

高卒以下の低学歴層において生起しやすいことが確認される。25 歳から 29 歳の適齢期における出生リスクは、近年の出生コーホートほど低い傾向がある。また、学歴間の出生力格差は縮小する傾向にあるが、依然として大学・大学院進学女性の出生リスクは低い傾向がみられる。30-34 歳における出生についてみると、やはり年長のコーホートにおいて出生リスクが高い傾向にあるが、学歴間の差異は消失している。

表 3 は男性サンプルについて、同様の分析を行った結果である。モデル 1 をみると、女性と同じく近年のコーホートほど、また高学歴男性ほど第 1 子出生リスクが低い傾向がみられる。ただし、大きく異なるのが就業状態の影響である。男性は、正社員であるほど第 1 子出生リスクが高い傾向があり、非正社員や無職、学生である場合には、低い傾向がある。このことは、男性の家族形成によって経済力が必須の条件となっていることを示すとともに、わが国における家族形態が性別役割分業に基づく伝統的な傾向が根強いことを示している。また、高学歴の男性は、他の学歴と比べて 30-34 歳における第 1 子出生のリスクが高い傾向がある。

以上の分析により、1990 年代以降においても、1) 近年の出生コーホートほど第 1 子出生の年齢的タイミングは遅れる傾向にあること、2) 高学歴の男女ほど第 1 子出生のタイミングが遅いこと、3) 若年齢における出産は、高卒以下の男女において生起しやすいこと、4) 女性は出産に際して就業を中断する傾向がある一方で、男性の正規雇用は第 1 子誕生の必須条件であることが明らかとなった。

## 6. 結婚期間による第 1 子出生タイミングの分析

次に、結婚期間を基底時間とした第 1 子出生タイミングに関する分析を行う。結婚期間モデルでは、調査時点において結婚している夫婦を対象として、結婚期間別の第 1 子出生ハザード率の分析を行う。そのため、未婚者はもとより、離死別の男女の出生経験や再婚の男女の初婚における出生経験は分析より除外されることとなる。しかし、「21 世紀成年者縦断調査」では夫妻の双方から情報を得ていることから、使用できる変数が豊富で、かつ夫婦出生力に焦点を絞った分析を行うことが可能である。なお、ここでいう結婚は、調査時点の配偶者と同居を開始した時点を開始としている。

### 6-1. 記述統計

分析に用いた共変量の分布を表 4 に表わした。調査時点で結婚している夫婦 3590 組が分析の対象となった。モデルで用いた説明変数は、結婚年次（結婚コーホート）、夫妻の結婚年齢、夫妻の学歴、夫妻の結婚前 6 ヶ月の時点までにおける非正規就業経験ならびに失業経験の有無、妻の結婚時における就業継続の有無、夫の結婚時の就業状態、そして妻の就

業状態である。就業経験や就業状態に関する変数はすべて就業に関する事歴情報より作成した。妻の就業状態はリスク期間を通じて変化する時間依存性共変量であり、その他の共変量はすべて結婚時より値が変化しない時間独立性共変量である。

各共変量のカテゴリーにおいて、十分な数のサンプル数ならびに第 1 子出生数を確保するため、分析対象は 1990 年から 2003 年までにおいて、妻が 35 歳未満、夫が 40 歳未満で結婚した夫婦を対象としている。また、出生コーホートについても、夫妻とも 1965 年から 1979 年までに出生した男女に限定した。

夫妻の学歴の分布についてみると、表 1 の年齢モデルの記述統計と比べて、男女ともに中学・高校の割合が高く、大学・大学院の割合が低い。これは高学歴層における晩婚化を反映している。結婚前における非正規就業の経験についてみると、履歴情報より作成したこともあり、特に夫において「不明」の割合が多い。この傾向は結婚前における失業経験においても同様である。これらを考慮せずに解釈すると、夫よりも妻の方が非正規就業の経験、失業の経験ともに高い傾向にある。バブル崩壊後の 1990 年代以降では雇用の非正規化や若年失業率の上昇といった若者の雇用環境の悪化が伝えられている。これらの変数によって、労働市場におけるネガティブな経験が、夫婦の出生行動に影響を与えているのかについて検証する。

さらに分析では近年増加傾向にある妻の就業継続による影響について検証する。妻の就業継続については、先行研究において第 1 子出生を遅らせる重要な要因であることが示されている（永瀬 1999, 福田 2004）。結婚時における夫の就業状態ならびに結婚後の妻の就業状態についてもモデルに含み、第 1 子出生との関わりについて検証する。

