



New ESRI Working Paper No.39

---

男性の育児休業取得が働き方、  
家事・育児参画、夫婦関係等に与える影響

長沼裕介、中村かおり、高村静、石田絢子

March 2017



内閣府経済社会総合研究所  
Economic and Social Research Institute  
Cabinet Office  
Tokyo, Japan

New ESRI Working Paper は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません（問い合わせ先：<https://form.cao.go.jp/esri/opinion-0002.html>）。

新ESRIワーキング・ペーパー・シリーズは、内閣府経済社会総合研究所の研究者および外部研究者によってとりまとめられた研究試論です。学界、研究機関等の関係する方々から幅広くコメントを頂き、今後の研究に役立てることを意図して発表しております。

論文は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

The views expressed in “New ESRI Working Paper” are those of the authors and not those of the Economic and Social Research Institute, the Cabinet Office, or the Government of Japan.

## 男性の育児休業取得が働き方、家事・育児参画、夫婦関係等に与える影響<sup>1</sup>

長沼裕介、中村かおり、高村静、石田絢子<sup>2</sup>

### 要旨

本研究では、株式会社インテージリサーチが実施した『男性の育児休業等取得による本人の働き方等の変化に関する調査研究』のデータ(育休取得者 469 人、非取得者 5,252 人)を用いて、男性の育児休業(以下、「育休」という。)取得を規定する要因の検討(分析 1)と、育休の取得が働き方、家事・育児参画、夫婦関係等に与える影響の分析(分析 2)を行った。

男性の育休取得の規定要因を分析した結果(分析 1)、勤務先が男性の家事・育児参画を後押しするような休暇等の制度を設けたり、育休期間の一部有給化等の取組を行うなど、職場環境の整備を進めることで、男性の育休取得率が向上していた。また、第 1 子出生前から平日の家事に積極的に関わることも、育休取得の促進につながっていた。

育休取得の影響について分析したところ(分析 2)、男性が育休を取得することで、働き方の見直し(会社にいる時間の短縮等)、家事・育児参画の増加(担当する家事・育児の種類増加等)など、様々なプラスの影響があることが明らかとなった。

さらに、取得のきっかけ(自ら希望、配偶者が希望して取得すること等)、タイミング(出産直後や配偶者の体調に合わせて取得すること等)などといった取得の仕方や、休業期間中の過ごし方に応じて、働き方の見直しやその後の家事・育児への積極的な参画、夫婦関係のさらなる改善への影響が、特に大きくなっていった。

これらの結果から、今後、男性の育休促進について、その効果も含めて広く啓発活動や企業への働きかけを行うとともに、効果的な取得の仕方、休業中の家事・育児への関わり方についても、よりわかりやすく周知を行うことの重要性が示唆される。

---

<sup>1</sup> 本稿を公表するに際し、内閣府経済社会総合研究上の ESRI セミナーでの報告において、佐藤博樹・中央大学大学院戦略研究科教授から査読コメントと、参加者の皆様から有益なコメントをいただいた。ここに記して、感謝申し上げます。なお、本稿で示した見解はすべて筆者個人の見解であり、所属機関の見解を示すものではない。

<sup>2</sup> 長沼(内閣府経済社会総合研究所上席主任研究官付)、中村(内閣府経済社会総合研究所上席主任研究官)、高村(内閣府経済社会総合研究所上席主任研究官付)、石田(内閣府経済社会総合研究所行政実務研修員)

目次

I	はじめに	3
1.	本研究の目的	3
2.	先行研究	3
II	データ及び変数	4
1.	調査設計	4
2.	調査時点及び主な調査内容	5
3.	回答者のプロフィール	7
4.	分析の概要	10
III	結果	10
1.	男性の育休取得を規定する要因の分析（分析1）	10
2.	育休取得の効果・影響に関する分析（分析2）	21
IV	まとめと政策含意	45
1.	育休取得の促進について	45
2.	育休取得による変化・影響について	45
	参考文献	49
Appendix	傾向スコアの計算と推計モデルの詳細	51

## I はじめに

### 1. 本研究の目的

1991年の育児休業(以下、「育休」という。)の法制化以降、女性の有資格者の育休取得率は上昇し、平成26年には86.6%に達している(厚生労働省「雇用均等基本調査(事業所調査)」)。女性を分析対象とした先行研究によれば、育休制度は就業女性の職場復帰の促進(樋口, 1994; 永瀬, 2003; 武石, 2011)や、就業女性の出産の増加(厚生労働省, 2013; 戸田・樋口, 2011)などに効果があると指摘されている。また、育休だけでなく、2009年の育児・介護休業法改正により義務化された短時間勤務制度の導入も、第1子出産の確率と出生意欲を上昇させることが指摘されている(永瀬, 2014)。

一方、男性の育休や短時間勤務制度の利用は依然低位にとどまっている。平成27年時点の男性の育休取得率は2.65%であり(厚生労働省『雇用均等基本調査』)、育休の取得を希望する男性の比率(約30%:平成20年ニッセイ基礎研究所調査)と比較しても、国の目標値(2020年までに13%)と比較しても乖離が大きい。また、その取得期間も短い場合が多く(武石, 2011)、この点でも男性の希望との乖離がある。

そのため、一層の取組が求められるところであるが、育休を取得した男性サンプルが少ないこともあり、男性の育休取得に関して研究が十分なされていない。よって、本研究ではどのような夫婦の状況、職場の環境、社会的な意識が男性の育休の取得を規定するのか、どのような条件のもとで育休を取得することが、男性の働き方の見直しや家事・育児への積極的な参画につながるのか、などを明らかにする。希望に応じた男性の育休取得が進むことは、働き方の改革、女性の活躍、ひいては少子化の緩和などにつながる重要な論点であると考えられるからである。

また、本研究の結果を踏まえ、男性が両立支援制度を利用しやすくするための施策や、その後の意識・行動の変化につながるような支援の在り方を検討する。政府がどのような主体にどのような支援をすることが有効か、取組の進んでいない主体にどのような働きかけを行うことが効果的かについて示唆がもたらされることが期待される。

こうしたことから、株式会社インテージリサーチに調査を委託し、男性の育休取得の実態や全体の傾向を把握するとともに、その結果を踏まえて独自の分析を行った。なお、男性の育休取得率が低位に留まっていることから、育休取得者のサンプルが若干少ないことには留意する必要がある。

### 2. 先行研究

これまでの研究により、男性が育休を取得することの意義として、家事・育児分担を行うことで妻の心理的負担感が減少すること、あるいは現実的に職業をもつ妻の労働市場への復帰の可能性を高めたり復帰までの期間を短縮することで出産・育児の機会費用を低下させること(水落, 2011)、妻の夫婦関係満足度が増加し、追加出生意欲が高まる可能性(山口, 2009)などが指摘されている。また、両立支援制度の利用経験が男性の働

き方の見直しをもたらす事例も報告されている(武石, 2011)。

なお、育休の取得にとどまらず、男性の家事・育児参画の増加を規定する要因については次のような仮説が検討されてきた。①相対的資源仮説(学歴差や所得差が少なくなるほど家事分担が平等化する)、②時間的制約仮説(時間的制約の少ない方が家事を行う)、③イデオロギー仮説(性別役割分業規範を強く支持している場合は男性の家事参画が低い)、④ニーズ仮説(子どもの数が多いなど家事・育児のニーズ自体が大きければ、男性の参画が高まる)、⑤代替資源仮説(世帯内外で夫婦以外に家事を担当してくれる人がいれば男女とも家事参画が減る)、⑥情緒関係仮説(夫婦の情緒関係が強いほど家事育児を夫婦が一緒に行うことが増加し、夫の家事参画が高まる)などである(稲葉,1995、久保,2009、水落,2006 など)。

これらの研究の中で繰り返し確認されてきた主な知見は、父親の時間制約<sup>1</sup>が、父親の家事・育児参画の阻害要因になっているということである。育休取得との関係について小葉・安岡・浦川(2009)は、父親が一定期間仕事時間をゼロにする父親の育休取得の促進は、労働供給の下限制約をさらに緩和するという観点から男性の家事・育児行動を促し、出生率上昇などへ影響が及ぶ可能性がある<sup>2</sup>と指摘している。政府も男性の育児への参画を促すため、男性の育休取得や、配偶者出産時の休暇取得について、それぞれ「イクメン・プロジェクト」(厚生労働省)、「さんきゅうパパ・プロジェクト」(内閣府)を展開している(なお、政府は、男性の育休取得率 13%、配偶者出産時休暇取得率 80%を具体的な目標としている)<sup>3</sup>。

こうした状況を念頭に置きつつ、分析 1 では男性の育休の取得を規定する要因について検討を行い、分析 2 では家事・育児時間や働き方などに関する第一子出生前後の比較による詳細な効果検証<sup>3</sup>を行う。

## II データ及び変数

### 1. 調査設計

本研究で使用するデータは、2016 年に内閣府経済社会総合研究所の委託を受けて、株式会社インテージリサーチが実施した、「男性の育児休業等取得による本人の働き方等の変化に関する調査研究」である。この調査では、同社が保有する 20 歳から 59 歳ま

<sup>1</sup> 父親の育児参画に対して父母のほかの活動時間が内生的に決定しているのか、すなわち家計内で柔軟な時間配分が行われているかについて分析した水落(2006)によれば、父母間の時間配分の調整は主に母親によって行われていて、父親の労働時間は外生的なものであり、父親の育児時間は父親の労働時間の長さにより減少していた。

<sup>2</sup> 育休は、労働者からの請求を前提とするものであるため、男性本人あるいは妻が休業を望まなければ、取得率が低くてもやむを得ない。ただし調査によれば育休の取得を希望する男性は約 30% (ニッセイ基礎研究所,平成 20 年)であり、現在の取得率 2.65% (平成 27 年度)はそれと比較しても大きく乖離している。

<sup>3</sup> 男性の家事・育児参画を分析した先行研究の多くは、参画の頻度などを分析対象としており、時間データを用いている研究は津谷(2002)のみとわずかである。

での調査モニターに対して Web アンケートが実施されている。調査対象は、「過去 5 年間（2011 年～2015 年）に第 1 子が誕生した男性」であり、「第 1 子出生時に被雇用者で、その後 1 年間、配偶者（および第 1 子）と同居している者」である。回収サンプルは育休取得者 469 人、非取得者 5,252 人（うち、育休以外の休暇を取得したのは 1,663 人）である。

なお、本調査では育休取得者のサンプルの確保を優先したため、勤務先の業種や従業員数、回答者の雇用形態等は、日本全体の就業構造とは異なることに留意が必要である。

図表 2-1 調査設計

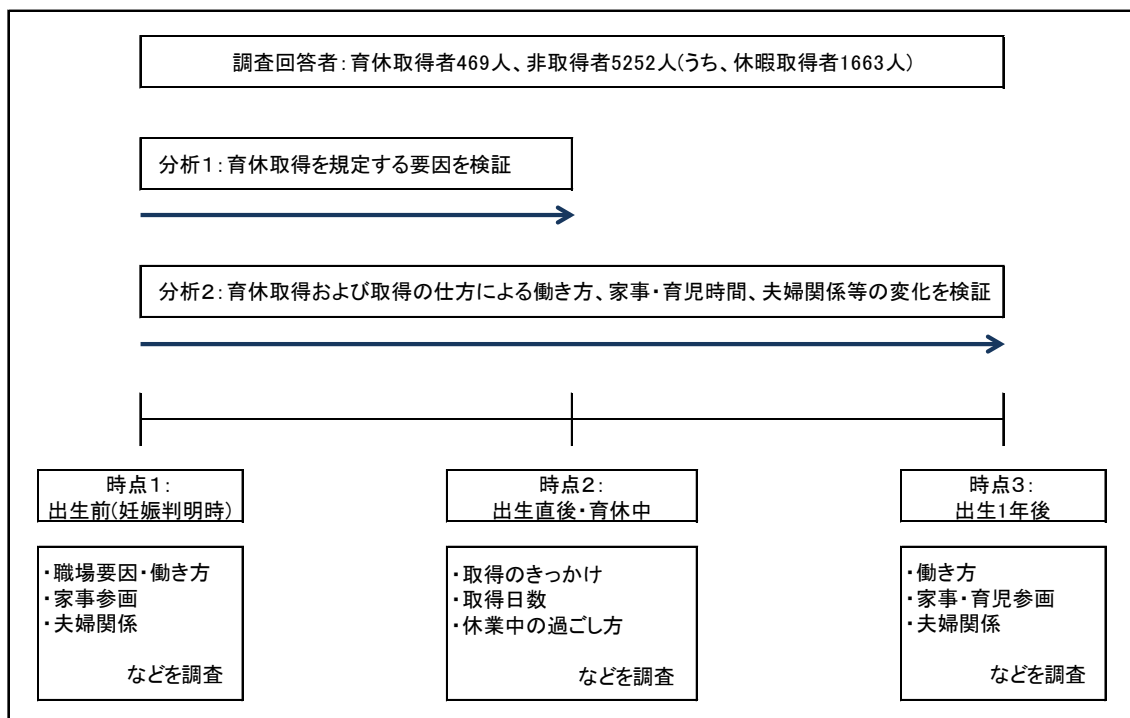
調査手法	インターネット調査	
調査範囲	全国	
調査対象	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 20～59 歳の過去 5 年間(2011 年～2015 年)に第 1 子が生まれた男性</li> <li>・ 第 1 子出生時に本人が被雇用者であった男性</li> <li>・ 出生 1 年後までの間に配偶者（および第 1 子）と同居している男性</li> </ul>	
標本サイズ	5,721 サンプル	
標本抽出方法及び回収数	ネットモニターのうち、上記条件に該当する者から以下のサンプルを回収できるように抽出	
	属性	有効回答数
	育休取得者	469 人
	育休非取得者	5,252 人
	合計	5,721 人
質問数	54 問	
調査時期	平成 28 年 11 月	

## 2. 調査時点及び主な調査内容

### (1) 調査時点

図表 2-2 に示したとおり、調査は 3 時点の設問により構成されている。時点 1 は出生前として第 1 子の妊娠が判明した時であり、当時の働き方や家事・育児参画、夫婦関係等を回顧法により尋ねた。時点 2 は出生直後の状況であり、育休取得者は育休中の過ごし方や取得期間を回答している。そして、時点 3 は出生 1 年後の働き方や家事・育児参画、夫婦関係等を尋ね、時点 1 との比較ができるような設計となっている。

図表 2-2 分析の概要



## (2) 主な調査内容

### ①属性

回答者個人の属性として、「性別、年齢、第1子の生年月、双子の有無、出生都道府県、配偶者年齢、第1子出生時の雇用形態、業種、従業員数、取得した休暇の内容、育児取得意向、年収、配偶者の雇用形態、配偶者のフルタイム復帰時期」等を尋ねている。

### ②育児等の取得に関する設問

育児等の取得について、「取得した休暇の種類、日数、休暇取得の要因、取得タイミング決定の要因、配偶者とのコミュニケーション内容、育児を取得しなかった理由、休暇・休業期間中に行ったこと、家事育児時間、休業・休暇期間中の家事育児分担、休暇・休業取得で実感したこと、第1子出生後に手伝ってくれた人の有無、利用したサービス、仕事内容、役職、就業形態、職場での働き方に関する取組、上司・職場の育児等取得に対する態度、休暇・休業取得期間中の仕事引き継ぎ状況」等を尋ねている。

### ③出生前（第1子妊娠判明時）と出生後（出生1年後時点）の変化

出生前（第1子妊娠判明時）と出生後（出生1年後時点）での変化を検討するために、「忙しさの変化、20時前に帰宅する頻度、入社時間・退社時間、仕事上の工夫、有給休暇取得日数の変化、仕事と家庭に対する考え方、同じ職場の職員・社員への意識、キャリアに対する考え方、家事・育児時間の変化、家事・育児の担当割合の変化、行う

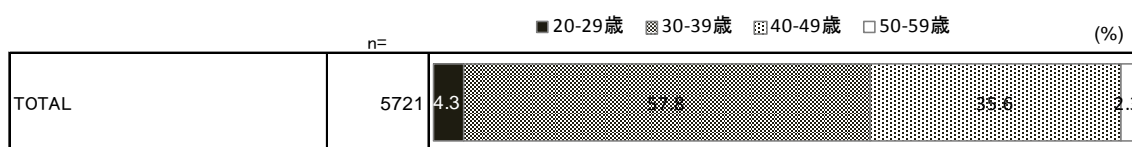


家事・育児内容の変化、配偶者との関係性に対する満足度の変化、配偶者とのコミュニケーションの変化、第2子出生意欲に対する変化、配偶者のキャリアに対する考え方、本人の仕事や家事育児等の充実度」等を尋ねている。

### 3. 回答者のプロフィール

回答者の主なプロフィールは以下の通りである(株式会社インテージリサーチ『男性の育児休業等取得による本人の働き方等の変化に関する調査研究』)。

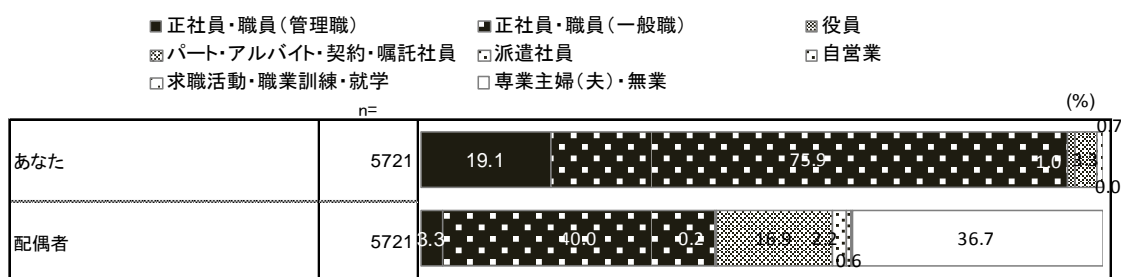
図表 2-3 回答者の年代



図表 2-4 第1子の出生年



図表 2-5 第1子出生時の回答者とその配偶者の雇用形態



「男性の育児休業取得が働き方、家事・育児参画、夫婦関係等に与える影響」

図表 2-6 第1子出生時の回答者とその配偶者の業種

n=		農業、林業、漁業	鉱業、採石業、砂利採取業	建設業	製造業	電気・ガス・熱供給・水道業	情報通信業(通信、放送、情報サービス、新聞・出版・広告等)	運輸業(鉄道、旅客運送、水運、空運等)、郵便業	卸売業、小売業	金融業、保険業	(%)
あなた	5721	0.4	0.1	5.0	23.6	2.2	9.0	8.0	8.6	4.7	
配偶者	3584	0.2	0.1	1.7	10.9	0.9	4.9	2.3	8.7	6.7	

n=		不動産業、物品賃貸業	学術研究、専門・技術サービス業	宿泊業、飲食サービス業	生活関連サービス業、娯楽業	教育、学習支援業	医療、福祉	その他サービス業	公務(他に分類されるものを除く)	その他	わからない
あなた	5721	1.2	2.4	1.8	1.0	4.3	7.5	7.4	11.6	0.2	1.1
配偶者	3584	1.2	1.5	3.5	2.1	9.2	23.9	10.4	7.4	0.2	4.1

