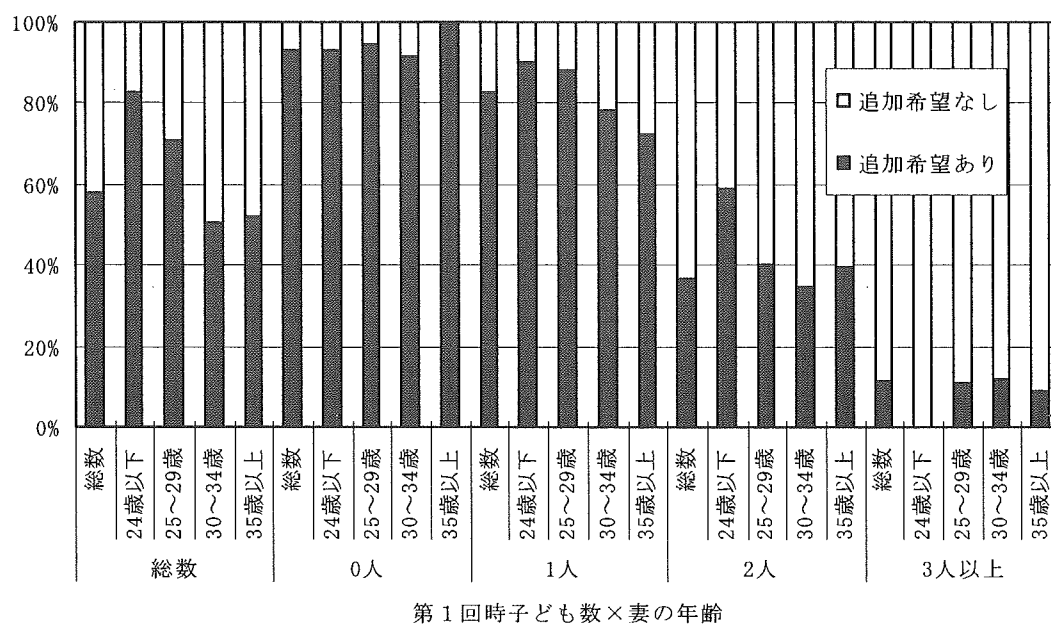
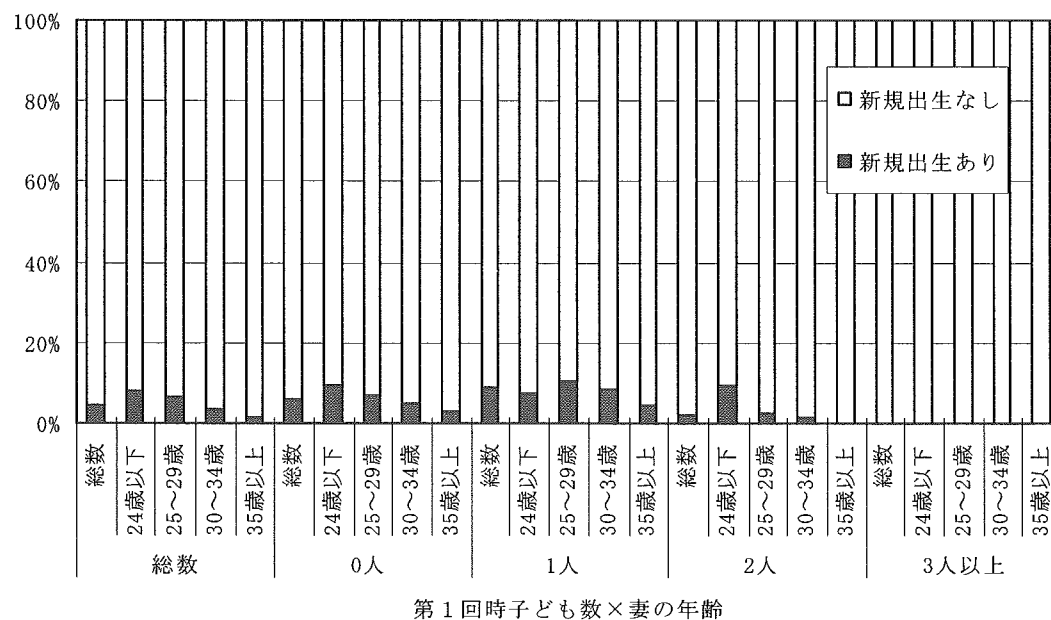


図表 19 第1回時子ども数別、妻の年齢別、妻の追加出生意欲



注：調査時点で妻が妊娠していなかった夫婦に限定。

図表 20 第1回時子ども数別、妻の年齢別、追加出生の有無



注：調査時点で妻が妊娠していなかった夫婦に限定。

次に、図表 20 では、同じく、第 1 回時子ども数別、妻の年齢別に追加出生の有無の割合を示した。子どもが 3 人いる場合の追加出生は明らかに少ないが、0～2 人までについては、パリティよりも妻の年齢が大きく効いている。とくに子どもがいなかった場合は、出生意欲は妻の年齢によってほとんど違いがなかったにも関わらず、実際の追加出生の有無は、高齢になるほど低い結果となっている。

以上の結果は、結婚している女性についてのみであったが、追加出生は、第 1 回調査時で独身だった女性からも発生している。そこで、独身女性や、独身女性を含めた全女性について、追加出生を希望している割合や、1 年以内の追加出生の有無をみてみたい。図表 21～図表 24 にしめした。

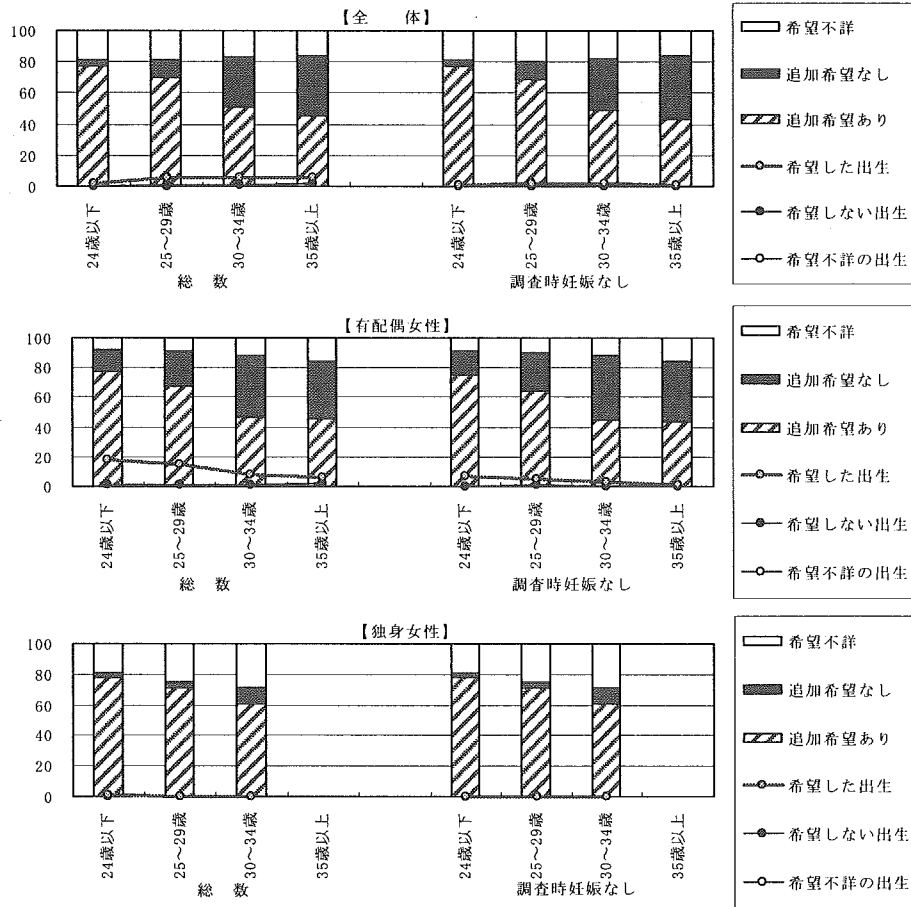
図表 22 は女性の年齢別、出生意欲の分布、および希望別追加出生があった割合を、女性全体、有配偶女性、独身女性について見たものである。有配偶女性では、年齢が高くなるにつれて、追加出生を望まない人が増えていたが、独身女性の場合、常に追加出生、すなわち子どもを持ちたいと考える人が、年齢が高くなってもほとんどを占める。一方、実際に追加出生をした人の割合は、出生を希望している人に比べると数が少ない。さらに、追加出生を希望していなかったにも関わらず子どもを産んだ人がわずかながら存在する。そうした希望した出産をした人の割合、希望しなかった出産をした人の割合がどの程度なのかを示したのが図表 23、図表 24 である。

