

東京大学公共政策大学院

2022 年度 S セメスター

事例研究(政策評価のための因果推論)

育児休業の取得がキャリアにもたらす影響に関する

計量分析と政策的示唆

経済政策コース 3 年 廣瀬真衣子

経済政策コース 2 年 松浦幹

国際公共コース 2 年 細野慎太郎

目次

1. はじめに
2. 次世代育成支援政策の現状
 - 問題背景
 - 全国的な子ども・子育て支援政策の概要
 - 三重県における次世代育成支援政策の概要と成果
 - 三重県における次世代育成支援政策の課題
3. 使用したデータの概要
 - データの概要
 - 記述統計
4. 分析手法と結果
 - 分析①育休取得が自身の残業時間に与える影響
 - 仮説と分析モデル
 - 分析結果と考察
 - 分析②育休取得が周囲の残業時間に与える影響
 - 仮説と分析モデル
 - 分析結果と考察
5. 結論と示唆
- 謝辞
- 参考文献
- A. 補論
 - 1. 分析③育休取得がその後の昇進確率に与える影響
 - 1. 仮説と分析モデル
 - 2. 分析結果と考察

1. はじめに

近年の日本社会において、一連の働き方改革に向けた取り組みは重要な政策課題として認識されてきた。その中でも特に大きなテーマが、育児休業の取得も含めた仕事と家庭の両立（ワークライフバランス）の充実に関する取り組みである。深刻さを増す少子化の現状を解決する手段として、女性の社会進出と結婚や出産・育児を両立させるための支援の重要性が強調されてきた。しかしその一方で、依然として根深く存在する男女の役割分担意識や、それを背景とした女性の働きづらさ、出産・育児と仕事の両立の難しさについての指摘も多い。今回の分析では人々の育児休業の取得という点に着目し、育児休業の取得が女性のキャリアにどのような影響を与えるのかを検証する。具体的には、昇進を含めた女性のキャリアパスや自身・同僚の残業時間といった労働環境の側面に対し、育児休業の取得がどのような効果をもたらすのかについて、計量経済学的手法を用いた分析から示唆を与えることを目指す。

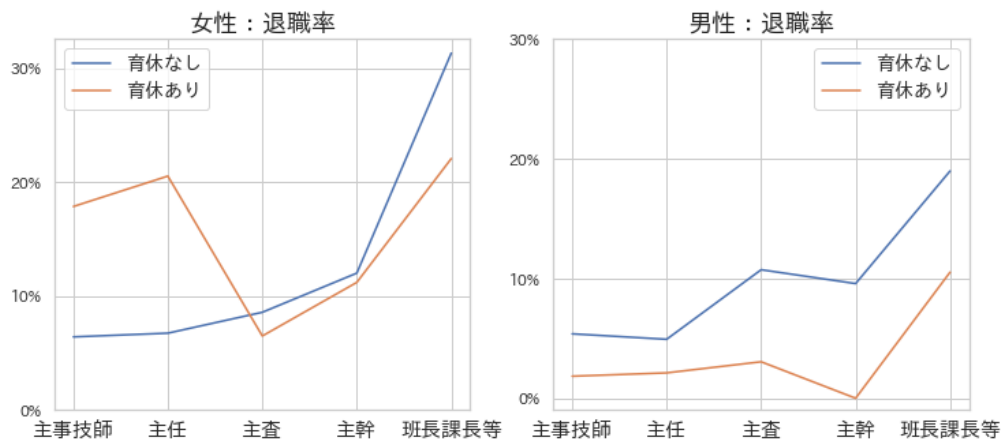
育児休業がキャリアにもたらす影響に関して分析を行なった先行研究はあまり多くは見られない。育児休業の取得が女性のキャリアにもたらす影響について分析したものとして、打越(2009)は育休制度の中長期的な就業への影響に関して、就業継続に関する選択バイアスと育休制度を利用するかどうかに関する選択バイアスの2つを考慮した上で分析を行っている。分析の結果、育児休業の取得は出産直後には就業を促進する効果が高く、その効果は中長期的に見ても無視できないものとなった。佐々木(2020)ではワークライフバランス制度の取得が個人の昇進にどのような影響を与えるかを検証しており、1年以上の育休をとった場合、男性の場合のみ昇進に遅れが見られ、女性にはその効果は見られないことを明らかにした。このように、育児休業の取得はキャリアに対して一概にネガティブな影響を与えているわけではない一方、ワークライフバランス制度の利用は周囲に負担がかかる、との理由から従業員からは利用が躊躇されている(Veiga et al. 2004)。

以上のように、先行研究では育児休業の取得が就業促進の効果がある一方で、昇進に対しては一定の範囲でネガティブな効果があることが示された。そこで本稿では、育児休業取得がどのようなパスによって昇進に影響を与えるのかを分析するべく、残業時間を介した影響に着目した。また、実際にワークライフバランス制度の利用が周囲に負担を強いているのかを、部署内で育児休業取得者が増加した場合の残業時間の変化を測ることで測定した。

分析の結果として、男女間の退職率、特に育児休業を取得した者とそうでない者の間で大きな差異があることが明らかになった。図表1は男女・育児休業の取得経験有無でデータを分割した上で各職名における退職率を算出し、その推移をグラフで表現したものである。この結果から、女性の退職率は主事技師や主任といった比較的年次の低い職名の段階

で大きく増加していることが明らかになった。一方男性を見ると、むしろ育児休業取得の方が退職率が低くなるという正反対の結果が得られている。育児取得の有無で退職率が統計的に異なるかについても検定を用いて確認したところ、女性の退職率は5%の有意水準において上昇しているという結果が明らかになった（反対に、男性の退職率は有意に減少していた）。この結果から、女性の育休取得とその後の退職率の高まりには関係性があることが明らかとなった。この背景に存在する理由は多く考えられるが、育休復帰者にとっての負担としては、仕事と育児の両立による負担や、長期休暇を挟むことによって生じる感覚の鈍り、それによってもたらされる追加的な負担や、人間関係などの周囲の環境変化によるストレスが挙げられる。これらの要因によって、復帰後の業務負担の増加が残業時間の増加という形で存在している可能性が考えられる。また育児休業取得によって生じる職場への負担や自身の生産性の低下がその後の昇進に負の影響があるのではないかという懸念を職員が抱くことによって、退職を選択してしまうという可能性も考えられる。今回の分析ではこの2つの点、すなわち育児休業の取得と残業時間、その後の昇進への影響という2点に着目し、データからこの潜在的な課題に関するボトルネックの構造と、解決に必要な示唆を与えることを目指す。

