	賛成	反対	Total	賛成	反対	Total
1999年以前	23 (36.51%)	40 (63.49%)	63 (100%)	54 (85.71%)	9 (14.29%)	63 (100%)
2000～2004年	54 (45%)	66 (55%)	120 (100%)	100 (83.33%)	20 (16.67%)	120 (100%)
2005～2009年	66 (46.81%)	75 (53.19%)	141 (100%)	111 (78.72%)	30 (21.28%)	141 (100%)
2010～2014年	67 (43.79%)	86 (56.21%)	153 (100%)	104 (67.97%)	49 (32.03%)	153 (100%)
2015～2018年	29 (28.71%)	72 (71.29%)	101 (100%)	64 (63.37%)	37 (36.63%)	101 (100%)
Total	239 (41.35%)	339 (58.65%)	578 (100%)	433 (74.91%)	145 (25.09%)	578 (100%)

注) どちらも上段は標本サイズ(単位は人)、下段の括弧内は各出産年カテゴリにおける価値観に対する賛成、反対の割合を示す。

表 1 より、男女の性別役割に「反対」の割合は、2014 年以前の出産年カテゴリ間では変化が小さい。一方、3 歳児神話へ「反対」と回答した割合は、2010 年を境に 10 パーセントポイント以上増加している。

2010 年以降に第一子を出産した女性で就業確率が上昇したという結果が出て、表 1 より、それは政策の効果ではなく、2010 年以降に第一子を出産した女性の間で「子供が 3 歳になるまでは、母親が子供のそばで子育てに専念すべきである」という価値観に対して反対の考えをもつ女性が増えた結果、出産 1 年後の女性の就業が増えた可能性も考えられる。この可能性を考慮するため、(1)式に加え、以下の推定を行う。

$$work_i = \beta_0 + \beta_1 birthCohort_i * prefirffemale_i * values_i + \beta X + u \quad (2)$$

values は夫婦のどちらかが「子どもが小さいうちは、特に 3 歳までは母親が子どものそばにいて、育児をすることが子どもにとって一番望ましい」という意見に賛成ならば 1、反対ならば 0 をとるダミー変数である(以下、価値観ダミー)。(2)式では(1)式の出産年と出産 1 年前の就業形態カテゴリの交差項を、出産年カテゴリ、出産 1 年前の就業形態カテゴリ、価値観ダミーの交差項にすることによって、同じ価値観をもつ個人間でも出産年により出産 1 年後の就業状態が変化するか分析する。本来ならば、価値観の変数は妻の価値観、夫の価値観をそれぞれコントロールするのが適切だ。しかし、本研究で用いるアンケートデータでは価値観に関する質問は夫婦のうち、どちらか一方にしかなくない。よって、本研究では夫婦のうち、どちらか 1 人の価値観に関する変数を分析に用いる。

6. 推定結果

6.1 2010 年以降に出産した母親の出産 1 年後の就業確率

推定結果は表 2 の通りである。説明変数として母親の第一子出産時の年齢、父親・母親

の最終学歴、結婚当時の祖父母との同居ダミー、第一子出生1年前の父親の勤め先企業規模、価値観に関する設問回答者が女性ダミーをコントロールしている。本研究で着目するのは、出産1年前の就業状態と出産年カテゴリの交差項の係数だ。ベースは、出産1年前に民間企業の正社員として勤め、1999年以前に第一子を出産した女性である。

出産1年前に非正規社員だった女性に関して、いずれの出産年カテゴリでも出産1年前に「民間企業・正社員」で「1999年以前に出産した」女性と比較すると、出産1年後に就業する確率は低くなる。ただし、いずれの出産年カテゴリも有意ではない。一方、出産1年前に官公庁に正社員として勤めていた女性に着目すると、いずれの出産年カテゴリでも1999年以前に出産した民間企業・正社員の女性と比較して出産1年後の就業確率が高い。係数の大きさに着目すると、1999年以前、2000～2004年、2005～2009年、2010～2014年、2015～2018年に第一子を出産した女性の就業確率は、それぞれ64.3%、68.8%、50.2%、60.8%、68.3%である。出産1年前に官公庁に正社員として勤めた女性の第一子出産後の就業確率は、一貫して高いことがわかる。ただし、官公庁に勤めていた女性のサンプルサイズは小さいので、解釈には注意が必要である。