図表 21 第 1 回時配偶関係別、女性の年齢別、出生意欲の分布、および希望別追加出生があった割合

第 1 回時配偶関係別、 調査時の 妊娠の有無	女性年齢	出生意欲 (%)	出生意欲 (%)			追加出生があった割合 (%)				総数	
			追加希望あり	追加希望なし	希望不詳	希望した出生	希望しない出生	希望不詳の出生			
全 体	総数	総数	100.0	64.4	17.3	18.3	5.3	4.5	0.4	0.5	12,157
		24歳以下	100.0	77.6	3.5	18.9	2.1	1.8	0.1	0.3	3,516
		25～29歳	100.0	69.4	11.5	19.1	6.7	5.8	0.4	0.6	3,908
		30～34歳	100.0	50.8	32.0	17.3	6.5	5.4	0.5	0.6	4,516
		35歳以上	100.0	45.2	38.7	16.1	9.2	5.5	1.8	1.8	217
	調査時妊娠なし に限定	24歳以下	100.0	77.6	3.5	18.9	1.0	0.8	0.0	0.1	3,451
		25～29歳	100.0	68.7	11.8	19.5	2.6	2.1	0.2	0.3	3,715
		30～34歳	100.0	49.3	33.1	17.6	2.5	2.0	0.2	0.2	4,306
		35歳以上	100.0	43.4	40.3	16.3	1.5	1.0	0.0	0.5	196
		有 配 偶 女 性	総数	総数	100.0	54.0	34.8	11.2	12.0	10.0	0.9
24歳以下	100.0			77.6	14.1	8.3	20.3	18.3	0.8	1.2	241
25～29歳	100.0			67.0	23.8	9.2	17.1	14.6	1.0	1.4	1,489
30～34歳	100.0			46.6	41.4	12.0	9.1	7.6	0.8	0.8	3,138
35歳以上	100.0			45.2	38.7	16.1	9.2	5.5	1.8	1.8	217
調査時妊娠なし に限定	24歳以下		100.0	75.5	15.9	8.7	8.2	7.2	0.5	0.5	208
	25～29歳		100.0	64.3	26.3	9.4	6.7	5.4	0.6	0.7	1316
	30～34歳		100.0	44.2	43.5	12.3	3.5	2.9	0.3	0.3	2944
	35歳以上		100.0	43.4	40.3	16.3	1.5	1.0	0.0	0.5	196
	独 身 女 性		総数	総数	100.0	71.9	4.7	23.5	0.6	0.4	0.0
24歳以下		100.0		77.6	2.7	19.7	0.7	0.5	0.0	0.2	3,275
25～29歳		100.0		70.9	3.9	25.3	0.4	0.3	0.0	0.0	2,419
30～34歳		100.0		60.2	10.6	29.2	0.5	0.4	0.0	0.1	1,378
35歳以上		-		-	-	-	-	-	-	-	0
調査時妊娠なし に限定		24歳以下	100.0	77.8	2.7	19.5	0.5	0.4	0.0	0.1	3243
		25～29歳	100.0	71.1	3.8	25.1	0.3	0.3	0.0	0.0	2399
		30～34歳	100.0	60.2	10.6	29.1	0.3	0.2	0.0	0.1	1362
		35歳以上	-	-	-	-	-	-	-	-	0

調査時点で妊娠をしていなかったケースに限ると、最も希望達成者の割合が高いグループは、24歳以下の有配偶者で、およそ10人に1人が出生を実現した。一方、35歳以上になると希望達成者は2.4%となってしまふ。また、希望していなかったにも関わらず出産した人の割合が最も高いのも、24歳以下の有配偶者であり、3%であるが、独身者も含めた全女性でみると、20代後半の1.8%が最も高くなる。