表 4 結婚期間モデルに用いた共変量の分布

	サンプル数 N	割合 %	第1子出生数 N		サンプル数 N	割合 %	第1子出生数 N
結婚年次				妻学歴			
1990-94年	834	23.2	787	中学・高校	1599	44.5	1350
1995-99年	1808	50.4	1557	専門・高専・短大	1522	42.4	1177
2000-03年	948	26.4	483	大学・大学院	469	13.1	300
合計	3590	100.0	2827	合計	3590	100.0	2827
妻出生年				夫学歴			
1965-69年	910	25.4	787	中学・高校	1755	48.9	1453
1970-74年	1961	54.6	1559	専門・高専・短大	715	19.9	565
1975-79年	719	20.0	481	大学・大学院	1120	31.2	809
合計	3590	100.0	2827	合計	3590	100.0	2827
夫出生年				妻の非正規就業経験(結婚前)			
1965-69年	1481	41.3	1261	なし	1776	49.5	1524
1970-74年	1650	46.0	1260	あり	847	23.6	644
1975-79年	459	12.8	306	不明	967	26.9	659
合計	3590	100.0	2827	合計	3590	100.0	2827
妻結婚年齢				夫の非正規就業経験(結婚前)			
16-19歳	101	2.8	92	なし	889	24.8	756
20-24歳	1581	44.0	1400	あり	319	8.9	247
25-29歳	1656	46.1	1216	不明	2382	66.4	1824
30-34歳	252	7.0	119	合計	3590	100.0	2827
合計	3590	100.0	2827	妻の失業経験(結婚前)			
夫結婚年齢				なし	1777	49.5	1532
18-19歳	52	1.5	49	あり	897	25.0	674
20-24歳	1090	30.4	960	不明	916	25.5	621
25-29歳	1926	53.7	1526	合計	3590	100.0	2827
30-34歳	502	14.0	287	夫の失業経験(結婚前)			
35-39歳	20	0.6	5	なし	925	25.8	785
合計	3590	100.0	2827	あり	272	7.6	209
妻第1子出生時年齢				不明	2393	66.7	1833
16-19歳	41	1.1	41	合計	3590	100.0	2827
20-24歳	836	23.3	822	妻の就業継続(結婚時)			
25-29歳	1862	51.9	1553	結婚前就業なし	665	18.5	514
30-34歳	776	21.6	399	就業継続	1186	33.0	940
35-39歳	75	2.1	12	就業中断	1300	36.2	1097
合計	3590	100.0	2827	不明	439	12.2	276
夫第1子出生時年齢				合計	3590	100.0	2827
18-19歳	14	0.4	14	夫の就業状態(結婚時)			
20-24歳	567	15.8	556	無職	125	3.5	105
25-29歳	1735	48.3	1506	自営業主・役員・ 家族従業員	267	7.4	220
30-34歳	1086	30.3	712	正社員	2047	57.0	1639
35-39歳	188	5.2	39	非正社員・内職	101	2.8	78
合計	3590	100.0	2827	不明	1050	29.3	785
結婚期間				合計	3590	100.0	2827
0-1年	1284	35.8	1079	妻の就業状態 <sup>*1</sup>			
1-2年	947	26.4	888	無職	2836	42.8	1703
2-3年	513	14.3	431	自営業主・役員・ 家族従業員	110	1.7	59
3-5年	644	17.9	372	正社員	1270	19.2	265
6年以上	202	5.6	57	非正社員・内職	1062	16.0	79
合計	3590	100.0	2827	不明	1349	20.4	721
				合計	6627	100.0	2827