図表 2-7 第1子出生時の回答者とその配偶者の勤務先の従業員数

n=		1人	2~4人	5~9人	10~19人	20~29人	30~49人	50~99人
あなた	5721	0.5	1.9	3.4	4.1	3.4	4.7	7.6
配偶者	3600	0.3	1.9	4.3	5.4	3.7	3.9	5.8

n=		100~299人	300~499人	500~999人	1000人~2999人	3000人以上	官公庁など	その他の法人・団体	わからない
あなた	5721	12.9	6.6	7.9	10.6	20.9	8.8	1.1	5.6
配偶者	3600	9.3	4.3	5.4	6.2	11.1	7.0	1.7	29.8

図表 2-8 回答者とその配偶者の最終学歴

■ 中学校卒業 ■ 高等学校卒業 ■ 専門学校卒業 ■ 短大・高専卒業 □ 大学・大学院卒業 □ 答えたくない

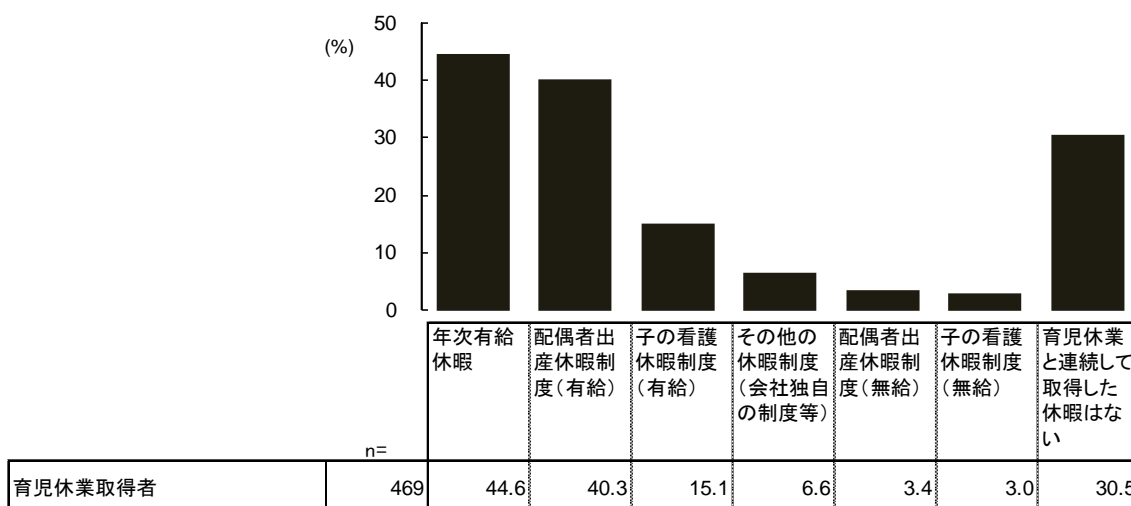


図表 2-9 回答者の個人年収と世帯年収

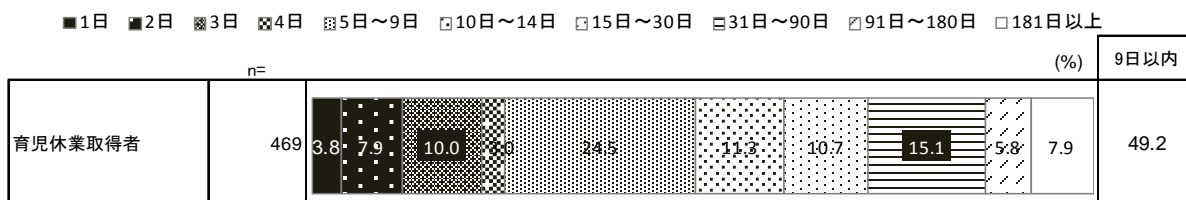
n=		収入なし～50万円未満	50～99万円	100～149万円	150～199万円	200～249万円	250～299万円	300～399万円	400～499万円	500～599万円	(%)
個人収入	5721	0.3	0.0	0.2	0.6	1.6	2.8	13.5	19.4	17.5	
世帯収入	5721	0.1	0.0	0.1	0.3	0.8	1.1	6.3	12.7	13.4	

n=		600～699万円	700～799万円	800～899万円	900～999万円	1000～1249万円	1250～1499万円	1500万円以上	答えたくない	覚えていない・わからない
個人収入	5721	11.6	6.5	4.1	2.1	2.0	0.5	0.5	9.2	7.6
世帯収入	5721	11.8	10.6	7.5	5.3	6.6	2.4	1.6	9.5	10.1

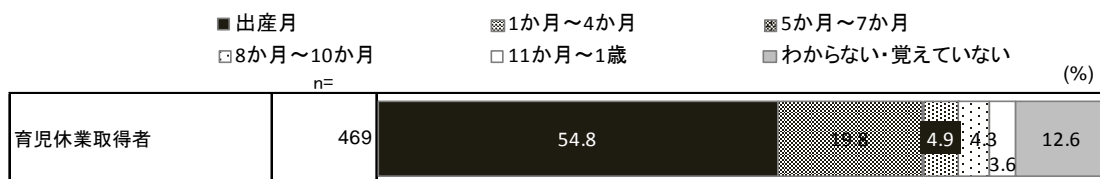
図表 2-10 育休と連続して取得した休暇



図表 2-11 育休の総休業日数(育休以外の連続取得休暇含む)



図表 2-1-2 育休の取得開始時期



#### 4. 分析の概要

分析 1 では男性の育休取得を規定する要因について分析を行い、分析 2 では育休取得および取得の仕方による働き方、家事・育児時間、夫婦関係等への効果・影響に関して分析した。なお、本分析では独自にデータクリーニングを行い、会社にいる時間と家事・育児時間の合計が 24 時間を超える回答など、信頼性の疑わしいものは削除した上で分析を行った。そのため、分析項目によっては、若干のサンプル減少がみられることがある。

### III 結果

#### 1. 男性の育休取得を規定する要因の分析 (分析 1)

##### (1) 主な変数の要約統計量

出生前(第 1 子妊娠判明時)の職場環境要因として、勤務先の取組状況、育児のための短時間勤務制度の有無、勤務先の雰囲気、などに関する回答を用いて分析を行った。また、出生前の家庭環境要因としては、配偶者の雇用形態、平日・休日の担当家事内容、などに関する回答を用いた。

図表 3 - 1 第1子出生前(妊娠判明時)の職場環境・家庭環境に関する要約統計量

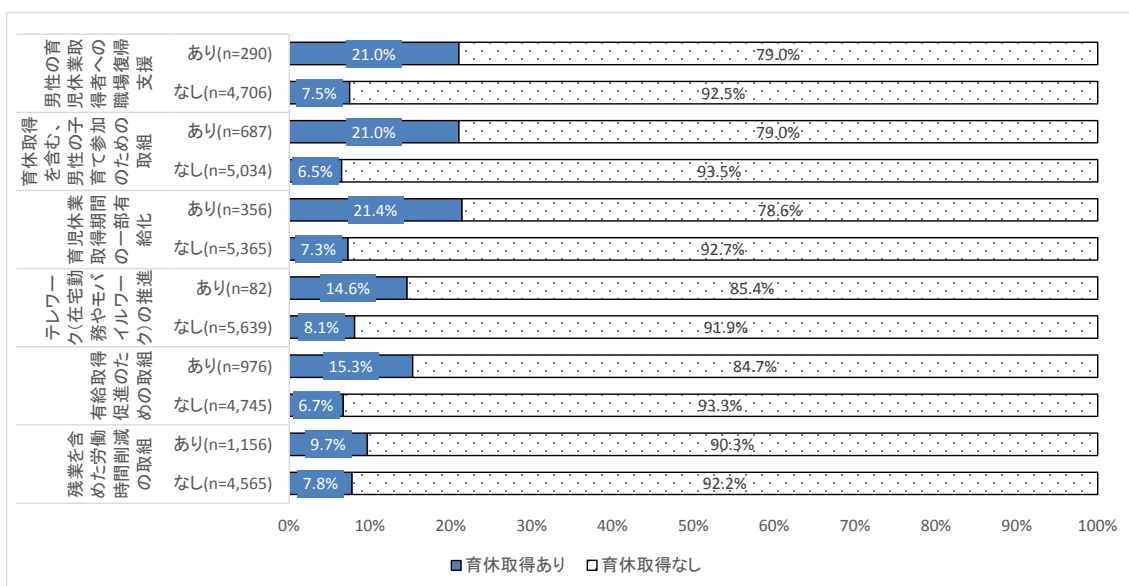
		第1子出生前(妊娠判明時)の状況			
職場環境要因		あり	なし		
勤務先の取組状況	残業を含めた労働時間削減の取組を進めていた	20.2%	79.8%		
	有給取得促進のための取組を進めていた	17.1%	82.9%		
	テレワーク(在宅勤務やモバイルワーク)を推進していた	1.4%	98.6%		
	育児休業取得期間の一部有給化を行っていた	6.2%	93.8%		
	育児取得を含めた、男性の子育て参加のための取組を進めていた	12.0%	88.0%		
	男性の育児休業取得者への職場復帰支援を行っていた	5.1%	94.9%		
	日ごろから休暇を取得しやすかった	33.3%	66.7%		
	自分の仕事が終わっても、先に帰りづらい雰囲気だった	17.7%	82.3%		
制度	育児のための短時間勤務制度	50.1%	28.1%	わからない	
	(育児を除く)子育て休暇制度	54.8%	23.8%	21.4%	
雰囲気		とても支持的 (4点)	やや支持的 (3点)	やや否定的 (2点)	とても否定的 (1点)
	直属の上司	23.6%	45.0%	20.7%	10.7%
	職場全体	21.1%	46.1%	22.4%	10.3%
		家庭環境要因			
配偶者の雇用形態	正社員・職員(管理職)	3.3%			
	正社員・職員(一般職)	40.0%			
	役員	0.2%			
	パート・アルバイト・契約・嘱託社員	16.9%			
	派遣社員	2.2%			
	自営業	0.6%			
	求職活動・職業訓練・就学	0.1%			
	専業主婦(夫)・無業	36.7%			
平日の担当家事内容		あり	なし		
	洗濯	52.1%	47.9%		
	料理	27.0%	73.0%		
	掃除	48.3%	51.7%		
	ゴミ出し	84.1%	15.9%		
	買い物	47.9%	52.1%		
	緊急時に、妻の代わりに家事を引き受けた	26.0%	74.0%		
休日の担当家事内容	洗濯	60.9%	39.1%		
	料理	37.0%	63.0%		
	掃除	70.7%	29.3%		
	ゴミ出し	68.4%	31.6%		
	買い物	68.6%	31.4%		
	緊急時に、妻の代わりに家事を引き受けた	26.8%	73.2%		

## (2) 職場環境と育休取得の有無の関連

女性の育休取得に対して、職場要因が大きな影響を与えているように、男性の育休取得の有無に対しても、企業や職場の状況は影響を及ぼすと考えられる。株式会社インテージリサーチによる調査では、「勤務先の取組状況」、「会社にいる時間」、「職場・上司の雰囲気」、「(育児のための)短時間勤務制度の有無」などといった項目を用いて、職場環境を把握している。

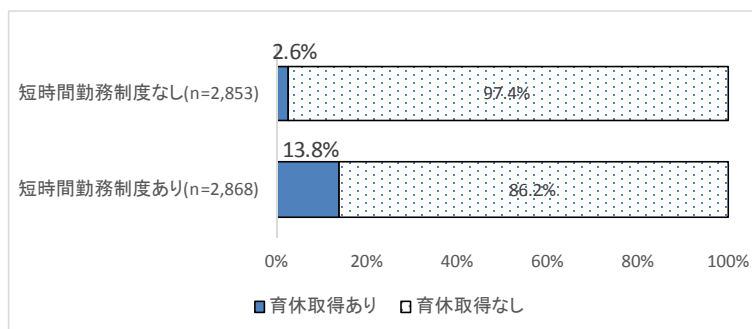
勤務先の取組状況に関する結果をみると、「男性の育休取得者の職場復帰支援」、「育休取得を含めた、男性の子育て参画のための取組」、「育休期間の一部有給化」、「テレワークの推進」、「有給取得促進のための取組」、「残業を含めた労働時間削減のための取組」という、全ての項目において、取組を実施している職場の方が育休取得率が高かった。

図表 3 - 2 勤務先の取組状況別の育休取得率（出生前）（一部抜粋）



さらに、職場の取組の中でも、育児のための短時間勤務制度が整備されている場合には、特に育休取得が促進されると考えられる。調査結果をみると、勤務先に育児のための短時間勤務制度がある場合には、13.8%が育休を取得していたのに対し、制度がない場合の取得率は 2.6%であった。また同様に育児のための育休以外の休暇制度がある場合の育休取得率が 13.3%であるのに対し、制度がない場合の取得率は 2.0%であるなど、勤務先が男性の家事・育児参加を後押しするような休暇制度を設けた場合には取得率が高い状況が見られた。

図表 3 - 3 勤務先の短時間勤務制度の有無別にみた育休取得率（妊娠判明時）



また、育休取得前に会社にいる時間が短い人ほど(長時間労働を行っていない人ほど)、育休を取得しやすいと考えられるが、会社にいる時間数の平均値は育休取得者で 11.23、非取得者で 11.35 と、平均値には大きな差がみられなかった（図表 3 - 4）。

一方で、直属の上司・職場の育児参画や育休取得に対する態度についてみると、育休取得者の方が「支持的な雰囲気があった」と回答する傾向が見られた。このことから、第1子出生前の勤務時間よりも、上司や職場の雰囲気の方が、育休の取得に影響を与えている可能性もうかがえる（図表3-4）。ただし、調査では回顧法により上司や職場の雰囲気を尋ねていることから、育休取得者は非取得者よりも好意的な回答をしている可能性もあるため、その点について、留意が必要であろう。

図表3-4 育休取得者と非取得者の職場の状況（妊娠判明時）

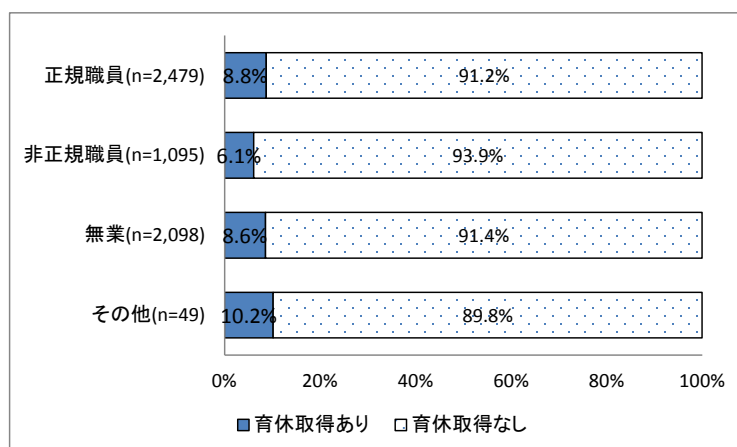
		会社にいる 時間	直属の上司 の雰囲気	職場の 雰囲気
育休取得者 (n=469)	平均値	11.23	3.32	3.28
	標準偏差	2.47	0.78	0.73
育休非取得者 (n=5,252)	平均値	11.35	2.77	2.74
	標準偏差	2.03	0.91	0.90

### (3) 家庭環境と育休取得の有無の関連

株式会社インテージリサーチの調査では、「(第1子出生時の)妻の就業状況」、「出生前の家事分担状況」などといった項目により、家庭環境を尋ねている。

配偶者の就業状況別に取得状況をみたところ、大きな差はみられなかった。一方で、出生前の平日・休日の家事分担状況をみると、家事時間、家事分担割合、担当する家事数(図表3-6、図表3-1も参照)の全てで、育休取得者は第1子出生前の平均値が高かった。これは、出生前に家事をよく担当していた男性ほど、育休を取得した傾向が見られることを示している。

図表3-5 第1子出生時の配偶者の就業状況別にみた育休取得率



図表 3-6 育休取得者と非取得者の平日・休日の家事担当状況（妊娠判明時）

		平日の家事 時間	休日の家事 時間	平日の家事 分担割合	休日の家事 分担割合	平日の担当 家事数	休日の担当 家事数
育休取得者 (n=469)	平均値	2.06	3.93	2.93	4.14	2.91	3.71
	標準偏差	2.26	3.12	1.97	1.98	1.72	1.60
育休非取得者 (n=5,252)	平均値	1.58	3.57	2.28	3.43	2.50	3.22
	標準偏差	1.75	3.53	1.79	1.99	1.74	1.72

## (4) 育休取得の有無に対する計量分析

上記までの集計は、いくつかの職場要因・家庭要因が育休の取得に対して影響を与える可能性を示しているが、年収や学歴、里帰り出産の有無など、他の要因が隠れた影響を及ぼしている可能性も考えられる。そこで、以下ではロジスティック回帰による計量分析を実施し、他の要因の影響をコントロールした上で、職場要因や家庭要因が育休取得に影響を与えているかを検討する。なお、ここで用いた変数は、主に第1子出生前の状況(時点1)を示すものである。