図表1：三重県庁における育休取得者の退職率（男女別）



2. 次世代育成支援政策の現状

2.1. 問題背景

日本における出生率は減少の一途を辿っており、少子化の進展は深刻な状態であると認識されている。日本の合計特殊出生率は1971～1974年の「第2次ベビーブーム」をピークに減少を続け、1989年には史上最低となる1.57を記録した（「1.57ショック」）。その後も出生率の減少に歯止めはかからなかったことから、1992年の国民生活白書では初めて「少子化」という語が用いられ、社会的な課題として認識されるに至った。少子化の要因としては主に2つのものが考えられる。1つは社会的な価値観の変容に伴う晩婚化の進展と未婚率の増加、もう1つは女性の社会進出と子育ての両立に関する状況である。¹未婚率に関しては、お見合い文化の衰退や若者の結婚に対する考え方の変化、教育費の増加といった経済的な要因も合わさった結果、1970年代以降増加傾向が続いてきた。また未婚率の増加の一因として女性の社会進出の進行も挙げられるが、働く女性が増えた結果の晩婚化、未婚女性の増加や、働きながら子育てをする女性への支援制度が整っていないことなどが影響して出生率は低下に向かった。こうした状況を鑑みて、1990年後半以降政府は少子化対策を目的として子育て支援政策を打ち出した。

2.2. 全国的な子ども・子育て支援政策の概要

前述したように、1990年の「1.57ショック」をきっかけに政府は出生率の低下・子供の数の減少を問題として認識し、課題解決に向けて仕事と子育ての両立支援や子供を産み育てやすい環境づくりに向けて対策を打ち出していった。²最初に打ち出されたのは、1994年に策定された、今後10年間に取り組むべき基本的方向と重点施策を定めた「今後の子育て支援のための施策の基本的方向について」（通称：エンゼルプラン）である。またこのプランの実施に向けて、保育所の数の拡大や低年齢児（0～2歳）保育など多様な保育サービスの充実や、地域子育て支援センターの整備等を測るための「緊急保育対策等5か年事業」が策定された。

その後1999年に閣議決定された「少子化対策推進基本方針」と、この方針に基づく具体的実施計画として策定された「重点的に推進すべき少子化対策の具体的実施計画について」（通称：新エンゼルプラン）に基づいて、これまでのプランと事業計画を雇用や保健、

¹ 内閣府（2011年）『平成23年版 子供・子育て白書、第1節「子ども・子育てビジョン」までの経緯』（https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2011/23webhonpen/html/b1_s1_1.html）2022/07/18）最終アクセス2022/07/19

² 内閣府（2011）*Ibid.*

教育に関する事業を盛り込んだものに見直された。

その後 2003 年には、家庭や地域の子育て力の低下に対応し社会全体で家庭を支援するという観点から、地方公共団体及び企業における 10 年間の集中的・計画的な取組の促進を目的とした「次世代育成支援対策推進法」が制定された。これによって、地方公共団体及び事業主が、次世代育成に向けた行動計画をそれぞれで策定し、実施していくことが目指された。

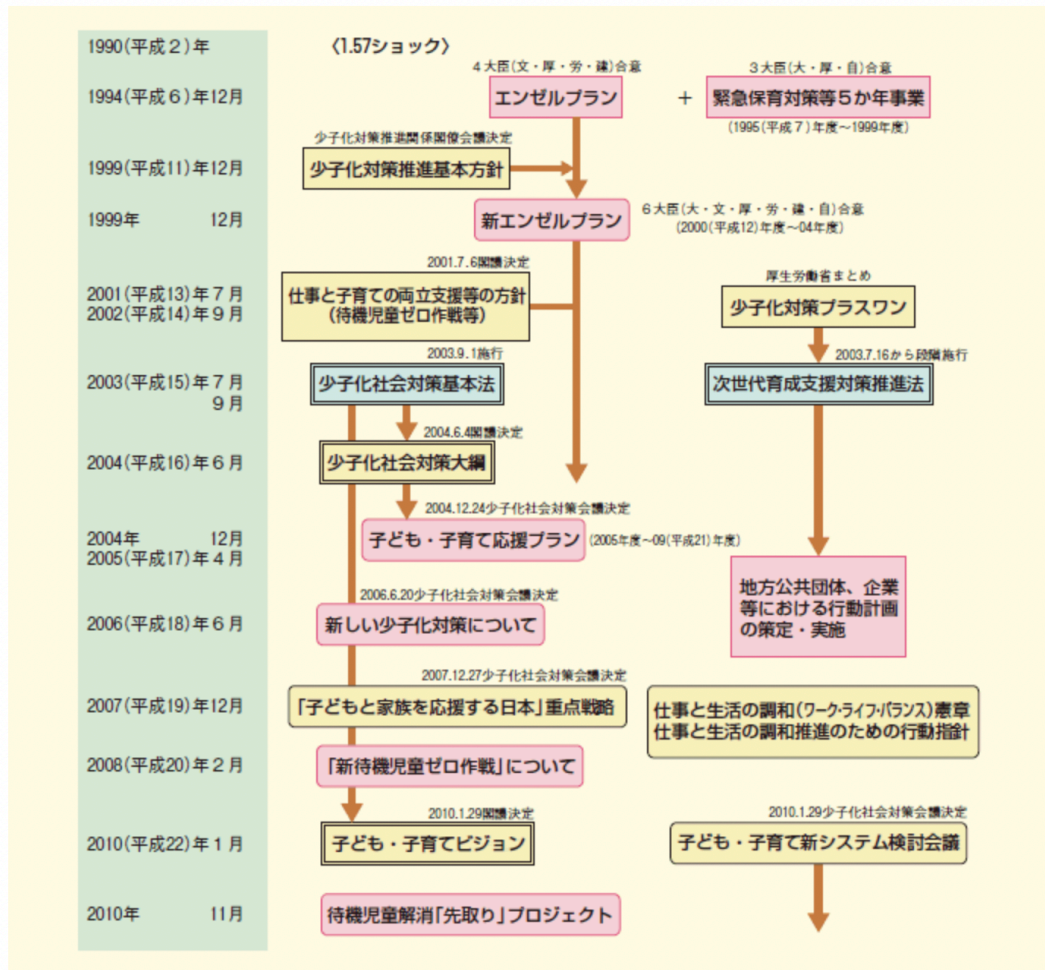
さらに同じく 2003 年には、少子化社会において講じられる施策の基本理念を明らかにし、少子化に的確に対処するための施策を総合的に推進するために「少子化社会対策基本法」が制定された。³翌 2004 年には同法に基づき「少子化社会対策大綱」が閣議決定された。この大綱では子どもが健康に育つ社会、子どもを生み、育てることに喜びを感じることものできる社会への転換が喫緊の課題とされ、少子化の流れを変えるための施策を実施するために「3 つの視点」「4 つの重点課題」「28 の具体的行動」が提示された。

