

2019 年度

公共経営大学院 リサーチペーパー

2014 年育児休業給付割合の引き上げが 出生行動に与える影響について

主査： 野口 晴子 教授

副査： 川村 顕 准教授

早稲田大学公共経営大学院

学籍番号：31182207-1

氏名： 三浦 祐司

目次

要旨	1
第1章 はじめに.....	2
第1節 問題意識	2
第2節 育児休業給付について.....	4
第3節 リサーチクエスション・仮説.....	7
第4節 本研究の概要.....	8
第2章 先行研究・新規性	9
第1節 育児休業制度の出生確率と継続就業率への影響.....	9
第2節 育児休業給付割合引き上げの継続就業率への影響	9
第3章 実証分析.....	10
第1節 用いるデータ.....	10
第2節 分析手法	12
第3節 記述統計	20
第4節 推定結果・考察	27
第5節 その他の留保事項	35
第4章 結論	36
第1節 分析結果の要約	36
第2節 評価・検討	37
第3節 まとめ	40
謝辞	40
参考文献.....	41
付録.....	44

要旨

2014年4月に、育児休業給付割合がそれまでは50%だったが、育児休業開始から6か月間は、67%に引き上げられた。

本研究では、2014年育児休業給付割合引き上げが既婚の有配偶の就労女性の出生行動に与えた影響について確認するために、慶應義塾大学パネルデータ設計解析センターの「日本家計パネル調査(Japan Household Panel Survey. 以下、JHPS)」と「慶應義塾家計パネル調査(Keio Household Panel Survey. 以下、KHPS)」からなる個票のパネルデータである、JHPS/KHPSを用いて実証分析を行った。

分析手法としては、傾向スコアマッチングを用いた、DID分析と生存分析を用いた。その結果、2014年育児休業給付割合引き上げが既婚の有配偶の就労女性の出生行動に有意な影響を与えなかったことが明らかになった。

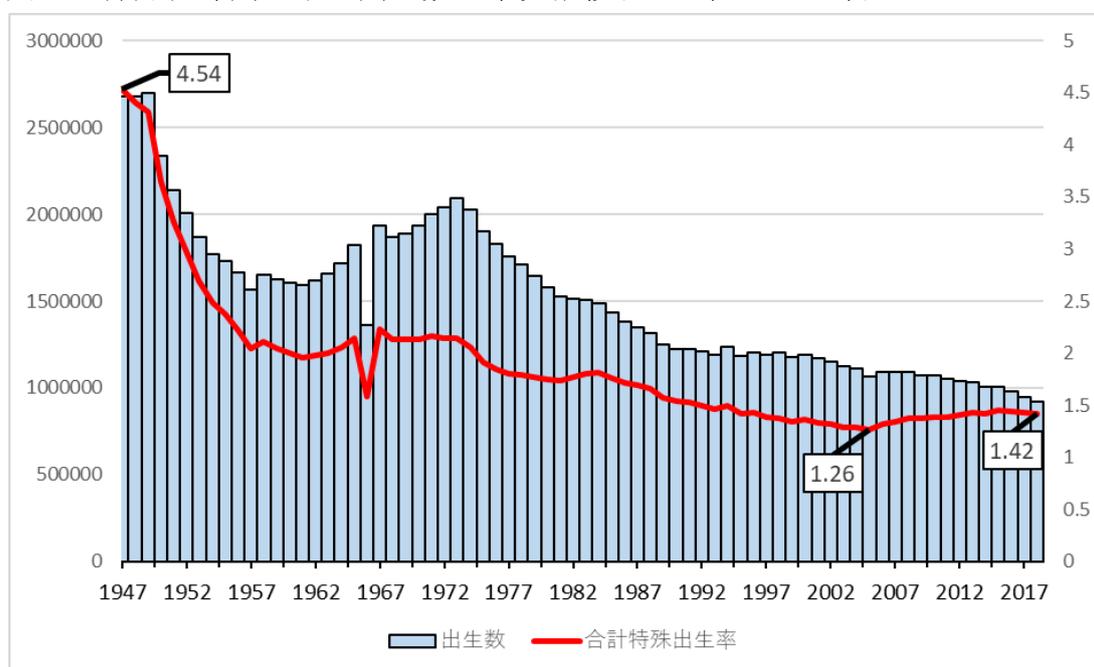
その要因としては、引き上げが十分ではなかった可能性と、就労女性にとって育児と就業継続の両立が容易ではない可能性と、育児にかかる金銭的費用が高い可能性を指摘した。今後の方向性としては、育児と就業継続の両立をしやすくする施策並びに、育児における経済的負担を緩和する施策の推進が求められる。それらの施策が推進された上で、さらなる育児休業給付割合引き上げを実施すべきか財政面も含め、抜本的な検討を行う必要がある。

第1章 はじめに

第1節 問題意識

日本では少子化が進行している。少子化とは、合計特殊出生率(以下、Total Fertility Rate: TFR¹)が、人口置換水準を下回ることである。人口置換水準は、人口が増減しない均衡状態となるもので、2017年は2.06となっている²。

図1-1 合計特殊出生率・出生数の年次推移(1947年～2018年)



出所：厚生労働省(2019)「令和元年(2019)人口動態統計の年間推計」、(<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/suikei19/xls/2019zuyou.xls>)より筆者作成。

¹ TFR(Total Fertility Rate)とは、「15～49歳までの女性の年齢別出生率を合計したもの」で、1人の女性とその年齢別出生率で一生の間に生むとしたときの子どもの数に相当し、期間TFRとコーホートTFRの2種類がある。期間TFRが一般的で、「ある期間(1年間)の出生状況に着目したもので、その年における各年齢(15～49歳)の女性の出生率を合計したもの」で年次比較が可能である。図1-1においても期間TFRが用いられている。上記の「」内の文章は、下記より引用。厚生労働省(2012)「合計特殊出生率について」、(<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai11/sankou01.html>)(最終閲覧日：2020年1月2日)。

² 数値は、下記より引用した。

内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局(2019)「将来の人口動向等について」、p.4、(<https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/meeting/senryaku2nd/sakutei/h31-04-22-shiryous3.pdf>)(最終閲覧日：2020年1月2日)。

図1-1は、期間TFRと出生数の年次推移を示したものである。図1からTFRと出生数が、1975年以降、概ね右肩下がりに減少傾向にあることが読み取れる。

TFRは、2005年に1.26を記録して過去最低となり、2018年は、1.42まで回復したが、人口置換水準を下回り、出生数は史上最低となった³。TFRが低下している原因としては、未婚化の進行と有配偶出生率の低下が挙げられる。有配偶出生率は、15～49歳の既婚の有配偶の女性の出生率である。日本では婚外子の割合は約2%⁴であり、結婚した男女が子どもを持つ傾向が強い⁵。そのため、TFRは、凡そ「有配偶率と有配偶出生率の積」⁶と捉えられる。有配偶率と関連する指標である、50歳時の未婚割合については、1950年は、男性は1.45%、女性は1.35%だったが、その後上昇し続け、2015年には、男性は23.37%、女性は14.06%となり、男女ともに最高を記録した⁷。有配偶出生率については、完結出生児数⁸の推移を確認すると、1972年から2005年頃までは、2.2人前後で安定

³ 2019年の出生数は、864,000人であり、史上最低を更新した。

上記の数値は、下記より引用した。

厚生労働省(2019)「令和元年(2019)人口動態統計の年間推計」、

(<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/suikou19/xls/2019zuyou.xls>) (最終閲覧日：2020年1月6日)。

⁴ 2006年は2.11%となっている。

上記の数値は、下記より引用した。

厚生労働省(2015)「図表1-4-4 婚外子の割合の比較」『平成27年版厚生労働白書-人口減少社会を考える-』、

(<https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/15/backdata/01-01-04-004.html>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

⁵ 下記を参照した。

山崎史郎(2017)『人口減少と社会保障 孤立と縮小を乗り越える』、中公新書、p.51。

⁶ 有配偶率は、15歳～49歳の女性について、有配偶女性人口を女性人口で除したものである。

上記の文章と「」内の文章は、下記を参照、一部引用した。

内閣府(2019)「少子化関係資料(主なデータ)」、

(https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/meeting/taikou_4th/k_1/pdf/ref1.pdf)

(最終閲覧日：2020年1月6日)。

⁷ 下記より数値を引用した。

国立社会保障・人口問題研究所(2019)「表6-23 性別、50歳時の未婚割合、有配偶割合、死別割合及離別割合：1920年～2015年」『人口統計資料集(2019)』、

(http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/P_Detail2019.asp?fname=T06-23.htm&title1=%87Y%81D%8C%8B%8D%A5%81E%97%A3%8D%A5%81E%94z%8B%F4%8A%D6%8CW%95%CA%90%8C%FB&title2=%95%5C%82U%81%7C23+%90%AB%95%CA%2C50%8D%CE%8E%9E%82%CC%96%A2%8D%A5%8A%84%8D%87%2C%97L%94z%8B%F4%8A%84%8D%87%2C%8E%80%95%CA%8A%84%8D%87%82%A8%82%E6%82%D1%97%A3%95%CA%8A%84%8D%87%81F1920%81%602015%94N)

(最終閲覧日：2020年1月6日)。

⁸ 「結婚持続期間が15年から19年の初婚どうしの夫婦」の平均出生子ども数を指す。

上記の「」内の文章は、下記より一部引用した。

傾向にあったが、2015年には、1.94まで減少した⁹。以上のように、未婚化の進行と婚姻した夫婦による出生数の減少によって、TFRが低下し、少子化が進行している。

少子化の進行によって引き起こされる問題としては、将来の労働力不足、国内の経済規模の縮小などがある。また、同時に高齢化も進行しているため、社会保障制度の維持が困難になるなど、多くの問題が想定される。そのため、政府や地方自治体などによって様々な少子化対策が取られているが、現在までに依然として少子化は進行している。これは、阿部(2016)によると、既存の少子化対策は、TFRに正の効果があるものの、政策資源投入の絶対量が足りないことによって、TFRに施策の影響が出ていないとのことである¹⁰。財源が限られていることを踏まえると、効率的な政策実施のために、少子化対策の政策効果の検証は重要である。

本研究では、数ある少子化対策の中で、育児休業給付に着目し、2014年4月の育児休業給付割合引き上げを取り上げ、既婚の有配偶の就労女性の出生行動に与える影響を政策効果として検証を行う。

第2節 育児休業給付について

育児休業給付は、1995年に導入された「育児休業¹¹終了後の職場復帰を前提とした給付金」¹²である。

内閣府『令和元年版少子化対策白書』、p.18、
(<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2019/r01pdfhonpen/pdf/s1-3.pdf>)(最終閲覧日：2020年1月2日)。

⁹ 数値は下記より引用した。

内閣府『令和元年版少子化対策白書』、p.18、
(<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2019/r01pdfhonpen/pdf/s1-3.pdf>)(最終閲覧日：2020年1月2日)。

¹⁰ 下記より一部引用した。

阿部正弘(2016)『少子化は止められるか？ 政策課題と今後の在り方』、有斐閣、pp.158～159。

¹¹ 育児休業は、1991年に制定された、「育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律(以下、育児介護休業法)」に基づき、「原則として一歳未満の子を養育する男女の労働者」が、「原則として子が出生した日から子が1歳に達する日(誕生日の前日)までの間」に取得可能である。なお、育児介護休業法は、2017年10月1日に改正法が施行され、育児休業取得期間の条件付きの延長などが規定された。

上記の文章は下記を参照し、「」内の文章は、一部引用した。

厚生労働省(2018)『育児・介護休業法のあらまし』、p.20、p.27、
(<https://www.mhlw.go.jp/content/11909000/000355354.pdf>)(最終閲覧日：2020年1月2日)。

¹² 「」内の文章は、下記より引用した。

育児休業給付の取得要件は、育児休業の取得要件を満たした上で、正期雇用者、有期雇用者共に、(a)育児休業を取得する雇用保険の一般被保険者、(b)育児休業開始前2年間に賃金支払い基礎日数が11日以上ある月が通算12か月以上ある者、という2点を満たす必要がある¹³。

育児休業の取得要件は、原則として、1歳未満の子を養育する、正規雇用者と育児休業を申し出た時点で要件を満たす有期雇用者である¹⁴。

有期雇用者の要件は、(i)同一事業主の下で、雇用期間が継続して1年以上ある者、(ii)子が1歳に達する日を超えて引き続き雇用される見込みがある者、(iii)子が1歳から2歳までの間に契約期間が満了し、当該労働契約の更新がないことが明らかである者は除く、という3点を満たす必要がある¹⁵。

(ii)と(iii)については、2017年1月1日以降は、「子が1歳6か月に達する日までに労働契約の期間が満了することが明らかでない者」に変更¹⁶されたが、本研究においては2016年12月31日以前の要件が該当する。

続いて、育児休業給付割合についてである。育児休業給付割合は、1995年以降、数回にわたり引き上げられている。表1-1は、引き上げと受給資格の改正の経過を示したものである。

厚生労働省(2017)「Q&A～育児休業給付～」、
(<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000158500.html>) (最終閲覧日：2020年1月2日)

¹³ 2つの要件の内容は、下記より一部引用した。

厚生労働省(2017)「Q&A～育児休業給付～」、
(<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000158500.html>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

¹⁴ 労使協定によって勤続一年未満の労働者の育児休業が認められない場合もある。上記の文章は下記を参照した。

厚生労働省(2018)『育児・介護休業法のあらまし』、p.20、
(<https://www.mhlw.go.jp/content/11909000/000355354.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

¹⁵ 3つの要件の内容は、下記より一部引用した。

厚生労働省(2016)「育児・介護休業法が改正されます！-平成29年1月1日施行-」、
(<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000140488.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

¹⁶ 「」内の文章は、下記より一部引用した。

厚生労働省(2016)「育児・介護休業法が改正されます！-平成29年1月1日施行-」、
(<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000140488.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

表1-1 育児休業給付割合の引き上げと受給資格の改正について

育児休業給付				
年月日	基本給付割合	職場復帰給付割合	合計	受給資格
1995年4月1日	20%	5%	25%	正規雇用者
2001年1月1日	30%	10%	40%	正規雇用者
2005年4月1日	30%	10%	40%	正規雇用者、 有期労働者
2007年10月1日	30%	20%	50%	正規雇用者、 有期労働者
2010年4月1日	50%	0%	50%	正規雇用者、 有期労働者
2014年4月1日	50% (休業開始から6か 月は67%)	0%	50% (休業開始から 6か月は67%)	正規雇用者、 有期労働者

出所：厚生労働省(2019)「育児休業制度について」、p.3、

(https://www.kantei.go.jp/jp/singi/tiiki/kokusentoc_wg/h31_r1/shouchou/20190926_shiryous_2_1.pdf) より筆者作成。

2010年3月31日までは、育児休業基本給付金と職場復帰給付金に分けて支給されていたが、2010年4月1日の制度改正では、職場復帰給付金が廃止され、育児休業給付金となった。現在は、2014年4月1日の引き上げによって、育児休業給付割合は、育児休業開始後6か月間は67%、それ以降は50%である。

なお、育児休業給付は非課税で、育児休業期間中は、社会保険料が免除されるため育児休業給付割合67%は、実質的には約80%となっている¹⁷。育児休業給付の受給資格は、2005年3月31日までは、正規雇用者のみだったが、2005年4月1日以降は、先述の一定の要件を満たす有期労働者にも拡大された。

「1支給単位期間」¹⁸ごとの育児休業給付額は、「休業開始時賃金日額」¹⁹と

¹⁷ 下記を参照、一部引用した。

阿部正弘(2016)『少子化は止められるか？ 政策課題と今後の在り方』、有斐閣、p.44。

¹⁸ 育児休業を開始した日から起算した1か月ごとの期間である。

上記の文章は、下記より一部引用した。

厚生労働省(2014)「平成26年10月1日から育児休業期間中に就業した場合の育児休業給付金の取扱いが変わります」、

([https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11600000-](https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11600000-Shokugyouanteikyoku/0000042797_2.pdf)

[Shokugyouanteikyoku/0000042797_2.pdf](https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11600000-Shokugyouanteikyoku/0000042797_2.pdf)) (最終閲覧日：2020年1月7日)。

¹⁹ 原則として、育児休業開始前6か月間の総支給額（保険料等の控除前で、賞与は除く。）を180で除した額である。

「支給日数」²⁰と「給付割合」の積である²¹。なお、育児休業給付金は、上限額と下限額があり、毎年8月1日に変更されているが本研究の分析期間中はほとんど増減がないため、後述する分析への影響は無い²²。

第3節 リサーチクエスチョン・仮説

本節では、リサーチクエスチョンと仮説について説明する。

第2章の先行研究でも繰り返し述べることになるが、駿河・張(2003)によると、出産と継続就業は同時決定で、それらはトレードオフの関係にあり、育児休業制度は、出産・育児の機会費用を低下させ、女性の出産・育児と継続就業を両立可能にするとしている。阿部(2016)は、日本では就労女性にとって、結婚・出産と継続就業が二者択一の状況にある²³とし、出産と就業のトレードオフ関係の解消が最大の少子化対策だと指摘している²⁴。そして、坂爪・川口(2007)は、育児休業制度の導入は、出産確率を上昇させることなどを明らかにした。以上のように、育児休業制度は出生確率に正の効果をもつとされている。

一方で、育児休業給付割合引き上げについては、大石(2009)は、2001年の育児休業給付割合引き上げは、正規雇用の女性就業者の継続就業確率を有意に引

上記の文章は、下記より一部引用した。

厚生労働省(2017)「Q&A～育児休業給付～」、
(<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000158500.html>) (最終閲覧日：2020年1月7日)。

²⁰ 原則として30日である。

上記の文章は下記より一部引用した。

厚生労働省(2017)「Q&A～育児休業給付～」、
(<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000158500.html>) (最終閲覧日：2020年1月7日)。

²¹ 「」内の文章は、下記より一部引用した。

厚生労働省(2017)「Q&A～育児休業給付～」、
(<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000158500.html>) (最終閲覧日：2020年1月7日)。

²² 2014年8月からは、育児休業給付割合67%の場合の上限額は、286,023円から285,420円に変更された。

上記の文章と数値は、下記より一部引用した。

厚生労働省(2014)「平成26年8月1日から支給限度額等が変更になります。皆様への給付額が変わる場合があります。」、

(<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11600000-Shokugyouanteikyoku/0000051316.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月8日)。

²³ 下記を参照、一部引用した。

阿部正弘(2016)『少子化は止められるか？ 政策課題と今後の在り方』、有斐閣、p.57。

²⁴ 下記を参照、一部引用した。

阿部正弘(2016)『少子化は止められるか？ 政策課題と今後の在り方』、有斐閣、p.71。

き上げる効果を持つことを明らかにした。Asai(2015)は、1995年と2001年の育児休業給付割合引き上げが、母親の就業継続を押し上げたという証拠は得られなかったとした。先行研究では育児休業給付割合引き上げが出生確率に及ぼす影響に関するものは見当たらず、これを明らかにする重要性は高い。特に、今後の政策実施のために、最新の2014年の引き上げの効果の検証が求められる。