図表 3-7 分析に使用した変数の記述統計量

	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	22	59	37.98	5.47
里帰り出産	0	1	0.37	0.48
家事を手伝ってくれる人の有無	0	1	0.82	0.39
家庭への意識	1	5	3.31	0.99
20時までに帰宅する頻度	1	4	2.83	1.07
理想の家事割合(平日)	0	10	3.10	1.67
理想の家事割合(休日)	0	10	4.31	1.76
第2子以降の出生意欲	1	5	3.91	1.36
【職場要因】				
育休の一部有給化	0	1	0.06	0.24
男性の子育て参加の推進	0	1	0.12	0.33
直属上司の雰囲気	1	4	2.82	0.91
職場の雰囲気	1	4	2.78	0.90
短時間勤務制度の有無	0	1	0.50	0.50
(育休を除く)子育て休暇制度	0	1	0.55	0.50
会社にいる時間	4	19	11.27	1.81
【家庭要因】				
平日家事時間	0	20	1.55	1.47
休日家事時間	0	24	3.60	3.50
ライフプランの話合い	0	1	0.40	0.49
家事分担方針話合い	0	1	0.23	0.42
配偶者正規	0	1	0.43	0.50
配偶者非正規	0	1	0.19	0.39
配偶者その他	0	1	0.01	0.09
育休取得	0	1	0.08	0.27

図表 3-8 のモデル 1 は職場要因・家庭要因を含めない分析である。使用した変数は、年収や学歴など個人に関連するもの、業種や企業規模など勤務先に関連するもの、里帰り出産の有無や家事を手伝ってくれる人の有無など、家族関係に関連するものである。これをみると、20 時までに帰宅する頻度が多い場合には、男性の育休取得率が有



意に高かった。一方で、配偶者が里帰り出産をする場合には、育休取得率が有意に低かった。

モデル 2 では、職場要因に関する変数を投入した。その結果、勤務先が育休期間の一部有給化の取組や、男性の子育て参加推進の取組を行っている場合、育児のための短時間勤務制度を設けている場合などでは、育休取得率が有意に高かった。また、直属上司や職場が男性の育児参加に支持的な場合も、育休取得率が有意に高かった。ただし、前述のように、直属上司や職場の雰囲気については、回顧法で調査をしたことによるバイアスが生じている可能性もあり、結果の解釈には留意する必要がある。

モデル 3 では、家庭要因に関する変数を投入した。その結果、第 1 子出生前の平日の家事時間が長い場合には、育休取得率が有意に高かった。一方で、配偶者が無業である人と比較すると、正規・非正規として就業している場合は、男性の育休取得率が有意に低かった。

そして、モデル 4 では、職場要因と家庭要因の両方を同時に投入している。その結果、配偶者が非正規雇用で就業している変数を除き、係数の有意性に変化はなく、育休期間の一部有給化の取組、男性の子育て参加の推進の取組、短時間勤務制度の有無、平日の家事時間は、育休取得率の高さなどに有意な影響を与えていた。

また、 $R^2$  値や C 統計量、AIC など、モデルの説明力・適合性を評価する指標から、モデル 4 が最も良いことが確認できる。

なお、2014 年 4 月 1 日に育児休業給付金の引き上げ(育休開始から 180 日までは、育休開始前の賃金の 50% から 67% へ支給率を引き上げる制度改正)があった影響の可能性もあるが、第 1 子出生年ダミーの中で 2015 年ダミーのみ、有意なプラスの影響を与えていた。

図表 3-8 育休取得の有無に関するロジスティック回帰分析

	モデル1			モデル2			モデル3			モデル4		
	係数	S.E.	オッズ比	係数	S.E.	オッズ比	係数	S.E.	オッズ比	係数	S.E.	オッズ比
定数項	-4.390	0.716 ***	0.012	-6.780	1.006 ***	0.001	-4.262	0.728 ***	0.014	-6.792	1.017 ***	0.001
年齢	-0.016	0.011	0.984	-0.010	0.012	0.991	-0.018	0.011	0.982	-0.011	0.012	0.989
里帰り出産ダミー	-0.268	0.109 *	0.765	-0.215	0.115	0.807	-0.296	0.110 **	0.744	-0.237	0.117 *	0.789
家事を手伝ってくれる人ダミー	-0.195	0.126	0.823	-0.287	0.132 *	0.751	-0.235	0.127	0.790	-0.300	0.134 *	0.741
家庭への意識	0.045	0.052	1.046	0.062	0.056	1.064	0.063	0.053	1.065	0.072	0.056	1.075
20時までに帰宅する頻度	0.219	0.054 ***	1.245	0.142	0.063 *	1.153	0.191	0.055 ***	1.210	0.123	0.063	1.131
理想の家事割合(平日)	0.078	0.041	1.081	0.088	0.043 *	1.092	0.036	0.043	1.037	0.049	0.046	1.050
理想の家事割合(休日)	0.044	0.040	1.044	0.051	0.042	1.052	0.053	0.041	1.055	0.060	0.043	1.062
第2子以降の出生意欲	0.061	0.039	1.062	0.083	0.042 *	1.086	0.047	0.040	1.048	0.071	0.043	1.073
【職場要因】												
育休の一部有給化ダミー				0.676	0.161 ***	1.965				0.677	0.163 ***	1.968
男性の子育て参加の推進ダミー				0.564	0.133 ***	1.758				0.605	0.134 ***	1.831
直属上司の雰囲気				0.261	0.116 *	1.298				0.245	0.118 *	1.278
職場の雰囲気				0.283	0.121 *	1.328				0.281	0.123 *	1.324
短時間勤務制度の有無ダミー				0.919	0.177 ***	2.507				0.949	0.179 ***	2.582
(育休を除く)子育て休暇制度ダミー				0.997	0.193 ***	2.710				0.981	0.195 ***	2.668
会社にいる時間				0.009	0.036	1.009				0.020	0.037	1.020
【家庭要因】												
平日家事時間							0.177	0.037 ***	1.194	0.171	0.045 ***	1.187
休日家事時間							-0.014	0.020	0.986	-0.010	0.022	0.990
ライフプランの話合いダミー							-0.153	0.115	0.858	-0.137	0.122	0.872
家事分担方針話合いダミー							-0.125	0.132	0.883	-0.225	0.141	0.799
配偶者正規ダミー(ref.無業)							-0.340	0.134 *	0.712	-0.355	0.143 *	0.701
配偶者非正規ダミー							-0.377	0.164 *	0.686	-0.315	0.173	0.730
配偶者その他ダミー							-0.070	0.519	0.932	-0.121	0.531	0.886
居住地区ダミー	yes			yes			yes			yes		
個人年収ダミー	yes			yes			yes			yes		
世帯年収ダミー	yes			yes			yes			yes		
最終学歴ダミー	yes			yes			yes			yes		
業種ダミー	yes			yes			yes			yes		
企業規模ダミー	yes			yes			yes			yes		
雇用形態ダミー	yes			yes			yes			yes		
職種ダミー	yes			yes			yes			yes		
役職ダミー	yes			yes			yes			yes		
第1子出生年ダミー	yes			yes			yes			yes		
適用労働時間制度ダミー	yes			yes			yes			yes		
N	5721			5417			5695			5410		
R2	0.179			0.232			0.193			0.243		
C統計量	0.781			0.815			0.789			0.822		
AIC	2927.4			2625.4			2884.4			2601.4		

※<sup>†</sup>  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

これらの結果から、男性の育休取得を推進するためには、職場環境、日頃の家事への参画に加え、夫婦とも有業の場合に、どちらか一方が取得するものという意識を払拭し、夫婦ともに育休を取得できる意識形成が必要であることがうかがわれる。

#### (5) 育休取得内容や取得しなかった理由の詳細

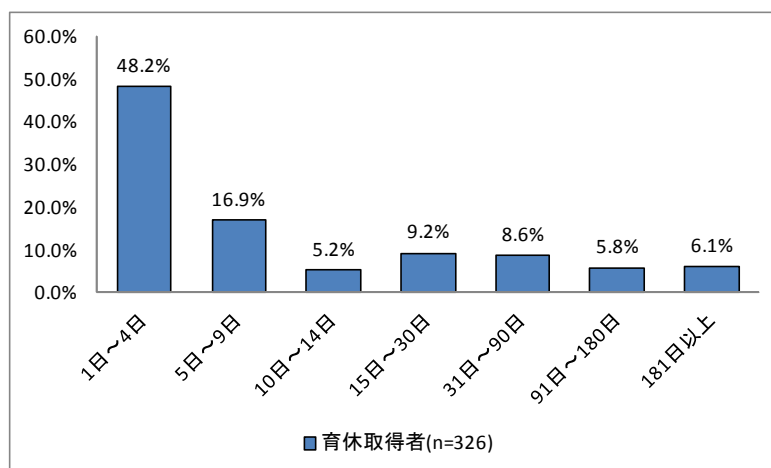
ここでは、育休取得者がどの程度の期間取得をしたか、どのようなタイミングで取得したか等について概観する一方で、非取得者が育休を取得しなかった理由についても検討する。

##### ① 育休取得の内容

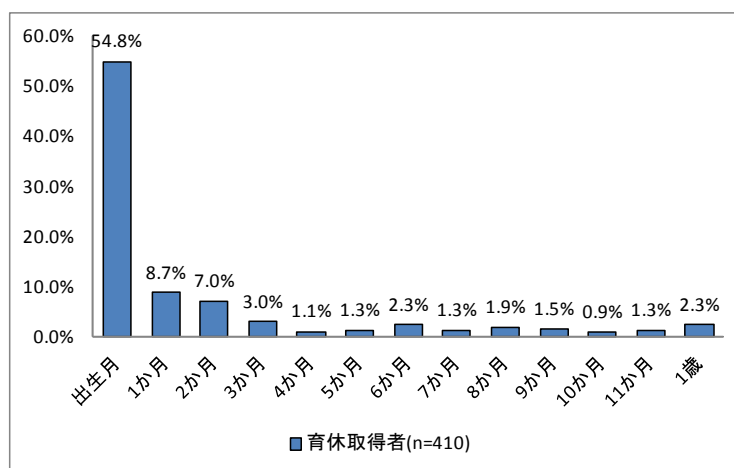
育休の取得期間をみると、1日～4日が48.2%と最も多く、5日～9日(16.9%)という回答がそれに次いで多かった(図表3-9)。ただし、育休取得者の44.6%が年次有給休暇(以下、「年休」という)を、40.3%が配偶者出産休暇を「育休と連続して」取得しているため、休んだ合計日数は下記の分布よりもやや長くなる。実際、取得期間の平均は、育休のみでは36.9日(中央値は5日)であったのに対し、年休等を含めた合計日数は49.2日(中央値は10日)であった。

また、育休取得者の57.4%は、休業中に勤務先が独自に設定している育児関連の手当を受け取っており、雇用保険制度による育児休業給付以上の所得保障がなされていた。取得のタイミングをみると、出生月に取得した人が比較的多く、54.8%であった（図表3-10）。

図表3-9 育休の取得期間の分布

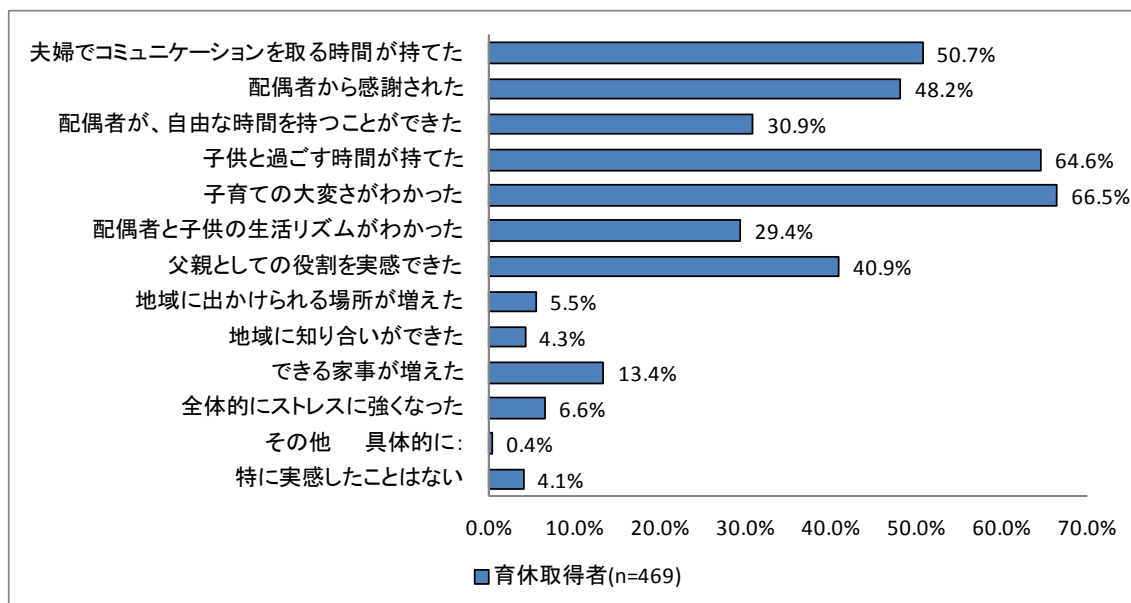


図表3-10 育休取得のタイミングの分布



育休によって実感した内容としては、「子育ての大変さがわかった」(66.5%)や、「子供と過ごす時間が持てた」(64.6%)などといった育児参画に関する事項や、「夫婦でコミュニケーションをとる時間が持てた」(50.7%)、「配偶者から感謝された」(48.2%)など、夫婦関係の改善が比較的高い回答率を示していた（図表3-11）。

図表 3-1-1 育休取得により実感したこと（複数回答）

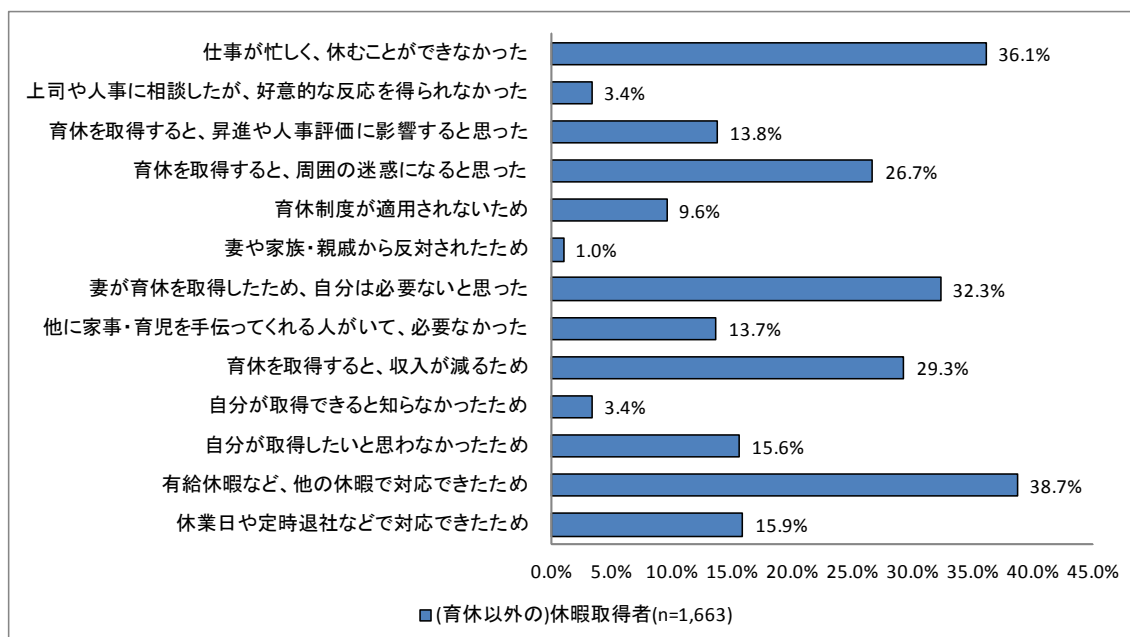


## ②育休を取得しなかった理由やその代替

育休を取得しなかった人は、2つのグループに分けられる。1つ目のグループは、「子育てのために(育休以外の)休暇を取得した人たち(休暇取得者)」であり、31.7%(1,663人)が該当する。2つ目のグループは「育休も他の休暇も取得しなかった人たち(休暇非取得者)」であり、68.3%(3,589人)が該当する。

休暇取得者の最も多く(87.5%)は年休を利用して子育てのために休暇を取得しており、配偶者出産休暇制度(有給)を利用した人(56.1%)も比較的多かった。「子育てのために(育休以外の)休暇を取得した人たち(休暇取得者)」が育休を取得しなかった理由を集計すると(図表3-1-2)、「有給休暇など他の休暇で対応できたため」という回答が38.7%と最も多く、併せて「育休を取得すると収入が減るため」(29.3%)との回答も比較的多いことから、育休取得による所得の減少を避ける傾向がみられる(図3-2でも、育休取得期間の一部有給化を行っている企業の方が、育休取得率が高い結果となっている)。また、「仕事が忙しく休むことができなかった」(36.1%)との回答が2番目に多い結果となり、図表3-8のモデル4でも示されたように、育休取得を促進するためには職場環境を整備する必要性がここでも確認できる。なお、この設問は本人の認識を尋ねているものであるため、「育休制度が適用されない」という認識を持っている男性も一定割合(9.6%)いた。