着目すべきは、出産1年前に民間企業の正社員女性である。出産1年前に民間企業の正社員として勤めていて、1999年以前に出産した女性と比較すると、2000～2004年に出産した女性と2005～2009年に出産した女性の第一子出産後の就業確率に有意な差はない。一方、2010～2014年に出産した女性の第一子出産後の就業確率は、1999年以前に出産した女性と比較した場合、1%水準で有意に40.9%高い。また、2015～2018年に出産した女性の第一子出産後の就業確率は、出産1年前に民間企業の正社員として勤めていて、1999年以前に出産した女性と比較すると、5%水準で有意に26.4%高い。出産1年前に民間企業で正社員として勤めた女性で、2010年以降に出産した女性の出産1年後の就業確率が大幅に上昇したことがわかる。

前節で述べたように、2010年以降に第一子を出産した女性は、2009年以前に第一子を出産した女性よりも就業意欲が高く、そのことが推定結果に反映されている可能性がある。そこで、3歳児神話に対する賛否をコントロールした上で、出産1年後の就業確率を分析する。分析結果は、表3の通りである。

表3は出産1年前の就業状態、出産年カテゴリ、三歳児神話への賛成・反対の交差項の結果を表している。「三歳児神話に賛成」の列は出産1年前の就業状態、第一子出産年カテゴリ、三歳児神話へ賛成の交差項の係数を表している。「三歳児神話に反対」の列は出産1年前の就業状態、第一子出産年カテゴリ、三歳児神話へ反対の交差項の係数を表している。ベースは「出産1年前に民間・正社員×1999年以前出産×三歳児神話へ賛成」であり、他の係数は、「出産1年前に民間・正社員×1999年以前出産×三歳児神話へ賛成」の場合と比較した、母親の第一子出産1年後の就業確率を表している。

全体として、母親もしくは父親が三歳児神話に賛成と回答した場合と比較して、三歳児神話に反対と回答した方が出産1年後の母親の就業確率が高い。これは、夫婦のどちらかが三歳児神話を信じていると、子どもが幼いうちに母親が働くことは望ましくないこと考え、働かなくなることを表している。出産1年前の就業形態別に結果をみると、非正規社員だった母親と官公庁の正社員だった母親のいずれも、各出産年カテゴリで大きな差はみられない。出産1年前に非正規社員だった母親は、三歳児神話に反対の回答者で「民間・

正社員、1999年以前に出産、三歳児神話に賛成」の母親と比較して2000年以降の出産年カテゴリで出産1年後の就業確率が高くなるが、有意ではない。出産1年前に官公庁・正社員だった母親は、三歳児神話への賛成・反対のいずれでも「民間・正社員、1999年以前に出産、三歳児神話に賛成」の母親よりも出産1年後の就業確率がいずれの出産年カテゴリでも一貫して高い。

次に、出産1年前に民間企業の正社員だった母親に着目する。母親もしくは父親が三歳児神話に反対と回答したサンプルでは、第一子出産年が2000年以降の母親において、「出産1年前に民間・正社員、1999年以前に第一子を出産、三歳児神話に賛成」のサンプルよりも、出産1年後の就業確率が5パーセント水準で有意に高い。特に、2010～2014年の出産年カテゴリにおいて、三歳児神話に反対の他の出産年カテゴリの母親と比較して、出産1年後の就業確率が約20パーセントポイント高い。

さらに、三歳児神話に賛成のサンプルに着目する。2009年以前の出産年カテゴリでは1999年以前に出産した女性と比較して出産1年後の就業確率に有意な差がないのに対し、2010年以降に第一子を出産した女性では、1999年以前に第一子を出産した女性と比較して出産1年後の就業確率が約20～30パーセントポイント高い。以上の結果から、価値観をコントロールした上でも、2010年以降に出産した女性で出産1年後の就業確率が高まったことがわかる。

表2 第一子出産年、出産1年前の就業形態別・母親の出産1年後の就業確率

被説明変数：出産1年後の母親の就業の有無	
出産1年前の就業状態×第一子出産年	
(ベース：民間・正社員×1999年以前出産)	
民間・正社員×2000-2004年	0.109 (0.0977)
民間・正社員×2005-2009年	0.163 (0.0992)
民間・正社員×2010-2014年	0.409*** (0.0986)
民間・正社員×2015-2018年	0.264** (0.105)
官公庁・正社員×1999年以前	0.643*** (0.105)
官公庁・正社員×2000-2004年	0.688*** (0.104)
官公庁・正社員×2005-2009年	0.502** (0.202)
官公庁・正社員×2010-2014年	0.608*** (0.104)
官公庁・正社員×2015-2018年	0.683*** (0.111)
非正規社員×1999年以前	0.00252 (0.127)
非正規社員×2000-2004年	-0.135 (0.105)
非正規社員×2005-2009年	-0.0398 (0.104)
非正規社員×2010-2014年	-0.107 (0.0991)
非正規社員×2015-2018年	-0.00642 (0.121)
標本サイズ	578
決定係数	0.203