2005 年には、人口動態の統計をとり始めた 1899 年以来初となる総人口の減少に直面し、出生数 106 万人、合計特殊出生率 1.26 といういずれも過去最低の水準を記録した。これを受けて、少子化対策の抜本的な強化・拡充を目標に、2006 年には「新しい少子化対策について」が決定された。ここでは、「家族の日」や「家族の週間」の制定などによる家族・地域のきずなの再生や国民運動の推進、すべての子育て家庭を支援するという観点のもと年襟進行ごとの子育て支援作が掲げられた。2007 年には、少子高齢化についての一層厳しい見通しなどを踏まえて、「子供と家族を応援する日本」重点戦略が取りまとめられた。この中で、就労と結婚・出産・子育ての二者択一構造を解決するための「働き方の見直しによる仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）の実現」や、その基盤となる「包括的な次世代育成支援の枠組みの構築」（「親の就労と子供支援の育成の両立」と「家庭における子育て」）を包括的に支援する仕組み）を同時に実現していくことが不可欠とされた。

また少子化対策担当大臣の下、有権者や事業者、地方自治体や国民からの意見募集を踏まえた上で、2010 年に「子供・子育てビジョン」が閣議決定された。ここではこれまでの取り組みに対する評価として、少子化施策に関する利用者の以降調査や数値目標の達成度などをもとに検討が行われた。このビジョンは「子供が主人公（チルドレン・ファースト）」という考え方のもと、これまでの「少子化対策」から「子供・子育て支援」に視点が移され、「生活と仕事と子育ての調和」を目指すものとなっている。

³ Ibid.

図表 2-1 これまでの政策的取り組み



(内閣府(2011年)『平成23年版 子供・子育て白書、第1節
「子ども・子育てビジョン」までの経緯』より抜粋)

2.3. 三重県における次世代育成支援政策の概要と成果

こうした政府が示す政策の方向性を踏まえた上で、地方自治体においても様々な取組がなされている。今回は、三重県における次世代育成支援政策の概要とその成果についてこの節で述べる。三重県庁においては、「必要な時に、必要なだけ、安心して」子育てに関わることができる職場づくり」という方針のもと、「次世代育成のための三重県特定事業主行動計画」が策定された。これは2003年に制定された「次世代育成支援対策基本法」に基づき、三重県における次世代育成を支援する取り組みの計画的かつ着実な推進を目的として

策定されたものであり、職場環境の改善を目指す「ワークライフマネジメント」の取り組みと並行して進められてきた。具体的な取り組みとしては、「管理職のイクボス⁴宣言による、子育て等を行う職員の仕事と家庭の両立を支援する職場環境づくり」や、「職場環境づくりに取り組む姿勢を管理職の評価に取り入れることによる、ワークライフマネジメントの推進に向けた人事配置」「こども参観の実施による意識・風土の醸成」、「時差出勤制度や休暇制度の充実・見直し」「産休育休取得者向けのメールマガジンやリーフレット配布による制度の周知」などが挙げられる。こうした取り組みの成果として、三重県は独自のアンケートである「日本一働きやすい県庁（しょくば）アンケート 2021」において、全体の満足度が直近 8 年間で最も高い水準となるなど、着実に成果を上げていることがわかる。⁵

2.4. 三重県における次世代育成支援政策の課題

一方で課題も存在する。同アンケートの他の質問項目である「あなたは「ワーク」も「ライフ」も充実した働き方、生き方ができていると思いますか」という項目については満足度が 28 項目中 25 位にとどまるなど、ワークライフバランスの実現という点については依然として改善の余地がある。また育児休業の取得に関するアンケートにおいても、「他の職員の負担が増えることが目に見えているので取れない」「バックアップする体制が整っておらず、利用を躊躇してしまう」といった声や、育休取得者の周囲からも、「支えている側へのフォローは労いの言葉だけであり、ライフを犠牲にして組織に貢献せざるを得ない職場環境となっている」という声上がるなど、子育てとの両立、育休取得の促進という観点からも解決すべき課題が存在することが考えられる。こうした要因から考えられる現状では育児休業を取得し子育てをする職員を支える、周囲の職員に対してフォローアップが不足している点、また男性の育休取得率の向上という観点に重きを置くあまり、女性の産休・育休取得やその後の復帰に対するフォローアップが十分に実施されていないのではないかという点が課題として浮かび上がってきた。

⁴ 「部下や同僚等の育児や介護・ワークライフバランス等に配慮・理解のある上司」を意味する言葉（出典：厚生労働省『日本総イクボス宣言プロジェクト！！』（ひろがれイクボスの輪)）

⁵ 三重県庁『日本一、働きやすい県庁（しょくば）アンケート 2021 の概要』

(<https://www.pref.mie.lg.jp/common/content/000991055.pdf>) 最終アクセス 2022/07/19

3. 使用したデータの概要

3.1. データの概要

今回の分析では三重県庁より提供を受けた「三重県時間外実績データ」を用いた。このデータには 2017 年から 2021 年の期間における残業時間の実績について、その開始時刻と終了時刻、職員番号とハッシュ化された部署コード、勤務日などが記録されている。また各職員番号に対しては、年度ごとにその職員に関する属性データ（年度、性別、年齢、職種、職名名称、配偶者の有無、子供の数、同居者数、通勤時間、育休取得歴の有無、など）が記載されている。本節でこのデータそのものからわかる統計的事実について述べることで、第 2 節で述べた問題点についての現状を把握し、第 5 節の分析への橋渡しとする。また職員の属性データに関して、独自に「退職」データを作成した。これはデータ収集期間中に退職している職員を特定するために、次年度における属性データが含まれていない職員についてはその年度で退職していると仮定し作成したものである（2017 年度のデータが存在するが 2018 年度のデータがない職員の場合は、2017 年度を持って「退職」したとみなしている）。これをもとに、第 1 節で述べた退職率に関する分析を行った。

3.2. 記述統計

まず、データから得られる記述的統計について述べる。2017 年～2021 年のデータには 5222 人分の職員 ID が存在し、残業時間の記録に関しては 5 年間合計で約 120 万件のデータが含まれている。今回の分析では育児休業の取得と残業時間・昇進の関係について扱うが、分析における地位・昇進の定義は「職名名称」データを元に定めている。地位が低い職名から順に「主事技師、主任、主査、主幹、班長課長等」の 5 つに絞り、この 5 段階の昇進構造を今回の分析対象とする。

2021 年の一般事務職員のデータから、主要な属性変数と残業時間の平均値を職名ごとにまとめたのが次の図表 3-1 である。また三重県庁の一般事務職における年齢と職名の間の分布を示したものが図表 3-2 である。この表から、全体としての職員の中での女性の比率は 3 割ほどであり、特に班長課長級でその割合が低いことが読み取れる。また年齢については職名があがるごとに単調に増加するという年功序列制が確認できる。年齢と昇進の関係をグラフにしたものが次のグラフであるが、ここからも年齢の上昇と共に次の地位の職名に移行し、おおよそ 50 代半ばで多くが主査、あるいは班長課長等に到達することがわかる。なお、グラフ中の縦の点線は表に示した各職名での平均年齢を表す。また 60 代以降で主査の数が大きく増加しているが、これは再就職をする定年後の職員が影響していると考えられる。