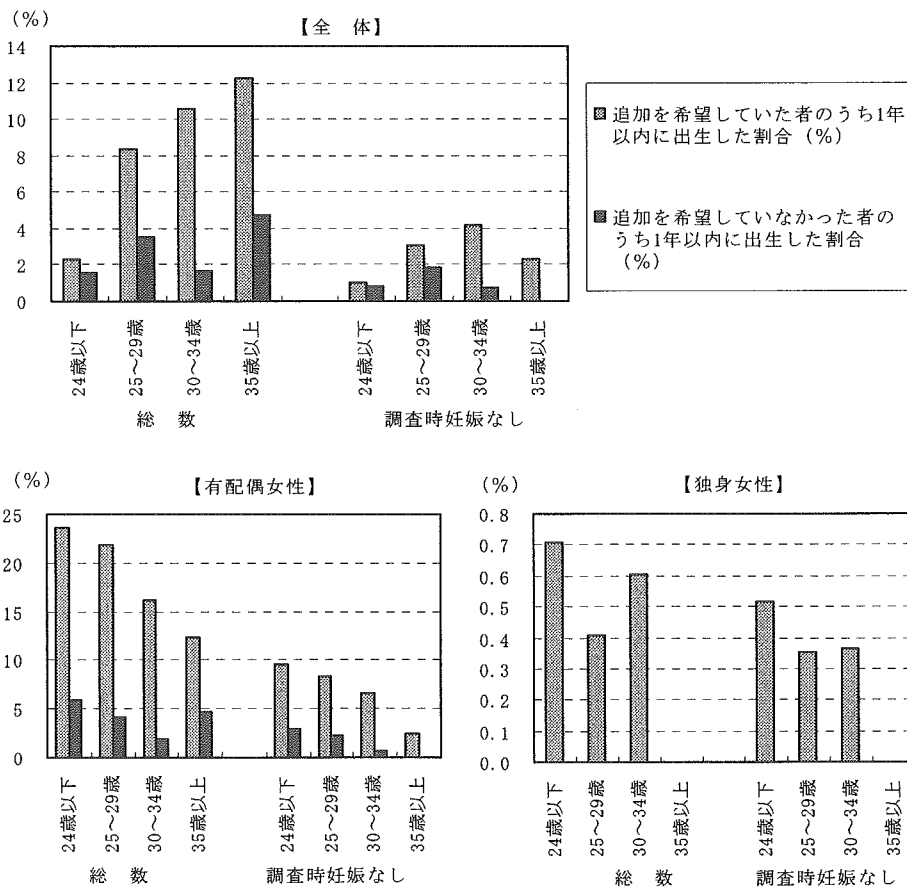
図表 22 女性の年齢別、出生意欲の分布、および希望別追加出生があった割合



図表 23 女性の年齢別、追加出生を希望していた者のうち出生した割合、および追加出生を希望していなかった者のうち出生した割合

第1回時配偶関係別、調査時の妊娠の有無		女性年齢	追加出生の割合		出生意欲別標本数	
			追加を希望していた者のうち1年以内に出生した割合 (%)	追加を希望していなかった者のうち1年以内に出生した割合 (%)	追加希望あり	追加希望なし
全体	総数	24歳以下	2.3	1.6	2,727	124
		25～29歳	8.3	3.6	2,711	449
		30～34歳	10.6	1.7	2,292	1,444
		35歳以上	12.2	4.8	98	84
	調査時妊娠なしに限定	24歳以下	1.0	0.8	2,679	121
		25～29歳	3.0	1.8	2,552	437
		30～34歳	4.1	0.7	2,122	1,426
		35歳以上	2.4	0.0	85	79
有配偶女性	総数	24歳以下	23.5	5.9	187	34
		25～29歳	21.9	4.2	997	355
		30～34歳	16.2	1.8	1,463	1,298
		35歳以上	12.2	4.8	98	84
	調査時妊娠なしに限定	24歳以下	9.6	3.0	157	33
		25～29歳	8.4	2.3	846	346
		30～34歳	6.5	0.8	1,302	1,281
		35歳以上	2.4	0.0	85	79
独身女性	総数	24歳以下	0.7	0.0	2,540	90
		25～29歳	0.4	1.1	1,714	94
		30～34歳	0.6	0.0	829	146
		35歳以上	-	-	0	0
	調査時妊娠なしに限定	24歳以下	0.5	0.0	2,522	88
		25～29歳	0.4	0.0	1,706	91
		30～34歳	0.4	0.0	820	145
		35歳以上	-	-	0	0

図表 24 女性の年齢別、追加出生を希望していた者のうち出生した割合、および追加出生を希望していなかった者のうち出生した割合



今回は出生意欲および追加出生の有無を、パリティや女性の年齢という基本的規定要因別にみたが、これを女性や夫婦の様々な属性別にみていくことで、どのような条件で追加出生意欲が高まるのか、あるいは実際に追加出生が可能なのかが一層明らかにあると思われる。また岩澤（2000）で指摘しているように、日本の出生は必ずしも意図したものだけとは限らない状況にある。そうした意図せざる妊娠や出生について、どのような条件が関わっているのかを明らかにすることも、リプロダクティブ・ヘルス/ライツの観点から重要な課題となるだろう。

7. 要因効果の推定

第2回目までのデータでは、イベント発生件数が少ないので、精緻な分析は限られる。しかしながら、以上で準備した構造変数を統制した上で、新規出生に関するロジット・モデルにおける推定結果をいくつか示してみよう。前節で論じたように、出生意欲によって追加出生の確率は異なる。また、子どもを生みたい人が出産を実現できることが政策の目的であることから、子どもを（さらに）持ちたいと考えている妻を対象を絞って、どのような条件が追加出生に関わっているかを明らかにしたい。

従属変数は第1回調査以降の出生確率である。ここでは、1年間全ての出生をイベントとした場合と、調査から8ヶ月以降の出生のみをイベントとする（調査時点で妊娠中のケースを省く）場合の二つのモデルを考える。

説明変数については、第1回調査時点の既往出生児数、妻と夫の年齢、前子出生（子どもの以内場合結婚）からの経過期間、双子などの多胎児がいるかどうか、といった基本的変数のみを含めた場合を基本モデルとする。さらに、夫の家事・育児参加の有無、希望子ども数、妻方母親同居、夫方母親同居、夫婦合算総所得、妻の学歴を含めたものをフルモデルとする。

家族・家庭生活における男女平等の促進は、先進国のジェンダー政策の主要な目的である（津谷 2005）。そうしたジェンダー政策が少子化にどのような影響をもたらすかを明らかにする上で、夫の家事・育児参加の指標は重要な変数となる。妻方や夫方母親との同居は、我が国において、祖母の子育て援助が不可欠になっていると言われる現状を確認する上で、重要な変数である。岩澤(2004)では、妻の就業形態よりも、妻の母親による育児援助があるかないかで、子ども数に違いがでていることを明らかにした。しかしこの結果は横断調査による、回顧式の回答であるので、出生の意思決定に、母親の援助が寄与するのかどうかを調べたものではない。今回の縦断調査によって、親の援助に大きく関係する同別居変数の効果を検証したい。

1990年代以降の平成不況によって、若い夫婦の経済状況が悪化、あるいは子育て世代内の所得格差が拡大していることが懸念されている（内閣府『平成17年版国民生活白書』）。夫婦の合算所得が追加出生に影響するのかどうかを検証する。

最後に妻の学歴をモデルに含めた。学歴は本人の社会経済的地位を決める重要な変数である。今日は社会経済的地位によって就業の機会やライフスタイルなどが異なり、社会経済的地位が高いほど、様々なライフスタイルの選択肢が多いことが伺える。そうした事情が、子どもを望む女性の追加出生にどう寄与しているのかを明らかにしたい。

図表 25 に結果を示した。基本モデルでは、既往出生児数と前子出産からの経過年数が有意にきいていることがわかる。それらをコントロールした上で、フルモデルにおける係数を見てみよう。

夫の家事参加変数の係数は、家事参加が多いほど、追加出生を促していることがわかる。ただし、年間の全出生をイベントとしたモデルでは 1%未満の確率で、有意に出生確率を高めることが示されている一方で、調査時点で妊娠していた可能性の高いケースを除いたモデルでは、少し結果が不安定となっている。イベント数が大幅に減少することが大きな要因であるが、それ以外にも、最初のモデルでは、妊娠が判明した故に夫の家事参加が高まった、という逆方向の因果が存在している可能性が考えられる。従って、第 3 回以降のデータが準備された段階で、もう少し先に妊娠したケースも含めて再検証する必要がある。とはいえ、横断調査では「子どもがいるから、夫が家事参加するのか」「夫が家事参加をするから子どもが持てるのか」ははっきりしなかった関係を、縦断調査では家事参加から追加出生への影響として確認できるという意味で、改めて大変意義深い調査であることがわかる。

妻方・夫方の母親との同居は、両方とも追加出生との有意な関係は見いだせなかった。親からの援助は、同居による援助から、近居にて頻繁に援助するスタイルに変わりつつある（岩澤 2004）。そうした意味で、同居そのものではなく、祖母の時間が実際にどれだけ援助にまわりつつあるかが重要であることを示唆しているのかもしれない。

妻の学歴については、調査時点での妊娠の有無を判別しないモデルではいずれも有意な差はみられなかった。しかし、調査時に妊娠をしていなかったケースに限定したモデルでは、高卒女性に比べ、短大卒（10%有意）の方が、追加出生確率が低いという結果になった。

出産が希望通りである、あるいは希望通りに出産できる、という意味においては、中程度の社会経済的地位の女性が、実現に不利な面があることを示唆している可能性もある。女性をとりまく具体的な環境、就業形態や勤め先の特徴、夫や親族の状況との関連にさらに迫っていく必要があるだろう。