注) 括弧内はロバスト標準誤差。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で有意なことを示す。説明変数として第一子出産時の妻の年齢、母親の学歴(ベースは高卒) 父親の学歴(ベースは高卒)、結婚時に祖父母と同居ダミー、第一子出生1年前の父親の勤め先企業規模(ベース：従業員100人以上企業)、価値観の設問回答者が女性ダミーをコントロールしている。

**表3 出産1年前の就業状態、第一子出産年、価値観に対する賛否と
母親の出産1年後の就業確率**

被説明変数：出産1年後の母親の就業の有無		
出産1年前の就業状態×第一子出産年 ×三歳児神話への賛成・反対 (ベース：民間・正社員×1999年以 前出産×三歳児神話に賛成)	三歳児神話に賛成	三歳児神話に反対
民間・正社員×1999年以前	(ベース)	0.0243 (0.193)
民間・正社員×2000-2004年	0.0576 (0.109)	0.324** (0.151)
民間・正社員×2005-2009年	0.110 (0.112)	0.304** (0.145)
民間・正社員×2010-2014年	0.306*** (0.117)	0.557*** (0.112)
民間・正社員×2015-2018年	0.219* (0.126)	0.334** (0.135)
官公庁・正社員×1999年以前	0.659*** (0.112)	0 (0)
官公庁・正社員×2000-2004年	0.671*** (0.113)	0.731*** (0.124)
官公庁・正社員×2005-2009年	0.449* (0.239)	0.731*** (0.104)
官公庁・正社員×2010-2014年	0.641*** (0.120)	0.556*** (0.104)
官公庁・正社員×2015-2018年	0.648*** (0.136)	0.709*** (0.115)
非正規社員×1999年以前	0.00157 (0.138)	-0.132 (0.105)
非正規社員×2000-2004年	-0.195* (0.110)	0.341 (0.262)
非正規社員×2005-2009年	-0.0697 (0.115)	0.0626 (0.178)
非正規社員×2010-2014年	-0.188* (0.107)	0.159 (0.160)
非正規社員×2015-2018年	-0.0860 (0.139)	0.116 (0.177)
標本サイズ		578
決定係数		0.239

注) 括弧内はロバスト標準誤差。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で有意なことを示す。説明変数として第一子出産時の母親の年齢、母親の学歴(ベースは高卒)、父親の学歴(ベースは高卒)、結婚当時に祖父母と同居ダミー、第一子出生1年前の父親の勤め先企業規模(ベース：従業員100人以上企業)、価値観の設問回答者が女性ダミーをコントロールしている。

6.2 なぜ、2010年以降に母親の就業が増加したか

前項では、①出産1年前に官公庁・正社員の女性がいずれの出産年カテゴリにおいても出産1年後の就業確率が一貫して高いのに対し、出産1年前に民間企業に勤めていた女性では、2010年以降に第一子を出産した女性において出産1年後の就業確率が高まること、②「子どもが小さいうちは、特に3歳までは母親が子どものそばにいて、育児をすることが子どもにとって一番望ましい」という価値観をコントロールしても、出産1年前に民間企業に勤めていて、2010年以降に第一子を出産した女性の就業確率が高くなること、の2点が示された。本項では、2010年以降に第一子を出産した女性の就業確率がなぜ高まったのか、その要因を検討する。

まずは、民間企業の中でもどこで女性の就業確率上昇が起こっているかを分析する。表4は、基本モデルに母親の出産1年前の勤め先の従業員規模、就業形態（正社員、非正規、官公庁）、第一子の出産年カテゴリの交差項を含めて分析を行った。全ての就業形態の回答者を含めた分析は表4、第一子出産1年前に正社員だった女性のみ分析、第一子出産1年前に民間企業の正社員だった女性のみ分析は表5の通りである。表4より、第一子出産1年前に100人未満の企業に勤めていた女性も、第一子出産1年前に100人以上企業に勤めていた女性も、2010年以降に第一子を出産した女性の方が、2009年以前に第一子を出産した女性と比較して第一子出産1年後の就業確率が上昇していることがわかる。従業員規模が100人未満の企業に勤めていた女性は2010～2014年に出産した女性において有意に就業確率が上昇している。ただし、2010年以降の就業確率の上昇の大きさは、100人以上企業に勤めていた女性の方が大きい。