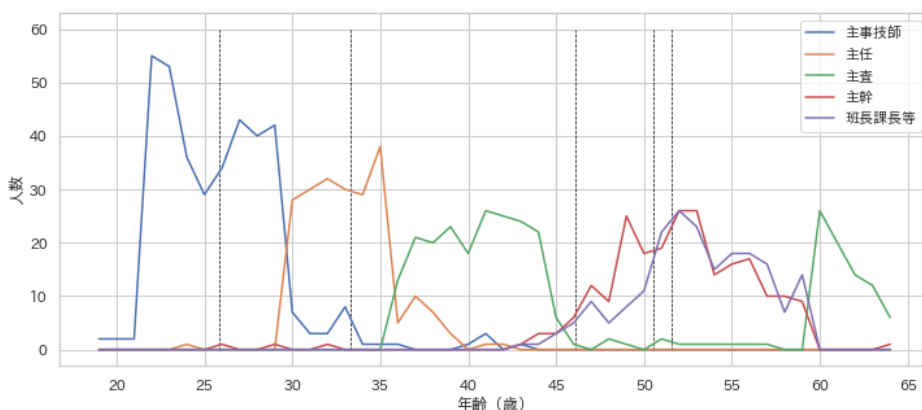
また育休取得率（過去の育休取得経験の有無）については、出産や子育てを経験する年

年齢層である主任～主幹クラスで高くなっていることがわかる。またその年の平均残業時間については、主任の段階で最も高くなっていることがわかった。

図表 3-1： 職名別・属性変数の平均値

職名	女性比率	結婚率	年齢	子供の数	育休取得率	平均残業時間
主事技師	39%	16%	25.87歳	0.07 人	5%	9,694 分
主任	27%	49%	33.29歳	0.42 人	20%	12,419 分
主査	27%	73%	46.12歳	0.66 人	28%	9,446 分
主幹	32%	73%	50.51歳	0.74 人	26%	9,360 分
班長課長等	15%	84%	51.58歳	0.91 人	15%	10,976 分
全体	28%	59%	42.06歳	0.56 人	19%	10,158 分

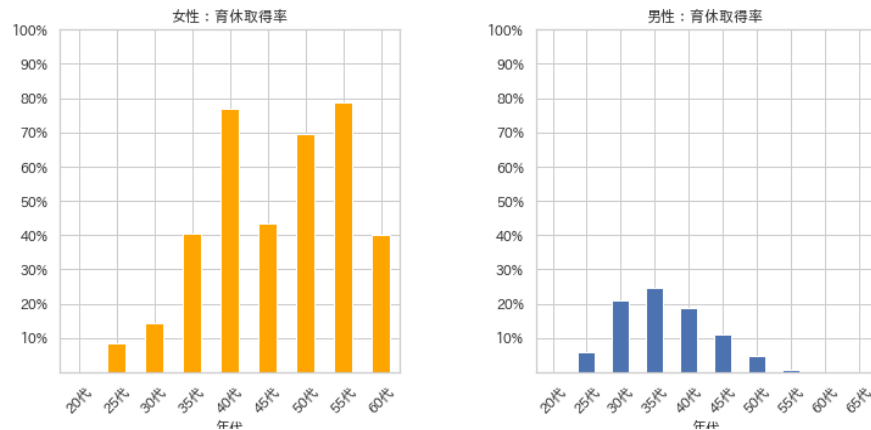
図表 3-2； 年齢と職名の変化（昇進）の関係



次に、これらの指標について男女ごとの違いに着目した集計を行った。育児休業の取得率や職名の分布、残業時間といった指標に着目して、データからわかる現状を分析する。

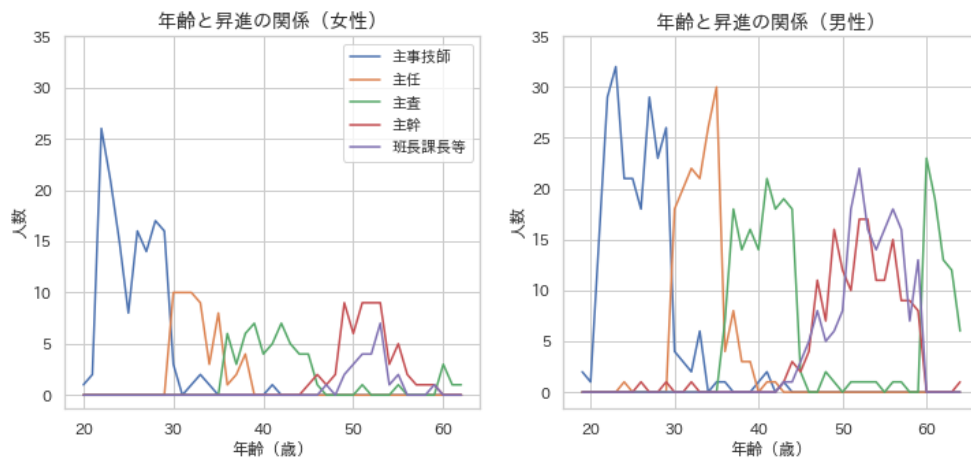
まずは、男女間の育休取得率の違いを示す図表 3-3 について述べる。このグラフでは 20 歳から 65 歳までの職員を 5 歳ごとに階級分けした時の育休取得率の違いを示しているが、女性の育休取得率と男性のそれには大きな開きがあることがわかる。40 歳～45 歳の女性は約 80%が育休取得経験があるのに対して、男性は最も高い 30～35 歳の階級で 20%を少し上回る程度である。この結果から、現状育児休業の取得に対する姿勢は男女間で大きな隔たりがあることが確認できた。

図表 3-3：男女別の育休取得率



次に、先ほど示した年齢と昇進の関係性についても男女で分解したものが図表 3-4 である。このグラフから、男性は年次があがるにつれての人数の減少が比較的小さいのに対して、女性は主事技師から主任への昇進の際に大きく人数が減少していることがわかる。これは、第 1 節で述べた退職率に関する結果と関係するものだと考えられる。

図表 3-4：男女別・年齢と昇進の関係



4. 分析手法と結果

4.1. 育休取得が自身の残業時間に与える影響

4.1.1. 仮説と分析モデル

本節では、過去の育休取得がその後のキャリアを通じて自身の残業時間にどういった影響を及ぼすのかを検証する。女性の退職率を高める要因として二つの仮説が考えられる。

一つは、職場復帰後の残業時間が負担となり、退職を決めるという仮説である。具体的には、職場復帰後、育児休業中に業務が増大し、それに対応する必要から残業時間が増加して仕事と家庭が両立できなくなってしまう可能性が考えられる。さらに、残業時間自体は減少しているものの、その減少幅が少ないために結局就業を継続することが困難になってしまっているというケースも考えられる。