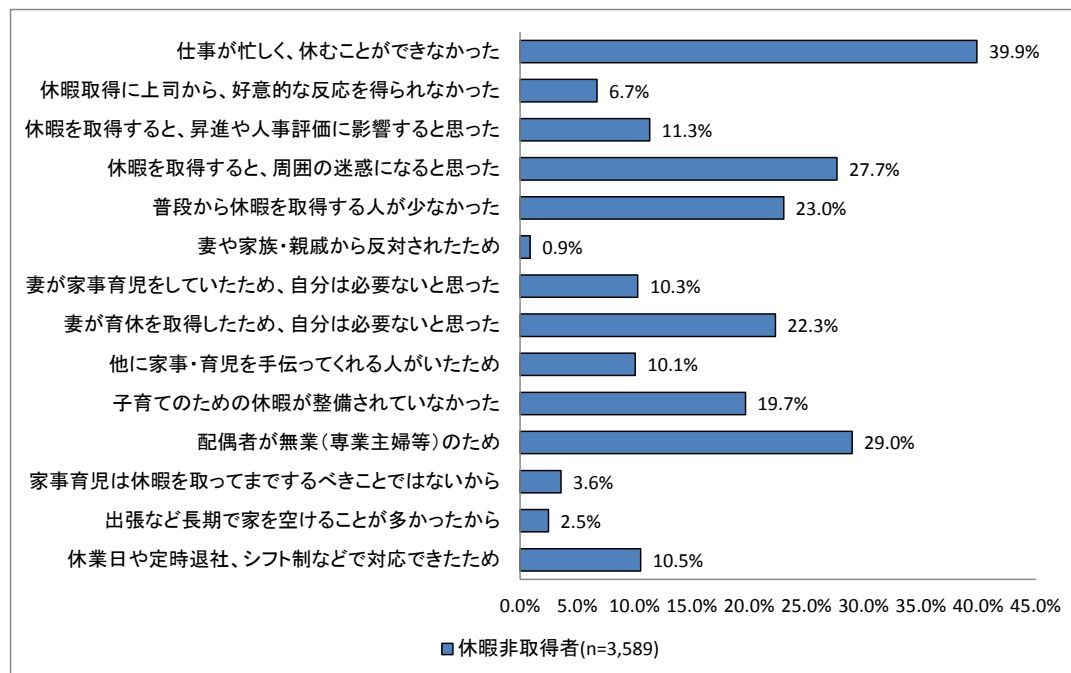
図表 3-12 休暇取得者が育休を取得しなかった理由（複数回答）



「育休も他の休暇も取得しなかった人たち（休暇非取得者）」に対して、休暇を取得しなかった理由を尋ねたところ、「仕事が忙しく、休むことができなかった」という回答が 39.9%と最も多く、「休暇を取得すると周囲の迷惑になると思った」(27.7%)という回答も比較的多いことから、職場環境が原因となって家事・育児に関わることができない人が多いことがわかる。

また、自分は家事・育児の主体であるという認識が薄い傾向もみられ、最もあてはまる理由(回答は1つ)では、「配偶者が無業(専業主婦等)のため」(18.6%)、「妻が育休を取得したため自分は必要ないと思った」(15.5%)、「他に家事・育児を手伝ってくれる人がいたため取得の必要がなかった」(3.7%)、「妻が家事や育児を担当していたため自分は必要ないと思った」(3.5%)、「家事や子育ては休暇を取ってまですべきことではないから」(1.2%)を合わせ、約4割(42.5%)の者が、自らが休暇を取って家事・育児を行うことの必要性を感じていなかったという結果がみられた。

図表 3-1-3 休暇非取得者が育児のために休暇を取得しなかった理由（複数回答）



#### (4) 小括

以上の分析より、男性の育休取得の規定要因として、職場環境を整備することの重要性が確認できた。勤務先が男性の家事・育児参画を後押しするような休暇等の制度を設けたり、育休期間の一部有給化等を進めるなどの職場環境整備を行う場合に、男性の育休取得率が高い状況が見られた。

現在、政府が「働き方改革」を通じて、ワークライフバランスを実現するための雇用環境の整備を進めているが、その取組等により、男性が家事・育児参画しやすい環境を作っていくことが必要であろう。

また、男性自らが育休を取ってまで家事・育児を行う必要がないとする者も多くみられるが、分析2で明らかとなるように、男性の育休取得はその後の働き方や夫婦関係にプラスの影響があるとの分析結果もみられることから、男性自らが家事・育児の主体であるとの認識を高めることができるような政策的取組も望まれる。

さらに、育休取得前に平日の家事に積極的に関わっていることが、育休取得につながっていることが確認できた。このため、男性の家事参画意欲や家事・育児主体としての認識やスキルを向上させることが必要だろう。このため、「イクメン」、「イクボス」などの取組により、男性の参画機運を一層高めていくための支援や体験型イベント等を通じた周知・啓発活動を行っていく必要があるだろう。

## 2. 育休取得の効果・影響に関する分析（分析 2）

分析 2 では、育休を取得することで働き方や家事・育児参画、夫婦関係等に変化が生じたかどうかを検討する。もし、育休を取得することで、良い方向への変化が生じるのであれば、今後男性の育休取得を促進する上で「メリット」として周知を行うことが可能となり、男性が育児休業を取得しやすい環境整備に向けた取組に活用ができるだろう。さらに、取得のきっかけやタイミングなど、「育休の取得の仕方」にも着目し、より効果的に育休を取得するための方法についても検討する。既述のように、男性の育休期間は比較的短いことが明らかとなっているが、短期間であっても効率的な取得をすることで、よい方向への変化が生じるのであれば、その点についても周知を行ったり、有効な支援策を検討することに活用することが可能となろう。

### (1) 分析の方法

育休取得の影響を正確に分析するためには、第 1 子出生前(時点 1)の状況から、個人の育休取得確率を計算する必要がある。そのため、主に時点 1 のデータを使用して、育休取得の有無に対するロジスティック回帰分析(図表 3-8 のモデル 4)を実施し、個人の傾向スコア(P propensity Score)を算出した(星野, 2009) (Appendix)。

その後、全ての時点のデータを使用し、育休取得の効果に関する検討を行う。その場合に、Kuroda and Yamamoto (2013)の分析枠組みを参照し、一階差分モデル(First Difference: FD)を用いた加重推計を行う。この推計方法を用いることで、個人固有の効果(固定効果)などを除去した分析が可能となり、推定の精度が向上する。さらに、育休取得者のみを対象とし、休業期間やタイミング、育休中の過ごし方がその後の働き方、家事・育児参画、夫婦関係に与える影響についても、同様の方法により検討する。なお、傾向スコアの計算プロセスと推計式の詳細については、Appendix を参照されたい。

### (2) 使用する変数

#### ①被説明変数の要約統計量

主な被説明変数の要約統計量を図表 4-1 に示す。勤務時間に関連する変数として、「出社時間」と「退社時間」の差から「会社にいる時間」を計算した。仕事をする上で工夫は、「行動上の工夫」と「意識面での工夫」から構成されており、分析によっては、それぞれに該当する項目を加算したものを「行動上の工夫数」、「意識面での工夫数」として用いた。

家事・育児参画に関して、家事・育児時間と担当割合(0 割から 10 割)は、それぞれ実数を用いた。担当した家事・育児の数は、家事・育児それぞれの担当数を合計した指標を作成し、分析によっては家事数の合計と育児数の合計を区分した変数を用いた。

夫婦関係満足度は、「とても満足していた」を 4 とし、「まったく満足していなかった」を 1 とした変数を用いた。追加出生意欲は、第 2 子以降の追加出生意欲を 5 点から 1 点

までで評価をした変数を用いて分析を行った。

なお、育休取得者、非取得者別の平均値や、説明変数として使用した項目の平均値等は、分析を行う直前に適宜記述を行った。

図表4-1 主な被説明変数の要約統計量

		育休取得者(n=435)								非取得者(n=4,975)							
		第1子出生前				第1子出生1年後				第1子出生前				第1子出生1年後			
		min	max	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max	mean	sd
		働き方に関する変数								働き方に関する変数							
勤務時間	会社にいる時間	4	19	11.05	1.89	4	19	10.91	1.81	4	19	11.29	1.80	4	19	11.27	1.78
	出社時間	1	20	8.21	1.59	3	20	8.18	1.43	1	23	8.09	1.46	1	24	8.10	1.46
	退社時間	1	24	18.91	2.43	1	24	18.76	2.41	1	24	19.12	2.27	1	24	19.09	2.30
行動上の工夫	不要なミーティング減	0	1	0.13	0.33	0	1	0.12	0.33	0	1	0.07	0.25	0	1	0.08	0.27
	手続きの簡略化	0	1	0.19	0.39	0	1	0.19	0.39	0	1	0.11	0.32	0	1	0.12	0.33
	雑談の削減	0	1	0.13	0.34	0	1	0.13	0.34	0	1	0.12	0.32	0	1	0.12	0.32
	仕事をチームで細分化	0	1	0.05	0.21	0	1	0.09	0.29	0	1	0.04	0.19	0	1	0.05	0.23
	仕事をチームで共有	0	1	0.11	0.32	0	1	0.15	0.35	0	1	0.10	0.30	0	1	0.11	0.31
	スケジュールの前倒し	0	1	0.20	0.40	0	1	0.20	0.40	0	1	0.19	0.39	0	1	0.18	0.38
意識面での工夫	効率よくする心がけ	0	1	0.38	0.49	0	1	0.40	0.49	0	1	0.36	0.48	0	1	0.37	0.48
	定時で帰ることの意識	0	1	0.21	0.41	0	1	0.32	0.47	0	1	0.20	0.40	0	1	0.24	0.43
	メリハリの意識	0	1	0.22	0.41	0	1	0.26	0.44	0	1	0.21	0.41	0	1	0.24	0.43
	準備を早める心がけ	0	1	0.16	0.37	0	1	0.20	0.40	0	1	0.18	0.38	0	1	0.20	0.40
		家事・育児に関する変数								家事・育児に関する変数							
家事育児時間	平日の家事育児時間	0	12	1.87	1.57	0	14	2.32	1.85	0	13	1.47	1.34	0	20	1.80	1.43
	休日の家事育児時間	0	24	3.81	2.89	0	24	5.05	3.36	0	24	3.49	3.38	0	24	4.68	3.83
家事育児割合	平日の家事育児割合	0	10	2.90	1.96	0	10	3.15	1.96	0	10	2.24	1.76	0	10	2.50	1.74
	休日の家事育児割合	0	10	4.15	1.97	0	10	4.58	1.96	0	10	3.41	1.98	0	10	3.88	1.93
平日の家事数	洗濯	0	1	0.57	0.50	0	1	0.56	0.50	0	1	0.43	0.50	0	1	0.42	0.49
	料理	0	1	0.33	0.47	0	1	0.30	0.46	0	1	0.21	0.41	0	1	0.20	0.40
	掃除	0	1	0.49	0.50	0	1	0.53	0.50	0	1	0.40	0.49	0	1	0.42	0.49
	ゴミ出し	0	1	0.77	0.42	0	1	0.75	0.44	0	1	0.72	0.45	0	1	0.73	0.44
	買い物	0	1	0.49	0.50	0	1	0.45	0.50	0	1	0.40	0.49	0	1	0.40	0.49
休日の家事数	洗濯	0	1	0.69	0.46	0	1	0.69	0.46	0	1	0.57	0.50	0	1	0.54	0.50
	料理	0	1	0.47	0.50	0	1	0.45	0.50	0	1	0.33	0.47	0	1	0.31	0.46
	掃除	0	1	0.77	0.42	0	1	0.75	0.43	0	1	0.66	0.47	0	1	0.64	0.48
	ゴミ出し	0	1	0.69	0.46	0	1	0.73	0.44	0	1	0.64	0.48	0	1	0.66	0.47
	買い物	0	1	0.74	0.44	0	1	0.75	0.43	0	1	0.64	0.48	0	1	0.65	0.48
平日の育児数	ミルク・離乳食を食べさせる					0	1	0.47	0.50					0	1	0.41	0.49
	おむつ替え					0	1	0.64	0.48					0	1	0.63	0.48
	お風呂に入れる					0	1	0.63	0.48					0	1	0.60	0.49
	寝かしつけ・夜泣き対応					0	1	0.41	0.49					0	1	0.34	0.47
	子供と遊ぶ					0	1	0.57	0.50					0	1	0.60	0.49
休日の育児数	ミルク・離乳食を食べさせる					0	1	0.67	0.47					0	1	0.60	0.49
	おむつ替え					0	1	0.79	0.41					0	1	0.79	0.41
	お風呂に入れる					0	1	0.79	0.41					0	1	0.80	0.40
	寝かしつけ・夜泣き対応					0	1	0.51	0.50					0	1	0.46	0.50
	子供と遊ぶ					0	1	0.76	0.43					0	1	0.77	0.42
		夫婦関係に関する変数								夫婦関係に関する変数							
夫婦関係満足度		1	4	3.08	0.82	1	4	3.06	0.82	1	4	3.12	0.78	1	4	3.01	0.84
第2子以降の追加出生意欲		1	5	3.90	1.33	1	5	3.86	1.35	1	5	3.91	1.36	1	5	3.87	1.36

## ②コントロール変数の要約統計量

本分析で用いたコントロール変数は、出生直後(時点2)から出生後(出生1年後(時点3))までに生じたイベントに該当する「保育サービスの利用開始」、「親族等からの手伝い状況の変化」、「配偶者の就業復帰」、「第1子出生年から調査年までの経過年数」である。平均値をみると、育休取得者の方が第1子出生1年後までに保育サービスの利用を開始する割合がやや高く、出生年から調査年までの年数が短い、それ以外には大きな差はみられない。



図表 4-2 コントロール変数の差分の要約統計量

	全体 (n=5,410)			
	最小値	最大値	平均値	標準偏差
保育サービスの利用開始	0	1	0.38	0.48
親族等の手伝いの変化	-1	1	0.06	0.29
配偶者の就業復帰	0	1	0.12	0.33
出生年からの年数	1	5	2.79	1.21
育休取得者 (n=435)				
保育サービスの利用開始	0	1	0.46	0.50
親族等の手伝いの変化	-1	1	0.07	0.27
配偶者の就業復帰	0	1	0.13	0.33
出生年からの年数	1	5	2.53	1.20
非取得者 (n=4,975)				
保育サービスの利用開始	0	1	0.37	0.48
親族等の手伝いの変化	-1	1	0.06	0.29
配偶者の就業復帰	0	1	0.12	0.33
出生年からの年数	1	5	2.81	1.21

## (2) 育休取得の有無や取得の仕方等が働き方に与える影響

## ① 育休取得の有無が会社にいる時間、入社・退社時間に与える影響

働き方に関する変化の指標として、ここでは「会社にいる時間」、「入社時間」、「退社時間」を用いる。育休を取得することで、働き方の変化が生じているならば、育休取得後には会社にいる時間が短縮されたり、退社時間が早まっていると考えられる。

育休取得の有無別に第1子出生前後の比較を行うと、育休取得者は出生前後に会社にいる時間が平均 0.14 ポイント短くなっており、非取得者よりも減少幅が大きかった(図表 4-3)。また、入社時間では育休取得者と非取得者の間に大きな差がみられないが、退社時間は育休取得者の減少幅が平均 0.15 ポイントとやや大きかった。

図表 4-3 育休取得の有無別にみた、会社にいる時間、入社・退社時間の変化

		会社にいる時間		入社時間		退社時間	
		出生前	出生1年後	出生前	出生1年後	出生前	出生1年後
育休取得者 (n=407)	平均値	11.05	10.91	8.21	8.18	18.91	18.76
	標準偏差	1.89	1.81	1.59	1.43	2.43	2.41
育休非取得者 (n=4,750)	平均値	11.29	11.27	8.09	8.10	19.12	19.09
	標準偏差	1.80	1.77	1.46	1.46	2.27	2.30

このように、育休取得者の方が出生1年後の会社にいる時間等が短く、その減少幅も大きいように見えるが、そこには上記の表には記載されていない、別の要因等が影響している可能性もある。そのため、以下では Kuroda and Yamamoto (2013)を参照し、出生1年後から出生前の差分をとった一階差分モデルを用い、他の要因をコントロールした上で、育休取得が勤務時間等に与える影響を検討する。その際に、分析1のモデル4より算出された傾向スコアを wtdfl 法で変換した加重を用いて、加重最小二乗推計を行うことで、より精度の高い分析を行った。Appendix より、本分析では適切に傾向スコアが作成できたことが確認されている(星野, 2009)。なお、標準誤差は White の robust

standard error を用いた。

推計の結果、育休を取得することで会社にいる時間が有意に減少しており、働き方の見直しにつながる事が示された。そして、入社時間では有意な影響がみられず、退社時間では 10%水準で有意な負の影響がみられたことから、育休の取得により退社時間が早まることが確認できた。つまり、育休を取得することで、勤務時間が短縮し、退社時間が早まることが明らかとなった。

図表 4-4 育休取得が労働時間、入社・退社時間に与える影響の一階差分モデル

	会社にいる時間(時間)		入社時間(時刻)		退社時間(時刻)	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
育休取得	-0.234 *	-0.216 *	0.042	0.025	-0.192 *	-0.168 †
	(.110)	(.110)	(.052)	(.051)	(.091)	(.092)
保育サービスの利用開始		-0.025		0.036		0.015
		(.036)		(.022)		(.041)
親族等の手伝いの変化		-0.129 *		-0.011		-0.075
		(.058)		(.031)		(.070)
配偶者の就業復帰		-0.108		0.034		-0.132 †
		(.063)		(.034)		(.072)
年次効果		0.008		-0.001		-0.001
		(.006)		(.004)		(.008)
N	5157	5157	5157	5157	5157	5157
R2	0.004	0.007	0.000	0.002	0.002	0.003