図表 25 新規出生率に関するロジット・モデルの推定結果：
妻が追加出生を希望していたケースについて

説明変数	モデルA				モデルB			
	基本モデル		フルモデル		基本モデル		フルモデル	
	exp(B)	p	exp(B)	p	exp(B)	p	exp(B)	p
切片	0.162	<.0001	0.014	<.0001	0.033	<.0001	0.003	<.0001
子どもなし	2.002	0.0004	3.800	<.0001	1.519	0.2300	2.950	0.0050
子ども1人 (子ども2人)	2.446	<.0001	3.876	<.0001	3.286	<.0001	5.470	<.0001
子ども3人	1.831	0.212	0.835	0.7273	0.866	0.8916	0.356	0.3472
(妻25歳未満)								
妻25-29歳	1.366	0.3311	1.287	0.4402	1.506	0.4273	1.538	0.4140
妻30-34歳	1.132	0.7126	1.115	0.7523	1.460	0.4829	1.627	0.3783
妻35歳以上	0.933	0.8914	1.016	0.9759	0.465	0.5028	0.538	0.5939
(夫25歳未満)								
夫25-29歳	0.676	0.3248	0.703	0.3832	0.824	0.7594	0.925	0.9036
夫30-34歳	0.608	0.2194	0.606	0.2242	0.618	0.4570	0.645	0.5042
夫35歳以上	0.821	0.6397	0.835	0.6737	1.291	0.6984	1.361	0.6469
(前子出生から3年未満)								
前子出生から3-5年未満	1.157	0.3495	1.272	0.1321	0.926	0.7620	0.967	0.8978
前子出生から5-9年未満	0.488	0.0009	0.521	0.0030	0.407	0.0137	0.405	0.0143
前子出生から10年以上	0.112	0.0318	0.110	0.0314	0.000	0.9833	0.000	0.9826
多胎児あり	0.661	0.6986	0.684	0.7224	0.000	0.9916	0.000	0.9915
夫の家事・育児参加			1.646	0.0008			1.522	0.0785
希望子ども数(人)			1.824	<.0001			1.804	0.0012
妻方母親同居			1.332	0.2762			1.191	0.6773
夫方母親同居			1.112	0.5101			1.220	0.4118
夫婦合算総所得(千円)			1.000	0.2471			1.000	0.1026
妻学歴その他・不詳 (妻学歴高卒以下)			1.006	0.9944			1.725	0.6209
妻学歴短大・専門学校			1.093	0.5329			0.665	0.0672
妻学歴大卒以上			1.236	0.2811			0.941	0.8379
N	1,728		1,728		1,728		1,728	
-2 Log L	1609.59		1569.79		790.41		770.35	

第1回調査で夫婦であり、妻が追加出生を望んでいたケースについて。

8. まとめと提言

横断調査と縦断調査はそれぞれ長所と短所がある。縦断調査は調査実施のコストが高く、データセットの加工にも労力を要するが、その分、変数間の関係を因果関係として解釈することができるため、より信頼度の高い結論、提言が可能となる。しかし、因果関係を正確に把握するためには、縦断調査といえども、単に前年調査の結果と次年度を比較すればよい、変化を示せばよい、というわけではなく、関心事象の特徴に応じたモデルの構築が必要である。

本稿では、主に出生というライフイベントに着目し、規定要因分析のためのデータマネジメントについてまとめた。社会経済条件など、政策の議論と結びつく因果分析をするためには、出生行動を規定する基本的要素を統制する必要がある。そこで、特に重要だと考えられる母親の年齢とパリティ（既往出生歴）、結婚持続期間あるいは前出生からの経過時間といった変数を作成し、これらを統制した上で、追加出生の状況を提示した。また、前年の調査時点で妊娠していたかどうかは、前年の出生意欲や行動に関する回答に影響をあたえる可能性がある。前年の調査時点で妊娠していたケースを含む場合と含まない場合で、

各種指標がどの程度異なるかを明らかにした。規定要因の効果を明らかにするモデル分析では、調査時点で妊娠していたケースを除いてしまうと、推定結果が不安定になる場合もあった。対処法としては、次回調査結果を加え、イベント数を確保することが考えられるが、次のフェーズを待たずとも、調査票の妊娠歴に「現在妊娠中」といった項目を追加することによっても、出生に至るサンプルを増やすことができ、要因の影響について、より安定的な結果が得られると考えられる。限られた調査機会をできるだけ有効に活用する方法として、「現在妊娠中」かどうかの設問追加を提言したい。

今回の分析では、2回分の調査しかなく、クロスセクションと同様のロジット・モデルを当てはめたが、多数回のデータが蓄積された場合は、プーリング・データとして扱うか、固定効果を含むパネル・ロジット・モデル（北村 2005）での推定を試みるかなど、検討が必要であると思われる。なお、本分析に用いたデータは、2回目調査において回答が得られたサンプルに限られている。1回目からの脱落が、集計結果や分析結果に影響を与えている可能性などもあるので、より包括的なデータを用いて検証をする必要があるであろう。

最後に、従来の横断調査では、今日の出生がどの程度望まれた結果なのか、あるいは、子どもを望んでいる人が、実際にどの程度実現できているのか、といった意欲と結果に関わる分析に限界があった。縦断調査によって、出生意欲別の結果などを提示することがはじめて可能となり、単に子ども数が少ないという事実だけでなく、「ほしいのに持てない」事情といったものに迫ることが可能になる。今回の集計では、出産を希望している既婚女性（かつ、調査時点で妊娠していない）の内、1年以内に出産に至る割合は10%以下であることが分かった。一方、希望していないにもかかわらず、出産した人も数%は存在する。個人やカップルの家族形成に関する意思を十分尊重する中で、行政としてサポートできる側面は何かを特定するためにも、こうした出生意欲別の結果を示すデータを十分に生かすことが期待される。

参考文献

- 岩澤美帆.2000.「意図せざる妊娠の数量分析」『生存科学』(財)生存科学研究所,Vol.11.pp7-21
- 岩澤美帆.2004.「妻の就業と出生行動：1970年～2002年結婚コーホートの分析」『人口問題研究』第60巻第1号,pp.50-69.
- 北村行伸.2005.『パネルデータ分析』一橋大学経済研究叢書53,岩波書店.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部.2004.「第1回21世紀成年者縦断調査(平成14年)」.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部.2005.「第2回21世紀成年者縦断調査(平成15年)」.
- 津谷典子.2005.「少子化と女性・ジェンダー政策」大淵寛・阿藤誠編著『少子化の政策学』原書房,pp.157-187.
- 山口一男.2004.「少子化の決定要因と対策について」『RIETI Discussion Paper』04-J-045.
- 山口一男.2005a.「少子化の決定要因と対策について」『季刊家計経済研究』No.66.pp.57-67.
- 山口一男.2005b.「少子化の決定要因と具体的対策－有配偶者の場合」『RIETI Policy Analysis Paper』No.6.