表4 出産1年前の従業員規模、就業形態と出産1年後の母親の就業確率

被説明変数：出産1年後の母親の就業の有無

第一子出産年	民間・正社員・100人未満	民間・正社員・100人以上	民間・非正規・100人未満	民間・非正規・100人以上	官公庁・正社員	官公庁・非正規
1999年以前	(ベース)	0.105 (0.177)	0.146 (0.176)	-0.291** (0.130)	0.674*** (0.127)	
2000~2004年	0.0500 (0.136)	0.160 (0.137)	-0.142 (0.138)	-0.112 (0.170)	0.706*** (0.127)	0.115 (0.269)
2005~2009年	0.232 (0.141)	0.147 (0.134)	0.0240 (0.143)	-0.0853 (0.157)	0.512** (0.221)	0.171 (0.370)
2010~2014年	0.427*** (0.137)	0.467*** (0.132)	-0.127 (0.131)	0.000328 (0.160)	0.629*** (0.130)	0.00776 (0.282)
2015~2018年	0.158 (0.149)	0.394*** (0.140)	0.0125 (0.160)	0.118 (0.198)	0.702*** (0.134)	-0.372*** (0.143)
標本サイズ			540			
決定係数			0.220			

注) 括弧内はロバスト標準誤差。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で有意なことを示す。説明変数として第一子出産時の母親の年齢、母親の学歴（ベースは高卒）、父親の学歴（ベースは高卒）、結婚当時に祖父母と同居ダミー、第一子出生1年前の父親の勤め先企業規模（ベース：従業員100人以上企業）、価値観の設問回答者が女性ダミーをコントロールしている。

表5 出産1年前の従業員規模、就業形態と出産1年後の母親の就業確率（出産1年前に正社員だった女性（左）、出産1年前に民間企業・正社員だった女性（右））

被説明変数：出産1年後の母親の就業の有無

従業員規模×第一子出産年	正社員のみ	民間企業のみ
100人未満×1999年以前	(ベース)	(ベース)
100人未満×2000～2004年	0.0684 (0.134)	0.0681 (0.133)
100人未満×2005～2009年	0.261* (0.139)	0.262* (0.139)
100人未満×2010～2014年	0.453*** (0.137)	0.455*** (0.136)
100人未満×2015～2018年	0.188 (0.148)	0.189 (0.148)
100人以上×1999年以前	0.137 (0.176)	0.136 (0.175)
100人以上×2000～2004年	0.183 (0.134)	0.185 (0.134)
100人以上×2005～2009年	0.171 (0.133)	0.173 (0.132)
100人以上×2010～2014年	0.471*** (0.132)	0.476*** (0.132)
100人以上×2015～2018年	0.397*** (0.137)	0.402*** (0.137)
官公庁×1999年以前	0.724*** (0.154)	
官公庁×2000～2004年	0.794*** (0.130)	
官公庁×2005～2009年	0.524** (0.207)	
官公庁×2010～2014年	0.682*** (0.132)	
官公庁×2015～2018年	0.785*** (0.140)	
標本サイズ	355	327
決定係数	0.183	0.141

注) 括弧内はロバスト標準誤差。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で有意なことを示す。説明変数として第一子出産時の母親の年齢、母親の学歴（ベースは高卒）、父親の学歴（ベースは高卒）、結婚当時に祖父母と同居ダミー、第一子出生1年前の母親の勤め先企業規模（ベース：従業員100人以上企業）、価値観の設問回答者が女性ダミーをコントロールしている。

育児・介護休業法の改正による育児支援制度の充実が、母親の就業確率に影響を与えた可能性を検討する。育児・介護休業法において、所定内労働時間の短縮・所定外労働時間の制限は、事業所の従業員規模によって義務化の開始年に違いがある。従業員規模が101人

以上の事業所では 2010 年より所定内労働時間の短縮・所定外労働時間の制限の義務化が開始された。一方、従業員規模 100 人以下の事業所では、2012 年より所定内労働時間の短縮・所定外労働時間の制限の義務化が開始された。そこで、これらの効果を確かめるため、出産 1 年前に民間企業の正社員だった女性を対象に、以下の推定モデルを用いて母親の出産 1 年後の就業確率を推定する。

$$\text{work}_i = \beta_0 + \beta \text{firm99or100} * \text{birthcohort} + \beta X + u$$

