

**21世紀出生児縦断調査及び21世紀成年者縦断調査  
特別報告書（10年分のデータより）**

厚生労働省大臣官房統計情報部

担当係

電話 03-5253-1111 (代表)

分析に関すること：コーホート分析専門官 内線 7550

調査に関すること：21世紀成年者縦断調査 内線 7592

21世紀出生児縦断調査 内線 7474

# 目 次

I	本報告書について.....	1
II	調査の概要.....	3
III	第一部 結果の要約	
	第1章 若者の雇用実態と結婚・出生に対する意欲.....	7
	第2章 2000年代における結婚の要因.....	11
	第3章 結婚から第1子出生の移行要因.....	14
	第4章 第2子出生とワークライフバランス.....	18
	第5章 希望子ども数の実現要因.....	23
IV	第二部 詳細結果	
	第1章 若者の雇用実態と結婚・出生に対する意欲.....	29
	第2章 2000年代における結婚の要因.....	50
	第3章 結婚から第1子出生への移行要因.....	63
	第4章 第2子出生とワークライフバランス.....	76
	第5章 希望子ども数の実現要因.....	92
V	参 考	
	政策効果検証への試み：両立支援施策の政策効果.....	108
VI	分析方法の解説	
	分析方法の解説.....	141

# I 本報告書について

## 1 はじめに

調査開始から10年分のデータの蓄積を経た「21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）」、「21世紀成年者縦断調査（国民の生活に関する継続調査）」を使い、同一個人を追跡する縦断調査の特性を活かし、2000年代以降における若者を中心とした就業、結婚、出産における行動の変化や政策の効果についての因果推論的分析を国立社会保障・人口問題研究所等の協力を得て作成した。

本報告書の「第一部 結果の要約」及び「第二部 詳細結果」のうち「第4章 第2子出生とワークライフバランス」については、「21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）」、それ以外については、「21世紀成年者縦断調査（国民の生活に関する継続調査）」を使用している。

なお、第一部及び第二部の「第1章 若者の雇用実態と結婚・出生に対する意欲」は、酒井正氏（国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部第2室長）、「第5章 希望子ども数の実現要因」は、守泉理恵氏（国立社会保障・人口問題研究所 人口動向研究部第3室長）、参考に掲載している「政策効果検証への試み：両立支援施策の政策効果」については、野口晴子氏（早稲田大学政治経済学術院教授）に協力をいただいた。

## 2 縦断調査について

集団の一時点の状況を調べる調査を横断調査(cross-sectional survey)という。この種の調査は繰り返し行ったとしても回答者は調査毎に入れ替わる。これに対して、同一個人から複数時点において回答を得るような調査方法のことを縦断調査(longitudinal survey またはパネル調査 panel survey)という。

縦断調査では、異なる時点における同一個人の属性や状況を把握することができるため、個人に起きた状態変化がどのような要因と関連が深いかを特定することができる。たとえば、未婚者を対象に、二つの調査間に結婚して有配偶に変化した人たちの最初の調査における属性を調べれば、どのような属性の人が結婚しやすいのかがわかる。横断調査でも結婚している人の属性、例えば就業状態を調べることができるが、この場合には結婚が原因で就業状態が変わった可能性(逆の因果)を除くことできない。縦断調査ではこの可能性を排除することができる。縦断調査のこの性質は政策効果を評価するときにとりわけ重要となる。たとえば、ある問題が認識され、これを是正する政策を行ったとき、その問題がどの程度解消されたのかを調べたいとする。この場合、一時点の調査では政策を行っている時期や地域ほど問題が深刻であるように見えることがある。この逆の因果を取り除き、政策効果を正確に評価するためには、縦断調査による政策導入の前後における比較が必要となる。

なお、現実社会に起きる現象は、多くの要因によって影響を受けているため、それらの影響を考慮するためには多変量解析の手法を用いることが有効であり、専門分野においては多くの手法が開発されている。たとえば、収入と健康への満足度との間に負の相関関係(例：収入が高いほど健康への満足度が低い)があったとする。しかし、この関係のみをもって両者に有意な関連があると考えるのは尚早である。なぜならば、収入と健康への満足度の関連を左右する要因として、年齢という「第三の要因」があると考えられるためである。この例では、年齢が高いほど収入も高いが、健康への満足度は低いという関係があることが想定される。そのため、収入と健康への満足度の真の関連を明らかにするには、同じ年齢の者に対象を限定して、収入の高い者と低い者で健康への満足度に差があるのかを検証しなければならない。現実社会における事象間の関連には、このような「第三の要因」が無数に存在する。多変量解析の一種である多変量回帰分析では、複数の「第三の要因」による影響を調整した上で、なお、任意の二変数間に関連があるのかを明

らかにすることができる。

多変量解析の手法を縦断調査と組み合わせると、個人の状態変化とその要因に関して、上記のような第三の要因群による影響を加味した上で、その関連性を明らかにすることができる。また、より発展的な手法を用いると、たとえば、性格や容姿などのように調査項目として捉えられない個人特有の属性が及ぼす効果を取り除いた上で、諸要因の効果を推定することもできる。調査などで調べられる属性だけではなく、性格の違いなどによって人の行動パターンは千差万別であるため、そうした影響を排除した上で、諸要因のもつ直接的な効果を推定できることは、縦断調査の分析における大きな強みである。

さらに、縦断調査を用いると、因果関係の証明に必要な社会実験に近い状況を作り出すことができる。すなわち、調査対象を要因（または政策）の効果を受けているグループ（処置群）と受けていないグループ（対照群）に分け、両群における属性を統計的に調整することで、あたかも同じ集団に要因が作用した場合としなかった場合のように結果を比較することができる。今後こうした新たな手法の活用が重要になってくるであろう。

このように、縦断調査は横断調査にはない、いくつかの特徴を備えており、多変量解析などの統計手法と組み合わせることで、通常の横断調査では確認することのできない要因間の関連性、とりわけ因果関係について言及することができる。本報告書では、縦断調査のこれらの特徴を活かした分析を試みた。

### 3 本報告書の構成について

本報告では、各章における分析内容について「結果の要約」と「詳細結果」を付した。「結果の要約」では、各章における分析の問題意識や分析から得られた結果を図表や文章で解説した。「詳細結果」では、分析の方法や手順についての記述も含めた詳細な分析結果を示している。

分析に関連する専門用語や本報告で用いた分析手法については、「Ⅵ 分析方法の解説」を適宜参照されたい。

### 4 留意事項

#### (1) 「Ⅲ 第一部 結果の要約」の表記について

図の数値については、原則として、統計的有意水準（信頼性）について危険率が5%以内のもののみ表示している。各図の詳細な数値等については、「Ⅳ 第二部 詳細結果」に掲載している。

なお、図中の星印については、統計的有意水準を表している。

凡例については、以下のとおりである。

***	1%水準で有意な結果
**	5%水準で有意な結果

#### (2) 「就業形態」の分類について

本報告書における就業形態は、勤め先での呼称に基づいている。

## II 調査の概要

### 1 21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）

#### (1) 調査の目的

この調査は、同一客体を長年にわたって追跡する縦断調査として、平成13年度から実施している統計調査であり、21世紀の初年に出生した子の実態及び経年変化の状況を継続的に観察することにより、少子化対策、子どもの健全育成等の施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ることを目的としている。

#### (2) 調査の対象

全国の2001年（平成13年）1月10日から同月17日の間及び同年7月10日から同月17日の間に出生した子を対象とし、厚生労働省が人口動態調査の出生票を基に調査客体を抽出した。双子、三つ子についてもそれぞれの子を対象としている。

#### (3) 調査の時期

第6回調査までは、1月生まれはその年の8月1日、7月生まれは翌年の2月1日

第7回調査以降は、1月生まれはその年の1月18日、7月生まれはその年の7月18日

#### (4) 調査の事項

母の就業状況、子どもと一緒に過ごす時間、子どもを育てていて負担に思うことや悩み、子どもを育ててよかったと思うこと、子育て費用、就寝時間、習い事等の状況 等

#### (5) 調査の方法

調査票の配布及び回収は郵送により行った。

### 2 21世紀成年者縦断調査（国民の生活に関する継続調査）

#### (1) 調査の目的

この調査は、調査対象となった男女の結婚、出産、就業等の実態及び意識の経年変化の状況を継続的に観察することにより、少子化対策等厚生労働行政施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ることを目的として、平成14年を初年として実施しているものである。

#### (2) 調査の対象

平成14年10月末時点で20～34歳であった全国の男女（及びその配偶者）を対象とし、厚生労働省が国民生活基礎調査を基に調査客体を抽出した。

#### (3) 調査の時期

毎年1回（原則、11月の第一水曜日）

#### (4) 調査票の種類等

(ア) 男性票、(イ) 女性票

平成14年10月末時点で20～34歳であった男女が記入

(ウ) 配偶者票（男性用）、(エ) 配偶者票（女性用）

① 第1回調査時点に男性票、女性票の配偶者で、年齢が19歳以下、35歳以上であった者が記入

② 第2回調査以降、男性票、女性票の対象者の、新たな配偶者となった者が記入

#### (5) 調査の事項

仕事の有無、就業形態、子ども観、配偶者の有無、家事・育児時間、親との同居の有無、前年の所得、仕事と子育ての両立支援制度の状況 等

#### (6) 調査の方法

第8回調査までは、調査員による配布・回収、第9回調査以降は郵送により行った。

### Ⅲ 第一部 結果の要約

## 第1章 若者の雇用実態と結婚・出生に対する意欲

昨今、家族形成意欲の低下の背景として、若年層における就業の不安定化が指摘される。特に学校卒業直後の就業が、その後の就業や家族形成意欲に影響を及ぼすのではないかとされている。この章では、「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査から第10回調査までのデータを用いて、若年者の就業移動の様子と家族形成意欲（結婚意欲・出生意欲）との関係について報告する。

### 1. 就業形態の違いと離職率

■未婚男女の離職率は、非正規雇用であると、諸要因を調整しても、正規雇用に比べて有意に高い。

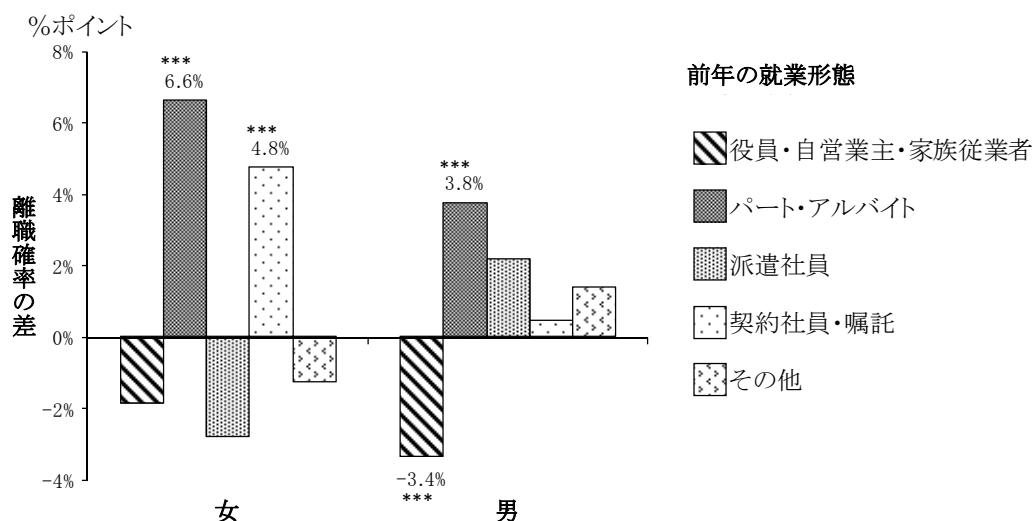
縦断調査の特性を活かし、離職率（1年前の仕事を現在までに辞めている者の割合）を計算すると、この率は非正規雇用であると、正規雇用であった場合と比べて明らかに高い。しかし、就業の継続には、年齢や景気の好不況も影響する。また、そもそも就業意欲の低い場合に非正規雇用を選んでいるのかもしれない。そこで、年齢・時点の影響を統制したうえで、パネル推定の手法によって離職率の要因分析を行った。

その結果、上記のような要素を調整したうえでも、パート・アルバイトといった雇用形態では、1年のうちに仕事を辞める確率が有意に高いことがわかった（図1-1）。すなわち、女性では、正規雇用だった場合に比べて、パート・アルバイトでは7%ほど、契約社員や嘱託だった場合には5%ほど、1年間の離職確率が高くなる。男性では、パート・アルバイトだった場合、1年間の離職確率が4%ほど高まる。

なお、離職理由別の分析結果によると、例えば、倒産や解雇といった非自発的な理由によって離職する確率には、非正規雇用において高いという傾向はみられなかった（第二部第1章の表3参照）。



図1-1 前年の就業形態による1年間の離職確率の違い：未婚の男女について  
 (前年が正規雇用であった場合に比べて各就業形態であると離職確率は何%ポイント高いか)



注：1) 第二部第1章の表3に基づいて作成。年齢、時点、就業継続期間で統制した線形確率モデルによる固定効果パネル推定によって分析した結果。

2) 統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準 (正規雇用との比較)

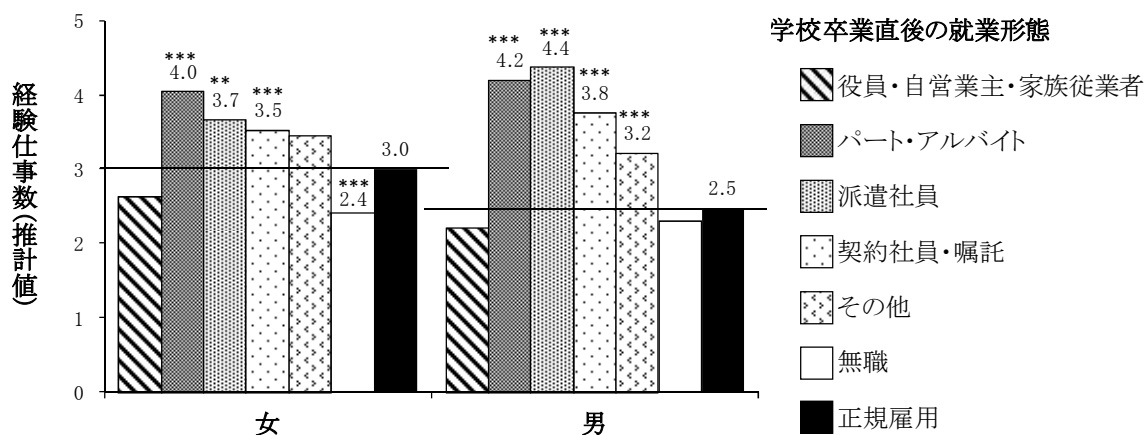
## 2. 学校卒業直後の就業状態の違いとその後の就業移動頻度

■学校卒業直後の就業形態が正規雇用であると、その後もそのまま1つの仕事に留まることが多いが、非正規雇用であるとその後いくつもの仕事を経る傾向がある。

学校卒業直後の就業状態(初職)と就業移動との関係を見るために、学校卒業以来の経験仕事数を数えた。その結果、男女とも初職が正規雇用であった場合には、経験仕事数が1つという者が最も多いが、初職が非正規雇用であった場合には、経験仕事数の最頻値は男女ともに2つとなる(第二部第1章の図2-aと図2-b参照)。

配偶関係や学校卒業時からの経過年数を統制した多変量解析の結果によれば、学校卒業直後の就業が非正規雇用であると、(正規雇用であった場合に比べて)その後に経験する仕事数が有意に多くなることが示される(図1-2)。例えば、学校卒業直後に正規雇用に入った男女の経験仕事数は、平均で女性が3、男性が2.5であるが、学校卒業直後にパート・アルバイトに就いた者では、男女ともにおよそ4となっている。すなわち、学校卒業直後に正規雇用に入った者は、その後もその仕事に留まる傾向があるのに対して、学校卒業直後の就業が非正規雇用だと、その後に複数の仕事に就く可能性が高くなる。また、女性については、学校卒業直後に1年以上仕事に就かないと、その後の経験仕事数が有意に少なくなることもこの図からみて取れる。

図1-2 学校卒業直後の就業形態とその後の経験仕事数との関係：未婚の男女について



注：1) 第二部第1章の付表2 学歴なしのモデルに基づいて作成。第1回調査から第10回調査まで連続して回答した者のうち、第10回の時点で30歳以上だった者についての経験仕事数を、学卒時点からの経過年数と配偶関係で統制したポアソン回帰モデルによって分析した結果。

2) 経験仕事数は、未婚で学卒時点からの経過年数が未婚者の男女別の平均値と仮定した値。

3) 統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準 (正規雇用との比較)

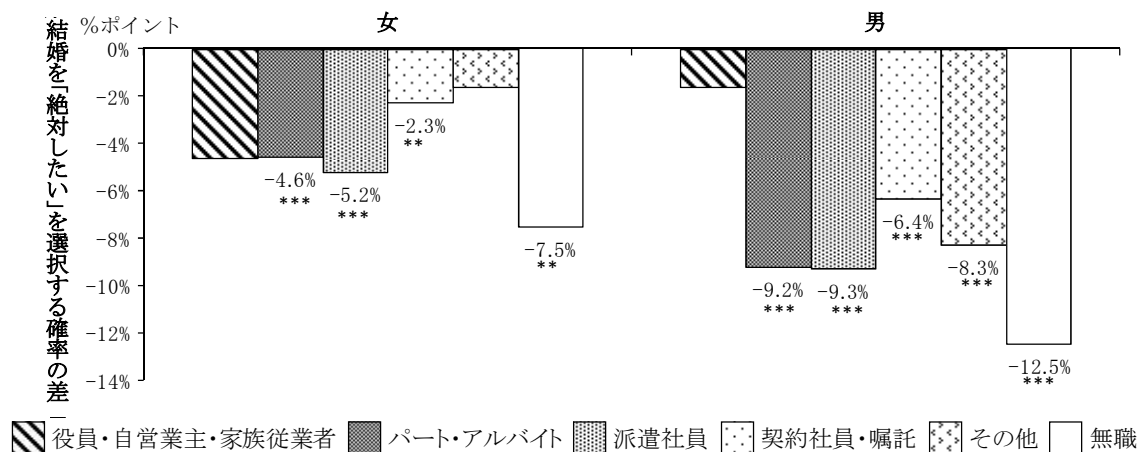
### 3. 就業形態の違いと家族形成意欲

■ 諸要因を調整しても、非正規雇用の男女は、正規雇用の男女よりも結婚意欲が低い。

学歴や年齢といった諸要素を調整しても、非正規雇用であると、正規雇用の場合に比べて結婚意欲は低い(図1-3)。また、無職の場合には、更に結婚意欲が低い。例えば、男性が無職だと、結婚を「絶対したい」と思う確率が正規雇用である場合に比べて10%以上低い。

図1-3 就業形態と結婚意欲との関係：未婚の男女について

(正規雇用であった場合に比べて、結婚を「絶対したい」を選択する確率が何%ポイント低いか)



注：1) 第二部第1章の付表4に基づいて作成。学歴、年齢、時点を統制したうえで、結婚意欲が結婚していない者にしか観察されないことから生じる選択バイアスに対処した順序ロジットモデルによって分析した結果。

2) 統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準 (正規雇用との比較)

ただし、上図では、結婚意欲が低い者ほど非正規雇用になりやすいという可能性が排除できない。そこで、結婚意欲と就業形態の選択に同時に影響を与えうる要因をある程度取り除くため、パネル推定を行った(第二部第1章の表4参照)。その結果、女性については、直近の就業形態の変化は結婚意欲に有意な影響を与えていないが、男性については、正規雇用から非正規雇用や無職になると、結婚意欲が有意に低下するということが確認された。すなわち、男性については、直近の就業形態が結婚意欲に直接的な影響を与えていることがうかがえる。一方で、女性については、図1-3にみられるような就業形態と結婚意欲との関係から、家族形成意欲の低い者が非正規雇用を選んでいるという傾向もあることが示唆される。

## 第2章 2000年代における結婚の要因

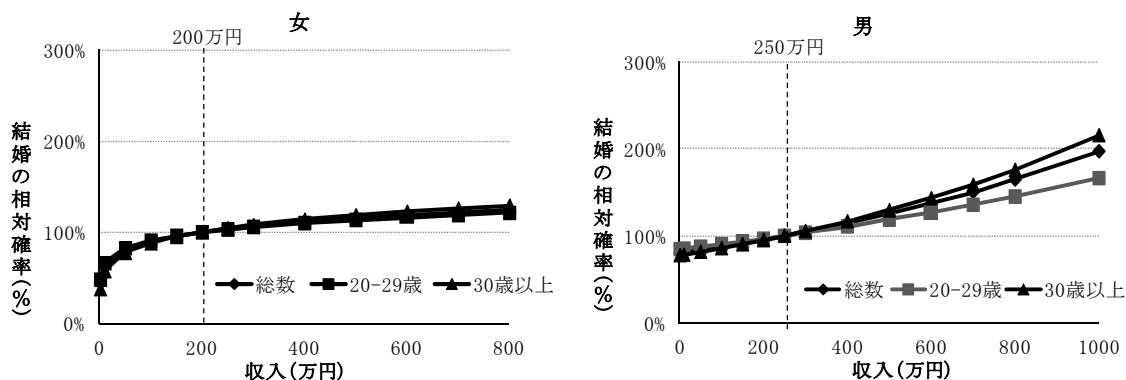
わが国では、全出生の約98%が婚姻関係にある男女の間で生起している。そのため、結婚の動向が出生率に与える影響が非常に大きい。1990年代以降、未婚男女の結婚観が変わりつつあり、男女ともにこれまで以上に女性の家計への貢献を前提とした家族像が描かれつつある(第二部第2章の図1参照)。そうだとすれば、2000年代における結婚の選択では、男女ともに学歴や就業形態、収入といった経済的な属性が、重要な要件となっている可能性がある。以下では、「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査から第10回調査までのデータに基づき、結婚の要因や背景について報告する。

### 1. 個人の経済状況と結婚行動

#### ■男女ともに、収入が高いほど結婚しやすい。

若年雇用の不安定化が進む中、未婚男女の経済的属性と結婚との関係を把握することは、結婚の動向を占う上で重要である。また、女性の一層の社会進出が見込まれる中、女性の経済的属性と結婚との関係を把握することは、結婚の動向のみならず家族や夫婦関係のあり方を考察する上で重要である。ここでは各調査回で得ている前年の収入と結婚の起こりやすさとの関係についての分析結果を図2-1に示した。

図2-1 前年の収入と結婚の起こりやすさとの関係



注：1) 第二部第2章の表2モデル2～4(女性)ならびに表3モデル2～4(男性)に基づいて作成。年齢、学歴、就業形態、親との同別居、第1回調査時に居住していた都道府県の平均初婚年齢、第1回調査時に居住していた市町村の都市規模を統制した離散時間ハザードモデルによって分析した結果。結婚のハザード比については、年齢と学歴との間で交互作用をとっている。

2) 分析サンプルにおける収入の最大値は、女性では800万円、男性では1000万円。

3) 収入の影響については、男性の20-29歳では10%水準で有意。

図2-1では、女性では収入が200万円、男性では250万円の者が結婚する確率をそれぞれ100とした場合の相対的な結婚確率の違いを、収入の金額別に表したものである。男性は収入が高いほど結婚確率が高い傾向にある。年代別の分析では、この傾向が20歳代のグループよりも、30歳代以降のグループにおいて強くみられることが示された。

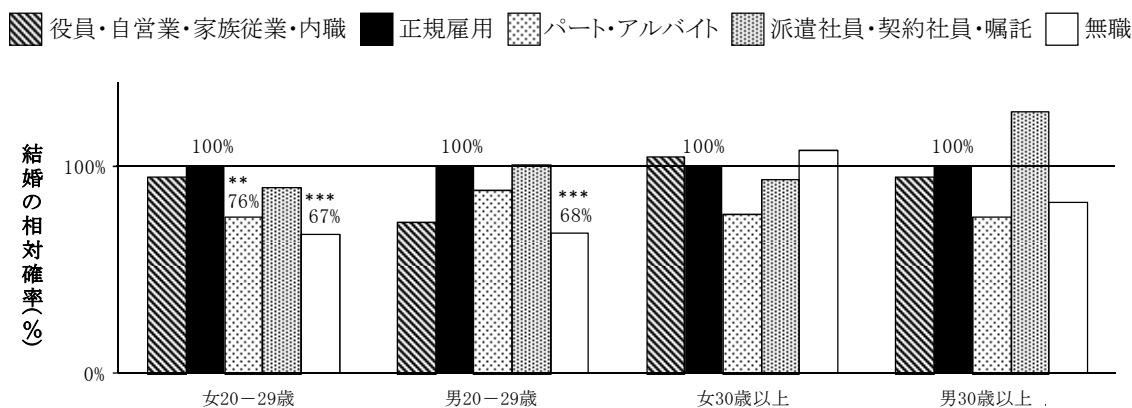
女性も収入とともに、結婚確率が上がるが、その傾向は男性とは異なる。すなわち、収入が200万円未満においては、収入と結婚確率が高い正の関連をもつが、200万円以上においてはその関連が次第に緩やかになる傾向がみられる。また、年代による差もほとんどみられない。

## 2. 学校卒業直後の就業状況と結婚行動

■学校卒業直後の就業状況が、パート・アルバイトや無職である場合、20歳代における結婚が起きにくい。

結婚のタイミングは、年ごとの経済状況のみならず、雇用の安定性や昇給のスピードといった、個人の経済状態に関する見通しに左右されている可能性がある。このような個人の経済的な見通しを決める変数として、学校卒業直後の就業状況は重要である。ここでは、学校卒業直後の就業状況が、結婚とどのような関係をもつのかについて分析した。

図2-2 学校卒業直後の就業状況と結婚の関係



注：1）第二部第2章の表4モデル6・7（女性）ならびに表5モデル6・7（男性）に基づいて作成。年齢、学歴、就業形態、親との同別居、第1回調査時に居住していた都道府県の平均初婚年齢、第1回調査時に居住していた市町村の都市規模を統制した離散時間ハザードモデルによって分析した結果。結婚のハザード比については、年齢と学歴との間で交互作用をとっている。

2）学校卒業直後の就業状況の定義については、第二部第2章表1参照。

3）統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準（正規雇用との比較）

分析の結果、学校卒業直後の就業状況は、20歳代（20～29歳）における結婚と関連をもつことが明らかとなった。図2-2に示すように、女性の場合、学校卒業直後の就業状況がパート・アルバイトや無職であると、20歳代における結婚が起きにくくなる傾向がある。男性の場合は、学校卒業直後の就業状況が非正規であることは、結婚の起きやすさには影響せず、無職であった場合のみ結婚しにくい傾向が認められた。

これらは直近の就業形態を統制した上で得られた値であるため、男女ともに学校卒業直後に無職の経験がある場合には、その後の就業形態にかかわらず20歳代では結婚しにくいという影響がみられるといえる。また、男性の場合は、初職が非正規であっても、その後の就業の状況次第で、20歳代の結婚確率を挽回することが可能であるが、女性の場合は初職がパート・アルバイトであると、20歳代における結婚確率が低い傾向が持続する傾向がある。

また、男女ともに初職が、派遣社員・契約社員・嘱託といった、非正規雇用の中でも正規雇用に近い就業形態では、その後の結婚確率に正規雇用と有意な差がみられなかった。

### 第3章 結婚から第1子出生の移行要因

未婚化の進展とともに、生涯を通じて第1子を生む女性の割合が減少している。第1子出生の選択は、出生率を左右する重要な事象である。また、第1子出生のタイミングは、その後の出生の有無やタイミングに影響を与えるなど、ライフコースを決める重要な指標ともなっている。

第1子出生では、婚前妊娠等により比較的結婚期間が短い段階で出生が起きるケースと、従来よりも長い結婚期間を経て出生が起きるケースの二極化が進展しているものと考えられる（第二部第3章の図1と図2参照）。以下では、「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査から第10回調査までの10年分のデータに基づき、第1子出生について、その起こり方やタイミングに関する要因と背景について報告する。

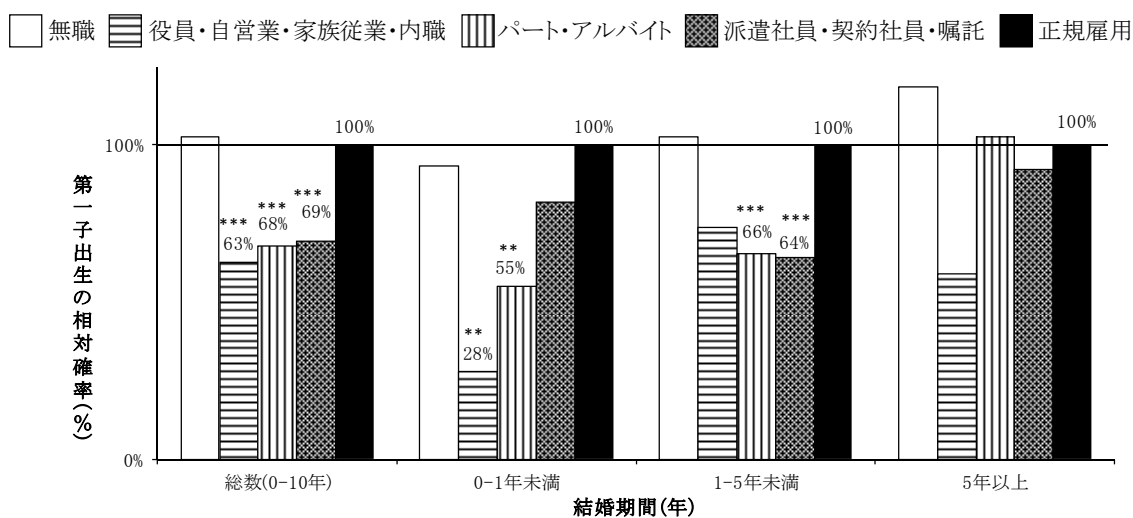
#### 1. 妻の就業状況と第1子出生

■妻の就業状況が、パート・アルバイトや派遣社員・契約社員・嘱託といった非正規雇用である場合、正規雇用である場合よりも、第1子出生が起きにくい。

結婚から第1子出生までの期間が延伸しているが、その背景の一つとして、近年増加傾向にある有配偶女性の就業が考えられる。妻の就業状態と第1子出生との関係についての分析結果をみる。

図3-1では、妻の就業形態別に第1子出生の確率を示している。結婚期間が0～1年未満ならびに1年～5年未満では、妻の就業形態がパート・アルバイト、派遣社員・契約社員・嘱託、自営・家族従業等である場合に、正規雇用よりも、第1子出生確率が有意に低い。しかし、結婚期間が5年以上になると、妻の就業形態による第1子出生確率の差は有意ではなくなる。また、各結婚期間を通じて、正規雇用の女性の第1子出生確率は、無職の女性と同程度であることがみてとれる。

図3-1 妻の就業形態と第1子出生の関係：結婚期間別



注：1）第二部第3章の表2モデル1～1-3に基づいて作成。結婚期間、妻の学歴、妻の結婚時の年齢、親との同居、夫の就業形態で統制した離散時間ハザードモデルによる分析結果。第1子出生のハザード比については、結婚期間と妻の学歴との間で交互作用をとっている。

2）統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準（正規雇用との比較）

## 2. 妻の職場での育児休業制度の有無と第1子出生

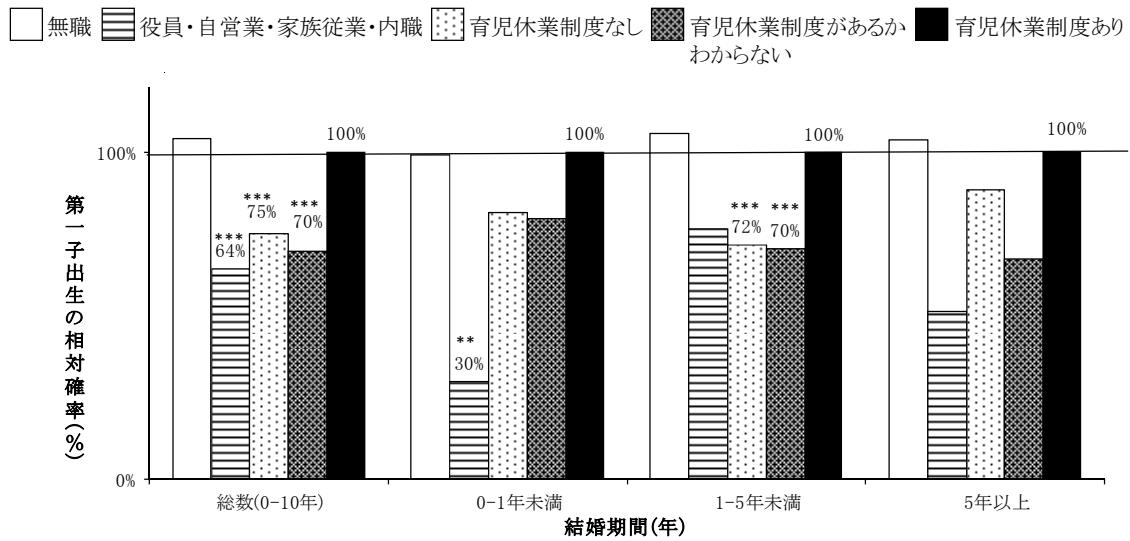
■働いている妻について、職場に育児休業制度がない、あるいは育児休業制度があるかわからないと答えた者では、育児休業制度があると答えた者より第1子出生が起きにくい。

第1子の出産は、女性が就業を中断する要因の一つとなっている。育児休業制度の利用可能性によって示される出産後の就業継続のしやすさは、第1子出生確率にどう影響しているのだろうか。

図3-2では、妻の勤め先における育児休業制度の有無別に、第1子出生確率を示したものである。結婚期間が0～10年未満、1～5年未満の場合に育児休業制度があると回答した妻に比べて、育児休業制度なし、あるいは育児休業制度があるかわからないと答えた妻の第1子出生確率が低いことがわかる。



図3-2 妻の勤務先における育児休業制度の有無と第1子出生との関係：結婚期間別



注：1) 第二部第3章表3のモデル2～2-3に基づいて作成。統制した変数や分析方法については、図3-1と同じ。第1子出生のハザード比については、結婚期間と妻の学歴との間で交互作用をとっている。

2) 統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準 (育児休業制度ありとの比較)

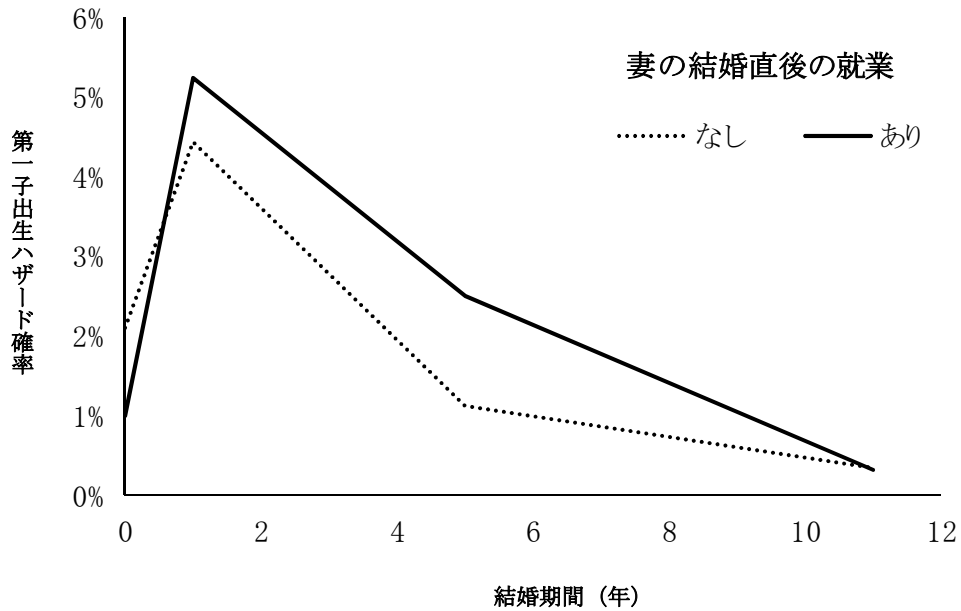
### 3. 結婚直後における妻の就業と第1子出生

■結婚直後に就業していた妻は、就業していなかった妻に比べて、結婚1年目以降における第1子出生確率が高い。

結婚の前後で就業を継続する女性が増えている。第1子出生のタイミングは、結婚時に就業を継続するか否かによって異なる可能性がある。図3-3には、結婚直後における妻の就業の有無別に、第1子出生確率の結婚期間に伴う推移を示した。妻が結婚直後に就業していたグループの第1子出生確率は、妻が就業していなかったグループに比べて、結婚当初には低いが、結婚1年目以降には逆転して、その後は高い傾向にある。

なお、これらはすべて直近の就業形態を統制した上で得られた値である。直近の就業形態の影響をみると、正規雇用と無職の妻において、第1子出生確率が高く、非正規雇用や自営・家族従業等の女性で低い傾向がある。

図3-3 結婚直後の妻の就業の有無と第1子出生の関係



注：1) 第二部第3章表4のモデル3に基づいて作成。結婚直後の妻の就業の有無、結婚期間、妻の学歴、妻の結婚時の年齢、親との同別居、夫の就業形態で統制した離散時間ハザードモデルによる分析結果。結婚直後の妻の就業の有無については、結婚期間ならびに妻の学歴との間で交互作用をとっている。

2) 第1子出生確率の推定に当たっては、統制変数はすべて基準カテゴリーの値を使用。

## 第4章 第2子出生とワークライフバランス

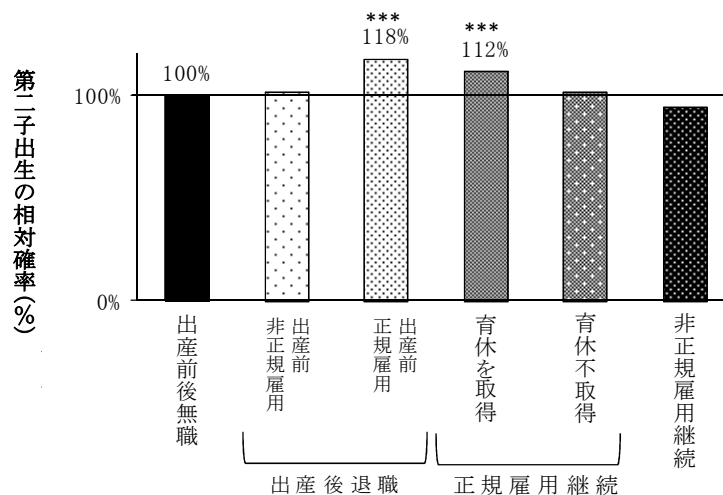
近年における夫婦の出生力の低下を反映して、生涯を通じて第2子を生む女性の割合が減少しつつあり、第2子出生の選択は、出生率の水準を左右する重要な事象となっている。その第2子出生の選択には、第1子を出生した時の夫婦の状況やその後の育児経験などが影響を及ぼしているものと考えられる。以下では、「21世紀出生児縦断調査」の第1回調査から第10回調査までの10年分の観察に基づき、第2子出生の要因や背景について報告する。

### 1. 妻の就業状況と第2子出生

■第1子の出産時に正規雇用を退職した女性と育休制度を利用して正規雇用を継続した女性は、第2子出生確率が高い。

近年では、第1子を出産した後に就業を継続する女性が増加傾向にあり、女性の就業と第2子出生との関連は、少子化の動向を占う上でも重要なテーマとなりつつある。第1子が出産する前後における妻の就業状況の変化と第2子出生との関連についての分析結果を図4-1に示す。

図4-1 第1子出生前後における妻の就業状況と第2子出生の関係



.....第1子出産前後の妻の就業変化.....