8 独身者の結婚意欲ならびに有配偶者の希望子ども数に関する分析：

『21世紀成年者縦断調査』を用いた分析事例

福田 節也

はじめに

本稿においては、厚生労働省大臣官房統計情報部によって実施されている「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査および第2回調査のデータを用いて、1)独身者の結婚意欲に関する要因分析、2)有配偶者の希望子ども数に関する分析の2つの分析を行う。

今日の少子化の要因は未婚化・非婚化の進行と夫婦出生力の低下に大別することができる。本稿では、これらの2つの問題について、独身者ならびに有配偶者の意識の側面から分析を行う。また、「21世紀成年者縦断調査」は同一対象者から継続的に回答を得ているパネル調査であると同時に、対象者が夫婦である場合は夫婦のそれぞれから個別に回答を得ているペア調査でもある。本稿では、当データのこれらの特徴を活かした分析事例を示すこととする。

1. 独身者の結婚意欲の規定要因に関する分析

今日の少子化の最も直接的な要因は未婚化・晩婚化である。結婚意欲が高い、あるいは低い未婚者層を明らかにすることは、今日の未婚化・晩婚化現象を理解する上で重要である。本章では、独身者の結婚意欲の規定要因を分析する。分析においては、1)居住形態（両親との同居、片親との同居、1人暮らし、同棲、その他）、2)自立度（所得、就業状態、家事遂行時間）、そして3)就業する企業において利用可能な育児支援制度に着目し、これらが結婚意欲に与える影響を計量的に把握することを目的とする。

1-1. データ

使用するデータは、前出の「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査（2002年11月20日実施）と第2回調査（2003年11月5日実施）である。分析は、子どものいない独身男女を対象とし、第1回調査時における結婚意欲の規定要因を明らかにする。未婚者ではなく、離死別経験者も含めた独身者を分析の対象とするのは、「21世紀成年者縦断調査」において結婚歴に関する項目がないため、未婚者と既婚の独身者を区別できないことによる。したがって、分析サンプル中にどれだけの離死別者が混入しているのかについて

もデータからは知ることができない¹。分析ではこれらの離死別者の結婚意欲が未婚者のそれと有意に異なることを仮定することとなる²。

また、分析においては第1回調査における結婚意欲を対象とするが、第2回調査のデータも利用する。これは、独身者の結婚意欲に関する項目が第1回調査においてのみ得られ、勤務する企業において利用可能な育児支援制度に関する項目は第2回調査においてのみ得られているためである。したがって、利用可能な育児支援制度を含めた分析では、第1回調査、第2回調査ともに子どもがいない無配偶であり、かつ同一就業を継続している正規就業の男女に限定した³。ここでは、過去1年間に勤務先における利用可能な育児支援制度に変更がなかったという仮定の下に因果関係を設定する。また、正規就業の男女を対象を限定したのは、企業における育児支援の対象が主として正社員であることを考慮したためである。

少子化対策として企業における育児支援の拡充を求める声は大きい。しかし、わが国において育児支援とは、すでに結婚している夫婦の子育てを支援する施策であるといえる。しかし、1990年代以降の出生力低下の約5割が未婚化・非婚化の進行によって生じている(岩澤、2002)。そのため、企業における育児支援の有無が、未婚者の結婚意欲にまで影響を及ぼしているのか否かを検証することは、少子化対策としての育児支援の有効性を検討するうえで重要である。また、このことは家族に優しい(ファミリーフレンドリーな)職場環境の構築が、夫婦出生力の低下のみならず、未婚化・非婚化の進行までも緩和する可能性があるのかを検討することでもある。前述のような仮定が必要となることは否めないが、同一個人を対象とするパネル調査の特徴を活かし、本節では利用可能な育児支援制度が未婚者の結婚意欲に与える影響についての分析も行うこととする。

1-2. 使用変数と分析法

「21世紀成年者縦断調査」においては、独身者の結婚に関する意欲について、「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5段階で回答を得ている。本節では、順序ロジスティック回帰分析(ordered logit analysis)を用いて、これらの回答が回答者のどのような社会経済的要因によって予測されるのかを分析した。なお、結婚意欲の尺度は、結婚意欲が強いほど高い値をもつようにコーディングした。

順序ロジスティック回帰分析とは、このような順序尺度変数を従属変数とする場合のロ

¹ 「2000年国勢調査」(総務省統計局、2001)によると、20-34歳の男女のうち、独身者に占める離死別者の割合は男が1.63%、女が4.41%である。本分析では、子どもがいる独身者を分析より除外しているため、分析サンプルにおける既婚者の割合はこれと同程度かそれ以下と推測される。

² これはかなり強い仮定であることは否めないが、サンプルに占める離死別者の割合(脚注1参照)を考慮すると全体に与える影響は小さいものと思われる。

³ 「同一就業継続」とは勤め先、及び就業形態が変わっていないこと、また、自ら行っている事業が変わっていないことをいう。

ジスティック回帰分析である (Long, 1997)。独立変数が従属変数に与える影響については、通常の回帰分析と同様に係数によって表され、係数がプラスであれば独立変数の値の増加が結婚意欲の高さと正の関係をもつことを意味し、係数がマイナスであれば独立変数の値の増加が結婚意欲の高さと負の関係をもつことを意味する⁴。

結婚意欲の規定要因は男女別に異なることが予測されるため、分析は男女別に分けて行った。また、選択する変数によってサンプルの構成が変化するため、分析は以下の3つのモデルによって行った。モデル1においては、第1回調査のデータより独身男女全サンプルを対象とし、5段階の結婚意欲の規定要因を分析した。ここで用いた変数は、居住形態、総収入、職業、週当たり家事時間、学歴、在学・卒業の別、そして年齢である。モデル2においては、モデル1より有就業の女性のみを対象とし、前述の変数に加えて、結婚ならびに出産後の就業継続意向が結婚意欲に与える影響について考察した。そしてモデル3においては、第1回調査、第2回調査ともに回答した独身男女サンプルのうち、第1回調査から第2回調査までの間に、同一就業を継続した男女を対象とし、勤務先での育児支援制度が結婚意欲に与える影響について考察した。また、変数選択上の問題により、第2、第3のモデルにおいては、結婚を「絶対したくない」と回答した男女を除く、4段階の結婚意欲について分析を行った。各変数の記述統計を表1に示した。

⁴ 順序ロジスティック回帰分析においてオッズ比を算出することも可能であるが、順序ロジスティック回帰分析のオッズ比は、 $\exp(-b)$ によって表されるため、ロジスティック回帰分析のオッズ比 ($\exp(b)$) とは解釈が異なる (Long, 1997)。ここでは混乱を避けるため、係数のみを表示する。

表1 独身男女の結婚意欲に関する分析に用いた変数の記述統計

	女		男	
	サンプル数	平均	サンプル数	平均
総収入(万円)*1	7873	155.00	8904	178.16
総収入不詳ダミー*2	7873	8.65	8904	0.21
週当たり合計家事時間(時間)*1	7807	9.22	8822	5.11
週当たり家事時間不詳ダミー*2	7807	40.98	8822	0.38
年齢(歳)	7904	25.40	8932	26.01
勤務先で利用可能な育児支援制度の数*1	2414	1.26	3213	0.81
育児支援制度の数不詳ダミー*2	2414	8.16	3213	0.15
	サンプル数	割合(%)	サンプル数	割合(%)
結婚意欲				
絶対したい	2625	33.70	2304	26.19
なるべくしたい	2761	35.44	3211	36.51
どちらとも言えない	1737	22.30	2543	28.91
あまりしたくない	511	6.56	530	6.03
絶対したくない	156	2.00	208	2.36
合計	7790	100.00	8796	100.00
居住形態				
両親と同居	5034	63.69	4976	55.71
片親と居住	807	10.21	865	9.68
一人暮らし	670	8.48	1131	12.66
同棲	118	1.49	100	1.12
グループ居住	153	1.94	151	1.69
不詳	1122	14.20	1709	19.13
合計	7904	100.00	8932	100.00
職業				
大企業雇用・官公庁勤務	838	10.60	893	10.00
中小企業雇用	1465	18.53	1840	20.60
専門・技術職	1039	13.15	1434	16.05
自営業/会社役員	210	2.66	547	6.12
非正規雇用/その他	2636	33.35	1861	20.84
無職/休業	1116	14.12	1492	16.70
不詳	600	7.59	865	9.68
合計	7904	100.00	8932	100.00
学歴*3				
中学	160	2.05	531	6.05
高校	2230	28.62	3219	36.69
専門学校	1477	18.96	1754	19.99
短大/高専	1879	24.11	-	-
大学/大学院	2046	26.26	3269	37.26
合計	7792	100.00	8773	100.00
在学中				
卒業	5855	74.08	6251	69.98
在学	1070	13.54	1389	15.55
不詳	979	12.39	1292	14.46
合計	7904	100.00	8932	100.00