以上のことから、本研究では、2014年の引き上げに着目し、リサーチクエスチョンとして、「2014年4月の育児休業給付割合の引き上げは、就労女性の出産の機会費用を低減し、出生確率²⁵を高めたのか」を設定した。なお、2014年4月の引き上げでは、育児休業給付割合以外の変更は行われなかった。

2014年の育児休業給付割合の引き上げは、引き上げ前と比較し、育児休業期間中に、育児休業前により近い所得を得られるようになり、出産の機会費用をより低減させ、就労女性にとって、出産に正の影響を及ぼすと考えられる。

そこで、本研究では、「育児休業給付割合の引き上げは、就労女性の出産の機会費用をより低下させ、出生確率に正の影響を与える」という仮説を立てた。

この仮説の検証に際し、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターに提供して頂いた「日本家計パネル調査(Japan Household Panel Survey/Keio Household Panel Survey。以下、JHPS/KHPS)」(2012年～2018年)を用いる。詳細は後述するが、分析手法としては、傾向スコアマッチングを用いた、DID (Difference in Differences: 差の差)分析と傾向スコアマッチングを用いた生存分析で検証する。

第4節 本研究の概要

以下に、本研究の概要を記す。第2章では、先行研究を確認する。先行研究として、育児休業制度が出生確率や継続就業率に及ぼす影響を検証した実証研究と、育児休業給付割合引き上げが継続就業率に及ぼす影響を検証した実証研究を取り上げ、本研究の新規性を確認する。

続いて第3章では、実証分析を行う。使用するデータセットの概要を解説する。そして、傾向スコアマッチング、DID分析、生存分析の概要を説明し、記述統計、推測統計の結果を示す。実証分析の結果、DID分析と生存分析のどちらにおいても、2014年育児休業給付割合の引き上げによる出生行動の出生確率の有意な変化は見られなかった。

最後に第4章では、2014年育児休業給付割合引き上げの評価と本研究で得た知見をまとめた。

²⁵ 本研究における出生確率は、本研究の使用データから算出するものであり、TFRとは異なる。

第2章 先行研究・新規性

第1節 育児休業制度の出生確率と継続就業率への影響

本節では、育児休業制度が出生確率や継続就業率に及ぼす影響を検証した先行研究を概観する。

まず、駿河・張(2003)では、家計経済研究所が実施した「消費生活に関するパネル調査」の1993年から1997年の5年分の個票のパネルデータを用いて、就業中の有配偶者の女性の勤務先における育児休業制度の有無が出産と継続就業に与える影響をバイベリエトプロビットモデルで分析した。分析の結果、就労女性にとって出産と継続就業が同時決定で、トレードオフの関係があることを明らかにした。また、育児休業制度が勤務先に制定されていることは、出産確率を高め、継続就業の促進に寄与しているとした。

続いて、坂爪・川口(2007)では、育児休業制度が就労女性の出産確率に与える効果を理論モデルで分析した後に、「消費生活に関するパネル調査」の1997年から1999年の3年分の個票のパネルデータを用いて、育児休業制度の取得資格の有無が出産確率に与える影響をプロビットで実証分析した。理論モデルから「育児休業制度は出産確率を高める」、「労働時間が長い場合、育児休業制度の効果が減少する」という2点が明らかになった。実証分析では、上記の2点の理論的予想を支持する結果となった。まず、育児休業制度取得資格を有する女性の出産確率の方が有しない女性のそれよりも有意に高いという結果になった。そして、平日の1日の労働時間が短い場合は出産確率に有意に正の影響が見られ、8時間を超える場合は、有意ではなくなるとした。

以上のように、就労女性の出産と就業継続にはトレードオフの関係があり、育児休業制度が、出産確率と就業継続率に正の有意な影響を与えるとされている。

第2節 育児休業給付割合引き上げの継続就業率への影響

本節では、育児休業給付割合引き上げが継続就業率に及ぼす影響を検証した先行研究を概観する。

まず、大石(2009)では、2001年の育児休業給付割合引き上げが女性の正規雇用の継続就業率に与えた影響を、国立社会保障・人口問題研究所の「出生動向基本調査」の第12回(2002)、第13回(2005)の個票の調査票を用いて、DID分析を行った。その結果、2001年の育児休業給付割合引き上げが、正規雇用

の女性の第1子出産後の継続就業率を15～20%、有意に高めることが明らかになった。

続いて、朝井(2014)では、2007年の職場復帰給付金の給付割合引き上げが、正規雇用の女性の出産後12～24か月後の正規就業確率に与えた影響を、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター「KHPS」の2004年から2012年のデータを用いて、DID分析で検証した。その結果、引き上げによる女性の出産後の正規就業確率を増加させる効果はなかったとした。

また、Asai(2015)では、1995年と2001年の育児休業給付割合引き上げが、正規雇用の母親の就業継続率に与えた影響を、総務省統計局「就業構造基本調査」の1997年と2002年実施データを用いて、DID分析とDDD分析(Triple difference estimate: 三重差分法)で検証した。その結果、育児休業給付割合引き上げが正規雇用の母親の就業継続を促進したという証拠は得られなかった。この要因の一つとして、Asai(2015)を取り上げて議論した、朝井・神林・山口(2016)は、育児休業後の育児と就労の両立が困難であることを挙げている。

以上のように、育児休業給付割合引き上げが就業継続率に与える影響が、正に有意であるかどうかは研究によって結論が異なっている。また、出生確率に与える影響について分析したもの、2014年の育児休業給付割合引き上げについて分析しているものは見受けられなかった。

以上のことから、本研究は、2014年の育児休業給付割合引き上げの出生確率への影響を分析する点において新規性がある。また、先行研究では、処置群と対照群の観察されうる差を排除せずに分析を行っているため、本研究では、傾向スコアマッチングによって、処置群と対照群の差を給付資格の有無のみとなるように可能な限り近づけ、より正確な推定を試みる。

第3章 実証分析

第1節 用いるデータ

本節では、本研究で用いるデータを解説する。本研究では、JHPS/KHPSを用いた。JHPS/KHPSは、「日本家計パネル調査(Japan Household Panel Survey。以下、JHPS)」と「慶應義塾家計パネル調査(Keio Household Panel Survey。以下、KHPS)」からなり、調査対象者および配偶者(無配偶者の場合は、調査対象者のみ)を複数年にわたり追跡調査したパネルデータである²⁶。

²⁶ 下記を参照した。

慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター(2019)「日本家計パネル調査

JHPS は 2009 年に全国の 20 歳以上の男女 4000 人を標本として調査を開始した²⁷。2018 年調査では、「有効な調査票は 1,738 であり、回収率は 92.2%」²⁸となった。

KHPS は 2004 年に全国の 20～69 歳の男女 4000 人を標本として調査を開始し、標本の脱落を補完するために、2007 年に約 1,400 人、2012 年に約 1,000 人を追加した²⁹。2018 年調査では、「有効な調査票は 2,535 であり、回収率は 93.0%」³⁰となった。

JHPS と KHPS の調査回答者に重複はなく、その抽出は、層化 2 段無作為抽出法で行われている³¹。調査項目は、JHPS は、「就業、所得、教育、健康・医療など」、KHPS は、「就業、消費、所得、住宅など」だったが、「2014 年以降は調査項目を統一」し、「家族構成、個人属性、学歴、就業・就学状態、生活時間の配分、親との居住関係など包括的なトピックをカバー」し、本研究において必要となる、子どもの生年月、雇用保険の加入状況、就業状態などを把握できる³²。調査実施日は毎年 1 月 31 日で、前年の 2 月から調査実施日までの 1 年間について調査を実施している。

(JHPS/KHPS)」、
(<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/>)(最終閲覧日：2020 年 1 月 2 日)。

²⁷ 数値は下記より引用した。

慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター(2019)「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」、

(<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/>)(最終閲覧日：2020 年 1 月 2 日)。

²⁸ 「」内の文章は、下記より引用した。

慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター(2019)「第 10 回(JHPS2018)調査について」、(<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/jhps2018/>)(最終閲覧日：2020 年 1 月 2 日)。

²⁹ 数値は下記より引用した。

慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター(2019)「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」、(<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/>)(最終閲覧日：2020 年 1 月 2 日)。

³⁰ 「」内の文章は、下記より引用した。

慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター(2019)「第 15 回(KHPS2018)調査について」、(<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/khps2018/>)(最終閲覧日：2020 年 1 月 2 日)。

³¹ 下記を参照した。

慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター(2019)「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」、(<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/>)(最終閲覧日：2020 年 1 月 2 日)。

³² 「」内の文章は、下記より引用した。

慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター(2019)「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」、(<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/>)(最終閲覧

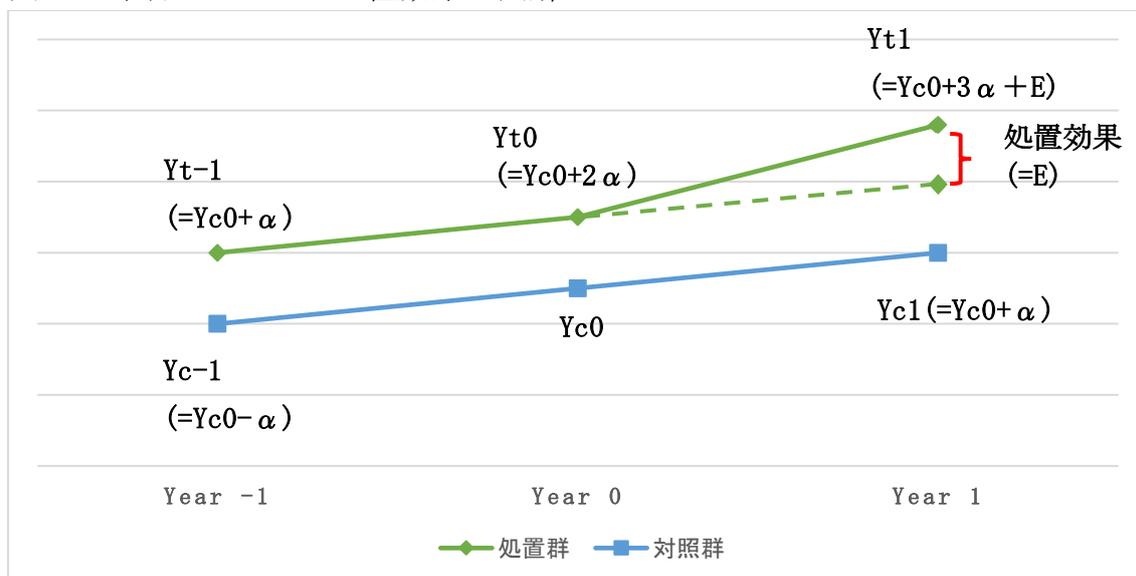
本研究における使用データの範囲は、DID 分析では、JHPS/KHPS の 2012 年～2018 年調査データ、生存分析では、JHPS/KHPS の 2014 年～2018 年調査データである。

第2節 分析手法

本節では、本研究で用いる分析手法について解説する。分析手法は、「傾向スコアマッチングを用いた DID 分析」と「傾向スコアマッチングを用いた生存分析」を用いる。

まず、「傾向スコアマッチングを用いた DID 分析」について説明する。DID 分析は、処置の割り当てのメカニズムが不透明な際に用いられる手法である。この分析には、処置が開始される前に、処置群と対照群のアウトカムが平行に推移する平行トレンドの仮定の下、処置群と対照群の処置開始前後のアウトカムの差の差分をとることによって、処置効果を取り出して分析することができる。

図 2-1 平行トレンドと処置効果の図解



出所：筆者作成。

図 2-1 を用いて図解する。横軸は、時間の経過を示しており、Year 0 が処置開始時期、Year -1 が処置開始前、Year 1 が処置開始後であることを示している。縦軸は、アウトカムの値を示している。Year -1 から Year 0 にかけて、処

置群と対照群それぞれが α だけ増加しており、平行トレンドの仮定が成立している。Year 0 から Year 1 にかけて、処置群は $\alpha + E$ だけ増加し、対照群は α だけ増加しており、処置群と対照群の差分の差分をとり、処置効果は E となる。表 2-1 では処置効果の計算式を示している

表 2-1 処置効果の計算

	処置開始後	処置開始前	差分(処置開始後－処置開始前)
処置群	Y_{t1} $(Y_{c0} + 3\alpha + E)$	Y_{t0} $(Y_{c0} + 2\alpha)$	$\alpha + E$ $\{(Y_{c0} + 3\alpha + E) - (Y_{c0} + 2\alpha)\}$
対照群	Y_{c1} $(Y_{c0} + \alpha)$	Y_{c0}	α $\{(Y_{c0} + \alpha) - Y_{c0}\}$
差分 (処置群－対照群)	$2\alpha + E$ $\{(Y_{c0} + 3\alpha + E) - (Y_{c0} + \alpha)\}$	2α $\{(Y_{c0} + 2\alpha) - Y_{c0}\}$	E $\{(\alpha + E) - \alpha\} = \{(2\alpha + E) - 2\alpha\}$

出所：筆者作成。

DID分析においては、処置群は「育児休業給付資格を有する既婚の有配偶の就労女性」、対照群は「育児休業給付資格を有しない既婚の有配偶の就労女性」とする。なお、分析期間中の資格の変動はない。さらに、2群間の育児休業給付資格の有無以外の観察可能な差を排除し、育児休業給付割合引き上げによる効果のみをなるべく取り出すために、傾向スコアマッチングを行った後に、DID分析を行う。傾向スコアマッチングとは、観察可能な変数を用いてサンプルごとに傾向スコアを算出し、それが近い処置群と対照群のサンプルをマッチングさせることで、無作為割り当てが行われた状態に近づけることができる。

傾向スコアマッチングは、育児休業給付割合引き上げ前である、JHPS/KHP Sの2013年調査データをベースラインとした。傾向スコアマッチングに用いる変数は、本人と配偶者に関するものと世帯に関するものを用いた。本人と配偶者に関する変数は、年齢、最終学歴³³、勤務先の組織形態³⁴である。年齢のみ

³³ 最終学歴のダミー変数は、中卒ダミー、高卒ダミー、短大・高専卒ダミー、大卒・大学院卒ダミー、その他卒ダミー、無回答ダミーである。その他卒は、専門・専修学校である。なお、予備校も含む。

³⁴ 勤務先の組織形態のダミー変数は、官公庁以外ダミー、官公庁ダミー、非該当ダミー、無回答ダミーである。官公庁以外とは、「個人事業、営利法人、非営利法人」である。非該当ダミーは、就業していないことを示す。

上記の「」内の文章は、下記より引用した。

慶應義塾大学パネルデータ・設計解析センター(2014)「第6回(JHPS2014)調査票」、

が連続変数で、その他はダミー変数である。世帯に関する変数は、世帯の手取り年収³⁵、世帯の預貯金額³⁶、両親への経済援助、両親からの経済援助³⁷、配偶者との居住状況³⁸、既存の子ども数、地域ブロック³⁹、市郡規模⁴⁰である。既存の子ども数のみが連続変数で、その他はダミー変数である。

DID分析では、固定効果モデルを採用する。JHPS/KHPSでは、勤務先や自治体の育児支援策の詳細を把握することはできないが、仮に当該状況が短期的には変化しないと仮定した場合、固定効果モデルを採用することで、それらの影響が一定程度、排除されることが期待される。

被説明変数は、妊娠の有無のダミー変数である。出生確率は、妊娠の有無のダミー変数の平均値である。妊娠の有無のダミー変数は、子どもの生年月月のデータを用いて、10か月分遡った時期を妊娠時期として推定をしている。そのため、出生した子どもの妊娠についてのみを把握したダミー変数である。

説明変数は、まず、引き上げ後の年次であるかを示す、引き上げ後ダミーを用いる。そして、2014年育児休業給付割合引き上げが処置群の妊娠に及ぼした影響を推定する変数として、育児休業給付資格ダミー⁴¹と引き上げ後ダミーの交差項である、引き上げ後資格ありダミー⁴²を用いる。コントロール変数は、本人と配偶者に関するものと、世帯に関するものを用いる。本人と配偶者に関

p.26、(https://www.pdrc.keio.ac.jp/uploads/JHPS2014_Married_Japanese.pdf) (最終閲覧日:2020年1月8日)。

³⁵ 世帯の手取り年収のダミー変数は、100万円以下ダミー、101～200万円ダミー、201～300万円ダミー、301～400万円ダミー、401～500万円ダミー、501～600万円ダミー、601～700万円ダミー、701～800万円ダミー、801～900万円ダミー、901万円～1000万円、1001万円以上ダミー、無回答ダミーである。

³⁶ 世帯の預貯金額のダミー変数は、なしダミー、1～200万円ダミー、201～500万円ダミー、501～1000万円ダミー、1001万円以上ダミー、無回答ダミーである。

³⁷ 両親への経済援助、両親からの経済援助のダミー変数は、それぞれ、ありダミー、なしダミー、無回答ダミーである。本人と配偶者の、両親への経済援助額と両親からの経済援助額を合計し、1以上の場合、1となるダミー変数とした。両親が全員死亡している場合は、なしダミーに該当する。

³⁸ 配偶者との居住状況のダミー変数は、同居ダミー、別居ダミー、無回答ダミーである。

³⁹ 地域ブロックのダミー変数は、北海道ダミー、東北ダミー、関東ダミー、中部ダミー、近畿ダミー、中国ダミー、四国ダミー、九州ダミーである。

⁴⁰ 市郡規模のダミー変数は、政令市・特別区ダミー、その他の市ダミー、町村ダミーである。

⁴¹ 育児休業給付資格ダミーは、育児休業給付資格を有する場合に1となるダミー変数である。すなわち、処置群である場合は1、対照群である場合は0となる。

⁴² 引き上げ後資格ありダミーは、引き上げ後の年次に育児休業給付資格を有する場合、1となるダミー変数である。

する変数は、勤務先の従業員規模⁴³、健康状態⁴⁴、雇用契約期間⁴⁵を用いる。これらはすべてダミー変数である。世帯に関する変数としては、世帯の手取り年収、世帯の借入金の総額⁴⁶、親との居住状況⁴⁷、配偶者との居住状況、市郡規模⁴⁸、既存の子ども数を用いる。既存の子ども数は連続変数で、その他はダミー変数である。

妊娠の有無のダミー変数における2013年の範囲は、2012年4月から2013年3月までの1年間とする。2012年4月から2013年1月は、JHPS/KHPSの2013年調査データの範囲である。一方で、2013年2月から2013年3月は、JHPS/KHPSの2014年調査データの範囲であるが、2014年2月から3月の間の妊娠の有無についても、2013年として扱う。同様に、2014年の範囲は、2013年4月から2014年3月までの1年間、2015年の範囲は、2014年4月から2015年3月までの1年間とする。以上のように各年の最後の2か月分の妊娠の有無について調査データの範囲をまたがるが、これは、2015年の範囲を2014年の給付割合引き上げ開始時期である2014年4月からの1年間とするためである。妊娠の有無のダミー変数における引き上げ開始前は、2013年と2014年で、引き上げ開始後は、2015年となる。妊娠のダミー変数以外の変数の内容については、JHPS/KHPSの年次と内容に対応している。例えば、2013年の場合、JHPS/KHPSの2013年調査

⁴³ 勤務先の従業員規模のダミー変数は、1～4人ダミー、5～29人ダミー、30～99人ダミー、100～499人ダミー、500人以上ダミー、官公庁ダミー、非該当ダミー、無回答ダミーである。非該当ダミーは、就業をしていない場合に1となるダミー変数である。