注：1) 第二部第4章の表2モデル1に基づいて作成。出生間隔、夫の家事・育児頻度、妻の育児不安・育児負担感、夫の就業状況、妻の最終学歴、祖父母との同居、第1子の属性、妻の第1子出産年齢、居住地方、市郡規模、地域の子育て環境変数を統制した離散時間ハザードモデルによる分析結果。

2) 統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準（出産前後無職との比較）

図4-1では、第1子の出産前後に無職であった女性が第2子を生む確率を100%とする  
と、出産退職をしたグループでは出産前に正規雇用であった女性の出産確率が118%、出産  
後も就業を継続したグループでは育児休業を取得して正規雇用を継続した女性の出産確率  
が112%となっている。一方で、第1子の出生前後で、非正規雇用を退職した女性、育児休  
業を取得せずに正規雇用を継続した女性、非正規雇用を継続した女性においては、第2子  
の出産確率が、出産前後に無職であった女性と同程度である。このように第1子の出生前  
後の妻の就業状況は第2子の出生確率に影響を与えており、なかでも育児休業の取得可能  
性は、働く女性の第2子出生の選択を左右する要因であることがうかがえる。

## 2. 夫の家事・育児参加と第2子出生

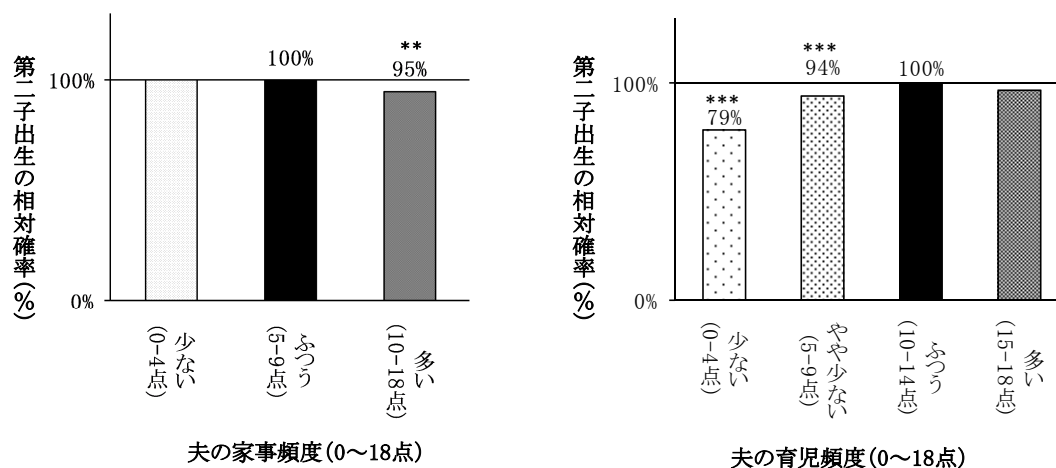
### ■第1子出産直後に夫の育児参加があると第2子が生まれやすい。

近年では、育児に参加する男性が、若い世代を中心に増えつつある。男性の家事・育児  
参加は、個人が仕事と家庭生活の調和（ワークライフバランス）を図る上で重要であり、  
出生率にも影響を与えていると考えられる。ここでは、第1子の出生から半年後における  
夫の家事・育児頻度が、第2子出生とどのような関連をもつのかについてみてみた。

図4-2によると、まず夫の家事頻度が高い場合には第2子の出生が起きにくくなる傾  
向がみられる。しかし、その影響は比較的軽微である。一方で、夫の育児頻度が高いほど  
第2子の出生が起きやすくなる傾向が顕著に認められる。

また、より詳細な分析においては、夫の家事・育児頻度と第2子出生との関連が、世帯  
収入に対する夫の収入割合によって異なることが明らかとなった。すなわち、夫の収入割  
合が世帯収入の4割を下回る場合には、夫の家事頻度・育児頻度ともにこれが高いほど、  
第2子の出生確率が高いという傾向がみられた（第二部第4章「3. 分析結果」の（3）  
を参照）。夫の家事・育児参加と第2子出生との関連は、その頻度だけでなく、夫妻の経済  
的な役割分担のあり方にも依存しているとみられる。

図4-2 夫の家事・育児参加と第2子出生の関係



注：1) 第二部第4章の表2モデル1に基づいて作成。ただし、夫の家事頻度と育児頻度については、それぞれ「ふつう」を基準とした値で再分析を行った。統制した変数や分析方法については、図4-1と同じ。

2) 夫の家事頻度得点ならびに育児頻度得点については、第二部第4章の表1を参照。

3) 統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準 (各図の黒で示した項目との比較)

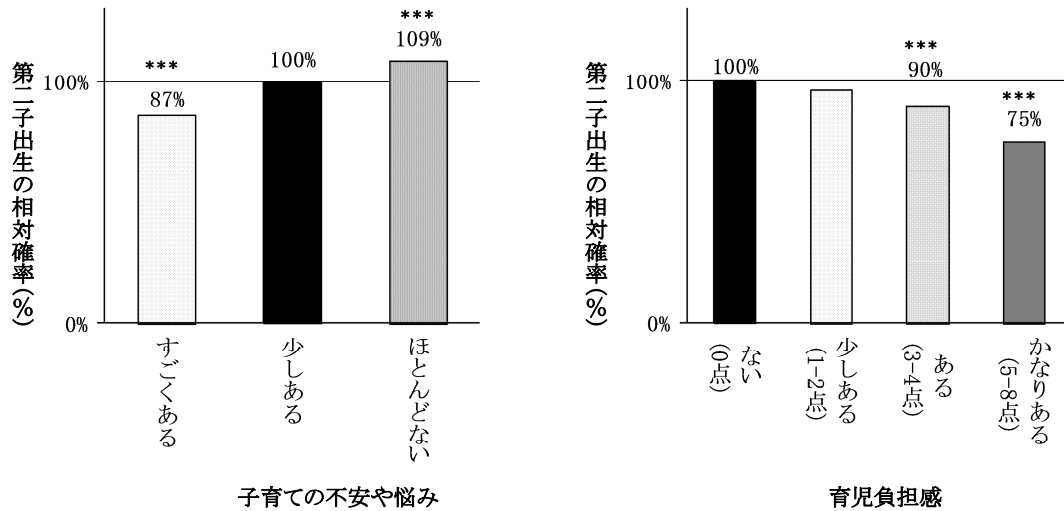
### 3. 妻の育児不安・育児負担と第2子出生

#### ■第1子出産後に妻の育児不安・育児負担が大きいと第2子の出産が減少。

第2子出生の選択は、第1子の出生時の状況や育児の経験による影響を受けるものと思われる。ここでは、第1子が6か月の時点における妻の育児不安ならびに育児の負担感が第2子の出生とどのように関わるのかを調べた。

図4-3によると、子育ての不安や悩みの程度は、第2子の出生確率と明瞭な関連がみられる。第2子の出生確率は、子育ての不安や悩みが「少しある」と回答した女性を基準とすると、「すごくある」と回答した女性で低く、「ほとんどない」と回答した女性で高い傾向がある。同様に、育児の負担感についても、負担感が高い女性ほど第2子を生まない傾向がみられる。育児の負担感が「かなりある」グループにおいては、特に第2子の出生確率が低い。

図4-3 妻の育児不安・育児負担感と第2子出生との関係



注：1) 第二部第4章の表2モデル1に基づいて作成。分析方法については、図4-1と同じ。

2) 妻の育児負担感得点については、第二部第4章の表1を参照。

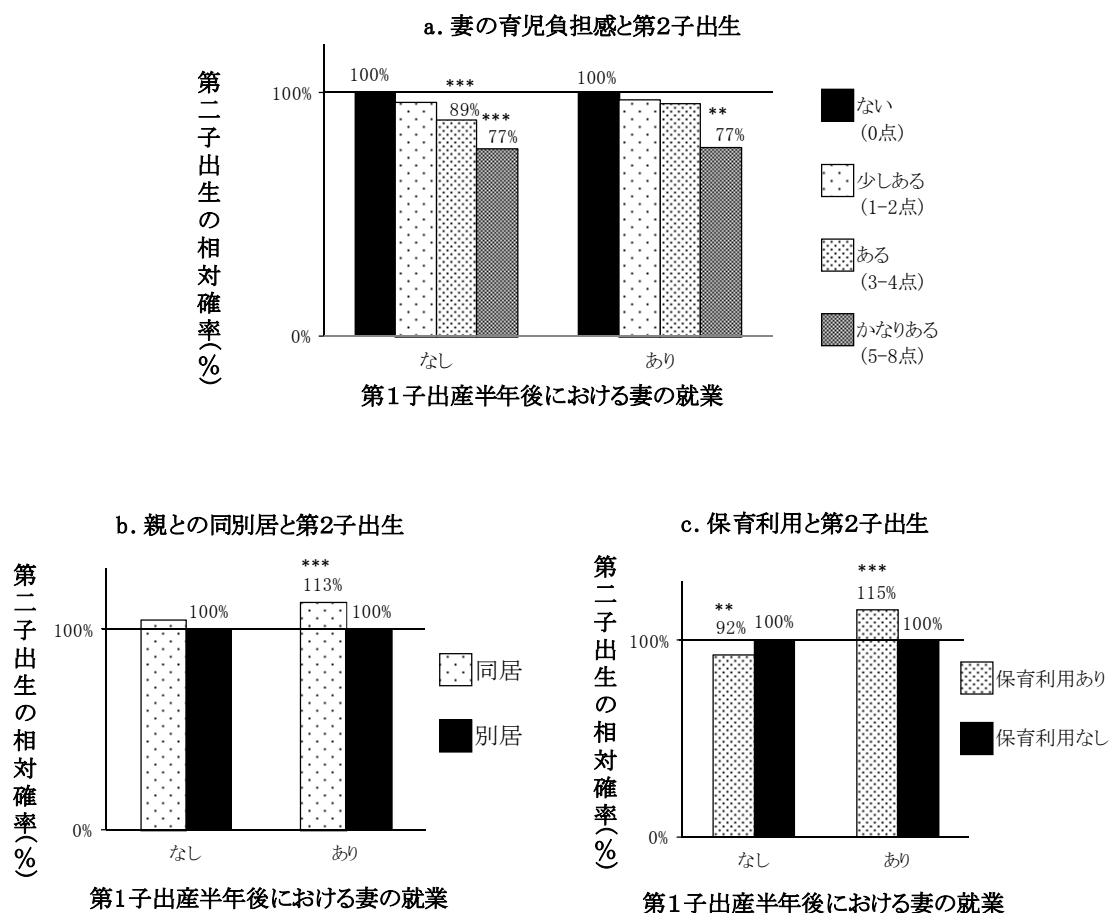
3) 統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準 (各図の黒で示した項目との比較)

より詳細な分析では、妻の育児不安ならびに育児の負担感と第2子出生との関連は、第1子出産後の妻の就業状況によって異なるという結果を得た。すなわち、第1子の出産から半年の時点で妻が無職である場合は、就業している場合に比べて、不安や負担感が高いほど第2子を生みにくいという傾向がより明瞭にみられた(図4-4のa)<sup>1</sup>。

さらに、就業していた妻は、親と同居している場合や保育所の利用がある場合に、第2子出生確率が高い傾向がみられた(図4-4のbとc)。就業している妻は、日中は保育所や祖父母に子どもを預けているのに対し、無職の妻は家庭で保育を行う時間が長いため、育児についての不安や負担がより直接的に出生の選択に反映しやすいものと思われる。働く母親には更なる育児支援の充実が、家庭で保育を行う母親には、孤立などによる不安・負担感を防ぐ対応が求められる。

<sup>1</sup> 育児不安については、第二部第4章の表3を参照。

図4-4 諸要因と第2子出生との関係：第1子出産半年後における妻の就業状況別



注：1) 第二部第4章の表3モデル4とモデル5に基づいて作成。出生間隔、夫の家事・育児頻度、妻の育児不安・育児負担感、妻の就業状況、第1子3歳未満における保育利用、夫の就業状況、妻の最終学歴、祖父母との同居、第1子の属性、妻の第1子出産年齢、居住地、都市規模、地域の子育て環境変数を統制した離散時間ハザードモデルによる分析結果。  
 2) 妻の育児負担感得点と保育利用については、第二部第4章の表1を参照。  
 3) 統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準 (各図の黒で示した項目との比較)

## 第5章 希望子ども数の実現要因

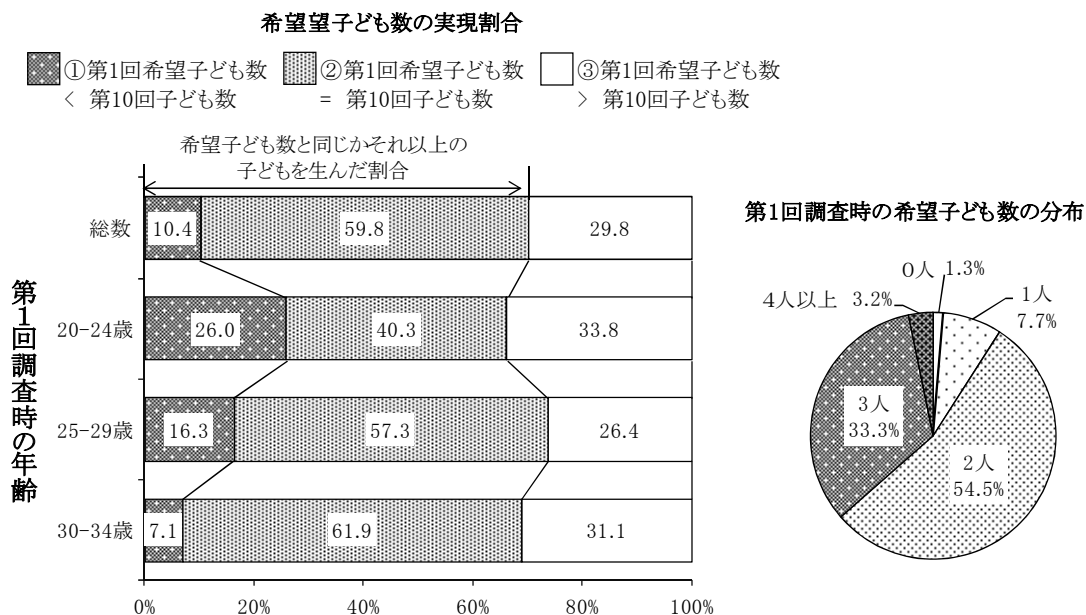
個人が結婚当初に希望していた子ども数を実現したか否かについては、結婚時から同じ個人を追跡して、その後の出生行動を継続的に調べなければ分からない。本章では、「21世紀成年者縦断調査」の夫婦を対象として、①結婚当初の妻の希望子ども数ほどの程度実現されるのか、②結婚当初の妻の希望子ども数の実現確率はどのような要因に左右されているのかといった点について分析を行った。

### 1. 希望子ども数の実現割合

■結婚当初の希望子ども数を実現する割合は約7割。

結婚当初の妻の希望子ども数は、どの程度実現されるのだろうか。図5-1は、同一個人（有配偶女性）の第1回調査時（2002年）の希望子ども数と第10回調査時（2011年）の既存子ども数の差をもとに、①希望を超えた子ども数を持ったグループ、②希望と同じ数の子どもを持ったグループ、③希望よりも少ない子ども数に留まったグループ、それぞれの構成割合を表している。これによれば、どの年齢グループにおいても、7割程度の女性が希望子ども数と同じか、それ以上の子どもを生んでいることがわかる。

図5-1 第10回調査時点における希望子ども数の実現割合：有配偶女性



注：第1回調査から第10回調査まで有配偶であった女性が対象。



## 2. 希望子ども数の実現を左右する要因

■希望子ども数2人の実現には、第1子出生のタイミングや平日日中の保育サポートの有無が、希望子ども数3人の実現には、妻の育児休業制度利用に対する勤務先の雰囲気や親との同別居が重要である。

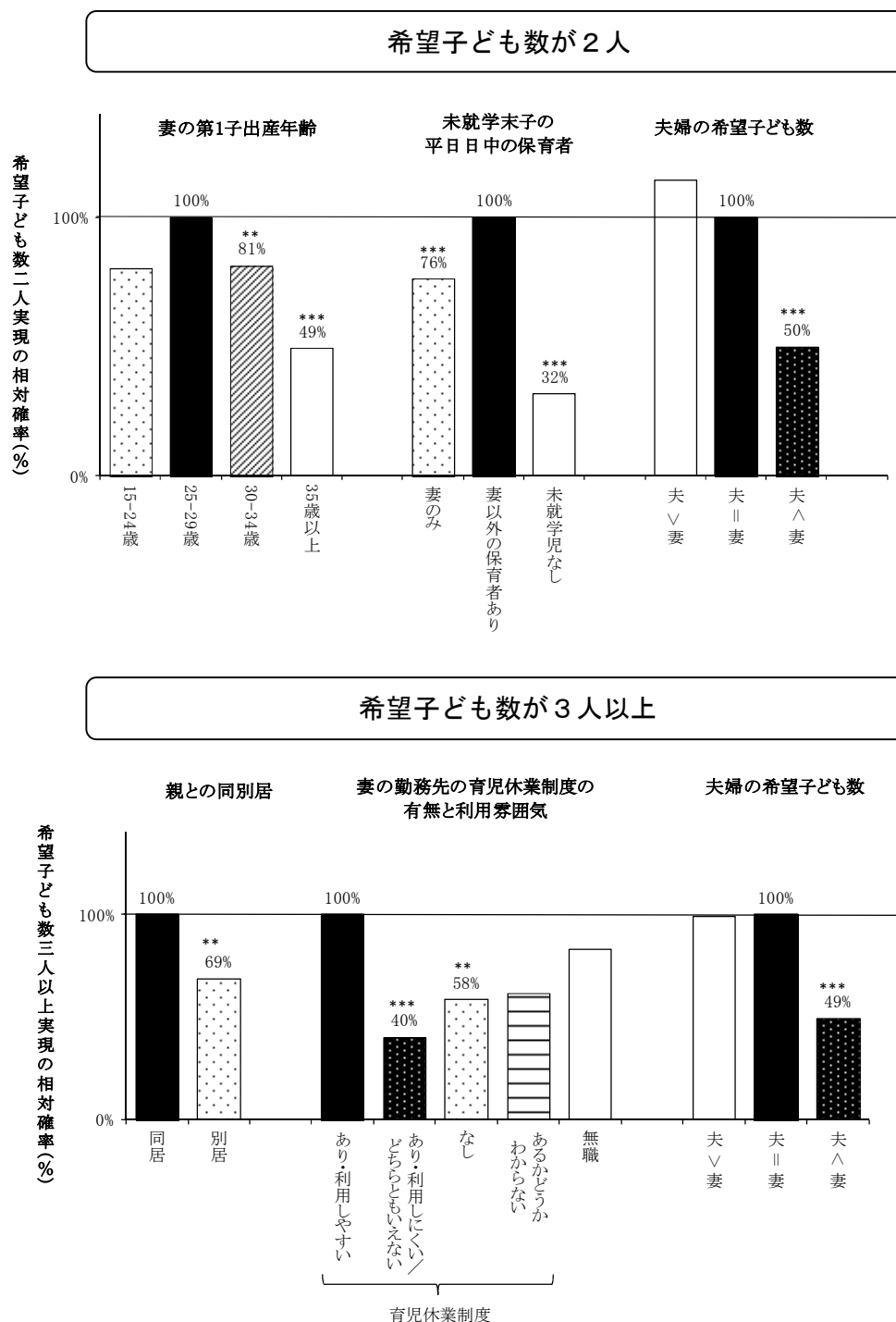
希望子ども数の実現を左右する要因について、多変量イベントヒストリー分析により調べた。希望子ども数2人と3人以上のそれぞれについて、希望子ども数の実現に関する要因を図5-2に示した。

希望子ども数2人の実現を妨げる要因には、①第1子出産年齢が高い、②平日日中に母親以外の保育者がいないといったことが挙げられる。また、希望子ども数3人以上の実現を妨げる要因には、①妻の勤務先に育児休業制度がない、あるいは利用しやすい状況にならない、②親と別居しているといったことが挙げられる。

さらに、希望子ども数が2人と3人以上に共通する傾向として、夫の希望子ども数が妻よりも少ない場合には、希望子ども数が実現されにくくなっている。

希望子ども数の実現には、「出産タイミング」の早期化という時間的視点や育児休業等の仕事と家庭の両立支援が重要である。さらに夫の希望が一定程度影響力を持つことから子どもを持つことに対する男性の意識啓発も重要である。

図5-2 希望子ども数の実現を左右する要因：有配偶女性



注：1）第二部第5章の表5モデル3-2とモデル3-3に基づいて作成。希望子ども数聴取時の既存子ども数、妻の前回出産年齢、結婚期間、妻の学歴、妻の就業形態、妻の勤務先における育休制度の利用雰囲気、親との同別居、夫妻の希望子ども数の差を統制した離散時間ハザードモデルによる分析結果。

2）統計的有意水準：\*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準（各図の黒で示した項目との比較）

## IV 第二部 詳細結果

## 第1章 若者の雇用実態と結婚・出生に対する意欲

### 1. 分析の目的

昨今、家族形成意欲の低下の背景として、若年層における就業の不安定化が指摘される。特に、学校卒業直後の就業状況が、その後の就業や家族形成に持続的な影響を及ぼすのではないかとされている（酒井・樋口 2005）。そのような議論では、学校卒業時の景気が悪く、初職で正規雇用には就けないと、その後も不安定な就業を余儀なくされ、その結果、結婚ができないとされる。

図1-aと図1-bは、未婚の場合について、前年の就業形態とその翌年（当年）の就業形態の関係を見たものであるが、男女ともに、前年に正規雇用であった者の9割以上は翌年も正規雇用であるのに対して、前年に非正規雇用であった者が翌年に正規雇用になっている割合は1割程度に過ぎない。さらに、前年に無職だった者のうち、求職活動を行った者が1年後に就業している割合は、女性で6割、男性で4割となっており、これらの者が正規雇用として就業している割合は男女ともに2割弱となっている。一方で、求職活動を行っていない無職の者については、男女ともに8割が翌年も無職に留まっている。

図1-a 前年から当年へかけての1年間の就業形態の変化：未婚女性

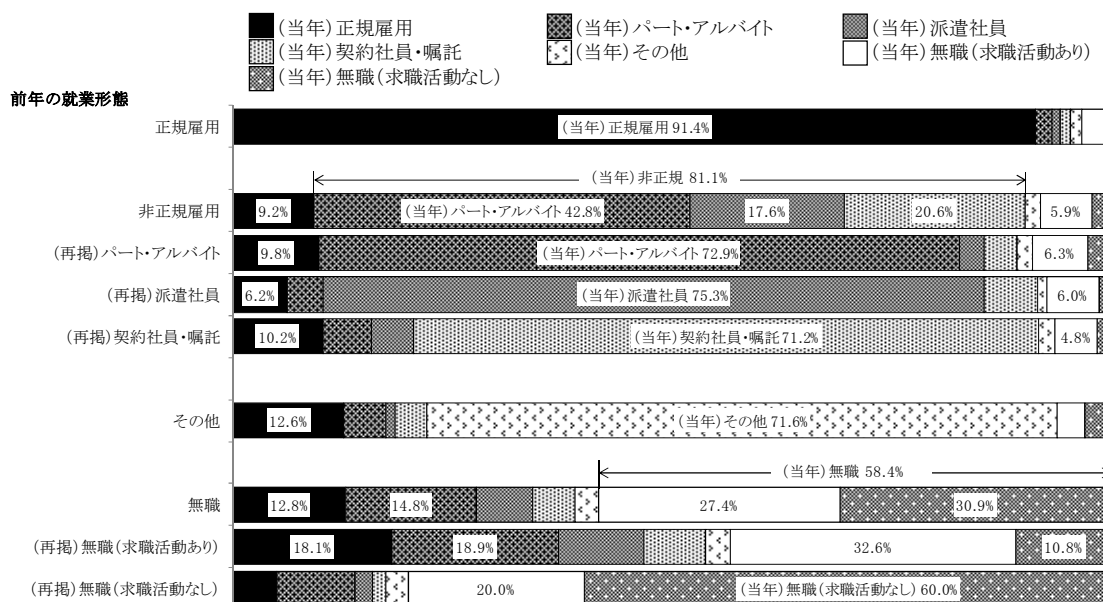
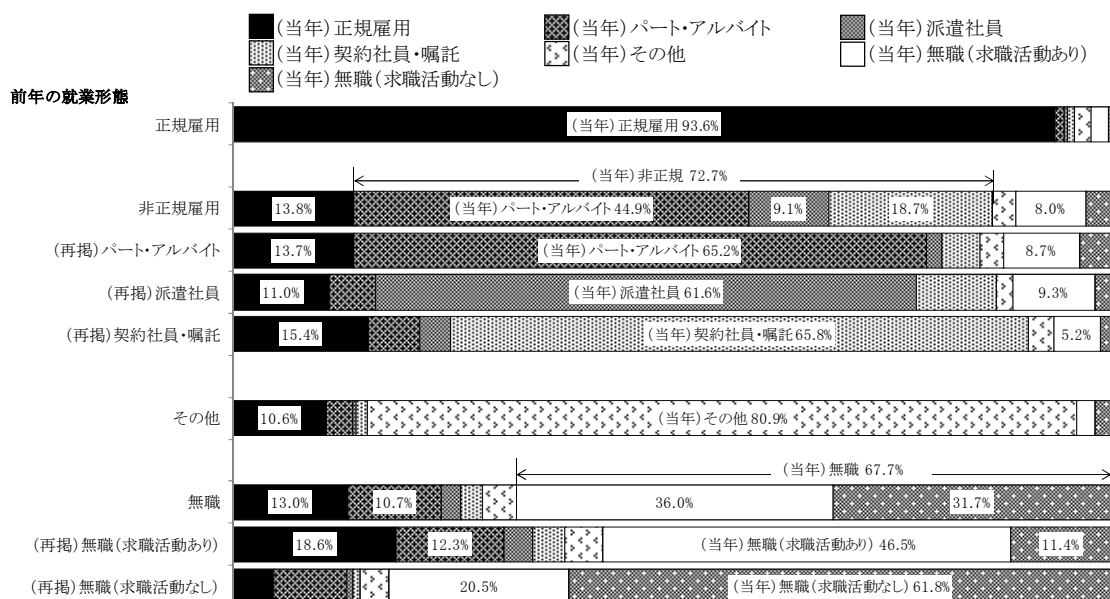


図 1 - b 前年から当年へかけての1年間の就業形態の変化：未婚男性



注：1) 「21世紀成年者縦断調査」の第2回調査から第10回調査までを使用。

2) 「非正規雇用」には、「パート・アルバイト」、「派遣社員」、「契約社員・嘱託」が含まれる。「その他」には、「役員・自営業主」、「家族従業者」、「内職」、「その他」が含まれる。

しかし、非正規雇用から正規雇用へ移行する確率が低いからと言って、直ちに非正規雇用が不安定な就業であると結論付けることはできない。また、学校卒業時の労働市場の不況と家族形成の関係にしても、その関係が必ずしも明確でないとする研究もある (Hashimoto and Kondo 2012)。

本章では、「21世紀成年者縦断調査」に基づいて、若年者がどのような就業移動を行っているのかを確認したうえで、就業と家族形成意欲（結婚意欲・出生意欲）との関係を探る。具体的には、①非正規雇用は正規雇用と比べて継続就業率が低いのか、②学校卒業直後の就業状態によってその後の就業パターンは異なるのか、③就業状態と結婚意欲・出生意欲とは関係しているのか、を多変量解析の手法を用いて確かめることとする。

なお、正規雇用ほどその後の継続就業率や家族形成意欲が高いという事実が観察されても、それはもともと継続就業意欲や家族形成意欲の高い者が正規雇用を選んでいる結果に過ぎないといった指摘がしばしばなされる。横断面のみによる観察には、このようないわゆる選択バイアスがあり、純粋な就業形態の違いが反映されていないことになる。縦断調査は、就業移動を捉えることに適しているのに加えて、上記のような個々人の「性向」等から生じるバイアスを、「パネル推定」を行うことで、ある程度除去することができ、就業

形態の違いによるより純粋な影響を取り出すことができる。以下では、このようなパネルデータの特長を生かした分析を行っていく。

本章の目的は上記のように未婚の若年層の就業実態と家族形成意欲との関係を追うことにあるが、就業の実態を把握するにあたっては、独身者のみに限定した観察では全体像が把握しにくい場合があるので、以下では、未婚者に限った分析と、未婚者と既婚者を合わせた分析を並行して行い、検討していくこととする。

## 2. データと分析手法

### (1) データ

分析には、「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査から第10回調査までの個票データを用いる。同調査は、2002年10月末日時点で20～34歳の全国の男女（とその配偶者）を対象としており、2002年を初年として現在まで毎年実施されている。調査初年において、女性は14,396人、男性は15,170人が回答している。

同調査では、就業や家族形成に関して多岐にわたる質問項目を設けているが、本章では、主に、就業状態や就業形態、継続就業の有無、結婚意欲、出生意欲について尋ねた質問項目を用いて分析を行うこととする。

### (2) 分析手法と推計モデル

はじめに、就業形態の違いによる就業継続確率の違いについての分析を行う。この分析においては、1年の間に、前年の調査時点で就いていた仕事を辞めた場合に1をとり、それ以外の場合に0をとる変数（「離職」ダミー変数）を作成した。この変数を作成するのに際して利用したのは、第3回調査から第5回調査においては「あなたは、この1年間に所得を伴う仕事（学生アルバイトも含む）をやめた経験がありますか。（仕事をやめた後、現在別の仕事についている場合も含みます。）」、第6回調査から第10回調査においては「現在についている仕事は1年前についていた仕事と同じですか。」という質問項目である。また、併せて、この1年間の主な離職理由を尋ねた質問項目により、「倒産・解雇による離職」と「契約期間の満了による離職」を特定した。

これらの変数を被説明変数( $y$ )として、以下のモデルを推計した。

$$y_{it} = \beta'X_{it} + \gamma'Z_{it} + w_t + v_i + u_{it} \quad \dots (i)$$

$y_{it}$  : 離職ダミー

$X_{it}$  : 継続就業年数ダミー、年齢ダミー、(学歴ダミー)

$Z_{it}$  : 前年の就業形態ダミー、 $w_t$  : 時点効果、 $v_i$  : 個人効果、 $u_{it}$  : 誤差項

\*添え字の  $i$  は個人を、 $t$  は時点を表す。

上記をプールドロジットモデル (pooled logit model)、攪乱効果モデル (random-effect

model)、固定効果モデル (fixed-effect model) によって推定し、ハウスマン検定を行い、最も当てはまりの良いモデルの結果を示すこととする。被説明変数は二項変数であり離散型の推定がより適切だが、推定の簡便さから<sup>1</sup>、本章では攪乱効果モデルと固定効果モデルを線形確率モデル (linear probability model) で推定する。

次に、就業移動の頻度をより直感的に捉えるために学校卒業以降の経験仕事数についての分析を行う。第2回の調査に、初職以来、経験した仕事に関する回顧形式の質問項目が存在する。この項目と、先の就業継続に関する質問項目を合わせることで対象者が最後に調査に参加した年までに経験した仕事数を把握できる。こうして作成された経験仕事数と学校卒業直後の就業形態との関係を見る。経験仕事数を被説明変数とするポアソン回帰モデル<sup>2</sup>によって、(学校卒業後経過年数、学歴ダミー、出生年ダミー、未婚ダミーで統制した上での) 学校卒業直後の就業形態の影響を観察する。分析に際しては、第1回調査から第10回調査まで継続して回答し、第10回調査の時点で30歳以上だった者にサンプルを限定している。

また、上記の分析に関連して、正規就業しているか否かが、学校卒業直後の就業形態(学校卒業直後に正規雇用就いたかどうか)に依存しているのかを確かめる分析も行った。ただし、学校卒業時の正規就業自体が内生的に決まっている可能性を考慮して、ここでは以下のような2式を同時に推定した<sup>3</sup>。

$$s_{it} = \beta'X_{it} + \gamma z_i + u$$

$$z_i = \eta ur_i + \phi'X_i + \varepsilon \quad \text{Corr}(u, \varepsilon) = \rho \quad \dots \text{(ii)}$$

$s_{it}$ : 正規就業ダミー

$z_i$ : 学校卒業時正規就業ダミー

$ur_i$ : 学校卒業時の失業率

$X_i$ : 学校卒業後経過年数、学歴ダミー、時点ダミー、未婚ダミー

$u, \varepsilon$ : 誤差項

\* 添え字の  $i$  は個人を、 $t$  は時点を表す。

最後に、就業形態が未婚者の結婚意欲・出生意欲に与える影響についての分析を行う。具体的には、順序ロジットモデルと、結婚意欲・出生意欲を2項変数に変換したうえで攪乱効果モデル・固定効果モデルとで推定を行った。結婚意欲に関しては独身者についてしか観察されないことから、例えば、正規雇用ほど早く結婚する傾向があるとすると、ある程度年齢が上がっても、独身で残っている正規雇用者は結婚意欲が低い者に限定されるため、正規雇用ほど結婚意欲が低いように見えるといった可能性がある。そこで、順序ロジ

<sup>1</sup> 離散型のパネル推定ではしばしば収束しないことがあり、モデル間の比較が難しくなる。

<sup>2</sup> ポアソン回帰モデルの詳細については、「VI 分析方法の解説」を参照のこと。

<sup>3</sup> これはリカーシヴ2変量プロビットモデル (recursive bivariate probit model) と呼ばれるものであり、 $ur$ を $z$ の操作変数 (instrumental variable) と解釈することができる。

ットモデルの推定では、未婚であるか否かの選択関数の推計から得られた逆ミルズ比を説明変数に加えることでそのような選択バイアスに対処した<sup>4</sup>。それぞれの推計に用いる説明変数の定義を表1に整理した。また、分析に用いたサンプルの記述統計を付表1に示した。

表1 分析に用いた説明変数の定義

変数名		定義
離職要因分析	就業形態ダミー	現在就いている仕事の形態について聞いた質問項目より作成。「正規雇用(正規の職員・従業員)」、「会社などの役員・自営業主・自家営業の手伝い」、「パート・アルバイト」、「労働者派遣事業所の派遣社員」、「契約社員・嘱託」、「その他(内職含む)」、「無職」*のそれぞれに該当する場合に1、それ以外の場合に0の値をとるダミー変数を作成。 *「無職」には、専業主婦(夫)や在学中の者を含む。
	年齢ダミー	18歳から43歳まで各年齢について、該当する場合に1、それ以外の場合に0の値をとるダミー変数を作成。
	時点ダミー	観察期間中の各調査年について、回答がある場合に1、ない場合に0の値をとるダミー変数を作成。
	継続就業期間ダミー	その仕事に就いた年から今年までの年数(1~28年)の各年数について、該当する場合に1、それ以外の場合に0の値をとるダミー変数を作成。
経験仕事数要因分析	学校卒業直後就業形態ダミー	第2回調査における学校卒業後に就いた全ての仕事に関する質問項目及び、卒業以来、同じ仕事に就いている者や一つの仕事にも就いていない者については現在の仕事の形態に関する質問項目から作成。「正規雇用(正規の職員・従業員)」、「会社などの役員・自営業主・自家営業の手伝い」、「パート・アルバイト」、「労働者派遣事業所の派遣社員」、「契約社員・嘱託」、「その他(内職含む)」、「無職」*のそれぞれに該当する場合に1、それ以外の場合に0の値をとるダミー変数を作成。 *「無職」は、学校卒業時点から1年を経ても就業していなかった者。 ※第2回調査時点で在学しており、その後、卒業後に就職した者についてはサンプルに含まれない。
	学歴ダミー	「中学校卒」、「高校卒」、「専門学校・短大・高専卒」、「大学・大学院卒」のそれぞれに該当する場合に1、それ以外の場合に0の値をとるダミー変数を作成。 ※中退したことが確認された場合には、その前の(卒業した)学歴。
	出生年ダミー	出生年が1967年以降の者について、各出生年に該当する場合に1、しない場合に0の値をとるダミー変数を作成。
	学校卒業時からの経過年数	学校卒業時点から第10回調査時点までの経過年数。
	未婚ダミー	第10回調査時点で未婚(離死別を含まない)だった場合に1、それ以外の場合に0の値をとるダミー変数。

<sup>4</sup> 逆ミルズ比及び選択バイアスを考慮した順序ロジットモデルの詳細については、「VI 分析方法の解説」を参照のこと。



表1 (つづき)

	変数名	定義
正規就業要因分析	正規就業ダミー	「正規雇用」に就いていた場合に1、それ以外の場合に0の値をとるダミー変数。
	学校卒業時正規就業ダミー	学校卒業直後に「正規雇用」に就いていた場合に1、それ以外の場合に0の値をとるダミー変数。
	学校卒業時失業率	総務省「労働力調査」より学校卒業年における男女別の失業率(年齢計の値)を接続。
結婚意欲要因分析	父親／母親死別ダミー	親との同別居に関する質問項目より、自分の父親／母親と死別している場合に1、それ以外の場合に0の値をとるダミー変数を作成。

注：重複する説明変数については、最初の分析のみに掲載。

### 3. 分析結果

#### (1) 就業形態と離職確率

図1-aと図1-bで見たのは、前年の就業形態別の当年の就業形態であった。前年と翌年が同じ就業形態であっても、そこには転職して同一の就業形態に就いた者も含まれる。就業の安定性については、同一の仕事に継続して就業しているかどうかをみる必要がある。そこで、前年の就業形態別に未婚者の離職率を見たのが表2である。

この表より、前年に正規雇用だった者のうち翌年までにその仕事を離職しているのは1割以下であるのに対して、前年に非正規雇用だった場合は2～3割の者が翌年までにその仕事を辞めていることがわかる。逆に言えば、前年に正規雇用に就いていた者のうち9割以上は翌年も同じ仕事に就いており、前年が非正規雇用だった者でもその7割強は翌年も同じ仕事に就いていることになる。

また、就業形態の違いによる就業の不安定性については、雇い主側の事情による自分の本意でない離職がどの程度発生しているのかが重要となるため、同じ表2では倒産・解雇によって離職する者の割合と契約期間の満了によって離職する者の割合も見ている<sup>5</sup>。それをみると、1年間のうちに倒産・解雇で離職する者の割合は、前職の就業形態によらず極めて低いことがわかる。一方、契約期間の満了によって離職する者の割合は、派遣社員や

<sup>5</sup> 正規雇用にも契約期間の満了によって離職する者がいることは、総務省「就業構造基本調査」によっても確認される。平成19年の同調査によれば、過去5年以内に137,000人の正社員が「雇用契約の満了」のために辞めている。

契約社員・嘱託といった就業形態でやや高い<sup>6</sup>。

表2 離職率（未婚者）

前年の就業形態	女				男			
	離職率			計	離職率			計
		倒産・解雇	契約期間満了			倒産・解雇	契約期間満了	
正規雇用	1048 (9.03)	49 (0.42)	11 (0.09)	11601 (100.00)	1033 (7.17)	72 (0.50)	8 (0.06)	14404 (100.00)
非正規雇用	1864 (26.18)	95 (1.33)	277 (3.89)	7120 (100.00)	1234 (27.33)	65 (1.44)	93 (2.06)	4515 (100.00)
パート・アルバイト	1080 (27.19)	55 (1.38)	83 (2.09)	3972 (100.00)	858 (28.83)	39 (1.31)	38 (1.28)	2976 (100.00)
派遣社員	389 (27.67)	24 (1.71)	101 (7.18)	1406 (100.00)	168 (32.31)	11 (2.12)	28 (5.38)	520 (100.00)
契約社員・嘱託	395 (22.68)	16 (0.92)	93 (5.34)	1742 (100.00)	208 (20.41)	15 (1.47)	27 (2.65)	1019 (100.00)
その他	140 (13.02)	3 (0.28)	25 (2.33)	1075 (100.00)	214 (8.75)	13 (0.53)	15 (0.61)	2447 (100.00)
計	3052 (15.42)	147 (0.74)	313 (1.58)	19796 (100.00)	2481 (11.61)	150 (0.70)	116 (0.54)	21366 (100.00)

注：1）「21世紀成年者縦断調査」の第2回調査から第10回調査までを使用。

2）上段が実数。下段括弧内はパーセント。

3）「非正規雇用」には、「パート・アルバイト」、「派遣社員」、「契約社員・嘱託」が含まれる。「その他」には、「役員・自営業主」、「家族従業者」、「内職」、「その他」が含まれる。

4）「離職率」は、前年に就業していた者のうち、この1年でその仕事を離職した者の割合。

未婚者に限ったうえで (i) 式を推計した結果が表3である。まず、離職の推計結果からみる。ここではハウスマン検定の結果、固定効果モデルが採択されている。分析の結果をみると、女性では、前年の就業形態がパート・アルバイトや契約社員・嘱託である場合に、男性では、前年の就業形態がパート・アルバイトである場合に、翌年までに離職する確率が正規雇用と比べて4～7%ほど有意に高い。しかし、派遣社員の離職確率は正規雇用と比べて差がない<sup>7</sup>。

倒産・解雇による離職では、ハウスマン検定の結果は、女性については攪乱効果モデルを、男性については固定効果モデルを採択している。女性については、前年がパート・アルバイトであると、正規雇用であった場合と比べて倒産や解雇で離職する確率が有意に高

<sup>6</sup> 「21世紀成年者縦断調査」より、未婚男女の主な離職理由を多い順に3つ挙げると、非正規雇用であった者については、「契約期間の満了」、「新しい仕事が見つかった」、「給与・報酬が少なかった」、正規雇用であった者については、「会社の経営方針の不满」、「人間関係がうまくいかなかった」、そして「労働時間が長かった・休暇が少なかった」となっている。

<sup>7</sup> 最小二乗法やプールドロジットモデルによる推計では、他の就業形態の説明変数も有意になっていたことから、個人特有の観察し得ない影響があったことが推測される。

くなっている。男性では、前年にパート・アルバイトや派遣社員であると、倒産や解雇で離職する確率が正規雇用であった場合に比べて有意に低くなっている。男性の非正規雇用は、倒産といった事態に陥る前に人員が削減されている可能性があり、正規雇用よりもむしろ倒産や解雇といった事態には直面しにくいのかかもしれない。

契約期間の満了による離職では、「パート・アルバイト」を基準カテゴリーとしている。ハウスマン検定の結果は、女性については固定効果モデルを、男性については攪乱効果モデルを採択している。それぞれのモデルの推計結果をみると、女性では派遣社員や契約社員・嘱託である場合に、パート・アルバイトであるよりも「契約期間の満了」によって離職する確率が高い。男性でも、派遣社員や契約社員・嘱託であると、パート・アルバイトである場合よりも、契約期間の満了によって離職する確率が有意に高くなっており、正規雇用であると契約期間の満了によって離職する確率が有意に低くなっている。なお、正規雇用の係数と派遣社員や契約社員・嘱託の係数はいずれも統計的に有意に異なっていた。

以上はパネル推定による結果であり、就業意欲と就業形態の選択に同時に影響を与える個人の性向などがある程度調整してもなお、就業形態の違いによる離職率の差が生じていることがうかがえる<sup>8</sup>。

表3 離職に関する要因分析（未婚者）

被説明変数:	離職		倒産・解雇による離職		契約期間の満了による離職	
	女	男	女	男	女	男
前年就業形態						
正規雇用	-	-	-	-	-0.009	-0.009 ***
役員・自営業主・家族従業者	-0.019	-0.034 **	-0.003	0.010	-0.019	-0.008 **
パート・アルバイト	0.066 ***	0.038 ***	0.005 **	-0.009 **	-	-
派遣社員	-0.028	0.022	0.002	-0.018 **	0.031 ***	0.040 ***
契約社員・嘱託	0.048 ***	0.005	0.000	-0.006	0.039 ***	0.019 ***
その他	-0.012	0.014	-0.009	-0.008	0.028 **	0.024 ***
定数項	0.907 ***	0.752 ***	0.070	0.016	0.070 **	-0.030
就業継続期間ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時点ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測値数	13618	14218	13618	14218	13618	14218
推計モデル	固定効果モデル		固定効果モデル		攪乱効果モデル	

注：1）係数値を表示。線形確率モデルにより推定。

2）説明変数中、就業形態の基準は「正規社員」（「契約期間の満了による離職」のみ「パート・アルバイト」が基準）。

3）「正規雇用」にも、契約期間の満了によって離職する者がいるため、上記のような推計が可能となっている。

4）\*<10%、\*\*<5%、\*\*\*<1%。

<sup>8</sup> 攪乱効果モデルについては、学歴を説明変数に加えた推定も行ったが、前年就業形態の影響のパターンは変わらなかった。

## (2) 学校卒業時の就業状態とその後の仕事数・正規就業確率

就業移動の頻度をより直接的にみるために、未婚者と既婚者を合わせたサンプルについて、学校卒業以来の経験仕事数の平均<sup>9</sup>を調べてみると、女性が3つ、男性が2つである。しかし、その分布を見てみれば、男女ともに、経験仕事数が1つという者が最も多い。大多数の者は1つの仕事に留まり、その他の一部の者が転職を繰り返していることが示唆される。

それでは、どのような者が一つの仕事に留まり、どのような者が多くの仕事を体験しているのだろうか。未婚者に限定した場合でも既婚者を合わせた場合でも、経験仕事数が1つである場合の約7割は正規雇用であった。

図2は、初職が正規雇用であった場合と初職が非正規雇用であった場合に分けて、その後の経験仕事数の分布を見たものである。男性でも女性でも、初職が正規雇用であった場合には、経験仕事数が1つという者が最も多いが、初職が非正規雇用であった場合には、経験仕事数の分布の最頻値は2つとなる。