※係数の有意性は † $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

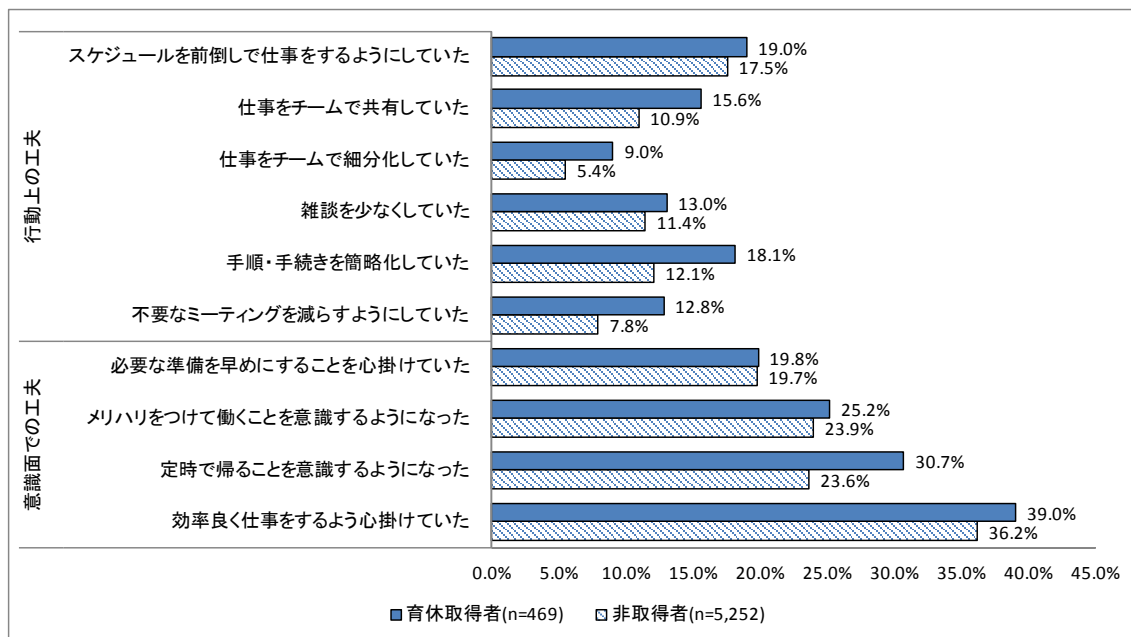
## ②育休取得の有無が仕事上の工夫に与える影響

本研究に当たって独自に実施したインタビューでは、育休取得者から「より業務を効率的に行うようになった」という話が多く出た。この聞き取り内容と上記の分析結果を踏まえると、育休取得者は単に早めに帰宅するだけでなく、業務効率を上げることで、生産性を保ったままワークライフバランスを実現している可能性がある。

この点について検討するために、仕事上で行っている工夫(育休取得後)を集計したところ(図表 4-5)、育休取得者の方が不要なミーティングを減らしている割合や、手順・手続きの簡略化を行っている割合、効率良く仕事をする心掛けがある割合などが高かった。

また、意識面では、「定時に帰ることを意識していた」割合や、「効率を良くすることへの心掛け」の割合が高い。このように、育休取得者は、ワークライフバランスを保つための意識が高いことがうかがえる。

図表 4-5 育休取得後の行動・意識面での工夫内容（複数回答）



前後の変化に着目すると、行動面において、育休取得者は「仕事をチーム内で共有するようになった」という項目で平均して 0.04 ポイントの増加がみられ、非取得者よりも増加幅が大きい傾向にあった。意識面では、「定時に帰ることを意識していた」という項目で、非取得者よりも育休取得者の増加幅が平均 0.11 ポイントとやや大きいようであった。

図表 4-6 育休取得の有無別にみた行動・意識の工夫の変化（一部抜粋）

		行動上の工夫					
		仕事のチーム内共有		不要なミーティング減		手順の簡略化	
		出生前	出生1年後	出生前	出生1年後	出生前	出生1年後
育休取得者 (n=435)	平均値	0.11	0.15	0.13	0.12	0.19	0.19
	標準偏差	0.32	0.35	0.33	0.33	0.39	0.39
育休非取得者 (n=4,975)	平均値	0.10	0.11	0.07	0.08	0.11	0.12
	標準偏差	0.30	0.31	0.25	0.27	0.32	0.33
		意識面での工夫					
		早めの準備		効率化の心掛け		定時の意識	
		出生前	出生1年後	出生前	出生1年後	出生前	出生1年後
育休取得者 (n=435)	平均値	0.16	0.20	0.38	0.40	0.21	0.32
	標準偏差	0.37	0.40	0.49	0.49	0.41	0.47
育休非取得者 (n=4,975)	平均値	0.18	0.20	0.36	0.37	0.20	0.24
	標準偏差	0.38	0.40	0.48	0.48	0.40	0.43

このように、育休取得者は非取得者よりも、業務を進める上で行動・意識面で工夫をしていることがうかがえるが、他方、それは全体として出生前からの工夫が継続しているためであるとも考えられる。そこで、出生 1 年後と出生前の差分をとった上で、行

動・意識面での工夫数全般に対して推計を行うことにより、育休取得の効果をより頑健に検証した。工夫数全般の変化を用いたのは、育休を取得することで、従来以上に仕事の進め方について様々な工夫をしながら、全体的に改善を行っているかどうかを分析するためである。

分析の結果、行動・意識面での工夫数全般に対して、育休取得は有意な影響を与えていなかった。しかし、以下でみるように、行動面での工夫数については、単に育休を取得することよりも、取得の仕方の違いによる影響が大きいようであった。例えば、休業期間中に育児に多く関わった人は、育休後に業務の進め方を改善していることが明らかになった(図表4-14)。

図表4-7 育休取得が仕事上の工夫数に与える影響の一階差分モデル

	行動上の工夫数(個数)		意識面での工夫数(個数)	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
育休取得	0.140 (.087)	0.109 (.086)	0.058 (.063)	-0.035 (.066)
保育サービスの利用開始		0.024 (.025)		0.036 (.023)
親族等の手伝いの変化		0.044 (.033)		0.085 * (.037)
配偶者の就業復帰		0.003 (.050)		0.046 (.029)
年次効果		0.006 (.003)		0.023 *** (.004)
N	5410	5410	5410	5410
R2	0.005	0.008	0.001	0.021

※係数の有意性は † $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

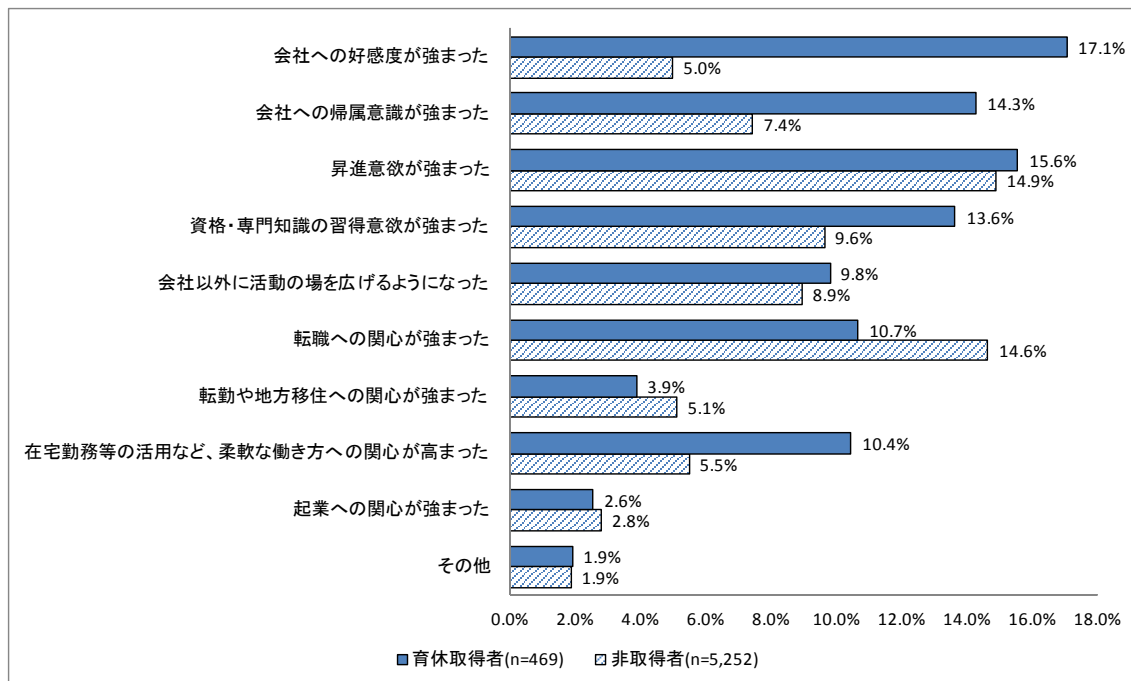
工夫数全般については、単に育休を取得することのみでは、顕著な変化は生じていなかったが、他の意識においては、違いが生じていることがうかがえる。例えば、出生前後のキャリア形成意識の変化に着目すると(図表4-8)、育休取得者は「会社への好感度が強まった」(17.1%)、「会社への帰属意識が強まった」(14.3%)、「資格・専門知識の習得意欲が強まった」(13.6%)、「在宅勤務等の活用など、柔軟な働き方への関心が高まった」(10.4%)と回答した比率が高く、また逆に「転職への関心が強まった」(育休取得者 10.7%、非取得者 14.6%)という回答の比率は低いことから、育休後には社内でのキャリア形成意欲が向上していることもうかがえる。

この集計結果から、育休の取得はキャリア形成にも影響を与える可能性のあることがわかった。特に、会社への帰属意識や好感度が高まる一方で、転職への関心が高まっていないことは、企業にとってもプラスの効果となるだろう。

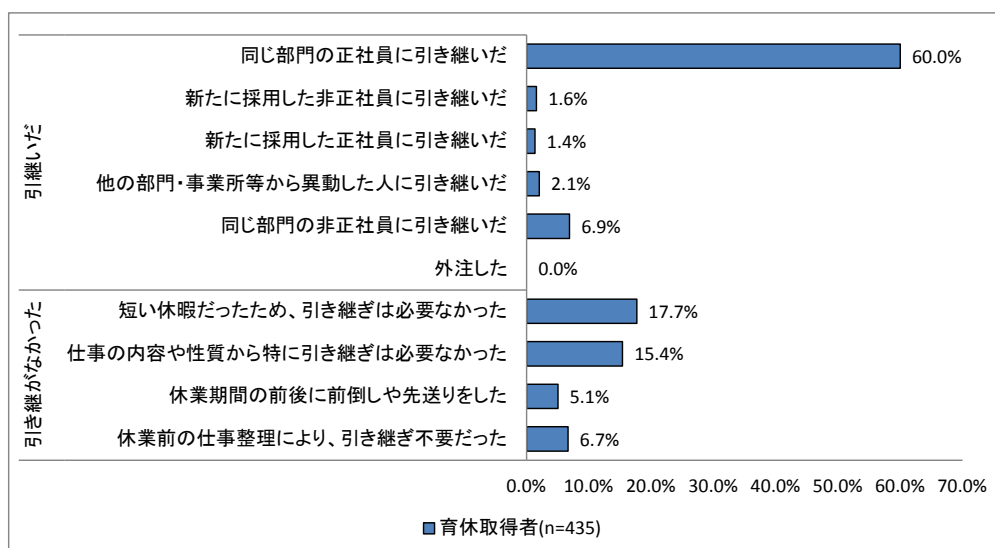
この点について、図4-9の休業中の業務の引継ぎ内容で、「同じ部門の正社員に引き継いだ」が非常に多い(60.0%)。会社が組織的に社員不在中の体制を整え、育休取得

者が休業中の業務に心を残すことなく安心して休めるような環境を作ることが、会社への帰属意識や好感度が高まる一因とも考えられる。

図表 4-8 育休取得者と非取得者のキャリアや働き方に対する考え方（複数回答）



図表 4-9 休業中の業務の引継ぎ内容（複数回答）



なお、他人の働き方をどのように見るかの意識を出生後（出生1年後）で問うた設問では、育休取得者であっても「(男性社員・職員に対して)産休や育休を取得することは

良いことだと思う」は 49.0%、「(部下に対して)産休や育休を取得することは良いことだと思う」は 51.2%に過ぎず、育休取得者の約半数は同僚・部下の育休取得を必ずしも良いことと認識していない点は留意が必要である。「(女性社員・職員に対して)産休や育休を取得することは良いことだと思う」は 58.4%とやや高めであることから、育休は女性が利用するものという意識が男性育休取得者の間にも少なからずあることもうかがわれる。ただし、育休取得者が男性社員・職員に対して、あるいは部下に対して「産休や育休を取得することは良いことだと思う」とする回答率は、育休非取得者と比べれば高い(非取得者が「産休や育休を取得することは良いことだと思う」と回答した比率は男性社員・職員に対してが 35.3%、部下に対してが 40.7%) 事実にも付言しておく。

### ③育休の取得の仕方(取得のきっかけ)が働き方に与える影響

以下では、育休取得の仕方(取得のきっかけ)が異なることによって、働き方の変化の大きさが異なるかどうかを検討する。

最も決め手になった育休取得のきっかけは、「自ら希望した」が 63.2%と最も多く、配偶者から要望や希望があった人も比較的多かった(21.4%)。以下では、育休を取得したきっかけとして、「自ら希望した人」、「配偶者が希望した人」(「妻からの強い要望」、「妻による希望」があったと回答した人)、「会社からの勧めがあった人」(「上司の働きかけ」、「会社の取組」があったと回答した人)をまとめて集計を行った。

育休取得のきっかけと働き方の変化の関連をみると、自ら希望した人や配偶者が希望した人では、会社にいる時間がそれぞれ平均して 0.22 ポイント、0.25 ポイント短くなっているのに対して、会社の勧めに応じて育休を取得した人は、会社にいる時間が 0.20 ポイント増加していた。一方で、意識面での工夫数をみると、どのようなきっかけであっても、育休の前後で約 0.20 ポイントの増加がみられた。

図表 4-10 最も決め手となった育休取得のきっかけ別にみた、会社にいる時間、意識面での工夫数の変化

		会社にいる時間		意識面での工夫数	
		出生前	出生1年後	出生前	出生1年後
育休を自ら希望 (n=275)	平均値	10.86	10.64	0.99	1.19
	標準偏差	1.87	1.67	1.14	1.30
育休を配偶者が希望 (n=93)	平均値	11.34	11.09	0.95	1.24
	標準偏差	2.01	2.17	1.05	1.29
育休を会社が勧めた (n=66)	平均値	11.50	11.70	0.92	1.13
	標準偏差	1.72	1.54	1.15	1.29

育休取得のきっかけについて、一階差分モデルによる計量分析を行った結果(図表 4-11)、自ら希望して育休を取得した人は、会社にいる時間が短くなり、意識面での改善が高まる傾向にあった。つまり、外生的な要因よりも、自ら希望して育休を取得することは、働き方の見直しに関する大きな変化をもたらすことが示された。そのため、今

後は、取得したい男性が育休を取得できるようにするとともに、男性の育休取得に対するモチベーションの向上に資する取組を行うことが重要であろう。

図表 4-1-1 最も決め手となった育休取得のきっかけが働き方に与える影響の一階差分モデル

	会社にいる時間(時間)				意識面での工夫数(個数)			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
自ら希望	-0.282 † (.149)			-0.269 (.241)	0.131 † (.078)			0.059 (.092)
配偶者が希望		0.236 (.177)		0.028 (.289)		-0.191 (.191)		-0.146 (.240)
会社の勤め			-0.142 (.378)				0.131 (.106)	
保育サービスの利用開始	-0.136 (.160)	-0.183 (.167)	-0.145 (.163)	-0.141 (.172)	-0.053 (.164)	-0.017 (.131)	-0.053 (.163)	-0.025 (.127)
親族等の手伝いの変化	0.204 (.128)	0.149 (.125)	0.168 (.127)	0.199 (.124)	0.102 (.111)	0.137 (.125)	0.125 (.117)	0.126 (.136)
配偶者の就業復帰	-0.586 (.412)	-0.674 † (.406)	-0.715 † (.412)	-0.589 (.419)	-0.010 (.072)	0.017 (.064)	0.047 (.069)	0.000 (.077)
年次効果	0.027 (.049)	-0.032 (.051)	-0.005 (.040)	0.022 (.079)	-0.003 (.018)	0.031 (.030)	0.011 (.022)	0.019 (.038)
N	407	407	407	407	435	435	435	435
R2	0.076	0.069	0.064	0.076	0.016	0.019	0.011	0.020

※係数の有意性は †  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$  で示した。

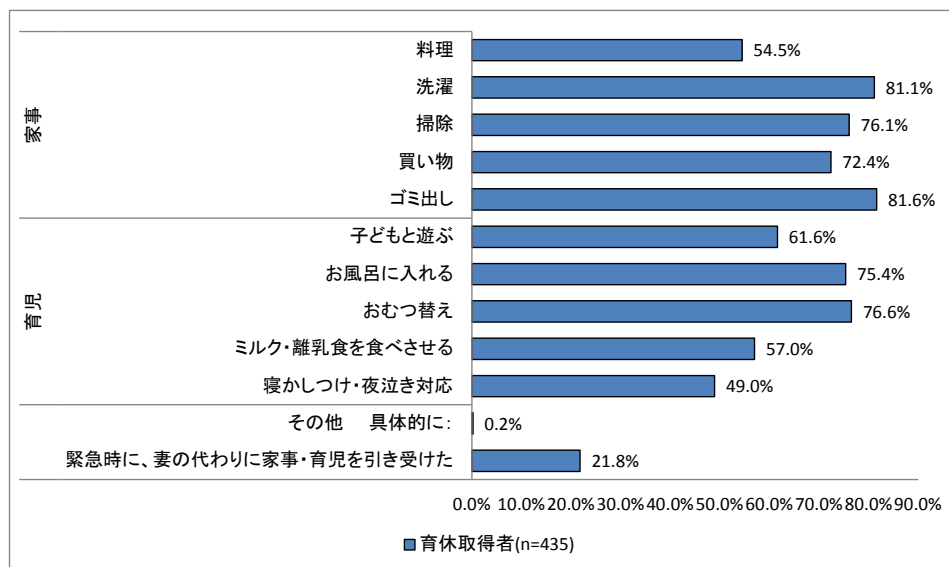
※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

#### ④ 育休取得者と育児のために休暇を取得しなかった人(休暇非取得者)との比較における休業中の過ごし方の影響

第1子誕生時に育休を取らなかった人の中には、配偶者出産休暇や年休など育休以外の休暇を利用して、家事・育児に関わった人も多く存在する。本調査データでは、1663人(育休非取得者の31.7%)が休暇を取得していたが、残る3589人は育児のために休暇を取得しなかった(休暇非取得者)と回答していた。休暇取得者と比較して、休暇非取得者は、出生直後に家事・育児に関わる機会が少なく、それゆえ出生1年後(時点3)にも働き方の見直しが生じている可能性や、家事・育児に積極的に参画している可能性が低いグループであると考えられる。そのため、以下では休業中の過ごし方を勘案しつつ、「育休取得者」と「休暇非取得者」を対象とした分析を行い、この仮説を検証する。なお、育休取得者と休暇取得者の比較については、育休取得者の44.6%が年休を、40.3%が配偶者出産休暇を「育休と連続して」取得しており、サンプル数との関係で行わないこととした。