⁴⁴ 健康状態のダミー変数は、良いダミー、普通ダミー、良くないダミー、無回答ダミーである。

⁴⁵ 雇用契約期間のダミー変数は、ありダミー、なしダミー、非該当ダミー、無回答ダミーである。ありダミーは、企業等に勤務して有期雇用の場合、なしダミーは企業等に勤務して正規雇用の場合、非該当ダミーは、自由業者など、企業等と雇用契約がない就労者の場合にそれぞれ1となる。

⁴⁶ 世帯の借入金の合計額のダミー変数は、なしダミー、1～500万円ダミー、501～1000万円ダミー、1001～2000万円ダミー、2001万円以上ダミーである。

⁴⁷ 親との居住状況のダミー変数は、同居ダミー、別居ダミー、両親全員死亡ダミー、無回答ダミーである。同居ダミーは、「親と同一建物かつ生計が同じ」、「親と同一建物で生計は別」、「親と同一敷地内での別の建物に居住」、「同一町内又は1km以内に親が居住」のいずれかの場合に1となる。別居ダミーは、「同一区内または同一市町村内に親が居住」、「同一都道府県内に親が居住」、「上記以外に親が居住」の場合に1となる。

上記の「」内の文章は、下記より一部引用した。

慶應義塾大学パネルデータ・設計解析センター(2014)「第6回(JHPS2014)調査票」、p.55、(https://www.pdrc.keio.ac.jp/uploads/JHPS2014_Married_Japanese.pdf) (最終閲覧日:2020年1月8日)。

⁴⁸ 固定効果モデルを用いるため、同一個人内で値に変動がない変数は、コントロール変数として不要だが、一部サンプルにおいて、市郡規模の変動が観察されたためコントロール変数として用いている。なお、地域ブロックについては、変動がないため、用いていない。同様に、最終学歴、資格の有無についても変動がないため用いていない。

データが対応している。

DID分析の推定式は以下の通りである。

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 A_{it} + \beta_3 (T_{it} * A_{it}) + \alpha_x X_{x,it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

Y_{it} は、妊娠のダミー変数である。添え字 i は、個人を、添え字 t は、年次を、添え字 x は、あるコントロール変数であることを示す。したがって、 Y_{it} は、 i 番目の個人の、ある年次 t における妊娠の有無を示している。 β_1 は、定数項ベクトルを表し、 β_2 と β_3 と α_x は、それぞれの変数の係数ベクトルを示している。

T_{it} は、育児休業給付を有する場合、つまり、処置群である場合に1となるダミー変数である。 T_{it} は、 i 番目の個人が、ある年次 t に処置群であるかどうかを示すダミー変数である。 A_{it} は、 i 番目の個人が処置後の年次であれば1となるダミー変数である。すなわち、2015年であれば1となる。 $T_{it} * A_{it}$ は、処置群かつ処置後の年次である場合に1となる交差項で、引き上げ後資格ありダミーである。本研究では、この変数を引き上げの影響とみなす。

$X_{x,it}$ は、 i 番目の個人のある年次 t における、コントロール変数行列を示している。 u_i は、 i 番目の個人の時間によって変化しない属性の固定効果である。 ε_{it} は、誤差項ベクトルを示している。

続いて、「傾向スコアマッチングを用いた生存分析」について説明する。

本研究における生存分析では、2014年4月から2015年3月の月次データとなっている。

生存分析とは、「疫学や生物学分野で開発された手法で、あるイベントが発生するまでの時間(あるいは期間の長さ)を分析対象とする手法」⁴⁹である。本研究においては、2014年4月の給付割合引き上げ以降の期間において、育児休業給付資格を有する処置群と育児休業給付資格を有しない対照群の、妊娠をイベントとして設定し、発生までの期間を比較する。その際、 Kaplan-Meier法(Kaplan-Meier法、以下、K-M法)を用いて、 Kaplan-Meier生存曲線を導出し、2群間の差を確認する。そして、log-rank検定を用い、2群間の生存関数が等しいか否かを検定する⁵⁰。本研究では、生存関数は、出生確率と同義である。図2-2は、処置群と対照群の Kaplan-Meier生存曲線を模式的に示したものである。

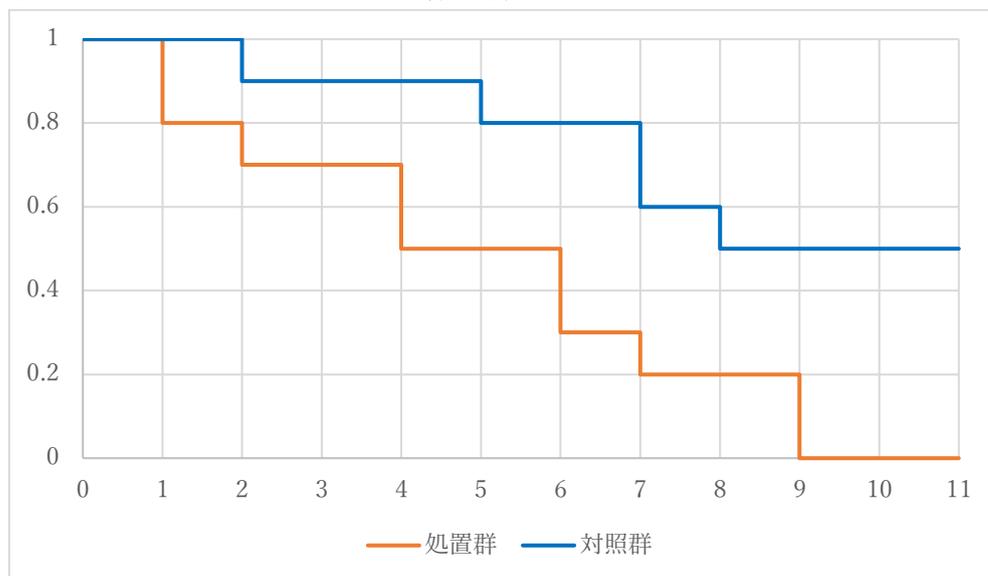
⁴⁹ 「」内の文章は、下記より引用

松浦寿幸(2017)『Stataによるデータ分析入門-経済分析の基礎からパネルデータ分析まで-』、東京図書株式会社、p.300。

⁵⁰下記を参照した。

Mario Cleves, William W. Gould, Yulia V. Marchenko 著、興梠貴英 訳(2017)『Stataによる生存分析入門』、株式会社ライトストーン、p.120。

図 2-2 カプランマイヤー生存曲線



出所：筆者作成。

図 2-2 において、横軸は、0 から数字が増えるごとに時間が経過していることを示す。縦軸は、イベントが発生していない状態を 1 とし、0 に近づくほどイベントが発生していることを示す。 Kaplan-Meier 生存曲線は、イベントが発生するごとに階段状に下っていく。図 2-2 では、処置群が対照群と比較して、イベントの発生数に差が生じており、これが統計学的に有意な差であるかを log-rank 検定で判断する。

なお、この分析方法の場合、DID 分析と異なり、様々な変数を用いて影響を排除することはできない点に注意が必要である。一方で、本研究では、K-M 法を用いるため、DID 分析と異なり、サンプル数を確保しやすいという利点があり、採用した⁵¹。

生存分析においても、DID 分析の際と同様に、傾向スコアマッチングを用いて、処置群と対照群の観察されうる差を排し、無作為割り当ての状況に近づける。傾向スコアマッチングは、JHPS/KHPS の 2014 年調査データを、12 か月に分割した月次データのうち、育児休業給付割合引き上げ前である、2014 年 1 月のデータをベースラインとした⁵²。

⁵¹ DID 分析で用いるサンプルは、JHPS/KHPS2013~2015 において、資格の有無が把握できる上に、資格の有無の状況が一貫している必要がある。一方で、生存分析では、K-M 法を用いることで DID 分析では用いることができないサンプルを含めることが可能となる。例えば、JHPS/KHPS2014~2015 において、資格の状況が把握でき、資格の状況が一貫しているが、2016 時点で資格の状況が変動しているサンプル等を用いることができる。

⁵² JHPS/KHPS2015 は、2014 年 2 月~2015 年 1 月の間についての調査であり、これを 12 か月に分割して用いている。2014 年 4 月の各変数は、JHPS/KHPS2015 の内容と同じ

傾向スコアマッチングに用いる変数は、本人と配偶者に関するものと世帯に関するものを用いた。本人と配偶者に関する変数は、年齢、最終学歴、勤務先の従業員規模、雇用の契約期間の有無である。なお、年齢のみが連続変数で、その他はダミー変数である。そして、世帯に関する変数は、世帯の手取り年収、配偶者との居住状況、両親への経済援助、両親からの経済援助、世帯の借入金額、地域ブロック、市郡規模である。すべてダミー変数である。

妊娠の有無についてのダミー変数と本人と配偶者の年齢の変数については、月ごとのデータとなっている。それら以外の変数の内容は、2014年4月から2015年1月までは、JHPS/KHPSの2015年調査データの内容と同じ、2015年2月から2015年3月までは、JHPS/KHPSの2016年調査データの内容と同じとなっている。ただし、本人と配偶者の年齢については、生年月が把握できるため、年齢は、誕生月ごとに変動する。また、妊娠については、子どもの出生年月が把握できるため、出生年月から10か月遡り、妊娠時期を推定しており、月ごとに変動する。

生存分析の推定式は以下の通りである。

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_i \leq t} \left(\frac{n_i - d_i}{n_i} \right)$$

t は、生存時間を示している。昇順に並んでおり、本研究では月単位で、最大12か月となっている。 n は、サンプルサイズで、個人のidは昇順に並んでおり、第 i 番目の生存時間は、 t_i である。 d は、妊娠イベントが発生した数を示している。 d_i は、 t_i における妊娠イベントの発生した数を示している。 t における生存関数は、 $S(t)$ とし、 t におけるK-M法による生存関数の推定値が、 $\hat{S}(t)$ である。

以上の2つの分析手法を用いる。なお、育児休業給付資格の有無の判別方法は、概ね共通しており、妊娠時の雇用状態などで推定した。

手順としては、まず、育児休業資格の有無を判別し、育児休業資格を有しない場合は、育児休業給付資格を有しないと推定した。そして、育児休業資格を有する場合は、その他に、雇用保険に加入しており、育児休業開始前2年間に11日以上勤務している月が12か月以上ある場合は、育児休業給付資格を有すると推定した。また、出産後の調査データにおいて、育児休業を取得したと確認されたサンプルについても、育児休業資格を有すると推定した。

である。そのため、育児休業給付割合引き上げが開始された2014年4月に最も近く、処置開始前の各変数の内容をベースラインとするには、JHPS/KHPS2014の範囲内である2014年1月とするのが適当であると考えられる。

なお、育児休業開始時期は、産前産後休業を取得することを想定し、出産時から産後休暇の約2か月間を経た後とした。産前産後休業中は、出産手当金が健康保険から支給される。出産手当金については、本研究の分析対象期間中には制度改正が行われていないため、分析への影響は無いと考えられる。ただし、平成26年4月より、産前産後休業期間(産前42日、産後56日のうち、妊娠又は出産を理由として労務に従事しなかった期間)の健康保険・厚生年金保険の保険料の免除等が開始された⁵³。

また、資格の推定対象としては、正規雇用と有期雇用の双方を分析対象とした。有期雇用の場合の育児休業の取得要件を再掲するが、(i)雇用期間が継続して1年以上ある者、(ii)子が1歳に達する日を超えて引き続き雇用される見込みがある者、(iii)子が1歳から2歳までの間に契約期間が満了し、当該労働契約の更新がないことが明らかである者は除く、という3点を満たす必要がある。(i)については、妊娠時に勤続一年以上であるかどうかを判別した。(ii)、(iii)については、労働契約についてであり、妊娠時にどのような見込みであったかを把握する質問項目はない。そのため、実際に出産をしたサンプルについては、子どもが2歳までの間に、妊娠時と同一の勤務先に雇用されているか、など、要件を満たしたかどうかを後の調査データから判別し、資格の推定を行った。また、出産していないサンプルについては、出産したと仮定し、同様に推定した。

以上のように資格を判別することで、処置群は、育児休業給付資格を有する就労女性で、対照群は、育児休業給付資格を有しない就労女性となる。そして、対照群には、育児休業資格を有する就労女性と有しない就労女性が含まれている。つまり、自営業者など会社との雇用関係にない就労女性が含まれる。一見すると、育児休業資格を有する就労女性のみとすることが望ましいが、DID分析では、サンプル数を確保するために育児休業資格を有しない就労女性のサンプルを対照群に含める。育児休業資格の影響については、DID分析の対象とする2013年4月～2015年1月の間に、育児休業に関する変更は行われていない。そのため、2群間の平行トレンド仮定の下で、差分の差分を比較することで、育児休業資格の影響は基本的にないと考えられる。また、自営業者などの就労女性は、出産手当金を受給することができないが、先述の通り、本研究の分析対象期間内に制度改正が行われていないため、影響は無いと考えられ

⁵³ 上記の文章は、下記より一部引用した。制度の詳細は、下記を参照されたい。日本年金保険機構(2013)「産前産後休業期間中の保険料免除が始まります」、<https://www.nenkin.go.jp/service/kounen/hokenryo-kankei/menjo/20140327-04.files/000001674194EWe5gfHi.pdf> (最終閲覧日：2020年1月8日)。

る。なお、対照群に含まれている自営業者などは、保険料の免除を受けることができないため、処置効果を過大評価する恐れがある。

一方で、生存分析では、DID 分析と異なり、サンプル数を確保しやすく、2 群間の生存関数の統計学的有意差を確認するにとどまるため、対照群は、育児休業資格を有する就労中の女性のみとし、育児休業資格の影響と出産手当金と保険料免除開始の影響を排除する。

第3節 記述統計

表 2-2 は、DID 分析に用いる、傾向スコアマッチング後の度数加重後のデータセットにおける基本統計量である。度数加重後のサンプルサイズは、908 となった。

続いて、表 2-3 は、生存分析における傾向スコアマッチング後の、マッチングで用いた変数の度数加重後の基本統計量である。度数加重後のサンプルサイズは、4230 となった。本人と配偶者の表における表記上は、本人を「妻」、配偶者を「夫」とし、区別をしている。

DID 分析では、対照群と処置群の判別のために、育児休業資格並びに育児休業給付資格の有無が判別できたサンプルを用いている。そのため、資格の判別に用いた変数については、基本的に無回答のサンプルは存在しない。一方で、コントロール変数として用いる変数の無回答のサンプルについては、サンプル数を確保するため、無回答も回答態度とみなし、無回答ダミーを作成して推計に用いている。そのため、表 2-2 では無回答ダミーについても基本統計量を示しており、数値が 0 の場合も記載している。なお、分析の際に、無回答ダミーが推計結果に影響を与える可能性がある点に留意する必要がある。なお、生存分析では、傾向スコアマッチングに用いる変数の無回答のサンプルを排除した。そのため表 2-3 では、無回答ダミーの基本統計量は示していない。

表 2-2 DID 分析 基本統計量(JHPS/KHPS2014~2015)

変数名	平均値	標準誤差	最小値	最大値
妊娠	0.0143172	0.1188602	0	1
引き上げ後資格あり	0.25	0.433251	0	1
妻の年齢	43.44493	5.25368	23	51
夫の年齢	45.663	6.529289	23	66
妻の従業員規模(1~4 人)ダミー	0.2026432	0.4021903	0	1
妻の従業員規模(5~29 人)ダミー	0.2731278	0.4458115	0	1
妻の従業員規模(30~99 人)ダミー	0.1343612	0.341228	0	1

妻の従業員規模(100~499人)ダミー	0.1662996	0.3725545	0	1
妻の従業員規模(500人以上)ダミー	0.1795154	0.3839948	0	1
妻の従業員規模(官公庁)ダミー	0.0418502	0.2003572	0	1
妻の従業員規模(非該当)ダミー	0	0	0	0
妻の従業員規模(無回答)ダミー	0.0022026	0.0469064	0	1
夫の従業員規模(1~4人)ダミー	0.2015419	0.4013728	0	1
夫の従業員規模(5~29人)ダミー	0.1585903	0.3654949	0	1
夫の従業員規模(30~99人)ダミー	0.1409692	0.3481815	0	1
夫の従業員規模(100~499人)ダミー	0.1530837	0.3602666	0	1
夫の従業員規模(500人以上)ダミー	0.2676211	0.4429629	0	1
夫の従業員規模(官公庁)ダミー	0.0693833	0.2542448	0	1
夫の従業員規模(非該当)ダミー	0.0088106	0.0935017	0	1
夫の従業員規模(無回答)ダミー	0	0	0	0
両親への経済援助(なし)ダミー	0.8403084	0.3665217	0	1
両親への経済援助(あり)ダミー	0.1596916	0.3665217	0	1
両親への経済援助(無回答)ダミー	0.0077093	0.0875114	0	1
両親からの経済援助(なし)ダミー	0.8491189	0.3581302	0	1
両親からの経済援助(あり)ダミー	0.1508811	0.3581302	0	1
両親からの経済援助(無回答)ダミー	0.0143172	0.1188602	0	1
地域ブロック(北海道)ダミー	0.0506608	0.2194249	0	1
地域ブロック(東北)ダミー	0.0352423	0.1844932	0	1
地域ブロック(関東)ダミー	0.3193833	0.4664947	0	1
地域ブロック(中部)ダミー	0.1982379	0.398892	0	1
地域ブロック(近畿)ダミー	0.1806167	0.3849123	0	1
地域ブロック(中国)ダミー	0.0572687	0.2324834	0	1
地域ブロック(四国)ダミー	0.0506608	0.2194249	0	1
地域ブロック(九州)ダミー	0.1079295	0.3104624	0	1
地域ブロック(無回答)ダミー	0	0	0	0
市郡規模(政令市・特別区)ダミー	0.2522026	0.4345163	0	1
市郡規模(その他の市)ダミー	0.6288546	0.4833775	0	1
市郡規模(町村)ダミー	0.1189427	0.3238995	0	1
市郡規模(無回答)ダミー	0	0	0	0
妻の健康状態(良い)ダミー	0.5231278	0.4997401	0	1
妻の健康状態(普通)ダミー	0.3546256	0.4786634	0	1
妻の健康状態(良くない)ダミー	0.1200441	0.3251922	0	1
妻の健康状態(無回答)ダミー	0	0	0	0