\*1: リスク期間中に値が変化する時間依存共変量。サンプル数は、パーソン・ビリオド数をもとに算出。

6-2. 2変量解析

図5 カプラン-マイヤー法による第1子出生の推移：結婚期間モデル

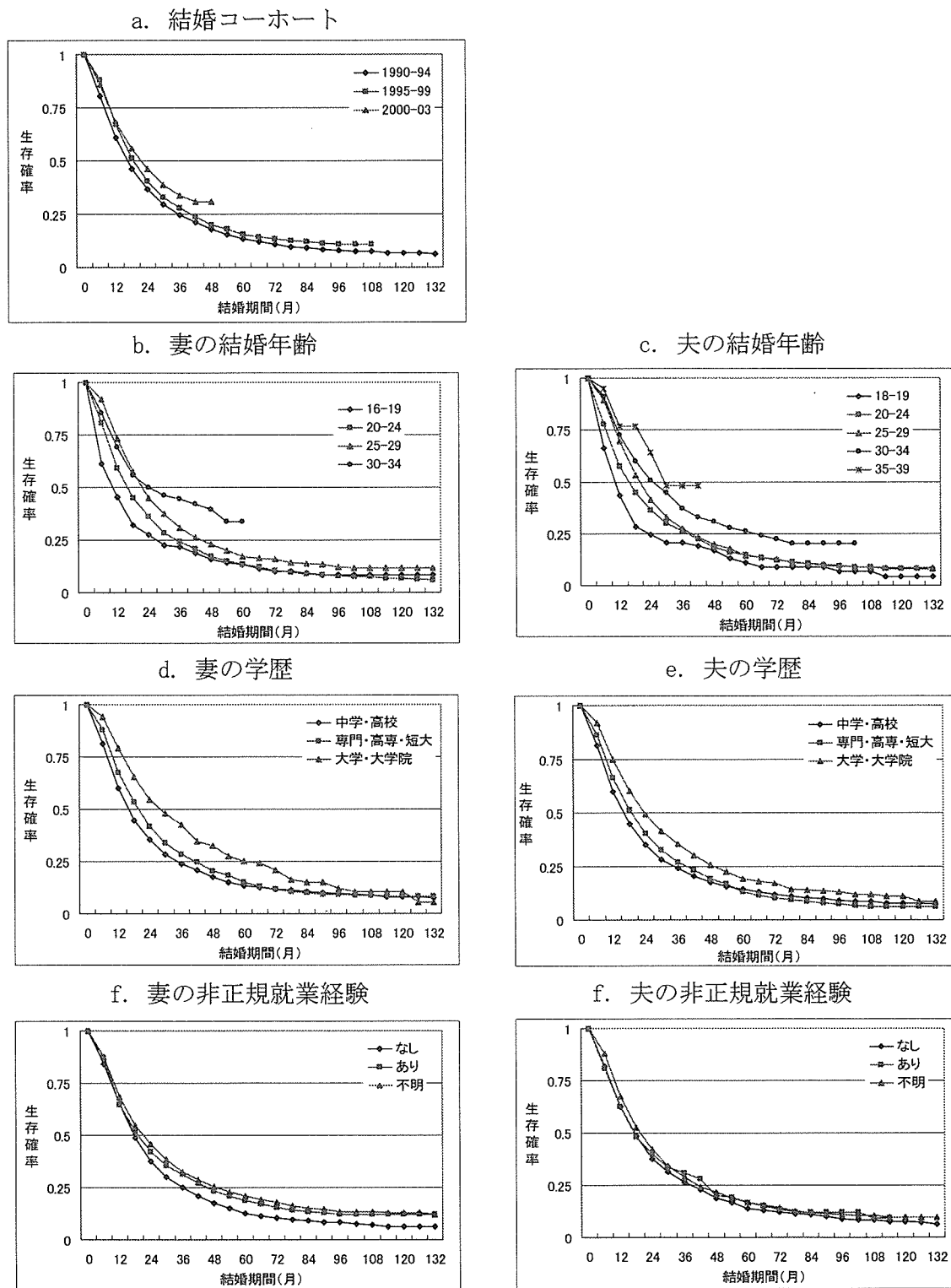
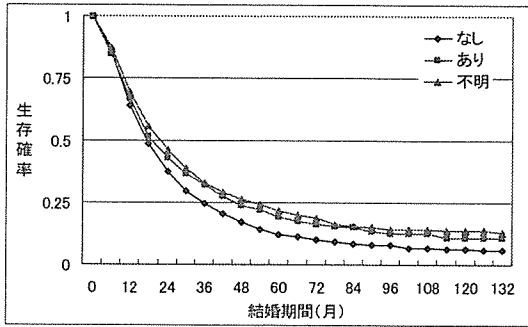
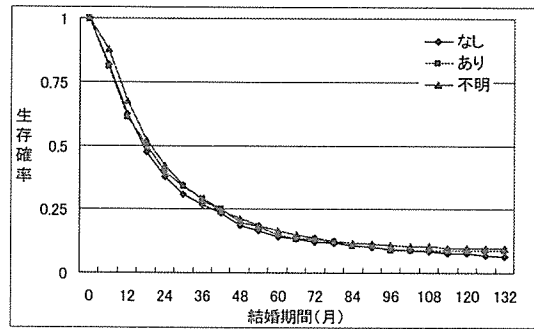