もう一つは、職場復帰後のキャリアに不安や焦りを抱いた結果、退職を決めるという仮説である。具体的には、職場復帰後に育休取得以前と同様の働き方をすることができずと上司や人事から判断されたり、家庭との両立を図るべく自ら業務量や残業時間を調整したりした結果、責任ある仕事を任せてもらえなくなってしまう仕事のやりがいや失ったり、昇進しづらくなったりすることが女性の高い退職率につながっている可能性がある。この仮説に関して、過去の育休取得歴が昇進にネガティブな影響を与えているのかという検証は補論に譲る。本節では、職場復帰後に残業時間の減少が認められた場合、それは「育休取得者がその後責任ある仕事を任せてもらえなくなる」という現象が顕在化した結果であるとの仮定のもと、育休取得前後で残業時間がどのように変化しているのかを検証している。

以上の仮説を検証するため、月残業時間を被説明変数にとり、育休取得歴を説明変数として重回帰分析を実施する。それにより育児休業の取得が、その後の自身の残業時間にどういった影響をもたらしているのかを検証する。モデルは次のようになる。

$$\begin{aligned} overwork_i = & \beta_1 chileave_i + \beta_2 rank_i + \beta_3 chileave_i \times rank_i + \beta_4 size_i + \beta_5 age_i \\ & + \beta_6 marriage_i + \beta_7 commute_i + \beta_8 numdep_i + \beta_9 job_i + year_y + month_m + \varepsilon_i \end{aligned}$$

ただし、 i は個人を示し、被説明変数となる $overwork$ は個人 i の月あたり残業時間（分）を表す。 $chileave$ 、 $rank$ 、 $size$ 、 age 、 $marriage$ 、 $commute$ 、 $numdep$ 、 job はそれぞれ、過去の育休取得歴、職名名称、所属する部署の人数、年齢、結婚ダミー、通勤時間、扶養人数、職種カテゴリを示しており、 $year_y$ 及び $month_m$ はそれぞれ y 年、 m 月の固定効果を表す。また、 ε_i は誤差項を表す。ここで、 $rank$ は $rank1$ から $rank5$ まで、順に主事技師、主任、主査、主幹、班長課長等を表すダミー変数である。さらに $chileave \times rank$ の交差項をモデルに含めている。そうすることで、育休の取得が各職種名称に所属する個人の残業時間

への効果を見ることができる。本節の目的は、過去の育休取得が長いキャリアを通して残業時間にどんな影響を与えるのかを確認することであるので、基本的には勤続年数とともに職種名称が上がっていくことを考え、 $chi\leave \times rank$ の交差項を導入した。 job は職種カテゴリを表すダミー変数であり、各職員の職種名称をその性質に従って分類したものである。カテゴリ名及び各カテゴリに含まれる職種名称は以下のようになる。

①医療関係	エックス線技師、セラピスト、マッサージ師、作業療法士、保健師、准看護師、助産師、医師、心理判定員、栄養士、歯科医師、歯科衛生士、獣医師、理学療法士、看護師、臨床工学技士、薬剤師、衛生検査技師、言語療法士、言語聴覚士、食品衛生監視員
②一般行政	一般事務職
③教育・介護・文化財保護・生活指導・職業訓練などの社会福祉関係	保育士、児童生活支援員、児童福祉司、児童自立支援専門員、生活指導員、生活改良普及員、社会福祉職、福祉医療技術員、福祉技術専門員、職業訓練指導員、司書、学校司書、学芸員、寄宿舍指導員、教諭（小中）、教諭（県立）、文化財保護技師
④工学・環境関係	化学技師、土木技師、建築技師、機械技師、環境化学技師、環境技師、総合土木、試験研究技師、試験研究技術員、金属技師、電子技師、電気技師、総務技術員、技術専門員、セラミックス技師、情報技師
⑤第一次産業関係	工芸技師、林業技師、水産技師、畜産技師、窯業技師、繊維技師、蚕糸技師、農業土木技師、農業技師、農業改良普及員、農芸化学技師

分析にあたっては、2017年度から2021年度までの5年間を対象に、職員の個人属性データと残業時間実績とを紐付けたデータセットを作成した。そのデータセットをもとに男女別でサンプルを切り分け、それぞれについて上で説明した最小二乗法での分析を適用している。

性別をもってサンプルを切り分ける目的は以下の2点である。一つは、育休の取得に関係なく、そもそも男女間では残業傾向が異なると考えられるためである。残業行動に大きく違いが存在している場合、育休が残業時間にもたらす効果を適切に測ることが難しい可能性がある。もう一つは、男女間で育休の取得期間が大きく異なるからである。取得期間が異なると、職場復帰後に生じる残業時間の変化にも違いが見られると考えられる。以上の2点から、男女別でサンプルを分割して、それぞれの性別について分析を実施することとした。

4.1.2 分析結果と考察

分析の結果を図表 4-1 に示す。モデル(1)が女性、モデル(2)が男性サンプルを対象とした分析を実施している。男女とも、ほとんどの係数において1%水準での有意性が確認されている。男性については一部有意性が見られない係数が存在するものの、分析に用いたサンプル数が十分大きいこと、全体として女性と比べて係数の値が小さいことから、統計分析の信頼性が低いというわけではなく、むしろ男性の場合は育休取得が残業時間にもたらす影響が比較的小さいと考えることができる。

図表 4-1：育休取得が自身の残業時間にもたらす効果の分析結果

	月当たり残業時間(分)	
	女性 (1)	男性 (2)
育休取得	-368.229***	-43.910*
育休取得・主任	-414.309***	-50.038
育休取得・主査	231.757***	233.209***
育休取得・主幹	300.479***	24.300
育休取得・班長課長等	584.223***	-365.695***
主任	283.369***	262.443***
主査	-309.545***	-74.182***
主幹	-339.843***	-137.686***
班長課長等	-59.753*	170.730***
部署サイズ	6.638***	9.738***
年齢	-4.120***	-25.493***
婚姻	-103.727***	144.430***
通勤時間	2.699***	0.944***
扶養人数	5.831	-6.033**
一般行政	-249.715***	-151.531***
医療関係	-102.464***	-85.626***
工学・環境関係	-214.218***	-129.481***
第一次産業関係	-331.475***	-269.375***
切片	1,013.520***	1,727.570***
N	60,674	162,412
R ²	0.101	0.084
自由度調整済みR ²	0.100	0.083

注意：* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

分析の有意性を確認したところで、各ランクにおいて育休取得が残業時間にもたらす限界的な効果を確認する。図表 4-2 では、男女別のサンプルについて、それぞれのランクにおける育休取得歴の有無が残業時間にどれほどの影響をもたらしているのかをまとめている。男女ともに、表の左側 2 列（なし、あり）については、主事技師に属する育休非取得者の残業時間を基準として、残業時間がどのように変化したのかをまとめている。右側の 1 列（差）については、育休取得歴「あり」の残業時間から「なし」の残業時間を減ずることで、ランクごとの残業時間の差を示している。表 4-1 にまとめた分析結果は月あたり残業時間を分単位で示していたが、簡便のため表 4-2 では分析結果を時間単位に換算したものを表の下部に掲載した。これは表上部の値を単純に 60 で除した値である。