夫の健康状態(良い)ダミー	0.4988987	0.5002743	0	1
夫の健康状態(普通)ダミー	0.3744493	0.4842471	0	1
夫の健康状態(良くない)ダミー	0.1156388	0.3199675	0	1
夫の健康状態(無回答)ダミー	0.003304	0.0574167	0	1
妻の雇用契約期間(なし)ダミー	0.5980176	0.4905686	0	1
妻の雇用契約期間(あり)ダミー	0.1773128	0.3821437	0	1
妻の雇用契約期間(非該当)ダミー	0.2246696	0.4175946	0	1
妻の雇用契約期間(無回答)ダミー	0	0	0	0
夫の雇用契約期間(なし)ダミー	0.7676211	0.4225821	0	1
夫の雇用契約期間(あり)ダミー	0.0165198	0.1275337	0	1
夫の雇用契約期間(非該当)ダミー	0.2004405	0.4005506	0	1
夫の雇用契約期間(無回答)ダミー	0.0154185	0.1232782	0	1
妻の学歴(中卒)ダミー	0.0066079	0.0810648	0	1
妻の学歴(高卒)ダミー	0.3700441	0.4830823	0	1
妻の学歴(短大・高専卒)ダミー	0.314978	0.4647631	0	1
妻の学歴(大学・大学院卒)ダミー	0.1453744	0.3526722	0	1
妻の学歴(その他卒)ダミー	0.123348	0.3290175	0	1
妻の学歴(無回答)ダミー	0.0396476	0.1952374	0	1
夫の学歴(中卒)ダミー	0.0286344	0.1668685	0	1
夫の学歴(高卒)ダミー	0.4581498	0.4985201	0	1
夫の学歴(短大・高専卒)ダミー	0.0682819	0.2523681	0	1
夫の学歴(大学・大学院卒)ダミー	0.3325991	0.4714039	0	1
夫の学歴(その他卒)ダミー	0.0506608	0.2194249	0	1
夫の学歴(無回答)ダミー	0.0550661	0.2282349	0	1
親との居住状況(同居)ダミー	0.465859	0.4991079	0	1
親との居住状況(別居)ダミー	0.5055066	0.5002452	0	1
親との居住状況(両親全員死亡)ダミー	0.0176211	0.1316424	0	1
親との居住状況(無回答)ダミー	0.0110132	0.1044219	0	1
世帯の手取り年収(100万円以下)ダミー	.0143172	.1188602	0	1
世帯の手取り年収(101~200万円)ダミー	0.0121145	0.109458	0	1
世帯の手取り年収(201~300万円)ダミー	0.064978	0.246623	0	1
世帯の手取り年収(301~400万円)ダミー	0.1321586	0.33885	0	1
世帯の手取り年収(401~500万円)ダミー	0.1740088	0.379326	0	1
世帯の手取り年収(501~600万円)ダミー	0.1409692	0.348182	0	1
世帯の手取り年収(601~700万円)ダミー	0.1145374	0.318638	0	1
世帯の手取り年収(701~800万円)ダミー	0.1123348	0.315952	0	1

世帯の手取り年収(801~900万円)ダミー	0.0627753	0.242692	0	1
世帯の手取り年収(901~1000万円)ダミー	0.0429515	0.20286	0	1
世帯の手取り年収(1001万円以上)ダミー	0.0605727	0.238676	0	1
世帯の手取り年収(無回答)ダミー	0.0682819	0.252368	0	1
借入金の総額(なし)ダミー	0.3160793	0.465201	0	1
借入金の総額(1~500万円)ダミー	0.1784141	0.383072	0	1
借入金の総額(501~1000万円)ダミー	0.1145374	0.318638	0	1
借入金の総額(1001~2000万円)ダミー	0.1905286	0.392935	0	1
借入金の総額(2001万円以上)ダミー	0.1828194	0.386731	0	1
借入金の総額(無回答)ダミー	0.0176211	0.131642	0	1
配偶者との居住状況(同居)ダミー	0.9702643	0.169951	0	1
配偶者との居住状況(無回答)ダミー	0	0	0	0
既存の子ども数	1.768722	1.06017	0	7
サンプルサイズ(度数加重後)	908			
ユニット数(度数加重後)	454			

出所：JHPS/KHPS2014~2015 より筆者作成

表 2-3 生存分析 基本統計量(JHPS/KHPS2015~2016)

変数名	平均値	標準誤差	最小値	最大値
妊娠	0.0009456	0.0307401	0	1
妻の年齢	43.20189	4.662291	24	51
夫の年齢	49.09291	6.748295	20	70
妻の従業員規模(1~4人)ダミー	0.0548463	0.227707	0	1
妻の従業員規模(5~29人)ダミー	0.2245863	0.4173589	0	1
妻の従業員規模(30~99人)ダミー	0.1820331	0.3859174	0	1
妻の従業員規模(100~499人)ダミー	0.1976359	0.3982631	0	1
妻の従業員規模(500人以上)ダミー	0.2695035	0.4437544	0	1
妻の従業員規模(官公庁)ダミー	0.0713948	0.2575136	0	1
妻の従業員規模(非該当)ダミー	0	0	0	0
夫の従業員規模(1~4人)ダミー	0.0973995	0.2965361	0	1
夫の従業員規模(5~29人)ダミー	0.1659574	0.3720864	0	1
夫の従業員規模(30~99人)ダミー	0.1323877	0.3389519	0	1
夫の従業員規模(100~499人)ダミー	0.1947991	0.3960928	0	1
夫の従業員規模(500人以上)ダミー	0.3390071	0.4734282	0	1
夫の従業員規模(官公庁)ダミー	0.0647754	0.2461583	0	1

夫の従業員規模(非該当)ダミー	0.0056738	0.0751192	0	1
借入金の総額(なし)ダミー	0.2808511	0.449468	0	1
借入金の総額(1~500万円)ダミー	0.1716312	0.3771042	0	1
借入金の総額(501~1000万円)ダミー	0.1437352	0.3508625	0	1
借入金の総額(1001~2000万円)ダミー	0.1702128	0.375864	0	1
借入金の総額(2001万円以上)ダミー	0.2335697	0.4231516	0	1
地域ブロック(北海道)ダミー	0.007565	0.0866577	0	1
地域ブロック(東北)ダミー	0.0113475	0.1059311	0	1
地域ブロック(関東)ダミー	0.3801418	0.4854789	0	1
地域ブロック(中部)ダミー	0.2089835	0.4066306	0	1
地域ブロック(近畿)ダミー	0.1990544	0.3993362	0	1
地域ブロック(中国)ダミー	0.022695	0.148947	0	1
地域ブロック(四国)ダミー	0.0113475	0.1059311	0	1
地域ブロック(九州)ダミー	0.1588652	0.3655936	0	1
市郡規模(政令市・特別区)ダミー	0.2780142	0.4480734	0	1
市郡規模(その他の市)ダミー	0.6453901	0.4784515	0	1
市郡規模(町村)ダミー	0.0765957	0.2659804	0	1
両親への経済援助(あり)ダミー	0.1267139	0.3326916	0	1
両親からの経済援助(あり)ダミー	0.1815603	0.3855273	0	1
配偶者との居住状況(同居)ダミー	0.9782506	0.1458815	0	1
妻の雇用契約期間(あり)ダミー	0.3593381	0.4798632	0	1
妻の雇用契約期間(非該当)ダミー	0	0	0	0
夫の雇用契約期間(あり)ダミー	0.027896	0.1646943	0	1
夫の雇用契約期間(非該当)ダミー	0.0723404	0.2590814	0	1
妻の学歴(中卒)ダミー	0	0	0	0
妻の学歴(高卒)ダミー	0.4501182	0.4975644	0	1
妻の学歴(短大・高専卒)ダミー	0.3513002	0.477433	0	1
妻の学歴(大学・大学院卒)ダミー	0.1432624	0.3503817	0	1
妻の学歴(その他卒)ダミー	0.0553191	0.2286292	0	1
夫の学歴(中卒)ダミー	0.0288416	0.167381	0	1
夫の学歴(高卒)ダミー	0.4567376	0.4981837	0	1
夫の学歴(短大・高専卒)ダミー	0.0761229	0.2652261	0	1
夫の学歴(大学・大学院卒)ダミー	0.4	0.4899559	0	1
夫の学歴(その他卒)ダミー	0.035461	0.1849638	0	1
サンプルサイズ(度数加重後)	4,230			

出所：JHPS/KHPS2015～2016 より筆者作成

以上の基本統計量において、留意すべき変数は、年齢である。表 2-2 と表 2-3 において、本人と配偶者の年齢の平均値はどちらも 40 代である。特に、本人の年齢については、年齢が高いほど身体的な理由や、既に子どもがおり、これ以上の子どもを望まない可能性が高まると推測されることなどから、妊娠が発生しにくくなり、本研究における出生確率が低く推計されている可能性がある。この点には留意する必要がある。しかし、育児休業給付資格の有無によって、上記のような加齢による出産への影響が変わることはないと考えられ、本人と配偶者の年齢の変数を含めて傾向スコアマッチングを行ったため、分析結果においては、問題はない可能性が高い。また、DID 分析、生存分析ともに、本人の年齢は、傾向スコアマッチング時に 49 歳以下としていることから、最大値は、51 歳となっている⁵⁴。

表 2-3 で無回答ダミーについて確認すると、妻の従業員規模、両親への経済援助、両親からの経済援助、夫の健康状態、夫の雇用契約期間、妻の学歴、夫の学歴、親との居住状況、世帯の手取り年収、借入金の総額の各変数に、無回答のサンプルが存在している。

さらに、表 2-2～2-3 を用いて、DID 分析と生存分析の分析対象について確認する。従業員規模の非該当ダミーの平均値が 0 より大きい場合、就業していないサンプルが存在することを意味する。どちらの分析においても妻の従業員規模は、非該当ダミーの平均値が 0 であり、就業していないサンプルが存在していない。このことから、就労女性が分析の対象であることが確認できる。一方で、夫の従業員規模は非該当ダミーの平均値が 0 より大きく、就業していないサンプルが存在する。よって、分析対象は、必ずしも共働きの夫婦に限定をしていないことが確認できる。

2014 年の育児休業給付割合の引き上げによって、共働きの夫婦が、半年ずつ時期をずらして育児休業を取得することで、合計 1 年間、育児休業給付割合は 6.7% となり、男性の育児休業取得が促進され、就労女性の出生行動に影響を与えた可能性が考えられる。しかし、男性の育児休業取得割合は、2013 年は約 2.03% で、2014 年は約 2.3%、その後右肩上がりに上昇し、2018 年は 6.16% となっている⁵⁵が、依然として低水準である上に、本研究においては、共働きの夫婦にサンプルを限定していないため考慮していない。

⁵⁴ TFR の算出対象が、15～49 歳の女性に限定していることに準拠した。なお、傾向スコアマッチング時に 47 歳以下に限定することで、最大値を 49 歳とすることができるが、分析結果への影響は極めて少ないと考えられる。

⁵⁵ 数値は、下記より引用した。

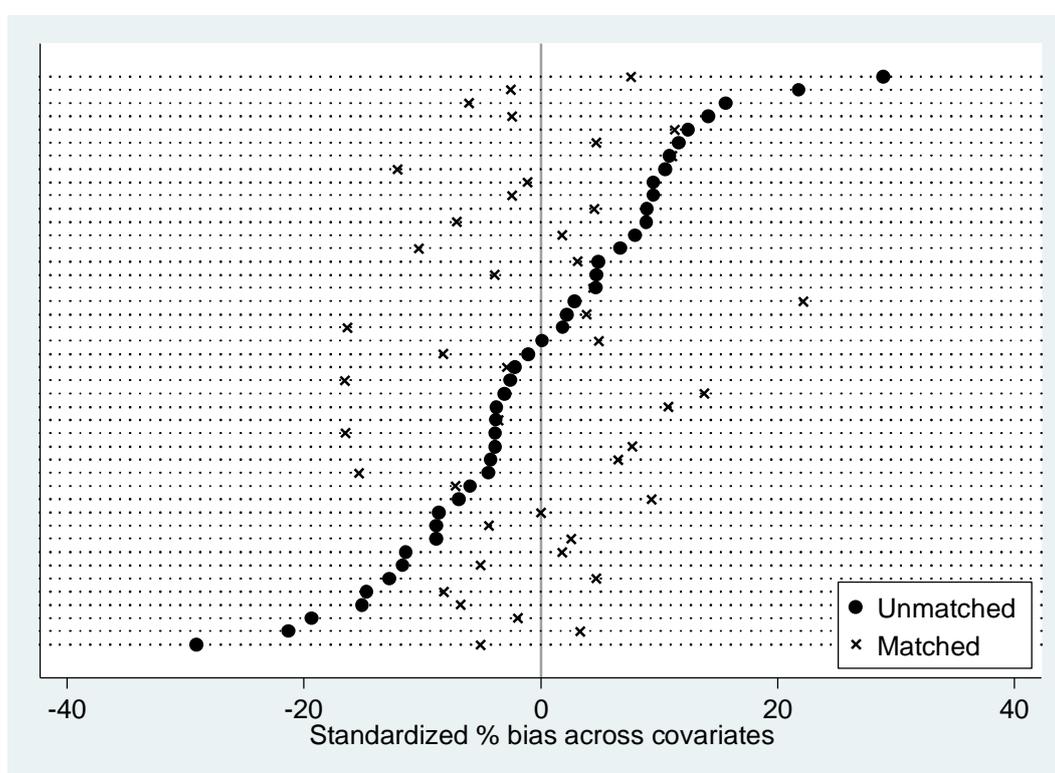
厚生労働省(2019)「男性の育児休業の取得状況と取得促進のための取り組みについて」、p.2、

(<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/meeting/consortium/04/pdf/houkoku-2.pdf>)

なお、DID分析と生存分析のデータセットの、傾向スコアマッチング後の度数加重後の処置群と対照群の群別の基本統計量については、付録表3~4を参照のこと。

最後に傾向スコアマッチングによる各変数のバイアスの削減率を図示する⁵⁶。図2-3は、DID分析で用いるデータセットの、図2-4は、生存分析で用いるデータセットの傾向スコアマッチング後の変数の分布である。

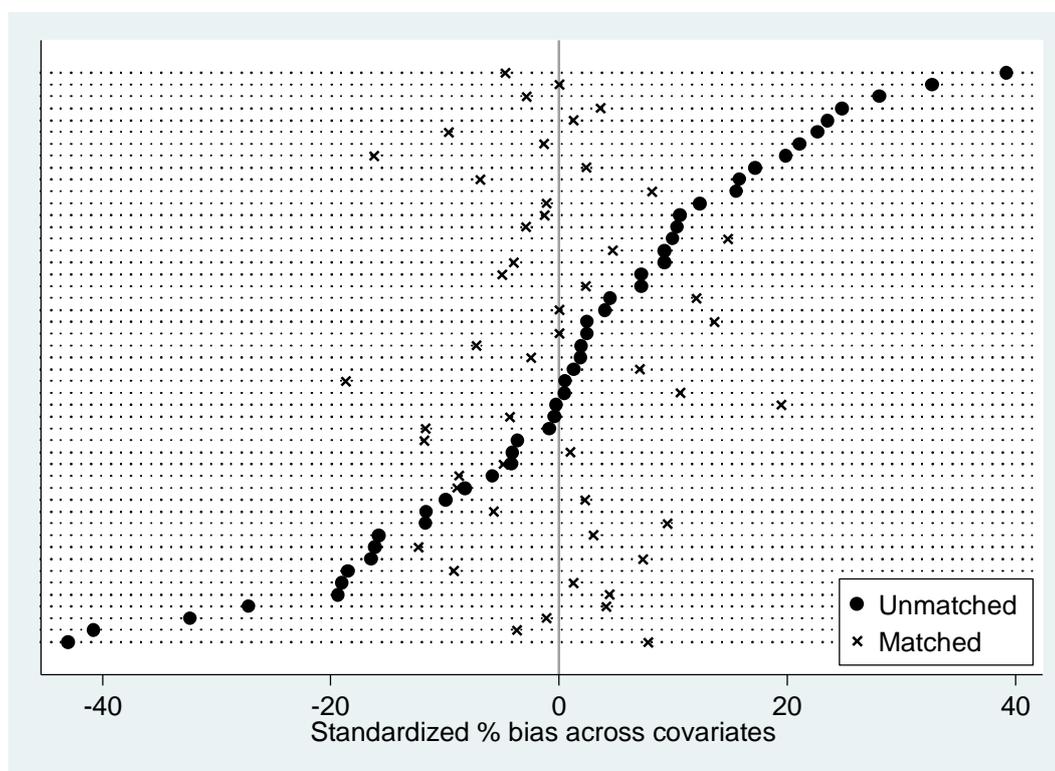
図2-3 DID分析 傾向スコアマッチング後の各変数の分布
(ベースラインはJHPS/KHPS2013)



出所：JHPS/KHPS2013 より筆者作成

⁵⁶ 傾向スコアマッチングに用いた変数のベースライン及び傾向スコアマッチング前後の統計量等については、付録に記載した付録表1と付録表2を参照されたい。

図 2-4 生存分析 傾向スコアマッチング後の各変数の分布
(ベースラインは JHPS/KHPS2014 年 1 月)



出所：JHPS/KHPS2014 より筆者作成

DID 分析の傾向スコアマッチングでは、用いたすべての変数バイアスの平均値が、傾向スコアマッチング前は 9.2%だったが、傾向スコアマッチング後は 7.0%まで削減した⁵⁷。生存分析の傾向スコアマッチングでは、傾向スコアマッチング前は、13.6%だったが、傾向スコアマッチング後は、6.3%まで削減した⁵⁸。以上のように、傾向スコアマッチングによって、各変数のバイアスが一定程度バランスしたと考えられる。

第4節 推定結果・考察

本節では、推定結果を示す。まず、DID 分析についてである。DID 分析を行う前提となる、対照群と処置群の JHPS/KHPS2013～2014 にかけて⁵⁹の出生

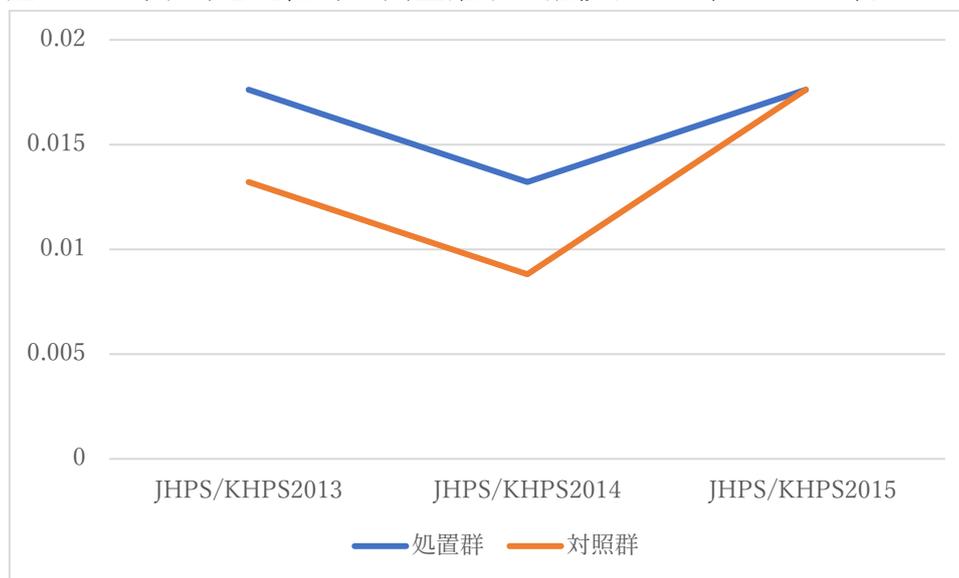
⁵⁷ 付録表 1 を参照されたい。

⁵⁸ 付録表 2 を参照されたい。

⁵⁹ 繰り返しとなるが本研究では、出生確率の推定期間は、2013 年は 2012 年 4 月から、2014 年は 2013 年 4 月から、2015 年は 2014 年 4 月からの 1 年間である。そのため、