---

<sup>9</sup> 第1回調査から第10回調査までに連続して回答した者で、第10回調査時点で30歳以上であった者を対象としている。

図 2-a 初職の就業形態とその後の経験仕事数の分布：未婚と既婚の女性

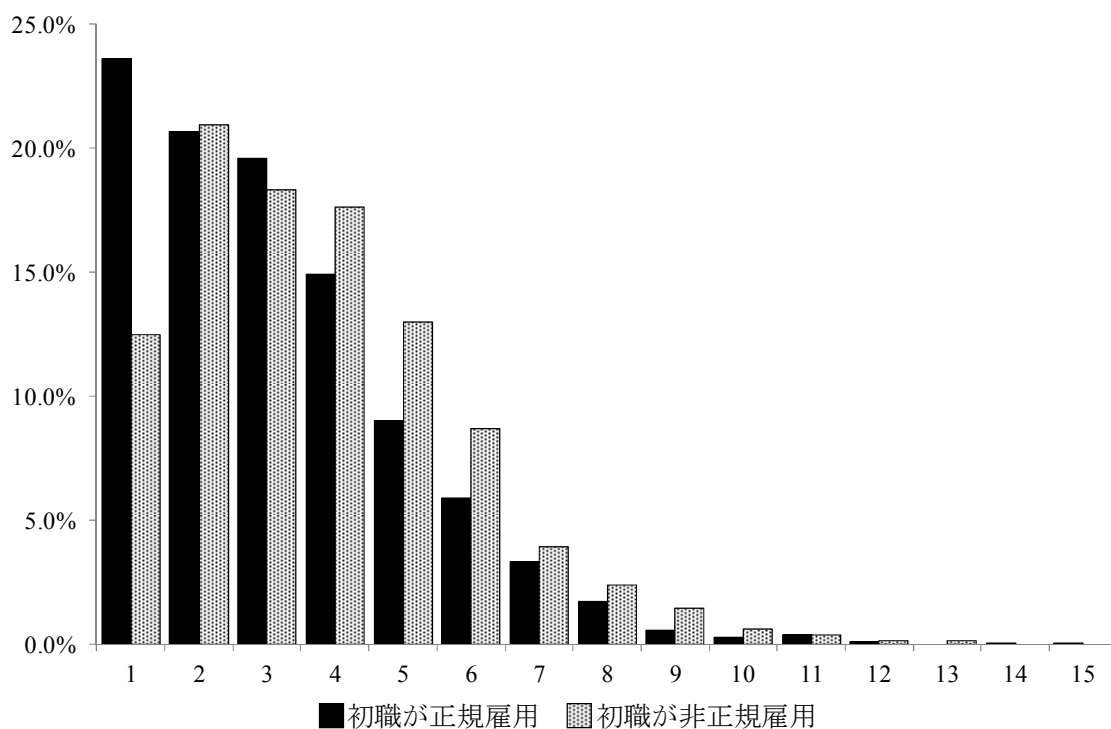
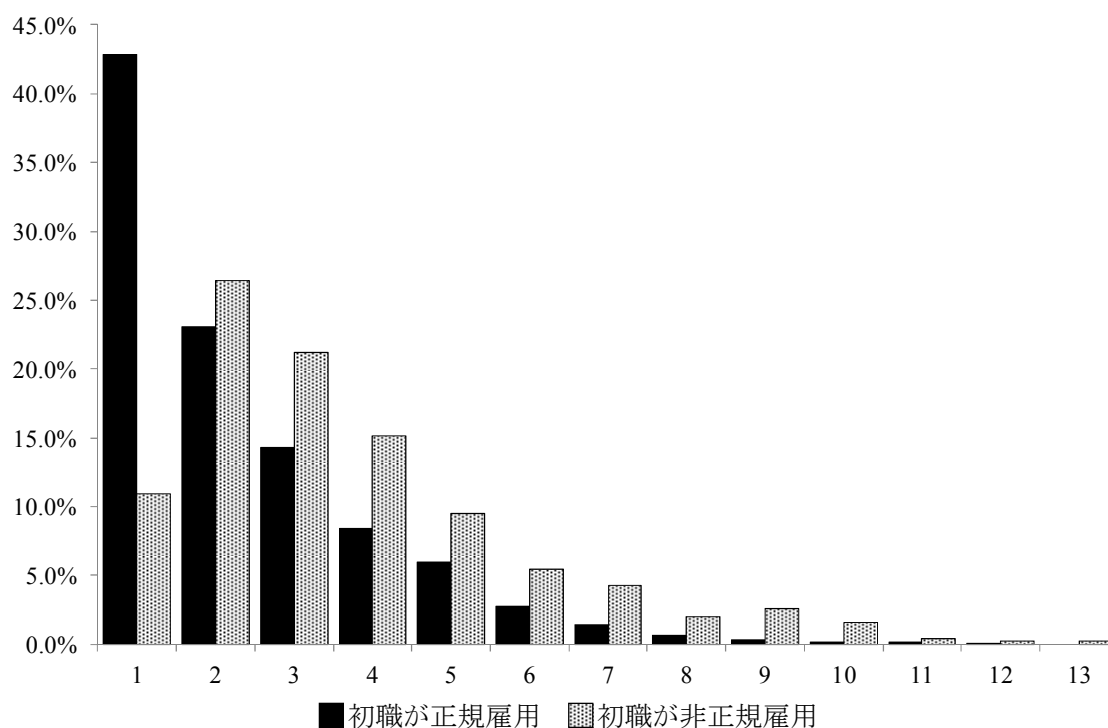


図 2-b 初職の就業形態とその後の経験仕事数の分布：未婚と既婚の男性



注：横軸が経験仕事数。第 1 回調査から第 10 回調査まで連続して回答した者で、第 10 回調査時点で 30 歳以上であった者を対象。

上記の観察は、被説明変数を経験仕事数とするポアソン回帰モデルによっても確認される（付表2）。学歴や学校卒業時からの経過年数、出生年を統制したうえでも、初職が非正規雇用であるとその後の経験仕事数が多くなる傾向にある。また、女性については、学校卒業後1年以上無職であると、その後の経験仕事数が有意に少なくなることも確認され、就業そのものが生じにくくなることが示唆される。

初職の継続年数から計算した結果、初職で正規雇用に就いた場合、3年後にその仕事を離職している割合は、女性で34%、男性で25%だった。一方、初職で非正規雇用で就いた場合、3年後の離職率は、男女ともに40～50%だった。

さらに、リカーシヴ二変量プロビットモデルによる分析を行い、学校卒業後に正規就業であるか否かの確率に対する初職の就業形態の影響をみると、初職選択に関する選択バイアスを調整したうえでもなお、初職が正規雇用だとその後も正規雇用で就いている確率が有意に高くなる（付表3）。すなわち、個々人の観察しえない就業性向等によらず、初職が正規雇用であることは、その後も正規雇用でいる確率を有意に高めているといえる。なお、この効果が学校卒業後どの程度持続するのかを確かめるために、学校卒業時からの経過年数が5年以下、6～10年、11～15年、16年以上の場合に分けて同じ推計を行ってみた（表掲略）。女性では、学校卒業後15年まで初職における正規就業の効果が持続するのに対して、男性では、初職正規雇用の効果は学校卒業後6年以上になると観察されない。

また、付表3からは、中学・高校卒よりも短大・高専卒や大学・大学院卒業であるほうが初職で正規雇用で就職する確率が高いこともわかる。

### （3）就業形態と結婚意欲・出生意欲

最後に、上記でみてきたような若年雇用の実態が、若者の結婚や出生の意欲にどのような影響を与えているのかについて分析を行う。結婚や出生といった家族形成を分析する際に一つ問題となるのは、その時間軸であると考えられる。例えば、外的要因が生じて結婚を促すような方向へ働いたとしても、結婚は相手がいて成立するものであり、諸条件が満たされたうえで実際の結婚が実現するにはそれから一定の時間を要することになる<sup>10</sup>。それに対して、結婚意欲は外的要因に対して比較的速やかに反応すると思われ、観察しやすい。また、意欲はあるのに、その他の要因によって実現が妨げられているのか、それとも意欲自体も無いのかを識別することもできる。

「21世紀成年者縦断調査」では、第1回、第4回、第5回、第7回、第9回、第10回の調査において、結婚に対する意欲と子どもを持つ意欲について聞いている<sup>11</sup>。ここでの分析

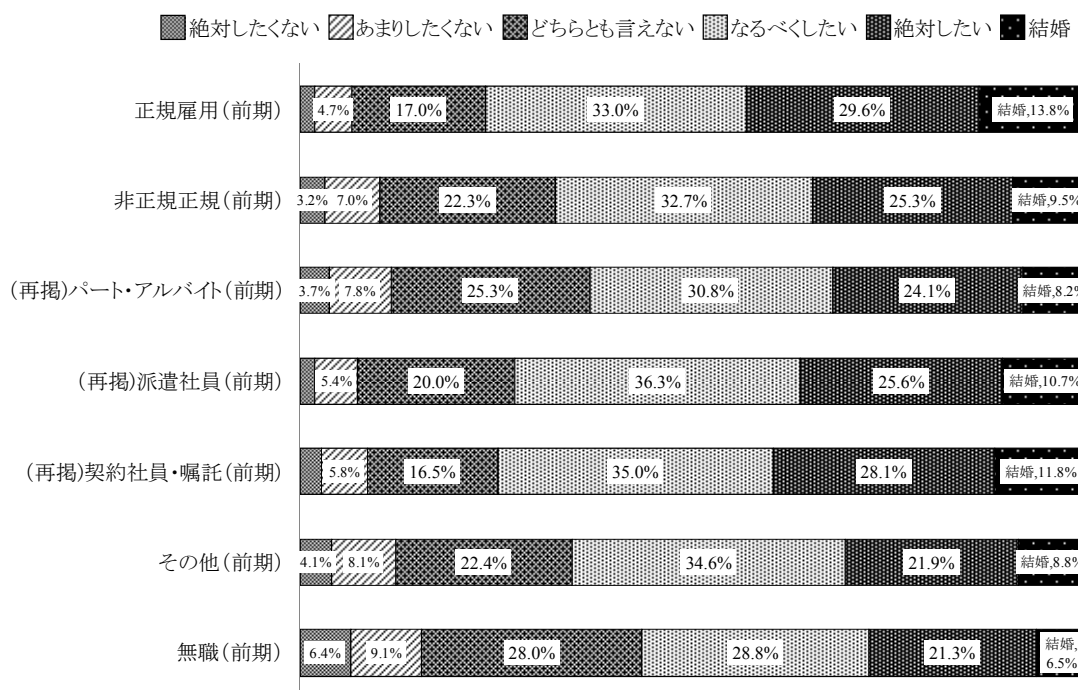
<sup>10</sup> そのような場合にも、ラグを持った変数で分析することは可能である。しかし、調査期間が必ずしも長くない場合には十分な分析はできない。

<sup>11</sup> 結婚に対する意欲については、「今後、結婚したいと思いますか。」という独身者への設問に対して、「絶対したい」、「なるべくしたい」、「どちらとも言えない」、「あまりしたくない」、「絶対したくない」の中からひとつを選択。子どもを持つ意欲については、「子どもが（すでにいる場合はもう1人）欲しいと思いますか。」という設問に対して、「絶対欲しい」、「欲しい」、「どち

では、当該質問項目が存在する直近の調査回を「前期 (t-1 期)」として扱う。

男性でも女性でも、前期に結婚を「絶対したい」と回答していた者のうち約2割が、翌期には実際に結婚している（表掲略）。図3は、前期に未婚であった者を対象として、前期の就業形態とその翌期（当期）の結婚意欲（+実際の結婚）との関係を見たものであるが、女性でも男性でも、前期に正規雇用に就いていると、非正規雇用であった場合と比べて、翌期の結婚意欲（「絶対したい」+「なるべくしたい」）が高く、実際に結婚している割合も高い。ただし、非正規雇用でも、契約社員・嘱託であった場合には、実際に結婚している割合は比較的高い。また、前期に無職であった者は、翌期までに実際に結婚している割合が著しく低いことが見て取れる<sup>12</sup>。

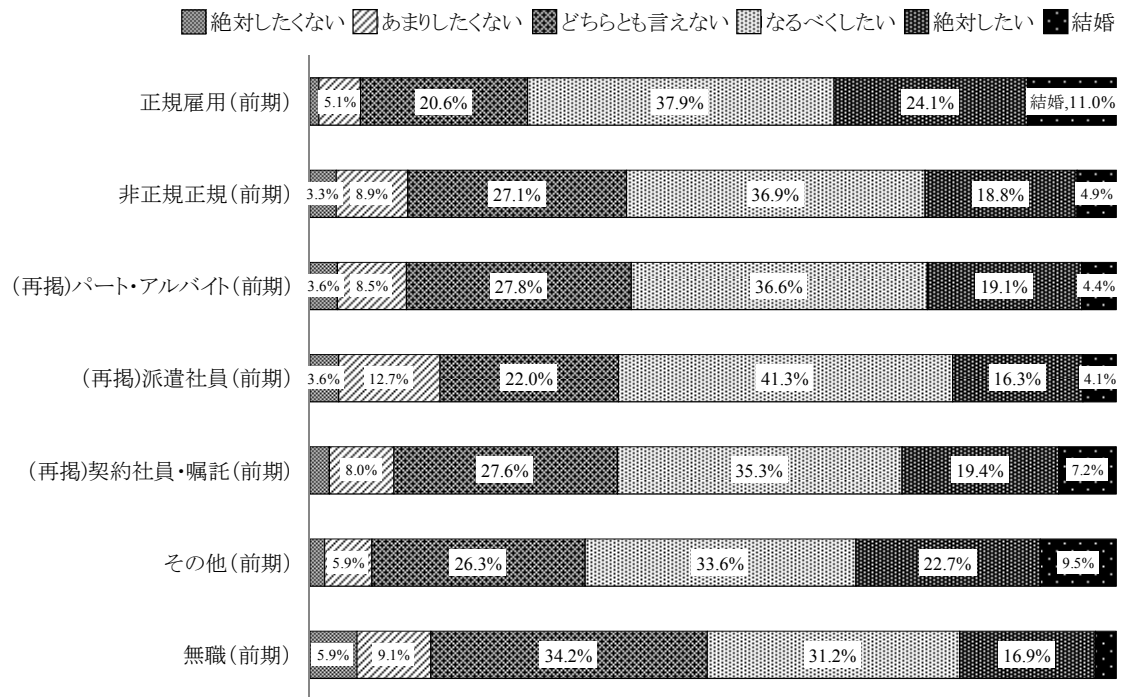
図3-a 前期の就業形態と当期の結婚意欲：前期に未婚の女性



らとも言えない」、「あまり欲しくない」、「絶対欲しくない」の中からひとつを選択。

<sup>12</sup> なお、学歴と結婚意欲との関係についても確認したが、中学卒であると結婚意欲は低いものの、それ以外の学歴では結婚意欲に大きな差はなかった。

図3-b 前期の就業形態と当期の結婚意欲：前期に未婚の男性



注：第1回、第4回、第5回、第7回、第9回、第10回調査を利用。

以上の観察では、加齢による結婚意欲の変化の可能性等については考慮していなかった。また、結婚意欲は独身者のみに観察されることから、結婚意欲が低く、独身に留まりやすい者ほど回答対象となりやすいという選択バイアスを考慮したうえで、結婚意欲を被説明変数とする順序ロジットモデルを推定した。その結果、女性では、年齢や学歴を考慮しても、就業形態が非正規雇用であると正規雇用であった場合に比べて有意に結婚意欲が低いという結果が得られた(付表4)。逆ミルズ比の係数も有意に負の値を示しており、単純に未婚女性だけの結婚意欲を観察した場合、上記のような選択バイアスが生じている可能性を示唆する。男性では、非正規雇用である場合に加えて、無職である場合に、結婚意欲が有意に低かった。ただし、逆ミルズ比の係数は有意ではなかった。そのため上記のような選択バイアスは観察されないものと思われる。

しかし、上記の順序ロジットモデルによる結果は、個々人の就業性向等によって就業形態自体が決まっているといった可能性には配慮していなかったため、次に、結婚意欲がある(「絶対したい」+「なるべくしたい」)場合に1をとるダミー変数を作成し、パネル推定を行った(表4)。こうすることで、結婚意欲と就業形態の選択に同時に影響しうる個々人の性向とみなせるような要素に起因する影響をある程度取り除くことができると考えられる。ハウスマン検定を行った結果、男女ともに固定効果モデルが採択された。その固定効果モデルの結果をみると、女性では就業形態の変化が結婚意欲の変化に有意な影響を与



えていない一方で、男性では、正規雇用から非正規雇用や無職になると、有意に結婚意欲が低下する事実が確認される。ただし、非正規雇用でも派遣社員へと変化した場合には、結婚意欲の低下は認められない。

表 4 結婚意欲・出生意欲の要因分析

被説明変数:	結婚意欲		出生意欲	
	女性	男性	女性	男性
就業形態				
役員・自営業主・家族従業者	-0.002	-0.006	0.039	-0.014
パート・アルバイト	0.001	-0.065 ***	-0.020 *	-0.055 ***
派遣社員	-0.008	-0.003	-0.030 *	-0.029
契約社員・嘱託	-0.019	-0.054 ***	-0.004	-0.061 ***
その他	0.025	-0.051 *	-0.007	-0.059 **
無職	-0.010	-0.048 ***	-0.014	-0.049 ***
定数項	0.677 ***	0.627 ***	0.699 ***	0.643 ***
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
時点ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
観測値数	20332	22637	19645	20902
推計モデル	固定効果モデル	固定効果モデル	固定効果モデル	固定効果モデル

注：1) 係数値を表示。線形確率モデルにより推定。

2) 年齢ダミーは3歳刻み。

3) 「結婚意欲」は、「絶対したい」もしくは「なるべくしたい」場合に1の値をとる二項変数。「出生意欲」は、「絶対欲しい」もしくは「欲しい」場合に1の値をとる二項変数。

4) \*<10%、\*\*<5%、\*\*\*<1%。

未婚者の出生意欲についても同じように二項変数として扱い、線形確率モデルによるパネル推定（固定効果モデル）を行ったところ、結婚意欲の場合と同様に、男性では、正規雇用から派遣社員以外の非正規雇用や無職に変化した場合に出生意欲が有意に低下している（表4）。

結婚や出生の意欲に関する上記の2つの分析結果を総括すると、男性の場合は、非正規雇用や無職といった直近の就業形態によって結婚意欲や出生意欲が直接的な影響を受けていることがわかった（付表4・表4）。しかし、結婚・出生意欲と就業形態の選択に同時に影響を与える個人の性向を統制したパネル推定の結果によると、正規雇用から派遣社員へと変化した場合には結婚意欲・出生意欲に変化はみられない（表4）。このことは、派遣社員となる男性には、一般に結婚意欲が低いという傾向が認められるものの（付表4）、このような選択性を取り除いた場合には、正規雇用と派遣社員の結婚意欲には違いがみられない、ということの意味する。

女性については、非正規雇用であると結婚意欲が低いとの関係が認められるが（付表4）、個人の性向を統制したパネル推定（表4）においては、その関係が消失する。したがって、女性には、就業形態の選択において、結婚や出生の意欲が低い者ほど非正規雇用となりや

すいという選択性が生じているものの、この選択性を統制した場合には、雇用形態による結婚・出生意欲の差は観察されないことが示唆される。

#### 参考文献

酒井正・樋口美雄（2005）「フリーターのその後：就業・所得・結婚・出産」、『日本労働研究雑誌』，No. 535，29-41 ページ。

Hashimoto, Y. and A. Kondo. 2012. “Long-term Effects of Labor Market Conditions on Family Formation for Japanese Youth,” *Journal of the Japanese and International Economies* 26 (1):1-21.

付表 1 使用変数の記述統計

離職要因分析

女性（観測値数:13618）

	N	%
離職	2,825	20.74
倒産・解雇による離職	121	0.89
契約期間の満了による離職	289	2.12
前年就業形態		
正規雇用	7,842	57.59
役員・自営業主・家族従業者	418	3.07
パート・アルバイト	2,897	21.27
派遣社員	954	7.01
契約社員・嘱託	1,236	9.08
その他	271	1.99
	平均	最小値 最大値
就業継続期間(年)	5.02	0 22
年齢	28.78	22 42

経験仕事数要因分析

女性（観測値数:4530）

	平均	最小値	最大値
経験仕事数	3.16	0	17
	N	%	
学校卒業時就業形態			
正規雇用	3,307	73.00	
役員・自営業主・家族従業者	64	1.41	
パート・アルバイト	420	9.27	
派遣社員	23	0.51	
契約社員・嘱託	159	3.51	
その他	69	1.52	
無職	488	10.77	
学歴			
中学卒	112	2.47	
高校卒	1,600	35.32	
高専・短大卒	1,997	44.08	
大学・大学院卒	814	17.97	
	平均	最小値	最大値
出生年	1973.43	1967	1981
学校卒業時からの経過年数	17.69	8.08	28.67
	N	%	
未婚(第10回調査時)	1,071	23.64	

正規就業要因分析

女性（観測値数:67830）

	N	%	
正規就業	22,621	33.35	
初職正規雇用	48,023	70.80	
	平均	最小値	最大値
学校卒業時からの経過年数	12.19	0.00	28.67
	N	%	
学歴			
中学卒・高校卒	26,391	38.91	
高専・短大卒	29,805	43.94	
大学・大学院卒	11,634	17.15	
未婚(第10回調査時)	27,218	40.13	
	平均	最小値	最大値
学校卒業時からの経過年数	12.19	0.00	28.67
学校卒業時失業率	3.21	2.20	5.10

男性（観測値数:14218）

	N	%	
離職	2,234	15.71	
倒産・解雇による離職	121	0.85	
契約期間の満了による離職	101	0.71	
前年就業形態			
正規雇用	9,358	65.82	
役員・自営業主・家族従業者	1,309	9.21	
パート・アルバイト	2,250	15.83	
派遣社員	364	2.56	
契約社員・嘱託	668	4.70	
その他	269	1.89	
	平均	最小値	最大値
就業継続期間(年)	6.14	0	25
年齢	29.60	22	43

男性（観測値数:3467）

	平均	最小値	最大値
経験仕事数	2.42	0	13
	N	%	
学校卒業時就業形態			
正規雇用	2,472	71.30	
役員・自営業主・家族従業者	163	4.70	
パート・アルバイト	284	8.19	
派遣社員	14	0.40	
契約社員・嘱託	56	1.62	
その他	50	1.44	
無職	428	12.34	
学歴			
中学卒	185	5.34	
高校卒	1,418	40.90	
高専・短大卒	731	21.08	
大学・大学院卒	1,126	32.48	
	平均	最小値	最大値
出生年	1973.18	1967	1981
学校卒業時からの経過年数	17.60	8.58	28.67
	N	%	
未婚(第10回調査時)	1,141	32.91	

男性（観測値数:55296）

	N	%	
正規就業	38,358	69.37	
初職正規雇用	38,223	69.12	
	平均	最小値	最大値
学校卒業時からの経過年数	11.98	0.08	28.67
	N	%	
学歴			
中学卒・高校卒	26,815	48.49	
高専・短大卒	11,859	21.45	
大学・大学院卒	16,622	30.06	
未婚(第10回調査時)	28,162	50.93	
	平均	最小値	最大値
学校卒業時からの経過年数	11.98	0.08	28.67
学校卒業時失業率	3.27	2.00	5.50

付表 1 使用変数の記述統計 (つづき)

未婚選択関数

女性 (観測値数:45565)

	N	%		
未婚	18,553	40.72		
就業形態				
正規雇用	15,056	33.04		
役員・自営業主・家族従業者	1,953	4.29		
パート・アルバイト	10,563	23.18		
派遣社員	1,671	3.67		
契約社員・嘱託	2,324	5.10		
その他	932	2.05		
無職	13,066	28.68		
学歴				
中学卒	1,311	2.88		
高校卒	15,936	34.97		
高専・短大卒	18,987	41.67		
大学・大学院卒	9,225	20.25		
	平均	最小値	最大値	
年齢	31.95	18	45	
	N	%		
父親死別	4,987	10.94		
母親死別	1,902	4.17		

結婚意欲要因分析 (順序ロジット・モデル)

女性 (観測値数:18553)

	平均	最小値	最大値
結婚意欲 (5段階)	3.94	1	5
	N	%	
就業形態			
正規雇用	9,482	51.11	
役員・自営業主・家族従業者	529	2.85	
パート・アルバイト	3,454	18.62	
派遣社員	1,120	6.04	
契約社員・嘱託	1,387	7.48	
その他	330	1.78	
無職	2,251	12.13	
学歴			
中学卒	365	1.97	
高校卒	4,976	26.82	
高専・短大卒	8,101	43.66	
大学・大学院卒	5,057	27.26	
	平均	最小値	最大値
年齢	28.73	20	43
逆ミルズ比	0.73	0.00	2.63

男性 (観測値数:41050)

	N	%		
未婚	19,473	47.44		
就業形態				
正規雇用	27,860	67.87		
役員・自営業主・家族従業者	5,027	12.25		
パート・アルバイト	2,774	6.76		
派遣社員	529	1.29		
契約社員・嘱託	1,136	2.77		
その他	531	1.29		
無職	3,193	7.78		
学歴				
中学卒	2,452	5.97		
高校卒	16,306	39.72		
高専・短大卒	8,013	19.52		
大学・大学院卒	14,179	34.54		
	平均	最小値	最大値	
年齢	32.56	19	45	
	N	%		
父親死別	5008	12.20		
母親死別	1744	4.25		

男性 (観測値数:19473)

	平均	最小値	最大値
結婚意欲 (5段階)	3.79	1	5
	N	%	
就業形態			
正規雇用	11,286	57.96	
役員・自営業主・家族従業者	1,463	7.51	
パート・アルバイト	2,466	12.66	
派遣社員	379	1.95	
契約社員・嘱託	746	3.83	
その他	304	1.56	
無職	2,829	14.53	
学歴			
中学卒	994	5.10	
高校卒	6,998	35.94	
高専・短大卒	4,050	20.80	
大学・大学院卒	7,366	37.83	
	平均	最小値	最大値
年齢	29.33	20	43
逆ミルズ比	0.59	0.00	2.26

付表 1 使用変数の記述統計 (つづき)

## 結婚意欲要因分析(パネル推定)

女性 (観測値数:20332)

	N	%	
結婚意欲(二項変数)	14,337	70.51	
就業形態			
正規雇用	10,278	50.55	
役員・自営業主・家族従業者	603	2.97	
パート・アルバイト	3,857	18.97	
派遣社員	1,188	5.84	
契約社員・嘱託	1,516	7.46	
その他	363	1.79	
無職	2,527	12.43	
	平均	最小値	最大値
年齢	28.65	20	43

## 出生意欲要因分析(パネル推定)

女性 (観測値数:19645)

	N	%	
出生意欲(二項変数)	13,559	69.02	
就業形態			
正規雇用	9,981	50.81	
役員・自営業主・家族従業者	586	2.98	
パート・アルバイト	3,727	18.97	
派遣社員	1,154	5.87	
契約社員・嘱託	1,453	7.40	
その他	348	1.77	
無職	2,396	12.20	
	平均	最小値	最大値
年齢	28.60	20	43

男性 (観測値数:22637)

	N	%	
結婚意欲(二項変数)	14,476	63.95	
就業形態			
正規雇用	12,988	57.38	
役員・自営業主・家族従業者	1,756	7.76	
パート・アルバイト	2,866	12.66	
派遣社員	453	2.00	
契約社員・嘱託	861	3.80	
その他	368	1.63	
無職	3,345	14.78	
	平均	最小値	最大値
年齢	29.30	20	43

男性 (観測値数:20902)

	N	%	
出生意欲(二項変数)	13,302	63.64	
就業形態			
正規雇用	12,078	57.78	
役員・自営業主・家族従業者	1,586	7.59	
パート・アルバイト	2,699	12.91	
派遣社員	416	1.99	
契約社員・嘱託	787	3.77	
その他	328	1.57	
無職	3,008	14.39	
	平均	最小値	最大値
年齢	29.15	20	43

付表 2 経験仕事数の要因分析（ポアソン回帰モデル）

被説明変数:	学校卒業後の経験仕事数（30歳以上の時点） （ポアソン回帰モデル）			
	女性	男性	女性	男性
学校卒業直後の就業形態				
役員・自営業主・家族従業者	-0.133	-0.117	-0.133	-0.147 **
パート・アルバイト	0.299 ***	0.528 ***	0.291 ***	0.485 ***
派遣社員	0.201 **	0.568 ***	0.249 ***	0.572 ***
契約社員・嘱託	0.162 ***	0.419 ***	0.187 ***	0.432 ***
その他	0.137 *	0.263 ***	0.147 *	0.209 **
無職	-0.216 ***	-0.072	-0.227 ***	-0.137 ***
学歴				
高校	-	-	-0.060	-0.202 ***
短大・高専	-	-	-0.115 **	-0.223 ***
大学・大学院	-	-	-0.185 ***	-0.360 ***
学校卒業時点からの経過年数(二重対数)	1.000	1.000	1.000	1.000
未婚ダミー	-0.008	0.138 ***	0.001	0.124 ***
定数項	0.092 ***	-0.259 ***	0.187 **	0.005
出生年ダミー	No	No	Yes	Yes
観測値数	4530	3467	4530	3467

注：1）係数値を表示。

2）第1回調査から第10回調査まで連続して回答した者のうち、第10回調査の時点で30歳以上だった者。

3）説明変数中、就業形態の基準は「正規社員」。学歴の基準は「中学卒」。学校卒業時点からの経過年数は二重対数化した値。「無職」は、学校卒業後1年間以上何の職にも就かなかった者。「未婚ダミー」は、第10回時点で未婚だった場合に1の値をとるダミー変数。

4）\* < 10%、\*\* < 5%、\*\*\* < 1%。

付表3 正規就業確率の要因分析（リカーシヴ2変量プロビットモデル）

	2変量プロビットモデル	
	女	男
正規就業確率		
初職正規雇用	0.885 ***	1.319 ***
学校卒業後経過年数	-0.026 ***	-0.012 *
学歴		
短大・高専	0.226 ***	0.032
大学・大学院	0.314 ***	0.225 ***
未婚	0.896 ***	-0.390 ***
定数項	-1.392 ***	-0.120
時点ダミー	Yes	Yes
初職正規就業選択		
学校卒業時失業率	-0.225 ***	-0.231 ***
学歴		
短大・高専	0.193 ***	0.354 ***
大学・大学院	0.145 ***	0.506 ***
定数項	1.172 ***	1.047 ***
<i>r</i>	-0.163 ***	-0.239
観測値数	67830	55296

- 注：1) 係数値を表示。  
 2) 「学歴」の基準は、「中学・高校卒」。  
 3) \*<10%、\*\*<5%、\*\*\*<1%。

付表4 結婚意欲の要因分析（順序ロジットモデル）

	結婚意欲			
	順序ロジットモデル		順序ロジットモデル (選択バイアス考慮)	
	女	男	女	男
就業形態				
役員・自営業主・家族従業者	-0.092 ***	-0.013	-0.046 *	-0.016
パート・アルバイト	-0.084 ***	-0.102 ***	-0.046 ***	-0.092 ***
派遣社員	-0.041 ***	-0.099 ***	-0.052 ***	-0.093 ***
契約社員・嘱託	-0.025 **	-0.069 ***	-0.023 **	-0.064 ***
その他	-0.053 ***	-0.087 ***	-0.016	-0.083 ***
無職	-0.140 ***	-0.134 ***	-0.075 **	-0.125 ***
学歴				
高校	0.164 ***	0.090 ***	0.172 ***	0.092 ***
短大・高専	0.222 ***	0.120 ***	0.217 ***	0.125 ***
大学・大学院	0.249 ***	0.150 ***	0.229 ***	0.154 ***
逆ミルズ比			-0.095 **	0.019
時点ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数1	-3.163	-3.424	-3.385	-3.317
定数2	-1.723	-2.044	-1.944	-1.937
定数3	-0.138	-0.275	-0.358	-0.167
定数4	1.510	1.465	1.291	1.572
未婚選択関数				
就業形態				
役員・自営業主・家族従業者	-	-	-0.272 ***	-0.106 ***
パート・アルバイト	-	-	-0.257 ***	0.447 ***
派遣社員	-	-	0.079 ***	0.303 ***
契約社員・嘱託	-	-	-0.021 *	0.248 ***
その他	-	-	-0.226 ***	0.179 ***
無職	-	-	-0.420 ***	0.457 ***
学歴				
高校	-	-	-0.059 ***	0.081 ***
短大・高専	-	-	0.018	0.165 ***
大学・大学院	-	-	0.120 ***	0.153 ***
死別				
父	-	-	-0.088 ***	-0.112 ***
母	-	-	-0.042 ***	-0.135 ***
時点ダミー	-	-	Yes	Yes
年齢ダミー	-	-	Yes	Yes
観測値数	18553	19473	45565	42237

注：1）限界効果を表示。未婚選択関数の推定にはプロビットモデル、結婚意欲の分析には順序ロジットモデルを使用（順序ロジットについては、「絶対したい」を選ぶ確率）。

2）説明変数中、就業形態の基準は「正規社員」。学歴の基準は「中学卒」。

3）\* < 10%、\*\* < 5%、\*\*\* < 1%。

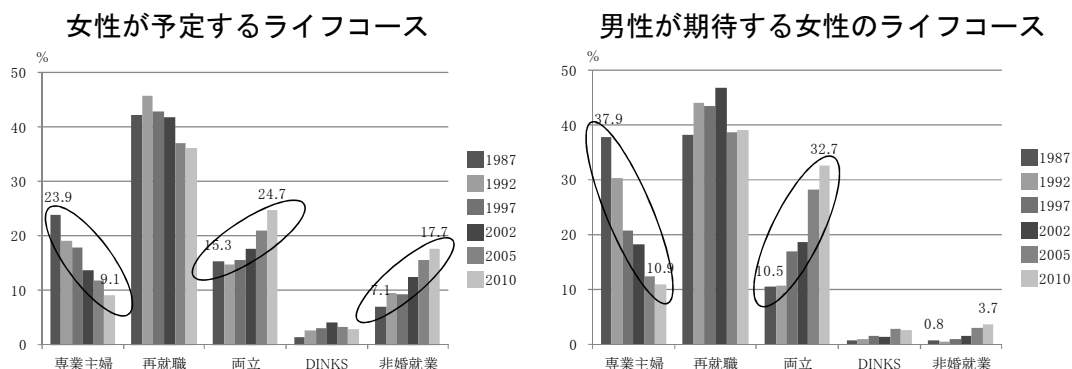


## 第2章 2000年代における結婚の要因

### 1. 分析の目的

わが国では、全出生の約98%が婚姻関係にある男女の間で生起している。そのため、結婚の動向が出生率の推移に与える影響が非常に大きい<sup>13</sup>。本章では、「21世紀成年者縦断調査」において観察された2000年代における結婚が、どのような要因によって影響されているのかを明らかにしたい。とりわけ、学歴や職業、そして収入といった経済的な要因が、男女の結婚の選択やタイミングにどのような影響を与えているのかについて、多変量解析の手法を用いて探っていく。

図1 未婚男女が期待（予定）する女性のライフコース



専業主婦コース：結婚し子どもを持ち、結婚あるいは出産の機会に退職し、その後は仕事を持たない。  
 再就職コース：結婚し子どもを持つが、結婚あるいは出産の機会にいったん退職し、子育て後に再び仕事を持つ。  
 両立コース：結婚し子どもを持つが、仕事も一生続ける。  
 DINKS コース：結婚するが子どもは持たず、仕事を一生続ける。  
 非婚就業コース：結婚せず、仕事を一生続ける。

出所：国立社会保障・人口問題研究所

「第14回出生動向基本調査－結婚と出産に関する全国調査：独身者調査の結果概要」

2000年代に入り、男女の結婚観が大きく変化している。女性の高学歴化や雇用の非正規化による若年雇用の不安定化などを背景として、男女ともに女性の経済的な役割を重視する傾向が強まっている。図1では、未婚男女を対象として、男性には女性に期待するライフコースを<sup>14</sup>、女性には自らが実際になりそうなライフコースを尋ねた結果を示している。

<sup>13</sup> 岩澤（2008）の研究によれば、2000年から2005年までの合計特殊出生率の低下のうち、約8割が婚姻率の低下によって説明され、残りの約2割が夫婦出生力の低下によって説明される。

<sup>14</sup> 男性への質問は、第9回～第12回調査（1987～2002年）では、「女性にはどのようなタイプ

図1からわかることは、将来、専業主婦家庭を築くであろうと期待あるいは予定する男女が、1990年代以降急激に減少しているということである。その一方で、結婚や出産を経ても女性が働き続けるという就業継続コースとなることを期待する男性あるいはそれを予定する女性が増えている。こうした未婚男女における意識の変化は、特に男性において顕著である。このことは、若い世代において、従来の専業主婦型の家庭観から共働き型の家庭観へのシフトが生じていることを意味しているのかもしれない。もし、そうであるとすると、2000年代における結婚には、男性のみならず女性についても、学歴や職業あるいは収入といった経済的な要件が重要となりつつある可能性がある（佐々木 2012, Fukuda 2013）。女性の一層の社会進出が見込まれる中、女性の経済的属性と結婚との関係を把握することは、結婚の動向を分析する上でも重要である。

本章では、「21世紀成年者縦断調査」の男女を対象として、①結婚の確率は学歴、職業、収入によってどの程度異なるのか、②学校卒業直後の就業状態はその後の結婚確率に影響を与えるのかといった点について詳細な分析を行う。

## 2. データと分析手法

### (1) データ

分析には、「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査から第10回調査までの個票データを使用した。

この調査では、対象者の就業状況、学歴、収入および支出の状況、結婚や出生への意欲、家庭生活や子どもを持つことについての意識、家事・育児の実行状況、同居者の構成や配偶関係の変化等について回答を得ている。配偶関係の変化においては、調査対象者が、前回調査から当該調査までの間に結婚、離婚、死別を経験したか否かを尋ねており、新たに結婚した場合には、配偶者と同居した年月を得ている。そのため、これらの情報を用いて、未婚の対象者が何歳の時に結婚したのか、また調査において把握しているどのような要因が、結婚と関連しているのかについて分析を行うことができる<sup>15</sup>。

### (2) 分析対象

分析対象となる者の内訳とサンプル数を示す。はじめに、第1回調査時に未婚の男女（20～34歳）で、初回調査より連続して2回以上回答している者を選択した<sup>16</sup>。さらに、この中

---

の人生を送ってほしいと思いますか」、第13回・第14回調査（2005年・2010年）では、「パートナー（あるいは妻）となる女性にはどのようなタイプの人生を送ってほしいと思いますか。」と尋ねている。

<sup>15</sup> 同調査においては、調査対象の独身者が過去に結婚した経験があるか否かについては知ることができない。そこで、本分析では、同調査がサンプル抽出の際に母集団として使用した「平成13年国民生活基礎調査」とのリンケージを行い、「平成13年国民生活基礎調査」の回答時（平成13年6月）に配偶関係が「未婚」であった独身者を未婚者として分析に用いた。

<sup>16</sup> 第1回調査で捕捉できず、第2回調査より調査対象となったサンプルも分析対象に含めた。この調査においては、一度脱落したものの、その後の調査において再び調査に回答しているケー

から分析で使用するすべての変数に有効な回答を得ている者に限定したところ、男性 4,968 人、女性 4,853 人が分析の対象となった<sup>17</sup>。このうち、結婚が観察されたのは男性が 1,080 人、女性が 1,427 人であった。

### (3) 分析手法と推計モデル

分析では、上記の分析対象者について、結婚が生起するか、結婚が生起せずに調査から脱落するか、第 10 回調査を向かえる時点までの人-期間別データ (person-period data) を作成した。このデータを用いて、離散時間ハザードモデルの一種である離散時間 complementary log-log モデル (discrete-time complementary log-log model) による多変量解析を行い、初婚の生起とそのタイミングに関する要因分析を行った。分析においては、各共変量 (説明変数) の値別に、結婚のハザード確率 (hazard probability) を推定することで、結婚の起きやすさの個人差について考察を行う。ハザード確率や離散時間ハザードモデルの詳細については、「VI 分析方法の解説」を参照されたい。

離散時間 complementary log-log モデルの推計式は以下によって表される。

$$\ln[-\ln(1-P_t)] = a_t + b_1X_1 + b_2X_2(t) + \dots + b_kX_k(t)$$

$P_t$ : ハザード確率、 $a_t$ : 時間変数、 $b_k$ : 共変量  $X_k$  の回帰係数、 $X_k$ : 共変量  $k$

本章における分析では、ハザード確率のベースラインとなる時間変数には年齢を用いた。分析モデルでは、学歴、就業形態、学校卒業後の就業状況、前年の総収入、親との同別居、都市規模、そして居住都道府県の平均初婚年齢を共変量として用いた。

分析では主に経済変数が結婚に与える影響に着目する。収入や就業形態は各調査時点における個々人の経済状況を、学校卒業後の就業状況は各人の若年期における経済的な見通しを表すものとして、それぞれの変数が結婚に与える影響を個別のモデルによって推定する。なお、各共変量と結婚のハザード確率との関連は、性別や年齢によって異なることが予測されるため、各モデルでは、サンプルを男女別年齢別 (20~29 歳、30 歳以上の 2 グループ) に分けて行い、男女別年齢グループ別にそれぞれの結婚要因を示すこととする。また、年齢別の結婚の生起確率は、学歴によって異なることが明らかであるため、各モデルとも学歴と年齢の交互作用項を組み込み、学歴毎に年齢別の結婚ハザード確率を推定するモデルとした。分析に用いた共変量とその定義については表 1 に、使用変数の記述統計については付表 1 に示す。

---

スも存在している。しかし、本分析では結婚の有無について厳密を期すため、一度脱落したサンプルはその後の調査に回答していても、サンプルに含めないこととした。

<sup>17</sup> 分析で使った変数の欠損値については、前後の回から類推できるものについてのみ補完を行った。

表 1 分析に用いた共変量の定義

変数名	定義
年齢	各調査回における年齢を24歳を基点とするスプライン関数として用いた。
学歴	各回調査で得ている対象者の「最後に卒業(または中退)した、あるいは在学中の学校」についての設問から、対象者が最後に通った学校をもとに、以下の3カテゴリーを作成。 「1 中学校・高校」、「2 短大・高専・専門学校」、「3 大学・大学院」 ※学歴が「その他」のケースは分析より除外した。
就業形態	各回調査で得ている対象者の就業および就学についての設問より、以下の7カテゴリーを作成。 「1 役員・自営業・家族従業・内職」、「2 正規雇用(正規の職員・従業員)」、「3 パート・アルバイト」、「4 労働者派遣事業所の派遣社員」、「5 契約社員・嘱託」、「6 無職」、「7 学生」。 ※就業形態が「その他」のケースは分析より除外した。
学校卒業直後の就業状況	第2回調査で得ている過去の就業についての設問ならびに各回調査で得ている就業についての設問より、学校卒業直後の就業状況について、以下の5カテゴリーを作成。 「1 役員・自営業・家族従業・内職」、「2 正規雇用(正規の職員・従業員)」、「3 パート・アルバイト」、「4 労働者派遣事業所の派遣社員・契約社員・嘱託」、「5 無職*」。 * 学校卒業後に半年以上無職である場合に無職と定義した。 ※学校卒業直後の就業形態が「その他」のケースは分析より除外した。
親との同別居	父母との同別居についての設問から、以下の3カテゴリーを作成。 「1 両親と同居」、「2 片親と同居」、「3 親と別居」 ※片親と同居には、片親と死別、親と別居には親と死別を含む。
第1回調査時 居住都道府県の静態平均初婚年齢	2000年と2005年の都道府県別静態平均初婚年齢(SMAM: Singulate Mean Age at Marriage)を按分して、対象者が第1回調査の回答時(2002年11月)に居住していた都道府県の静態平均初婚年齢を算出。 その値から28を引いた値を用いた。
都市規模	「平成13年国民生活基礎調査」より、対象者が第1回調査の回答時(2002年11月)に居住している地域の人口規模をもとに以下の3カテゴリーを作成。 「1 人口15万人未満の市・郡部」、「2 人口15万人以上の市」、「3 大都市」 ※人口規模等は「平成13年国民生活基礎調査」時のもので、「大都市」は、13大都市(東京都区部、札幌市、仙台市、千葉市、横浜市、川崎市、名古屋市、京都市、大阪市、神戸市、広島市、北九州市、福岡市)をいう。
収入(万円)	各調査において得ている前年1年間に働いて得た所得(税込み)及びその他の所得の合計。 ※収入は、各年の消費者物価指数で調整した。

注：各調査回において得た値を使用して、当該調査から次の調査時点までにおける結婚のハザード確率への影響を推計。

### 3. 分析結果

以下の各表では、離散時間 complementary log-log モデルによって推定された各共変量のハザード比を示している。ハザード比は、モデルによって得られる各共変量の係数( $a_t$  や  $b_k$ )を指数化したもので、各共変量のハザード確率が基準カテゴリーに対して何倍高いのか(あるいは低いのか)を表している。ハザード比の値を通じて、どのような属性をもつ男女が結婚しやすいのかについての解釈を行う。

### (1) 個人の経済状況と結婚行動

はじめに、個人の経済状況と結婚との関連について考察する。ここでは、未婚者の各調査時点における就業形態や前年における収入が、1年間に生起する結婚の確率とどのように関わるのかについて、他の共変量による影響を統制した多変量モデルによってみることにする。(表2・表3)

男女ともにモデル1では、就業形態と統制変数のみを入れたモデルで推定を行う。モデル2において収入変数を追加し、就業形態間でみられる結婚確率の差がどの程度説明されるのかを検討する。また、この収入を追加したモデルについて、分析対象を20歳代に限定した場合の推定結果をモデル3に、30歳以上に限定した場合の推定結果をモデル4に示し、結婚の要因が20歳代と30歳以上でどのように異なるのかを併せて検討する。

表2のモデル1によると、女性の就業形態が自営業等、パート・アルバイト、無職、そして学生である場合には、正規雇用よりも、結婚が生起しにくいとの結果を得ている。なお、パート・アルバイトと同じく非正規雇用として分類されやすい派遣社員や契約社員・嘱託の女性については、正規雇用の女性と同程度の結婚のハザード確率をもつとの結果を得た。一方、男性についてみると(表3モデル1)、パート・アルバイト、無職、そして学生である場合に結婚が生起しにくいという点では女性と同様であるが、派遣社員、契約社員・嘱託においても、結婚が生起しにくいことが示されている。