*firmunder99or100*は出産 1 年前に勤めていた企業の従業員規模カテゴリである。「従業員規模が 100 人未満企業」、「従業員規模が 100 人以上企業」で構成される。*birthcohort*は第一子出産年カテゴリで、従業員 100 人未満企業の女性に対しては「2001 年以前に出産」、「2002～2011 年に出産」、「2012 年以降に出産」で構成される。従業員規模が 100 人以上企業の女性に対しては、「2001 年以前に出産」、「2002～2009 年に出産」、「2010 年以降に出産」で構成される。*firmunder99or100*と*birthcohort*の交差項をとることによって、短時間勤務制度の義務化によって母親の就業確率が上昇したかを分析する。ここで、2009 年の育児・介護休業法改正による短時間勤務制度の義務化の開始年が異なるのは、先述したように事業所の従業員規模による。しかし、本研究ではデータの制約上、勤め先の企業規模を用いて分析した。

分析結果は表 6 の通りである。表中(1)は価値観をコントロールしていない場合の推定結果、表中(2)は 3 歳児神話の価値観をコントロールした場合の推定結果である。(1)では出産 1 年前に 100 人以上企業に勤めていた女性で、今までの結果と同様に 2010 年以降に出産した女性において出産 1 年後の就業確率が上昇している。一方、100 人未満企業に勤めていた女性については 2012 年以降で出産 1 年後の就業確率が上昇するものの、その大きさは小さい。

表中(2)の結果に着目すると、100 人以上企業の女性については、3 歳児神話に賛成か反対かを問わず 2010 年以降に出産した女性は出産 1 年後の就業確率が有意に上昇している。100 人未満企業の女性については、夫妻のどちらかが 3 歳児神話に賛成の場合、短時間勤務制度が義務化された 2012 年以降も 2011 年以前に出産した女性と就業確率は変わらない。しかし、夫妻のどちらかが 3 歳児神話に反対の場合、短時間勤務制度が義務化された 2012 年以降に第一子を出産した女性の方が、2011 年以前に出産した女性よりも出産 1 年後の就業確率が高くなる。表中(1)の 100 人未満企業に関する結果は、3 歳児神話に反対の場合の効果を表れた結果だろう。ただし、従業員規模が 100 人未満の企業に勤めていた女性の場合、3 歳児神話に反対の場合でも、2012 年以降に第一子を出産した女性では、2002 年から 2011 年に第一子を出産した女性と比較して約 9 パーセントポイント第一子出産 1 年後の就業確率が高まるものの、その差は従業員 100 人以上企業に勤めていた女性と比較して小さい。従業員規模が 100 人未満の企業では、短時間勤務制度の効果が小さかった可能性が考えられる。

本研究では、出産 1 年前に従業員規模 100 人以上の企業に勤める女性について、2010 年以降に第一子を出産した女性に関して、出産 1 年後の就業確率が上昇することを示した。一方、永瀬 (2014) は短時間勤務制度が第一子出産後の正社員女性の就業継続に与える効

果を分析し、短時間勤務制度が正社員女性の第一子出産後の就業継続に効果がないことを示した。本研究と永瀬（2014）の結論の違いは、以下の2点から生じている可能性がある。第1に、永瀬（2014）では2002～2009年に出産した女性のサンプルを用いているのに対し、本研究では2010年以降に出産した女性もサンプルに含めて分析している。短時間勤務制度や所定外労働の制限が利用可能になったのは2010年以降なので、本研究では2010年以降に出産した女性の就業上昇が反映された可能性がある。

第2に、永瀬（2014）では育児・介護休業法の改正後に、出産1年前に従業員規模が100人以上企業に勤める女性が、従業員規模100人未満の企業で勤める女性と比較して出産1年後の就業継続が上昇するか分析している。一方、本研究では従業員規模が100人以上企業と100人未満企業のそれぞれについて、改正年前後における就業確率の変化を比較している。このように、比較する対象が異なるため結論が異なった可能性がある。

回答者のうち、実際に制度があった者の割合はどれくらいか。表7は、出産1年後に民間企業の正社員として就業していた女性のうち、出産1年後に就業していた女性における勤め先各種育児支援の制度の有無について示している。制度の有無に関して、100人未満企業では2011年以前に出産した場合と2012年以前に出産した場合で変化が小さいが、100人以上企業に関しては勤め先に各種支援制度が「ある」と答えた回答が2010年以降に第一子を出産した女性で多くなる。特に、「短時間勤務制度等」については「ある」と回答した割合が大きくなる。表6において出産1年前に100人未満企業で勤めていた女性の間では2002年から2011年に第一子を出産した女性と2012年以降に第一子を出産した女性の就業確率に大きな差がなく、出産1年前に100人以上企業に勤めていた女性において2010年以降に出産した女性の就業確率が大きく上昇したという結果は、表7の結果が反映された結果だと考えられる。100人以上の企業において短時間勤務制度が義務化された結果、職場復帰後に働きやすい環境が整い、出産1年後の就業確率が上昇した可能性がある。