確率の平行トレンドを図 2-5 で確認する。なお、傾向スコアマッチング時の度数加重を行った。

図 2-5 対照群と処置群の出生確率の推移(2013 年～2015 年)



出所：JHPS/KHPS2012～2018 より筆者作成

図 2-5 より、2013 年から 2014 年にかけて処置群と対照群が概ね平行に推移していることから、平行トレンド仮定が成立していることが確認された。続いて、DID 分析を行った。表 2-5 は、DID 分析の推定結果を示したものである。

表 2-5 DID 分析の推定結果

妊娠ダミー	係数	標準誤差	有意確率
引き上げ後資格ありダミー	-0.0097028	0.0134593	0.471
引き上げ後ダミー	0.0079854	0.0100599	0.428
ベースライン：親との居住状況(無回答)ダミー			
親との居住状況(同居)ダミー	0.0203735	0.021546	0.345
親との居住状況(両親全員死亡)ダミー	-0.0121463	0.0448912	0.787
ベースライン：配偶者との居住状況(別居・無回答)ダミー			
配偶者との居住状況(同居)ダミー	-0.0239208	0.0593368	0.687
ベースライン：妻の従業員規模(無回答)ダミー			
妻の従業員規模(1~4 人)ダミー	-0.1863803	0.1065356	0.081*

JHPS/KHPS の年次と一部適合しない範囲が含まれるが、図 2-5 では、表記の便宜上、JHPS/KHPS の年次で示している。

妻の従業員規模(5~29人)ダミー	0.0631104	0.0968161	0.515
妻の従業員規模(30~99人)ダミー	0.0096528	0.1029764	0.925
妻の従業員規模(100~499人)ダミー	-0.0109208	0.1042903	0.917
妻の従業員規模(500人以上)ダミー	0.0048203	0.1055357	0.964
妻の従業員規模(官公庁)ダミー	0.0185723	0.1135106	0.870

ベースライン：夫の従業員規模(無回答・非該当)ダミー			
夫の従業員規模(1~4人)ダミー	0.0167966	0.0558545	0.764
夫の従業員規模(5~29人)ダミー	-0.1328561	0.0575957	0.021**
夫の従業員規模(30~99人)ダミー	-0.1209119	0.0627168	0.054*
夫の従業員規模(100~499人)ダミー	-0.050238	0.0626494	0.423
夫の従業員規模(500人以上)ダミー	-0.1330176	0.0640393	0.038**
夫の従業員規模(官公庁)ダミー	-0.0770488	0.0809178	0.341

ベースライン：借入金の総額(無回答)ダミー			
借入金の総額なし	-0.0548381	0.0409351	0.181
借入金の総額 1_500万円	0.005471	0.0414181	0.895
借入金の総額 501_1000万円	0.0029066	0.0423611	0.945
借入金の総額 1001_2000万円	-0.0045913	0.0426958	0.914
借入金の総額 2001_万円	0.0057299	0.0409235	0.889

ベースライン：市郡規模(その他の市・町村)ダミー			
市郡規模(政令市・特別区)ダミー	0.8408196	0.1374685	0.000***

ベースライン：妻の健康状態(無回答)ダミー			
妻の健康状態(良い)ダミー	-0.197712	0.0982437	0.045**
妻の健康状態(普通)ダミー	-0.1550855	0.0973836	0.112
妻の健康状態(良くない)ダミー	-0.1437725	0.0970313	0.139

ベースライン：夫の健康状態(無回答)ダミー			
夫の健康状態(良い)ダミー	0.0709722	0.0560637	0.206
夫の健康状態(普通)ダミー	0.0440646	0.0552742	0.426
夫の健康状態(良くない)ダミー	0.0095802	0.0581919	0.869

ベースライン：妻の雇用契約期間(無回答)ダミー			
妻の雇用契約期間(なし)ダミー	0.1086074	0.115889	0.349
妻の雇用契約期間(あり)ダミー	0.0713531	0.1068326	0.504

ベースライン：夫の雇用契約期間(無回答)ダミー			
夫の雇用契約期間(なし)ダミー	-0.0044193	0.0373028	0.906
夫の雇用契約期間(あり)ダミー	0.0972074	0.0642415	0.131
夫の雇用契約期間(非該当)ダミー	0.0723297	0.0472503	0.126

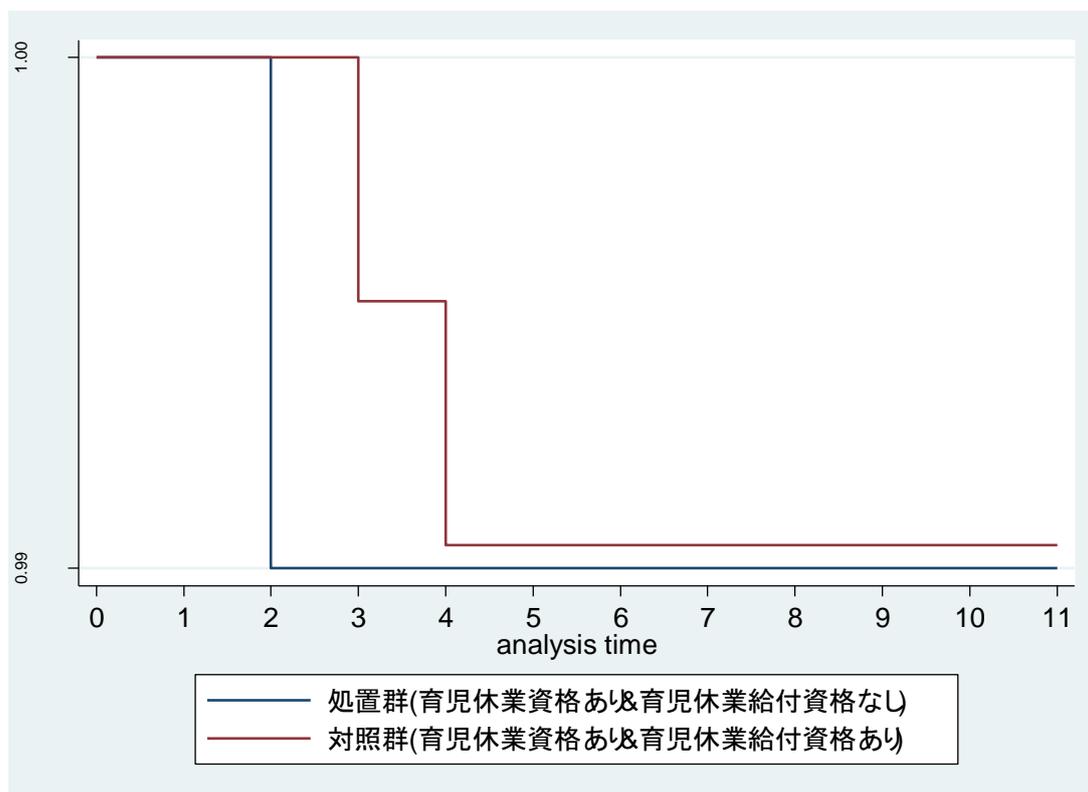
ベースライン：世帯の手取り年収(無回答)ダミー			
世帯の手取り年収(101~200万円)ダミー	-0.246398	0.0533374	0.000***
世帯の手取り年収(201~300万円)ダミー	-0.1461353	0.0299654	0.000***
世帯の手取り年収(301~400万円)ダミー	-0.1137222	0.0273066	0.000***
世帯の手取り年収(401~500万円)ダミー	-0.1143516	0.0243663	0.000***
世帯の手取り年収(501~600万円)ダミー	-0.0926737	0.0256131	0.000***
世帯の手取り年収(601~700万円)ダミー	-0.0795343	0.0264709	0.003***
世帯の手取り年収(701~800万円)ダミー	-0.0709064	0.0265388	0.008***
世帯の手取り年収(801~900万円)ダミー	-0.0517143	0.0322913	0.110
世帯の手取り年収(901~1000万円)ダミー	0.0409494	0.0341983	0.232
世帯の手取り年収(1001万円以上)ダミー	0.0105528	0.035653	0.767
既存の子ども数	-0.2108366	0.0250973	0.000***
定数項	0.4169132	0.1939608	0.032**
観察数	908		
sigma_u	0.43481408		
sigma_e	0.09083756		
rho	0.95818122		
R-squared			
within	0.3348		
between	0.0135		
Overall	0.0168		
*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1			

出所：JHPS/KHPS2014～2015 より筆者作成

表 2-5 より、DID 分析の結果、「引き上げ後資格ありダミー」の有意確率が、0.471 であり、統計学的に有意ではなかった。よって、育児休業給付割合引き上げによる出生確率への有意な影響は無いと解釈できる。なお、先述の保険料免除開始の効果は、対照群に含まれる自営業者などの就労女性が受けることができない。当該保険料免除は、一般的に考えると、妊娠・出産時の経済的負担を低減することから、出生行動に正の効果を与える可能性があり、給付割合引き上げの処置効果を過大推計する恐れがある。しかし、正の影響を与えたとしてもなお、DID 分析の結果、処置効果が統計学的に有意ではないという結果を得られたことから、育児休業給付割合引き上げによる出生確率への正の有意な影響は無いと考えられる。

続いて、生存分析についてである。図 2-6 は、対照群と処置群の K-M 法による生存関数曲線を示したグラフである。表 2-6 は、対照群と処置群の K-M 法による 2 群間の生存関数の log-rank 検定の結果である。

図 2-6 K-M 法による対照群と処置群の生存関数曲線



出所：JHPS/KHPS2015～2016 より筆者作成

表 2-6 生存分析の推定結果(log-rank 検定)

	イベント観測数	イベント期待数
対照群(休業資格あり&給付資格なし)	2	1.95
処置群(休業資格あり&給付資格あり)	2	2.05
合計	4	4.00

カイ 2 乗値= 0.00
有意確率= 0.9603

出所：JHPS/KHPS2015～2016 より筆者作成

図 2-6 の横軸は時間の経過を示しており、2014 年 4 月が 0 で、2014 年 5 月が 1 というように、1 か月ごとに増加し、2015 年 3 月が 11 となっている。縦軸は、1.00 は、妊娠イベントが発生していない状態で、0 に近づくほど妊娠イ

イベントが発生していることを意味する。なお、図 2-6 では見やすさのために縦軸の最大値を 1.00、最小値を約 0.99 としている。図 2-6 からは対照群と処置群の生存関数曲線には差がみられない。また、表 2-6 より、log-rank 検定の結果、有意確率は、0.9603 で、2 群の生存関数は統計学的に有意に異ならないという結果となった。よって、育児休業給付割合の引き上げによる妊娠イベントの発生への有意な影響は無いと解釈できる。DID 分析と異なり、対照群は、育児休業資格を有する就労女性に限定しているため、引き上げの効果のみを推定できている可能性が高い。

以上から、DID 分析と生存分析の両方において、2014 年の育児休業給付割合の引き上げが、育児休業給付資格を有する就労女性が子どもを妊娠する確率に与える正の有意な影響はないという結果を得た。2 つの分析手法において同様の分析結果を得たため、頑健性が高いと考えられる。

このような結果となった要因としては、3 点考えられる。

1 点目は、そもそも、就労女性の出産の機会費用を低減させるほど、育児休業給付割合の引き上げが十分ではなかった可能性が考えられる。厚生労働省が実施した委託調査の、「平成 28 年度 仕事と家庭の両立に関する実態把握のための調査研究事業報告書 労働者アンケート調査結果」(複数回答可)によると、末子出産時に育児休業を取得しなかった理由として、「収入が減ってしまうから」と回答した割合は、女性の正社員は 20.5%、女性の非正社員は、18.5%で共に 3 番目に割合が高かった⁶⁰。このことから、育児休業給付割合のさらなる引き上げへのニーズが存在している可能性がある。

2 点目は、就労女性にとって育児と就業継続の両立が容易ではないということである。朝井・神林・山口(2016)は、1995 年と 2001 年の育児休業給付割合引き上げが母親の就業継続を促進しなかった要因として育児休業後の育児と就業の両立が困難である可能性を指摘した。就業継続のためには、保育所等が利用できることが必要になると一般的に考えられる。本研究においては、地域ブロックのダミー変数と市郡規模のダミー変数を用いたため、居住地域による影響をある程度削減できている可能性があるが、データの性質上、匿名化処理が行われており、正確な居住地域を判別できなかった。そのため、居住地域における待機児童の状況など、保育の利用可能性を正確に反映することができな

⁶⁰この質問への回答者数は、女性の正社員は 219 人、女性の非正社員は、367 人だった。「」内の文章と、数値は、下記より引用した。他の選択肢への回答者数等については、下記を参照されたい。

厚生労働省委託調査(2017)「平成 28 年度 仕事と家庭の両立に関する実態把握のための調査研究事業報告書 労働者アンケート調査結果」、p.66、
(<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000174277.pdf>) (最終閲覧日：2020 年 1 月 3 日)。

った。全国の保育所待機児童数を確認すると、本研究の分析範囲に該当する2014年は21,371人、2015年は23,167人で、その後2万人前後で増減を繰り返す、2019年は16,772人となっている⁶¹。本研究では、親と同居していることによる保育の代替効果については、親との居住状況ダミーを用いている。

また、そもそも、育児休業を取得しづらい状況にある就労女性が存在し、育児休業給付割合引き上げによる機会費用の削減の影響を受けていない可能性も考えられる。育児に係る費用を得るために継続就業が必要となるものの、職場の雰囲気として、育児休業を取得しづらいなどの理由から出生を断念しているケースなどが考えられる。本研究においては、サンプルごとの勤務先における育児休業の取得のしやすさについては、データの制約上把握できておらず、育児休業給付割合引き上げの影響が過小に推計されている可能性がある。

厚生労働省が実施した委託調査の、「平成28年度 仕事と家庭の両立に関する実態把握のための調査研究事業報告書 労働者アンケート調査結果」(複数回答可)によると、末子の妊娠・出産を機に退職した理由は、「仕事を続けたかったが、仕事と育児の両立の難しきでやめた(就業を継続するための制度がなかった場合も含む)」が、女性の正社員は22.5%、女性の非正社員は、13.5%で共に2番目に高い割合であった⁶²。よって、女性の正社員、非正社員共に、仕事と育児の両立が難しいことで、就業継続を断念するケースが一定程度存在すると考えられる。また、「仕事を続けたかったが、仕事と育児の両立の難しきでやめた」と回答した理由については、「育児休業を取れそうもなかった(取れなかった)」が、女性の正社員は35.0%で3番目に高く、女性の非正社員は41.7%で、最も高かった⁶³。この結果から、育児休業を取得しにくい環境の企業が存在することが示唆される。

⁶¹ 数値は下記より引用した。

厚生労働省(2019)「保育所等関連状況取りまとめ(全体版)(PDF)」、p.3、
(<https://www.mhlw.go.jp/content/11907000/000544879.pdf>)(最終閲覧日：2020年1月3日)。

⁶² 「家事・育児に専念するため、自発的にやめた」が、女性の正社員は30.3%、女性の非正社員は46.3%で共に最も割合が高かった。

「」内の文章と、数値は、下記より引用した。なお、この質問への回答者数は、女性正社員は178人、女性非正社員は356人だった。

厚生労働省委託調査(2017)「平成28年度 仕事と家庭の両立に関する実態把握のための調査研究事業報告書 労働者アンケート調査結果」、p.43、
(<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000174277.pdf>)(最終閲覧日：2020年1月3日)。

⁶³ 「」内の文章と、数値は、下記より引用した。なお、この質問への回答者数は、女性正社員は40人、女性非正社員は48人だった。

厚生労働省委託調査(2017)「平成28年度 仕事と家庭の両立に関する実態把握のための調査研究事業報告書 労働者アンケート調査結果」、p.44、

さらに、同アンケート調査結果の、末子妊娠・出産時に同じ会社で就業継続した理由については、「産前・産後休業や育児休業の制度が整えられていた」が女性の正社員は、62.5%で最も割合が高く、女性の非正社員は、40.4%で2番目に高い割合となった⁶⁴。このことから、育児休業制度などが整備されていることの重要性がうかがえる。そして、「保育所等、必要なサービスを利用することができた」は、女性の正社員は39.2%で3番目に割合が高く、女性の非正社員は、35.5%で4番目に割合が高かった⁶⁵。このことから、女性の正社員、非正社員共に、保育サービスを楽しむことが就業継続にとって重要である可能性が高いと考えられる。

これらを踏まえると、仮に育児休業給付割合の引き上げによって就労女性の出産の機会費用が低減したとしても、待機児童問題などで保育所等が容易に利用できる環境ではないことや、育児休業が取得しづらい環境にあることで、育児と就業継続が困難と判断し、出生行動に影響を与えていない可能性がある。

3点目は、育児にかかる費用が高いということである。国立社会保障人口問題研究所の実施した第15回出生動向基本調査によると、夫婦の理想の子ども数を実際の子ども数が下回っており、その理由として、複数回答可能なアンケート結果によると、「子育てや教育にお金がかかりすぎる」が56.3%で最も高い結果となった⁶⁶。このことから、育児休業給付割合引き上げによって、仮に

<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000174277.pdf>(最終閲覧日：2020年1月3日)。

⁶⁴ 「」内の文章と、数値は、下記より引用した。なお、この質問への回答者数は、女性正社員は824人、女性非正社員は282人だった。

厚生労働省委託調査(2017)「平成28年度 仕事と家庭の両立に関する実態把握のための調査研究事業報告書 労働者アンケート調査結果」、pp.41-42、

<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000174277.pdf>(最終閲覧日：2020年1月3日)。

⁶⁵ 「配偶者や祖父母等から子育てのサポートがあった」は、女性の正社員は、27.3%で6番目に高い割合、女性の非正社員は、24.8%で5番目に高い割合だった。また、「妊娠・出産に関して、上司の理解があった」は、女性の正社員は35.7%で4番目に割合が高く、女性の非正社員は、37.6%で3番目に割合が高かった。これらからも、就業継続に、育児のサポートや職場の雰囲気的重要性が示唆される。

「」内の文章と数値は、下記より引用した。

厚生労働省委託調査(2017)「平成28年度 仕事と家庭の両立に関する実態把握のための調査研究事業報告書 労働者アンケート調査結果」、pp.41-42、

<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000174277.pdf>(最終閲覧日：2020年1月3日)。

⁶⁶ 下記より一部引用した。

国立社会保障人口問題研究所(2015)「第15回出生動向基本調査」、

http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou15/gaiyou15html/NFS15G_html10.html#h3%203-1-4 (最終閲覧日：

就労女性の出産の機会費用を低下させたとしても、出産後に育児にかかる費用が依然として高いために出生行動に有意な影響を与えていない可能性がある。

以上の3点によって、2014年育児休業給付割合引き上げが出生行動に有意な影響を与えていない可能性がある。ただし、以上の3点以外の要因が分析結果に影響している可能性も否定できず、本研究においては、要因の特定には限界がある。

第5節 その他の留保事項

本節では、その他の留保事項として、4点説明する。

1点目は、育児休業給付資格と育児休業資格の推定が完全ではない可能性があることである。資格の推定の際に、資格の推定を確実に行うことができるサンプルのみとしたことで、本来は有資格者であるが無資格者と判別したサンプルが存在した可能性がある。そのため、育児休業給付割合引き上げによる出生行動への影響を過小評価している可能性がある。