表の赤字の部分に着目する。女性について見ると、育休取得は主事技師から主幹まで、長いキャリアにわたって残業時間を減らす影響を確認できる。細かく見ていくと、主事技師では月あたり平均 6.1 時間、主任では 13 時間、主査では 2.3 時間、主幹では 1.1 時間分の残業時間を減らす効果があると分かる。つまり女性の退職要因としては、「残業時間の減少幅が少ないために就業継続が困難になっている」という仮説と、「職場復帰後に育休取得以前と同様の働き方をすることができず、責任ある仕事を任せてもらえなくなって仕事のやりがいを失ったり、昇進しづらくなったりする」という仮説の二つが該当すると考えられる。

男性については、先に述べたように、残業時間の変化幅が大きいことが確認できる。ただし、男性で班長課長等に属する育休取得者は残業時間が月あたりで 6.8 時間減少しており、高い職位の男性は過去の育児休業の取得が責任ある仕事を任せてもらえなくなっているという可能性が指摘できる。

図表 4-2：育休取得が自身の残業時間にもたらす限界効果

女性				男性			
職名名称	育休取得			職名名称	育休取得		
	なし(分)	あり(分)	差(分)		なし(分)	あり(分)	差(分)
主事技師	基準	-368	-368	主事技師	基準	-44	-44
主任	283	-499	-782	主任	262	168	-94
主査	-310	-446	-136	主査	-74	115	189
主幹	-340	-408	-68	主幹	-138	-158	-20
班長課長等	-60	156	216	班長課長等	171	-239	-410
	なし(時間)	あり(時間)	差(時間)		なし(時間)	あり(時間)	差(時間)
主事技師	基準	-6.1	-6.1	主事技師	基準	-0.7	-0.7
主任	4.7	-8.3	-13.0	主任	4.4	2.8	-1.6
主査	-5.2	-7.4	-2.3	主査	-1.2	1.9	3.2
主幹	-5.7	-6.8	-1.1	主幹	-2.3	-2.6	-0.3
班長課長等	-1	2.6	3.6	班長課長等	2.85	-4.0	-6.8

4.2. 育休取得が周囲の残業時間に与える影響

4.2.1. 仮説と分析モデル

次に、個人の育児休業の取得の有無が他の職員の労働時間に与える影響を見る。2.4でも触れたように、三重県庁における育児休業取得は積極的に推進される一方、アンケートによれば「その分の仕事負担を受ける者への報酬は労いの言葉のみである」と評されており、職員が育児休業を取得した場合、不足した労働力を補うために、当該部署における他職員の残業時間が増加することが予想される。

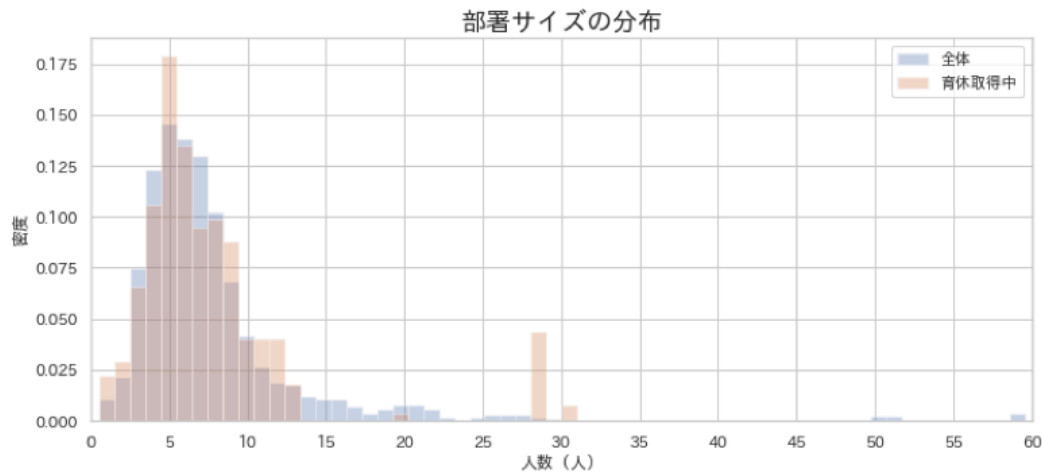
そこで本節では、部署内で育児休業取得中の職員の割合が増加した場合に、その部署におけるその他の職員の月あたり残業時間がどのように変化をするのかを重回帰分析によって求める。モデルは次のようになる。

$$overwork_{ymi} = \beta_1 X_{ymi} + \beta_2 lshare_{ymi} + year_y + month_m + dep_j + rank_i + \mu_i + \varepsilon_{ti}$$

ただし、 y は年を、 m は月を、 i は個人を、 j は個人 i が属する部署を示し、被説明変数となる $overwork$ は個人 i の t 年 m 月の残業時間を表す。また、 X は個人 i の y 年 m 月における属性を示すベクトルであり、性別・年齢・結婚ダミー・同居親族ダミー・通勤時間を示している。 $lshare$ は t 年 m 月における部署 j において、育児休業取得中の人数を部署全体の人数で割った育児休業率(%)を示す変数である。 dep 、 $rank$ 、 μ はそれぞれ部署、階級、個人の固定効果を示しており、本モデルでは固定効果を考慮した最小二乗法によって分析を行う。

次に分析対象となるサンプルについて考える。図表 4-3 は部署サイズ毎の部署数、及び育児休業者の密度を表すグラフである。図から分かるように、大半の部署はサイズが 5 または 6 となっており、部署サイズが 12 以上となる部署の数は少ない。一方、育児休業者の分布密度は部署数とおおよそ一致するが、サイズが 28 となる部署においてその割合は高くなっている。上記モデルで分析を行う際、部署人数が 1 人となっているサンプルに関しては、仮にその 1 人が育児休業を取得した場合、その期間における当該部署の就労者は 0 となってしまう、部署における育児休業率が個人の残業時間に与える効果を見ることができないため、分析対象から外している。また、部署サイズが 4 人以下の部署も同様に分析対象から除外している。これは部署のサイズが小さすぎる場合、その部署で育児休業者が 1 人増加するだけで育児休業取得シェアが急激に変化してしまうため、育児休業取得シェアが残業時間にもたらす効果を適切に推計できなくなってしまうからである。