表6 出産1年前の勤め先従業員規模、短時間勤務制度の改正年と母親の出産1年後の就業確率

被説明変数：母親の第一子出産1年後の就業の有無		
説明変数	(1)	(2)
出産1年前の勤め先企業の従業員規模× 第一子出産年（ベース：100人未満× 2001年以前出産）		
100人未満×2002～20011年	0.174 (0.106)	
100人未満×2012年以降	0.218* (0.117)	
100人以上×2001年以前	0.108 (0.125)	
100人以上×2002～2009年	0.113 (0.106)	
100人以上×2010年以降	0.369*** (0.104)	
「3歳児神話」への賛否×出産1年前の勤 め先企業の従業員規模×第一子出産年 （ベース：賛成×100人未満×2001年以 前出産）		
賛成×100人未満×2002～2011年	0.183 (0.120)	
賛成×100人未満×2012年以降	0.167 (0.144)	
賛成×100人以上×2001年以前	0.143 (0.137)	
賛成×100人以上×2002～2009年	0.118 (0.119)	
賛成×100人以上×2010年以降	0.317*** (0.121)	
反対×100人未満×2001年以前	0.191 (0.179)	
反対×100人未満×2002～2011年	0.326** (0.152)	
反対×100人未満×2012年以降	0.414*** (0.145)	
反対×100人以上×2001年以前	0.424 (0.264)	
反対×100人以上×2002～2009年	0.332** (0.159)	
反対×100人以上×2010年以降	0.620*** (0.115)	
標本サイズ	327	327
決定係数	0.110	0.152

注) 括弧内はロバスト標準誤差。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で有意なことを示す。いずれのモデルにおいても、説明変数として第一子出産時の母親の年齢、母親の学歴（ベースは高卒）、父親の学歴（ベースは高卒）、結婚ときに祖父母と同居ダミー、第一子出生1年前の父親の勤め先企業規模（ベース：従業員100人以上企業）、価値観の設問回答者が女性ダミーをコントロールしている。

表7 出産年カテゴリー・出産1年後の勤め先従業員規模別・各種育児支援制度の有無

	短時間勤務制度等				子の看護休暇				時間外労働の制限				深夜業の制限			
	あり	なし	わからない	Total	あり	なし	わからない	Total	あり	なし	わからない	Total	あり	なし	わからない	Total
100人未満・2001年以前	5 (45.5%)	1 (9.1%)	5 (45.5%)	11 (100.0%)	2 (16.7%)	3 (25.0%)	7 (58.3%)	12 (100.0%)	4 (33.3%)	2 (16.7%)	6 (50.0%)	12 (100.0%)	2 (16.7%)	3 (25.0%)	7 (58.3%)	12 (100.0%)
100人未満・2002~2011年	26 (66.7%)	7 (18.0%)	6 (15.4%)	39 (100.0%)	20 (54.1%)	11 (29.7%)	6 (16.2%)	37 (100.0%)	17 (46.0%)	10 (27.0%)	10 (27.0%)	37 (100.0%)	20 (54.1%)	11 (29.7%)	6 (16.2%)	37 (100.0%)
100人未満・2012年以降	16 (64.0%)	6 (24.0%)	3 (12.0%)	25 (100.0%)	13 (48.2%)	10 (37.0%)	4 (14.8%)	27 (100.0%)	9 (33.3%)	10 (37.0%)	8 (29.6%)	27 (100.0%)	13 (48.2%)	10 (37.0%)	4 (14.8%)	27 (100.0%)
100人以上・2001年以前	11 (73.3%)	1 (6.7%)	3 (20.0%)	15 (100.0%)	8 (53.3%)	6 (40.0%)	1 (6.7%)	15 (100.0%)	7 (46.7%)	5 (33.3%)	3 (20.0%)	15 (100.0%)	8 (53.3%)	6 (40.0%)	1 (6.7%)	15 (100.0%)
100人以上・2001~2009年	18 (64.3%)	6 (21.4%)	4 (14.3%)	28 (100.0%)	17 (60.7%)	7 (25.0%)	4 (14.3%)	28 (100.0%)	11 (39.3%)	10 (35.7%)	7 (25.0%)	28 (100.0%)	17 (60.7%)	7 (25.0%)	4 (14.3%)	28 (100.0%)
100人以上・2010年以降	47 (83.9%)	6 (10.7%)	3 (5.4%)	56 (100.0%)	39 (68.4%)	7 (12.3%)	11 (19.3%)	57 (100.0%)	30 (52.6%)	13 (22.8%)	14 (24.6%)	57 (100.0%)	39 (68.4%)	7 (12.3%)	11 (19.3%)	57 (100.0%)
Total	123 (70.7%)	27 (15.5%)	24 (13.8%)	174 (100%)	99 (56.3%)	44 (25.0%)	33 (18.8%)	176 (100.0%)	78 (44.3%)	50 (28.4%)	48 (27.3%)	176 (100.0%)	99 (56.3%)	44 (25.0%)	33 (18.8%)	176 (100.0%)