2点目は、分析期間が短いことである。本研究は、2014年4月の育児休業給付割合引き上げ後の期間を1年間のみとしている。これは、育児休業給付資格の推定として、子どもが2歳までの間の就業状態を把握する必要があり、分析期間を伸ばすにはJHPS/KHPS2019以降が必要となるが、現状では入手できないことに起因する。夫婦のライフプランに関わる子どもを持つという意思決定に対して、分析を引き上げ後の1年間のみとしたことで、正確な推計ができていない可能性がある。そのため、今後はより長期間の分析が必要である。

3点目は、出生順位別に育児休業給付割合引き上げの影響を推計していないということである。育児休業給付割合の引き上げが出生行動に与える影響は、出生順位別に異なる可能性を考慮し、出生順位別に推計を行うことが望ましいだろう。しかし、本研究においては、サンプル数が確保できず断念した。そのため、今後は、より大規模かつ、資格の状況を確実に判別できるデータを用いて分析することが理想的である。

4点目は、分析結果に2014年10月1日に行われた育児休業給付に関する改正の影響が含まれている可能性があるということである。2014年10月1日から、支給単位期間に10日以上就業をした場合でも、就業時間が80時間以下の場合、育児休業給付が支給されるよう改正された⁶⁷。それまでは、支給単位

2020年1月2日)。

⁶⁷ 下記より一部引用した。

厚生労働省(2014)「平成26年10月1日から育児休業期間中に就業した場合の育児休業給付金の取扱いが変わります」

期間中に 11 日以上就業をした場合は、当該支給単位期間についての給付金は支給されなかった⁶⁸。そのため、分析において、2014 年 10 月 1 日以降の期間は、この改正の影響が含まれている可能性がある。

第4章 結論

第1節 分析結果の要約

本節では、第 3 章の分析結果をまとめる。

まず、DID 分析では、処置群は育児休業給付資格を有する就労女性、対照群は育児休業給付資格を有しない就労女性とした。傾向スコアマッチング後に、JHPS/KHPS2013～2014 の間に、2 群間に平行トレンドが確認された。DID 分析の結果、2014 年育児休業給付割合引き上げによる処置群の出生確率への有意な影響は見られなかった。

続いて、生存分析では、処置群は、育児休業給付資格を有する就労女性、対照群は、育児休業給付資格を有さず、育児休業資格を有する就労女性とした。傾向スコアマッチング後の生存分析の結果、2014 年育児休業給付割合引き上げによる処置群の生存関数への有意な影響は見られなかった。

以上のように、DID 分析と生存分析ともに、2014 年育児休業給付割合引き上げの、出生確率への有意な影響は見られないという結果を得た。よって、「2014 年育児休業給付割合の引き上げは、既婚の有配偶の就労女性の出産の機会費用をより低減し、出生確率に正の影響を与える」という本研究の仮説は棄却された。このような結果となった要因としては、そもそも 2014 年 4 月の育児休業給付割合の引き上げが就労女性の機会費用を低減させるほど十分ではない可能性と、就労女性の育児と就業継続の両立が容易ではない可能性と育児にかかる費用が高いためである可能性を指摘した。

(https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11600000-Shokugyouanteikyoku/0000042797_2.pdf) (最終閲覧日：2020 年 1 月 7 日)。

⁶⁸ 下記を参照、一部引用した。

厚生労働省(2014)「平成 26 年 10 月 1 日から育児休業期間中に就業した場合の育児休業給付金の取扱いが変わります」

(https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11600000-Shokugyouanteikyoku/0000042797_2.pdf) (最終閲覧日：2020 年 1 月 7 日)。

第2節 評価・検討

本節では、2014年育児休業給付割合引き上げについての評価と検討を行う。

本研究において、2014年育児休業給付割合引き上げが出生確率に有意な影響を与えなかったという結果を得た。そのような結果となった要因として3点考えられる。1点目は、そもそも育児休業給付割合の引き上げが就労女性の機会費用を低減させるほど十分ではない可能性である。2点目は、育児と就業継続の両立可能性が低いためである可能性である。3点目は、育児にかかる費用が高いためである可能性である。1点目からは、就労女性の機会費用の低減のために、さらなる育児休業給付割合引き上げが望ましい可能性が示唆される。しかし、財源の面も考慮すべきだろう。続いて、2点目と3点目を踏まえると、現状のまま、さらなる引き上げを行っても就労女性の出生行動に有意に正の影響を与えないと推測される。そのため、引き上げを行う前に、2点目と3点目を改善するアプローチが必要である。

まず、2点目に関しては、育児と就業継続の両立可能性を高めることが求められる。両立可能性を高める政策としては、育児休業を取得しやすくする環境づくりと、待機児童対策が挙げられる。

育児休業を取得しやすい環境づくりとしては、政府の施策は、くるみん認定・プラチナくるみん認定⁶⁹など、環境づくりへのインセンティブの付与が挙げられる。また、育児休業取得率の低い企業に対して指導を行うことなどが求められる。

政府の待機児童対策としては、2013年度から2017年度末まで待機児童解消加速化プランを実施し、5年間で約53.5万人の保育の受け皿を拡充した⁷⁰。そして、2018年度からは子育て安心プランを開始し、保育人材の確保や保育の受け皿の確保などによって、遅くとも2020年度末までに全国の待機児童の解消を目指している⁷¹。

⁶⁹ 「子育てサポート企業として厚生労働大臣の認定を受けた証」である。

上記の「」の文章は、下記より引用した。

厚生労働省(2019)「くるみんマーク・プラチナくるみんマークについて」、(https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kodomo/shokuba_kosodate/kurumin/index.html)(最終閲覧日：2020年1月4日)。

⁷⁰ 下記より一部引用した。

首相官邸(2019)「待機児童対策～これからも、安心して子育てできる環境作りに取り組みます!～」、(<http://www.kantei.go.jp/jp/headline/taikijido/>)(最終閲覧日：2020年1月2日)。

⁷¹ 下記より一部引用した。

首相官邸(2019)「待機児童対策～これからも、安心して子育てできる環境作りに取り組み

以上のように、政府は待機児童の解消に取り組んでいる。本稿では、子育て安心プランの具体的な施策の評価は行わないが、施策が効果を上げ、待機児童解消が実現することが望まれる。

続いて、3点目に関しては、育児にかかる費用を低下させることが求められるだろう。2018年12月に実施された内閣府の「少子化社会対策に関する意識調査」⁷²の複数回答可のアンケート結果において、国・自治体の取り組みなどで、経済的事柄に特化して、どのようなものがあれば安心して希望通り子供を持てるようになるかという質問への回答として、「幼稚園・保育所などの費用の補助」が54.3%で、最も高く、次いで「妊娠・出産に伴う医療費の補助」が51.1%、「高等教育まで視野に入れた将来の教育費に対する補助」が47.2%だった⁷³。以上のことから、妊娠・出産期から、高等教育に至るまで長期にわたり費用の補助が求められている。

詳細は割愛するが、政府の今後の施策を概観すると、幼稚園・保育所などの費用補助としては、2019年10月から幼児教育・保育の無償化が開始された⁷⁴。また、2020年4月から高等教育の無償化が開始される⁷⁵。また、妊娠・出産に伴う補助としては、出産育児一時金や出産手当金、育児休業給付などが現行の施策である。これらの施策が実行され、効果を上げることで、育児にかかる費用が軽減され、理想の子供数を持てるようになることが望ましい。

以上のことを踏まえ、今後、さらなる育児休業給付割合引き上げを行うべきかどうかは、育児休業を取得しやすい環境づくりや、子育て安心プランなどの

ます！～」、(<http://www.kantei.go.jp/jp/headline/taikijido/>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

⁷² 全国の20~59歳の男女17,842人を対象に2018年12月7日~18日に実施したインターネット調査。「男性の育児休業取得率が低い理由」への回答者数は、11,889人だった。上記の文章は、下記より一部引用した。

内閣府(2019)「2.調査概要」『少子化対策に関する意識調査』、p.4、(<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/h30/zentai-pdf/pdf/s2.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

⁷³ 下記より一部引用した。この質問への回答者数は、11,889人だった。内閣府(2019)「第1-1-47 図 安心して希望通りの子供を持つための条件」『令和元年版少子化対策白書 全体版(PDF版)』、p.48、(<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2019/r01pdfhonpen/pdf/s1-6-2.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

⁷⁴ 下記を参照した。内閣府(2019)「幼児教育・保育の無償化はじまります。」、(<https://www.youthomushouka.go.jp/>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

⁷⁵ 下記を参照した。文部科学省(2019)「高等教育の修学支援新制度について」、(https://www.mext.go.jp/content/20191226-mxt_gakushi01-100001062_02.pdf) (最終閲覧日：2020年1月7日)。

施策による待機児童の解消などにより、就労女性の育児と就業継続が容易になり、さらに、高等教育までにかかる費用が低減された上で、財源確保の実現可能性も含め、判断すべきである。特に財源の確保のために、雇用保険料率引き上げなどが考えられるが、直近では、2019年10月に消費税の増税を行ったばかりであり、どのようにして財源を確保するか慎重に検討すべきだろう⁷⁶。

最後に、2014年の育児休業給付割合引き上げの出生行動への影響の評価に際して、育児休業給付割合を67%に引き上げる期間を6か月間のみとしたことで、共働き夫婦の夫の育児休業取得へのインセンティブを高め、就労女性の出生行動に影響を与えた可能性を考慮すべきだが、これは本研究では実証分析の対象外とした。ただし、男性の育児休業の取得率が低い理由として、2018年12月に実施された内閣府の「少子化社会対策に関する意識調査」の複数回答可のアンケート結果によると、「周囲が忙しすぎて休暇を言い出せる雰囲気ではない」が、49.4%で最も高く、「育児休業を取得することによって、その後のキャリアに悪影響が出るおそれがある」が35.5%、「育児休業中の手取り収入が減る」は、28.2%だった⁷⁷。以上のことから、職場において、育児休業が取得しにくい雰囲気があることや、その後のキャリアへの悪影響を恐れて、育児休業取得に至らないケースが多い可能性がある。さらに、現行の育児休業給付割合である、2018年調査時に、育児休業中の手取り収入が減ることを理由とする回答が3割弱あることから、2014年育児休業給付割合引き上げが、男性の育児休業取得の促進に与えた影響は大きくはなく、共働きの就労女性の出生行動にそれほど影響を与えていない可能性がある。

また、職場における育児休業の取りやすい環境の整備や、育児休業取得後のキャリアへの悪影響がない状況の整備、さらなる育児休業給付割合引き上げなどが、男性の育児休業取得への多少のインセンティブとなる可能性が示唆される。男性の育児休業取得促進施策としては、政府が、男性の国家公務員に1か月以上の育児休業の取得を促す制度を2020年度に開始することを決定した

⁷⁶ 「厚生労働省は、2019年12月に雇用保険財政の見直しに関する素案を示し、近年の育児休業給付金の支給額が増加傾向にあることから、育児休業給付を雇用保険財政から切り出して収支管理を行うことを明記した。」

上記の「」内の文章は、下記より一部引用した。今後の動向に注目したい。

「雇用保険、育休給付分離へ、厚労省が素案、財政膨張を懸念。」『日本経済新聞』2019年12月14日朝刊、p.5。

⁷⁷ 下記より一部引用した。この質問への回答者数は、11,889人だった。

内閣府(2019)「第1-1-41 図 男性の育児休業取得率が低い理由」『令和元年版少子化対策白書 全体版(PDF版)』、p.43、

(<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2019/r01pdfhonpen/pdf/s1-6-1.pdf>)(最終閲覧日：2020年1月2日)。

78。この制度では、対象職員の意向に基づいて上司が取得計画を作成し、部下の取得状況は上司の人事評価に反映されるというものである⁷⁹。このような取り組みが推進されることで、男性の育児休業取得が促進され、就労女性の出生行動に有意な正の影響を与えうるかもしれない。この点も含め、男性の育児休業取得が促進され、今後、様々な実証研究が行われることに期待したい。

第3節 まとめ

本節では、本研究で得られた知見と本研究の要旨をまとめる。

本研究では、2014年育児休業給付割合引き上げが就労女性の出生行動に与えた影響について、JHPS/KHPSを使用し、傾向スコアマッチングを用いた、DID分析と生存分析を行った。その結果、2014年育児休業給付割合引き上げが既婚の有配偶の就労女性の出生行動に有意な影響を与えなかったことが明らかになった。その要因としては、引き上げが十分ではない可能性と、就労女性にとって育児と就業継続の両立が容易ではない可能性と、育児にかかる費用が高い可能性が考えられる。そのため、今後の方向性としては、現在、全国的に取り組まれている待機児童の解消など、育児と就業継続の両立をしやすくする施策並びに、今後実施される育児における経済的負担を緩和する施策の推進が求められる。それらの施策が推進された上で、さらなる育児休業給付割合引き上げを実施すべきか財政面も含め検討が必要であろう。

謝辞

本稿の作成に際し、指導教員である野口晴子教授と川村顕准教授には、多大なるご指導を賜り、厚く感謝を申し上げます。また、野口・川村ゼミの学友にも多様な観点から助言を頂いた。併せて心から感謝を申し上げます。

二次分析にあたり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」の個票データの提供を受けた。また、データの申請に際し、度々の問い合わせに快く対応して下さいました。この場を借りて感謝を申し上げます。

なお、本稿における全ての誤りは筆者に帰せられるものである。

⁷⁸ 下記より一部引用した。

「男性公務員の育休「1カ月超」原則に、少子化対策、男女ともに手厚く、残業の削減と一体で。」『日本経済新聞』2019年12月28日朝刊、p.4。

⁷⁹ 同上。

参考文献

- Asai, Yukiko (2015) “Parental leave reforms and the employment of new mothers: Quasi-experimental evidence from Japan”, *Labour Economics*, Vol.36, pp. 72–83.
- 朝井友紀子・神林龍・山口慎太郎(2016)「育児休業給付金と女性の就業」、『Discussion Paper Series A』No.639、pp.1-13.
- 朝井友紀子(2014)「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」、『日本労働研究雑誌』No.644、pp. 76-91。
- 大石亜希子(2009)「育児休業給付の引き上げと女性の継続就業」、2009年度労働経済学コンファレンス報告論文、pp.1-21。
- 坂爪聡子・川口章(2007)「育児休業制度が出生率に与える効果」、『人口学研究』第40号、pp.1-15。
- 駿河輝和・張建華(2003)「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について—パネルデータによる計量分析」、『季刊家計経済研究』No. 59、pp.56-63。
- Mario Cleves, William W. Gould, Yulia V. Marchenko 著、興梠貴英 訳 (2017)『Stataによる生存分析入門』、株式会社ライトストーン。
- 阿部正浩(2016)『少子化は止められるか？—政策課題と今後の在り方』、有斐閣。
- 松浦寿幸(2017)『Stataによるデータ分析入門(第2版)-経済分析の基礎からパネルデータ分析まで-』、東京図書株式会社。
- 山崎史郎(2017)『人口減少と社会保障 孤立と縮小を乗り越える』、中公新書。
- 「男性公務員の育休「1カ月超」原則に、少子化対策、男女ともに手厚く、残業の削減と一体で。」『日本経済新聞』2019年12月28日朝刊、p.4。
- 「雇用保険、育休給付分離へ、厚労省が素案、財政膨張を懸念。」『日本経済新聞』2019年12月14日朝刊、p.5。
- 慶應義塾大学パネルデータ・設計解析センター(2014)「第6回(JHPS2014)調査票」、
(https://www.pdrc.keio.ac.jp/uploads/JHPS2014_Married_Japanese.pdf)
(最終閲覧日:2020年1月8日)。
- 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター(2019)「第10回(JHPS2018)

調査について」、

(<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/jhps2018/>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

- 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター(2019)「第15回(KHPS2018)調査について」、

(<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/khps2018/>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

- 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター(2019)「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」、

(<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

- 厚生労働省(2012)「合計特殊出生率について」、

(<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai11/sankou01.html>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

- 厚生労働省(2014)「平成26年10月1日から育児休業期間中に就業した場合の育児休業給付金の取扱いが変わります」、

(https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11600000-Shokugyouanteikyoku/0000042797_2.pdf) (最終閲覧日：2020年1月7日)。

- 厚生労働省(2014)「平成26年8月1日から支給限度額等が変更になります。皆様への給付額が変わる場合があります。」、

(<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11600000-Shokugyouanteikyoku/0000051316.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月8日)。

- 厚生労働省(2015)「図表1-4-4 婚外子の割合の比較」『平成27年版厚生労働白書-人口減少社会を考える-』、

(<https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/15/backdata/01-01-04-004.html>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

- 厚生労働省(2016)「育児・介護休業法が改正されます！-平成29年1月1日施行-」、

(<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000140488.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

- 厚生労働省(2017)「Q&A～育児休業給付～」、

(<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000158500.html>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

- 厚生労働省(2018)「育児・介護休業法のあらまし」、

(<https://www.mhlw.go.jp/content/11909000/000355354.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。

- 厚生労働省(2019)「育児休業制度について」、
(https://www.kantei.go.jp/jp/singi/tiiki/kokusentoc_wg/h31_r1/shouchou/20190926_shiryous_2_1.pdf) (最終閲覧日：2020年1月2日)。
- 厚生労働省(2019)「くるみんマーク・プラチナくるみんマークについて」、
(https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kodomo/shokuba_kosodate/kurumin/index.html)(最終閲覧日：2020年1月4日)。
- 厚生労働省(2019)「男性の育児休業の取得状況と取得促進のための取り組みについて」、
(<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/meeting/consortium/04/pdf/houkokoku-2.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。
- 厚生労働省(2019)「保育所等関連状況取りまとめ(全体版)(PDF)」、p.3、
(<https://www.mhlw.go.jp/content/11907000/000544879.pdf>)(最終閲覧日：2020年1月3日)。
- 厚生労働省(2019)「令和元年(2019)人口動態統計の年間推計」、
(<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/suikei19/xls/2019zuhyou.xls>) (最終閲覧日：2020年1月6日)。
- 厚生労働省委託調査(2017)「平成28年度 仕事と家庭の両立に関する実態把握のための調査研究事業報告書 労働者アンケート調査結果」、p.44、
(<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000174277.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月3日)。
- 国立社会保障人口問題研究所(2015)「第15回出生動向基本調査」、
(http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou15/gaiyou15html/NFS15G_html10.html#h3%203-1-4) (最終閲覧日：2020年1月2日)。
- 国立社会保障・人口問題研究所(2019)「表6-23 性別、50歳時の未婚割合、有配偶割合、死別割合及離別割合：1920年～2015年」『人口統計資料集(2019)』、
(http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/P_Detail2019.asp?fname=T06-23.htm&title1=%87Y%81D%8C%8B%8D%A5%81E%97%A3%8D%A5%81E%94z%8B%F4%8A%D6%8CW%95%CA%90I%8C%FB&title2=%95%5C%82U%81%7C23+%90%AB%95%CA%2C50%8D%CE%8E%9E%82%CC%96%A2%8D%A5%8A%84%8D%87%2C%97L%94z%8B%F4%8A%84%8D%87%2C%8E%80%95%CA%8A%84%8D%87%82%A8%82%E6%82%D1%97%A3%95%CA%8A%84%8D%87%81F1920%81%602015%94N) (最終閲覧日：2020年1月6日)。
- 首相官邸(2019)「待機児童対策～これからも、安心して子育てできる環境作りに取り組みます!」、
(<http://www.kantei.go.jp/jp/headline/taikijido/>)(最終閲覧日：2020年1月2日)。