図表 4-3：部署サイズ毎の部署数・育児休業取得者の密度分布



4.2.2 分析結果と考察

分析の結果を図表 4-4 に示す。モデル 1 は育児取得シェア及び個人の属性、部署サイズを説明変数としている。モデル 2 はモデル 1 に年齢、婚姻ダミー、同居両親ダミーと女性ダミーの交差項を加えたものである。育児休業率の係数をみると、全てのモデルにおいて残業時間に有意な影響は見られなかった。即ち、部署内における育児休業取得者の増加はその部署の職員の残業時間を増やす効果は見られなかった。これは当初の予想に反する結果となった。

また、他の係数に着目すると、年齢の係数はマイナス 0.4 からマイナス 0.5 ほどで統計的に有意であり、年を経る毎に月あたり残業時間が減少する、という結果になった。これはおそらく、大抵の職員が年を経る毎に昇進するため、階級固定効果に経年の効果が現れていると予想される。同居両親の有無を示すダミー変数である *elders_livwith* に着目すると、モデル 1、モデル 2 共にその効果は有意には見られなかった。しかし、モデル 2 において女性ダミーとの交差項は 5% 有意であり、女性の場合、同居両親がいることが月あたり残業時間を減らすことがわかった。部署サイズに着目すると、両モデルにおいて、部署のサイズが大きくなるほど、即ち部署の人数が 1 人増える毎に、その部署の月当たり残業時間は 0.17 時間程増えることがわかった。このことは部署人数が多い程、職員の月当たり残業時間が多くなることを示しており、部署に割り振る仕事を部署人数に従って調整する必要があることがわかる。

図表 4-4 : 育休取得が周囲の残業時間にもたらす効果の分析結果

	月当たり残業時間(時間)	
	モデル1 (1)	モデル2 (2)
育休取得シェア	0.020	0.029
年齢	-0.403***	-0.480***
婚姻	0.568***	2.634***
同居両親	-0.126	0.231
通勤時間	0.045***	0.041***
女性	-3.526***	-13.411***
部署サイズ	0.171***	0.164***
女性・年齢		0.335***
女性・婚姻		-5.890***
女性・同居両親		-1.534**
切片		33.857***
N	172,430	172,430
R ²	0.257	0.262
自由度調整済みR ²	0.254	0.258

注意：* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

5. 結論と示唆

本稿では、三重県庁における育児休業取得が個人の残業時間、職員の残業時間、個人の昇進確率にそれぞれどのような影響を与えるのかを分析した。分析の結果、育児休業を取得したことがある女性はそうでない女性に比べて全ての役職において月あたりの残業時間が減少し、その効果は最大でマイナス 8.8 時間となった。また、部署内での育児休業者の増加は、同じ部署における職員の残業時間に影響を与えとは言えなかった。

以上を踏まえ、育児休業を取得しやすい・育児休業取得者が働き続けることができるような職場環境を実現するために、以下の 2 つの示唆が得られる。

第一に、育児休業取得者へのフォローアップ体制の充実が求められる。育児休業取得者は長期的に残業時間が減少しているにも関わらず、離職率は依然として高くなっており、残業時間の減少量が不十分な可能性も考えられる。

第二に、育児休業が残業時間に与える影響について、その効果を周知すべきである。当初のアンケート内容や仮説に反し、育児休業取得は復帰後の自身の残業時間を減少させ、休業中の部署の同僚への残業時間には影響がないことが明らかとなった。こうした事実を積極的に周知することで、育児休業を取得しやすい職場環境が実現できるのではないだろうか。

最後に、本稿の分析の限界に言及しておく。本稿ではサンプルの制約上、過去の育休取得有無を用いて分析を行なった。しかし実際には、育児休業取得期間は個人差が大きく、期間の差がもたらす影響も無視できるものではない。今後のより良い分析のためには、データの拡大、及び変数の充実が求められる。

謝辞

まずはこの事例研究を行うに当たって、終始親身になってご指導頂いた川口大司教授及び正木祐輔准教授に対して心より感謝申し上げます。また三重県庁デジタル改革推進課の佐伯様、勝又様におかれましては、データの提供から質問への対応、発表に対するフィードバックなど多大なるご支援をいただきましたこと、この場をお借りして御礼申し上げます。加えて、毎回の授業の中で他グループの皆様の発表や我々のグループに対する意見・感想から多くのことを学ぶことができました。受講生各位に対しても、心より御礼申し上げます。

参考文献

Veiga, J., F., Balddfidge, D., C., Eddleston, K., A. (2004) *Toward understanding employee reluctance to participate in family-friendly programs*. Human resource management review, 14, 337-351.

Granfield, J., A., L., and Magnusson, E. (2003) *Canadian Consumer's Willingness-To-Pay For Pesticide Free Food Products: An Ordered Probit Analysis*. International Food and Agribusiness Management Review, Vol.6, 4, 13-30.

打越文弥 (2017)「育児休業の取得が女性の就業継続に与える中長期的な影響」『日本版総合的

厚生労働省『日本総イクボス宣言プロジェクト!!』(ひろがれイクボスの輪)』

(<https://www.mhlw.go.jp/ikubosu/index.html>) 最終アクセス 2022/07/19

佐々木昇一(2018)「ワーク・ライフ・バランス時代における男性の家事育児時間の規定要因等に 関する実証分析」『生活経済学研究』第 47 巻, pp. 47-66.

佐々木昇一(2018)「ワーク・ライフ・バランス制度の利用は 昇進にどのような影響を与えるのか」『生活経済学研究』第 52 巻, pp. 63-78.

社会調査共同研究拠点 研究論文集』第 17 巻, pp. 29-40.

内閣府 (2011 年)『平成 23 年版 子供・子育て白書、第 1 節「子ども・子育てビジョン」までの経緯』(https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2011/23webhonpen/html/b1_s1_1.html) 最終アクセス 2022/07/19

三重県庁(2021)『日本一、働きやすい県庁(しょくば) アンケート 2021 の概要』

(<https://www.pref.mie.lg.jp/common/content/000991055.pdf>) 最終アクセス 2022/07/19

A. 補論

A. 1. 育休取得がその後の昇進確率に与える影響

A. 1. 1. 仮説と分析モデル

本節では、個人の過去の育児休業の取得の有無がその後の昇進に与える影響について分析する。前述の通り個人が育児休業を取得しづらい要因の一つとして、育児休業取得が個人の将来的なキャリアにネガティブな影響を与えてしまうことではないか、という懸念がある。またそうした懸念は、特に長期の育児休業を取得する女性の間で強く見られる。

そこで本節では、過去の育児休業取得の有無や性別の違いが、その後の昇進に与える影響について分析を行う。具体的には各個人の職種名称から階級を5段階にランク付けし、そのランクを被説明変数として、個人の性質を示す変数を説明変数にした回帰分析を行う。その際、被説明変数として与えられるランクは連続変数ではないため、本分析では分析のモデルとして順序プロビットモデルを採用した。具体的な式は以下の通りである。

$$\begin{aligned} rank_i = rank\ j &\Leftrightarrow m_{j-1} < rank_i^* < m_j, \quad j = 1, 2, 3, 4, 5 \\ rank_i^* &= \beta_1 chileave_i + \beta_2 age_i + \beta_3 marriage_i + \beta_4 numchil_i + \beta_5 female_i + \beta_6 female_i \times \\ &chileave_i \\ &+ \beta_7 female_i \times age_i + \beta_8 female_i \times marriage_i + \beta_9 female_i \times numchil_i + job_i + \mu_i \end{aligned}$$