図5 つづき

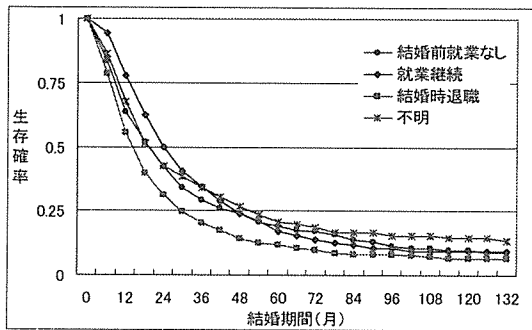
g. 妻の失業経験



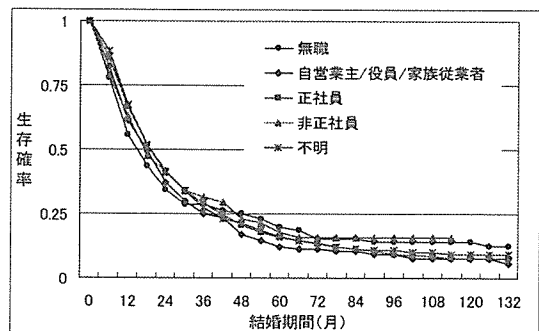
h. 夫の失業経験



i. 妻の就業継続状況



j. 結婚時の夫の就業状態



年齢モデルと同様に、はじめに Kaplan-Meier 法によって第 1 子出生の生存確率が結婚期間の経過によってどのような推移をするのかについて検証した。結婚コーホートについては、わずかではあるが、近年のコーホートほど出生タイミングが遅れる傾向がある。夫妻の結婚年齢が若いほど第 1 子出生のタイミングは早い傾向がみられる。特に、女性では 20 歳未満、男性では 25 歳未満において結婚する場合に、結婚後 6 ヶ月目における出生の経験確率が高く、婚前妊娠による出生が多く生起している。

夫妻の学歴については、大学・大学院進学者において、結婚から第 1 子出生までが他の学歴に比べて大きく遅れる傾向がある。非正規就業ならびに失業経験については、妻においてのみその影響を認めることができる。結婚前に非正規就業や失業経験がある妻は、結婚後も第 1 子の出生テンポが遅い傾向がある。この影響はとくに結婚後 2 年目以降において顕在化している。しかし、男性についてはこれらの労働市場における経験は全くみられない。年齢モデルでは、非正規就業や無職であることは男性の第 1 子出生を遅らせる強い影響を与えていた。したがって、こうした労働市場におけるネガティブな経験は、男性の結婚を遅らせることによって第 1 子出生を遅らせているものと思われる。

妻の就業継続状況については、結婚時退職、結婚前就業なし、そして就業継続の順に第 1 子出生タイミングが遅れる傾向が確認された。しかし、結婚時の夫の職業には明確な違いがみられない。

### 6-3. 多変量解析

最後に、すべての要因を同時に投入した多変量モデルによって、結婚期間を基底時間とした第1子出生ハザード率の要因分析を行った。分析の結果を表5に表わす。分析では年齢モデルと同様に時間区分線形スプライン・モデルを用いた。共変量の影響力は結婚期間によって異なることが予測されたため、結婚期間を0-9ヶ月、9-36ヶ月、36-60ヶ月、そして60-132ヶ月に区切った分析結果を同時に表わした。

結婚11年目(132ヶ月)までをリスク期間としたモデル1の結果を見ると、夫妻の結婚年齢が高いほど第1子出生のリスクが低い傾向にある。しかし、リスク期間別のモデルをみると、夫妻の結婚年齢が統計的に有意な影響を示しているのは、結婚から9ヶ月までの婚前妊娠によるものと思われる出生と結婚後3年以上5年未満の出生のみと限定的であることが明らかである。そのため、結婚後に夫婦生活を開始して3年以内に子どもをもつ夫婦ならびに結婚後5年目以降に子どもをもつ夫婦については、晩婚化による影響はみられない。