モデル2において、収入を追加したところ、女性であっても収入が高いほど結婚が起きやすいという傾向が認められた<sup>18</sup>。ただし、収入が200万円以下においては、収入が高い女性ほど結婚しやすいという傾向があるが、収入がそれ以上となると収入と結婚との正の関係は徐々に弱まる(第一部第2章の図2-1参照)。また、モデル2では自営業等やパート・アルバイトの女性が結婚しにくいという傾向は残るものの、無職や学生の女性が結婚しにくいという効果は消失している。そのため、女性については、企業等で正規・非正規の職員としての就業経験があると結婚が起きやすいといえる。

---

<sup>18</sup> 収入の効果は、線形、二次関数、自然対数の3つの関数によって操作化を行い、尤度比検定によって、最もデータに当てはまりの良い関数形を使用した。その結果、すべてのモデルにおいて、女性では自然対数化した収入が、男性では線形の収入がもっとも当てはまりが良いという結果を得た。なお、両ケースともに収入があるサンプルについて、平均よりも4標準偏差以上高い収入をもつケースについては外れ値として分析より除外している。

表2 女性の結婚のハザード比：所得の有無、年齢別

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
	20-43歳 exp(b)	20-43歳 exp(b)	20-29歳 exp(b)	30-43歳 exp(b)
年齢スプライン(基点:24歳)				
20-24歳	1.26 **	1.24 **	1.22 **	-
25-29歳	1.04	1.04	1.06	-
30-34歳	0.91 **	0.91 **	-	0.98
35歳以上	0.87 *	0.87 *	-	0.85 **
学歴(基準:中学校・高校)				
短大・高専・専門学校	0.76 *	0.75 *	0.80	2.53 ***
大学・大学院	0.80	0.80	0.79	1.77 *
年齢スプライン×学歴				
20-24歳×短大・高専・専門学校	1.14	1.10	1.13	-
20-24歳×大学・大学院	1.92 ***	1.77 ***	1.67 **	-
25-29歳×短大・高専・専門学校	1.16 ***	1.15 ***	1.10 *	-
25-29歳×大学・大学院	1.15 ***	1.14 **	1.13 **	-
30-34歳×短大・高専・専門学校	0.96	0.96	-	0.83 **
30-34歳×大学・大学院	1.00	1.00	-	0.97
35歳以上×短大・高専・専門学校	1.12	1.12	-	1.19 *
35歳以上×大学・大学院	1.04	1.04	-	1.05
就業形態(基準:正規雇用)				
役員・自営業・家族従業・内職	0.53 ***	0.58 ***	0.43 ***	0.76
パート・アルバイト	0.73 ***	0.83 **	0.76 **	0.97
派遣社員	0.89	0.94	1.00	0.90
契約社員・嘱託	0.93	0.98	0.96	1.03
無職	0.75 ***	1.05	1.10	1.00
学生	0.58 **	0.72	0.52 **	1.19
親との同別居(基準:両親と同居)				
別居	1.17 **	1.14 *	1.33 ***	0.92
片親と同居	0.96	0.96	1.02	0.88
第1回調査時 居住都道府県の 静態平均初婚年齢				
	0.86 ***	0.85 ***	0.85 **	0.84 **
第1回調査時 居住市区町村の 都市規模(基準:人口15万人以上の市)				
大都市	0.96	0.96	0.89	1.08
人口15万人未満の市・郡部	1.17 ***	1.17 ***	1.08	1.35 ***
Ln(収入(万円))				
	-	1.166 ***	1.148 ***	1.203 ***
定数				
	0.07 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***
Person-year数				
	24149	24149	15177	8972
サンプル数				
	4853	4853	3959	2299
イベント数				
	1427	1427	864	563
カイ2乗値				
	301.02	308.71	217.36	111.55
自由度				
	25	26	20	20

\* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

表3 男性の結婚のハザード比：所得の有無、年齢別

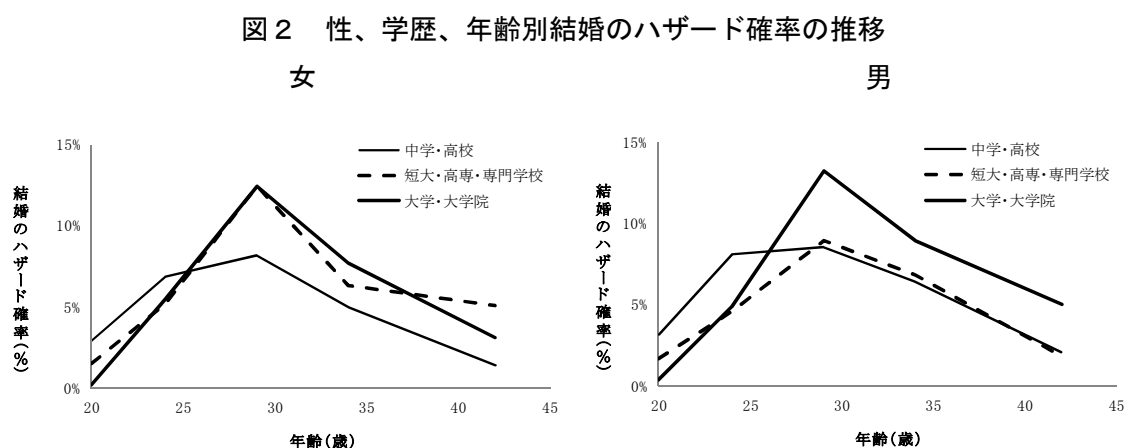
説明変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
	20-43歳	20-43歳	20-29歳	30-43歳
	exp(b)	exp(b)	exp(b)	exp(b)
年齢スプライン(基点:24歳)				
20-24歳	1.28 **	1.26 **	1.26 **	-
25-29歳	1.02	1.01	1.03	-
30-34歳	0.95	0.95	-	0.97
35歳以上	0.88 **	0.88 **	-	0.87 **
学歴(基準:中学校・高校)				
短大・高専・専門学校	0.57 **	0.57 **	0.61 *	1.34
大学・大学院	0.59 ***	0.61 **	0.59 **	1.50
年齢スプライン×学歴				
20-24歳×短大・高専・専門学校	1.03	1.02	1.05	-
20-24歳×大学・大学院	1.53 *	1.50 *	1.57 *	-
25-29歳×短大・高専・専門学校	1.13 *	1.13 *	1.09	-
25-29歳×大学・大学院	1.22 ***	1.21 ***	1.22 ***	-
30-34歳×短大・高専・専門学校	1.01	1.00	-	0.94
30-34歳×大学・大学院	0.98	0.98	-	0.99
35歳以上×短大・高専・専門学校	0.99	0.98	-	1.00
35歳以上×大学・大学院	1.07	1.07	-	1.06
就業形態(基準:正規雇用)				
役員・自営業・家族従業・内職	1.19 *	1.25 **	1.19	1.30 **
パート・アルバイト	0.39 ***	0.45 ***	0.41 ***	0.53 **
派遣社員	0.28 ***	0.31 ***	0.35 **	0.27 **
契約社員・嘱託	0.69 **	0.76	0.62 *	0.95
無職	0.21 ***	0.26 ***	0.33 ***	0.17 ***
学生	0.26 ***	0.30 ***	0.36 ***	-
親との同別居(基準:両親と同居)				
別居	1.68 ***	1.63 ***	1.72 ***	1.52 ***
片親と同居	0.78 **	0.79 **	0.82	0.76 **
第1回調査時 居住都道府県の 静態平均初婚年齢				
	0.82 ***	0.80 ***	0.72 ***	0.89
第1回調査時 居住市区町村の 都市規模(基準:人口15万人以上の市)				
大都市	1.05	1.04	1.13	0.96
人口15万人未満の市・郡部	1.30 ***	1.32 ***	1.31 ***	1.36 ***
収入(10万円)				
	-	1.009 ***	1.007 *	1.010 ***
定数				
	0.08 ***	0.06 ***	0.09 ***	0.04 ***
Person-year数				
	24817	24817	13791	10928
サンプル数				
	4968	4968	3740	2754
イベント数				
	1080	1080	548	532
カイ2乗値				
	440.29	470.67	291.64	177.53
自由度				
	25	26	20	19

\* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

男性については、収入と結婚確率との関係がより直接的であり、収入が高いほど結婚しやすいという傾向が収入の水準とともに上昇する（第一部第2章の図2-1参照）。また、収入を統制した後には就業形態による結婚ハザード確率の差異が若干小さくなるものの、正規雇用の男性に比べて、自営業等の男性が結婚しやすく、非正規雇用や無職の男性が結婚しにくいという傾向が依然として認められる。ただし、契約社員・嘱託については、正規雇用の結婚ハザード確率と有意な差が認められない。

20歳代を対象としたモデル3と、30歳以上を対象としたモデル4をみると、男女ともに収入と結婚のハザード確率とは正の関係をもつことが示されている。また、男性においては、20歳代よりも30歳以上において、収入と結婚との間に強い正の関連がみられる（第一部第2章の図2-1参照）。一方、収入を統制した後では、女性の30歳以上（モデル4）において、就業形態による結婚確率の差がみられなくなっている。

その他の統制変数と結婚のハザード確率との関係について、以下に解釈を行う。まず、学歴ごとに推定された年齢別の結婚ハザード確率について、モデル2から得られた値を図2に示した。



注：1）表2・表3のモデル2に基づいて作成。

2）共変量はすべて基準カテゴリーもしくは平均の値。

図2に示されるように、男女ともに20歳代前半においては、学歴が中学校・高校において結婚のハザード率が高い。しかし、20歳代後半以降においては、高学歴層において結婚のキャッチアップが進み、女性では学歴が短大・高専・専門学校ならびに大学・大学院、男性では大学・大学院において結婚のハザード率が高くなる<sup>19</sup>。

次に、親との同別居については、男女ともに親と別居している者ほど結婚しやすい傾向にある。その傾向は男女ともに20歳代における結婚において強く認められるが、30歳以上の結婚行動においては弱まっており、女性においては統計的に有意な関連はなくなる。ま

<sup>19</sup> 上記はいずれも20～43歳における結婚を対象としており、10代における結婚は除く。



た、男性の30歳以上における結婚では、片親のみと同居する場合に結婚が生じにくい傾向が認められる。

第1回調査時の居住地と結婚確率との関連についてみると、女性や20歳代の男性においては平均初婚年齢が高い都道府県に住むほど結婚が起きにくい。また、人口規模が大きい都市部に比べて、人口規模が小さい15万人未満の市や郡部においては、男性や30歳以上の女性において結婚が起きやすい傾向が認められる。したがって、結婚の起きやすさには地域性が認められる。

上記の統制変数と結婚ハザード確率との関係は、以降の分析においてもほぼ同様であった。そのため、以下では上記の統制変数についての解釈は省略する。

## (2) 学校卒業直後の就業状況と結婚行動

結婚のタイミングは、直近の経済状況のみならず、雇用の安定性や昇給のスピード等といった、個人の経済状況についての見通しに左右されている可能性がある。このような個人の経済的な見通しを決める変数として、学校卒業直後の就業状況は重要であると考えられる。学校卒業直後に非正規雇用や無職となった男女は、正規雇用の職に就いた男女に比べて、自身の経済的な状況に対する見通しが慎重であり、後に正規雇用へ転じたとしても未婚に留まりやすい傾向があるのかも知れない。

ここでは、収入の代わりに、学校卒業直後の就業状況を用いて結婚のハザード比を推定した。分析には前項と同様に離散時間 complementary log-log model を用いて、サンプルを性、年代別に分けて行った。とりわけ、学校卒業直後の就業状況と結婚確率との関連が、直近の就業形態を統制してもなお残存するのかについて着目した。

分析の結果を表4（女性）ならびに表5（男性）に示す。分析の結果、学校卒業直後の就業状況は、20歳代（20～29歳）における結婚と関連を持つことが明らかとなった。女性の場合、学校卒業直後の就業状況がパート・アルバイトや無職であると、20歳代における結婚が起きにくくなる傾向がある。男性の場合は、学校卒業直後の就業状況が非正規であることは、結婚の起きやすさには影響せず、無職であった場合のみ結婚しにくい傾向が認められた。これらは直近の就業形態を統制した上で得られた値であるため、男女ともに学校卒業直後に無職の経験がある場合には、その後の就業形態にかかわらず20歳代では結婚しにくいという影響がみられるといえる。

男性の場合は、初職が非正規であっても、その後の就業の状況次第で、結婚確率を挽回することが可能であるが、女性の場合は初職がパート・アルバイトであると、20歳代における結婚確率が低い傾向が持続する傾向がある。また、男女ともに、学校卒業直後の就業形態が、派遣社員・契約社員・嘱託のようにパートやアルバイトよりは正規雇用に近い非正規雇用については、正規雇用であった場合とほぼ同程度の結婚確率であることが示されている。

表4 女性の結婚のハザード比： 学校卒業直後の就業状況、年齢別

説明変数	モデル5	モデル6	モデル7
	20-43歳	20-29歳	30-43歳
	exp(b)	exp(b)	exp(b)
年齢スプライン(基準:24歳)			
20-24歳	1.26 **	1.24 **	-
25-29歳	1.04	1.06	-
30-34歳	0.91 **	-	0.97
35歳以上	0.87 *	-	0.85 **
学歴(基準:中学校・高校)			
短大・高専・専門学校	0.76	0.82	2.65 ***
大学・大学院	0.79	0.79	1.87 **
年齢スプライン×学歴			
20-24歳×短大・高専・専門学校	1.15	1.17	-
20-24歳×大学・大学院	1.92 ***	1.80 ***	-
25-29歳×短大・高専・専門学校	1.16 ***	1.10 *	-
25-29歳×大学・大学院	1.16 ***	1.15 **	-
30-34歳×短大・高専・専門学校	0.97	-	0.83 **
30-34歳×大学・大学院	1.00	-	0.97
35歳以上×短大・高専・専門学校	1.12	-	1.19 *
35歳以上×大学・大学院	1.04	-	1.05
学校卒業直後の就業状況(基準:正規雇用)			
役員・自営業・家族従業・内職	0.98	0.94	1.04
パート・アルバイト	0.76 ***	0.76 **	0.77 *
派遣社員・契約社員・嘱託	0.91	0.90	0.94
無職	0.83 **	0.67 ***	1.07
就業形態(基準:正規雇用)			
役員・自営業・家族従業・内職	0.55 ***	0.43 ***	0.67
パート・アルバイト	0.79 ***	0.77 **	0.84
派遣社員	0.91	0.98	0.84
契約社員・嘱託	0.97	0.99	0.96
無職	0.80 **	0.93	0.63 **
学生	0.61 **	0.46 **	0.99
親との同別居(基準:両親と同居)			
別居	1.17 **	1.35 ***	0.96
片親と同居	0.96	1.02	0.88
第1回調査時 居住都道府県の 静態平均初婚年齢			
	0.86 ***	0.86 **	0.86 *
第1回調査時 居住市区町村の 都市規模(基準:人口15万人以上の市)			
大都市	0.96	0.89	1.08
人口15万人未満の市・郡部	1.16 **	1.07	1.32 ***
定数	0.07 ***	0.07 ***	0.06 ***
Person-year数	24149	15177	8972
サンプル数	4853	3959	2299
イベント数	1427	864	563
カイ2乗値	307.63	222.34	109.15
自由度	29	23	23

\* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

表5 男性の結婚のハザード比： 学校卒業直後の就業状況、年齢別

説明変数	モデル5	モデル6	モデル7
	20-43歳	20-29歳	30-43歳
	exp(b)	exp(b)	exp(b)
年齢スプライン(基準:24歳)			
20-24歳	1.28 **	1.27 **	-
25-29歳	1.02	1.03	-
30-34歳	0.95	-	0.98
35歳以上	0.88 **	-	0.87 **
学歴(基準:中学校・高校)			
短大・高専・専門学校	0.56 **	0.60 **	1.32
大学・大学院	0.58 ***	0.57 ***	1.55 *
年齢スプライン×学歴			
20-24歳×短大・高専・専門学校	1.04	1.07	-
20-24歳×大学・大学院	1.55 *	1.61 **	-
25-29歳×短大・高専・専門学校	1.13 *	1.09	-
25-29歳×大学・大学院	1.23 ***	1.24 ***	-
30-34歳×短大・高専・専門学校	1.01	-	0.94
30-34歳×大学・大学院	0.98	-	0.99
35歳以上×短大・高専・専門学校	0.98	-	1.01
35歳以上×大学・大学院	1.07	-	1.07
学校卒業直後の就業状況(基準:正規雇用)			
役員・自営業・家族従業・内職	0.82	0.73	0.95
パート・アルバイト	0.83	0.88	0.75
派遣社員・契約社員・嘱託	1.12	1.01	1.26
無職	0.75 ***	0.68 ***	0.83
就業形態(基準:正規雇用)			
役員・自営業・家族従業・内職	1.27 **	1.29 *	1.26 *
パート・アルバイト	0.42 ***	0.40 ***	0.46 ***
派遣社員	0.29 ***	0.35 **	0.24 **
契約社員・嘱託	0.71 *	0.62 *	0.84
無職	0.23 ***	0.33 ***	0.13 ***
学生	0.28 ***	0.35 ***	-
親との同別居(基準:両親と同居)			
別居	1.66 ***	1.74 ***	1.56 ***
片親と同居	0.79 **	0.83	0.76 *
第1回調査時 居住都道府県の 静態平均初婚年齢	0.82 ***	0.74 ***	0.92
第1回調査時 居住市区町村の 都市規模(基準:人口15万人以上の市)			
大都市	1.06	1.14	0.98
人口15万人未満の市・郡部	1.30 ***	1.29 **	1.32 ***
定数	0.08 ***	0.11 ***	0.06 ***
Person-year数	24817	13791	10928
サンプル数	4968	3740	2754
イベント数	1080	548	532
カイ2乗値	452.66	292.63	172.30
自由度	29	23	22

\* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

## 参考文献

- 岩澤美帆 (2008) 「初婚・離婚の動向と出生率への影響」, 『人口問題研究』, 第 64 卷, 第 4 号, 19-34 ページ。
- 佐々木尚之 (2012) 「不確実な時代の結婚: JGSS ライフコース調査による潜在的稼働力の影響の検証」, 『家族社会学研究』, 第 24 卷, 第 2 号, 152-164 ページ。
- Fukuda, S. 2013. “The Changing Role of Women’s Earnings in Marriage Formation in Japan,” *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, Vol. 646(1):107-128.

付表1 使用変数の記述統計

女

	N	%
結婚の有無		
なし	22,722	94.1
あり	1,427	5.9
合計	24,149	100.0
年齢		
20-24歳	5,528	22.9
25-29歳	9,649	40.0
30-34歳	6,260	25.9
35-42歳	2,712	11.2
合計	24,149	100.0
学歴		
中学・高校	6,464	26.8
短大・高専・専門学校	11,011	45.6
大学・大学院	6,674	27.6
合計	24,149	100.0
就業形態		
役員・自営業・家族従業・内職	699	2.9
正規雇用	13,076	54.2
パート・アルバイト	3,636	15.1
派遣社員	1,528	6.3
契約社員・嘱託	1,917	7.9
無職	2,066	8.6
学生	1,227	5.1
合計	24,149	100.0
学卒後の就業状況		
役員・自営業・家族従業・内職	346	1.4
正規雇用	15,832	65.6
パート・アルバイト	3,406	14.1
派遣社員・契約社員・嘱託	1,387	5.7
無職	3,178	13.2
合計	24,149	100.0
親との同別居		
別居	3,419	14.2
同居	17,501	72.5
片親と同居	3,229	13.4
合計	24,149	100.0
第1回調査時 居住市区町村の都市規模		
大都市	5,496	22.8
人口15万以上の市	7,804	32.3
人口15万人未満の市・郡部	10,849	44.9
合計	24,149	100.0

男

	N	%
結婚の有無		
なし	23,737	95.7
あり	1,080	4.4
合計	24,817	100.0
年齢		
20-24歳	4,652	18.8
25-29歳	9,139	36.8
30-34歳	7,361	29.7
35-42歳	3,665	14.8
合計	24,817	100.0
学歴		
中学・高校	9,621	38.8
短大・高専・専門学校	5,358	21.6
大学・大学院	9,838	39.6
合計	24,817	100.0
就業形態		
役員・自営業・家族従業・内職	1,885	7.6
正規雇用	15,093	60.8
パート・アルバイト	2,342	9.4
派遣社員	467	1.9
契約社員・嘱託	910	3.7
無職	2,545	10.3
学生	1,575	6.4
合計	24,817	100.0
学卒後の就業状況		
役員・自営業・家族従業・内職	1,004	4.1
正規雇用	15,536	62.6
パート・アルバイト	3,478	14.0
派遣社員・契約社員・嘱託	688	2.8
無職	4,111	16.6
合計	24,817	100.0
親との同別居		
別居	4,690	18.9
同居	16,490	66.5
片親と同居	3,637	14.7
合計	24,817	100.0
第1回調査時 居住市区町村の都市規模		
大都市	5,316	21.4
人口15万以上の市	8,125	32.7
人口15万人未満の市・郡部	11,376	45.8
合計	24,817	100.0

変数	N	平均	標準偏差
第1回調査時 居住都道府県の静態平均初婚年齢 (SMAM)	24,149	28.9	0.63
収入(万円)	24,149	213.1	131.78

変数	N	平均	標準偏差
第1回調査時 居住都道府県の静態平均初婚年齢 (SMAM)	24,817	30.9	0.62
収入(万円)	24,817	256.1	168.11

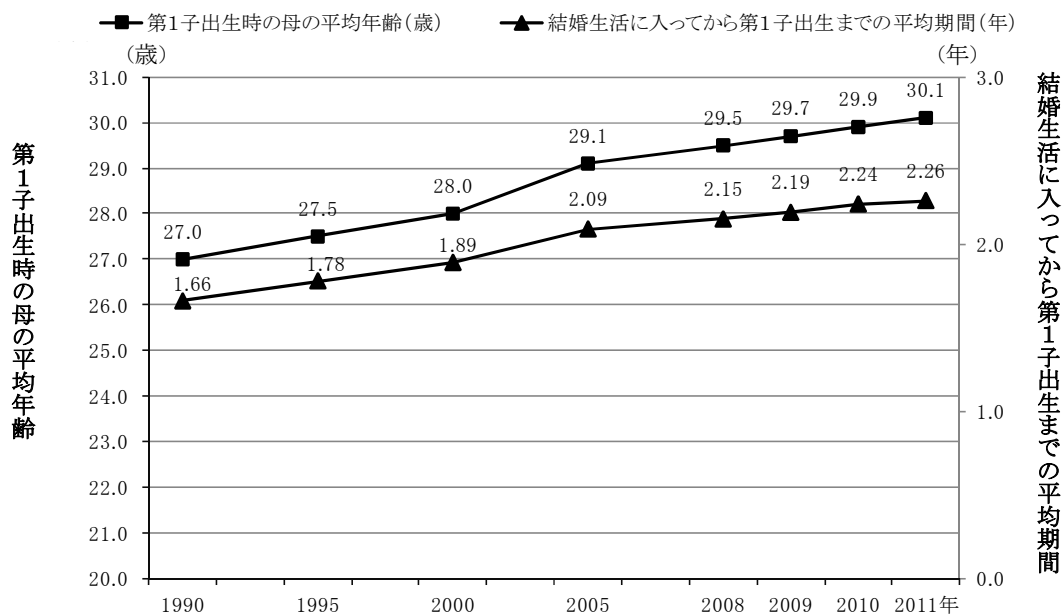
### 第3章 結婚から第1子出生への移行要因

#### 1. 分析の目的

未婚化の進展とともに、生涯を通じて第1子を生む女性の割合が減少している。第1子出生の選択は、出生率を左右する重要な事象である。また、第1子出生のタイミングは、その後の出生の有無やタイミングに影響を与えるなど、ライフコースを決める重要な指標ともなっている。本章では、第1子の出生がどのような要因によって影響されているのかを明らかにしたい。

はじめに、近年における第1子出生の傾向について確認する。図1に、1990年代以降における女性の第1子出生年齢および結婚生活に入ってから第1子出生までの期間の推移を示した。晩婚化の影響を受けて、女性の第1子出生年齢が上昇している。また、この図からは、結婚から第1子出生に至るまでの期間についても長引く傾向にあることがわかる。結婚から第1子出生までの期間の延伸は、結婚している女性の子どもの産み方に変化が生じていることを示唆するものであり、近年における夫婦出生力の低下（岩澤 2002, 2008）とも重要な関連をもつものと考えられる。

図1 女性の第1子出生平均年齢および結婚生活に入ってから第1子出生までの平均期間



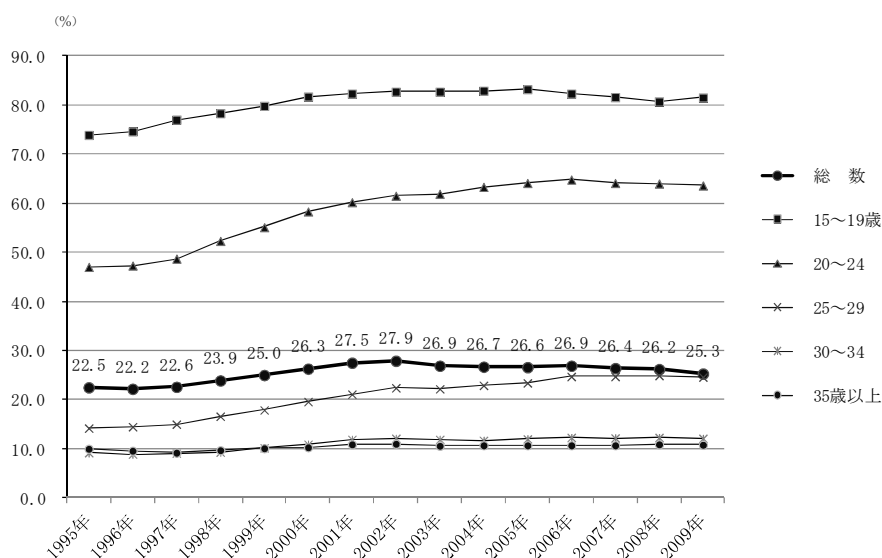
注：1) 出生順位「第1子」は、同じ母親がこれまでに生んだ出生子の総数について数えた順序である。

2) 1990年の母の平均年齢は、満年齢の算術平均値に0.5歳の補正値を加えたもの、1995年以降は、日齢の算術平均値から算出したもの。

資料：厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」より作成

一方で、図2に示されるように、結婚期間が妊娠期間より短い出生<sup>20</sup>、いわゆる婚前妊娠による出生が、2000年代以降、第1子出生の約4分の1程度を占めている。特に、直近の2009年の結果では、10代や20代前半の女性の第1子出生の半数以上がこうした婚前妊娠による出生となっている。

図2 母の年齢階級別にみた結婚期間が妊娠期間より短い出生の  
嫡出第1子出生に占める割合



注：「結婚週数<妊娠週数-3週」(=「妊娠週数≥結婚週数+4週」)で出生した場合を結婚期間が妊娠期間より短い出生とした。ただし、結婚期間は月単位でしか把握できないため、結婚期間(月数)に対応する実際の結婚週数には幅がある。

資料：厚生労働省大臣官房統計情報部「平成17年度 出生に関する統計」、  
「平成22年度 出生に関する統計」(人口動態統計特殊報告)より作成

これらの結果から、第1子出生については、婚前妊娠等により結婚期間が比較的短い段階で出生が起きるケースと、従来よりも長い結婚期間を経て出生が起きるケースの二極化が進展しているものと考えられる。

本章では、「21世紀成年人縦断調査」のデータを用いて、第1子出生における二極化の構造の要因や背景についての分析を行う。具体的には、①結婚期間が短い段階で出生を経験しやすいのはどのような夫婦か、②近年増加傾向にある妻の就業は、第1子出生のタイミングにどのような影響を与えているのか、③育児休業制度の利用可能性は、働く女性の第

<sup>20</sup> 詳細は、厚生労働省大臣官房統計情報部「平成22年度 出生に関する統計」(人口動態統計特殊報告)参照。

1 子出生の選択にどのような影響を与えるのか、について詳細な分析を行う。

## 2. データと分析手法

### (1) データ

分析には、「21 世紀成年者縦断調査」の第 1 回調査から第 10 回調査までの個票データを使用した。

各回の調査では、夫妻の同居開始年月や子どもの性別、出生年月、同別居の別等について情報を得ている。そのため、これらの年月情報を用いて、第 1 子が結婚からどれくらいの期間を経て出生したのかを知ることができる。また調査では、対象となる夫妻それぞれに調査票を配付しており、就業状況、学歴、育児休業制度の利用状況等について、個別に回答を得ている<sup>21</sup>。これらの情報を用いて、夫妻の属性と第 1 子出生の起きやすさやタイミングがどのように関連するのかについて分析することができる。

近年では結婚後の女性の就業が増加傾向にあり、結婚から第 1 子出生までの期間の延伸とも関連をもつものと考えられる。そのため、本分析では、各回調査において得ている妻の就業状態や出産後の就業継続のしやすさが、第 1 子出生の選択やタイミングとどのような関連をもつのかについて分析を行う。

しかし、一般に横断調査等で得ている「出産による退職」は、実際には出産を目前に控えた妊娠中に生じている場合がある。そのような場合には、出産の直前の調査回で得ている就業状態を説明変数として用いることは適当ではない可能性がある。なぜならば、出産の直前回における就業状態は、すでに出産を予見して「変化」した後の状態となっている可能性が高いためである。そのため、妻の就業状況と第 1 子出生との関係をみる上では、このような「出産を予見した変化」が生じる前の就業変数の値を用いることが望ましい。そこで、本分析では、第 1 子出生が観察された場合には、第 1 子の出生から 7 か月前の時点妊娠判明時点と仮定して、その時点が出産直前の調査回より後である場合にのみ、出産直前回の就業変数を用い、妊娠判明時点が出産直前の調査回より前に場合には、2 つ前の調査回の就業変数を用いた。なお、第 1 子出生が観察されない調査回においては、前回調査において得ている就業変数を用いている。以上の方法により、第 1 子出生と妻の就業状態ならびに出産後の就業継続のしやすさとの関連をみていくこととする<sup>22</sup>。

---

<sup>21</sup> 調査対象の夫妻が同居している場合、子どもの出生年月等に関する情報は、妻のみから回答を得ている。同一と思われる子どもの出生年月について、異なる記入があるケースが散見されたので、前後のデータ等と見比べて第 1 子の出生年月について補正を行った。

<sup>22</sup> 理想的には、出産の意志決定がなされる直前における妻の就業状態を使用するのが望ましいが、出産の意志決定がどの時点で行われたのかを特定することは難しいので、次善の策として出産を予見した変化が生じる前の時点における妻の就業状態を用いる。また、出生に対する選好が強い(あるいは弱い)女性が特定の就業状態を選択している可能性もある。そのような場合には、本文中の方法による就業形態と第 1 子出生との関連は、「出生に対する選好」という別の要因による影響を受けている可能性が残る。



## (2) 分析対象

本分析においては、有配偶女性の第1子出生要因についての分析を行う。この分析においては、①第1回調査時点において子どもがいない夫婦、ならびに②調査期間中に結婚した者を分析の対象とする。調査期間中に結婚した未婚対象者（第1回調査時）については、結婚をした時点から分析に含めた。本調査は、夫婦の双方から回答を得るペア調査となっている。調査対象者が新たに結婚した場合にも、その配偶者に配偶者票が配られ、夫婦の双方から情報を得ている。そのため、調査当初からの夫婦データと同様に分析することが可能である。ただし、第3回調査以降、配偶者の学歴については、直近の1年間に変化があった場合のみ回答を得ている。そのため、第3回調査以降に、調査対象者と結婚した者の最終学歴については多くの欠損が生じている。学歴は出生の分析を行う上で基本的な変数であるため、②のケースにおいては、調査対象者との結婚により新たに調査対象となった女性については、学歴に欠損値がない場合にのみ分析に含めた。

## (3) 分析手法とモデル

第1子出生要因の分析では、上記の分析対象者について、第1子出生が起きるか、第1子出生が起きずに、①調査から脱落するか、②離死別により夫婦の同居関係が解消されるか、③第10回調査を向かえるかの時点までの人-期間別データ (person-period data) を作成した。このデータを用いて、離散時間ハザードモデルの一種である離散時間 complementary log-log モデル (discrete-time complementary log-log model) による多変量解析を行い、第1子出生の生起とそのタイミングに関する要因分析を行った。分析手法の詳細については、「VI 分析方法の解説」を参照されたい。

本章における分析では、ハザード確率のベースラインとなる時間変数には結婚から第1子出生までの月数を用いた。分析モデルでは、妻の就業状態と妻の勤務先での育児休業制度の有無、妻の結婚年齢、親との同別居、妻の学歴、夫の就業状態を共変量として用いた。分析に用いた共変量とその定義については表1に、使用変数の記述統計については付表1に示す。なお、変数の選択にあたっては、夫妻の収入等を用いることも検討したが、分析サンプルが少なく、安定した推定が行えない可能性があったため、ここでは用いていない。また、妻の就業形態についても、就業希望の有無によって無職を分けることも検討したが、配偶者票では就業希望の有無についての項目がないことから分けずにそのまま用いた。

各共変量と第1子出生のハザード確率との関連は、結婚期間や結婚直後の妻の就業状態によって異なることが予測されるため、多変量解析においては、結婚期間や結婚時の妻の就業状態によってサンプルを分け、それぞれの状況における各共変量と第1子出生ハザード確率との関連について検証する。

表 1 分析に用いた共変量の定義

変数名	定義
結婚期間スプライン	各回調査で把握している「同居を開始した年月」から結婚期間(年)を作成し、1年目を基点とするスプライン関数として用いた。
妻の学歴	各回調査で得ている対象者の「最後に卒業(または中退)した、あるいは在学中の学校」についての設問から、対象者が最後に通った学校をもとに、以下の3カテゴリーを作成。 「1 中学校・高校」、「2 短大・高専・専門学校」、「3 大学・大学院」 ※学歴が「その他」のケースは分析より除外した。
妻の結婚時の年齢	各回調査で把握している「同居を開始した年月」、「妻の出生年月」をもとに、以下の4カテゴリーを作成。 「1 20-24歳」、「2 25-29歳」、「3 30-34歳」、「4 35歳以上」
親との同別居	各回調査で把握している本人及び配偶者の親との同別居状況より、一人でも同居している親がいる場合には「同居あり」、同居している親がいない場合は「同居なし」として作成*。 *同居なしには親との死別も含む。 ※第1子出生が生じた場合については、第1子の出生年月から7か月前の時点を妊娠判明時点として、それが前回調査よりも後であれば前回調査の値を、前回調査よりも前であれば、前々回調査の値を使用した。
妻の就業形態	各回調査で得ている妻の就業の有無と就業状況についての設問より、以下の5カテゴリーを作成。 「1 無職*」、「2 役員・自営業・家族従業・内職」、「3 正規雇用」、「4 パート・アルバイト」、「5 派遣社員・契約社員・嘱託」 *無職には学生も含む。 ※就業形態が「その他」のケースは分析より除外した。 ※第1子出生が生じた場合については、第1子の出生年月から7か月前の時点を妊娠判明時点として、それが前回調査よりも後であれば前回調査の値を、前回調査よりも前であれば、前々回調査の値を使用した。
夫の就業形態	各回調査で得ている夫の就業の有無と就業状況についての設問より、以下の3カテゴリーを作成(「パート・アルバイト」と「派遣社員・契約社員・嘱託」を統合して「非正規雇用」として使用)。 「1 役員・自営業・家族従業・内職」、「2 正規雇用」、「3 非正規雇用・無職」 *無職には学生も含む。 ※夫の就業形態が「その他」の場合は分析より除外した。
妻の勤務先での育児休業制度の有無	第2回調査以降、各回調査で得ている妻の就業状況と現在の勤め先での育児休業制度の利用可能性の有無(あり・なし・わからない)をベースに、以下の5カテゴリーを作成。 「1 無職」、「2 役員・自営業・家族従業・内職」、「3 育児休業制度あり」、「4 育児休業制度なし」、「5 育児制度があるかわからない」 ※第1子出生が生じた場合については、第1子の出生年月から7か月前の時点を妊娠判明時点として、それが前回調査よりも後であれば前回調査の値を、前回調査よりも前であれば、前々回調査の値を使用した。

注：各調査において得た値を使用して、当該調査から次の調査時点までにおける第1子のハザード確率への影響を推計。

### 3. 分析結果

#### (1) 結婚期間別にみた第1子出生の要因

表2ならびに表3では、結婚期間別にサンプルを分けて分析した結果を示した。これらの分析では、結婚期間10年までのすべて結婚期間を含んだモデル、サンプルを結婚期間ごとに0～1年未満、1～5年未満、5年以上に限定したモデルを用いて推定を行った。表2では妻の就業形態についての変数を用い、表3では妻の勤務先における育児休業制度の

有無についての変数を用いた。その他の共変量については、すべてのモデルで共通のものを用いている。なお、結婚期間別の第1子出生のハザード確率は、妻の学歴によって異なることが予測されたため、すべての結婚期間を対象としたモデルでは、結婚期間と妻の学歴との間に交互作用項を組み込み、第1子出生のベースラインハザードが妻の学歴ごとに異なるモデルとした。

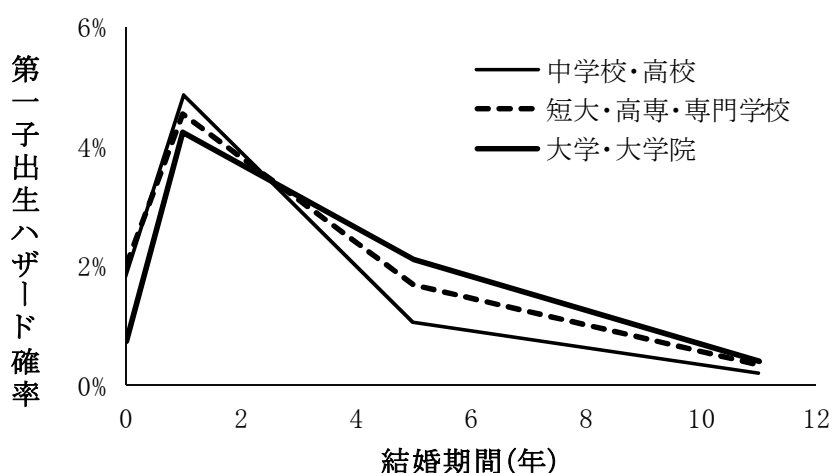
はじめに、表2において、妻の就業形態と第1子出生との関連についてみると、妻の就業状態が、自営業・家族従業等である場合や、非正規雇用すなわちパート・アルバイト、派遣社員・契約社員・嘱託である場合には、正規雇用の妻よりも第1子出生が起きにくくなっている。また、正規雇用の妻の第1子出生ハザード確率は、無職の妻とほぼ同じ水準にある。この傾向は、結婚期間が5年未満まで持続しているが、結婚期間5年以上における出生では、妻の就業形態による差がみられない。したがって、妻が自営や非正規雇用での就業を行う場合には、無職の妻と比べて、第1子出生の遅延もしくは非生起が生じることが予測されるが、正規雇用である場合にはこれが生じないことがわかる。

次に、妻の就業形態の代わりに、妻の勤務先における育児休業制度の有無を用いた表3をみると、妻の勤務先における育児休業制度がない、あるいは、育児休業制度があるかわからないと回答している場合には、第1子出生が起きにくい傾向が認められる。結婚期間別でみると、特に結婚期間1～5年未満（モデル2-2）において、この傾向が強くみられる。なお、この分析においても、育児休業制度がある場合は、妻が無職である場合とほぼ同じ出生確率となっている点が注目される。これらの結果からは、有業の妻においては、正規雇用、おそらくは勤務先における育児休業制度があることが、第1子出生の起きやすさと関連をもつものと考えられる。

他の共変量については、表2と表3で同じ変数が用いられており、その影響もほぼ同じであるため、以下に統一的に解釈を行う。

妻の学歴と第1子出生との関連は、結婚期間によって異なる。表2より、妻の学歴別の第1子出生ハザード確率について算出し、図3に示した。図3によると、妻の学歴が中学校・高校や短大・高専・専門学校である場合には、大学・大学院に比べて、結婚当初における第1子出生確率が高い。しかし、結婚1年目の時点においては、妻の学歴による出生確率の差はほぼ消失する（表2・表3の学歴の主効果を参照）。結婚1年目から5年目にかけて、第1子出生ハザード確率は低下傾向に入るが、妻の学歴が短大・高専・専門学校や大学・大学院のグループでは、中学・高校のグループと比べて、低下幅が緩やかであり、結婚期間3年目以降では、中学・高校の妻よりも高い出生確率をもつようになる。残りの結婚期間を通じて、第1子の出生確率は低下していくものの、学歴が短大・高専・専門学校あるいは大学・大学院である妻は、中学・高校の妻よりも高い第1子出生確率を維持している。

図3 妻の学歴別第1子出生ハザード確率の推移



注：1) 表2のモデル1に基づいて作成。

2) 第1子出生確率の推定に当たっては、統制変数はすべて基準カテゴリーの値を使用。

結婚期間別に分けたモデルにおいても、妻の学歴については、上記とほぼ同様の傾向が認められるが、とりわけ結婚期間が5年以上の期間において、妻の学歴が高いほど第1子の出生確率が高いことが示されている。したがって、高学歴の女性は第1子の出産を先送りにする傾向があるものの、結婚が継続するにつれて出産の取り戻し（キャッチアップ）が図られている様子がみてとれる。

妻の結婚年齢は、第1子出生確率に強い影響を与えている。若くして結婚した女性ほど、第1子の出生確率が高い傾向にある。また、結婚期間1年未満における出生は、20歳代前半に結婚した妻において多い傾向がある。これは婚前妊娠による出生が10代や20歳代前半において多いこと（図2参照）と同調しているものと思われる。なお、結婚年齢の影響は、結婚期間が5年未満まで持続するが、結婚期間が5年を過ぎると消失する。以上より、晩婚もまた第1子出生の遅延に対して影響をもつといえる。

また、結婚期間が5年未満においては、親と同居している場合に、別居と比べて、第1出生が起きやすい傾向が認められる。親との同居については、結婚期間が1年未満において、特に強い関連がある。

夫の就業形態についてみると、夫が自営業等あるいは非正規雇用や無職であるときに、結婚期間1年未満における出生が起きやすいという傾向が認められる。結婚期間1年未満における出生には、婚前妊娠による出生を多く含むものと思われるが、特に、夫の就業形態が非正規雇用や無職といった不安定な就業状態のもとで家族形成が行われている可能性が示唆される。

表2 第1子出生のハザード比：妻の就業形態、結婚期間別

説明変数	モデル1	モデル1-1	モデル1-2	モデル1-3
	0-10年 exp(b)	0-1年 exp(b)	結婚期間 1年-5年未満 exp(b)	5年以上 exp(b)
結婚期間スプライン(基点:1年目)				
0-1年未満	2.68 ***	3.89 ***	-	-
1年以上-5年未満	0.68 ***	-	0.79 ***	-
5年以上	0.76 ***	-	-	0.78 ***
妻の学歴(基準:中学・高校)				
短大・高専・専門学校	0.93	0.85	1.17 *	1.77 ***
大学・大学院	0.87	0.89	1.12	2.16 ***
結婚期間スプライン×妻の学歴				
0-1年未満×短大・高専・専門学校	0.85	-	-	-
0-1年未満×大学・大学院	2.20	-	-	-
1年以上-5年未満×短大・高専・専門学校	1.14 **	-	-	-
1年以上-5年未満×大学・大学院	1.23 ***	-	-	-
5年以上×短大・高専・専門学校	1.02	-	-	-
5年以上×大学・大学院	1.01	-	-	-
妻の結婚時の年齢(基準:25-29歳)				
20-24歳	1.14	1.49 *	1.07	1.21
30-34歳	0.74 ***	0.90	0.72 ***	0.70
35歳以上	0.56 ***	0.98	0.51 ***	0.24
親との同別居(基準:同居なし)				
同居あり	1.71 ***	4.61 ***	1.38 ***	1.37
妻の就業形態(基準:正規雇用)				
無職	1.02	0.93	1.02	1.18
役員・自営業・家族従業・内職	0.63 ***	0.28 **	0.74 *	0.59
パート・アルバイト	0.68 ***	0.55 **	0.66 ***	1.02
派遣社員・契約社員・嘱託	0.69 ***	0.82	0.64 ***	0.92
夫の就業形態(基準:正規雇用)				
役員・自営業・家族従業・内職	1.07	1.67 **	0.95	1.14
非正規雇用・無職	0.91	2.10 ***	0.76 *	0.55
定数	0.05 ***	0.03 ***	0.04 ***	0.01 ***
Person-month数	59603	6430	34265	18908
サンプル数	2273	1143	1887	631
イベント数	1271	185	941	145
カイ2乗値	442.29	187.37	148.31	45.37
自由度	21	13	13	13

\* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

表3 第1子出生のハザード比：妻の勤務先における育児休業制度の有無、結婚期間別

説明変数	モデル2	モデル2-1	モデル2-2	モデル2-3
	0-10年 exp(b)	0-1年 exp(b)	結婚期間 1年-5年未満 exp(b)	5年以上 exp(b)
結婚期間スプライン(基点:1年目)				
0-1年未満	2.61 **	3.81 ***	-	-
1年以上-5年未満	0.68 ***	-	0.78 ***	-
5年以上	0.76 ***	-	-	0.78 ***
妻の学歴(基準:中学・高校)				
短大・高専・専門学校	0.92	0.86	1.16 *	1.71 **
大学・大学院	0.84	0.89	1.09	2.11 ***
結婚期間スプライン×妻の学歴				
0-1年未満×短大・高専・専門学校	0.85	-	-	-
0-1年未満×大学・大学院	2.20	-	-	-
1年以上-5年未満×短大・高専・専門学校	1.14 **	-	-	-
1年以上-5年未満×大学・大学院	1.24 ***	-	-	-
5年以上×短大・高専・専門学校	1.02	-	-	-
5年以上×大学・大学院	1.01	-	-	-
妻の結婚時の年齢(基準:25-29歳)				
20-24歳	1.14	1.50 *	1.08	1.24
30-34歳	0.75 ***	0.90	0.72 ***	0.70
35歳以上	0.55 ***	0.98	0.51 ***	0.24
親との同居(基準:同居なし)				
同居あり	1.69 ***	4.55 ***	1.36 ***	1.38
妻の勤務先での育児休業制度(基準:育児休業制度あり)				
無職	1.04	0.99	1.05	1.04
役員・自営業・家族従業・内職	0.64 ***	0.30 **	0.76	0.51
育児休業制度なし	0.75 ***	0.82	0.72 ***	0.88
育児休業制度があるかわからない	0.70 ***	0.79	0.70 ***	0.67
夫の就業形態(基準:正規雇用)				
役員・自営業・家族従業・内職	1.07	1.63 **	0.94	1.15
非正規雇用・無職	0.92	2.09 ***	0.77 *	0.56
定数	0.05 ***	0.03 ***	0.04 ***	0.01 ***
Person-month数	59603	6430	34265	18908
サンプル数	2273	1143	1887	631
イベント数	1271	185	941	145
カイ2乗値	443.85	185.53	142.44	48.49
自由度	21	13	13	13

\* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

## (2) 結婚直後の妻の就業の有無別にみた第1子出生の要因

前項では、妻の直近における就業状態や育児休業制度の有無と第1子の出生との関連について考察した。表4では、妻の結婚直後における就業の有無によって、第1子出生のタイミングや要因にどのような差がみられるのかを検証する<sup>23</sup>。分析にあたり、結婚直後における妻の就業の有無によって、第1子出生確率に対する各要因の効果が異なるのかを統計

<sup>23</sup> 結婚直後における妻の就業の有無については、第1回調査から有配偶であった女性については、第2回調査において得ている就業履歴の変数から結婚の5か月後における就業の有無を、調査開始以降に結婚した女性については、結婚が判明した調査回における就業の有無から分類を行った。前者において、結婚の5か月後の就業の有無を用いたのは、分析サンプルにおいて、結婚から次の調査を向かえるまでの平均期間が4.7か月であったことによる。なお、結婚直後の就業については、不明のデータがあることから、モデル2の総数とは合わない。

的に検証した。その結果、結婚期間スプラインと妻の学歴については、両方で有意に異なることが明らかとなった。そのため、以下では、結婚期間スプラインならびに妻の学歴のハザード比が、結婚直後における妻の就業の有無によって異なることを許容するモデルとした。

表4 第1子出生のハザード比：結婚直後の妻の就業の有無

説明変数	モデル3
	exp(b)
結婚直後の就業の有無(基準:就業なし)	
就業あり	1.18
結婚期間スプライン(基点:1年目)	
0-1年未満	2.12 **
1年以上-5年未満	0.71 ***
5年以上	0.81 ***
結婚直後の就業の有無×結婚期間スプライン	
就業あり×0-1年未満	2.48 *
就業あり×1年以上-5年未満	1.18 ***
就業あり×5年以上	0.87
妻の学歴(基準:中学・高校)	
短大・高専・専門学校	1.43 ***
大学・大学院	1.38 ***
結婚直後の就業の有無×妻の学歴	
就業あり×短大・高専・専門学校	0.65 ***
就業あり×大学・大学院	0.67 **
妻の結婚時の年齢(基準:25-29歳)	
20-24歳	0.88
30-34歳	0.67 ***
35歳以上	0.52 ***
親との同別居(基準:同居なし)	
同居あり	1.77 ***
妻の就業形態(基準:正規雇用)	
無職	0.95
役員・自営業・家族従業・内職	0.62 ***
パート・アルバイト	0.66 ***
派遣社員・契約社員・嘱託	0.67 ***
夫の就業形態(基準:正規雇用)	
役員・自営業・家族従業・内職	1.08
非正規雇用・無職	0.91
定数	0.04 ***
Person-month数	57590
サンプル数	2217
イベント数	1253
カイ2乗値	433.35
自由度	21

\* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

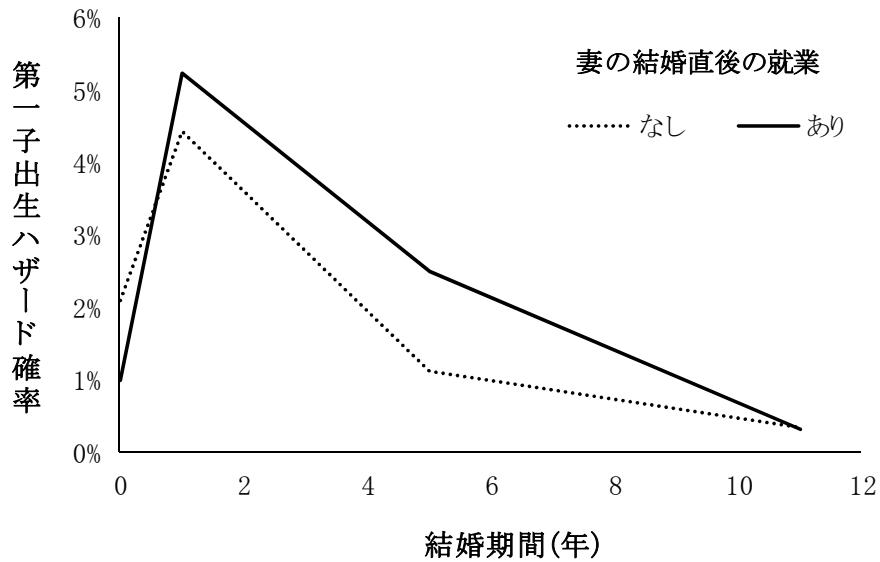
これまで確認されたように、結婚直後に妻が就業していない場合と就業している場合のいずれにおいても、妻の結婚時の年齢が若い、親と同居している、そして妻の就業形態が無職か正規雇用であるというグループにおいて、第1子出生確率が高い傾向が認められる。

妻の学歴については、妻の結婚直後の就業の有無によって、有意な交互作用が認められた。その結果によると、妻が結婚直後に就業していない場合には、妻の学歴が短大・高専・専門学校や大学・大学院のグループで、中学・高校のグループよりも、第1子出生確率が高い傾向が認められる。しかし、妻が結婚直後に就業している場合には、短大・高専・専門学校ならびに大学・大学院のグループの結婚のハザード比は、それぞれ  $0.92 (=1.43 \times 0.65)$  と  $0.93 (=1.38 \times 0.67)$  であり、結婚直後に就業しておらず、学歴が中学校・高校の妻とほぼ同じ第1子出生確率となる。

また、両者における重要な違いは、第1子出生のベースラインハザードにもみられる。図4はモデル3における結婚期間別の第1子出生ハザード確率の推移を表したものである。ここでは、結婚直後に妻の就業ありと就業なしの各グループにおける第1子の出生ハザード確率を表わしている。結婚直後に就業なしの女性は、就業ありの女性に比べて結婚当初の第1子出生確率がわずかに高いが、結婚後1年目のあたりでは逆転し、結婚直後に就業ありの女性の第1子出生確率の方が高くなる。その後、結婚1年目以降では結婚直後に就業していた女性のほうが、第1子出生確率が高い状態が持続している。したがって、結婚直後における働いている妻は、働いていない妻よりも、全体に第1子の出生確率が高い傾向にあるようだ。なお、実際の妻の第1子出生確率は、妻の直近の就業形態による影響を受ける（表4参照）。妻の直近の就業形態が、無職や正規雇用である場合は、図4と同じ結果を得るが、非正規雇用や自営業・家族従業者等である場合には、図4の第1子出生確率から3～4割程度低下する点に留意されたい。



図4 妻の結婚直後の就業の有無別  
第1子出生ハザード確率の推移



注：1) 表4のモデル3に基づいて作成。

2) 第1子出生確率の推定に当たっては、統制変数はすべて基準カテゴリーの値を使用。

#### 参考文献

岩澤美帆 (2002) 「近年の期間 TFR 変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」, 『人口問題研究』, 第 58 卷, 第 3 号, 15-44 ページ。

岩澤美帆 (2008) 「初婚・離婚の動向と出生率への影響」, 『人口問題研究』, 第 64 卷, 第 4 号, 19-34 ページ。

付表1 使用変数の記述統計

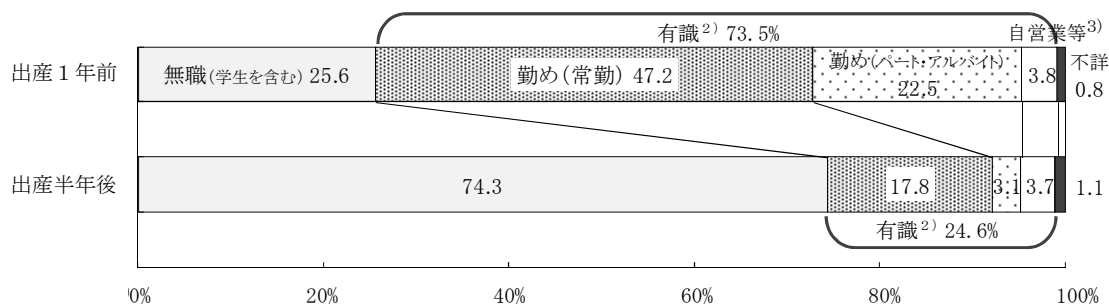
	モデル1、モデル2 のサンプル		モデル3の サンプル	
	N	%	N	%
妻の学歴				
中学・高校	17,686	29.7	16,798	29.2
短大・高専・専門学校	23,512	39.5	22,895	39.8
大学・大学院	18,405	30.9	17,897	31.1
合計	59,603	100.0	57,590	100.0
妻の結婚時の年齢				
20-24歳	8,455	14.2	8,381	14.6
25-29歳	32,354	54.3	31,914	55.4
30-34歳	15,428	25.9	14,406	25.0
35歳以上	3,366	5.7	2,889	5.0
合計	59,603	100.0	57,590	100.0
親との同居				
同居なし	48,883	82.0	47,406	82.3
同居あり	10,720	18.0	10,184	17.7
合計	59,603	100.0	57,590	100.0
妻の就業状態				
無職	17,060	28.6	16,457	28.6
役員・自営業・家族従業・内職	3,048	5.1	2,781	4.8
正規雇用	19,420	32.6	18,853	32.7
パート・アルバイト	12,899	21.6	12,477	21.7
派遣社員・契約社員・嘱託	7,176	12.0	7,022	12.2
合計	59,603	100.0	57,590	100.0
夫の就業状態				
役員・自営業・家族従業・内職	7,049	11.8	6,705	11.6
正規雇用	48,778	81.8	47,375	82.3
非正規雇用・無職	3,776	6.3	3,510	6.1
合計	59,603	100.0	57,590	100.0
妻の職場での育児休業制度の有無				
無職	17,060	28.6	16,457	28.6
役員・自営業・家族従業・内職	3,048	5.1	2,781	4.8
育児休業制度あり	18,767	31.5	18,364	31.9
育児休業制度なし	11,954	20.1	11,512	20.0
育児休業制度があるかわからない	8,774	14.7	8,476	14.7
合計	59,603	100.0	57,590	100.0
妻の結婚直後の就業の有無				
就業あり	-	-	25,574	44.4
就業なし	-	-	32,016	55.6
合計	-	-	57,590	100.0

## 第4章 第2子出生とワークライフバランス

### 1. 分析の目的

近年における夫婦の出生力の低下を反映して、生涯を通じて第2子を生む女性の割合が減少しつつあり、第2子出生の選択は、出生率の水準を左右する重要な事象となっている（国立社会保障・人口問題研究所 2012）。本章では第2子出生がどのような要因によって影響されているのかを明らかにしたい。とりわけ、第2子を生む選択やタイミングが、夫の家事・育児参加、妻の育児への不安や負担感、あるいは世帯における経済状況によってどのような影響を受けているのかについて、多変量解析の手法を用いて探っていく。

図1 第1子出生前後の母の就業状況<sup>1)</sup>



注：1) 第1回調査の回答を得た者（総数 47,010）のうち、母と同居、きょうだい数1人（本人のみ）の者（総数 22,914）をそれぞれ集計している。

2) 「有職」には、育児休業中等の休業を含む。

3) 「自営業等」は、「自営業・家業」、「内職」、「その他」である。

出所：第1回「21世紀出生児縦断調査」

図1に、第1子出生前後の母の就業状況の変化を示した。この図からわかることは、第1子の出産は女性が就業を中断する大きな要因となっていることである。そうすると、第2子出生の起こりやすさやタイミングは、第1子の出産後に有業の女性と無業の女性とでは異なるであろうし、そのほかの要因の影響の仕方も異なるのではないかと思われる。女性の就業と出生との関係を考える上では、両者の状況の違いを把握しておくことが重要である。

本章では、図1と同じ「21世紀出生児縦断調査」のデータを用いて、①第2子出生の確率は、第1子出生前後の就業変化や、育児休業制度を利用したか否かによってどの程度異なるのか、②第2子出生を左右している要因は、第1子出産半年後に母が有職の場合と無職の場合でどのように異なるのか、そして、③第2子出生の要因は、世帯収入やその夫妻の分担比率（第1子出産1年前の時点）によってどのように異なっているのかといった点について詳細な分析を行う。

## 2. データと分析手法

### (1) データ

分析には、「21世紀出生児縦断調査」の第1回調査から第10回調査までの個票データを使用した。調査は、対象児が月齢6ヵ月の時点から開始され、以降は概ね1年に1回のペースで継続して行われている<sup>24</sup>。

調査では、対象児の発育状況、疾病の有無、生活状況、保育・就学の状況、家庭でのしつけの状況、ならびに夫婦の学歴、就業状況、収入、子育て意識、家事や育児の実行状況、そして同居者の構成等について回答を得ている。同居者の構成においては、新たな同居の子の有無と性別、出生年月が得られる。そのため、これらの年月情報を用いて、対象児の出生からどのくらいの期間を経て、次の子どもが誕生したのかを知ることができる<sup>25</sup>。本章では、これらの同居の子に関する情報を用いることで、第2子の出生が第1子の誕生からどれくらいの期間を経て生起するのか、またその生起確率やタイミングにはどのような要因が関連しているのかについて分析を行う。

### (2) 分析対象

分析対象となる者の内訳とサンプル数を示す。分析の対象は、①日本人の結婚している父母から生まれた単胎の第1子であり、②出生地が国内で、③第1回調査時に父母の両方と同居している対象児の父母とした。上記の基準に従ってサンプルを限定したところ、21,636組の夫婦が分析の対象となった。このうち、第2子（弟妹）の出生があったケースが14,711組で、第2子の出生がなかったケースが6,925組であった。この中から、連続して回答が得られた期間について分析を行った<sup>26</sup>。なお、対象児の父母が途中で離死別を経験した場合には、離死別が起きるまで分析対象として含めた<sup>27</sup>。しかし、離死別が生じた時点が特定できない夫婦がいたため、これらは分析の対象から除外した。その結果、20,807組の夫婦が分析の対象となった。

---

<sup>24</sup> 対象児が小学校に入学する第7回調査以降は、それぞれの出生月に調査を行うよう調査月を変更している。そのため、第6回調査と第7回調査の間は1年半開いている。これは1月出生児と7月出生児とで調査時に同一の学年となるようにするための処置である。

<sup>25</sup> ただし、この新たな同居子の発生が出生により生じたものであるのか否かは調査から正確に把握することはできない。そのため、養子や離婚・再婚による継子がここに含まれる可能性も完全には除去できない。本分析においては、新たな同居子の出生年月が調査対象児の出生よりも9ヶ月以上後であり、各回の調査の間に生起している場合を第2子出生として定義した。ただし、調査と同月に出生があった場合には、出生の報告が翌年の調査まで延期される傾向がみられたため、これらについては遑って第2子出生に含めた。また、第7回調査以降では、同居の子の出生年月は得られておらず、同居の末子の年齢のみを得ている。そのため、第7回調査以降に観察された新規の出生については、想定される期間内の出生年月をランダムに補完した。

<sup>26</sup> この調査の脱落においては、一度脱落したものの、その後の調査において再び調査に回答しているケースも存在している。しかし、本分析では第2子出生の有無について厳密を期すため、一度脱落したサンプルはその後の調査に回答していても、サンプルに含めないこととした。

<sup>27</sup> 母親が対象児と同居ではなくなった場合、ならびに父親が対象児と同居ではなく、単身赴任でもない場合を、離死別による同居関係の解消と定義した。

### (3) 分析手法と推計モデル

分析では、上記の分析対象者について、第2子出生が生起するか、第2子出生が生起せずに、①調査から脱落するか、②離死別により対象児の父母の同居関係が解消されるか、③第10回調査を向かえる時点までの人-期間別データ (person-period data) を作成した。このデータを用いて、離散時間ハザードモデルの一種である離散時間 complementary log-log モデル (discrete-time complementary log-log model) による多変量解析を行い、第2子出生の生起とそのタイミングに関する要因分析を行った。分析手法の詳細については、「VI 分析方法の解説」を参照されたい。

本章における分析では、ハザード確率のベースラインとなる時間変数には第1子出生からの出生間隔を用いた。分析モデルでは、夫の家事・育児参加、妻の育児不安・育児負担感、妻の就業と保育所の利用、世帯の属性、第1子の属性、第1子の出生状況、そして居住する市町村における育児環境に関する変数群を共変量として用いた。分析に用いた共変量とその定義については表1に、使用変数の記述統計については付表1に示す。

なお、各共変量と第2子出生のハザード確率との関連は、出生間隔や妻の就業状態によって異なることが予測されるため、多変量解析においては、出生間隔や第1子出生後半年の時点 (第1回調査時) における妻の就業状態によってサンプルを分け、それぞれの状況における各共変量と第2子出生ハザード確率との関連について考察した。

表1 分析に用いた共変量の定義

変数名	定義
時間変数 出生間隔	第1子出生からの期間(年)を0年目を基点としたスプライン関数として用いた。
夫の家事・育児参加	
夫の家事頻度得点	①食事をつくる、②食事の後片付けをする、③部屋等の掃除をする、④洗濯をする、⑤ゴミを出す、⑥日常の買い物をする、の6項目について、夫の分担状況を「まったくしない」を0点、「ほとんどしない」を1点、「ときどきする」を2点、そして「いつもする」を3点として得点化し、6項目の合計点を算出。第1回調査時の値を使用。
夫の育児頻度得点	①食事の世話をする、②おむつを取り換える、③入浴させる、④寝かしつける、⑤家の中で相手をする、⑥散歩など屋外に連れていく、の6項目について、夫の分担状況を「まったくしない」を0点、「ほとんどしない」を1点、「ときどきする」を2点、そして「いつもする」を3点として得点化し、6項目の合計点を算出。第1回調査時の値を使用。
妻の育児不安・育児負担感	
子育ての不安や悩み	「子育ての不安や悩みがありますか。あてはまる番号ひとつに○をつけてください。」という設問に対して、「1 すごくある」、「2 少しある」、「3 ほとんどない」の選択肢から回答を得て、カテゴリー変数として使用。第1回調査時の値を使用。
育児負担感得点	「お子さんをもって負担に思うことは何ですか」という複数選択の設問に対して、①子育てによる身体の疲れが大きい、②子育てで出費がかさむ、③自分の自由な時間が持たない、④夫婦で楽しむ時間がない、⑤仕事が十分にできない、⑥子育てが大変なことを身近な人が理解してくれない、⑦子どもが病気がちである、⑧その他、の中から選択された項目の数を数を用いた。第1回調査時の値を使用。

表1 分析に用いた共変量の定義（つづき）

変数名	定義
妻の就業と保育施設の利用	
第1子出産時の妻の就業変化	第1子の出産1年前と第1子6か月時点の妻の就業状況ならびに対象児（第1子）出産時の育児休業制度取得状況についての設問より、以下の6カテゴリーを作成。 「1 出産前後無業」、「2 非正規出産退職」、「3 正規出産退職」、「4 育休取得で正規継続」、「5 育休不取得で正規雇用」、「6 育休不取得で非正規雇用」*。 ※妻の就業形態が「その他」の場合は非正規雇用として分類した。 * 第1子6ヶ月時点の妻の就業状況が勤め（パート・アルバイト）、自営業・家業、内職、その他のいずれかで、育児休業の取得がなかった場合。
妻の就業状況	各回調査で得ている妻の就業状況についての設問より、以下の4カテゴリーを作成。 「1 無職」、「2 自営業・家業」、「3 常勤」、「4 2・3以外の勤め」。 *「自営業・家業」には就業形態が「その他」も含む。 * t-1期における就業状況を使用してt-1期からt期までに生じた第2子出生への影響を推計。
第1子3歳未満における保育利用	第4回調査までに、対象児（第1子）のふだんの保育をしている者として、「保育所・託児所の保育士」、「保育ママさんやベビーシッター」、「幼稚園の先生」のいずれかを選択したケースについて「利用あり」とし、選択がなかったケースについて「利用なし」とするダミー変数。
夫婦の収入	
世帯収入(万円)	第1回調査時の夫の収入と妻の収入とその他の収入の合計値。
世帯収入に占める夫の収入割合(%)	第1回調査時（第1子出生の前年）における世帯収入に占める夫の収入の割合(%)
世帯の属性	
夫の就業状況	第1回調査時における夫の就業状況と企業規模についての設問より、以下の5カテゴリーを作成。 「1 中小企業勤務（常勤で企業規模500人未満）」、「2 大企業勤務（常勤で企業規模500人以上もしくは官公庁）」、「3 自営業・家業」、「4 無職・学生・パート等*」 *無職・学生・パート等には、アルバイト、内職、その他を含む。
妻の最終学歴	第2回調査において得ている「最後に卒業した（あるいは在学中の）」学校についての設問から、妻の学歴について以下の4カテゴリーを作成。 「1 中学校、専修・専門学校（中学校卒業後）」、「2 高校」、「3 専修・専門学校（高校卒業後）、短大・高専」、「4 大学、大学院」 ※妻の最終学歴が「その他」のケースは分析より除外した。
祖父母との同居	対象児（第1子）と同居している者についての設問から、妻の父母もしくは夫の父母が同居者として挙げられているか否かのダミー変数を作成。
第1子の属性	
性別	対象児（第1子）の性別についてのダミー変数を作成。
早産による低体重児	対象児（第1子）が未熟児（出生時の体重が2500g未満かつ妊娠週数が37週未満）か否かについてのダミー変数を作成。
婚前妊娠の有無	対象児（第1子）が婚前妊娠（出産の9か月前までに父母が同居を開始していなかったケース）か否かについてのダミー変数を作成。
出生月	対象児（第1子）が1月生まれか7月生まれかについてのダミー変数を作成。
第1子の出生状況	
第1子出産時の妻の年齢(歳)	対象児（第1子）が生まれたときの妻の年齢を作成。
居住地方	各回調査で得ている住所地情報より、以下の9カテゴリーからなる地方ブロックを作成。 「1 北海道」 「2 東北（青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県）」 「3 関東（茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）」 「4 北陸（新潟県、富山県、石川県、福井県）」 「5 中部（山梨県、長野県、岐阜県、静岡県、愛知県、三重県）」 「6 近畿（滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県）」 「7 中国（鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県）」 「8 四国（徳島県、香川県、愛媛県、高知県）」 「9 九州・沖縄（福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県）」
居住地の市郡規模	各回調査で得ている住所地情報より、以下の3カテゴリーからなる都市規模を作成。 「1 大都市」、「2 その他の市」、「3 郡部」 ※「大都市」は東京都区部と各回調査時の政令指定都市。

表 1 分析に用いた共変量の定義（つづき）

変数名	定義
居住する市町村における育児環境	
産科施設数 (20～39歳女性人口千人あたり)	医療施設静態調査ならびに国勢調査より、対象児が居住する市区町村における20～39歳女性人口千人あたりの産科・産婦人科施設数を作成。 * t-1期における値を使用してt-1期からt期までに生じた第2子出生への影響を推計。
小児科施設数 (20～39歳既婚女性人口千人あたり)	医療施設静態調査ならびに国勢調査より、対象児が居住する市区町村における20～39歳既婚女性人口千人あたりの小児科施設数を作成。 * t-1期における値を使用してt-1期からt期までに生じた第2子出生への影響を推計。
0-3歳の待機児童数 (0-3歳人口千人あたり)	保育所入所待機児童数調査ならびに国勢調査より、対象児が居住する市区町村における0～3歳人口千人あたりの待機児童数を作成。 * t-1期における値を使用してt-1期からt期までに生じた第2子出生への影響を推計。

### 3. 分析結果

#### (1) 第2子出生要因の分析

はじめに、第2子出生の要因について考察する。表2は、離散時間 complementary log-log モデルによって算出された各共変量のハザード比を示している。モデル1では、第1子出生からの10年間を観察期間としてハザード比を算出した。なお、第2子出生の要因は、出生間隔によって異なることが予測されるため、第1子の出生から4年目までを観察対象としたモデル2と、第1子出生から4年目以降を観察対象としたモデル3の推定結果も併せて提示する。

モデル1の推定結果をもとに、各要因と第2子出生との関連について解釈を行う。まず、夫の家事・育児参加については、夫の育児頻度が多いほど第2子出生が促される傾向がある。一方で、夫の家事頻度が10点以上のグループでは、10点未満のグループよりも第2子出生が起きにくい傾向が弱いながらも認められる。出生間隔による違いをみると、出生間隔が4年目以降では、夫の家事頻度と第2子出生との関連は消失し、育児頻度の効果も弱まる。なお、夫の家事や育児の頻度と、第2子出生との関係については、世帯収入の水準や夫の収入割合によって異なることが明らかになったため、詳細については(3)の分析において述べる。

表2 第2子出生のハザード比：出生間隔別

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3
	出生間隔 0-10年 exp(b)	出生間隔 0-4年 exp(b)	出生間隔 4-10年 exp(b)
出生間隔スプライン(基点:0年目)			
0-3	2.05 ***	2.08 ***	-
3-4	0.59 ***	0.45 ***	-
4-6	0.81 ***	-	0.53 ***
6-10	0.74 ***	-	0.82 ***
夫の家事・育児参加			
夫の育児頻度得点(基準:0-4点)			
5-9	1.20 ***	1.16 **	1.33 **
10-14	1.27 ***	1.23 ***	1.41 **
15-18	1.23 ***	1.21 **	1.31 *
夫の家事頻度得点(基準:0-4点)			
5-9	1.00	0.99	1.03
10-18	0.95 **	0.93 **	1.01
妻の育児不安・育児負担感			
子育ての不安や悩み(基準:少しある)			
すごくある	0.87 ***	0.85 ***	0.91
ほとんどない	1.09 ***	1.12 ***	0.96
育児負担感得点(基準:0点)			
1-2	0.96 *	0.96 *	0.98
3-4	0.90 ***	0.91 ***	0.88 **
5-8	0.75 ***	0.72 ***	0.86
第1子出生時の妻の就業変化(基準:出産前後無職)			
非正規雇用-出産退職	1.01	1.01	1.05
正規雇用-出産退職	1.18 ***	1.14 ***	1.35 ***
育休取得で正規雇用継続	1.12 ***	1.03	1.48 ***
育休取得なしで正規雇用	1.02	0.97	1.23 *
育休取得なしで非正規雇用	0.94	0.91 *	1.07
世帯の属性			
夫の就業状況(基準:中小企業勤務)			
大企業・官公庁勤務	1.04 **	1.04 *	1.04
自営業・家業	1.04	1.06	1.00
無職・学生・パート等	0.87 ***	0.82 ***	1.05
妻の最終学歴(基準:高校)			
中学・中卒資格の専門学校	0.89 **	0.90 *	0.86
高卒資格の専門学校・短大・高専	1.12 ***	1.08 ***	1.34 ***
大学・大学院	1.11 ***	1.09 ***	1.25 ***
祖父母との同居(基準:別居)			
同居	1.05 **	1.05 *	1.04
第1子の属性ならびに出生状況			
性別(基準:男)			
女	0.98	0.97	1.01
早産による低体重児(基準:該当なし)			
該当あり	0.72 ***	0.69 ***	0.83 *
婚前妊娠の有無(基準:なし)			
あり	1.05 *	1.09 ***	0.88 **
出生月(基準:1月生まれ)			
7月生まれ	1.04 **	1.03 *	1.04



表2 (つづき)

説明変数	モデル1	モデル2	モデル3
	出生間隔 0-10年 exp(b)	出生間隔 0-4年 exp(b)	出生間隔 4-10年 exp(b)
人口学的要因			
第1子出生時の妻の年齢(歳)(基準:25-29歳)			
16-19	1.51 ***	1.38 ***	2.49 ***
20-24	1.11 ***	1.11 ***	1.08
30-34	0.72 ***	0.76 ***	0.59 ***
35-39	0.33 ***	0.42 ***	0.15 ***
40-44	0.06 ***	0.10 ***	-
居住地方(基準:関東)			
北海道	0.96	0.98	0.90
東北	1.03	1.04	1.02
北陸	1.10 **	1.11 **	1.08
中部	1.13 ***	1.15 ***	1.06
近畿	1.11 ***	1.13 ***	1.01
中国	1.12 ***	1.14 ***	1.04
四国	1.19 ***	1.17 **	1.29 **
九州・沖縄	1.24 ***	1.28 ***	1.06
居住地の市郡規模(基準:その他の市)			
大都市	0.91 ***	0.89 ***	0.98
郡部	1.12 ***	1.16 ***	0.91
地域子育て環境(市町村統計)			
Ln(産科施設数 対20-39歳女性人口千人)	1.00	1.00	1.00
Ln(小児科施設数 対20-39歳既婚女性人口千人)	1.00	0.99	1.02
Ln(0-3歳の待機児童数 対0-3歳人口千人)	1.00	1.00	0.99
定数	0.019 ***	0.020 ***	0.147 ***
Person-period数	129319	95057	33226
サンプル数	17954	17954	6387
イベント数	12602	10135	2467
カイ2乗値	5245.653	4249.97	1415.63
自由度	48	46	45

\*: p<.10, \*\*: p<.05, \*\*\*: p<.01

妻の育児不安や育児負担感は、いずれもこれが強い場合に第2子出生が生じにくい傾向が認められる。育児不安が大きいほど、また、育児負担感が大きいほど第2子出生が起きにくい。しかし、この影響も出生間隔が4年目以降となると弱まり、一意な傾向は認められない。

第1子出生前後における妻の就業変化が、第2子出生に与える影響についてみると、出産前後に無職であった妻に比べて、出産により正規雇用を退職した女性ならびに育児休業制度を利用して正規雇用を継続した女性において、第2子出生が起きやすい傾向が認められる。育児休業制度を利用して正規雇用を継続した女性は、出産により正規雇用を退職した女性に次いで高い第2子出生確率を示している。このことは、育児休業制度の利用が、第2子へのスムーズな移行を促す効果をもつことを示唆している。なお、育児休業制度を利用して就業を継続した妻は、他の就業変化を経験した女性よりも、出生間隔が4年目以降において、第2子を出産する確率が高いことが示されている。

世帯の属性についてみると、夫の就業状況が、大企業雇用や官公庁勤務である場合、中小企業雇用である場合よりも、わずかに第2子出生が起きやすい傾向が認められる。一方で、夫が無職・学生や非正規雇用などの不安定な雇用状況にある場合は、第2子出生が起きない傾向が強く認められる。しかし、ここで測定している夫の就業状況は第1回調査時のものであることもあり、出生間隔が4年目以降においては、夫の就業状況による第2子出生確率の差異は消失している。妻の学歴については、中学卒や高校卒の妻に比べて、短大や大学に進学した妻において第2子の出生確率が高い傾向にある。これらの高学歴女性における第2子出生は、特に出生間隔が4年目以降において顕著に高い傾向がある。また、祖父母との同居も、第2子出生を促す傾向がある。

その他の共変量の影響について概略を述べると、第1子が早産による低体重児である場合や、居住地域が関東地方や大都市部である場合に、第2子出生が生起しにくい傾向が認められる。一方で、第1子が婚前妊娠による出生である場合や、7月出生児、九州・沖縄地方に居住の場合には、出生間隔が4年未満における出生が起きやすい傾向がある。また、第1子出生時の妻の年齢は、第2子出生の重要な規定要因であり、第1子出産年齢が若いほど第2子出生が起きやすい。

## (2) 第1子出産後における妻の就業状況と第2子出生要因

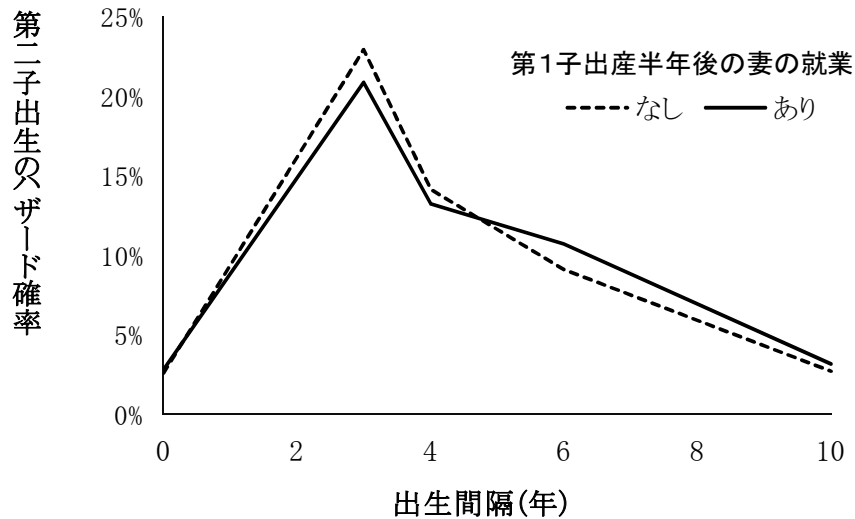
第1子出産直後に有業の妻と無業の妻では、第2子出生の要因が異なるものと思われる。表3では、第1子出産半年後において有業であった妻と無業であった妻にサンプルを分けて、第2子出生のハザード比を算出した。無業であった妻を対象としたハザード比をモデル4に、有業であった妻を対象としたハザード比をモデル5に示す。

はじめに、モデル4とモデル5から算出される第2子出生のハザード確率の推移を出生間隔別に示す(図2)。図2によると、第1子の出生半年後に無業である妻は、出生間隔が4年未満において第2子出生が生起しやすいのに対し、第1子の出生半年後に有業である妻は、出生間隔が4年目以降において第2子出生が生起しやすいという違いがみられる。

次に、モデル4とモデル5で顕著に異なる要因として、第1子3歳未満における保育利用<sup>28</sup>ならびに祖父母との同居が挙げられる。第1子出産半年後において妻が有業であった場合、第1子の保育利用がある場合および祖父母と同居している場合に、第2子出生が起きやすい。しかし、妻が無業であった場合には、保育の利用は第2子の出生と負の相関をもち、祖父母との同居には統計的に有意な関連が認められない。妻が有業である場合には、保育の利用や祖父母との同居による保育者の有無が、第2子の出生には重要な要因となっている。

<sup>28</sup> 第1子3歳未満における保育利用の定義については、表1を参照。

図2 第2子出生ハザード確率の推移：  
第1子出産半年後における妻の就業の有無別



注：1) 表3のモデル4・5に基づいて作成。

2) 共変量はすべて基準カテゴリーの値。ただし、第1子出産半年後の妻の就業状況については、妻就業なし（モデル4）においては「無職」、妻就業あり（モデル5）においては「正規雇用」の値を使用。

また、第1子出生後の妻の就業選択によって、妻の育児不安・育児負担感の影響についても差がみられる。育児不安や育児負担感が強いほど第2子が生まれにくいという傾向は、第1子出産半年後において妻が無業である場合（モデル4）においてより顕著に認められる（第一部第4章の図4-4参照）。有業の妻を対象としたモデル5と比べると、育児不安や育児負担感のハザード比については、モデル5よりもモデル4におけるハザード比の方が統計的に有意な値が多く、基準カテゴリーのハザード確率と比べて明瞭な差を示すものが多い。したがって、妻の育児に対する不安や負担感は、妻が家庭で保育を行う場合に、第2子の出生に与える影響が大きいといえる。

夫の家事・育児参加については、育児頻度得点の効果に若干の差がみられる。第1子出産半年後に妻が無業であった場合には、夫の育児頻度得点が4点未満において第2子出生のハザード比が大きく下がる（モデル4）。一方、妻が有業であった場合には、夫の育児頻度得点が9点未満であっても、第2子出生のハザード比が有意に低下している（モデル5）。したがって、第1子出生後に妻が有業である場合には、妻が無業である場合に比べて、第2子の出生には夫の育児参加がより多く必要であるといえる。

表3 第2子出生のハザード比：第1子出産半年後における妻の就業の有無別

説明変数	モデル4	モデル5
	第1子出産半年後 妻就業なし exp(b)	妻就業あり exp(b)
出生間隔スプライン(基点:0年目)		
0-3	2.09 ***	1.95 ***
3-4	0.62 ***	0.63 ***
4-6	0.80 ***	0.90 **
6-10	0.74 ***	0.74 ***
夫の家事・育児参加		
夫の育児頻度得点(基準:10-14点)		
0-4	0.77 ***	0.82
5-9	0.96 *	0.87 ***
15-18	0.96	0.97
夫の家事頻度得点(基準:5-9点)		
0-4	1.02	0.95
10-18	0.97	0.91 **
妻の育児不安・育児負担感		
子育ての不安や悩み(基準:少しある)		
すごくある	0.84 ***	0.90
ほとんどない	1.09 ***	1.07 *
育児負担感得点(基準:0点)		
1-2	0.96	0.97
3-4	0.89 ***	0.95
5-8	0.77 ***	0.77 **
妻の就業と保育所の利用		
妻の就業状況(基準:正規雇用)		
無職	1.40 ***	1.50 ***
自営業・家業	1.20 *	0.98
非正規雇用	0.92	0.83 ***
第1子3歳未満における保育利用(基準:利用なし)		
利用あり	0.92 **	1.15 ***
世帯の属性		
夫の職業(基準:中小企業勤務)		
大企業・官公庁勤務	1.01	1.04
自営業・家業	1.02	0.98
無職・学生・パート等	0.86 **	0.86
妻の最終学歴(基準:高校)		
中学・中卒資格の専門学校	0.85 ***	0.94
高卒資格の専門学校・短大・高専	1.12 ***	1.17 ***
大学・大学院	1.11 ***	1.16 ***
祖父母との同居(基準:同居なし)		
同居	1.05	1.13 ***

表3 (つづき)

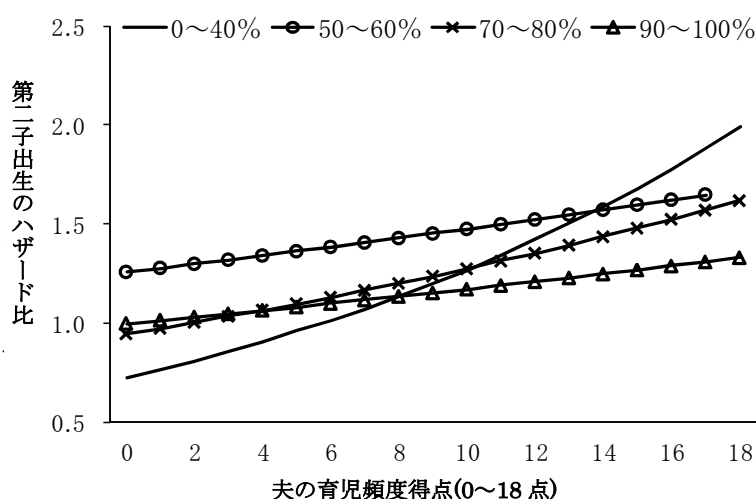
説明変数	モデル4	モデル5
	第1子出産半年後 妻就業なし exp(b)	第1子出産半年後 妻就業あり exp(b)
第1子の属性ならびに出生状況		
性別(基準:男)		
女	1.00	0.91 ***
早産による低体重児(基準:該当なし)		
該当あり	0.68 ***	0.84
婚前妊娠の有無(基準:なし)		
あり	1.09 ***	1.10 **
出生月(基準:1月生まれ)		
7月生まれ	1.03	1.05
人口学的要因		
第1子出生時の妻の年齢(歳)(基準:25-29歳)		
16-19	1.47 ***	1.21
20-24	1.14 ***	1.06
30-34	0.71 ***	0.73 ***
35-39	0.31 ***	0.34 ***
40-44	0.05 ***	0.09 ***
居住地方(基準:関東)		
北海道	0.99	0.88
東北	1.14 ***	0.91
北陸	1.09 *	1.17 **
中部	1.13 ***	1.07
近畿	1.11 ***	1.04
中国	1.15 ***	1.08
四国	1.22 ***	1.12
九州・沖縄	1.28 ***	1.21 ***
居住地の市郡規模(基準:その他の市)		
大都市	0.94 *	0.80 ***
郡部	1.12 ***	1.18 ***
地域子育て環境(市町村統計)		
Ln(産科施設数 対20-39歳女性人口千人)	1.00	1.01
Ln(小児科施設数 対20-39歳既婚女性人口千人)	1.01	0.96 **
Ln(0-3歳の待機児童数 対0-3歳人口千人)	1.00	1.00
定数	0.018 ***	0.028 ***
Person-period数	96643	31961
サンプル数	13570	4379
イベント数	9457	3093
カイ2乗値	4142.54	1307.12
自由度	47	47