上記の順序プロビットモデルでは、各説明変数を代入して得られる値 $rank_i^*$ が閾値 m_{j-1} と m_j の範囲内にある場合に、その個人の $rank$ が $rank\ j$ になる、というものである。

また、分析対象は2022年度における三重県庁の職員となっているが、3.2でも触れたように、女性では育児休業取得者のその後の退職率が高い傾向にある。そのため分析対象は「育児休業を取得しなかった群」及び「育児休業を取得した後に、退職していない群」となり、「育児休業を取得後に退職した群」が含まれていないため、育児休業取得の効果を測る際にはサンプルの性質の偏りに注意が必要である。

A. 1. 2 分析結果と考察

分析の結果を以下に示す。なお、順序選択モデル及びその限界効果の解釈はCranfield and Magnusson (2003)に従った。図表A-1は順序プロビットモデル、および順序ロジスティックモデルによって推計された係数とモデルの統計量を示す。また、 $m1 \sim m4$ はそれぞれ被説明変数が増加する閾値を示しており、*admin*、*medi*、*science*、*primary* はそれぞれ一般行政、医療関係、工学・環境関係、第一次産業関係を示すダミー係数である。この時、個人の地位に有意に相関がある変数は子供の数、職種、女性と年齢の交差項、女性と子供の数の

交差項の 4 つである。ただし、順序選択モデルは非線形の関数形であるため、推計された係数は限界効果とはならず、両者を別々に分析する必要がある。

図表 A-1：育休取得がその後の昇進に与える影響

	職名名称	
	順序プロビットモデル	順序ロジスティックモデル
	(1)	(2)
女性	0.025	0.065
育休取得	0.015	0.025
年齢	-0.0005	-0.002
婚姻	0.015	0.024
子供の数	0.340***	0.538***
一般行政	0.286***	0.578***
医療関係	0.151*	0.328***
工学・環境関係	-0.868***	-1.661***
第一次産業関係	-0.402***	-0.649***
女性・育休取得	-0.105	-0.201
女性・年齢	0.009***	0.015***
女性・婚姻	-0.119	-0.188
女性・子供の数	-0.159***	-0.266***
m1	-0.84	-1.51
m2	-0.26	-0.47
m3	0.51	0.83
m4	1.36	2.33
N	4,434	4,434

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

順序プロビットモデルで推計された限界効果を図表 A-2 に示す。最も左の列から順にそれぞれランク 1、ランク 2……、即ち主事技師、主任、主査、主幹、班長課長等における各

変数の限界効果を表している。女性ダミーに着目すると、主事技師、主任の時に限界効果はプラスとなっており、主査以上ではその値はマイナスとなっている。これは、女性は男性に比べて主事技師及び主任になる確率が高く、主査以上となる確率が低い、ということを表している。即ち、女性の場合、他の条件が同じなら男性に比べてキャリアの前半は昇進しやすく、中盤以降から昇進しづらくなる、ということを示している。

次に、育休取得の効果の限界効果を見る。主事技師の場合、育休取得効果は男性の場合はプラス 2%だが、女性の場合は女性ダミーと育休取得ダミーの交差項の効果もあるため、合計してマイナス 1.4%となる。この場合、育休を取った主事技師の女性は主事技師となる確率がマイナス 1.4%であるから、1.4%昇進しやすい、ということになる。同じように主任、主査、主幹、班長課長等で見てみると、育休取得経験のある女性は、そうでない女性に比べてそれぞれマイナス 12.3%、マイナス 8.4%、プラス 14.8%、プラス 7.3%の確率でその地位となる可能性が変化することが言える。ただし、前述したように女性の場合育児休業を取得した後に退職する割合が高いため、育児休業の取得前後でサンプル群の性質が異なる。そのため、これらの限界効果の値は正しく推計されているとは言えない。仮に女性で育休取得後に退職している群が非キャリア志向型であったとすると、その群が退職せずに残った場合、育休取得が昇進にもたらす効果はよりネガティブな値になると考えられる。一方、男性の場合は育児休業取得者とそれ以外で離職率に大きな差はなく、限界効果は正確に推計されていると考えられる。男性の場合、育児休業取得による昇進への影響は、主事技師、主任の段階ではそれぞれ 2%、6.4%でプラスだが、主査、主幹、班長課長等ではそれぞれ 2.4%、4.9%、1%でマイナスとなっており、役職が上がるにつれて育休取得が昇進にネガティブな影響を与えていることがわかる。

本節の分析では、特に女性において育児休業取後の離職率が高いことから、サンプル群の性質が異なるために正確な値を推計することはできなかった。実際に離職した群がもし離職しなかったら見られたであろう効果を測るためには、例えば学歴や教育年数などの個人の能力を測る指標が必要となる。

しかし、少なくとも女性の低い役職における昇進には、育児休業の取得がネガティブに影響していると考えられる。以上の分析から、育児休業取得者に対する適切な評価体制構築の必要性を示したい。表 A-1 に見られるように、育休取得は若手女性に対しては昇進にネガティブに働き、高い職位の男性は過去の育児休業の取得が昇進に不利な評価を与えてしまっている。さらに 4.1 でも触れたように、育児休業取得者は残業時間が長期的に減少する傾向にある。つまり当人が望むか否かに関わらず、育児休業取得者には残業時間を増加させるような責任ある仕事を任せられなくなってしまう、結果として残業時間が減少し、昇進がしづらくなる、という可能性も考えられる。

図表 A-2：育休取得がその後の昇進に与える限界効果

	限界効果				
	主事技師	主任	主査	主幹	班長課長等
女性	0.091	0.225	-0.119	-0.163	-0.034
育休取得	0.02	0.064	-0.024	-0.049	-0.010
婚姻	0.002	0.009	-0.002	-0.007	-0.002
一般行政	-0.030	-0.115	0.025	0.096	0.024
医療関係	0.001	0.005	-0.001	-0.004	-0.001
工学・環境関係	-0.020	-0.084	0.010	0.074	0.020
第一次産業関係	-0.025	-0.124	-0.008	0.119	0.038
年齢	-0.009	-0.034	0.009	0.028	0.007
子供の数	-0.031	-0.118	0.030	0.096	0.023
女性・育休取得	-0.034	-0.187	-0.060	0.197	0.083
女性・年齢	-0.001	-0.005	0.001	0.004	0.001
女性・婚姻	0.007	0.024	-0.007	-0.019	-0.004
女性・子供の数	0.022	0.085	-0.022	-0.069	-0.016