結婚コーホートはモデル1においては、統計的に有意な影響を示していない。しかし、モデル2以降をみると、2000年以降の結婚コーホートにおいて、婚前妊娠による出生パターンが増加傾向にあり、かわりに従来のパターンである結婚後9-36ヶ月における出生が減少傾向にあることがわかる。

学歴については、夫妻ともに大学・大学院進学の高学歴である場合に、第1子出生のリスクが低い傾向がある。この影響は結婚3年目までの出生において持続しているが、結婚3-5年の出生においては消失している。そして結婚後5年目以降における出生ではむしろ妻が高学歴である場合に、第1子出生のキャッチ・アップが図られる傾向がみられる。この影響は妻が高学歴である場合、夫も高学歴であるということを考慮してもなお、高いハザード比( $1.45=2.78 \times 0.52$ )を示している。

モデル1をみると妻の就業継続は、第1子の出生ハザードを上昇させる方向に作用している。これは妻のリスク時点における就業状態がモデルにおいて同時に投入されているためである。結婚時における妻の就業継続の状況と結婚後の妻の就業状態には強い相関がある。そのため、各ハザード比の影響は、両共変量の組み合わせとして解釈する必要がある。例えば、妻の就業継続状況のハザード比は、妻の結婚後の就業状態が正社員である場合を意味している。したがって、妻が正社員である場合、結婚前からの就業を継続している方が、結婚時に退職してから正社員として復帰するよりも第1子出生のハザード率が1.15倍高いと解釈できる。同様に妻の就業状態のハザード比は、妻が結婚時に退職した場合の値を示している。したがって、結婚後も働く妻の就業リスクは、結婚前からの仕事を継続している場合には、再就業の妻に比べて若干ではあるが高い傾向がみられる。この影響は結婚から3-5年目の出生において強くみられる。なお、いずれのモデルにおいても妻が非正規就業に就いている場合には、正社員よりも出生リスクが低い。したがって、結婚後の妻のパート就労は第1子出生に対して大きな負の影響をもつものと思われる。なお、正社員は

表5 時間区分線形スプライン・モデルによる  
第1子出生の結婚期間別ハザード率の規定要因に関する分析結果：

	Model 1 0-132ヶ月 Hazard Ratio exp(b)	Model 2 0-9ヶ月 Hazard Ratio exp(b)	Model 3 9-36ヶ月 Hazard Ratio exp(b)	Model 4 36-60ヶ月 Hazard Ratio exp(b)	Model 5 60ヶ月以上 Hazard Ratio exp(b)
夫婦の結婚時年齢					
妻の結婚年齢(歳)	0.98 ***	0.95 ***	0.99	1.01	0.95
夫の結婚年齢(歳)	0.98 ***	0.92 ***	1.01	0.94 **	1.03
結婚期間スプライン					
0-6ヶ月	1.27 ***	1.30 ***	-	-	-
6-12ヶ月	1.02 *	0.89 ***	0.26 ***	-	-
12-132ヶ月	0.98 ***	-	0.99 ***	0.97 ***	0.98 **
結婚年次					
1990-94年	1	1	1	1	1
1995-99年	1.04	1.09	0.99	1.10	0.73
2000-03年	1.01	1.41 ***	0.83 **	0.61	-
妻の学歴					
中学・高校	1	1	1	1	1
専門・高専・短大	1.01	0.84 **	1.05	1.10	1.81 **
大学・大学院	0.85 **	0.67 **	0.85 *	0.95	2.78 ***
夫の学歴					
中学・高校	1	1	1	1	1
専門・高専・短大	0.97	0.88	0.99	1.16	1.15
大学・大学院	0.81 ***	0.67 ***	0.83 ***	1.18	0.52 *
妻の結婚時就業継続の有無					
結婚前就業なし	0.93	0.86	0.94	0.91	1.02
就業継続	1.15 ***	0.64 ***	1.18 **	1.40 **	1.22
結婚時退職	1	1	1	1	1
不明	1.11	0.79	1.05	1.46	1.01
妻の非正規就業経験(結婚前)					
なし	1	1	1	1	1
あり	1.02	0.96	1.05	0.93	0.92
不明	1.12	1.31	1.10	0.96	1.14
夫の非正規就業経験(結婚前)					
なし	1	1	1	1	1
あり	0.96	0.97	0.89	1.18	1.65
不明	0.97	0.88	1.00	0.94	1.21
妻の失業経験(結婚前)					
なし	1	1	1	1	1
あり	0.86 ***	1.13	0.82 ***	0.70 **	0.80
不明	0.84	0.88	0.97	0.44 **	2.19
夫の失業経験(結婚前)					
なし	1	1	1	1	1
あり	1.02	1.19	0.96	0.95	1.02
不明	0.97	0.96	1.03	0.91	0.79
妻の就業状態					
無職	4.39 ***	2.92 ***	4.15 ***	4.55 ***	3.87 ***
自営業主・役員・家従	2.27 ***	2.29 ***	2.03 ***	2.00	2.05
正社員	1	1	1	1	1
非正社員・内職	0.42 ***	0.38 ***	0.35 ***	0.45 **	0.88
不明	2.05 ***	1.82 **	1.88 ***	2.84 **	0.75
夫の就業状態					
無職	1.04	1.10	1.02	0.58	1.69
自営業主・役員・家従	1.02	1.12	0.99	1.05	1.00
正社員	1	1	1	1	1
非正社員・内職	0.99	1.17	1.01	0.81	0.22
不明	0.99	1.13	0.93	1.02	0.83
定数	0.02 ***	0.17 ***	52.57 ***	0.14 **	0.04 **
Person-period数	33278	10823	15086	4625	2744
サンプル数	3590	3590	2571	812	298
イベント数	2827	843	1575	314	95
log-likelihood	-4168.13	-2076.28	-1444.92	-166.91	-71.13
chi-square	1656.99	600.56	1407.58	212.19	54.73
d.f.	31	30	30	29	28