(次ページへ続く)

(前ページの続き)

	女		男	
	サンプル数	割合(%)	サンプル数	割合(%)
家庭観: 夫は主に世帯収入に、妻は主に家事に責任をもつ家庭を築きたい*4	7455	29.68	8315	29.32
結婚後の就業継続*5				
結婚した後も続ける	2386	37.83	-	-
結婚を機にやめる	1255	19.90	-	-
考えていない	2666	42.27	-	-
合計	6307	100.00		
出生後の就業継続*5				
出産した後も続ける	1332	22.30	-	-
出産を機にやめる	1677	28.08	-	-
考えていない	2964	49.62	-	-
合計	5973	100.00		
育児休業制度*6				
ない&わからない	912	37.78	1794	55.84
ある	1344	55.68	1000	31.12
不詳	158	6.55	419	13.04
合計	2414	100.00	3213	100.00
子の看護のための休暇制度*6				
ない&わからない	1790	74.15	2366	73.64
ある	453	18.77	414	12.89
不詳	171	7.08	433	13.48
合計	2414	100.00	3213	100.00
育児のための勤務時間の短縮*6				
ない&わからない	1693	70.13	2356	73.33
ある	549	22.74	414	12.89
不詳	172	7.13	443	13.79
合計	2414	100.00	3213	100.00
育児のための時間外労働の制限*6				
ない&わからない	1996	82.68	2574	80.11
ある	244	10.11	208	6.47
不詳	174	7.21	431	13.41
合計	2414	100.00	3213	100.00
育児のための深夜業の制限*6				
ない&わからない	1978	81.94	2574	80.11
ある	258	10.69	198	6.16
不詳	178	7.37	441	13.73
合計	2414	100.00	3213	100.00
事業所内託児施設*6				
ない&わからない	2144	88.82	2747	85.50
ある	99	4.10	29	0.90
不詳	171	7.08	437	13.60
合計	2414	100.00	3213	100.00

*1: 値が不詳の場合(欠損値)には平均値を代入。 *2: 不詳ダミーが1である割合(%)を示す。

*3: 「短大/高専」の男性は「専門学校」とコーディングした。

*4: 結婚意欲への回答が「絶対したくない」の男女は除く。

*5: 所得を伴う仕事がない女性および結婚意欲への回答が「絶対したくない」の女性は除く。

*6: パネル1とパネル2で独身継続、子どもなしでかつ同一の正規就業継続者に限定。

1-3. 独身男女の結婚意欲を規定する要因に関する分析結果

モデル1の結果を表2に示した。はじめに居住形態についてみると、同棲中の独身男女は結婚意欲が高い傾向がみられる。サンプルに占める同棲の割合は男女ともに全体の1%程度と少ないが、近年では同棲を経験する未婚男女が若年層において増加している(国立社会保障・人口問題研究所、2004)。同棲している男女の結婚意欲が高い理由として、1) 同棲相手との結婚を前提としているため、2) 晩婚化が進む中、結婚意欲の高い男女ほど結婚の擬似体験として同棲を選択するため、の2つの可能性が考えられる。未婚男女における同棲経験者の増加は、後者の理由が次第に有力となりつつあることを示唆しているのかもしれない。また、親の離婚・死別、単身赴任等の理由により片親世帯に居住する女性は、両親と同居する女性と比べて結婚意欲が低い傾向がみられる。なかでも、近年において離婚が増加していることから、離婚による片親世帯の増加は次世代の未婚化を促す方向に作用する可能性が示唆される。さらに、一人暮らしの女性は結婚意欲が低い傾向がみられる。1970年代のアメリカでは、結婚前の離家は女性の就業志向を高め、希望子ども数や性別役割分業意識を低下させるというように、その嗜好、態度、将来設計をより非家族主義的な方向に変化させることが実証されている(Waite, et. al., 1986)。Goldscheiderら(1987)は、離家によって女性が自立や自由といった結婚以外の選択肢を獲得することをその理由として挙げている。同様の傾向が近年の日本においてもみられるのであろうか。パラサイト・シングルを巡る議論では、親と同居する女性の晩婚傾向が指摘されているが、意欲に関する限り、親と同居する女性のほうが高い結婚意欲をもっていることが示唆される。

次に、独身者の総収入が結婚意欲に与える影響について考察する。男性は収入が高いほど結婚意欲が高まるという正の関係がみられる。しかし、女性の収入については結婚意欲との間に2次曲線の関係が認められた。未婚女性の結婚意欲は、年収400万円前後を頂点として、それよりも低収入もしくは高収入であるほど低い傾向がみられた。低収入層における低い結婚意欲は、非正規雇用の女性における晩婚化が進行しているとする先行研究の結果とも一致する(永瀬, 2002; 樋口&酒井, 2003)。一方、高年収の女性については、結婚によって夫の経済力に依存する必要がないために結婚を選択しないとするベッカーらの経済理論(Becker, 1965)や高収入女性ほど結婚後の出産や育児による就業中断の機会費用が高いことによって説明される。また、女性の上方婚志向が強いわが国(山田, 1996)においては、高収入の女性ほど自分と同等かそれ以上の経済力をもつ男性を見つけることが困難となることも、高収入女性の低い結婚意欲を説明する要因といえるだろう。これらはいずれもわが国においては性別役割分業意識が根強く、女性の就業と家族形成がトレードオフの関係にあることを示唆している。

職業による結婚意欲の差異についてみると、女性は正規雇用であるか否かによって結婚意欲に大きな差がみられる。非正規雇用や無職の女性において、結婚意欲が低い傾向が顕著である。しかし、正規雇用されている女性の間では、企業規模や職種による結婚意欲の差がみられない。一方、男性においても、同様に非正規雇用や無職において、結婚意欲が低い傾向がみられる。しかし、それに加えて大企業や官公庁、そして専門・技術職といっ