注) 上段は標本サイズ(単位は人)、下段は割合を示す(単位は%)。

101人以上の事業所に関しては、短時間勤務制度の義務化が2010年から開始されると同時に、両親が共に育児休業を取得すれば育児休業取得可能期間が1歳から1歳2か月に延長される「パパママ育休プラス」も開始された。今までの分析の結果から、100人以上企業においては、2010年以降に第一子を出産した女性において第一子出産後の就業確率が上昇しているが、これは育児休業取得可能期間の延長が可能になった影響はあるだろうか。表8、表9は、第一子出産1年前に従業員規模が100人以上の企業に正社員として勤めていた母親の、第一子出産時の母親と父親の育児休業の取得状況である。表8は母親の第一子出産時の育児休業取得状況、表9は父親の第一子出産時の育児休業取得状況を表している。母親の育児休業取得は出産年が後になるにつれて育児休業取得割合が上昇している。一方、父親に関しては、いずれの出産年カテゴリでも「制度がなかった」もしくは「制度はあったが利用せず働いた」と回答した父親が90%以上を占める。表9から、2010年以降の出産年カテゴリにおいても父親の育児休業取得は進んでいないことがわかる。よって、「パパママ育休プラス」によって母親の第一子出産1年後の就業確率が上昇した可能性は低い。

**表8 出産年カテゴリ別・母親の育児休業取得状況
(母親の出産1年前の勤め先企業が100人以上・正社員)**

	出産時は働いて いなかった	取得した	制度はあったが取得 しなかった	制度がなかった	Total
1999年以前	7 (46.7%)	8 (53.3%)	0 (0.0%)	0 (0.0%)	15 (100.0%)
2000～2004年	16 (41.0%)	19 (48.7%)	2 (5.1%)	2 (5.1%)	39 (100.0%)
2005～2009年	13 (31.7%)	24 (58.5%)	4 (9.8%)	0 (0.0%)	41 (100.0%)
2010～2014年	7 (15.9%)	33 (75.0%)	2 (4.6%)	2 (4.6%)	44 (100.0%)
2015～2018年	6 (17.1%)	29 (82.9%)	0 (0.0%)	0 (0.0%)	35 (100.0%)
Total	49 (28.2%)	113 (64.9%)	8 (4.6%)	4 (2.3%)	174 (100.0%)

注) 上段は標本サイズ(単位は人)、下段は割合を示す(単位は%)。

**表9 母親の出産年カテゴリ別・父親の育児休業取得状態
(母親の出産1年前の勤め先企業が100人以上・正社員)**

	出産時は働いて いなかった	取得した	制度はあったが取得 しなかった	制度がなかった	Total
1999年以前	0 (0.0%)	0 (0.0%)	10 (66.7%)	5 (33.3%)	15 (100.0%)
2000～2004年	1 (2.8%)	0 (0.0%)	21 (58.3%)	14 (38.9%)	36 (100.0%)
2005～2009年	2 (5.0%)	0 (0.0%)	23 (57.5%)	15 (37.5%)	40 (100.0%)
2010～2014年	1 (2.4%)	0 (0.0%)	25 (61.0%)	15 (36.6%)	41 (100.0%)
2015～2018年	1 (2.9%)	1 (2.9%)	27 (79.4%)	5 (14.7%)	34 (100.0%)
Total	5 (3.0%)	1 (0.6%)	106 (63.9%)	54 (32.5%)	166 (100.0%)