- 内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局(2019)「将来の人口動向等について」、
(https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/meeting/senryaku2nd_sakutei/h31-04-22-shiryous3.pdf) (最終閲覧日：2020年1月2日)。
- 内閣府(2019)「少子化関係資料(主なデータ)」、
(https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/meeting/taikou_4th/k_1/pdf/ref1.pdf) (最終閲覧日：2020年1月6日)。
- 内閣府(2019)「2.調査概要」『少子化対策に関する意識調査』、
(<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/h30/zentai-pdf/pdf/s2.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。
- 内閣府(2019)「幼児教育・保育の無償化はじまります。」、
(<https://www.youhomushouka.go.jp/>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。
- 内閣府(2019)『令和元年版少子化対策白書』、
(<https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2019/r01pdfhonpen/r01honpen.html>) (最終閲覧日：2020年1月2日)。
- 日本年金保険機構(2013)「産前産後休業期間中の保険料免除が始まります」、
(<https://www.nenkin.go.jp/service/kounen/hokenryokan/kankei/menjo/20140327-04.files/000001674194EWe5gfHi.pdf>) (最終閲覧日：2020年1月8日)。
- 文部科学省(2019)「高等教育の修学支援新制度について」、
(https://www.mext.go.jp/content/20191226-mxt_gakushi01-100001062_02.pdf) (最終閲覧日：2020年1月7日)。

付録

以下、傾向スコアマッチングにおける各変数のベースラインと傾向スコアマッチング前後の平均値及びバイアス、t検定の結果を付録表1~2で示した。

付録表1~2より、DID分析、生存分析共に、傾向スコアマッチングによって、傾向スコアマッチングに用いたほとんどの変数については、処置群と対照群の間で、統計学的な有意差が無くなったことが分かる。なお、もともとバイアスが少ない変数については、傾向スコアマッチングによって統計学的有意差が生じてしまうというトレードオフが発生した。

続いて、DID分析と生存分析の傾向スコアマッチング後の度数加重後の対照群と処置群の群別の基本統計量を付録表3~4で示した。

付録表3より、DID分析において、非該当については、処置群と対照群の双方において、妻の従業員規模の非該当ダミーの平均値が0であり、就労女性に

限定されていることが分かる。さらに、妻の雇用契約期間の非該当ダミーの平均値が対照群のみ 0 より大きい。これらを踏まえると、自営業者や自由業者などの企業との雇用契約が存在しない就労女性が、対照群にのみ含まれていることが分かる。無回答については、妻の従業員規模の無回答ダミーの平均値と夫の健康状態の無回答ダミーの平均値が 0 より大きいことから、従業員規模が無回答の女性のサンプル⁸⁰と健康状態が無回答の男性のサンプルが対照群にのみ存在することが分かる。一方で、付録表 4 より、生存分析において、対照群と処置群の双方において、妻の従業員規模の非該当ダミーの平均値が 0 であることが確認される。よって、DID 分析と異なり、対照群に自営業者や自由業者が含まれていないことが分かる。

付録表 1 DID 分析 傾向スコアマッチング前後の各変数の統計量

変数名		平均値			t 検定	
		処置群	対照群	バイアス	t 値	有意確率
妻の年齢	前	41.504	41.705	-3.8	-0.42	0.675
	後	41.511	42.379	-16.5	-1.77	0.077*
夫の年齢	前	43.658	43.943	-4.4	-0.49	0.627
	後	43.67	44.656	-15.4	-1.62	0.107
ベースライン：両親への経済援助(無回答・なし)ダミー						
両親への経済援助(あり)ダミー	前	0.19583	0.15164	11.7	1.28	0.2
	後	0.18062	0.163	4.6	0.5	0.62
ベースライン：両親からの経済援助(無回答・なし)ダミー						
両親からの経済援助(あり)ダミー	前	0.175	0.20902	-8.6	-0.95	0.343
	後	0.17621	0.17621	0	0	1
ベースライン：世帯の預貯金(無回答)ダミー						
世帯の預貯金(なし)ダミー	前	0.20833	0.20082	1.9	0.2	0.838
	後	0.21145	0.27753	-16.3	-1.64	0.102
世帯の預貯金(1~200 万円)ダミー	前	0.29167	0.27049	4.7	0.52	0.605
	後	0.28634	0.30396	-3.9	-0.41	0.681
世帯の預貯金(201~500 万円)ダミー	前	0.22917	0.21721	2.9	0.32	0.753
	後	0.22907	0.13656	22.2	2.56	0.011**

⁸⁰ 当該サンプルは 1 人(度数加重前)で、2014 年は無回答で、2015 年は無回答ではなかった。さらに、当該サンプルは 2015 年の調査において、1 年前と同じ仕事につき、継続就業をしていること、雇用契約期間が非該当で、雇用保険に未加入であることが確認されたことから、対照群の就労女性である。

世帯の預貯金(501~1000万円)ダミー	前	0.125	0.15574	-8.8	-0.97	0.332
	後	0.12775	0.11894	2.5	0.28	0.776
世帯の預貯金(1001万円以上)ダミー	前	0.1	0.10656	-2.2	-0.24	0.813
	後	0.10132	0.11013	-2.9	-0.3	0.761
ベースライン：妻の勤務先の組織形態(無回答)ダミー						
妻の勤務先の組織形態(官公庁以外)ダミー	前	0.8875	0.91393	-8.8	-0.97	0.332
	後	0.89427	0.90749	-4.4	-0.47	0.638
妻の勤務先の組織形態(官公庁)ダミー	前	0.10833	0.08197	9	0.99	0.324
	後	0.10132	0.08811	4.5	0.48	0.632
ベースライン：夫の勤務先の組織形態(無回答・非該当)ダミー						
夫の勤務先の組織形態(官公庁以外)ダミー	前	0.8875	0.90574	-6	-0.66	0.511
	後	0.88987	0.91189	-7.2	-0.78	0.433
夫の勤務先の組織形態(官公庁)ダミー	前	0.09583	0.08197	4.9	0.54	0.593
	後	0.09692	0.08811	3.1	0.32	0.747
ベースライン：配偶者との居住状況(別居)ダミー						
配偶者との居住状況(同居)ダミー	前	0.025	0.04918	-12.8	-1.41	0.161
	後	0.02643	0.01762	4.7	0.64	0.524
ベースライン：地域ブロック(無回答・関東)ダミー						
地域ブロック(北海道)ダミー	前	0.05	0.0123	21.8	2.4	0.017**
	後	0.04846	0.05286	-2.5	-0.21	0.831
地域ブロック(東北)ダミー	前	0.09167	0.02459	28.9	3.19	0.002***
	後	0.04405	0.02643	7.6	1.02	0.31
地域ブロック(中部)ダミー	前	0.2	0.21721	-4.2	-0.47	0.642
	後	0.21145	0.18502	6.5	0.71	0.481
地域ブロック(近畿)ダミー	前	0.15833	0.21721	-15.1	-1.66	0.098*
	後	0.1674	0.19383	-6.8	-0.73	0.465
地域ブロック(中国)ダミー	前	0.05833	0.05328	2.2	0.24	0.809
	後	0.06167	0.05286	3.8	0.4	0.687
地域ブロック(四国)ダミー	前	0.04583	0.02049	14.2	1.56	0.119
	後	0.04846	0.05286	-2.5	-0.21	0.831
地域ブロック(九州)ダミー	前	0.10833	0.09426	4.7	0.51	0.609
	後	0.11454	0.10132	4.4	0.45	0.651
ベースライン：市郡規模(町村・無回答)ダミー						
市郡規模(政令市・特別区)ダミー	前	0.23333	0.31967	-19.4	-2.13	0.034**
	後	0.2467	0.25551	-2	-0.22	0.829

市郡規模(その他の市)ダミー	前	0.62083	0.58197	7.9	0.87	0.384
	後	0.63436	0.62555	1.8	0.19	0.846
ベースライン：世帯の手取り年収(無回答・100万円以下)ダミー						
世帯の手取り年収(101~200万円)ダミー	前	0.00417	0.03279	-21.3	-2.34	0.02**
	後	0.00441	0	3.3	1	0.318
世帯の手取り年収(201~300万円)ダミー	前	0.075	0.07787	-1.1	-0.12	0.906
	後	0.0793	0.10132	-8.3	-0.82	0.414
世帯の手取り年収(301~400万円)ダミー	前	0.14167	0.19672	-14.7	-1.62	0.107
	後	0.14978	0.18062	-8.2	-0.88	0.377
世帯の手取り年収(401~500万円)ダミー	前	0.15417	0.16803	-3.8	-0.41	0.679
	後	0.15419	0.1674	-3.6	-0.38	0.702
世帯の手取り年収(501~600万円)ダミー	前	0.1875	0.15164	9.5	1.05	0.294
	後	0.18943	0.19383	-1.2	-0.12	0.905
世帯の手取り年収(601~700万円)ダミー	前	0.12917	0.09016	12.5	1.37	0.17
	後	0.12335	0.08811	11.3	1.22	0.223
世帯の手取り年収(701~800万円)ダミー	前	0.1	0.06967	10.9	1.2	0.232
	後	0.09692	0.06608	11.1	1.2	0.231
世帯の手取り年収(801~900万円)ダミー	前	0.06667	0.03279	15.6	1.72	0.086*
	後	0.05286	0.06608	-6.1	-0.59	0.553
世帯の手取り年収(901~1000万円)ダミー	前	0.02083	0.04098	-11.6	-1.28	0.202
	後	0.02203	0.03084	-5.1	-0.58	0.559
世帯の手取り年収(1001万円以上)ダミー	前	0.04167	0.02459	9.5	1.05	0.294
	後	0.04405	0.04846	-2.5	-0.22	0.824
ベースライン：妻の学歴(無回答)ダミー						
妻の学歴(中卒)ダミー	前	0.00833	0.0082	0.2	0.02	0.987
	後	0.00881	0.00441	4.9	0.58	0.563
妻の学歴(高卒)ダミー	前	0.39167	0.40984	-3.7	-0.41	0.684
	後	0.39648	0.34361	10.8	1.17	0.244
妻の学歴(短大・高専卒)ダミー	前	0.27917	0.29098	-2.6	-0.29	0.774
	後	0.27753	0.35242	-16.6	-1.72	0.086*
妻の学歴(大学・大学院卒)ダミー	前	0.15833	0.18443	-6.9	-0.76	0.447
	後	0.163	0.12775	9.3	1.06	0.288
妻の学歴(その他卒)ダミー	前	0.10833	0.07787	10.5	1.15	0.249
	後	0.10573	0.14097	-12.1	-1.14	0.255
ベースライン：夫の学歴(無回答)ダミー						

夫の学歴(中卒)ダミー	前	0.02083	0.0123	6.7	0.74	0.462
	後	0.02203	0.03524	-10.3	-0.84	0.4
夫の学歴(高卒)ダミー	前	0.45833	0.41393	8.9	0.98	0.326
	後	0.44053	0.47577	-7.1	-0.75	0.452
夫の学歴(短大・高専卒)ダミー	前	0.08333	0.09426	-3.8	-0.42	0.673
	後	0.0793	0.05727	7.7	0.93	0.353
夫の学歴(大学・大学院卒)ダミー	前	0.35	0.36475	-3.1	-0.34	0.736
	後	0.36564	0.29956	13.8	1.49	0.136
夫の学歴(その他卒)ダミー	前	0.05	0.07787	-11.4	-1.25	0.211
	後	0.05286	0.04846	1.8	0.21	0.831
既存の子ども数	前	1.6958	1.9713	-29.1	-3.2	0.001***
	後	1.7181	1.7665	-5.1	-0.49	0.622
平均バイアス	前	9.2%				
	後	7.0%				
p>chi2	前	0.008***				
	後	0.289				

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

出所：JHPS/KHPS2013 より筆者作成

付録表 2 生存分析 傾向スコアマッチング前後の各変数の統計量

変数名		平均値			t 検定	
		処置群	対照群	バイアス	t 値	有意確率
妻の年齢	前	42.061	41.967	1.900	0.190	0.849
	後	42.024	42.146	-2.500	-0.260	0.792
夫の年齢	前	44.197	44.928	-11.600	-1.160	0.245
	後	44.688	45.049	-5.700	-0.580	0.560
配偶者との居住状況(同居)	前	0.98299	0.98039	1.900	0.200	0.844
	後	0.98049	0.99024	-7.300	-0.820	0.412
両親への経済援助(あり)	前	0.13265	0.13072	0.600	0.060	0.954
	後	0.14634	0.20976	-18.700	-1.680	0.094*
両親からの経済援助(あり)	前	0.17347	0.19608	-5.800	-0.590	0.557
	後	0.18049	0.21463	-8.800	-0.870	0.386
ベースライン：妻の従業員規模(官公庁)ダミー						
妻の従業員規模(1~4人)ダミー	前	0.02381	0.13072	-40.700	-4.600	0.000***
	後	0.03415	0.0439	-3.700	-0.510	0.611

妻の従業員規模(5~29人)ダミー	前	0.18367	0.37255	-43.000	-4.470	0.000***
	後	0.21951	0.18537	7.800	0.860	0.391
妻の従業員規模(30~99人)ダミー	前	0.19388	0.11765	21.100	2.050	0.041
	後	0.19024	0.19512	-1.300	-0.120	0.901
妻の従業員規模(100~499人)ダミー	前	0.22789	0.13725	23.600	2.290	0.022**
	後	0.21463	0.20976	1.300	0.120	0.904
妻の従業員規模(500人以上)ダミー	前	0.31293	0.15033	39.200	3.780	0.000***
	後	0.27805	0.29756	-4.700	-0.440	0.664
ベースライン：夫の従業員規模(非該当)ダミー						
夫の従業員規模(1~4人)ダミー	前	0.08503	0.14379	-18.500	-1.930	0.055*
	後	0.09756	0.12683	-9.200	-0.940	0.349
夫の従業員規模(5~29人)ダミー	前	0.17347	0.13725	10.000	0.990	0.324
	後	0.17073	0.11707	14.800	1.550	0.122
夫の従業員規模(30~99人)ダミー	前	0.17347	0.11765	15.800	1.550	0.122
	後	0.1561	0.18049	-6.900	-0.660	0.510
夫の従業員規模(100~499人)ダミー	前	0.22789	0.15033	19.900	1.940	0.053*
	後	0.2	0.26341	-16.200	-1.520	0.129
夫の従業員規模(500人以上)ダミー	前	0.28571	0.33987	-11.700	-1.180	0.239
	後	0.3122	0.26829	9.500	0.980	0.329
夫の従業員規模(官公庁)ダミー	前	0.05442	0.09804	-16.400	-1.720	0.085*
	後	0.06341	0.0439	7.400	0.880	0.382
ベースライン：借入金の総額(2001万円以上)ダミー						
借入金の総額(なし)ダミー	前	0.27551	0.22222	12.300	1.220	0.222
	後	0.26341	0.26829	-1.100	-0.110	0.911
借入金の総額(1~500万円)ダミー	前	0.19728	0.15686	10.600	1.050	0.296
	後	0.18537	0.19024	-1.300	-0.130	0.900
借入金の総額(501~1000万円)ダミー	前	0.12925	0.13072	-0.400	-0.040	0.965
	後	0.11707	0.13171	-4.300	-0.450	0.654
借入金の総額(1001~2000万円)ダミー	前	0.23129	0.27451	-9.900	-1.010	0.315
	後	0.23902	0.22927	2.200	0.230	0.816
ベースライン：地域ブロック(九州)ダミー						
地域ブロック(北海道)ダミー	前	0.05442	0.00654	28.100	2.520	0.012**
	後	0.00488	0.00976	-2.900	-0.580	0.563
地域ブロック(東北)ダミー	前	0.08163	0.01307	32.600	2.960	0.003***
	後	0.00976	0.00976	0.000	0.000	1.000

地域ブロック(関東)ダミー	前	0.21769	0.21569	0.500	0.050	0.961
	後	0.25366	0.20976	10.600	1.050	0.293
地域ブロック(中部)ダミー	前	0.28912	0.4183	-27.200	-2.770	0.006***
	後	0.37561	0.3561	4.100	0.410	0.683
地域ブロック(近畿)ダミー	前	0.14286	0.21569	-19.000	-1.960	0.051*
	後	0.19024	0.18537	1.300	0.130	0.900
地域ブロック(中国)ダミー	前	0.06122	0.02614	17.200	1.630	0.104
	後	0.02439	0.01951	2.400	0.340	0.737
地域ブロック(四国)ダミー	前	0.04082	0.00654	22.600	2.050	0.041**
	後	0.01463	0.02927	-9.700	-1.010	0.313
ベースライン：市郡規模(町村)ダミー						
市郡規模(政令市・特別区)ダミー	前	0.22789	0.31373	-19.400	-1.970	0.049**
	後	0.27317	0.25366	4.400	0.450	0.655
市郡規模(その他の市)ダミー	前	0.64286	0.60784	7.200	0.730	0.468
	後	0.63415	0.65854	-5.000	-0.520	0.607
妻の雇用契約期間(なし)ダミー	前	0.63946	0.78431	-32.300	-3.170	0.002***
	後	0.65854	0.66341	-1.100	-0.100	0.917
ベースライン：夫の雇用契約期間(あり・非該当)ダミー						
夫の雇用契約期間(なし)ダミー	前	0.90476	0.87582	9.200	0.950	0.345
	後	0.89268	0.87805	4.700	0.460	0.643
ベースライン：世帯の手取り年収(100万円以下)ダミー						
世帯の手取り年収(101~200万円)ダミー	前	0.0102	0.00654	4.000	0.390	0.697
	後	0	0	0.000	.	.
世帯の手取り年収(201~300万円)ダミー	前	0.04082	0.05882	-8.300	-0.850	0.394
	後	0.0439	0.06341	-9.000	-0.880	0.382
世帯の手取り年収(301~400万円)ダミー	前	0.15646	0.16993	-3.600	-0.370	0.714
	後	0.1561	0.2	-11.900	-1.160	0.246
世帯の手取り年収(401~500万円)ダミー	前	0.22109	0.21569	1.300	0.130	0.896
	後	0.22439	0.19512	7.100	0.730	0.468
世帯の手取り年収(501~600万円)ダミー	前	0.16667	0.16993	-0.900	-0.090	0.930
	後	0.17073	0.21463	-11.700	-1.130	0.261
世帯の手取り年収(601~700万円)ダミー	前	0.14286	0.14379	-0.300	-0.030	0.979
	後	0.14146	0.07317	19.400	2.240	0.025**
世帯の手取り年収(701~800万円)ダミー	前	0.10544	0.09804	2.400	0.240	0.807
	後	0.10732	0.10732	0.000	0.000	1.000