\*: p<.10, \*\*: p<.05, \*\*\*: p<.01

### (3) 世帯における経済状況と夫の家事・育児参加の影響

夫の家事・育児参加が、第2子出生を促す方向に作用するのはどのような場合であろうか。ここでは、夫妻の収入状況との関連から、夫の家事・育児参加と第2子出生との関係について分析を行う。具体的には、第1回調査時に得られた世帯収入の水準や世帯収入に占める夫の収入割合<sup>29</sup>によって、夫の家事・育児参加が第2子出生に与える影響がどのように異なるのかについて、離散時間 complementary log-log モデルによる分析を行った。第1回調査では、調査前年における年収を尋ねているので、ここでは第1子が生まれる前年における世帯収入の水準や夫妻の収入比率の効果を検証する。なお、新たに加えた世帯の収入水準や世帯収入に占める夫の収入割合以外の共変量については、モデル1とほぼ同様の結果が得られたことから、ここでは主要な分析結果のみを示すこととし、モデルの推定値については付表2に示した。

図3 夫の育児頻度と第2子出生のハザード比：世帯収入に対する夫の収入割合別



注：1) 付表2のモデル7に基づいて作成。

2) 夫の収入割合については、7カテゴリーのうち代表的な4カテゴリーのみ表示。

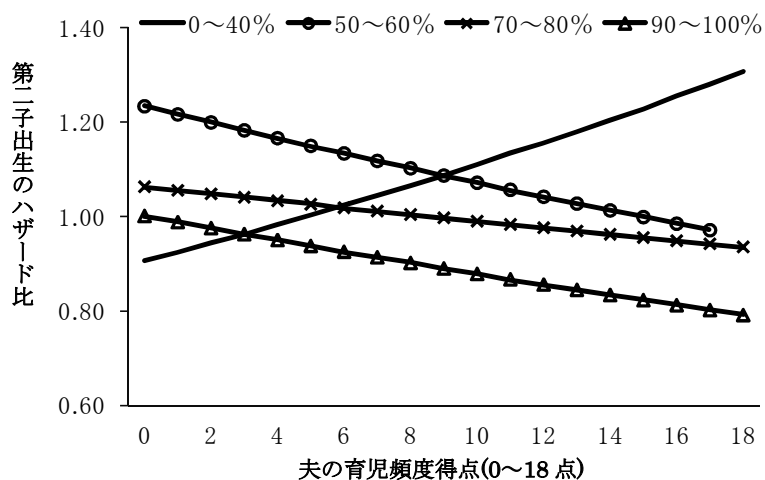
図3では、夫の育児頻度得点と第2子出生ハザード確率との関係を第1回調査で得られた世帯収入に対する夫の収入割合別に表したものである。夫の収入割合別の各グループでは、夫の育児頻度得点が高いほど第2子出生が起きやすくなることが示されている。特に、夫の収入による割合が40%未満のグループにおいて、夫の育児参加と第2子出生との間に強い正の関連がみられる。世帯収入に対する夫の貢献が、妻と同程度かそれよりも低い場合においては、夫の育児参加が、第2子の出生に対して、特に重要な要因となっている。

<sup>29</sup> 世帯収入、夫の収入割合の定義については、表1を参照。

なお、世帯収入の水準そのものについては、第2子出生との間に、統計的に有意な関係がみられなかった（付表2参照）。

図4では、夫の家事頻度得点と第2子出生ハザード確率との関係を第1回調査で得られた世帯収入に対する夫の収入割合別に表したものである。夫の収入割合が40%以上のグループにおいて、夫の家事頻度得点が高いほど第2子出生が生起しにくい傾向が示されている。しかし、世帯収入に対する夫の収入割合が40%未満のグループでは、夫の家事頻度得点が第2子の出生を促す方向に作用しており、他のグループとは異なる傾向が認められる。このことは夫の育児頻度得点と同様に、世帯収入に対する夫の貢献が妻と同程度かそれよりも低い場合においては、夫の家事参加が第2子の出生を促す効果をもつことを意味する。

図4 夫の家事頻度と第2子出生のハザード比：世帯収入に対する夫の収入割合別



注：1) 付表2のモデル8に基づいて作成。

2) 夫の収入割合については、7カテゴリーのうち代表的な4カテゴリーのみ表示。

図3、図4の結果ともに、夫の家事・育児参加が第2子出生に与える影響は、夫妻の収入比率、すなわち夫妻間における経済的な役割の分担比率によって異なることが見出された。つまり、世帯における経済的な役割分担がより平等か、妻の方が優位である場合においては、夫の育児参加のみならず家事参加も第2子を促す要因となりうる。ただし、今回の分析データにおいては、世帯収入に対する夫の収入割合が40%未満のグループは、分析サンプルのうち、わずか3%程度であることに留意されたい。

#### 参考文献

国立社会保障・人口問題研究所（2012）『日本の将来推計人口（平成24年1月推計）』。

付表1 使用変数の記述統計

	N	%		N	%
夫の育児頻度得点			祖父母との同居		
0-4	3,857	3.0	なし	105,592	81.7
5-9	33,417	25.8	あり	23,727	18.4
10-14	81,642	63.1	合計	129,319	100.0
15-18	10,403	8.0	第1子の性別		
合計	129,319	100.0	男	65,555	50.7
夫の家事頻度得点			女	63,764	49.3
0-4	36,880	28.5	合計	129,319	100.0
5-9	58,362	45.1	第1子早産による低体重児		
10-18	34,077	26.4	該当なし	125,414	97.0
合計	129,319	100.0	該当あり	3,905	3.0
子育ての不安や悩み			合計	129,319	100.0
すごくある	9,527	7.4	第1子婚前妊娠か否か		
少しある	77,493	59.9	なし	102,359	79.2
ほとんどない	42,299	32.7	あり	26,960	20.9
合計	129,319	100.0	合計	129,319	100.0
育児負担感得点			第1子の出生月		
0	24,706	19.1	1月	65,967	51.0
1-2	66,610	51.5	7月	63,352	49.0
3-4	33,001	25.5	合計	129,319	100.0
5-8	5,002	3.9	第1子出生時の妻の年齢(歳)		
合計	129,319	100.0	16-19	1,283	1.0
第1子出生時の母親の就業変化			20-24	16,980	13.1
出産前後無業	32,715	25.3	25-29	56,954	44.0
非正規出産退職	28,947	22.4	30-34	39,647	30.7
正規出産退職	35,570	27.5	35-39	12,353	9.6
育休取得で正規継続	20,233	15.7	40-44	2,102	1.6
育休不取得で正規継続	3,530	2.7	合計	129,319	100.0
育休不取得で非正規継続	8,324	6.4	居住地方		
合計	129,319	100.0	北海道	5,226	4.0
妻の就業形態			東北	9,037	7.0
無職	83,867	64.9	関東	46,040	35.6
自営業・家業	6,438	5.0	北陸	5,685	4.4
正規雇用	22,806	17.6	中部	19,105	14.8
非正規雇用	15,493	12.0	近畿	21,372	16.5
不詳	715	0.6	中国	7,100	5.5
合計	129,319	100.0	四国	3,232	2.5
第1子3歳未満における保育利用			九州・沖縄	12,522	9.7
なし	104,583	80.9	合計	129,319	100.0
あり	24,736	19.1	居住地の市郡規模		
合計	129,319	100.0	大都市	32,653	25.3
夫の就業			その他の市	77,366	59.8
中小企業勤務	63,987	49.5	郡部	19,300	14.9
大企業・官公庁勤務	48,529	37.5	合計	129,319	100.0
自営業・家業	12,509	9.7	世帯収入に対する夫の収入割合(%)		
無職・学生・パート	4,294	3.3	0-40	3,843	3.2
合計	129,319	100.0	40-50	5,899	4.9
妻の最終学歴			50-60	21,226	17.5
中学・中卒資格の専門学校	5,276	4.1	60-70	17,601	14.5
高校卒	45,913	35.5	70-80	13,200	10.9
高卒資格の専門学校・短大・高専	56,205	43.5	80-90	15,093	12.5
大学・大学院	21,925	17.0	90-100	44,401	36.6
合計	129,319	100.0	合計	121,263	100.0

	N	平均
産科施設数(20-39歳女性人口千人当たり)	129,319	0.054
小児科施設数(20-39歳既婚女性人口千人当たり)	129,319	2.612
0-3歳の待機児童数(0-3歳人口千人当たり)	129,319	4.837
第1回調査時の世帯収入	121,263	606.7



付表2 第2子出生のハザード比：世帯収入・夫妻の収入比率と夫の家事・育児参加

説明変数	モデル6	モデル7	モデル8
	exp(b)	exp(b)	exp(b)
出生間隔スプライン(基点:0年目)			
0-3	2.09 ***	2.09 ***	2.09 ***
3-4	0.61 ***	0.61 ***	0.61 ***
4-6	0.83 ***	0.83 ***	0.83 ***
6-10	0.74 ***	0.74 ***	0.74 ***
夫の家事・育児参加			
夫の育児頻度得点(0~18点)	1.02 ***	1.02 ***	1.02 ***
夫の家事頻度得点(0~18点)	0.99 ***	0.99 ***	0.99 ***
夫婦の収入状況			
世帯収入			
ln(世帯収入)	1.01	1.01	1.01
世帯収入に対する夫の収入割合(基準:90~100%)			
0~40%	1.13 **	0.73	0.91
40~50%	1.33 ***	1.24	1.28 ***
50~60%	1.24 ***	1.24 **	1.25 ***
60~70%	1.15 ***	1.19	1.11 *
70~80%	1.10 ***	0.95	1.06
80~90%	1.06 **	1.14	1.03
交互作用項:			
世帯収入に対する夫の収入割合(基準:90~100%)		夫の育児頻度得	
0~40%	-	1.04 **	-
40~50%	-	1.01	-
50~60%	-	1.00	-
60~70%	-	1.00	-
70~80%	-	1.01	-
80~90%	-	0.99	-
世帯収入に対する夫の収入割合(基準:90~100%)			夫の家事頻度得
0~40%	-	-	1.03 **
40~50%	-	-	1.01
50~60%	-	-	1.00
60~70%	-	-	1.01
70~80%	-	-	1.01
80~90%	-	-	1.00
妻の育児不安・育児負担感			
子育ての不安や悩み			
すごくある	0.86 ***	0.86 ***	0.86 ***
ほとんどない	1.08 ***	1.08 ***	1.08 ***
育児負担感得点(基準:0点)			
1-2	0.97	0.97	0.97
3-4	0.91 ***	0.91 ***	0.91 ***
5-8	0.78 ***	0.78 ***	0.78 ***
妻の就業と保育所の利用			
妻の就業状況(基準:正規雇用)			
無職	1.31 ***	1.31 ***	1.31 ***
自営業・家業	1.06	1.06	1.06
非正規雇用	0.81 ***	0.81 ***	0.81 ***
第1子3歳未満における保育利用(基準:利用なし)			
利用あり	1.02	1.02	1.02

付表2 (つづき)

説明変数	モデル6	モデル7	モデル8
	exp(b)	exp(b)	exp(b)
<b>世帯の属性</b>			
夫の就業			
大企業・官公庁勤務	1.03 *	1.03	1.04 *
自営業・家業	1.03	1.03	1.03
無職・学生・パート等	0.88 **	0.88 **	0.88 **
妻の最終学歴(基準:高校)			
中学・中卒資格の専門学校	0.87 ***	0.87 ***	0.87 **
高卒資格の専門学校・短大・高専	1.14 ***	1.14 ***	1.14 ***
大学・大学院	1.15 ***	1.15 ***	1.15 ***
祖父母との同居(基準:同居なし)			
同居あり	1.07 **	1.07 ***	1.07 ***
<b>第1子の属性ならびに出生状況</b>			
性別(基準:男)			
女	0.99	0.99	0.99
早産による低体重児(基準:該当なし)			
該当あり	0.71 ***	0.71 ***	0.71 ***
婚前妊娠の有無(基準:なし)			
あり	1.07 ***	1.07 ***	1.07 **
出生月(基準:1月生まれ)			
7月生まれ	1.03	1.03	1.03
<b>人口学的要因</b>			
第1子出産時の妻の年齢(歳)(基準:25-29歳)			
16-19	1.40 ***	1.41 ***	1.40 ***
20-24	1.12 ***	1.12 ***	1.12 ***
30-34	0.72 ***	0.72 ***	0.72 ***
35-39	0.33 ***	0.33 ***	0.33 ***
40-44	0.05 ***	0.05 ***	0.05 ***
居住地(基準:関東)			
北海道	0.96	0.96	0.96
東北	1.06	1.06	1.06
北陸	1.15 ***	1.15 ***	1.15 ***
中部	1.11 ***	1.11 ***	1.11 ***
近畿	1.10 ***	1.10 ***	1.10 ***
中国	1.14 ***	1.14 ***	1.14 ***
四国	1.24 ***	1.25 ***	1.24 ***
九州・沖縄	1.26 ***	1.26 ***	1.26 ***
居住地の市郡規模(基準:その他の市)			
大都市	0.91 ***	0.92 ***	0.91 ***
郡部	1.13 ***	1.13 ***	1.13 ***
<b>地域子育て環境(市町村統計)</b>			
Ln(産科施設数 対20-39歳女性人口千人)	1.00	1.00	1.00
Ln(小児科施設数 対20-39歳既婚女性人口千人)	1.00	1.00	1.00
Ln(0-3歳の待機児童数 対0-3歳人口千人)	1.00	1.00	1.00
定数	0.014 ***	0.015 ***	0.015 ***
Person-period数	121263	121263	121263
サンプル数	16831	16831	16831
イベント数	11774	11774	11774
カイ2乗値	5150.739	5155.995	5157.963
自由度	51	57	57

\*: p&lt;.10, \*\*: p&lt;.05, \*\*\*: p&lt;.01

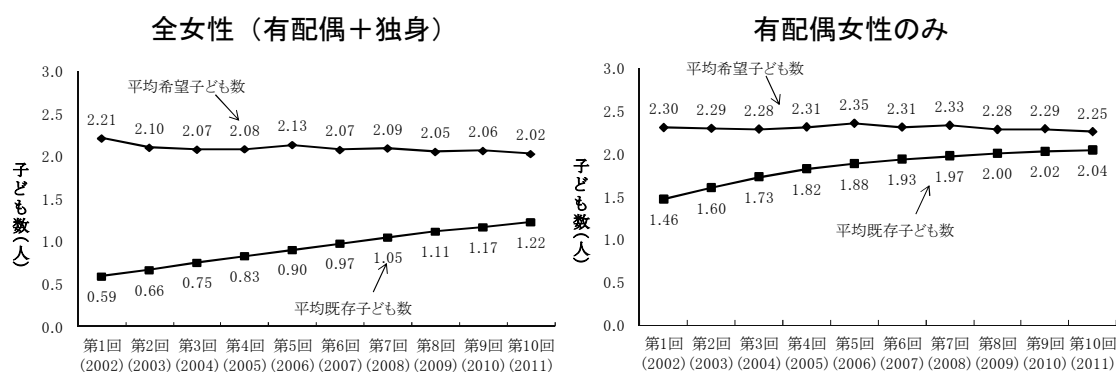
## 第5章 希望子ども数の実現要因

### 1. 分析の目的

わが国では近年、合計特殊出生率が1.4を下回る状況が続いているが、人々の子どもを持つ意欲は必ずしも低くないことがわかっている。2010年に国立社会保障・人口問題研究所が行った『出生動向基本調査』によれば、夫婦・独身者ともに理想・希望子ども数は2人を超えている（国立社会保障・人口問題研究所 2012a、2012b）。しかし、現実の出生率は平均希望子ども数等で把握できる意欲より低い水準にとどまっている。子どもを希望していても、何らかの事情によって出産の取りやめや先送りをする人々が多いためにこうした状況が生じていると考えられ、それらが何に起因しているのかを探ることは、少子化の要因解明において重要な課題である。子どもを持ちたいと願う人々が、希望するときに、希望する数の子どもを持てるよう支援を行うことが肝要であり、希望子ども数の実現に影響する要因を把握することは、有効な少子化対策を立案・推進していくうえで重要である。

図1では、「21世紀成年者縦断調査」を用いて、第1回調査から第10回までの各回調査における希望子ども数ならびに既存子ども数の平均の推移を示した。第1回調査時に20～34歳の女性全体では、希望子ども数の平均は2.1人付近で一定している。既存子ども数の平均は、調査期間中に起きた出生により、第1回調査の0.6人から第10回調査の1.2人へと上昇しているが、第10回調査の時点で希望と既存との間には0.8人の差がある。しかし、これは対象者に独身の女性も含むためである。対象者を第1回調査から第10回調査まで継続して有配偶である女性に限定すると、各回における平均希望子ども数は2.3人に上昇し、平均既存子ども数は、1.5人（第1回調査時）から2人（第10回調査時）まで上昇する。第10回調査時点における、希望と既存の平均子ども数の差は0.2人とかなり縮小する傾向にある。

図1 希望子ども数と既存子ども数の推移



注：「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査から第10回調査を用いて作成。

個人が結婚当初に希望していた子ども数を実現したか否かについては、結婚時から同じ

個人を追跡して、その後の出生行動を継続的に調べなければ分からない。本章では、「21世紀成年者縦断調査」の夫婦を対象として、①結婚当初の妻の希望子ども数ほどの程度実現されるのか、②結婚当初の妻の希望子ども数の実現確率はどのような要因に左右されているのかといった点について詳細な分析を行う。

## 2. データと分析手法

### (1) データ

分析には、「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査から第10回調査までの個票データを使用した。

各回調査では、「すでにいる子どもを含めて全部で何人の子どもが欲しいか」について、夫妻の双方に尋ねている。分析では、この項目に対する妻の回答を「希望子ども数」と定義した<sup>30</sup>。第1回調査から有配偶である女性については、第1回調査で得た希望子ども数を、調査途中で結婚した女性については、結婚してから最初に回答した調査で得た希望子ども数をそれぞれ「結婚当初の希望子ども数」とした。ここでは、この結婚当初の希望子ども数が、調査開始以降の出生によってどの程度実現されるのか、また実現の有無を左右する要因はなにかについて分析する。ただし、実際に希望子ども数を実現できるのは、双子などの多胎出生を除けば、希望子ども数まであと1人というところまで子どもを産んだ夫婦のみであることから、今回の分析では、希望子ども数より既存子ども数が1人少ない状態にある夫婦を対象を限定して分析を行った<sup>31</sup>。

### (2) 分析対象

分析対象となる者の内訳とサンプル数を示す。はじめに、第1回調査時に夫婦ペアであ

---

<sup>30</sup> 希望子ども数の尋ね方は、調査回によって若干異なる。第1、4、5、7、9、10回調査では、「子どもが(もう1人)欲しいと思いますか。」という問いに、「絶対欲しい」、「欲しい」、「どちらとも言えない」、「あまり欲しくない」と回答した者に対して、希望子ども数を尋ねているが、「絶対欲しくない」と回答した者には尋ねていない。一方で、第2、3、6、8回調査には、前問がなく、すべての回答者に対して、希望子ども数を尋ねている。前者の回答方式については、前問に「絶対欲しくない」と回答した場合には、既存の子ども数を代入して希望子ども数を算出した。また、希望子ども数が不詳の場合は、一定のルールを設けて前後の回から補完した。

<sup>31</sup> 希望子ども数の実現まであと1人となった夫婦のみを分析対象とするのは、以下の理由による。例えば、希望子ども数が3人であった場合、既存子ども数が1人の夫婦の属性は、第2子を生むか否かの確率には直接的に関連するが、必ずしも第3子を生むか否かの確率と関連するわけではない。一方で、第2子の出生を促す要因と第3子の出生を促す要因には、共通のものも多くあるものと思われる。例えば、このような要因として結婚年齢などが挙げられる。希望子ども数が3人だが第2子出生にまで達していないサンプルを、希望子ども数3人を達成するか否かの分析に含める場合を仮定する。このサンプルの第2子出生後に観察打ち切り(右センサリング)が生じると、第2子出生を促す属性(例えば、結婚年齢。本来ならば第3子出生にも同じような影響を与える)は、モデルの上では第3子出生にまでは至らない要因として推定されることになるので、結果の解釈に支障を来す。以上の理由により、ここでは希望子ども数より既存子ども数が1人少ない夫婦を対象に分析を行う。

るサンプル（20～34歳）で、初回調査より連続して3回以上回答している者を選択した。次に、第1回調査時には独身だが、調査期間中に結婚して夫婦ペアとなったサンプルで、連続して3回以上回答している者を選択した<sup>32</sup>。両者を合わせたサンプルのうち、既存子ども数が結婚当初の希望子ども数より1人少ない状態にあるサンプルを選択した。さらに、この中から分析で使用するすべての変数に有効な回答を得ている者に限定したところ、2,252組の夫婦が分析の対象となった<sup>33</sup>。このうち、観察期間中に希望子ども数を実現したのは、839組であった<sup>34</sup>。

なお、変数の選択にあたっては、夫妻の収入等を用いることも検討したが、分析サンプルが少なく、安定した推定が行えない可能性があったため、ここでは用いていない。また、妻の就業形態についても、就業希望の有無によって無職を分けることも検討したが、配偶者票では就業希望の有無についての項目がないことから分けずにそのまま用いた。

### （3）分析手法と推計モデル

分析では、上記の分析対象者について、希望子ども数を実現されるか、調査から脱落するか、夫妻が離死別となるか、希望子ども数を実現されないまま第10回調査を向かえる時点までの人-期間別データ（person-period data）を作成した。このデータを用いて、離散時間ハザードモデルの一種である離散時間ロジットモデル（discrete-time logit model）による多変量解析を行い、希望子ども数の実現に関する要因分析を行った。分析手法の詳細については、「VI 分析方法の解説」を参照されたい。

本章における分析では、ハザード確率のベースラインとなる時間変数には5年区切りの結婚期間を用いた。分析モデルでは、妻の前回出産年齢、希望子ども数聴取時の既存子ども数、妻の学歴、妻の就業形態、妻の育児休業制度利用雰囲気、親との同別居、夫妻の希望子ども数の差、既存の子どもの性別組み合わせ、そして未就学の末子の平日日中の保育者を共変量として用いた。各回調査において得ている各共変量については、当該調査回で得た値を用いて、当該回から翌年の調査回までの間に観察される希望子ども数の実現ハザード確率に与える影響について推定した。また、これらの共変量のうち、妻の就業形態、妻の育児休業制度利用雰囲気、親との同別居については、当該調査時点が希望子ども数の

<sup>32</sup> 1回しか回答していない者については、希望子ども数が翌年までに実現されたのかを観察することができない。2回しか回答していない者については、1回目の調査で希望子ども数を得た時点で回答者が妊娠している可能性がある。その場合、回答者の希望子ども数は、すでに予見されている出産によって決定されているので、生まれてくる子が希望子ども数の実現と関わる場合、実現要因の推定値を過大に推定することとなる。これらの問題を避けるため、連続して3回以上回答している者を選択した。

<sup>33</sup> 分析で使用した変数の欠損値については、前後の回から類推できるものについてのみ補完を行った。

<sup>34</sup> 今回の分析が、通常のパリティ（既往出生児数）別出生分析と異なるのは、分母となるリスク人口についてである。通常のパリティ別出生分析では、分析対象となるパリティにいるすべての女性がリスク人口に含まれる。一方、今回の分析では、対象者の女性が分析対象となるパリティにおり、かつ次に生む子どもが、希望する数の子どもである場合にリスク人口に含まれる。

実現にあたる出生の妊娠判明時（出生年月の7か月前の時点と仮定）よりも後となる場合については、前回調査時の値を用いた<sup>35</sup>。各共変量と希望子ども数実現のハザード確率との関連は、希望子ども数によって異なることが予測されるため、各モデルでは、サンプルを希望子ども数別に分けて行い、各希望子ども数の実現要因を示すこととする。分析に用いた共変量とその定義については表1に、使用変数の記述統計については付表1に示す。

表1 分析に用いた共変量の定義

変数名	定義
結婚期間	結婚してからの年数をもとに以下の4カテゴリーを作成。 「1 0-4年」、「2 5-9年」、「3 10-14年」、「4 15年以上」
希望子ども数	各回調査で得ている妻の希望子ども数をもとに、1から3人以上までの3カテゴリーを作成。
妻の前回出産年齢	末子出産時の妻の年齢(歳)をもとに、以下の4カテゴリーを作成。 「1 15-24歳」、「2 25-29歳」、「3 30-34歳」、「4 35歳以上」 ※希望子ども数が1人のモデルでは、結婚年齢によって代替。
希望子ども数聴取時の既存子ども数	希望子ども数を聴取時の既存子ども数をもとに、0から3人以上までの4カテゴリーを作成。
妻の学歴	各回調査で得ている対象者の「最後に卒業(または中退)した、あるいは在学中の学校」についての設問から、対象者が最後に通った学校をもとに、以下の4カテゴリーを作成。 「1 中学校・高校」、「2 短大・高専・専門学校」、「3 大学・大学院」 ※学歴が「その他」のケースは分析より除外した。
妻の就業形態	各回調査で得ている対象者の就業および就学についての設問より、以下の4カテゴリーを作成。 「1 無職」、「2 役員・自営業・家族従業・内職」、「3 正規雇用」、「4 非正規雇用*」 *パート、アルバイト、派遣・契約社員、嘱託、その他を非正規雇用と定義した。 ※希望子ども数の実現にかかる出生が生じた場合については、該当する子の出生年月から7か月前の時点妊娠判明時点として、それが前回調査よりも後であれば前回調査の値を、前回調査よりも前であれば、前々回調査の値を使用した。
妻勤務先における育児休業制度の利用雰囲気	各回調査で得ている就業状況ならびに現在の勤め先での育児休業制度の利用可能性の有無と利用に当たっての雰囲気についての回答から以下の5カテゴリーを作成。 「1 育児制度あり・利用しやすい」、「2 育児制度あり・利用しにくい/どちらともいえない」、「3 育児制度なし」、「4 育児制度の有無わからない」、「5 無職」 ※希望子ども数の実現にかかる出生が生じた場合については、該当する子の出生年月から7か月前の時点妊娠判明時点として、それが前回調査よりも後であれば前回調査の値を、前回調査よりも前であれば、前々回調査の値を使用した。
親との同別居	各回調査で得ている夫妻の父母との同別居についての設問から、以下の2カテゴリーを作成。 「1 親と同居」、「2 親と別居」 ※「親と別居」には死別も含む。
夫妻の希望子ども数の差	各回調査で得ている夫妻の結婚当初の希望子ども数の差をもとに、以下の3カテゴリーを作成。 「1 夫>妻」、「2 夫=妻」、「3 夫<妻」
既存の子どもの性別組み合わせ	すでにいる子どもの性別組み合わせより、以下の4カテゴリーを作成。 「1 男のみ」、「2 女のみ」、「3 男女」、「4 子どもなし」
未就学の末子の平日日中の保育者	各回調査において得ている未就学児の平日日中の保育者についての項目より以下の3カテゴリーを作成 「1 妻のみ」、「2 妻以外の保育者あり」、「3 未就学児なし」

注:各調査において得た値を使用して、当該調査から次の調査時点までにおける希望子ども数実現のハザード確率への影響を推計。

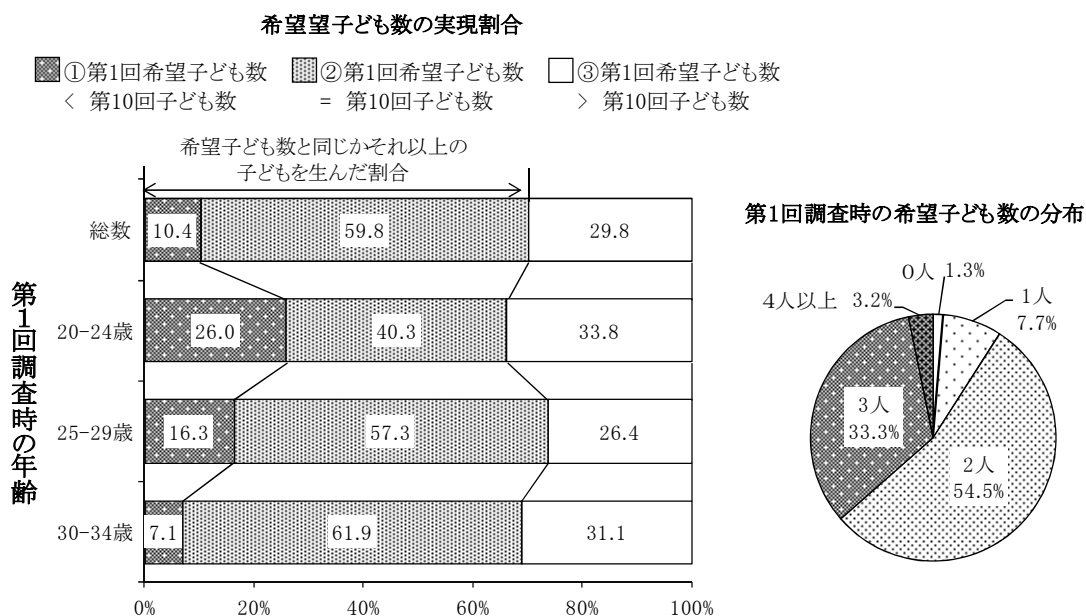
<sup>35</sup> 当該調査回の値だと、出産を予測してこれらの変数の値が、すでに変化した後のものである可能性があるためである。

### 3. 分析結果

#### (1) 希望子ども数の推移と実現割合

はじめに、個人の希望子ども数の実現割合について記述統計を用いて確認する。図2では、第1回調査から第10回調査まで同じ配偶者との結婚を継続した女性について、希望子ども数の実現割合を示している。この図では、同一個人の第1回調査時の希望子ども数と第10回調査時の既存子ども数との差をもとに、①希望を超えた子ども数を持ったグループ、②希望と同じ数の子どもを持ったグループ、③希望よりも少ない子ども数に留まったグループ、それぞれの構成割合を表している。その結果、どの年齢グループにおいても、7割程度の女性が希望子ども数と同じか、それ以上の子どもを生んでいることがわかる。また、第1回調査時に20歳代前半で有配偶であった女性では、希望より多くの子どもをもつ傾向がみられる。

図2 有配偶女性の希望子ども数の実現割合（第10回調査）



注：第1回調査から第10回調査まで同じ配偶者との結婚を継続した女性が対象。

国立社会保障・人口問題研究所が実施した「第14回出生動向基本調査」では、有配偶女性を対象に「今後持つおつもりのお子さんの数が、もし結果的に持てないことがあるとしたら、その原因は何である可能性が高いですか。」という項目について回答を得ている。その結果を要約したものが、表2である。この表によると、予定する数の子どもを持っていない可能性があるという回答した者の割合は、30歳未満で75%、35歳以上で80%を超えている。また、予定する子ども数を実現できないかもしれない理由については、回答者が30歳未満である場合には、「収入が不安定なこと」が最も多く、年齢が上がるにつれて、「年齢や健

康上の理由」を挙げる割合が増える。

表2 予定する子ども数を持たない可能性の有無ならびにその理由

回答者(妻) の年齢	実現できない 可能性がある回答者	実現できない理由 (選択率が高い理由)
30歳未満	74.8%	「収入が不安定なこと」(43.6%)
30～34歳	77.6%	「年齢や健康上の理由」(39.7%)
		「収入が不安定なこと」(27.6%)
35歳以上	82.8%	「年齢や健康上の理由」(65.3%)

資料：国立社会保障・人口問題研究所

「第14回出生動向基本調査－結婚と出産に関する全国調査：夫婦調査の結果概要」より作成

上記の結果を踏まえつつ、以下では、希望子ども数の実現にどのような要因が関わっているのかについて、多変量解析の手法を用いた詳細な分析を行う。

## (2) 希望子ども数の実現要因

はじめに、希望子ども数別にサンプルを分けないモデルによって、希望子ども数の実現要因について確認してみる。離散時間ロジットモデルによる希望子ども数の実現要因の分析結果を表3に示す。表3では、希望子ども数実現のハザード確率のオッズ比が表されている。モデル1-1では妻の就業形態を用い、モデル1-2では妻の勤務先における育児休業制度の利用雰囲気についての変数を用いている。両モデルにおける他の共変量の効果は、ほぼ同一であるので、以下にその解釈を統一的に示すこととする。

はじめに、希望子ども数別にみると、希望子ども数が2人の場合に実現確率が最も高く、希望子ども数が3人以上、1人の順で実現確率が低下する。希望子ども数聴取時の既存子ども数を見ると、これが2人である場合には、第3子以上の出生が生じにくい傾向が認められる。すでに2人子どもをもつ夫婦は、3人以上の子どもを希望していても、実現しない傾向がある。

妻の前回出産時の年齢や結婚期間は、希望子ども数の実現に強い関連をもつ。前回出産時の年齢が35歳以上であると、また結婚期間が長くなるほど希望子ども数の実現確率は低下する。このことは、予定子ども数が達成できない理由として、年齢や健康上の理由が多く上げられている事実とも一致する。

妻の学歴については、「中学校・高校」と比べて、「短大・高専・専門学校」の妻の方が希望子ども数を達成する確率が高い傾向があるが、「大学・大学院」との差はみられない。夫の学歴を共変量として用いることも検討したが、全く有意な関連がみられなかったため、分析より除外している。



妻の就業状態ならびに育児休業制度の利用雰囲気については、妻の就業状態が非正規雇用である場合に、正規雇用の女性よりも希望の実現確率が低い。また、注目すべき点として、正規雇用の妻と無職の妻とでは、希望子ども数の実現確率に有意な差が認められないことが挙げられる。妻の勤務先における育児休業制度の利用雰囲気については、育児休業制度があり、かつ利用しやすい雰囲気の職場に勤める妻は、無職の女性と同程度かそれより高い希望実現確率をもつ。一方で、勤務先に育児休業制度がない場合や、利用しやすい雰囲気がない場合、もしくは制度の有無自体がわからない場合には、希望子ども数の実現確率が低い傾向にある。したがって、希望子ども数の実現確率には、育児休業制度の有無のみならず、利用に当たっての雰囲気も重要な要件となっている。なお、夫の就業形態についても検討を行ったが、希望子ども数の実現に対して有意な関連がみられなかったため、モデルから除外している。

親との同居については、同居に比べて別居である場合に実現確率が低い傾向が認められる。しかし、後の希望子ども数別の分析では、この傾向は、希望子ども数が3人以上の場合にのみ認められる。

最後に、夫妻の希望子ども数の差についてみると、夫妻の希望子ども数が一致している場合と比べて、夫の希望子ども数が少ない場合には、希望子ども数の実現確率が半分程度にまで低下している。そのため、妻の希望子ども数の実現には、夫の意向も強く反映されている。

表3 希望子ども数実現のハザードオッズ比：すべての希望子ども数

説明変数	モデル1-1	モデル1-2
	exp(b)	exp(b)
希望子ども数(基準:2人)		
1	0.43 ***	0.45 ***
3+	0.76 **	0.75 **
希望子ども数聴取時の既存子ども数(基準:0)		
1	0.91	0.93
2	0.64 ***	0.66 **
3+	0.94	0.95
妻の前回出産年齢(基準:25-29歳)		
15-24	0.82	0.84
30-34	0.89	0.89
35+	0.55 ***	0.55 ***
結婚期間(基準:5-9年)		
0-4	1.21 **	1.21 **
10-14	0.36 ***	0.36 ***
15+	0.06 ***	0.06 ***
妻の学歴(基準:中学校・高校以下)		
短大・高専・専門学校	1.23 **	1.22 **
大学・大学院	1.15	1.12
妻の就業形態(基準:正規雇用)		
無職	0.96	-
役員・自営業・家族従業・内職	0.82	-
非正規雇用	0.78 **	-
妻の勤務先における育休制度の利用雰囲気 (基準:あり・利用しやすい)		
あり・利用しにくい/どちらともいえない	-	0.70 **
なし	-	0.69 ***
わからない	-	0.64 ***
無職	-	0.85 *
親との同別居(基準:同居)		
別居	0.85 **	0.85 **
夫妻の希望子ども数の差(基準:夫=妻)		
夫>妻	1.16	1.16
夫<妻	0.50 ***	0.50 ***
定数	0.20 ***	0.23 ***
Person-year数	9703	9703
サンプル数	2252	2252
イベント数	839	839
カイ2乗値	367.61	377.51
自由度	19	20

\* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

注：妻の前回出産年齢について、希望子ども数が1人の場合は、結婚年齢を使用。

### (3) 希望子ども数の実現要因：希望子ども数別モデル

次に、希望子ども数の実現要因を希望子ども数別にみることにする。離散時間ロジットモデルによる希望子ども数の実現確率の推定結果を表4と表5に示す。表4では妻の就業形態を、表5では妻の勤務先における育児休業制度の利用雰囲気を用いている。他の共変量については、両モデルとも同じものを用いており、推定されるオッズ比の値もほぼ同一である。そのため、前項と同じく、表4と表5で共通する共変量については、統一的に解釈を行う。

はじめに、希望子ども数が1人のモデル（モデル2-1、モデル3-1）についてみる。希望子ども数が1人と回答した女性は、サンプル数の8%弱（170人）であり、少数である。前出の国立社会保障・人口問題研究所の調査によれば、理想の子ども数が2人以上にもかかわらず、予定子ども数が1人の女性は、理想の子ども数を持たない理由として、「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」（44.0%）や「高年齢で生むのは嫌だから」（36.7%）、「欲しいけれどもできないから」（33.3%）が挙げられている。このことから、希望子ども数が1人である女性は、比較的年齢が高い、子どもへの支出に制約を感じている、もしくは不妊などの健康上の理由を抱えている可能性が示唆される。

しかし、本分析においては、サンプル数が少ないこともあり、統計的に有意な変数はそれほど多くない。結婚期間が5年以上である場合や、妻が就業しているものの勤務先における育児休業制度の有無がわからない場合あるいは妻が無職である場合は、育児休業制度が利用しやすい状況にある妻よりも、希望子ども数1人を実現する確率が低い（モデル3-1参照）。その他の要因については、妻の就業形態を含めて、統計的に有意な関連が認められない。

次に、希望子ども数が2人のモデル（モデル2-2、モデル3-2）について考察する。希望子ども数が2人と回答する女性は1,230人と最も多く、サンプル数の5割強を占めている。希望子ども数2人を実現する確率には、妻の前回出生年齢や結婚期間、出生間隔などの人口学的な属性が強く関わっている。妻の出産年齢が若いほど、あるいは結婚期間が早いほど実現確率が高い。また、末子が未就学児ではない場合にも、希望子ども数2人の実現確率が低い傾向にある。末子が就学年齢にあるということは、第1子からの出生間隔が少なくとも6年ほど開いていると考えられる。そのため、出生間隔の長期化が希望子ども数2人の実現確率が低いことと関連をもつものと思われる。

また、表4では、妻が非正規雇用である場合には、正規雇用に比べて、希望子ども数2人を実現する確率が低いことが示されている。しかし、それ以外の就業形態では、希望子ども数2人の実現確率について、正規雇用との間に有意な差がない。また、これを追認するように、表5では、勤務先に育児休業制度がない場合は、育児休業制度が利用しやすい状況である場合と比べて、実現確率が低い傾向が弱いながらも認められる。

表4 希望子ども数別実現のハザードオッズ比：妻の就業形態別

説明変数	モデル2-1	モデル2-2	モデル2-3
	1人 exp(b)	希望子ども数 2人 exp(b)	3人以上 exp(b)
希望子ども数聴取時の既存子ども数(基準:0)			
1	-	0.96	1.02
2	-	-	0.65 *
3+	-	-	0.93
妻の前回出産年齢(基準:25-29歳)			
15-24	0.94	0.81	1.27
30-34	0.61	0.81 **	1.02
35+	0.51	0.49 ***	0.49
結婚期間(基準:5-9年)			
0-4	1.99 **	1.12	0.71
10-14	-	0.53 ***	0.51 ***
15+	-	0.11 **	0.10 ***
妻の学歴(基準:中学校・高校)			
短大・高専・専門学校	1.61	1.17	1.35 *
大学・大学院	2.02 *	1.08	1.11
妻の就業形態(基準:正規雇用)			
無職	0.59	1.08	1.29
役員・自営業・家族従業・内職	-	0.92	0.88
非正規雇用	0.78	0.74 **	0.97
親との同別居(基準:同居)			
別居	0.82	1.02	0.69 **
夫妻の希望子ども数の差(基準:夫=妻)			
夫>妻	1.06	1.15	1.01
夫<妻	0.29	0.51 ***	0.50 ***
既存の子どもの性別組み合わせ(基準:男のみ)			
女(のみ)	-	1.09	1.09
男女	-	-	0.99
未就学末子の平日日中の保育者 (基準:妻以外の保育者あり)			
妻のみ	-	0.77 **	0.78
未就学児なし	-	0.32 ***	0.65
定数	0.07 ***	0.21 ***	0.14 ***
Person-year数	664	4544	4346
サンプル数	170	1230	846
イベント数	53	583	203
カイ2乗値	22.30	135.51	97.40
自由度	11	18	21

\* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

注：1) 妻の前回出産年齢について、希望子ども数が1人のモデルでは、結婚年齢を使用。

2) モデル2-1では、結婚期間が10年以上のサンプルならびに妻の就業形態が「役員・自営業・家族従業・内職」では希望子ども数の達成が観察されなかったため、モデルより除外している。

表5 希望子ども数別実現のハザードオッズ比：育児休業制度の利用雰囲気別

説明変数	モデル3-1	モデル3-2	モデル3-3
	1人 exp(b)	希望子ども数 2人 exp(b)	3人以上 exp(b)
希望子ども数聴取時の既存子ども数(基準:0)			
1	-	0.97	1.04
2	-	-	0.68
3+	-	-	0.98
妻の前回出産年齢(基準:25-29歳)			
15-24	1.11	0.81	1.29
30-34	0.61	0.81 **	1.00
35+	0.48	0.49 ***	0.47
結婚期間(基準:5-9年)			
0-4	2.02 **	1.13	0.71
10-14	-	0.54 ***	0.51 ***
15+	-	0.12 **	0.10 ***
妻の学歴(基準:中学校・高校)			
短大・高専・専門学校	1.58	1.17	1.33 *
大学・大学院	1.87	1.08	1.00
妻の勤務先における育休制度の利用雰囲気 (基準:あり・利用しやすい)			
あり・利用しにくい／どちらともいえない	0.83	0.82	0.40 ***
なし	0.67	0.74 *	0.58 **
わからない	0.25 **	0.87	0.62
無職	0.44 **	1.07	0.83
親との同別居(基準:同居)			
別居	0.85	1.02	0.69 **
夫妻の希望子ども数の差(基準:夫=妻)			
夫>妻	1.08	1.14	0.99
夫<妻	0.32	0.50 ***	0.49 ***
既存の子どもの性別組み合わせ(基準:男のみ)			
女のみ	-	1.09	1.09
男女	-	-	0.98
未就学末子の平日日中の保育者 (基準:妻以外の保育者あり)			
妻のみ	-	0.76 ***	0.80
未就学児なし	-	0.32 ***	0.66
定数	0.09 ***	0.21 ***	0.21 ***
Person-year数	669	4544	4346
サンプル数	170	1230	846
イベント数	53	583	203
カイ2乗値	27.56	136.29	103.01
自由度	13	19	22

\* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

注：1) 妻の前回出産年齢について、希望子ども数が1人のモデルでは、結婚年齢を使用。

2) モデル3-1では、結婚期間が10年以上のサンプルでは希望子ども数の達成が観察されなかったため、モデルより除外している。

希望子ども数2人のモデルでは、夫妻の希望子ども数の差も強い関連をもっている。夫妻の希望子ども数が同じである場合に比べて、夫の希望子ども数が1人以下である場合は、実現確率が低い傾向にある。

さらに、注目すべき点として、第1子の平日日中の保育者が妻のみである場合、妻以外の保育者がいる場合と比べて、第2子の実現確率が低い。

以上の希望子ども数が2人の女性の場合の分析結果からは、希望子ども数2人の達成には、出生開始年齢や出産間隔といった「タイミング」の問題が最終的な結果を左右すること、夫婦の子どもを持つ意思決定には夫の意向が重要であること、そして妻が育児において孤立しているような状況では第2子の出生が起きにくいことを示唆する。