表2 独身者の結婚意欲の規定要因に関する順序ロジット分析

— モデル1: 全サンプル & 結婚意欲5段階尺度 —

	女		男	
	b		b	
居住形態(ref. 両親と同居)				
片親と同居	-0.152	*	-0.069	
一人暮らし	-0.253	***	-0.067	
同棲	0.512	**	0.704	***
グループ居住	-0.028		-0.060	
不詳	0.023		-0.086	
総収入(百万円) *1	0.336	***	0.085	***
総収入(百万円)の2乗	-0.004	***	-	
総収入不詳ダミー	-0.226	**	-0.098	+
職業(ref. 中小企業雇用)				
大企業雇用・官公庁勤務	0.079		0.199	**
専門・技術職	0.070		0.154	*
自営業/会社役員	-0.083		-0.022	
非正規雇用/その他	-0.244	***	-0.481	***
無職/休業	-0.339	***	-0.658	***
不詳	-0.190	*	-0.069	
週当たり合計家事時間	0.000		0.016	***
週当たり家事時間不詳ダミー	0.072		-0.012	
学歴(ref. 高校)				
中学	-0.699	***	-0.268	**
専門学校	0.149	*	0.077	
短大/高専	0.250	***	-	
大学/大学院	0.195	**	0.172	***
在学中(ref. 卒業)				
在学	0.085		0.460	***
不詳	-0.058		0.081	
年齢 *2	-0.073	***	-	
20-22歳	-		-0.053	
22-26歳	-		0.050	*
26-27歳	-		-0.292	***
27-29歳	-		0.057	
29-34歳	-		-0.060	**
切片1	-5.549		-4.642	
切片2	-3.967		-3.275	
切片3	-2.359		-1.331	
切片4	-0.810		0.289	
サンプル数	7560		8510	
カイ2乗値	387.92	***	458.99	***
自由度	23		25	
擬似決定係数R2	0.019		0.020	

*** p < .001, ** p < .01, * p < .05, + p < .10

*1 男性モデルでは総収入(万円)の自然対数。

*2 男性モデルではスプライン関数の係数を表す。

たより安定した職業の男性において、結婚意欲が高い傾向がみられる。収入もさることながら、職業によって異なる雇用の安定性が、男性の結婚意欲に大きな影響を与えていることが示唆される。また、近年のフリーターやニートの増加といった現象は、結婚意欲が低い男女の増加を意味するといえる。

また、家事時間が多い男性ほど結婚意欲が高い傾向がみられる。これは家事をする男性ほど自立意識が高いため、というよりは結婚による家事の軽減を期待しているのかもしれない。一方、女性には家事時間による結婚意欲の差は全くみられない。

さらに、男女ともに学歴が高いほど結婚意欲が高い傾向にある。この傾向は、高学歴女性ほど晩婚化が進んでいるとする現実の結婚行動 (Raymo, 2003) とは異なるものである。予備的な分析の結果、学歴が大学・大学院である女性 (在学中の女性も含む) の結婚意欲は在学期間が長いことや収入が高いことによって若干ではあるが抑圧されていることが明らかとなった。しかし、これらの条件を加味しても、学歴が大学・大学院の女性の結婚意欲は短大・高専卒の女性を除く、他の教育水準の女性よりも高いことから、高学歴女性の晩婚化の多くの部分は、意欲と現実のミスマッチによって生じていることが伺える。

最後に、結婚意欲の年齢差には大きな男女差がみられた。男女ともに年長のサンプルほど結婚意欲が低い傾向が認められる。しかし、女性は年齢が高いサンプルほど線形に結婚意欲が低下する傾向があるのに対し、男性は 22 歳から 26 歳、27 歳から 29 歳の間において結婚意欲が高まる傾向がみられた。このような影響は、コーホートの効果である可能性も否めない。しかし、おそらく女性の場合は年齢が高くなるほど結婚を望まない女性が独身サンプルとして残る、いわゆる自己選択効果 (self-selection effect) が強くみられるものと思われる。一方、男性の場合には、全体としてはこのような自己選択効果はあるものの、一部の年齢層における結婚意欲の上昇は、経済的理由などにより結婚したくともできない層が多分に独身サンプルの中に含まれていることを示唆しているのではなかろうか。

次に、モデル 2 の結果を表 3 に表した。先に考察した諸変数については、ほぼ同様の結果が得られているため詳述しない。ここではモデル 2 で新たに加えた家庭観、結婚後の就業継続意向、そして出産後の就業継続意向と結婚意欲との関係について試みる。これらの 3 要因は、いずれも他の要因と比べて女性の結婚意欲と強い関連をもっている。

家庭観については、結婚後は夫が主に世帯収入に責任をもち、妻が家事に責任をもつ、という伝統的な性別役割分業に順応的な女性ほど結婚意欲が高い傾向がみられる。したがって、今日においてもなお結婚は男女の伝統的な性別役割分業に基づく制度としての側面が根強いことが示唆される。また、結婚後の就業意向については、何も考えていないと回答した女性に比べて、結婚後も就業を継続する意向の女性、結婚を機に退職する意向の女性ともに、結婚意欲が高い傾向が認められる。近年では結婚後の就業継続が増加していることから (岩澤, 2004)、結婚後の就業継続の可否はそれほど結婚の障害とはならないのであろう。しかし、出産後の就業継続意向については、継続意向の有無によって明確な違いがみられる。出産退職の意向をもつ女性は、その他の女性よりも結婚意欲が高い傾向が顕著である。この結果も、伝統的な性別役割分業に順応的な女性ほど結婚意欲が高いという

表3 独身女性の結婚意欲の規定要因に関する順序ロジット分析
 — モデル2：女性就業サンプル & 結婚意欲4段階尺度 *1 —

	b
居住形態(ref. 両親と同居)	
片親と居住	-0.125
一人暮らし	-0.176 +
同棲	0.472 *
グループ居住	0.082
不詳	-0.102
総収入(百万円)	0.155 *
総収入(百万円)の2乗	-0.001
総収入不詳ダミー	-0.059
職業(ref. 中小企業雇用)	
大企業雇用・官公庁勤務	0.032
専門・技術職	0.136
自営業/会社役員	0.118
非正規雇用/その他	-0.122 +
無職/休業	
不詳	-0.079
週当たり合計家事時間	0.001
週当たり家事時間不詳ダミー	0.119 *
学歴(ref. 高校)	
中学	-0.340
専門学校	0.180 *
短大/高専	0.229 ***
大学/大学院	0.280 ***
在学中(ref. 卒業)	
在学	0.137
不詳	-0.019
年齢	-0.084 ***
家庭観: 夫は世帯収入&妻は家事	0.681 ***
結婚後の就業継続意向(ref. 考えていない)	
結婚した後も続ける	0.606 ***
結婚を機に辞める	0.761 ***
出産後の就業継続意向(ref. 考えていない)	
出産した後も続ける	-0.079
出産を機に辞める	0.476 ***
切片1	-4.052
切片2	-2.185
切片3	-0.402
サンプル数	5539
カイ2乗値	704.40 ***
自由度	27
擬似決定係数R2	0.052

*** p < .001, ** p < .01, * p < .05, + p < .10

*1 結婚を「絶対したくない」と回答したサンプルを除外した尺度

傾向を支持するものといえる。

また、モデル2においては、収入と結婚意欲との関係は正の線形へと変化した。無職の女性をサンプルより除外し、家庭観、結婚後の就業継続意向、出産後の就業継続意向に回答している女性に分析対象を限定したことにより、総収入の2乗の効果は10%水準にまで低下する(分析結果非表示)。その後、家庭観、結婚後の就業継続意向、出産後の就業継続意向のいずれの変数を入れても総収入の2乗の係数は10%水準以上となり統計的な有意性を失う。したがって、モデル1において高収入女性ほど結婚意欲が低下する傾向がみられたのは、高収入女性ほどより平等な性別役割分業意識をもち、結婚・出産後の就業継続意向が強いためであったものと思われる。高収入女性の結婚意欲は、結婚や出産後の就業継続が可能か否かに左右されている可能性が示唆される。