注) 上段は標本サイズ(単位は人)、下段は割合を示す(単位は%)。

7. まとめ

本研究では、2009年に改正され、2010年に施行された改正育児・介護休業法が第一子出産1年後の母親の就業に与える影響に関する分析を行った。その結果、「子供が3歳になるまでは、母親が子供のそばで子育てに専念すべきである」という価値観をコントロールしても、2010年以降に出産した女性において、出産1年後の就業確率が上昇していることを示した。また、出産1年前に民間企業の正社員として働いていた女性に限定して分析した結果、従業員規模が100人以上の女性では、3歳児神話への賛否に関係せず、第一子を2010年以降に出産した女性で就業確率が高まることを示した。短時間勤務制度の義務化により制度の利用しやすさが高まり、職場復帰後の母親が働きやすくなった可能性が考えられる。一方、従業員規模が100人未満の企業に関しては、短時間勤務制度の義務化が適用された2012年以降に第一子を出産した女性で就業確率が上昇するものの、2002年～2011年に第一子を出産した女性の第一子出産1年後の就業確率と比較した上昇は小さい。

本研究に残された今後の課題は、主として次の5点である。第1に、本研究では価値観の変数としてアンケート調査時点における価値観の変数を用いた。しかし、価値観は時間の経過によって変わりうるものである。より精緻な分析を行うためには、出産1年前の価値観を用いる必要がある。

第2に、母親の就業意思決定の分析では夫妻の所得や資産、保育所の入りやすさをコントロールする必要があるが、本研究ではそれらをコントロールすることができなかった。

第3に、本研究では短時間勤務制度が母親の就業促進に与える効果について、因果関係を明らかにしていない。第1、第2、第3の課題を達成するためには、パネルデータを用いた分析が必要である。

第4に、本研究では、従業員規模の指標として勤め先企業の従業員規模を用いた。しか

し、育児・介護休業法における所定内労働時間の短縮等の執行猶予に関しては、事業所の従業員規模に依存する。よって、本来は企業全体の従業員規模ではなく、事業所の従業員規模を用いる必要がある。

第5に、本研究では第一子出産後の母親の就業に着目した。しかし、少子高齢化の観点からすると、第二子出産以降の母親の就業状態の変化にも着目する必要があるだろう。

【謝辞】

本稿の作成にあたっては、臼井恵美子氏、高山憲之氏、福山圭一氏、坂本純一氏、村上正人氏、三木隆二郎氏から有益な助言を頂戴した。記して謝意を表したい。ただし、本稿の誤りは全て筆者個人に帰属する。

参考文献

- Asai, Y. (2015) “Parental leave reforms and the employment of new mothers: Quasi-experimental evidence from Japan,” *Labor Economics*, Vol.36, pp.72-83.
- Baum, C. L. and Ruhm, C. J. (2016) “The Effects of Paid Family Leave in California on Labor Market Outcomes,” *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol.35, No.2, pp.333-356.
- Del Boca, D., Pasqua, S. and Pronzato, C. (2009) “Motherhood and market work decisions in institutional context: a European Perspective,” *Oxford Economic Papers*, Vol.61, i147-i171.
- de la Rica, S. and Gorjón, L. (2016) “The impact of family-friendly policies in Spain and their use throughout the business cycle,” *IZA journal of European labor studies*, Vol.5, No.9, pp.1-26.
- Fernández-Kranz, D. and Rodríguez-Planas, N. (2014) “Too Family Friendly for Too Long? The Consequences of Parent’s Right to Request Part-Time Work,” IZA working paper.
- Kelle, N., Simonson, J. and Gordo, L. R. (2017) “Is Part-Time Employment after Childbirth a Stepping-Stone into Full-Time Work? A Cohort Study for East and West Germany,” *Feminist Economics*, Vol.23, No.4, pp.201-224.
- Lalive, R. and Zweimüller, J. (2009) “How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.124, No.3, pp.1363-1402.
- Taehyou, A. (2012) “Employment Dynamics of Married Women and The Role of Part-Time Work: The Case of Korea,” *Hitotsubashi Journal of Economics*, No.53, pp.25-38.
- 永瀬伸子 (2014) 「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実験」『人口学研究』No.50、pp.29-53。
- 深堀遼太郎 (2013) 「育児・介護休業法の改正効果：短時間勤務制度義務化と既婚女性の離職・仕事満足度」 *JOINT RESEARCH CENTER FOR PANEL STUDIES DISCUSSION PAPER SERIES*.

厚生労働省 (2010) 『改正育児・介護休業法のあらまし』 厚生労働省ホームページ
厚生労働省 (2019) 『改正育児・介護休業法のあらまし』 厚生労働省ホームページ
総務省 (2000) 『平成 12 年 国勢調査』 総務省統計局ホームページ
総務省 (2005) 『平成 17 年 国勢調査』 総務省統計局ホームページ
総務省 (2010) 『平成 22 年 国勢調査』 総務省統計局ホームページ
総務省 (2015) 『平成 27 年 国勢調査』 総務省統計局ホームページ