図表4-1-2のとおり、休業中の家事・育児内容について集計を行ったところ、育休取得者が休業中に行った家事・育児の内容は、家事の中では「ゴミ出し」(81.6%)と「洗濯」(81.1%)が比較的多く、育児では「おむつ替え」(76.6%)と「お風呂に入れる」(75.4%)といった回答が多かった。

図表 4-12 休業中の家事・育児内容（複数回答）



これらの休業中の状況について計量分析を行った。計量分析に当たっては、家事・育児により積極的に参画していることを判断する指標として、休業中に行った家事数および育児数を説明変数として用いた（休暇非取得者の場合の値はいずれもゼロ）。その結果、休業中に多くの種類の家事を行う人ほど、会社にいる時間の短縮率が大きいことが明らかとなった。また、休業中により多くの種類の育児を行った人は、仕事をする上での工夫が多くなり、効率的に業務を行うようになることが示された。

図表 4-13 休業中の過ごし方が働き方に与える影響の一階差分モデル（休暇非取得者との比較）

	会社にいる時間（時間）			行動上での工夫数（個数）		
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル1	モデル2	モデル3
休業中家事数	-0.043 * (.021)		-0.063 (.052)	0.019 (.019)		-0.062 (.040)
休業中育児数		-0.032 (.022)	0.022 (.053)		0.040 (.028)	0.094 † (.055)
保育サービスの利用開始	0.036 (.041)	0.037 (.042)	0.034 (.043)	0.041 (.034)	0.036 (.032)	0.033 (.030)
親族等の手伝いの変化	-0.115 (.073)	-0.118 (.073)	-0.116 (.073)	0.044 (.042)	0.039 (.043)	0.039 (.043)
配偶者の就業復帰	-0.142 (.088)	-0.148 † (.088)	-0.141 (.089)	0.008 (.070)	0.006 (.067)	0.012 (.066)
年次効果	0.003 (.007)	0.002 (.007)	0.003 (.007)	0.001 (.004)	-0.001 (.003)	0.000 (.003)
N	3655	3655	3655	3840	3840	3840
R2	0.006	0.005	0.006	0.006	0.012	0.017

※係数の有意性は † $p < .10$ , \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)



### ⑤ 育児取得による働き方の見直しの小括

以上の結果から、育児を取得することは、男性の働き方の見直しにつながる事が確認できた。すなわち、育児を取得することで、勤務時間が短くなり、帰宅時間が早まる事が示された。育児取得は男性のキャリア形成に関する意識にも影響を与えており、勤務先への好感度や帰属意識の高まりがみられたことから、企業にとってもメリットがあることがうかがえる。また、単に育児を取得するだけでなく、自ら希望して育児を取得することで、勤務時間が短縮されるとともに、業務の進め方に関する意識改善も生じていた。

さらに、育児のために年休や配偶者出産休暇などを取得しなかったグループ(休暇非取得者)と比較すると、休業中に家事・育児を積極的に行うことで、働き方の見直しが進むことも示された。

## (3) 育児取得の有無や取得の仕方等が家事・育児参画に与える影響

### ① 育児取得の有無が家事・育児参画に与える影響

家事・育児参画の変化については、「時間」、「分担割合」、「担当する家事・育児数」という3つの指標を用いて検討を行う。

平日の家事・育児時間をみると、育児取得者は出生前と出生1年後で平均0.45ポイント増加しており、その増加幅は非取得者よりも大きかった(図表4-14)。

担当する家事・育児数についても、育児取得者は平均2.64ポイント増加しており、非取得者よりもやや増加幅が大きいことがうかがえる。

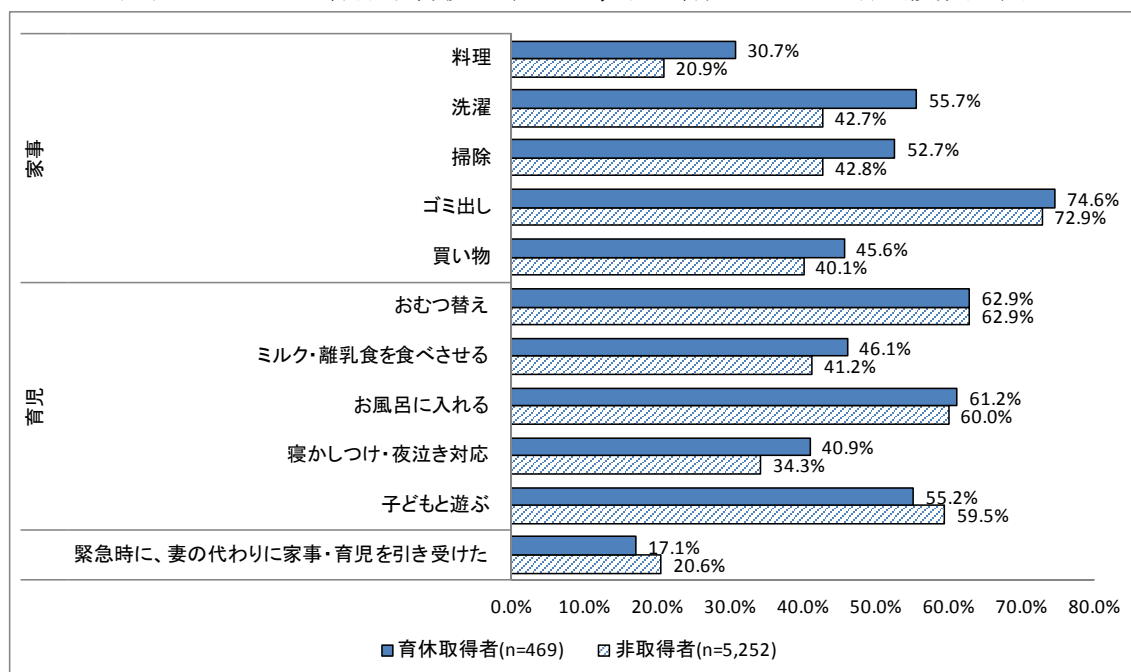
他方、休日の家事・育児参画については、育児取得者と非取得者の間に平日ほどの顕著な差はみられなかった。育児取得者、非取得者ともに、出生前後での増加幅にそれほど大きな差はなく、子供が生まれたことで休日の家事・育児参画が増加している傾向がみてとれる。ただし、家事・育児数については育児取得者の増加幅が3.52ポイントとやや大きい傾向にあった。

図表 4-1-4 平日・休日の家事・育児参画の変化と育休取得の有無

		平日家事・育児時間		平日家事・育児割合		平日家事・育児数	
		出生前	出生1年後	出生前	出生1年後	出生前	出生1年後
育休取得者 (n=435)	平均値	1.87	2.32	2.90	3.15	2.85	5.49
	標準偏差	1.57	1.85	1.96	1.96	1.66	3.11
育休非取得者 (n=4,975)	平均値	1.47	1.80	2.24	2.50	2.40	4.98
	標準偏差	1.34	1.43	1.76	1.74	1.66	3.07
		休日家事・育児時間		休日家事・育児割合		休日家事・育児数	
		出生前	出生1年後	出生前	出生1年後	出生前	出生1年後
育休取得者 (n=435)	平均値	3.81	5.05	4.15	4.58	3.60	7.12
	標準偏差	2.89	3.36	1.97	1.96	1.51	2.78
育休非取得者 (n=4,975)	平均値	3.49	4.68	3.41	3.88	3.10	6.47
	標準偏差	3.38	3.83	1.98	1.93	1.63	2.83

育休取得後の平日の家事・育児内容をみると、育休取得者は非取得者よりも「料理」(30.7%)、「洗濯」(55.7%)、「掃除」(52.7%)などの「家事」を担当している割合が高かった。それに対して、育児への関わりについては、顕著な差はみられなかった。

図表 4-1-5 育休取得後の平日の家事・育児の担当内容（複数回答）



このように、育休取得者は家事に対して非取得者よりも関与が高いが、それは出生前から継続した傾向であるとも考えられるため、育休取得の効果であるかどうかをより正確に検証する必要がある。そのため、働き方と同様に、第1子出生前後の一階差分モデルを用いた加重最小二乗推計を行い、出生前の状況等をコントロールした分析を行うことで、育休取得の効果を精緻に検証した。

その結果、育休を取得することで、平日に担当する家事・育児の数が有意に増加して

いた(図表4-16)。この背景には、育休期間中に家事・育児のやり方を学習したり、夫婦間での分担が形成されることがあり、その効果が1年後にも継続しているものと考えられる。なお、詳細は後述の「(c) 休業中の過ごし方が家事・育児参画に与える影響」を参照されたい。他方、家事・育児時間や割合については、単独の推計では有意な影響を示したものの、保育サービスの利用開始などといったコントロール変数を含めると、その有意性が消失していた。

図表4-16 育休取得が平日の家事・育児参画に与える影響の一階差分モデル

	平日家事育児時間(時間)		平日家事育児割合(割合)		平日家事育児数(個数)	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
育休取得	0.383 *** (.073)	0.101 (.080)	0.423 *** (.119)	0.175 (.115)	2.749 *** (.168)	0.474 ** (.168)
保育サービスの利用開始		0.083 ** (.027)		0.121 ** (.039)		0.802 *** (.072)
親族等の手伝いの変化		0.106 * (.043)		0.918 (.065)		0.750 *** (.120)
配偶者の就業復帰		0.041 (.038)		0.063 (.054)		0.708 *** (.107)
年次効果		0.085 *** (.005)		0.065 *** (.007)		0.641 *** (.014)
N	5402	5402	5410	5410	5410	5410
R2	0.013	0.102	0.010	0.053	0.050	0.498

※係数の有意性は † $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

休日の家事・育児参画に対しても計量分析を行ったところ、平日と同様、担当する家事・育児の数において、有意なプラスの影響がみられた。この結果からも、育休を取得することで、担当できる家事・育児の数が増加することが確認できる。家事・育児時間と割合については、育休取得単独の推計では有意な影響を示していたが、コントロール変数を含めると効果が消失していた。

図表4-17 育休取得が休日の家事・育児参画に与える影響の一階差分モデル

	休日家事育児時間(時間)		休日家事育児割合(割合)		休日家事育児数(個数)	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
育休取得	0.991 *** (.153)	-0.002 (.174)	0.480 *** (.089)	0.072 (.095)	3.504 *** (.189)	0.599 * (.250)
保育サービスの利用開始		0.343 *** (.071)		0.097 * (.041)		0.718 *** (.077)
親族等の手伝いの変化		0.452 *** (.130)		0.186 ** (.068)		0.815 *** (.110)
配偶者の就業復帰		0.185 (.112)		0.127 * (.063)		0.745 *** (.115)
年次効果		0.284 *** (.013)		0.121 *** (.007)		0.881 *** (.012)
N	5410	5410	5410	5410	5410	5410
R2	0.011	0.159	0.010	0.101	0.063	0.637

※係数の有意性は † $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

## ② 育児取得の仕方が家事・育児参画に与える影響

以下では、育児取得の仕方が異なることによって、家事・育児参画への影響の大きさが異なるかどうかを検討する。

## (a) 育児取得のきっかけが家事・育児参画に与える影響

育児取得のきっかけとして、働き方と同様に、最も決め手となったきっかけが「自ら希望した人」、「配偶者が希望した人」、「会社が勧めた人」の比較を行う。取得のきっかけが異なることで、家事・育児参画に与える影響の大きさも違うかどうかを検証する。

第1子出生前後の平日の家事・育児時間の増加幅をみると(図表4-18)、配偶者が希望した人で平均0.59ポイントと最も大きかった。会社の勧めにより取得した人で平均0.34ポイントと最も小さかった。これは担当する家事・育児の数でも同様であり、配偶者が育児を希望した人で平均2.90ポイント増加しており、会社の勧めがきっかけとなった人では平均2.02ポイントの増加幅であった。

図表4-18 育児取得のきっかけと平日の家事・育児参画の変化

		平日家事・育児時間		平日家事・育児数	
		出生前	出生1年後	出生前	出生1年後
育児を自ら希望 (n=275)	平均値	1.85	2.30	2.94	5.67
	標準偏差	1.40	1.62	1.67	3.10
育児を配偶者が希望 (n=93)	平均値	1.93	2.52	2.85	5.75
	標準偏差	1.74	2.12	1.60	3.04
育児を会社が勧めた (n=64)	平均値	1.80	2.14	2.39	4.41
	標準偏差	1.98	2.27	1.65	3.08

この点について、計量分析を行ったところ、最も決め手となったきっかけが、自ら希望して育児を取得した場合や、配偶者が取得を希望した場合には、平日の家事・育児時間が有意に長くなり、担当する家事・育児の数も有意に多くなることがわかった。対照的に、会社からの勧めが最も大きなきっかけとなって育児を取得した場合には、家事・育児時間に影響がなく、担当数にはマイナスの影響を与えていた。ただし、会社からの勧めがあっても、最終的に自ら希望したり、配偶者からの希望によって育児を取得した人は、それらに回答している可能性が高いため、この結果の解釈には留意が必要である。なお、担当数においては、「配偶者の就業復帰」という変数が一貫してプラスの影響を与えており、配偶者が復職することは、夫の家事・育児担当数を増加させていた。

自ら希望して育児を取得することが家事・育児参画の増加につながるものの背景には、家事・育児参画への意欲、モチベーションの増加があると考えられる。既述のように、男性の家事・育児参画に対する意欲、モチベーションを向上させることは、女性の就業復帰や追加出生にもプラスの影響を与えられるが、その重要性が確認される結

果であった。

さらに、配偶者が育休取得をリクエストすることでも、男性の家事・育児参画が増加していたことから、出生直後に夫婦で協力して家事・育児に取り組むことの重要性が示された。

図表 4-19 育休取得のきっかけが平日の家事・育児参画に与える影響の一階差分モデル

	平日の家事・育児時間(時間)				平日の家事・育児数(個数)			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
自ら希望	0.262 *			0.534 ***	0.792 **			2.005 ***
	(.119)			(.153)	(.258)			(.309)
配偶者が希望		0.141		0.548 †		0.914 *		2.446 ***
		(.246)		(.290)		(.370)		(.415)
会社の勧め			0.004				-0.639 *	
			(.113)				(.304)	
保育サービスの利用開始	0.204	0.175	0.202	0.099	0.950 ***	0.771 **	0.945 ***	0.486 †
	(.130)	(.162)	(.143)	(.154)	(.279)	(.295)	(.281)	(.272)
親族等の手伝いの変化	-0.234 *	-0.229 †	-0.212 †	-0.324 *	1.082 *	1.032 *	1.085 **	0.680 †
	(.087)	(.134)	(.109)	(.133)	(.453)	(.408)	(.417)	(.375)
配偶者の就業復帰	0.032	0.143	0.128	-0.006	1.406 ***	1.795 ***	1.649 ***	1.230 ***
	(.149)	(.150)	(.153)	(.162)	(.398)	(.387)	(.396)	(.355)
年次効果	0.035	0.063 *	0.073 *	-0.047	0.492 ***	0.540 ***	0.639 ***	0.126
	(.041)	(.028)	(.037)	(.039)	(.075)	(.063)	(.063)	(.081)
N	431	431	431	431	435	435	435	435
R2	0.102	0.089	0.086	0.129	0.592	0.590	0.443	0.648

※係数の有意性は †  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

同様に、休日の家事・育児時間についてみると、最も決め手となったきっかけが自ら希望した場合で平均 1.32 ポイント、会社の勧めに応じて取得した場合で平均 1.32 ポイントと、同程度の増加幅であることがうかがえる。一方で、配偶者の希望により取得した人の増加幅(1.03 ポイント)がやや小さいようにみえるが、このグループの人たちは平日の増加幅が大きい分、休日の家事・育児負担がそれほど大きくないためであると考えられる。

対照的に、担当する家事・育児数は、配偶者の希望により育休を取得した人の増加幅が平均 3.78 ポイントと最も大きく、会社の勧めにより取得した人で平均 3.20 ポイントと最も小さかった。

図表 4-20 育休取得のきっかけと休日の家事・育児参画の変化

		休日家事・育児時間		休日家事・育児数	
		出生前	出生1年後	出生前	出生1年後
育休を自ら希望 (n=275)	平均値	3.63	4.95	3.64	7.13
	標準偏差	2.74	3.47	1.43	2.78
育休を配偶者が希望 (n=93)	平均値	4.07	5.10	3.61	7.40
	標準偏差	3.08	2.94	1.77	2.69
育休を会社が勧めた (n=64)	平均値	4.11	5.42	3.39	6.59
	標準偏差	3.24	3.49	1.49	2.89

計量分析を行っても、自ら希望して育休を取得した場合には、休日の家事・育児時間、担当数が有意に増加することが確認できた。また、配偶者が希望した場合には、担当数のみが有意に増加していた。

図表 4-21 育休取得のきっかけが休日の家事・育児参画に与える影響の一階差分モデル

	休日の家事・育児時間(時間)				休日の家事・育児数(個数)			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
自ら希望	0.936 *** (.233)			1.177 *** (.280)	1.457 *** (.312)			2.608 *** (.344)
配偶者が希望		-0.413 (.395)		0.486 (.422)		0.329 (.556)		2.321 *** (.481)
会社の勧め			0.139 (.311)				-0.045 (.481)	
保育サービスの利用開始	0.352 (.263)	0.427 (.292)	0.348 (.307)	0.259 (.285)	0.508 (.337)	0.439 (.371)	0.502 (.399)	0.067 (.337)
親族等の手伝いの変化	-0.531 * (.227)	-0.404 † (.238)	-0.442 † (.258)	-0.611 * (.252)	0.693 (.545)	0.770 (.505)	0.807 (.499)	0.312 (.386)
配偶者の就業復帰	-0.094 (.410)	0.202 (.406)	0.257 (.425)	-0.129 (.423)	0.956 * (.410)	1.524 ** (.498)	1.485 ** (.517)	0.789 * (.375)
年次効果	0.091 (.074)	0.261 *** (.075)	0.224 ** (.086)	0.018 (.080)	0.694 *** (.095)	0.886 *** (.074)	0.913 *** (.093)	0.347 *** (.099)
N	435	435	435	435	435	435	435	435
R2	0.187	0.145	0.140	0.192	0.695	0.659	0.443	0.734