最後に、モデル3(表4参照)においては、勤務先において利用可能な育児支援制度が独身者の結婚意欲に与える影響について考察する。また、企業における育児支援制度は独身者の将来の出生意向に影響を与えていることも考えられるため、ここでは出生意向⁵への影響についてもあわせて分析する。前述のように、モデル3では独立変数の時間的先行を仮定するため、第1回調査、第2回調査ともに子どもがいない独身で、かつ同一就業を継続した正規就業の男女のみを対象としている。また、多共線性を避けるため、各育児制度に関する変数はモデルに同時には投入せず、それぞれの変数を1つずつ含むモデルで別々にパラメーターを推定した。したがって、統制変数(モデル1と同じ)の係数は表示せず、各育児支援制度変数の係数のみを表示する。

分析によると、勤務先において利用可能な育児支援は、独身男女の将来の出生意向と強い関連をもっていることが明らかである。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といった制度のある企業で働く独身男女は将来子どもをもつ意向が強い傾向がある。また、育児のための時間外労働の制限や深夜業の制限といった施策がある企業では、男性の子どもをもつ意志が強い傾向がある。さらに個別の育児支援制度の有無のみならず、利用可能な育児支援制度が多い企業に勤める男女ほど出生意向が高い。したがって、利用可能な育児支援に選択の幅があるほど、独身者は将来の家族形成について意欲的であるといえる。全般に、育児に協力的な企業に勤める男女ほど将来子どもを持つ意志が強い傾向が認められ、その影響は女性よりもむしろ男性において明確に現れている。しかし、男性が利用できる育児支援制度は平均で1を下回ることから(表1参照)、その影響は女性よりも限定的であるといえる。

⁵ 出生意向に関する設問と選択肢は以下である。

「子どもが(もう1人)欲しいと思いますか。あてはまる番号1つに○をつけてください。」

- 1 絶対欲しい 2 欲しい 3 どちらとも言えない 4 あまり欲しくない
5 絶対欲しくない

出生意欲についても結婚意欲と同様に、出生意欲が高いほど数値が高くなるようにコーディングした。

一方、勤務先の育児支援制度が結婚意欲に与える影響は、男女で結果が異なる。男性の結婚意欲は出生意向と同じく、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、育児のための時間外労働の制限などと正の関係にある。しかし、女性においては、育児休業制度と育児のための勤務時間の短縮の有無が結婚意欲と弱い正の関係をもつに留まり、その影響は微弱なものとなっている。

表4 独身男女の結婚意欲および出生意向の規定要因に関する順序ロジット分析^{*1}
 — モデル3：同一正規就業サンプル & 結婚意欲・出生意向4段階尺度^{*2} —

	結婚意欲		出生意向		
	女	男	女	男	
	b	b	b	b	
育児休業制度(ref. ない&わからない)	ある	0.159 +	0.346 ***	0.178 *	0.307 ***
	不詳	0.270	0.048	0.004	0.124
子の看護のための休暇制度 (ref. ない&わからない)	ある	0.038	0.226 *	0.344 ***	0.393 ***
	不詳	0.229	-0.020	-0.033	0.087
育児のための勤務時間の短縮 (ref. ない&わからない)	ある	0.171 +	0.268 **	0.281 **	0.418 ***
	不詳	0.098	0.006	-0.045	0.118
育児のための時間外労働の制限 (ref. ない&わからない)	ある	0.006	0.327 *	0.230 +	0.403 **
	不詳	0.166	-0.043	-0.099	0.084
育児のための深夜業の制限 (ref. ない&わからない)	ある	-0.016	0.223	0.250 +	0.348 *
	不詳	0.169	-0.006	-0.061	0.083
事業所内託児施設(ref. ない&わからない)	ある	0.120	0.050	-0.022	-0.113
	不詳	0.213	-0.046	-0.096	0.060
勤務先における利用可能な 育児支援制度の数		0.042	0.112 ***	0.103 ***	0.135 ***
	不詳	0.093	-0.006	0.010	0.043
サンプル数		2285	2978	2234	2815

*** p < .001, ** p < .01, * p < .05, + p < .10

- *1 モデル1と同様の説明変数によって統制した(各変数の係数は非表示)。ただし、男女とも総収入は対数化した値を用いた。また、多共線性を避けるため、各育児制度に関する変数は同時に投入せず、それぞれの変数を1ずつ含むモデルで別々に係数を推定した。
- *2 結婚を「絶対したくない」、または子どもを「絶対欲しくない」と回答したサンプルを除外した尺度。

以上の分析により、企業における育児支援の充実によって、独身男女は将来の出生に対してより積極的な見通しをもつことが明らかとなった。しかし、結婚意欲については男女によって異なる。育児支援が充実した企業に勤める男性は結婚にも積極的であるのに対し、

女性にはそのような傾向はあまりみられない。現状では結婚が伝統的な性別役割分業意識が強い女性によって強く望まれている。したがって、より多くの女性の結婚意欲を促すには、企業側の取り組みのみならず、家事や育児に協力的な「理想の夫」となれる男性の存在が欠かせないのかもしれない。なぜならば、仮に企業が女性の育児と就業の両立を支援したとしても、妻の就業に対する夫の理解や家事・育児面での協力が無い限り、女性にとって働きながら育児をすることはかえって負担を増すことになりかねないためである。したがって、家事・育児は女性がやるもの、といった実態ないし固定観念が緩和されない限り、働く女性の結婚意欲は上昇しにくいのではないか。しかし一方で、多くの男性が長時間労働や硬直的な勤務時間シフトなどによって、平日に家事・育児を実行するのが難しいのが現状である（西岡, 2004; 松田, 2004）。したがって、様々な育児支援制度を通じたファミリーフレンドリーな職場環境の構築は、子どもをもつ女性の就業支援という観点のみから行うのではなく、男性の働き方を見直し、家庭生活への関与をより可能にするという観点からも行われるべきであろう。また、そのような方法によってのみ、「育児支援策」は「未婚化対策」として機能することが可能となるのではなかろうか。

2. 有配偶者の希望子ども数の規定要因に関する分析

本章においては、少子化の第2の要因である夫婦出生力の低下に関連した分析を行う。夫婦、とくに妻の出生意欲は現実の出生行動に大きな影響を与えることが指摘されている（山口, 2004）。出生意欲や希望子ども数の規定要因に関しては、これまでも多くの分析が行われてきたが、本稿では有配偶女性の1) 追加出生意欲、ならびに2) 希望子ども数の増減を規定する要因について明らかにする。

2-1. データと分析法

分析には、前出の「21世紀成年者縦断調査」の第1回調査ならびに第2回調査を用いる。分析の対象は、第1回、第2回調査ともに配偶関係に変化がない同居の夫婦とする⁶。

はじめに妻の追加出生意欲の規定要因に関する多変量解析を行う。ここでは第1回調査時において得られた希望子ども数を用いて、妻が現在の子ども数よりも多くの子どもを希望している場合に「追加出生意欲あり」、現在の子ども数以上の子どもを望まない場合を「追加出生意欲なし」とする2値の従属変数を作成し、パリティ（既往出生児数）別にロジスティック回帰分析を行う。説明変数には夫婦の同居期間、夫妻の年齢、既往出生児の性別の組み合わせ、親との同別居、夫の総収入、夫の週当たり労働時間、妻の就業形態、妻の

⁶ ただし、妻の結婚年齢は16-34歳、夫の結婚年齢は18-39歳に限定し、夫妻双方の親と同居している夫婦は分析から除外した。