最後に、希望子ども数が3人以上のモデル（モデル2-3、モデル3-3）についてみる。3人以上の子どもを希望する女性は、846人とサンプル数の4割弱にあたる。結婚期間が9年未満までに、希望子ども数の実現まであと1人という状況にないと、第3子以上の希望実現確率は低下する傾向が示されている。なお、これに関連し、前回出産年齢や既存の子どもの性別組み合わせについても検討したが、統計的に有意な関連はみられなかった。

さらに、第3子以上の希望を達成する女性は、親と同居しており、夫も妻と同数かそれ以上の数の子どもを希望しており、妻が就業している場合には勤め先で育児休業制度の利用がしやすい状況にあるという傾向がある。以上の希望子ども数が3人の女性の場合の分析結果からは、第3子以上の希望を実現するには、結婚からなるべく早くに子どもをもつこと等の人口学的なタイミング要因に加えて、夫婦の親や職場からのサポートが重要であることが示唆される。

希望子ども数2人の達成要因についての分析結果をまとめると、希望子ども数2人の達成には、「出産タイミング」の早期化という時間的視点、育児休業等の仕事と家庭の両立支援が重要であること、さらに夫の希望が一定程度影響力を持つことから男性の意識が重要であることがわかる。男性の意識については、『出生動向基本調査』によると、独身者の希望子ども数について、近年、女性が上昇傾向にある一方で男性は低下しているという意識の乖離傾向がみられることから（国立社会保障・人口問題研究所 2012b）、男性が子どもを持つことへの意識啓発等も重要になってくると考えられる。

## 参考文献

- 国立社会保障・人口問題研究所（2012a）『平成22年 第14回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）第I報告書：わが国夫婦の結婚過程と出生力』
- 国立社会保障・人口問題研究所（2012b）『平成22年 第14回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）第II報告書：わが国独身層の結婚観と家族観』

付表 1 使用変数の記述統計

	N	%		N	%
希望子ども数達成の有無			妻就業状態		
なし	8,864	91.4	無職	4,743	48.9
あり	839	8.7	役員・自営業・家族従業・内職	541	5.6
合計	9,703	100.0	正規雇用	1,750	18.0
希望子ども数			非正規雇用	2,669	27.5
1人	813	8.4	合計	9,703	100.0
2人	4,544	46.8	妻勤務先における育休制度の 利用雰囲気		
3人以上	4,346	44.8	育休制度あり・利用しやすい	1,191	12.3
合計	9,703	100.0	育休制度あり・利用しにくい/ どちらともいえない	990	10.2
希望子ども数聴取時の 既存子ども数			なし	1,657	17.1
0人	2,793	28.8	わからない	1,183	12.2
1人	3,683	38.0	無職	4,682	48.3
2人	3,016	31.1	合計	9,703	100.0
3人以上	211	2.2	親との同別居		
合計	9,703	100.0	別居	6,870	70.8
妻の前回出産年齢			同居	2,833	29.2
15-24歳	1,284	13.2	合計	9,703	100.0
25-29歳	4,668	48.1	夫妻の希望子ども数の差		
30-34歳	3,247	33.5	夫>妻	1,116	11.5
35+歳	504	5.2	夫=妻	5,935	61.2
合計	9,703	100.0	夫<妻	2,652	27.3
結婚期間			合計	9,703	100.0
0-4年	2,723	28.1	既存の子どもの性別組み合わせ		
5-9年	3,906	40.3	子どもなし	813	8.4
10-14年	2,405	24.8	男のみ	3,489	36.0
15年以上	669	6.9	女のみ	3,149	32.5
合計	9,703	100.0	男女	2,252	23.2
妻学歴			合計	9,703	100.0
中学・高校	4,197	43.3	未就学末子の平日日中の保育者		
短大・高専・専門学校	4,015	41.4	妻以外の保育者あり	3,312	34.1
大学・大学院	1,491	15.4	妻のみ	3,094	31.9
合計	9,703	100.0	未就学児なし	3,297	34.0
			合計	9,703	100.0

## V 参 考



## 本参考について

縦断調査は、同一の個人を追跡しているため、政策の導入により個人の行動がどのように変化したのかを捉えることに適した統計調査であるといえる。本参考では、「21世紀成年者縦断調査」を用いた政策効果検証の試みを示す。

ここで行った分析は、可能な限り客観的に政策効果の推計を試みたものであるが、その結果は種々の統計的仮定に基づいて得られたものであり、必ずしも確定的な数値ではない。したがって、分析結果の解釈の仕方には異なる見解が生ずる可能性がある。そのため、本分析における仮定や留意事項については、できる限り本文中に記載した。

今般、政策効果をより科学的に評価することが求められており、ここに掲げる分析は、こうした要請を踏まえた新しい試みとして位置づけられる。

行政に関する科学的根拠の提示という公的統計の新たな役割を実現して行くための第一歩と考え、今般の政策効果検証の試みについて、参考として本報告書に付した。

## 政策効果検証への試み：両立支援施策の政策効果

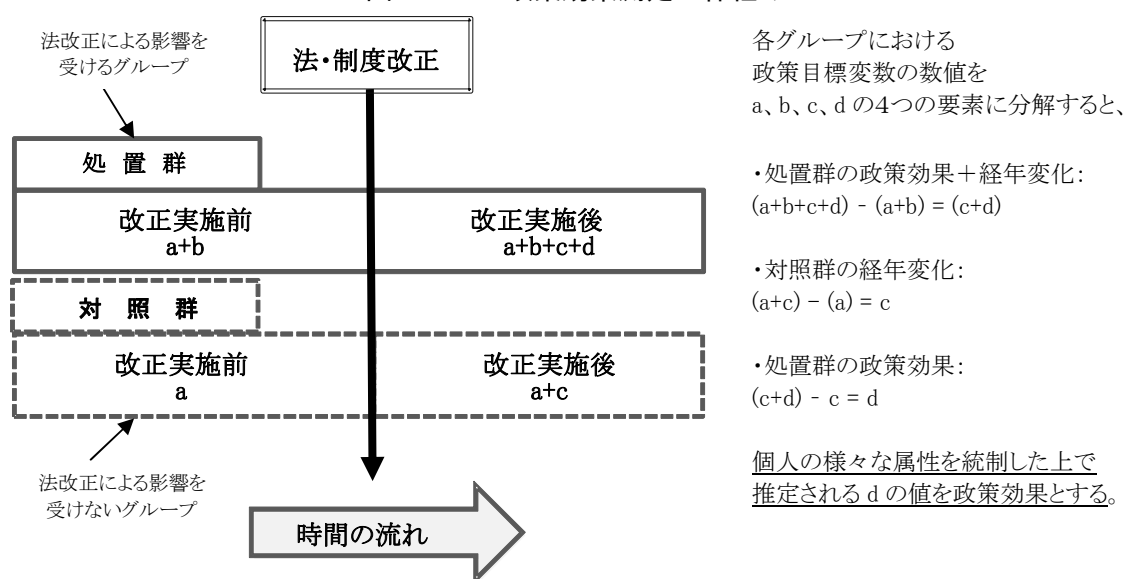
### 【結果の要約】

少子化が深刻化した 1990 年代以降、仕事と家庭の両立によって女性の能力を積極的に活用することを政策目標とする施策の法的整備が進んできた。平成 17（2005）年 4 月に施行された改正育児・介護休業法（以後、平成 17 年度改正法）においては、育児・介護休業の適用対象が正規雇用の職員だけでなく、アルバイト、パートタイマー、派遣・契約・嘱託などの非正規雇用者のうち、一定の条件を満たす期間雇用者にも拡大された\*。

ここでは、平成 17 年度改正法施行前後において、上記の非正規雇用者の、①両立支援策の利用可能性、②第 1 子・第 2 子出産後における就業の継続状況、さらに、③第 1 子・第 2 子の出生の状況にどのような変化があったかを調べ、同法改正の効果について分析を試みた。

### 1. 平成 17 年度改正法の効果測定の方法について

図 A-1 政策効果測定の枠組み



- 処置群：「同一雇用主への雇用期間が 1 年以上であったことのある非正規雇用の女性」
- 対照群：「上記以外の短期の非正規雇用の女性」ならびに「正規雇用の女性」

※平成 17 年度改正法によって新たに育児・介護休業の適用対象となった「一定の範囲の期間雇用者」とは：

- (1) 同一の事業主に引き続き雇用された期間が 1 年以上であること
- (2) 子が 1 歳に達する日（誕生日の前日）を超えて引き続き雇用されることが見込まれること（子が 1 歳に達する日から 1 年を経過する日までに労働契約期間が満了し、更新されないことが明らかである者を除く）

という条件を満たす被雇用者である。

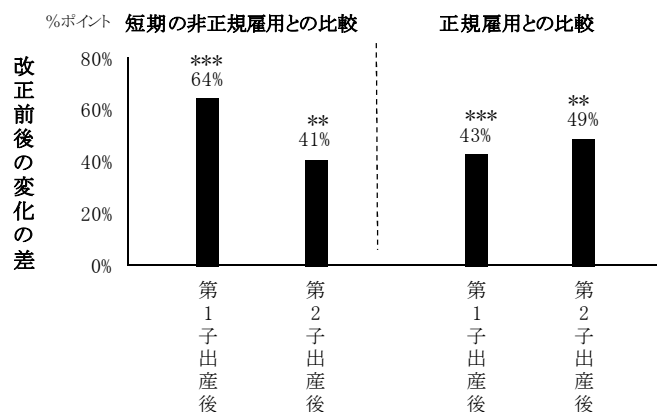
## 2. 出産後の就業継続への効果

■平成17年度改正法による「同一雇用主への雇用期間が1年以上である非正規雇用」の女性が第1子出産後に就業している確率の上昇幅は、他の雇用形態の女性に比べて有意に大きい。

改正前後における第1子出産後の就業継続確率についてみると、短期非正規雇用の女性と比べて、「同一雇用主への雇用期間が1年以上である非正規雇用」の女性の就業率の上昇幅は64%ポイントも大きい。また、正規雇用の女性と比べても、43%ポイント大きい。すなわち、同法改正は、この雇用形態の女性の第1子出産後の就業継続確率の上昇に寄与しており、この点においては効果が顕著であった。

第2子出産後の就業継続についても同様の傾向がみられる。「同一雇用主への雇用期間が1年以上である非正規雇用」の女性の就業率の上昇幅は、短期非正規雇用の女性と比べて、41%ポイント大きく、正規雇用の女性と比べても49%ポイント大きい。特に、正規雇用との比較では、第1子出産後の就業継続確率よりも大きな上昇幅を示している。

図A-2 平成17年度改正法前後における出産後の就業確率の変化：  
「同一雇用主への雇用期間が1年以上である非正規雇用」女性について



注：1) 表6に基づいて作成。傾向スコアによりマッチングしたサンプルに対する年齢、学歴、配偶関係、子ども数、就業形態、就業先の従業員規模ならびに職業を統制したプロビット回帰モデルによる差の差分析の結果。

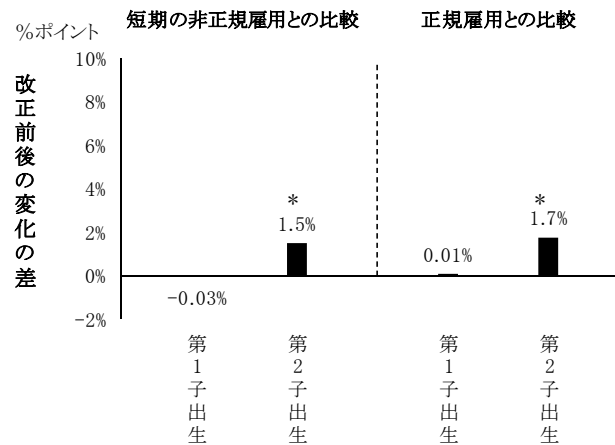
2) 統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準、\*10%水準

### 3. 出生への効果

■平成17年度改正法により、「同一雇用主への雇用期間が1年以上である非正規雇用」の女性で、第2子を生む確率がわずかに上昇した可能性がある。

改正法の前後における出生確率の変化を比較すると、「同一雇用主への雇用期間が1年以上である非正規雇用」の女性の第2子出生確率の上昇幅が、短期の非正規雇用や正規雇用の女性と比べて、それぞれ1.5%ポイント、1.7%ポイント大きいと推定された。この差はいずれも僅少であるが、平成17年度改正法が、勤続年数が比較的長い非正規雇用の女性の出生率上昇に寄与した可能性がある。

図A-3 平成17年度改正法前後における出生確率の変化：  
「同一雇用主への雇用期間が1年以上である非正規雇用」女性について



注：1) 表7に基づいて作成。傾向スコアによりマッチングしたサンプルに対する年齢、学歴、配偶関係、子ども数、就業形態、就業先の従業員規模ならびに職業を統制したプロビット回帰モデルによる差の差分分析の結果。

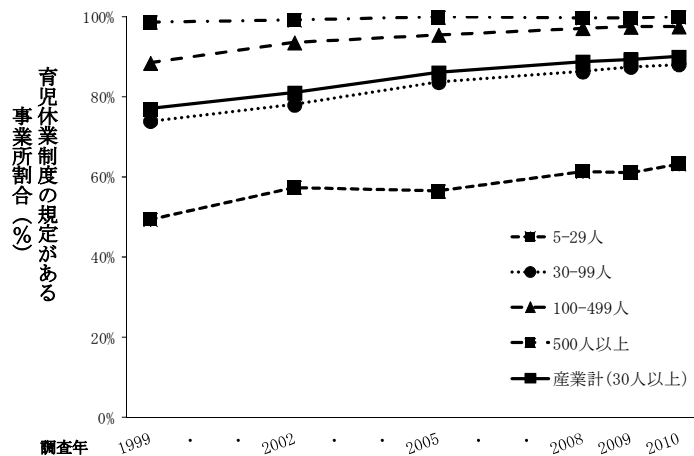
2) 統計的有意水準： \*\*\* 1%水準、\*\* 5%水準、\*10%水準

## 【詳細結果】

### 1. 分析の目的

1990年における「1.57ショック」以降今日に至るまで、仕事と家庭の両立と女性の能力の積極的活用とを政策目標とする法的整備が進んできた。近年におけるこうした法的整備を受けて、育児休業制度、勤務時間短縮措置制度、子のための看護休暇制度などの両立支援策がある事業所割合は着実に増加傾向にある。図1-1～図1-3は、厚生労働省『雇用均等基本調査』に基づき、これらの制度がある事業所割合の時系列推移を示した図である。図1-1をみると、育児休業制度の規定がある事業所割合は、従業員数30人以上の事業所の平均で、1999年の77%から、「育児・介護休業法」が改正された2002年と2005年には、それぞれ81%と86%、2010年には90%となっている。他方、こうした傾向は比較的大規模な事業所ほど顕著であり、2010年現在で、従業員数100～499人と500人以上の事業所では、ほぼすべての事業所が当該制度を規定しているのに対し、30～99人では88%、最も規模の小さい5～29人の事業所では、63%にとどまっている。

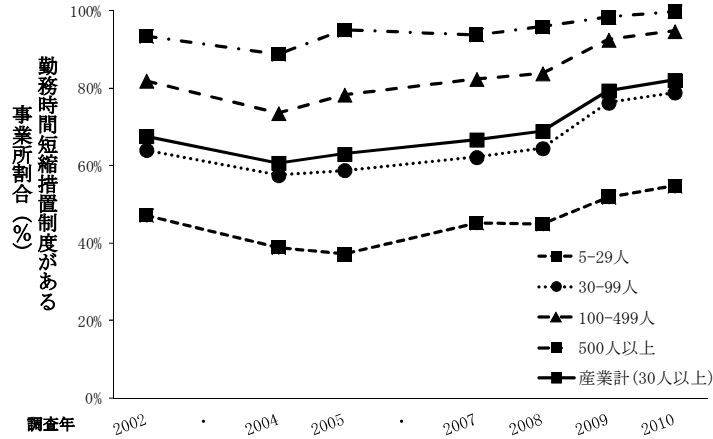
図1-1 育児休業制度の規定がある事業所割合



資料：厚生労働省「雇用均等基本調査」より作成

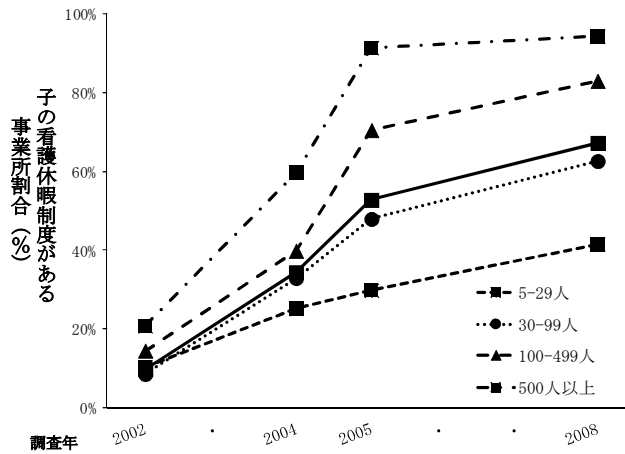
次に、勤務時間短縮措置制度のある事業所割合についてみると（図1-2参照）、2002年から2004年にかけて一旦減少するものの、2005年以降、順調に浸透してきており、従業員数30人以上の事業所の平均で、2005年の63%から、2010年には82%まで増加している。しかし、事業所の規模別にみると、当該制度のある割合は、500人以上と100～499人の事業所で平均値を上回って増加しており、また、両事業所の割合の差が2008年以降縮小傾向にあるのに対して、100人未満の規模の事業所では増加傾向にあるものの、全年度において、平均値を下回っている。

図 1-2 勤務時間短縮措置制度がある事業所割合



資料：厚生労働省「雇用均等基本調査」より作成

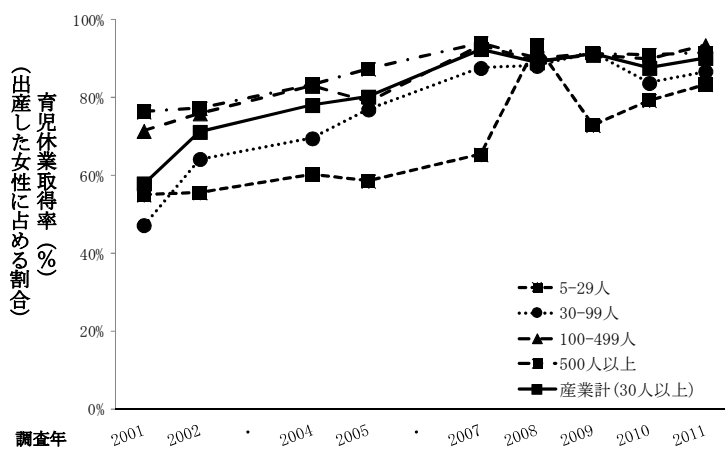
図 1-3 子のための看護休暇制度がある事業所割合



資料：厚生労働省「雇用均等基本調査」より作成

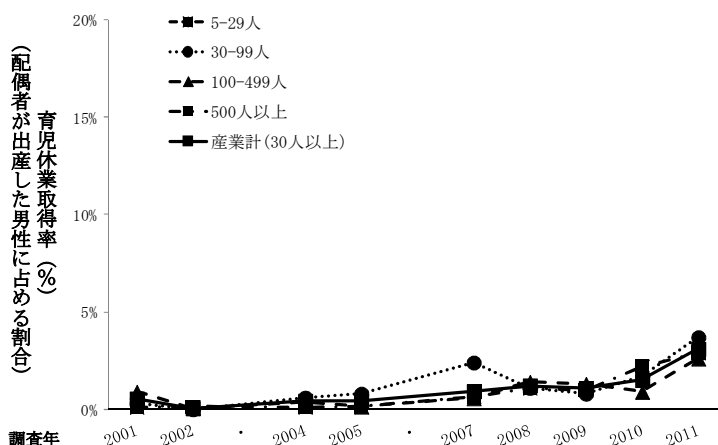
図 1-3 からは、子のための看護休暇制度の導入が、2000 年代に急速に進展していることがわかる。全事業所平均で、当該制度のある事業所割合が、2002 年には約 10% だったが、2008 年には、67% まで増加している。とりわけ、500 人以上と 100~499 人の事業所ではそれぞれ、2002 年の 21% と 15% から、2008 年には 94% と 83% まで伸びており、育児休業制度や勤務時間短縮措置制度と同じく、看護休暇制度についても、比較的規模の大きな事業所においてより積極的な導入がなされたことがうかがえる。

図 2-1 育児休業取得率（%：出産した女性に占める割合）



資料：厚生労働省「雇用均等基本調査」より作成

図 2-2 育児休業取得率（%：配偶者が出産した男性に占める割合）



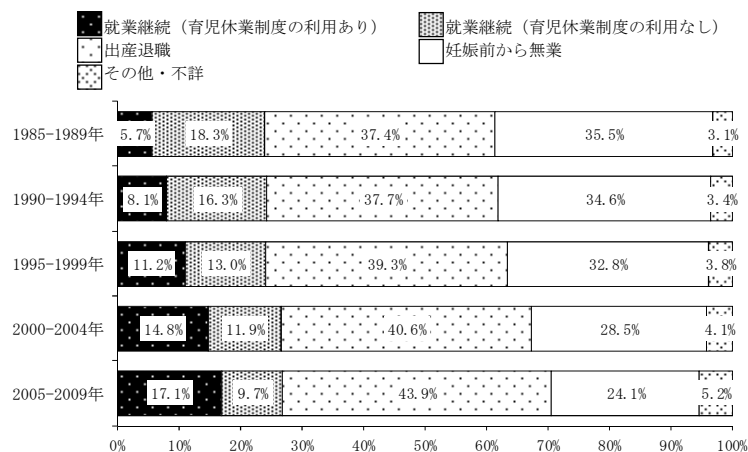
資料：厚生労働省「雇用均等基本調査」より作成

このように、制度の充実が図られる一方で、育児休業取得率や復職率はどのように推移したのだろうか。図 2-1 と図 2-2 はそれぞれ、2001 年から 2010 年までの、出産した女性と配偶者が出産した男性に占める育児休業取得率の推移を示している。これらの図から、育児休業取得率は男女ともに上昇傾向にあるが、男性に関しては、依然、低水準で推移していることがわかる。女性に関しては、従業員数 30 人以上の事業所の平均で、2001 年の 58% から、2010 年には 9 割近くの女性（87.6%）が制度を利用するに至っており、とりわけ、最も規模の小さい 5～29 人の事業所における取得率が 2007 年以降に増加したことで、事業所

規模による取得率の差が消滅しつつある<sup>1</sup>。男性については、事業所規模による取得率の差は観察されない。同調査において得ている育児休業取得者のうち復職した女性の割合についてみると、従業員数30人以上の事業所の平均で、2002年の90%から、2010年の93%と増加傾向にはあるものの、大きな伸びは示していない。しかし、復職率は、事業所規模に関わらず90%前後での推移となっていることから、育児休業を取得出来る、あるいは、取得しやすい女性の就業に関しては、元の職場へ復帰しやすい環境が既に整備されていると思われる<sup>2</sup>。こうした環境整備が進んだ背景には、2005年に施行された次世代育成支援対策推進法により、両立支援制度の拡充はもとより、出産・育児期の女性が働きやすい職場づくりが企業に求められるようになり、企業の取り組みが進んでいることが一因との報告もある（独立行政法人労働政策研究・研修機構 2012）。

しかしながら、国立社会保障・人口問題研究所による『出生動向調査』（2011年）によって、有業に限らず、すべての女性を対象として、第1子出産前後の就業状況の変化を概観すると（図3参照）、1980年代後半から2000年代後半にかけて、育児休業制度を利用し継続就業する女性が6%から17%まで増加し、妊娠前から無業である女性が36%から24%まで減少している一方で、出産退職する女性の比率が37%から44%と増加し、2000年代後半に至っても、約7割の女性が、第1子出産後において無業であることがわかる。

図3 第1子出生年別の第1子出産前後の女性の就業状況の変化



資料：国立社会保障・人口問題研究所

「第14回出生動向基本調査—結婚と出産に関する全国調査：夫婦調査の結果概要—」より作成

働く女性に対する両立支援策が着実に浸透し、また、多くの先行研究において、両立支援

<sup>1</sup> 育児休業取得率を算出するための分母は「女性従業員のうち出産した者の数」で、出産以前に結婚や妊娠を契機に退職している従業員が除外されている。

<sup>2</sup> 復職率については、分母が「育児休業取得者」であるために、育児休業取得率と同様、出産・結婚以前に職場を後にしている従業員は除外されている。また、育児休業制度を利用しなかった、または、利用出来なかった者は除外されている。



策が出産・育児期の就労継続を高める効果があることが指摘されているにもかかわらず、出産・育児期における女性の継続就業の確率に効果があらわれない要因の1つとして、「非正規雇用」の問題が考えられる。育児介護休業法の制定や改正などによる女性の継続就業に関する権利保護の強化は、実際には非正規雇用に関しては適用条件が厳しいのではないかという意見がある。更には、非正規雇用者の増加である。総務省統計局の『労働力調査』によれば、出産・育児期の年齢層と考えられる25～34歳と35～44歳における非正規雇用の割合は、女性では、1990年代には概ね20%後半と40%後半で推移していたのが、2011年の平均では41%と54%、同年齢の男性では、同時期にそれぞれ3～7%と2～3%で推移していたのが、15%と8%にまで増加している。したがって、2000年代における雇用の非正規化が、育児休業制度などの両立支援策の対象外となる子育て世代の男女比率を増やす結果となっている可能性が否定できない。

こうした中、2005年4月に施行された改正育児・介護休業法においては、育児・介護休業の適用対象が、一定の要件を満たす場合には、アルバイト、パートタイマー、派遣・契約・嘱託などの「期間を定めて雇用される者」（期間雇用者）に拡大された。出産・育児期にある女性就労者の半数前後が非正規雇用であり、その多くが期間雇用者と考えられることから、期間雇用者へ育児休業取得の権利を与え制度の利用を一層促進することは、少子化対策の観点からも、また、出産後の女性の継続就業を支援するという観点からも、重要なポイントである。

昨今、25～34歳の有配偶者の労働力率上昇幅の増大が報告され、その背景要因の分析が行われているが、独立行政法人労働政策研究・研修機構（2011）による研究では、2005年以降における両立支援策の拡充により第1子出産前後の就業継続率が上昇しており、非正規の中でもパートタイマーの就業継続率は、2008年のリーマンショック以降も低下していないと指摘されている。

本参考では、非正規就労に着目し、「21世紀成年者縦断調査」を用いて、2005年4月における改正育児・介護休業法施行前後において、アルバイト、パート、派遣社員、契約社員・嘱託などの非正規雇用者の、①両立支援策の主観的利用可能性、②第1子・第2子出産後における就業の継続、そして、③第1子・第2子の出産に、どのような変化があったかを定量的に推定することにより、改正育児・介護休業法の効果を測定する。

## 2. データと分析手法

### (1) データ

本分析では、「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査から第10回調査までの個票データを使用する。本調査は、2002年10月末時点で20～34歳であった全国の男女（及びその配偶者）を対象とし、以後、毎年11月の第1水曜日に実施されている。

本調査では、被調査者の各調査時点における、年齢、学歴、婚姻状況、子どもの有無、就業形態、雇用保険の加入状況、従業員規模、職業、就業時間、労働所得と不労所得、両立支

援策の利用状況、世帯の状況、本人以外の所得などが詳細に調べられている。ここでは、これらの情報から、2005年の改正育児・介護休業法の①各調査時点における職場で両立支援策が利用可能であったか、②第1子・第2子出産後において就業を継続したか、そして、③第1子・第2子を出産したかについて、政策ターゲット変数を作成し、本人や世帯属性を調整した場合、それらが、改正前後においてどのように変化したかを定量的に推定する。

## (2) 分析対象

本参考では、2005年における改正育児・介護休業法において新たに育児休業制度の取得対象となった「一定の範囲の期間雇用者」を、改正から影響を受ける可能性のある被調査者である「処置（トリートメント）群」、その他の雇用者で改正の影響を受ける可能性が低い被調査者を「対照（コントロール）群」として定義する。ここで処置群となる「一定の範囲の期間雇用者」とは、(1)同一の事業主に引き続き雇用された期間が1年以上であること、そして、(2)子が1歳に達する日（誕生日の前日）を超えて引き続き雇用されることが見込まれること（子が1歳に達する日から1年を経過する日までに労働契約期間が満了し、更新されないことが明らかである者を除く）、という条件を満たす者のことである<sup>3</sup>。

表1 分析対象の内訳とサンプル数（件数）

もとデータ件数	13,861	
うち、第1回までに第1子の出産なし	9,148	
グループ1: うち、各調査時点において1度でも非正規という回答あり	4,781	
(再掲) 1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	3,619	⇒ 処置群
(再掲) 1年以上の継続雇用が1度もない非正規	1,116	⇒ 対照群1
(再掲) 全調査期間において雇用の継続期間が計測不能	46	
グループ2: うち、各調査時点において1度も非正規という回答なし	3,547	
(再掲) 就業形態について回答がある時点ですべて正規	3,119	⇒ 対照群2
(再掲) 就業形態について回答がある時点で正規または自営	233	
(再掲) 就業形態について回答がある時点ですべて自営	195	
うち、全調査期間において就業形態が不明	820	

表1は、本参考の分析対象の内訳とサンプル数（件数）を示している。まず、ベースライン・サンプルとして抽出したのは、初回調査での年齢が20～34歳の女性で（N=13,861）<sup>4</sup>、第1回調査以前に第1子の出産を経験した者（N=4,713）を除外した9,148人である。次に、ベースライン・サンプルを次の2つのグループに分ける。第1回調査～第10回調査までの調査期間中（2002年11月～2011年11月）、各調査時点での就業形態が、1度でも非正規雇用（アルバイト、パート、派遣社員、契約社員・嘱託）である回答した者（グループ1：N=4,781）と、(2)1度でも非正規雇用と回答しなかった者（グループ2：N=3,547）である。

グループ1について、各調査時点における勤務先での就業期間を月数で計算し、同一事業

<sup>3</sup> 厚生労働省「育児・介護休業法のあらまし」

<http://www.mhlw.go.jp/general/seido/koyou/ryouritu/aramashi.html>

<sup>4</sup> この調査には、本人票と配偶者票（女性用）があり、本分析では両方を用いた。

主の下で、非正規雇用による1年以上の継続雇用が1度でもある者を、改正育児・介護休業法に対する「処置群」(N=3,619)として抽出する。ただし、この調査では、非正規雇用の雇用契約期間に関する情報がないため、子が1歳に達する日を超えての継続雇用の「見込み」という要件を分析サンプルに反映することはできない。この点については、就業形態に関わらず、各調査時点において、雇用保険(失業保険)に加入しているか、また、両立支援策が利用可能であるかどうか、などの質問項目があり、こうした制度の利用可能性や保険への加入状況を、継続雇用の見込みを一定程度調整することができる代理変数とみなし、回帰分析の説明変数として用いることにする。

なお、本分析における「処置群」を、1年以上の非正規雇用の経験者のうち、①実際に第1子・第2子出産時に、育児休業制度を利用した群、あるいは、②育児休業制度を利用可能であると回答した群、と定義することも可能であったが、2005年の改正育児・介護休業制度の全般的な政策効果を論ずるには、①と②いずれも十分なサンプル数を確保することができなかった。さらに、本分析では、第1子・第2子出産後の就業状況のみならず、両立支援策の利用可能性に対する効果、ならびに、第1子・第2子出産確率を政策ターゲットといたため、①と②を選択することでは前者が、①を選択することで後者が、分析のデザイン上、解析不能となる。そのため、次善の策として、最も緩い条件(1年以上の非正規雇用の者)で、「処置群」を定義した。

次に、本参考では、「処置群」との比較のため、改正育児・介護休業法による権利拡大の影響が少ないと考えられる「対照群」を、以下の通り、2つ抽出する。1つは、「処置群」と同様に非正規雇用ではあるが、同一事業主の下で1年以上の継続雇用が1度もない者(N=1,116)を「対照群1」、就業形態に対する回答があった時点すべてにおいて、正規雇用であると回答した者(N=3,119)を「対照群2」として、それぞれ、「処置群」と比較することにする。結果、本参考の分析対象から除外されるのは、全調査期間において雇用の継続期間が計測不能な者(N=46)、調査期間中1度でも自営の経験がある者(N=428)、そして、全調査期間において就業形態が不明の者(N=820)である。

### (3) 分析手法とモデル

本参考では、前節で抽出した分析対象者について、2005年の法改正を「自然実験」として利用し、法改正から影響を受ける「処置群」と影響を受けない「対照群」との間で、政策ターゲットとなる変数の「差の差」が、改正実施前後においてどのように変化したかを観察する。こうした分析手法は、差の差(Difference-in-Difference)分析と呼ばれ、政策や制度が変更された場合や、より厳密な政策効果を推定するための「社会実験」が実施された場合などに、それらの効果を定量的に推定する方法として広く用いられている(例えば、Wooldridge(2010))。

差の差の分析を下記に定式化して示すことにする。

$$Y_{t, i} = \alpha + \beta D_i + \gamma After + \delta D_i * After + \varphi X_{t, i} + \varepsilon_{t, i}$$

上記の推定モデルにおける各変数の定義は、下記の通りである。

$Y_{t, i}$ 、 $i=t$  期における、 $i$  番目の被調査対象者に関する政策ターゲット変数

- ①  $t$  期における勤務先で、 $i$  番目の被調査対象者が、「育児休業制度」、「子の看護のための休暇制度」、「育児のための勤務時間の短縮等」についてそれぞれ利用可能である場合を「1」；利用可能でない、もしくは、利用可能かどうか不詳である場合を「0」
- ② 第1子・第2子出産後の調査において、就業を継続していた場合を「1」；継続していなかった場合を「0」
- ③ 第1子・第2子の出産の有りの場合を「1」；出産なしの場合を「0」

$D_i$ =  $i$  番目の被調査対象者が、「処置群」である場合を「1」；「対照群1」、または、「対照群2」である場合をそれぞれ「0」

$After$ =2005年4月改正育児・介護休業法の施行後を「1」；施行前を「0」

$X_{t, i}$ 、 $i=t$  期における、 $i$  番目の被調査対象者の個人および世帯属性（年齢、学歴、婚姻状況、子ども数、勤務先での就業形態、雇用保険の加入状況、勤務先の従業員規模、職業、世帯人数、本人の親と同居、世帯所得）

$\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\delta$ 、 $\varphi$ =推定されるパラメータ

$\varepsilon_{t, i}$ 、 $i=t$  期における、 $i$  番目の被調査対象者に対する誤差項

表2 差の差 (Difference-in-Difference) 分析の概要

	処置群 ( $D_i=1$ )	対照群 ( $D_i=0$ )	差 (Difference)
改正実施前 ( $After=0$ )	$a+\beta$	$a$	$\beta$
改正実施後 ( $After=1$ )	$a+\beta+\gamma+\delta$	$a+\gamma$	$\beta+\delta$
差 (Difference)	$\gamma+\delta$	$\gamma$	$\delta$ (2群の差の差)

表2は、この差の差分析の概要と概念図を示している。定式化における各変数の定義から、それぞれのパラメータがどのように推定されるかということ、改正実施前 ( $After=0$ ) の処置群 ( $D_i=1$ ) では、定数項の  $a$  とすべての観測値で「1」をとる  $D_i$  の係数  $\beta$  だけが推定され、「0」をとる  $After$  と処置群ダミーとの交叉項 ( $D_i*After$ ) の係数  $\gamma$  と  $\delta$  は、推定されず（なぜならば、「0」をとる  $After$  を乗じた交叉項は「0」となるため）、表2で示されているように  $a+\beta$  だけが残る。次に、改正実施後 ( $After=1$ ) の処置群 ( $D_i=1$ ) では、いずれの変数も「0」の値はとらず、定数項の  $a$ 、 $D_i$  の係数  $\beta$ 、 $After$  の係数  $\gamma$ 、そして、交叉項

$Di*After$ の係数と  $\delta$  がすべて推定され、表2で示されているように  $\alpha+\beta+\gamma+\delta$  となる。それでは、処置群内における改正実施前後のパラメータの差はどうかというと、 $(\alpha+\beta+\gamma+\delta) - (\alpha+\beta) = \gamma+\delta$  となり、これが、処置群内における改正実施前後の「差」を表している。

しかし、処置群内の変化だけを見ても、改正に影響を受けない対照群に対する影響と比べなければ、改正の対象となった被調査者に有意な政策効果があったのかどうかを判定することはできない。仮に、改正実施の前後で、対照群にも同じような効果があり、処置群と対照群との差に有意な差がなかったならば、処置群内での変化は、単に「見せかけ」の効果にすぎないことになる。そこで今度は、対照群内での変化について見てみると、改正実施前 ( $After=0$ )の対照群 ( $Di=0$ )では、定数項の  $\alpha$  だけが推定され、改正実施後 ( $After=1$ )の対照群 ( $Di=0$ )では、定数項の  $\alpha$  と  $After$ の係数  $\gamma$  だけが推定されることがわかる。結果、表2で示されているように、対照群内における改正実施前後のパラメータの差はどうかというと、 $(\alpha+\gamma) - \alpha = \gamma$  となり、これが、対照群内における改正実施前後の「差」を表している。したがって、ここで最も注目すべきパラメータは、改正実施前後における処置群内と対照群内の差の差、 $(\gamma+\delta) - \gamma = \delta$  を示す、処置群ダミーとの交叉項 ( $Di*After$ ) の係数が、統計的に有意であるかどうかということになる。上記と類似したメカニズムで、改正実施前における処置群と対照群、そして、改正実施後における処置群と対照群との差はそれぞれ、 $\beta$  と  $\beta+\delta$  であることが表2からわかるので、改正実施前における両群の「差」と改正実施後における両群の「差」からも、処置群ダミーとの交叉項 ( $Di*After$ ) の係数が、着目すべきパラメータであることがわかる。

差の差分分析モデルに基づき、本参考では、2005年の改正育児・介護休業法による非正規雇用に対する権利拡大がどのような影響をもたらしたのか推定を行うことにするが、分析の結果に入る前に、1つの懸念について述べておく。ここでは、処置群として、同一事業主の下で、非正規雇用による1年以上の継続雇用が1度でもある者を抽出し、それと比較する2つの対照群として、同一事業主の下で1年以上の継続雇用が1度もない者(対照群1)と、就業形態に対する回答があった時点すべてにおいて、正規雇用であると回答した者(対照群2)を抽出した。しかし、仮に、処置群と2つの対照群として抽出されたサンプルの属性に偏りがあるとすると、それが推定結果にバイアスをもたらしてしまう可能性がある。たとえば、本参考での政策ターゲット変数に関して、仕事と出産・育児の両立を希望する者は、はじめから支援が充実した職場や就業形態を選択している確率が高く、仮にサンプル内にこうした自己選択バイアス (self-selection bias) が存在すれば、政策効果は過大評価される。

そこで、本参考では、観察可能な変数について、処置群と対照群における属性のバランスを確保するために、傾向スコアマッチング法 (Propensity Score Matching) を用いた調整を行う (Rausenbaum and Rubin (1984))。傾向スコアマッチング法は、政策評価に伴う統計上の問題を調整するためのマイクロ計量手法の1つで、調査対象者が実際に政策に影響を受けたかどうかではなく、年齢や世帯のおかれた社会的・経済的状況など、さまざまな属性を調

整した上で、政策に影響を受ける可能性に応じて、処置群と対照群を擬似的にランダムに振り分けるといふ、いわば、仮想的な社会的実験状況を作り出すための手法である。ここでは、この傾向スコアマッチング法によって、擬似的に振り分けられた処置群と対照群において、最も類似性の高い者どうしをマッチングし<sup>5</sup>、法改正前後における、2 群間で政策ターゲット変数の「差の差」を比較検証する<sup>6</sup>。

### 3. 分析結果

#### (1) 処置群と対照群との平均値の比較

表3と表4はそれぞれ、処置群と対照群1、そして、対照群2との平均値の比較である。これらは、各被調査者について、調査対象期間中の平均値を算出した数値である。

まず、表3をみると、処置群と対照群1における本人の属性比較について、処置群の方が対照群1に比べ、年齢は高いが、学歴が低く、子ども数は少ない傾向にあることがわかる。各調査時点での就業状況について、処置群の方が対照群1と比べ、非正規雇用、雇用保険への加入、従業員数301人以上の事業所での就業についてそれぞれ、有意に高い比率を示している。また、処置群の方が、継続就業月数が長く、本人の労働所得も高い傾向にある。世帯属性については、処置群の方が、本人、及び、既婚の場合は配偶者の母親との同居比率が高い。最後に、政策ターゲット変数についてみてみると、まず、両立支援策に関して、育児休業制度、子の看護のための休暇制度、育児のための勤務時間の短縮等、すべての利用可能性について、処置群よりも対照群1の方が、高い比率を示している。これは、後者の方が、調査期間中の平均値でみた場合、各調査時点での正規雇用の割合が高いことを反映した結果となっている。第1子・第2子出産後の就業確率は、いずれも、処置群の方が対照群1に比べて高く、第1子出産後の継続就業月数も、処置群の方が長い傾向にある。また、平均値の単純比較では、調査期間中の第1子・第2子出産確率は、処置群よりも対照群1の方が高い傾向にあった。

表4は、処置群と対照群2との比較を示している。処置群の方が対照群2に比べ、年齢と学歴ともに低いが、有配偶割合は高い。各調査時点での就業状況については、処置群の方が対照群2と比べ、これらの変数の定義上自明のことであるが、非正規雇用は高い。また、雇用保険への加入、従業員数301人以上の事業所での就業、ホワイトカラーでの就業についてすべて、対照群2の方が有意に高い比率を示している。さらに、対照群2の方が、継続就業月数、1週間の労働時間が長く、本人の労働所得も高い。世帯属性については、処置群の方

---

<sup>5</sup> 類似した傾向スコアをもつ者をマッチングする方法はいくつかあるが、今回の分析では最近傍マッチング (Nearest-neighbor matching) による1対1対応 (one-by-one) により両群のサンプルを抽出している。

<sup>6</sup> 図1-1～図1-3より明らかなように、事業所規模によって改正育児・介護休業法の適用率は異なる。この点について、本分析では、傾向スコアマッチング法によって処置群と対照群の属性を調整する際や政策ターゲットを従属変数とした回帰分析を行う際に、説明変数として事業所規模を投入し、この影響を調整している。

が世帯人数が多い傾向にあるが、世帯所得は対照群2の方が高い。政策ターゲット変数についてみると、まず、両立支援策に関して、育児休業制度、子の看護のための休暇制度、育児のための勤務時間の短縮等、すべての利用可能性について、処置群よりも対照群2の方が、高い比率を示している。第1子出産後の就業確率は、対照群2の方が処置群に比べて有意に高い傾向にあるが、第2子出産後の就業確率、及び、調査期間中の第1子・第2子のお産確率については、有意な差は観察されなかった。

以上の結果から、本参考で抽出した処置群と対照群1、および、対照群2との間には、属性の有意な違いが存在することがわかる。そこで、観察可能な変数について、処置群と対照群における属性のバランスを確保するために、傾向スコアマッチング法を用いた調整を行い、両群間での疑似的なマッチングを行った。結果、処置群と対照群1については、Psueudo R2乗が0.002 ( $p > \chi^2 = 0.165$ )と、マッチングされた両群の属性の差が統計的に有意ではないことが確認されたが、処置群と対照群2については、Psueudo R2乗が0.001 ( $p > \chi^2 = 0.055$ )と、マッチングされた両群の属性の差が、10%水準で統計的に有意であることがわかる<sup>7</sup>。したがって、後者についての差の差の検定には、自己選択バイアスによる推定の偏りが生ずる可能性があることを指摘しておく。