※係数の有意性は †  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$  で示した。

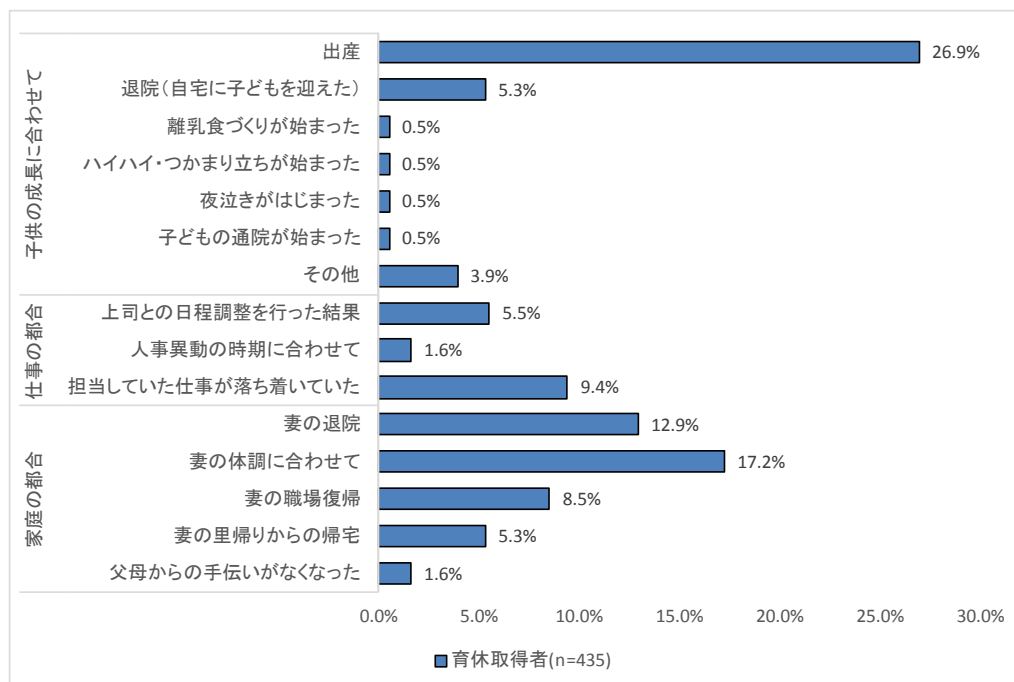
※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」(2014)では、夫の休日の家事・育児時間と第2子以降の出生状況の間に正の関係性があるが(内閣府：平成28年度版少子社会対策白書)、これらの結果から、夫の休日の家事・育児参画を増加させるためには、第1子出生に伴い、特に自ら希望したり、配偶者が希望することにより育休を取得することが有効であることが示された。

#### (b) 育休取得のタイミングが家事・育児参画に与える影響

独自に行ったインタビューから、育休取得のタイミングとして多くあげられたのは、「出産直後」、「配偶者の復職」という2つであったが、「配偶者の産後の体調」を考慮して適切な時期を決めたという家庭もあった。今回のデータでは、出産に合わせて取得した人が最も多く26.9%であったが、「妻の体調に合わせて」という人も17.2%であり、産後の配偶者をケアするために男性が育休を取得し、家事・育児を引き受けたという家庭も比較的多いことがわかる。

図表 4-22 育休取得のタイミングの決め手



ここでは、回答の比較的多かった「出産直後」、「配偶者の復職」、「配偶者の退院」、「配偶者の体調に合わせて」という4つのタイミングに着目して、計量分析を行った。その結果、家事・育児時間と担当数の両方で、配偶者の体調に合わせて取得することが、その後の家事・育児への関わりをより増加させていた。出産直後や育児中に負担の大きさから体調を崩す女性も多いことから、その時に男性が育休を取得することで、休業中に家事・育児を多く担当し、より効果的な取得となるのだろう。なお、出産直後に取得した場合にも、平日に担当する家事・育児の数が増加していた。

図表 4-23 育休取得のタイミングが平日の家事・育児時間に与える影響の一階差分モデル

	平日の家事育児時間(時間)				
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
出産	0.180 (.167)				
妻の退院		-0.044 (.157)			-0.053 (.138)
妻の体調			0.348 † (.209)		0.354 † (.212)
妻の復職				0.104 (.159)	0.115 (.159)
保育サービスの利用開始	0.218 (.134)	0.210 (.139)	0.213 (.133)	0.197 (.144)	0.217 (.132)
親族等の手伝いの変化	-0.197 * (.100)	-0.215 * (.103)	-0.231 * (.104)	-0.202 † (.108)	-0.224 * (.109)
配偶者の就業復帰	0.081 (.170)	0.121 (.149)	0.156 (.142)	0.124 (.149)	0.144 (.141)
年次効果	0.050 (.031)	0.077 * (.035)	0.044 (.029)	0.071 * (.035)	0.045 (.029)
N	431	431	431	431	431
R2	0.092	0.086	0.105	0.075	0.106

※係数の有意性は † $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

図表 4-24 育休取得のタイミングが平日の家事・育児数に与える影響の一階差分モデル

	平日の家事育児数(個数)				
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
出産	0.844 ** (.320)				
妻の退院		0.172 (.350)			0.055 (.330)
妻の体調			0.906 ** (.312)		0.885 ** (.309)
妻の復職				-0.655 (.416)	-0.558 (.426)
保育サービスの利用開始	1.019 *** (.269)	0.916 ** (.288)	0.976 *** (.270)	0.983 *** (.283)	0.998 *** (.283)
親族等の手伝いの変化	1.215 ** (.447)	1.158 ** (.427)	1.096 ** (.451)	1.083 ** (.416)	1.044 * (.460)
配偶者の就業復帰	1.476 *** (.396)	1.722 *** (.397)	1.768 *** (.385)	1.719 *** (.398)	1.797 *** (.391)
年次効果	0.499 *** (.064)	0.596 *** (.071)	0.532 *** (.065)	0.626 *** (.063)	0.544 *** (.076)
N	435	435	435	435	435
R2	0.092	0.578	0.590	0.580	0.593

※係数の有意性は † $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

### (c) 休業中の過ごし方が家事・育児参画に与える影響

育休中に長い時間、多くの種類の家事・育児に関わることは、1人でできる家事等が増えることになり、出生1年後の家事・育児参画の増加につながると考えられる。この点について、家事・育児の第1子出生前後の差と休業中の家事・育児参画の相関をみる



と、全ての変数で有意な正の相関が確認できた(図表4-25)。このことから、休業中の家事・育児参画と、第1子出生前後の家事・育児時間や担当数の増加幅には関連があり、休業中の家事・育児参画が増加すると、第1子出生前後の家事・育児時間や担当数の増加幅が大きくなる可能性が高いことがわかる。

さらに、図表には記載していないが、育休取得日数と家事・育児時間との相関は0.152 ( $p<.01$ )であったことから、長い期間育休を取得する人ほど、より長い時間、家事・育児に関わっていることも確認できた。

図表4-25 休業中の過ごし方と家事・育児参画の変化

	休業中 家事・育児時間	休業中 家事・育児数
平日家事育児時間の差 (after-before)	0.163***	0.112*
平日家事育児数の差 (after-before)	0.236***	0.325***
休日家事育児時間の差 (after-before)	0.312***	0.135**
休日家事育児数の差 (after-before)	0.203***	0.480***
N	431	431

※<sup>†</sup>  $p<.10$ , \*  $p<.05$ , \*\*  $p<.01$ , \*\*\*  $p<.001$

他の変数からの影響をコントロールしつつ、育休中の過ごし方が平日の家事・育児参画に及ぼす影響を一階差分モデルで分析したところ、平日の家事・育児時間には休業中の家事・育児時間が有意なプラスの影響を与えていた(図表4-26)。そして、平日の家事・育児担当数には、休業中の家事・育児時間も影響を与えているが、それ以上に休業中に担当した家事・育児数が大きな影響を与えていた。この結果から、休業期間に家事・育児を積極的に行うことが、その後の平日の家事・育児参画の継続につながっていることがわかった。

図表 4-26 休業中の過ごし方が平日の家事・育児参画に及ぼす影響の一階差分モデル

	平日の家事育児時間 (時間)			平日の家事・育児数 (個数)		
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル1	モデル2	モデル3
休業中家事育児時間	0.087 ** (.032)		0.076 * (.035)	0.216 *** (.032)		0.092 * (.038)
休業中家事育児数		0.072 ** (.024)	0.021 (.014)		0.310 *** (.039)	0.247 *** (.047)
保育サービスの利用開始	0.208 (.117)	0.133 (.136)	0.188 (.114)	0.966 *** (.259)	0.654 ** (.245)	0.722 ** (.254)
親族等の手伝いの変化	-0.140 † (.099)	-0.342 * (.139)	-0.186 † (.105)	1.325 ** (.439)	0.586 * (.282)	0.777 * (.318)
配偶者の就業復帰	0.038 (.150)	-0.001 (.174)	0.012 (.152)	1.436 *** (.348)	1.132 *** (.246)	1.136 *** (.250)
年次効果	-0.067 (.042)	-0.056 (.039)	-0.087 * (.042)	0.260 *** (.079)	0.056 (.077)	0.019 (.085)
N	431	431	431	435	435	435
R2	0.207	0.149	0.211	0.655	0.695	0.704

※係数の有意性は † $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

同様に、休日についても分析を行ったところ、平日と同様、時間には時間が、担当数には担当数が有意なプラスの影響を与えていた。この結果からも、育休期間中に家事・育児を積極的に担当することで、その習慣が形成され、育休期間が終了しても休日の家事・育児への関与が継続することがわかる。

図表 4-27 休業中の過ごし方が休日の家事・育児参画に及ぼす影響の一階差分モデル

	休日の家事育児時間 (時間)			休日の家事・育児数 (個数)		
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル1	モデル2	モデル3
休業中家事育児時間	0.215 *** (.035)		0.197 *** (.041)	0.257 *** (.031)		0.052 † (.029)
休業中家事育児数		0.171 *** (.036)	0.035 (.032)		0.446 *** (.029)	0.411 *** (.032)
保育サービスの利用開始	0.368 (.231)	0.187 (.280)	0.333 (.230)	0.526 † (.290)	0.081 (.232)	0.120 (.224)
親族等の手伝いの変化	-0.276 (.230)	-0.763 * (.346)	-0.355 (.261)	1.025 * (.481)	0.006 (.215)	0.114 (.211)
配偶者の就業復帰	-0.011 (.378)	-0.062 (.442)	-0.054 (.386)	1.179 ** (.417)	0.679 ** (.220)	0.681 ** (.221)
年次効果	-0.119 † (.069)	-0.075 (.096)	-0.153 * (.077)	0.493 *** (.084)	0.114 (.073)	0.093 (.071)
N	435	435	435	435	435	435
R2	0.321	0.223	0.324	0.743	0.846	0.848

※係数の有意性は † $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

なお、いくつかの先行研究(水落, 2006 など)によって示されているように、男性の勤

務時間と家事・育児時間の間には負の関連があるとされてきたが、本研究で出生1年後のデータを用いた場合にも同様に有意な負の相関がみられた( $r=-0.212, p<.001$ )。この結果から、働き方の見直しと家事・育児参画は相互に関連していることがわかる。

#### ④ 育休取得が家事・育児参画に与える影響の小括

以上の結果より、育休取得の有無により比較すると、育休を取得した男性は、出生前後の家事・育児参画の増加幅が有意に大きいことがわかった。特に、きっかけとしては「自分で希望すること」や「配偶者が希望すること」、タイミングとしては「出産直後」や「妻の体調に合わせること」、そして「休業中に長い時間家事・育児を行うこと」、「多くの種類の家事・育児を行うこと」が重要であることが明らかとなった。

これらのことから、育休期間中に積極的に家事・育児に携わることが、家事・育児のやり方の学習や習慣化につながり、育休後にもそれが継続していることが考えられる。

#### (4) 育休取得の有無や取得の仕方等が夫婦関係・追加出生意欲に与える影響

##### ① 育休取得の有無が夫婦関係・追加出生意欲に与える影響

夫婦関係・家族形成については、「本人の夫婦関係満足度」と「本人の第2子以降の追加出生意欲」という変数を使用する。

夫婦関係満足度について、出生前後の比較を行うと、育休取得者と非取得者の間に大きな差はみられなかった。同様に、第2子以降の追加出生意欲についても、育休取得者と非取得者の間に大きな差はみられなかった。

そして、育休の取得が夫婦関係満足度、追加出生意欲に与える影響を計量分析した結果でも、有意な影響はみられなかった。後述するように(「(a) 取得日数による影響」など)、単に育休を取得することよりも、取得の仕方が夫婦関係や追加出生意欲に影響を与える状況がみられた。

図表4-28 夫婦関係満足度、追加出生意欲の変化と育休取得の有無

		夫婦関係満足度		追加出生意欲	
		出生前	出生1年後	出生前	出生1年後
育休取得者 (n=435)	平均値	3.08	3.06	3.90	3.86
	標準偏差	0.82	0.82	1.33	1.35
育休非取得者 (n=4,975)	平均値	3.12	3.01	3.91	3.87
	標準偏差	0.78	0.84	1.36	1.36

図表 4-29 育休取得が夫婦関係満足度、追加出生意欲に与える影響の一階差分モデル

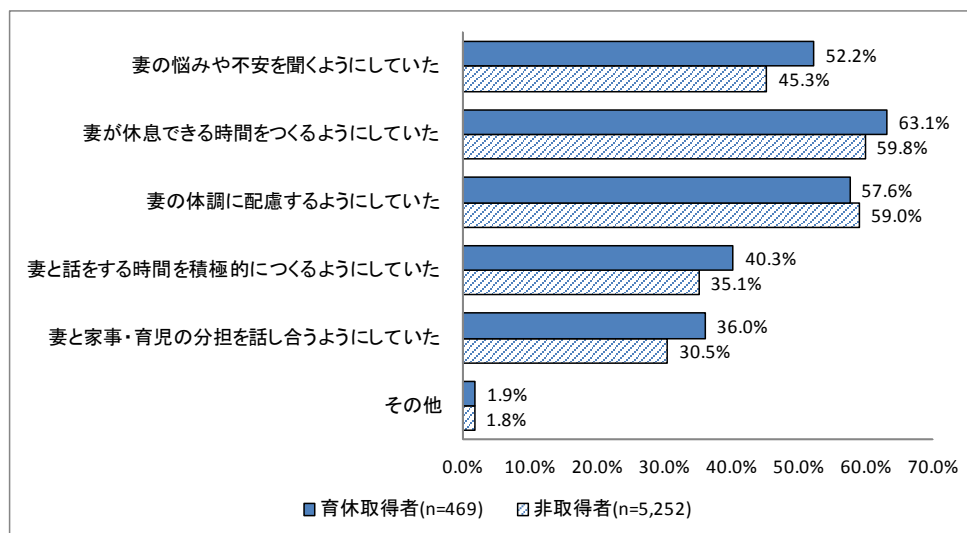
	夫婦関係満足度		追加出生意欲	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
育休取得	-0.145 (.135)	-0.050 (.127)	-0.110 (.083)	-0.087 (.081)
保育サービスの利用開始		-0.022 (.030)		-0.014 (.028)
親族等の手伝いの変化		-0.632 † (.036)		-0.076 (.054)
配偶者の就業復帰		0.025 (.039)		0.053 (.039)
年次効果		-0.031 *** (.004)		-0.007 (.004)
N	5165	5165	5410	5410
R2	0.004	0.028	0.001	0.003

※係数の有意性は †  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

しかし、育休取得後の配偶者に対する配慮の内容をみると(図表 4-30)、「妻の不安や悩みを聞くようにしていた」(52.2%)、「妻と話をする時間を積極的につくるようにしていた」(40.3%)といった項目で育休取得者の回答割合が高く、夫婦間のコミュニケーションは男性が育休取得した家庭の方がより円滑であると考えられる。

図表 4-30 育休取得後の配偶者への配慮(複数回答)



## ②育休の取得の仕方が夫婦関係・追加出生意欲に与える影響

### (a) 取得日数による影響

育休取得日数が増えると、夫婦で過ごす時間が増えるため、夫婦関係満足度や追加出

生意欲が高まると考えられる。この点について、保育サービスの利用などといった他の変数の影響をコントロールしつつ、計量分析を行ったところ、モデル1では育休取得日数が増えるほど夫婦関係満足度が高まることが確認できた。さらに、モデル2において、育休取得日数の2乗も有意にプラスの傾向を示していることから、その増加傾向は非線形である可能性もある。他方、追加出生に関しては有意な影響はみられず、育休取得日数が直接的な影響を与えてはいなかった。

図表4-31 育休取得日数が夫婦関係満足度、追加出生意欲に与える影響の一階差分モデル

	夫婦関係満足度		追加出生意欲	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
育休取得日数	0.003 *		0.001	
	(.001)		(.001)	
育休取得日数の2乗		0.001 †		0.000
		(.000)		(.000)
保育サービスの利用開始	-0.189	-0.155	-0.202	-0.191
	(.247)	(.250)	(.146)	(.145)
親族等の手伝いの変化	0.112	0.274	-0.946	-0.940
	(.251)	(.195)	(.711)	(.716)
配偶者の就業復帰	0.290	-0.115	0.075	0.067
	(.194)	(.053)	(.152)	(.152)
年次効果	-0.123 *	0.000 *	-0.041	-0.037
	(.054)	(.000)	(.032)	(.031)
N	295	295	299	299
R2	0.236	0.203	0.119	0.115

※係数の有意性は †  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

#### (b) 取得のタイミングによる影響

家事・育児参画と同様、育休取得のタイミングが異なることにより、夫婦関係満足度や追加出生意欲に差が生じると考えられる。ここでは、「出生直後」、「配偶者の体調に合わせて」、「配偶者の復職時」に育休を取得した人を対象に検討を行う。