世帯の手取り年収(801~900万円)ダミー	前	0.04762	0.01961	15.600	1.470	0.142
	後	0.03902	0.02439	8.100	0.840	0.399
世帯の手取り年収(901~1000万円)ダミー	前	0.03741	0.04575	-4.200	-0.420	0.671
	後	0.0439	0.05366	-4.900	-0.460	0.648
世帯の手取り年収(1001万円以上)ダミー	前	0.05442	0.03922	7.200	0.700	0.482
	後	0.04878	0.0439	2.300	0.230	0.815
ベースライン：妻の学歴(中卒)ダミー						
妻の学歴(高卒)ダミー	前	0.40476	0.42484	-4.100	-0.410	0.683
	後	0.44878	0.4439	1.000	0.100	0.921
妻の学歴(短大・高専卒)ダミー	前	0.30272	0.37908	-16.100	-1.630	0.103
	後	0.31707	0.37561	-12.400	-1.240	0.214
妻の学歴(大学・大学院卒)ダミー	前	0.16667	0.15033	4.500	0.450	0.657
	後	0.16585	0.12195	12.000	1.270	0.206
妻の学歴(その他卒)ダミー	前	0.11224	0.04575	24.800	2.350	0.019**
	後	0.06829	0.05854	3.600	0.400	0.686
ベースライン：夫の学歴(中卒)ダミー						
夫の学歴(高卒)ダミー	前	0.48299	0.43137	10.400	1.040	0.300
	後	0.46829	0.48293	-2.900	-0.300	0.767
夫の学歴(短大・高専卒)ダミー	前	0.07483	0.05229	9.200	0.900	0.367
	後	0.06829	0.07805	-4.000	-0.380	0.705
夫の学歴(大学・大学院卒)ダミー	前	0.36054	0.43791	-15.800	-1.590	0.112
	後	0.39024	0.37561	3.000	0.300	0.761
夫の学歴(その他卒)ダミー	前	0.05102	0.04575	2.400	0.240	0.807
	後	0.04878	0.01951	13.600	1.630	0.103
平均バイアス	前	13.6%				
	後	6.3%				
p>chi2	前	0.000***				
	後	0.724				

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

出所：JHPS/KHPS2014 より筆者作成

付録表 3 DID 分析 傾向スコアマッチング後の群別の基本統計量

変数名	対照群				処置群			
	平均値	標準誤差	最小値	最大値	平均値	標準誤差	最小値	最大値
妊娠	0.0132159	0.1143241	0	1	0.0154185	0.1233462	0	1
引き上げ後資格あり	0	0	0	0	0.5	0.5005516	0	1
妻の年齢	43.87885	4.960848	28	51	43.01101	5.502346	23	51
夫の年齢	46.15639	6.429769	29	60	45.1696	6.597535	23	66
妻の従業員規模(1~4人)ダミー	0.3656388	0.4821401	0	1	0.0396476	0.1953451	0	1
妻の従業員規模(5~29人)ダミー	0.3480176	0.4768671	0	1	0.1982379	0.3991121	0	1
妻の従業員規模(30~99人)ダミー	0.0726872	0.2599088	0	1	0.1960352	0.3974334	0	1
妻の従業員規模(100~499人)ダミー	0.0770925	0.2670324	0	1	0.2555066	0.4366267	0	1
妻の従業員規模(500人以上)ダミー	0.092511	0.2900656	0	1	0.2665198	0.4426269	0	1
妻の従業員規模(官公庁)ダミー	0.0396476	0.1953451	0	1	0.0440529	0.205439	0	1
妻の従業員規模(非該当)ダミー	0	0	0	0	0	0	0	0
妻の従業員規模(無回答)ダミー	0.0044053	0.066299	0	1	0	0	0	0
夫の従業員規模(1~4人)ダミー	0.3171806	0.4658918	0	1	0.0859031	0.28053	0	1
夫の従業員規模(5~29人)ダミー	0.1321586	0.3390367	0	1	0.185022	0.3887438	0	1
夫の従業員規模(30~99人)ダミー	0.1431718	0.3506343	0	1	0.1387665	0.3460841	0	1
夫の従業員規模(100~499人)ダミー	0.0682819	0.2525073	0	1	0.2378855	0.4262584	0	1
夫の従業員規模(500人以上)ダミー	0.246696	0.4315638	0	1	0.2885463	0.4535863	0	1
夫の従業員規模(官公庁)ダミー	0.0837004	0.2772435	0	1	0.0550661	0.2283608	0	1

夫の従業員規模(非該当)ダミー	0.0088106	0.0935533	0	1	0.0088106	0.0935533	0	1
夫の従業員規模(無回答)ダミー	0	0	0	0	0	0	0	0
両親への経済援助(なし)ダミー	0.8414097	0.3656966	0	1	0.839207	0.3677451	0	1
両親への経済援助(あり)ダミー	0.1585903	0.3656966	0	1	0.160793	0.3677451	0	1
両親への経済援助(無回答)ダミー	0.0088106	0.0935533	0	1	0.0066079	0.0811095	0	1
両親からの経済援助(なし)ダミー	0.8678414	0.3390367	0	1	0.8303965	0.3756981	0	1
両親からの経済援助(あり)ダミー	0.1321586	0.3390367	0	1	0.1696035	0.3756981	0	1
両親からの経済援助(無回答)ダミー	0.0176211	0.131715	0	1	0.0110132	0.1044795	0	1
地域ブロック(北海道)ダミー	0.0528634	0.2240076	0	1	0.0484581	0.2149692	0	1
地域ブロック(東北)ダミー	0.0264317	0.1605923	0	1	0.0440529	0.205439	0	1
地域ブロック(関東)ダミー	0.3348018	0.4724417	0	1	0.3039648	0.460475	0	1
地域ブロック(中部)ダミー	0.185022	0.3887438	0	1	0.2114537	0.4087898	0	1
地域ブロック(近畿)ダミー	0.1938326	0.3957354	0	1	0.1674009	0.3737452	0	1
地域ブロック(中国)ダミー	0.0528634	0.2240076	0	1	0.061674	0.2408279	0	1
地域ブロック(四国)ダミー	0.0528634	0.2240076	0	1	0.0484581	0.2149692	0	1
地域ブロック(九州)ダミー	0.1013216	0.302087	0	1	0.1145374	0.3188142	0	1
地域ブロック(無回答)ダミー	0	0	0	0	0	0	0	0
市郡規模(政令市・特別区)ダミー	0.2555066	0.4366267	0	1	0.2488987	0.432852	0	1

市郡規模(その他の市)ダミー	0.6255507	0.4845143	0	1	0.6321586	0.4827499	0	1
市郡規模(町村)ダミー	0.1189427	0.3240782	0	1	0.1189427	0.3240782	0	1
市郡規模(無回答)ダミー	0	0	0	0	0	0	0	0
妻の健康状態(良い)ダミー	0.5352423	0.4993066	0	1	0.5110132	0.5004301	0	1
妻の健康状態(普通)ダミー	0.3524229	0.4782518	0	1	0.3568282	0.479592	0	1
妻の健康状態(良くない)ダミー	0.1123348	0.3161263	0	1	0.1277533	0.3341832	0	1
妻の健康状態(無回答)ダミー	0	0	0	0	0	0	0	0
夫の健康状態(良い)ダミー	0.530837	0.4995987	0	1	0.4669604	0.4994576	0	1
夫の健康状態(普通)ダミー	0.3414097	0.4747057	0	1	0.407489	0.4919092	0	1
夫の健康状態(良くない)ダミー	0.1057269	0.3078269	0	1	0.1255507	0.3317078	0	1
夫の健康状態(無回答)ダミー	0.0066079	0.0811095	0	1	0	0	0	0
妻の雇用契約期間(なし)ダミー	0.4779736	0.5000656	0	1	0.7180617	0.4504398	0	1
妻の雇用契約期間(あり)ダミー	0.0726872	0.2599088	0	1	0.2819383	0.4504398	0	1
妻の雇用契約期間(非該当)ダミー	0.4493392	0.4979756	0	1	0	0	0	0
妻の雇用契約期間(無回答)ダミー	0	0	0	0	0	0	0	0
夫の雇用契約期間(なし)ダミー	0.6629956	0.4732078	0	1	0.8722467	0.3341832	0	1
夫の雇用契約期間(あり)ダミー	0.0088106	0.0935533	0	1	0.0242291	0.1539293	0	1
夫の契約期間(非該当)ダミー	0.3105727	0.4632386	0	1	0.0903084	0.2869392	0	1

夫の契約期間(無回答)ダミー	0.0176211	0.131715	0	1	0.0132159	0.1143241	0	1
妻の学歴(中卒)ダミー	0.0044053	0.066299	0	1	0.0088106	0.0935533	0	1
妻の学歴(高卒)ダミー	0.3436123	0.4754375	0	1	0.3964758	0.489705	0	1
妻の学歴(短大・高専卒)ダミー	0.3524229	0.4782518	0	1	0.277533	0.4482757	0	1
妻の学歴(大学・大学院卒)ダミー	0.1277533	0.3341832	0	1	0.1629956	0.3697691	0	1
妻の学歴(その他卒)ダミー	0.1409692	0.3483736	0	1	0.1057269	0.3078269	0	1
妻の学歴(無回答)ダミー	0.030837	0.1730666	0	1	0.0484581	0.2149692	0	1
夫の学歴(中卒)ダミー	0.0352423	0.184595	0	1	0.0220264	0.1469313	0	1
夫の学歴(高卒)ダミー	0.4757709	0.4999635	0	1	0.4405286	0.4969982	0	1
夫の学歴(短大・高専卒)ダミー	0.0572687	0.2326117	0	1	0.0792952	0.2704969	0	1
夫の学歴(大学・大学院卒)ダミー	0.2995595	0.4585704	0	1	0.3656388	0.4821401	0	1
夫の学歴(その他卒)ダミー	0.0484581	0.2149692	0	1	0.0528634	0.2240076	0	1
夫の学歴(無回答)ダミー	0.0748899	0.2635039	0	1	0.0352423	0.184595	0	1
親との居住状況(同居)ダミー	0.4493392	0.4979756	0	1	0.4823789	0.5002406	0	1
親との居住状況(別居)ダミー	0.5132159	0.5003767	0	1	0.4977974	0.5005467	0	1
親との居住状況(両親全員死亡)ダミー	0.0198238	0.1395482	0	1	0.0154185	0.1233462	0	1
親との居住状況(無回答)ダミー	0.0176211	0.131715	0	1	0.0044053	0.066299	0	1

世帯の手取り年収 (100万円以下)ダミー	0.0110132	0.1044795	0	1	0.0176211	0.131715	0	1
世帯の手取り年収 (101~200万円)ダミー	0.0176211	0.131715	0	1	0.0066079	0.0811095	0	1
世帯の手取り年収 (201~300万円)ダミー	0.092511	0.2900656	0	1	0.0374449	0.1900589	0	1
世帯の手取り年収 (301~400万円)ダミー	0.1167401	0.3214646	0	1	0.1475771	0.3550715	0	1
世帯の手取り年収 (401~500万円)ダミー	0.1740088	0.3795353	0	1	0.1740088	0.3795353	0	1
世帯の手取り年収 (501~600万円)ダミー	0.1167401	0.3214646	0	1	0.1651982	0.371769	0	1
世帯の手取り年収 (601~700万円)ダミー	0.1079295	0.3106337	0	1	0.1211454	0.3266561	0	1
世帯の手取り年収 (701~800万円)ダミー	0.123348	0.329199	0	1	0.1013216	0.302087	0	1
世帯の手取り年収 (801~900万円)ダミー	0.0638767	0.2448028	0	1	0.061674	0.2408279	0	1
世帯の手取り年収 (901~1000万円)ダミー	0.0484581	0.2149692	0	1	0.0374449	0.1900589	0	1
世帯の手取り年収 (1001万円以上)ダミー	0.0462555	0.2102696	0	1	0.0748899	0.2635039	0	1
世帯の手取り年収(無回答)ダミー	0.0814978	0.2738999	0	1	0.0550661	0.2283608	0	1

借入金の総額(なし) ダミー	0.3281938	0.4700738	0	1	0.3039648	0.460475	0	1
借入金の総額(1~500 万円)ダミー	0.1475771	0.3550715	0	1	0.2092511	0.4072227	0	1
借入金の総額 (501~1000 万円)ダ ミー	0.1145374	0.3188142	0	1	0.1145374	0.3188142	0	1
借入金の総額 (1001~2000 万円)ダ ミー	0.185022	0.3887438	0	1	0.1960352	0.3974334	0	1
借入金の総額(2001 万円以上)ダミー	0.2092511	0.4072227	0	1	0.1563877	0.3636232	0	1
借入金の総額(無回 答)ダミー	0.0154185	0.1233462	0	1	0.0198238	0.1395482	0	1
配偶者との居住状況 (同居)ダミー	0.9735683	0.1605923	0	1	0.9669604	0.1789373	0	1
配偶者との居住状況 (無回答)ダミー	0	0	0	0	0	0	0	0
既存の子ども数	1.817181	1.182867	0	7	1.720264	0.9200652	0	4
サンプルサイズ(度数 加重後)	454				454			
ユニット数(度数加重 後)	227				227			

出所：JHPS/KHPS2014~2015 より筆者作成

付録表 4 生存分析 傾向スコアマッチング後の群別の基本統計量

変数名	対照群				処置群			
	平均値	標準誤差	最小値	最大値	平均値	標準誤差	最小値	最大値
妊娠	0.0010132	0.0318223	0	1	0.0008865	0.029768	0	1
妻の年齢	43.29331	4.3843	31	51	43.1219	4.892162	24	51
夫の年齢	49.53394	6.521485	28	65	48.707	6.919087	20	70
妻の従業員規模(1~4 人)ダミー	0.0638298	0.2445114	0	1	0.0469858	0.2116554	0	1
妻の従業員規模 (5~29 人)ダミー	0.2299899	0.4209326	0	1	0.2198582	0.4142422	0	1

妻の従業員規模 (30~99人)ダミー	0.1752786	0.3803016	0	1	0.1879433	0.3907535	0	1
妻の従業員規模 (100~499人)ダミー	0.1752786	0.3803016	0	1	0.2171986	0.4124303	0	1
妻の従業員規模(500 人以上)ダミー	0.266464	0.4422217	0	1	0.2721631	0.4451721	0	1
妻の従業員規模(官公 庁)ダミー	0.0891591	0.2850454	0	1	0.0558511	0.2296848	0	1
妻の従業員規模(非該 当)ダミー	0	0	0	0	0	0	0	0
夫の従業員規模(1~4 人)ダミー	0.1084093	0.3109754	0	1	0.087766	0.283017	0	1
夫の従業員規模 (5~29人)ダミー	0.1570415	0.3639321	0	1	0.1737589	0.378986	0	1
夫の従業員規模 (30~99人)ダミー	0.1438703	0.3510471	0	1	0.1223404	0.3277512	0	1
夫の従業員規模 (100~499人)ダミー	0.1621074	0.3686427	0	1	0.2234043	0.4166194	0	1
夫の従業員規模(500 人以上)ダミー	0.3404255	0.4739724	0	1	0.337766	0.4730532	0	1
夫の従業員規模(官公 庁)ダミー	0.0881459	0.2835788	0	1	0.0443262	0.2058645	0	1
夫の従業員規模(非該 当)ダミー	0	0	0	0	0.0106383	0.1026148	0	1
借入金の総額(なし) ダミー	0.2786221	0.4484347	0	1	0.2828014	0.4504606	0	1
借入金の総額(1~500 万円)ダミー	0.1469098	0.3541057	0	1	0.1932624	0.3949445	0	1
借入金の総額 (501~1000万円)ダ ミー	0.1671733	0.373225	0	1	0.123227	0.3287704	0	1
借入金の総額 (1001~2000万円)ダ ミー	0.1519757	0.3590883	0	1	0.1861702	0.3893303	0	1
借入金の総額(2001 万円以上)ダミー	0.2553191	0.4361509	0	1	0.214539	0.4105932	0	1

地域ブロック(北海道)ダミー	0.0101317	0.1001706	0	1	0.0053191	0.0727544	0	1
地域ブロック(東北)ダミー	0.0121581	0.109619	0	1	0.0106383	0.1026148	0	1
地域ブロック(関東)ダミー	0.372847	0.4836844	0	1	0.3865248	0.4870611	0	1
地域ブロック(中部)ダミー	0.1509625	0.3581031	0	1	0.2597518	0.4385956	0	1
地域ブロック(近畿)ダミー	0.2218845	0.4156191	0	1	0.179078	0.3835026	0	1
地域ブロック(中国)ダミー	0.0243161	0.1540677	0	1	0.0212766	0.1443369	0	1
地域ブロック(四国)ダミー	0.006079	0.0777505	0	1	0.0159574	0.1253386	0	1
地域ブロック(九州)ダミー	0.2016211	0.4013124	0	1	0.1214539	0.3267264	0	1
市郡規模(政令市・特別区)ダミー	0.2755826	0.4469206	0	1	0.2801418	0.4491679	0	1
市郡規模(その他の市)ダミー	0.6727457	0.4693299	0	1	0.6214539	0.4851322	0	1
市郡規模(町村)ダミー	0.0516717	0.2214195	0	1	0.0984043	0.2979265	0	1
両親への経済援助(あり)ダミー	0.0678825	0.2516079	0	1	0.1781915	0.3827587	0	1
両親からの経済援助(あり)ダミー	0.1874367	0.3903606	0	1	0.1764184	0.3812603	0	1
配偶者との居住状況(同居)ダミー	0.9837893	0.1263172	0	1	0.9734043	0.1609344	0	1
妻の雇用契約期間(あり)ダミー	0.3566363	0.4791275	0	1	0.3617021	0.4805997	0	1
妻の雇用契約期間(非該当)ダミー	0	0	0	0	0	0	0	0
夫の雇用契約期間(あり)ダミー	0.0364742	0.1875143	0	1	0.0203901	0.1413619	0	1
夫の雇用契約期間(非該当)ダミー	0.0658561	0.2480933	0	1	0.0780142	0.2682534	0	1

妻の学歴(中卒)ダミー	0	0	0	0	0	0	0	0
妻の学歴(高卒)ダミー	0.4589666	0.4984397	0	1	0.4423759	0.4967785	0	1
妻の学歴(短大・高専卒)ダミー	0.3880446	0.4874283	0	1	0.3191489	0.4662502	0	1
妻の学歴(大学・大学院卒)ダミー	0.1104357	0.3135114	0	1	0.1719858	0.3774518	0	1
妻の学歴(その他卒)ダミー	0.0425532	0.2018987	0	1	0.0664894	0.2491908	0	1
夫の学歴(中卒)ダミー	0.0324215	0.1771616	0	1	0.0257092	0.1583015	0	1
夫の学歴(高卒)ダミー	0.4569402	0.4982686	0	1	0.4565603	0.4982199	0	1
夫の学歴(短大・高専卒)ダミー	0.0861196	0.2806116	0	1	0.0673759	0.2507274	0	1
夫の学歴(大学・大学院卒)ダミー	0.3941236	0.4887855	0	1	0.4051418	0.4910283	0	1
夫の学歴(その他卒)ダミー	0.0243161	0.1540677	0	1	0.0452128	0.2078165	0	1
サンプルサイズ(度数加重後)	1974				2256			

出所：JHPS/KHPS2015~2016 より筆者作成