---

<sup>7</sup> PS法による推定結果と、マッチング前後での両群の平均値の差の有意性を検証した結果については、添付表1-1～添付表2-2を参照のこと。

表3 平均値の比較（処置群 対 対照群1）

変数名	処置群 (1年以上の継続雇用が1度でもある非正規) (N=3,619)			対照群1 (1年以上の継続雇用が1度もない非正規) (N=1,116)		
	標本数	平均値	Std. Dev.	標本数	平均値	Std. Dev.
1. 本人の属性						
年齢	3,619	28.490	4.437	1,116	27.089	4.429 ***
学歴						**
中学校・高校	3,134	0.359		918	0.336	
専門学校・短大・高専	3,134	0.439		918	0.424	
大卒以上	3,134	0.194		918	0.237	
その他	3,134	0.007		918	0.003	
既婚	3,619	0.242		1,116	0.251	
子ども数	3,619	0.120	0.313	1,116	0.161	0.374 ***
各調査時点における就業状況						
就業形態						
正規雇用	3,619	0.188		1,116	0.334	***
非正規雇用	3,619	0.792		1,116	0.642	***
雇用保険加入	3,479	0.610		1,007	0.579	**
従業員規模301人以上	3,619	0.274		1,116	0.203	***
職業						
ホワイトカラー	3,619	0.536		1,116	0.462	
サービス業	3,619	0.180		1,116	0.150	
ブルーカラー	3,619	0.103		1,116	0.095	
継続就業月数	3,619	37.451	29.242	1,116	18.504	21.869 ***
1週間の労働時間	3,596	34.147	10.609	1,107	33.990	12.533
本人の労働所得	3,467	1,573,814	1,054,305	967	1,396,100	1,025,586 ***
2. 世帯の属性						
世帯人数	3,619	2.361	1.271	1,116	2.382	1.787
本人の父親と同居	3,569	0.558		1,087	0.538	
本人の母親と同居	3,575	0.622		1,089	0.593	**
既婚の場合、配偶者の父親と同居	1,416	0.092		434	0.070	
既婚の場合、配偶者の母親と同居	1,417	0.119		433	0.087	**
世帯所得	3,467	2,488,028	1,703,928	961	2,507,477	1,801,228
等価所得	3,467	1,519,456	1,139,168	961	1,526,802	1,162,283
<b>政策ターゲット変数</b>						
3. 各調査時点における勤務先での制度利用状況						
育児休業制度						
利用可能	3,213	0.291		819	0.343	***
うち有給	1,684	0.223		408	0.245	
子の看護のための休暇制度						
利用可能	3,183	0.133		803	0.158	**
うち有給	923	0.274		232	0.297	
育児のための勤務時間の短縮等						
利用可能	3,205	0.159		817	0.186	**
4. 出産後の就業状況						
第1子出産後						
就業あり	581	0.469		215	0.321	***
第2子出産後						
就業あり	218	0.539		97	0.306	***
5. 調査期間中における出産状況						
第1子	3,619	0.022		1,116	0.029	***
第2子	3,619	0.008		1,116	0.012	***

注：1）アルバイト、パート、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員・嘱託、その他を「非正規雇用」とした。

2）正規の職員・従業員を「正規雇用」とした。

3）職業については、専門的・技術的な仕事、管理的な仕事、事務の仕事、販売の仕事、「ホワイトカラー」、サービスの仕事を「サービス業」、保安の仕事、農林漁業の仕事、運輸・通信の仕事、生産工程・労務作業の仕事を「ブルーカラー」とし、その他の仕事を基準として用いた。

4）等価所得とは、世帯所得を世帯人数の平方根（0.5 乗）で除したものである。

5）\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%水準で、処置群と対照群の平均値の差が、統計的に有意。



表4 平均値の比較（処置群 対 対照群2）

変数名	処置群 (1年以上の継続雇用が1度でもある非正規) (N=3,619)			対照群2 (就業形態について回答がある時点ですべて正規) (N=3,119)		
	標本数	平均値	Std. Dev.	標本数	平均値	Std. Dev.
1. 本人の属性						
年齢	3,619	28.490	4.437	3,119	28.806	4.240 ***
学歴						***
中学校・高校	3,134	0.359		2,962	0.268	0.442
専門学校・短大・高専	3,134	0.439		2,962	0.498	0.498
大卒以上	3,134	0.194		2,962	0.231	0.421
その他	3,134	0.007		2,962	0.003	0.047
既婚	3,619	0.242		3,119	0.194	0.330 ***
子ども数	3,619	0.120	0.313	3,119	0.112	0.306
各調査時点における就業状況						
就業形態						
正規	3,619	0.188		3,119	1.000	0.000 ***
非正規	3,619	0.792		3,119	0.000	0.000 ***
雇用保険加入	3,479	0.610		2,946	0.897	0.291 ***
従業員規模301人以上	3,619	0.274		3,119	0.345	0.425 ***
職業						***
ホワイトカラー	3,619	0.536		3,119	0.722	0.361
サービス業	3,619	0.180		3,119	0.087	0.241
ブルーカラー	3,619	0.103		3,119	0.067	0.215
継続就業月数	3,619	37.451	29.242	3,101	79.343	51.647 ***
1週間の労働時間	3,596	34.147	10.609	3,081	42.377	9.376 ***
本人の労働所得	3,467	1,573,814	1,054,305	2,935	2,822,873	1,677,452 ***
2. 世帯の属性						
世帯人数	3,619	2.361	1.271	3,119	2.236	1.524 ***
本人の父親と同居	3,569	0.558		3,041	0.547	0.433
本人の母親と同居	3,575	0.622		3,043	0.610	0.419
既婚の場合、配偶者の父親と同居	1,416	0.092		1,027	0.087	0.262
既婚の場合、配偶者の母親と同居	1,417	0.119		1,025	0.116	0.300
世帯所得	3,467	2,488,028	1,703,928	2,929	3,627,075	2,804,557 ***
等価所得	3,467	1,519,456	1,139,168	2,929	2,273,871	1,859,586 ***
<b>政策ターゲット変数</b>						
3. 各調査時点における勤務先での制度利用状況						
育児休業制度						
利用可能	3,213	0.291		2,482	0.660	0.427 ***
うち有給	1,684	0.223		1,859	0.334	0.385 ***
子の看護のための休暇制度						
利用可能	3,183	0.133		2,473	0.278	0.368 ***
うち有給	923	0.274		1,115	0.407	0.429 ***
育児のための勤務時間の短縮等						
利用可能	3,205	0.159		2,473	0.325	0.392 ***
4. 出産後の就業状況						
第1子出産後						
就業あり	581	0.469		450	0.550	0.481 ***
第2子出産後						
就業あり	218	0.539		193	0.513	0.490
5. 調査期間中における出産状況						
第1子	3,619	0.022		3,119	0.022	0.054
第2子	3,619	0.008		3,119	0.009	0.029

注：1) アルバイト、パート、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員・嘱託、その他を「非正規雇用」とした。

2) 正規の職員・従業員を「正規雇用」とした。

3) 職業については、専門的・技術的な仕事、管理的な仕事、事務の仕事、販売の仕事を「ホワイトカラー」、サービスの仕事を「サービス業」、保安の仕事、農林漁業の仕事、運輸・通信の仕事、生産工程・労務作業の仕事を「ブルーカラー」とし、その他の仕事を基準として用いた。

4) 等価所得とは、世帯所得を世帯人数の平方根（0.5乗）で除したものである。

5) \*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で、処置群と対照群の平均値の差が、統計的に有意。

(2) 両立支援策への利用に対する影響

表5 両立支援策の利用に対する影響（プロビット分析）

従属変数	マージナル効果	Std. Err.	
<b>処置群 対 対照群1</b>			
育児休業制度			
利用可能	0.027	0.064	
有給	0.052	0.075	
子の看護のための休暇制度			
利用可能	0.066	0.041	
うち有給	0.318	0.095	***
育児のための勤務時間の短縮等			
利用可能	0.017	0.042	
<b>処置群 対 対照群2</b>			
育児休業制度			
利用可能	0.014	0.019	
うち有給	-0.044	0.028	
子の看護のための休暇制度			
利用可能	-0.050	0.015	***
うち有給	-0.006	0.048	
育児のための勤務時間の短縮等			
利用可能	-0.023	0.015	

注 1) 推定方法は、GEE population-average 回帰分析。

2) \*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で統計的に有意。

表5は、両立支援策の利用に対する影響に関する差の差分分析の結果を要約したものである<sup>8</sup>。表5の数値は、従属変数がダミー変数であったことから、差の差分分析をプロビット推計で行い、推定されたパラメータに基づき算出されたマージナル効果を示している。育児休業制度、子のための看護休暇制度、そして、育児のための勤務時間短縮等について、それが利用可能かどうか、また、利用可能であると回答した者について有給かどうかをそれぞれ従属変数として、差の差分分析を行った。

表5の結果から、処置群と対照群1とを比較した場合、2005年以降、いずれも正の効果が観察されるが、統計的有意性が認められたのは、勤め先における子のための看護休暇制度が利用可能である者について、それが有給である確率であった。しかし、看護休暇があると回答した女性のうち、それが有給である割合について、両群における改正前後の変化をみると（添付表3-1参照）、対照群では38.7%ポイントの減少、処置群では6.9%ポイントの

<sup>8</sup> 回帰分析は全て、年齢、学歴（中学校・高校/専門学校・短大・高専/大卒以上）、既婚、子ども数、勤務先での就業形態（正規）、雇用保険の加入状況、勤務先の従業員規模（301人以上）、職業（ホワイトカラー/サービス業/ブルーカラー）によって調整済みである。また、2006年以降の単年ダミー変数を投入し、さまざまな時系列要因を吸収させる回帰分析も行ったが、ほぼ変わらない結果を得たため、単年のダミー変数を用いない単純なモデルによる結果を示した。回帰分析の詳細な結果については、添付表3-1と添付表3-2を参照のこと。

減少となっており、これらの変化の差をとって処置群で 31.8%ポイントのプラスという結果となっている。これについては、非正規雇用全体で有給・無給を含めた利用可能割合が改正後に増えたため<sup>9</sup>、両群において有給による利用可能割合が相対的に減少したことが考えられる。しかし、処置群である長期の非正規の方が、対照群である短期の非正規よりも有給による利用可能割合の増加幅が大きかったために、有給による利用可能割合の下がり幅が小さかったのではないかと考えられる。

他方、処置群と対照群2とを比較した場合、2005年以降、育児休業制度以外で、処置群の両立支援策に対するアクセスが低下していることがわかる。しかしながら、統計的に有意に負であったのは、有給・無給を問わず、子のための看護休暇制度が利用可能である確率であった。したがって、短期間での非正規雇用や正規雇用と比較した場合、長期継続就業の非正規による両立支援策の利用に対し、2005年改正育児・介護休業法施行は、限られた影響しか与えなかった可能性がある。しかし、これは、就業形態にかかわらず、すべての女性の両立支援策に対するアクセスが改善された結果、長期継続就業者との「差」が有意に検出されなかったのかもしれない。

### (3) 第1子・第2子出産後の継続就業に対する影響

表6 第1子・第2子出産後の継続就業に対する影響（プロビット分析）

従属変数	マージナル効果	Std. Err.	
<b>処置群 対 対照群1</b>			
第1子出産後 就業あり	0.642	0.097	***
第2子出産後 就業あり	0.408	0.184	**
<b>処置群 対 対照群2</b>			
第1子出産後 就業あり	0.425	0.091	***
第2子出産後 就業あり	0.485	0.193	**

注：1) 推定方法は、GEE population-average 回帰分析。

2) \*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で統計的に有意。

表6は、第1子・第2子出産後の継続就業に対する影響をまとめた表である<sup>10</sup>。表6の数値は、表5と同様にマージナル効果を示している。表6の結果から、対照群1と対照群2のいずれと比較しても、2005年以降、比較的長期継続就業の非正規による、第1子・第2子

<sup>9</sup> 「21世紀成年者縦断調査」のマッチング前のデータを用いて、子のための看護休暇制度が利用可能である女性の割合について、第2回調査（2003年）と第7回調査（2008年）で比較すると、正規雇用では24%から41%、非正規雇用では13%から18%へと上昇している。

<sup>10</sup> 回帰分析の詳細な結果については、添付表4-1と添付表4-2を参照のこと。

出産後双方における継続就業確率が、統計的に有意に高まる傾向にあることがわかる。とりわけ、第1子出産後の継続就業確率に対するマージナル効果は1%水準で有意に大きく、2005年改正育児・介護休業法施行が、一定の条件を満たす非正規雇用の継続就業に有効であったことがわかる。いずれの比較においても、第2子よりも第1子の子の出産後の効果の方が、統計的な有意性が高く、効果も大きい。正規雇用との比較においては、効果の大きさの違いはなかった。

#### (4) 第1子・第2子出産に対する影響

表7は、第1子・第2子出産に対する影響をまとめた表である<sup>11</sup>。表7の数値もマージナル効果を示している。表7の結果から、対照群1と対照群2のいずれと比較しても、2005年以降、比較的長期継続就業の非正規による第2子の出産確率が、対照群1に対しては1.5%、対照群2に対しては1.7%、10%水準で有意に高まる傾向にあることがわかる。しかしながら、第1子に関しては、統計的に有意な効果は認められなかった。2005年の改正育児・介護休業法によって、一定の条件を満たす非正規雇用に対して育児休業制度取得の権利が拡大されたことにより、第2子の出生確率に、統計的に有意に正の効果があったことは注目に値する。しかしながら、本参考が得た結果は、推定法を変更すると収束しないこともあり、必ずしも頑強な結果であるとはいえないことに留意する必要がある。

表7 第1子・第2子出産に対する影響（プロビット分析）

従属変数	マージナル効果	Std. Err.	
<b>処置群 対 対照群1</b>			
第1子出産	-0.0003	0.002	
第2子出産	0.015	0.009	*
<b>処置群 対 対照群2</b>			
第1子出産	0.0001	0.001	
第2子出産	0.017	0.010	*

注：1) 推定方法は、GEE population-average 回帰分析。

2) \*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で統計的に有意。

#### (5) まとめ

2005年の法改正による非正規雇用に対する権利拡大は、短期の非正規雇用や正規雇用と比べ、比較的長期継続就業の非正規雇用の女性を出産後も労働市場に留める効果のあることが確認された。また、第2子に関して出生行動を促す可能性についても示唆を得た。こうした分析の結果から、「就労」と「出産」とのバランスを考慮するに当たり、当該法改正の効果が重要であることが示唆される。また、このような政策効果分析は、法改正前後で、同一の対象者を追跡調査することによって、はじめて得ることのできる知見であり、「21世紀成

<sup>11</sup> 回帰分析の詳細な結果については、添付表5-1と添付表5-2を参照のこと。

年者縦断調査」をはじめとする大規模パネル調査を今後も充実させていく必要があるだろう。

#### 参考文献

Rausenbaum, P. and Rubin, D. 1984. “Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score,” *Journal of the American Statistical Association* 79:516-524.

Wooldridge J.M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd Eds. The MIT Press.

独立行政法人労働政策研究・研修機構（2011）「出産・育児期の就労継続：2005年以降の動向に着目して」, 労働政策研究報告書 No136.

独立行政法人労働政策研究・研修機構（2012）「出産・育児と就業継続：労働力の流動化と夜型社会への対応を」, 労働政策研究報告書 No150.

添付表 1-1 傾向スコアマッチング法（処置群 対 対照群 1）

従属変数: 1年以上の継続雇用が 1度でもある非正規	係数	Std. Err.	
年齢	0.045	0.007	***
中学校・高校	0.228	0.068	***
専門学校・短大・高専	0.144	0.063	**
既婚	0.042	0.112	
子ども数	-0.232	0.090	**
雇用保険加入	-0.160	0.066	**
従業員規模301人以上	0.442	0.082	***
サービス業	0.364	0.098	***
ブルーカラー	0.157	0.115	
本人の就労所得(対数値)	0.148	0.021	***
世帯人数	0.039	0.025	
本人の父親と同居	0.027	0.086	
世帯所得(対数値)	0.015	0.052	
定数項	-3.046	0.688	***
観測値数		3674	
Log likelihood		-1755.614	
LR chi2(12)		207.480	
Pseudo R2		0.056	

注：\*\*\*は 1%，\*\*は 5%，\*は 10%水準で，統計的に有意。

添付表 1-2 マッチングテスト (処置群 対 対照群 1)

変数名	サンプル	平均値		
		処置群	対照群1	p>t
年齢	Unmatched	29.150	28.254	0.000
	Matched	29.077	29.150	0.518
中学校・高校	Unmatched	0.350	0.310	0.041
	Matched	0.346	0.341	0.715
専門学校・短大・高専	Unmatched	0.445	0.443	0.913
	Matched	0.446	0.457	0.410
既婚	Unmatched	0.269	0.307	0.016
	Matched	0.269	0.283	0.168
子ども数	Unmatched	0.138	0.207	0.000
	Matched	0.139	0.153	0.123
雇用保険加入	Unmatched	0.641	0.636	0.804
	Matched	0.642	0.656	0.184
従業員規模301人以上	Unmatched	0.276	0.196	0.000
	Matched	0.269	0.287	0.033
サービス業	Unmatched	0.165	0.125	0.000
	Matched	0.160	0.140	0.004
ブルーカラー	Unmatched	0.103	0.087	0.073
	Matched	0.104	0.107	0.585
本人の就労所得(対数値)	Unmatched	14.118	13.478	0.000
	Matched	14.112	14.123	0.638
世帯人数	Unmatched	2.393	2.399	0.907
	Matched	2.390	2.343	0.137
本人の父親と同居	Unmatched	0.549	0.519	0.075
	Matched	0.549	0.533	0.149
世帯所得(対数値)	Unmatched	14.585	14.543	0.127
	Matched	14.581	14.607	0.161
Sample	Pseudo R2	LR chi2	p>chi2	
Unmatched	0.056	207.480	0.000	
Matched	0.002	17.820	0.165	

添付表 2-1 傾向スコアマッチング法（処置群 対 対照群 2）

従属変数: 1年以上の継続雇用が 1度でもある非正規	係数	Std. Err.	注)
年齢	0.033	0.005	***
大卒以上	0.132	0.044	***
既婚	1.471	0.074	***
子ども数	-0.406	0.068	***
ブルーカラー	0.341	0.082	***
等価所得(対数値)	-1.077	0.035	***
定数項	14.078	0.475	***
観測値数	5814		
Log likelihood	-3421.847		
LR chi2(12)	1208.490		
Pseudo R2	0.150		

注：\*\*\*は 1%，\*\*は 5%，\*は 10%水準で，統計的に有意。

添付表 2-2 マッチングテスト（処置群 対 対照群 2）

変数名	サンプル	平均値		
		処置群	対照群1	p>t
年齢	Unmatched	29.122	29.026	0.385
	Matched	29.124	29.056	0.531
大卒以上	Unmatched	0.198	0.234	0.001
	Matched	0.198	0.191	0.517
既婚	Unmatched	0.270	0.206	0.000
	Matched	0.270	0.297	0.005
子ども数	Unmatched	0.137	0.123	0.089
	Matched	0.138	0.146	0.333
ブルーカラー	Unmatched	0.103	0.064	0.000
	Matched	0.103	0.104	0.764
等価所得(対数値)	Unmatched	14.031	14.464	0.000
	Matched	14.035	14.067	0.080
Sample	Pseudo R2	LR chi2	p>chi2	
Unmatched	0.15	1208.490	0.000	
Matched	0.001	12.340	0.055	



添付表 3-1 両立支援策の利用に対する影響（処置群 対 対照群 1）

育児休業制度が利用可能

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.023	0.050	
2005年以降ダミー	0.009	0.064	
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.027	0.064	
年齢	0.004	0.002	**
中学校・高校	-0.082	0.018	***
専門学校・短大・高専	-0.046	0.017	***
既婚	0.018	0.016	
子ども数	0.064	0.015	***
各調査時点における就業状況(正規)	0.269	0.016	***
従業員規模301人以上	0.134	0.013	***
サービス業	-0.034	0.015	**
ブルーカラー	-0.055	0.018	***
標本数	12,476		
標本数(人数)	2,611		
Wald chi2(12)	495.920		

育児休業制度が有給

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	0.034	0.064	
2005年以降ダミー	-0.040	0.083	
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.052	0.075	
年齢	-0.007	0.002	***
中学校・高校	0.001	0.026	
専門学校・短大・高専	-0.025	0.022	
既婚	-0.016	0.022	
子ども数	0.006	0.018	
各調査時点における就業状況(正規)	0.089	0.019	***
従業員規模301人以上	0.032	0.020	
サービス業	-0.012	0.024	
ブルーカラー	0.022	0.028	
標本数	3,670		
標本数(人数)	1,317		
Wald chi2(12)	48.240		

添付表3-1 (つづき)

子の看護のための休暇制度が利用可能

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.014	0.036	
2005年以降ダミー	-0.046	0.046	
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.066	0.041	
年齢	-0.001	0.001	
中学校・高校	-0.028	0.012	**
専門学校・短大・高専	-0.016	0.012	
既婚	0.039	0.012	***
子ども数	0.074	0.013	***
各調査時点における就業状況(正規)	0.082	0.011	***
従業員規模301人以上	0.042	0.009	***
サービス業	0.008	0.011	
ブルーカラー	-0.020	0.013	
標本数	9,609		
標本数(人数)	2,583		
Wald chi2(12)	155.200		

子の看護のための休暇制度が有給

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.206	0.115	*
2005年以降ダミー	-0.387	0.121	***
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.318	0.095	***
年齢	-0.002	0.004	
中学校・高校	0.004	0.043	
専門学校・短大・高専	-0.046	0.038	
既婚	-0.010	0.042	
子ども数	-0.029	0.048	
各調査時点における就業状況(正規)	0.083	0.032	***
従業員規模301人以上	0.021	0.030	
サービス業	0.028	0.039	
ブルーカラー	0.003	0.054	
標本数	1,172		
標本数(人数)	692		
Wald chi2(12)	24.530		

育児のための勤務時間の短縮等が利用可能

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	0.006	0.038	
2005年以降ダミー	0.007	0.043	
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.017	0.042	
年齢	-0.001	0.001	
中学校・高校	-0.029	0.013	**
専門学校・短大・高専	-0.031	0.012	**
既婚	0.038	0.013	***
子ども数	0.063	0.010	***
各調査時点における就業状況(正規)	0.091	0.012	***
従業員規模301人以上	0.048	0.010	***
サービス業	0.005	0.012	
ブルーカラー	-0.004	0.014	
標本数	12,353		
標本数(人数)	2,606		
Wald chi2(12)	174.380		

注：1) 推定方法は、GEE population-average 回帰分析。

2) \*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で統計的に有意。

添付表 3-2 両立支援策の利用に対する影響（処置群 対 対照群 2）

育児休業制度が利用可能

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.208	0.026	***
2005年以降ダミー	0.020	0.016	
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.014	0.019	
年齢	0.005	0.002	***
中学校・高校	-0.105	0.019	***
専門学校・短大・高専	-0.054	0.018	***
既婚	0.028	0.015	*
子ども数	0.070	0.014	***
各調査時点における就業状況(正規)	0.274	0.016	***
従業員規模301人以上	0.155	0.013	***
サービス業	-0.044	0.016	***
ブルーカラー	-0.059	0.019	***
標本数	15,036		
標本数(人数)	3,109		
Wald chi2(12)	940.910		

育児休業制度が有給

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.048	0.029	*
2005年以降ダミー	0.057	0.021	***
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	-0.044	0.028	
年齢	-0.007	0.002	***
中学校・高校	-0.005	0.025	
専門学校・短大・高専	-0.022	0.021	
既婚	-0.013	0.019	
子ども数	0.004	0.016	
各調査時点における就業状況(正規)	0.095	0.019	***
従業員規模301人以上	0.043	0.018	**
サービス業	-0.011	0.022	
ブルーカラー	-0.006	0.026	
標本数	5,400		
標本数(人数)	1,694		
Wald chi2(12)	93.860		

添付表 3-2 (つづき)

子の看護のための休暇制度が利用可能

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.056	0.019	***
2005年以降ダミー	0.069	0.012	***
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	-0.050	0.015	***
年齢	0.000	0.001	
中学校・高校	-0.044	0.012	***
専門学校・短大・高専	-0.035	0.012	***
既婚	0.047	0.012	***
子ども数	0.091	0.013	***
各調査時点における就業状況(正規)	0.088	0.012	***
従業員規模301人以上	0.056	0.009	***
サービス業	0.005	0.011	
ブルーカラー	-0.016	0.014	
標本数	11,601		
標本数(人数)	3,081		
Wald chi2(12)	378.810		

子の看護のための休暇制度が有給

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.078	0.048	
2005年以降ダミー	-0.008	0.039	
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	-0.006	0.048	
年齢	-0.004	0.003	
中学校・高校	0.005	0.039	
専門学校・短大・高専	-0.098	0.033	***
既婚	-0.007	0.033	
子ども数	-0.013	0.034	
各調査時点における就業状況(正規)	0.082	0.032	**
従業員規模301人以上	0.029	0.026	
サービス業	0.001	0.038	
ブルーカラー	-0.044	0.047	
標本数	1,769		
標本数(人数)	925		
Wald chi2(12)	39.760		

育児のための勤務時間の短縮等が利用可能

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.081	0.021	***
2005年以降ダミー	0.045	0.013	***
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	-0.023	0.015	
年齢	-0.001	0.001	
中学校・高校	-0.043	0.013	***
専門学校・短大・高専	-0.045	0.012	***
既婚	0.046	0.012	***
子ども数	0.064	0.010	***
各調査時点における就業状況(正規)	0.095	0.012	***
従業員規模301人以上	0.071	0.010	***
サービス業	0.003	0.013	
ブルーカラー	0.009	0.014	
標本数	14,893		
標本数(人数)	3,103		
Wald chi2(12)	375.130		

注：1) 推定方法は、GEE population-average 回帰分析。

2) \*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で統計的に有意。

添付表 4-1 第1子・第2子出産後の継続就業に対する影響（処置群 対 対照群1）

**第1子出産後就業あり**

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.107	0.012	***
2005年以降ダミー	-0.122	0.013	***
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.642	0.097	***
年齢	0.005	0.002	**
中学校・高校	-0.026	0.038	
専門学校・短大・高専	-0.039	0.029	
既婚	-0.036	0.043	
子ども数	0.060	0.019	***
各調査時点における就業状況(正規)	0.058	0.022	**
従業員規模301人以上	0.023	0.023	
サービス業	0.043	0.024	*
ブルーカラー	-0.034	0.041	
標本数	874		
標本数(人数)	295		
Wald chi2(12)	4107.450		

**第2子出産後就業あり**

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.290	0.161	*
2005年以降ダミー	-0.115	0.030	***
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.408	0.184	**
年齢	0.009	0.007	
中学校・高校	0.111	0.079	
専門学校・短大・高専	0.053	0.074	
既婚	-0.012	0.315	
子ども数	0.113	0.066	*
従業員規模301人以上	0.193	0.060	***
サービス業	0.317	0.051	***
ブルーカラー	0.261	0.077	***
標本数	670		
標本数(人数)	206		
Wald chi2(11)	239.360		

注：1）推定方法は、GEE population-average 回帰分析。

2）\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で統計的に有意。

3）第2子を既に出産している人で、かつ、1年以上の長期非正規雇用者については、第2子出産後に正規雇用者がいないため、第2子出産後就業ありのモデルでは、「各調査時点における就業状況(正規)」の変数が除外されている。

添付表 4-2 第1子・第2子出産後の継続就業に対する影響（処置群 対 対照群 2）

**第1子出産後就業あり**

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.167	0.021	***
2005年以降ダミー	-0.078	0.011	***
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.425	0.091	***
年齢	0.003	0.002	*
中学校・高校	-0.033	0.029	
専門学校・短大・高専	-0.030	0.020	
既婚	-0.010	0.035	
子ども数	0.041	0.014	***
各調査時点における就業状況(正規)	0.033	0.019	*
従業員規模301人以上	0.015	0.015	
サービス業	0.031	0.015	**
ブルーカラー	-0.021	0.029	
標本数	1,084		
標本数(人数)	352		
Wald chi2(12)	2451.830		

**第2子出産後就業あり**

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.393	0.133	***
2005年以降ダミー	-0.186	0.038	***
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.485	0.193	**
年齢	0.006	0.007	
中学校・高校	0.036	0.075	
専門学校・短大・高専	0.056	0.069	
既婚	-0.002	0.350	
子ども数	0.114	0.070	
従業員規模301人以上	0.270	0.056	***
サービス業	0.331	0.047	***
ブルーカラー	0.276	0.068	***
標本数	747		
標本数(人数)	237		
Wald chi2(12)	690.090		

注：1）推定方法は、GEE population-average 回帰分析。

2）\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で統計的に有意。

3）第2子を既に出産している人で、かつ、1年以上の長期非正規雇用者については、第2子出産後に正規雇用者がいないため、第2子出産後就業ありのモデルでは、「各調査時点における就業状況（正規）」の変数が除外されている。

添付表 5-1 第1子・第2子の出産に対する影響（処置群 対 対照群1）

**第1子出産**

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	0.0001	0.001	
2005年以降ダミー	0.001	0.002	
delta（1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー）	-0.0003	0.002	
年齢	-0.0002	0.0001	***
中学校・高校	-0.001	0.0004	**
専門学校・短大・高専	-0.001	0.0004	*
既婚	0.041	0.004	***
各調査時点における就業状況（正規）	0.003	0.001	***
従業員規模301人以上	0.0002	0.0004	
サービス業	-0.0004	0.0005	
ブルーカラー	-0.001	0.001	*
標本数	15,195		
標本数（人数）	2,945		
Wald chi2(11)	197.380		

**第2子出産**

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.225	0.134	*
2005年以降ダミー	0.001	0.001	
delta（1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー）	0.015	0.009	*
年齢	0.0001	0.00004	
中学校・高校	0.001	0.001	
専門学校・短大・高専	0.0001	0.0003	
既婚	0.002	0.001	**
各調査時点における就業状況（正規）	0.001	0.0004	
従業員規模301人以上	-0.0003	0.0003	
サービス業	-0.0003	0.0003	
ブルーカラー	-0.001	0.0004	*
標本数	3,360		
標本数（人数）	646		
Wald chi2(11)	120.740		

注：1）推定方法は、GEE population-average 回帰分析。

2）\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で統計的に有意。

添付表 5-2 第1子・第2子の出産に対する影響（処置群 対 対照群2）

**第1子出産**

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.001	0.001	
2005年以降ダミー	0.001	0.001	
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.0001	0.001	
年齢	-0.0001	0.0001	***
中学校・高校	-0.001	0.0004	***
専門学校・短大・高専	-0.001	0.0003	*
既婚	0.049	0.004	***
各調査時点における就業状況(正規)	0.002	0.001	***
従業員規模301人以上	0.00003	0.0003	
サービス業	-0.0003	0.0004	
ブルーカラー	-0.0004	0.0004	
標本数	18,383		
標本数(人数)	3,607		
Wald chi2(11)	276.850		

**第2子出産**

説明変数	マージナル効果	Std. Err.	
1年以上の継続雇用が1度でもある非正規	-0.063	0.042	
2005年以降ダミー	0.003	0.002	*
delta(1年以上の継続雇用が1度でもある非正規X2005年以降ダミー)	0.017	0.010	*
年齢	0.0001	0.0001	
中学校・高校	0.0004	0.001	
専門学校・短大・高専	0.0003	0.0004	
既婚	0.004	0.001	***
各調査時点における就業状況(正規)	0.001	0.001	
従業員規模301人以上	0.000	0.0004	
サービス業	-0.001	0.001	
ブルーカラー	-0.001	0.001	
標本数	4,116		
標本数(人数)	764		
Wald chi2(11)	176.180		

注：1）推定方法は、GEE population-average 回帰分析。

2）\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で統計的に有意。



## VI 分析方法の解説

## 分析方法の解説

### <第1章>

#### ダミー変数：

0か1の2値をとる変数のことである。二項変数ともいう。

#### 線形確率モデル：

0か1の2値をとる二項変数を従属変数として、最小二乗法または一般化最小二乗法による回帰分析を行う多変量モデルのこと。

#### パネル推定：

パネルデータを用いた分析では、同一個人の「調査データからは観察されない属性（異質性：heterogeneityともいう）」を統制した上で、共変量が従属変数に与える影響を推定することができる。通常の変量解析においては、従属変数の値に対して重要な影響を与えるにもかかわらず、データの制約等により、モデルに組み込むことができない変数が存在する。これを除外変数 (omitted variable) という。除外変数があると、多変量モデルによって推定される係数にはバイアスが生じる。しかし、パネル推定を行うことで、この除外変数による推定バイアスを軽減することができる。このように「調査データからは観察されない属性」を統制した上で、推計を行う多変量モデルを、ここではパネル推定という。

#### プールドモデル (pooled model)、攪乱効果モデル (random-effect model)、 固定効果モデル (fixed-effect model)：

パネルデータを用いて、次のような線形モデルを推計する場合、

$$y_{it} = \beta_0 + x_{it}'\beta + u_{it} \quad \text{ただし、} u_{it} = a_i + \varepsilon_{it}$$

添字  $i$  は個体（個人）を、添字  $t$  は時点を表すとす。また、 $u_{it}$ 、 $a_i$ 、 $\varepsilon_{it}$  は攪乱項を示す。 $\beta$  を推定する際に、 $a_i=0$  であればプールドモデル (pooled OLS) によって、 $a_i \neq 0$  且つ  $\text{Cov}(a_i, x_{it})=0$  ならば攪乱効果モデル (random-effect model) によって、 $a_i \neq 0$  且つ  $\text{Cov}(a_i, x_{it}) \neq 0$  であれば固定効果モデル (fixed-effect model) によって推定することが適切とされる。

実際の推定上の操作としては、 $y_{it} - \rho \bar{y}_i = \beta_0(1 - \rho) + \beta(x_{it} - \rho \bar{x}_i) + (u_{it} - \rho \bar{u}_i)$  と変換したうえで（ただし、 $\rho = 1 - \left[\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_a^2}\right]^{1/2}$ 、 $\sigma^2$  は分散）、攪乱効果モデルの場合には実行可

能な一般化最小二乗法 (FGLS) によって、プールドモデルの場合は $\rho=0$ 、固定効果モデルの場合は $\rho=1$  として通常の方法によって計算することになる。

なお、第1章では、プールドモデルについては、単純な最小二乗法に代えて、( $a_i = 0$  とした) ロジットモデルを採用している。ロジットモデルは  $P(y=1|x)=\exp(\beta_0+x\beta)/[1+\exp(\beta_0+x\beta)]$  で定義される。

#### ポアソン回帰モデル：

第1章で見た学卒以来の経験仕事数は、比較的小さい正の整数に分布が集中しているようなカウント・データと呼ばれる変数である。このようなカウント・データに対して正規分布を当てはめるのは適切ではない。ポアソン回帰モデルは、このような場合に正規分布に換えてポアソン分布を仮定する推定手法であり、以下のように記述される。

$$\text{Prob}(y = h|x) = \frac{[-\exp(x\beta)][\exp(x\beta)]^h}{h!}$$

$h = 0, 1, \dots$ , (第1章の例では経験仕事数)

$x$ : 個人の属性

ここで、 $E(y|x)=\exp(x\beta)$ 、 $\text{Var}(y|x)=\exp(x\beta)$ である。このことを利用すると、

$$\frac{\partial E(y|x)/E(y|x)}{\partial x_l} = \beta_l$$

となるので、連続変数  $x_l$  に関して、 $\Delta y/y = \beta_l \Delta x_l$  となる。また、ダミー変数  $x_k$  に関しては、 $\Delta y/y = \exp(\beta_k) - 1$  となる。

#### 選択バイアスを考慮した順序ロジットモデル：

「結婚意欲」は、結婚していない者のみに観察される事象である。例えば、結婚意欲が高まり、実際に結婚する者たちが多くなると、その者たちの結婚意欲は観察され得なくなるので、(結婚意欲が観察できる者たちの) 結婚意欲の平均は下がる可能性がある。逆に、実現する結婚が少なくなると、観察される者たちの結婚意欲は高まっているように見えることがある。従って、結婚意欲を分析するにあたっては、それらがもたらす選択バイアスに注意する必要がある。第1章の分析では、Lee and Ono(2008)に倣い、未婚選択関数の推計から得られた逆ミルズ比を、結婚意欲を被説明変数とする順序ロジットモデルの説明変数に加えることで、それらの選択バイアスに対処した推計を行った。具体的には、以下に示される順序ロジットモデルを推計した。

$$\left\{ \begin{array}{ll} m = 0 & \text{if } m^* \leq 0 \\ m = 1 & \text{if } 0 < m^* \leq \mu_1 \\ m = 2 & \text{if } \mu_1 < m^* \leq \mu_2 \\ m = 3 & \text{if } \mu_2 < m^* \leq \mu_3 \\ m = 4 & \text{if } \mu_3 < m^* \end{array} \right.$$

$$m^* = x\beta + \gamma\lambda + \varepsilon$$

$m^*$ : 結婚意欲 (潜在変数)     $x$ : 個人属性     $\varepsilon$ : 誤差項  
 $\lambda$  は以下のプロビットモデルの推定結果から得られた  
 逆ミルズ比。

$$\left\{ \begin{array}{ll} s = 1 & \text{if } s^* \geq x\beta + \phi z + u \\ s = 0 & \text{if } s^* < x\beta + \phi z + u \end{array} \right. \quad \begin{array}{l} s^*: \text{未婚}=1 \text{ それ以外}=0 \\ z: \text{上記順序ロジットモデルの説明変数に含まれない変数 (父親死別ダミー、母親死別ダミー)} \end{array}$$

逆ミルズ比 (inverse Mills ratio) は次のように定義される。

$$\lambda \equiv \phi(\cdot) / \Phi(\cdot) \quad \phi: \text{正規分布の分布関数、} \Phi: \text{正規分布の密度関数}$$

#### 参考文献

Lee, K. S., and H. Ono, 2008, "Specialization and Happiness in Marriage: A U.S.-Japan Comparison," *Social Science Research* 37(4): 1216-1234.

## <第2～5章>

#### 共変量:

モデルにおいて統制される変数のことをいう。

#### 交互作用項:

多変量解析においては、ある共変量の影響 (係数の値) は、他の共変量の値に関係なく一定であることが仮定されている。しかし、ある共変量 X の係数が、別の共変量 Y の値によって変わる場合には、多変量モデルにおいて、共変量 X と共変量 Y との間に交互作用項をとる必要がある。具体的には、共変量 X と共変量 Y の他に、共変量 X と Y の積である共変量 XY をモデルに投入する。この共変量 XY とその係数のことを交互作用項という。

#### ハザード確率:

リスク人口 (population at risk) におけるイベント発生確率。リスク人口とは、イベントを経験する可能性がある人口を指す。例えば、離婚をイベントとして分析を行う場合、

離婚のリスク人口は有配偶の男女であり、未婚者や死別者、離別者はリスク人口に含まれない。ハザード確率は、より正確には「リスク人口において、時間  $t$  に至るまでの期間に、当該イベントが起こらなかったという条件のもとで、時間  $t$  から  $t+1$  までにおけるイベント発生の確率」を指す。ハザードとは、英語で「危険」を意味する言葉であるが、これはハザード確率の概念が死亡を分析対象とすることの多い生物統計において発展したことに由来している。

#### スプライン：

関数形の一つ。分析では、結婚や出生のリスク期間をいくつかの区間に分け、各区内におけるハザード確率が同じ比率をもって指数関数的に増加あるいは減少することを仮定している。ハザード確率の増減の比率は、同一区間内では一定であるが、異なる区間においては異なる比率をもつことができる。そのため、比較的少ないパラメーターで自由度の高いベースラインハザードを設定することができる。

#### ベースラインハザード：

年齢や結婚期間などの時間（期間）の関数として表されるハザード確率のことであり、多変量モデルにおいては、共変量を統制した場合におけるイベント発生確率の基本的なパターンを表わす。

#### センサリング（censoring）：

観察対象となるイベントのリスク期間について、その終了時点が明らかではない場合をセンサリングという。このうち、観察期間中にイベントが生起しないケースを右センサリング（right-censoring）という。

#### イベントヒストリー分析：

あるイベントの発生パターンとその要因に関する分析手法の総称である。別名、生存分析（survival analysis）、ハザード分析（hazard analysis）、期間分析（duration analysis）、failure-time analysis ともいわれる。イベントヒストリー分析は、ハザード（確）率を時間の関数として特定し、それが単数あるいは複数の説明要因によってどのように変化するのかを明らかにする多変量回帰分析である。モデルのパラメータは、最尤法（maximum likelihood method）もしくは部分尤度法（partial likelihood method）によって推定される。

#### 離散時間ハザードモデル：

イベントヒストリー分析のうち、時間の測定単位が連続的（際限なく細かい）とは仮定できず、離散的（序数的）である場合に利用される分析手法で、本報告書では離散時間ロ

ジットモデルならびに離散時間 complementary log-log モデル（以下、離散時間 CLL モデルと略す）（Allison 1982）を用いた。

離散時間ロジットモデルのモデル式は以下によって表される。

$$\ln[P_t/(1-P_t)] = a_t + b_1 X_1 + b_2 X_2(t) + \dots + b_k X_k(t) \quad \dots (1)$$

$P_t$  : ハザード確率、 $a_t$  : 時間変数、 $b_k$  : 共変量  $X_k$  の回帰係数、 $X_k$  : 共変量  $k$

離散時間ロジットモデルは、各リスク時点でのハザード確率  $P_t$  のロジット<sup>1</sup>を被説明変数とする回帰モデルである。(1) 式はロジットモデル（ロジスティック回帰分析）と類似しており、回帰係数を指数化してハザード確率のオッズ比として解釈することができる。

離散時間 CLL モデルのモデル式は以下によって表される。

$$\ln[-\ln(1-P_t)] = a_t + b_1 X_1 + b_2 X_2(t) + \dots + b_k X_k(t) \quad \dots (2)$$

$P_t$  : ハザード確率、 $a_t$  : 時間変数、 $b_k$  : 共変量  $X_k$  の回帰係数、 $X_k$  : 共変量  $k$

離散時間 CLL モデルにおいては、各リスク時点でのハザード確率  $P_t$  の補二重対数を被説明変数とする回帰モデルである。連続時間を仮定するモデルでは、ハザード率  $\lambda$  と累積生存確率  $S(t)$  は以下の式によって表すことができる。

$$\lambda = -\frac{d}{dt} \ln[S(t)] \quad \dots (3)$$

時点  $t$  から  $t+1$  までの 1 期間における累積生存確率  $S(t)$  は  $(1-P_t)$  で表されるため、(2) 式の左辺を指数化した  $(-\ln(1-P_t))$  は (3) 式の右辺の近似となり、連続時間におけるハザード率を仮定した値となる。したがって、離散時間 CLL モデルでは回帰係数  $b_k$  を指数化した値である  $\exp(b_k)$  は共変量  $X_k$  のハザード比として解釈することができる。

#### 参考文献

Allison, Paul D., 1982. "Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories", *Sociological Methodology*, 13: 61-98.

#### <参考>

---

<sup>1</sup> ロジットとはオッズを自然対数化した値をいう。オッズとは、イベントが生起しない確率  $(1-P)$  に対するイベント生起確率  $(P)$  の比ことを指し、 $P/(1-P)$  として表される。

### 傾向スコア：

傾向スコアとは、「共変量を用いて予測される、一方の群に割り当てられる確率」であり、その調査対象者が対照群ではなく、処置群に振り分けられる確率で、「対照群か処置群か」を説明する共変量（複数の変数）を用いて計算する。ここでは、分析対象者が対照群である場合を0、処置群である場合を1として、添付表1-1や添付表2-1にある変数（共変量）を用いてプロビットモデルによる推定を行い、その推定から導かれる予測値を傾向スコアとして用いている。

### 傾向スコアマッチング：

傾向スコアが近い者同士は類似した属性をもつ者として解釈できる。一定の条件を設けて、対照群と処置群のそれぞれから傾向スコアが近い者同士をペアで抽出して、抽出されたサンプルからなる新たな分析サンプルを構築する。このことを傾向スコアマッチングという。傾向スコアマッチングによって、対照群と処置群は、同じような属性をもつ者によって構成されることとなり、自然実験における対照群と処置群のように、均質な2つの集団を作り出すことができる。