一階差分モデルによる推計を行った結果、配偶者の体調に合わせて育休を取得した場合には、本人の追加出生意欲が有意に増加することが示された。この背景として、出産後に妻が体調を崩した場合、夫が育休を取得し、家事・育児面や情緒面でのサポートを提供することで、妻に育児等に関する安心感を与えるとともに、それによって夫本人も満足感を得ることが考えられる。

図表 4-3-2 取得のタイミングが夫婦関係満足度と追加出生意欲に与える影響の一階差分モデル

	夫婦関係満足度				追加出生意欲			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
出産	0.150 (.197)				0.109 (.133)			
妻の体調		0.269 (.186)		0.291 (.205)		0.200 † (.117)		0.211 † (.113)
妻の復職			0.274 (.207)	0.278 (.186)			0.377 (.240)	0.391 (.244)
保育サービスの利用開始	-0.086 (.189)	-0.090 (.198)	-0.114 (.217)	-0.107 (.203)	-0.078 (.127)	-0.081 (.131)	-0.109 (.138)	-0.103 (.131)
親族等の手伝いの変化	0.178 (.218)	0.149 (.197)	0.192 (.223)	0.177 (.210)	-0.341 (.378)	-0.361 (.374)	-0.314 (.379)	-0.324 (.375)
配偶者の就業復帰	0.255 † (.144)	0.316 † (.186)	0.284 (.173)	0.305 † (.175)	0.028 (.111)	0.073 (.128)	0.042 (.120)	0.059 (.122)
年次効果	-0.097 (.063)	-0.010 † (.052)	-0.084 † (.045)	-0.108 † (.056)	-0.040 (.037)	-0.043 (.035)	-0.035 (.027)	-0.053 (.033)
N	428	428	428	428	435	435	435	435
R2	0.123	0.139	0.126	0.153	0.045	0.051	0.057	0.068

※係数の有意性は † $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$  で示した。

※カッコ内は標準誤差(White の robust standard error)

さらに、家事・育児との関連も踏まえると、育休取得後の平日・休日の家事数と夫婦関係満足度に正の相関がみられた。前述のとおり(図表 4-2-6、図表 4-2-7)、休業中の過ごし方(家事・育児への積極的な参画)が、その後の平日の家事・育児に影響を与えていることからすると、育休を取得し、積極的に家事・育児に携わることで、家事・育児分担が促進され、ひいては夫婦関係満足度や追加出生意欲が増加すると考えられる。また、休業中の過ごし方(家事・育児への積極的な参画)は、その後の働き方の見直しにつながっている面もあり、そうした点も、夫婦関係満足度や追加出生意欲に影響しているとも考えられる。

図表 4-3-3 育休取得後の家事・育児参画と夫婦関係、追加出生の相関

	平日家事・育児 時間	平日家事・育児 数	休日家事・育児 時間	休日家事・育児 数
	夫婦関係満足度	-0.021	0.088**	0.000
追加出生意欲	0.021	0.082**	0.053**	0.097**
N	5189	5197	5410	5410

※† $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$

なお、先行研究(山口, 2009 など)から、夫婦関係満足度と追加出生意欲の間には正の関連があることは既に示されているが、本分析でも固定効果モデルにより夫婦関係満足度が第2子以降の追加出生意欲に与える影響を検討したところ、コントロール変数を含めても 0.182 ( $p<.001$ )と有意なプラスの影響が確認できた(図表等は割愛)。

## ③育休取得が夫婦関係・追加出生意欲に与える影響への小括

以上の結果から、特にタイミングよく育休を取得することは、本人の追加出生意欲に対してプラスの影響を与えること、また、休業期間中積極的に家事・育児に携わることは、本人の夫婦関係満足度と追加出生意欲に、プラスの影響を与えられられることが明らかとなった。夫が育休を取得し、出産後の妻の負担を軽減することで、夫婦間のコミュニケーションがより円滑になり、夫にとっても第1子の出生・育児がネガティブな経験とならずに、追加出生意欲が増加すると考えられる。

## IV まとめと政策含意

## 1. 育休取得の規定要因について

分析1では、職場要因と家庭要因を中心に、男性の育休取得を規定する要因について検討を行った。その結果、女性を対象とした育休取得の先行研究と同様に、職場要因が非常に大きな影響を与えていることが明らかとなった。勤務先が男性の家事・育児参画を後押しするような休暇等の制度を設けたり、育休期間の一部有給化等の取組を行ったりしている場合に、男性の育休取得率が高い状況が見られた。家庭要因をみると、第1子出生前から積極的に家事を行うなど、家事参画意欲が高い男性は、育休を取得する傾向にあった。

これらの結果から、今後男性の育休取得率を増加させるためには、育休の取得を希望する男性が育休を取得しやすい職場環境を整備するとともに、子どもが生まれる前から男性も家事に携わることができるような環境整備が求められるところである。そのためにも、現在政府が取り組んでいる長時間労働の是正等の「働き方改革」の実現が重要である。また、各企業の中で広まっている「イクメン」、「イクボス」などの取組により、男性の家事・育児への参画機運を一層高めていくための支援や、家事・育児参画意欲を向上させるための体験型イベント等を通じた啓発も重要であると考えられる。

図表5-1 男性の育休取得の規定要因に関する分析(分析1)の結果要約

職場要因	<ul style="list-style-type: none"> <li>・男性の家事・育児参画を後押しするような休暇等の制度を設けたり、男性の子育て参加の推進などの取組を勤務先が実施している場合、男性の育休取得率が高い。</li> <li>・直属の上司や職場が育休取得に対する理解を示す（支持的である）場合、男性の育休取得率が高い。</li> </ul>
家庭要因	<ul style="list-style-type: none"> <li>・出生前（第1子妊娠判明時）から、家事に積極的に参画している人は、育休を取得しやすい。</li> </ul>

## 2. 育休取得による変化・影響について

分析2では、男性が育休を取得することで、「働き方」、「家事・育児参画」、「夫婦関

係」がどのように変化するかを検証した。

#### (1) 働き方の変化

働き方の変化については、育休取得者は退社時間が早まり、会社にいる時間が短縮されていた。特に、自ら希望して育休を取得した人や、育休中に家事・育児に積極的に関わった人で効果が大きく、業務の進め方に対する工夫や意識改善もみられた。この変化の背景として、育休を取得することで、ワークライフバランスを保つための意識が向上し、業務の効率化等を通じて残業時間を削減していると考えられる。また、育休取得により、資格・専門知識の習得意欲が高まるなどといったキャリア形成に関する意識にも影響があり、育休取得者は会社への好感度や帰属意識も高いため、企業側にとってもメリットがあると考えられる。

#### (2) 家事・育児参画の変化

家事・育児参画では、育休取得者の方が第1子出生前後で、平日の家事・育児参画の増加幅が大きい傾向がみられた。きっかけとしては、「自分で希望すること」や「配偶者が希望すること」、タイミングとしては、「出産直後」や「妻の体調に合わせて」取得をすること、そして、「休業中に長い時間家事・育児を行うこと」、「多くの種類の家事・育児を行うこと」の重要性も示された。

この結果から、配偶者と相談しながら積極的に育休を取得し、「子育て初期に、子供と一緒に過ごす期間」を経験することや、家事・育児のやり方をしっかり学び、実践することが、男性の家事・育児参画の促進にとって重要であると考えられる。

#### (3) 夫婦関係・追加出生意欲の変化

夫婦関係についてみると、より長い期間育休を取得することで、本人の夫婦関係満足度が増加していた。この背景には、育休期間中には夫婦でコミュニケーションをとる時間が増えたり、家庭責任を夫婦で共有する意識が醸成されたりしていることが考えられる。また、配偶者の体調に合わせて育休を取得することで、本人の第2子以降の追加出生意欲が増加することも明らかとなった。出生後には妻の体調が優れないこともあるため、夫が家事・育児面でのサポートや情緒面でのサポートを提供することが、夫婦関係や夫にも影響を与えることが示される結果であった。さらには、休業中の家事・育児への積極的な取組が、夫婦関係満足度・追加出生意欲の向上につながる点もみられた。

#### (4) 政策含意

これらの結果は、男性が育休を取得することは、働き方の改善や家事・育児参画の増加など、様々なプラスの影響があることを示している。そして、取得のきっかけ、タイミングなどといった取得の仕方や、休業中の過ごし方に応じて、働き方の見直しやその



後の家事・育児への積極的な参画、夫婦関係満足度の上昇などといった夫婦関係のさらなる改善に差があることもわかった。また、男性の平日の家事・育児参画の増加と働き方の見直しは相互に影響していること、平日の家事・育児時間の増加が夫婦関係満足度、第2子以降の追加出生意欲に影響していることもわかった。育休を取得するかどうかはあくまでも個人の判断ではあるが、今後、男性の育休取得の促進について、育休取得後の家事・育児参画の増加を見越して男性のモチベーションの向上を図りつつ、その効果や企業への影響も含めて広く啓発活動や企業への働きかけを行うとともに、効果的な取得の仕方、休業中の家事・育児への関わり方についてもハンドブックを作成するなど、よりわかりやすく周知を行うことが重要である。企業への働きかけに際しては、育休取得が企業側にとってもメリットがあることを伝えつつ、男性の家事・育児参画を後押しするような休暇等の制度の導入や従業員へのセミナー等による周知などを促していくことが重要である。

なお、本研究では取得のきっかけやタイミング、休業中の過ごし方について個別に分析をしたが、これらの変数を同時に考慮したモデルを検証することで、さらなる知見が得られることが期待される。

図表5-2 男性の育休取得効果に関する分析の結果要約

働き方	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 育休を取得することで、会社にいる時間が短くなり、退社時間が早まる。</li> <li>・ 自ら希望して育休を取得した人は特に効果が大きく、会社にいる時間の短縮や、仕事の進め方に対する意識の改善が大きい。</li> <li>・ 育休中に家事・育児を積極的に行うことは、会社にいる時間の短縮や仕事の進め方の改善につながる。</li> <li>・ 育休取得者はキャリア形成に対する意識にもよい影響を与える。</li> </ul>
家事・育児参画	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 育休を取得することで、非取得者より平日の家事・育児参画の増加幅が大きくなる。</li> <li>・ 自ら希望して育休を取得することが、最もその後の平日の家事・育児参画を促進し、次いで、配偶者が育休取得を希望することがその後の平日の家事・育児参画を促進する。</li> <li>・ 出生直後や配偶者の体調に合わせて育休を取得することで、その後の平日の家事・育児参画を促進する。</li> <li>・ 育休中に、長い時間、多くの種類の家事・育児を行うことが、その後の平日の家事・育児参画を促進する。</li> </ul>
夫婦関係	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 育休の取得期間が長いほど、本人の夫婦関係満足度は増加する。</li> <li>・ 配偶者の体調に合わせて育休を取得することで、本人の追加出生意欲が高まる。</li> <li>・ 育休中の家事・育児への積極的参画が、本人の夫婦関係満足度・追加出生意欲の向上にとって重要。</li> </ul>

## 参考文献

- 稲葉昭英（1998）「どんな男性が家事・育児をするのか?:社会階層と男性の家事・育児参加」 渡辺秀樹・志田基与師編『階層と結婚・家族』 1995年SSM調査研究会 pp.1-42.
- 久保桂子（2009）「フルタイム就業夫婦の育児分担を規定する要因ー仕事との時間的葛藤を生じる育児を中心に」 家族社会学研究, 19, 20-31.
- 小葉武史・安岡匡也・浦川邦夫（2009）「夫の家事育児参加と出産行動」 季刊・社会保障研究, 44, 447-459.
- 曹成虎（2013）「JGSS 統計分析セミナー2013ー傾向スコア・ウェイティング法を用いた応用モデルー」 日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集 14, 37-51.
- 武石恵美子（2011）「父親の育児に関する調査研究ー育児休業取得について 研究報告書」 平成 22 年度児童関連サービス調査研究等事業報告書 財団法人こども未来財団.
- 津谷典子（2002）「男性の家庭役割とジェンダー・システムー日米比較の視点からー」 阿藤誠・早瀬保子編『ジェンダーと人口問題』 大明堂, 167-210.
- 戸田淳仁・樋口美雄（2011）「労働時間や家事時間の長い夫婦ほど出生率は低い」 樋口美雄・府川哲夫編著『ワーク・ライフ・バランスと家族形成：少子社会を変える働き方』 東京大学出版会.
- 内閣府（2016）平成 28 年度版少子化社会対策白書.
- 永瀬伸子（2003）「何が女性の就業継続を阻むのか」 日本労働研究機構『育児休業制度に関する調査研究報告書ー女性の仕事と家庭生活に関する研究調査結果を中心に』 日本労働研究機構調査研究報告書 No.157.
- 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分析」 人口学研究, 50, 29-53.
- 林光（2011）「JGSS 統計分析セミナー2011ー傾向スコア・ウェイティング法を用いる因果分析ー」 日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集 12, 107-127.
- 樋口美雄（1994）「育児休業制度の実証分析」 社会保障研究所編『現代家族と社会保障：結婚・出生・育児』 東京大学出版会.
- 星野崇宏（2009）「調査観察データの統計科学：因果推論・選択バイアス・データ融合」 (シリーズ確率と情報の科学) 岩波書店.
- 水落正明（2006）「家計の時間配分行動と父親の育児参加」 季刊・社会保障研究, 42, 149-164.
- 水落正明（2011）「夫の出産・育児に関する休暇取得が出生に与える影響」 季刊・社会保障研究, 46, 403-413.
- 山口一男（2009）「ワークライフバランス：実証と政策提言」 日本経済新聞出版社.

Kuroda, S. & Yamamoto, I. (2013) “Do Peers Affect Determination of Work Hours? Evidence Based on Unique Employee Data from Global Japanese Firms in Europe” *Journal of Labor Research*, 34, 359-388.

## Appendix 傾向スコアの計算と推計モデルの詳細

### I 傾向スコアに基づいたウェイトの作成

個人  $i$  が育休を取得する確率(傾向スコア)を計算し、それを基にしたウェイトを用いた推計を行うことで、育休取得に対する割り付け確率を補正することができる(星野, 2009)。個人  $i$  が時点 2 で育休を取得する確率を時点 1 の回答者の属性、職場要因、家庭要因でロジット推計すると、個人  $i$  の傾向スコア  $e_i$  は、

$$e_i = \Pr(Z_i = 1|X_i) = E(Z_i|X_i) \quad (1)$$

として算出される。ここで、 $Z_i$  は育休取得有無を表す二項変数(where  $Z = \{0,1\}$ )であり、 $X_i$  は第 1 子の妊娠が判明した時点での個人属性、職場要因、家庭要因を含む変数ベクトルである。

そして、ここでは  $e_i$  を wtdfl 法(曹, 2013; 林, 2011)により変換したウェイトを作成する。そのプロセスは、まず、

$$WT = \frac{Z}{P(Z = 1|e_i)} + \frac{1 - Z}{1 - P(Z = 1|e_i)} \quad (2)$$

を計算し、図表 A—1 のような統計量を得る。なお、育休取得者が  $WT_1$ 、非取得者が  $WT_2$  である。そして、ウェイトを調整するために、以下の計算によって  $WT_{DFL}$  を算出する。

$$WT_{DFL} = \frac{435}{5144.256} WT_1 + \frac{(5140 - 435)}{5409.866} WT_2 \quad (3)$$

調整後の値をみると、合計がサンプル数と一致し、平均が 1 になっていることが確認できる。DFL (DiNardo, Fortin, Lemieux) 法は IPW (Inverse Probability Weight) を用いて処置変数と説明変数の相関を無くすことが目的であるが、実際に相関をみると、調整前の有意性が調整後には消えていることがわかる。これは、適切に傾向スコアが作成できたことを示している。

図表 A—1 ウェイト作成のための統計量

調整前	合計	平均	標準偏差
$WT_1$	5144.256	0.951	7.523
$WT_2$	5409.866	1.000	0.326
育休取得者	435		
N	5410		
調整後	合計	平均	標準偏差
$WT_{DFL}$	5410.000	1.000	0.589
	調整前	調整後	
ZとXの相関	0.367**	0.000	

\*\*\*  $p < .01$

以上より、育休の効果を確認するために、適切なウェイトが作成されたことがわかる。これにより、第 1 子出生前の個人属性、職場要因、家庭要因を考慮した上で、育休を取

得るかどうかの割付確率が算出された。

## II 育休効果の推計モデル

本研究では、育休取得者を Treatment Group (処置群)、非取得者を Control Group (統制群)とみなし、育休取得の効果を推計した。分析枠組みは Kuroda and Yamamoto (2013)に従い、一階差分モデルを用いた加重最小二乗推計である。

本研究では、 $\tau + 1$ 年に第1子が出生し、育休を取得した男性  $n$  人、取得しなかった男性  $m$  人に対して、

$$\Delta y_{i,2016-\tau} = \alpha \Delta PL_{i,2016-\tau} + \beta \Delta X_{i,2016-\tau} + \gamma(\lambda_{2016} - \lambda_{\tau}) + \Delta \varepsilon_{i,2016-\tau}$$

where  $i = \{(n_1, \dots, n_N), (m_1, \dots, m_N)\}, \tau = 2011 \dots 2015$  (4)

という1階差分モデルを用いた推計を行うことで、育休取得効果の検証を行った。ここで、 $PL_{i,2016-\tau}$ は育休取得(Parental Leave)の有無、 $X_{i,2016-\tau}$ はコントロール変数ベクトルを示す。このように1階差分をとることで、観測不可能な要因や個人固有の効果は除去されたものと仮定できる。なお、標準誤差は White の robust standard error を用いた。

さらに、育休取得者を対象に、休業中の過ごし方等の影響を分析する場合には、(4)式に休業の取り方ベクトル $\Omega_i$ を交差項として加えた、

$$\Delta y_{i,2016-\tau} = \alpha(\Omega_i) \Delta PL_{i,2016-\tau} + \beta \Delta X_{i,2016-\tau} + \gamma(\lambda_{2016} - \lambda_{\tau}) + \Delta \varepsilon_{i,2016-\tau} \quad (5)$$

を加重最小二乗推計した。