\* p<.10; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

もとより、比較的出生ハザード比が高い自営・役員・家族従業においても、就業している妻の出生ハザードは無職の妻のそれには及ばない。したがって、わが国においては女性の就業と出生は依然としてトレードオフの関係にあるといえる。また、年齢モデルとは異なり、夫の結婚時の就業状態は第1子の出生タイミングに影響を与えていない。

最後に、夫妻の結婚前における非正規就業ならびに失業の経験については、妻の失業経験のみが第1子出生に対して負の影響を与えていることが明らかとなった。結婚の6ヶ月までに失業経験のある妻は、失業経験がない妻に比べて結婚後9-60ヶ月までにおける第1子出生のリスクが低い。経済的稼得者としての役割を担う夫よりも妻において、こうした影響がみられたことは意外な結果であったが、先にも述べたように男性については失業や非正規雇用による負の影響は結婚に対して強く作用しており、専ら結婚できないことによる出生の遅れを導いているのであろう。むしろ、結婚後の出生の意思決定には妻の経済的見通しが重要な影響を与えているのかもしれない。ただし、これについては単純に失業経験ではなく、離別経験者の前の結婚における結婚退職が混入している可能性も考えられるため、性急な結論は避けたいと思う。

## 7. まとめ

本稿では、「21世紀成年者縦断調査」の事歴データを用いた第1子出生の分析事例を示した。分析は主として年齢と結婚期間を時間軸としたイベントヒストリー分析によって行った。分析の結果、晩婚化や高学歴化といった従来からの要因が1990年代以降も第1子の出生タイミングに重要な影響を与えていることが確認された。また、結婚期間を基底時間とした分析では、妻の雇用労働力化が結婚から第1子出生までのリスクを低下させる要因となっていることが示された。その背景には、依然として家庭内の性別役割分業が強固であり、女性の就業と出産がトレードオフの関係にあることが示唆された。また、年齢を基底時間としたモデルにおいては、非正規雇用の青年層において第1子出生が遅い傾向がみられた。近年における雇用の非正規化が、若者の未婚化を促していることが示唆される。ただし、雇用の非正規化が、女性の第1子出生も遅らせているということの背景については今後より考察を深めていく必要がある。なお、近年における夫婦の出生力の低下には、価値観の変化といった側面からの検討が不可欠である。この点については、パネルデータを用いた分析を行っていく必要があるだろう。

パネルデータは、従来の横断的調査にはない多くの利点を有するが、その利点を十分に享受するにはデータの蓄積が必要であり、長い時間と費用を要する。しかし、今回の分析で示したような事歴データを活用することで、いくつかの制約はあるものの(脚注1参照)、時間の概念を反映した縦断的な分析を行うことが可能である。BlossfeldとRowher(2002)は、パネル調査に遡及的な質問項目を組み合わせることでデータ収集を行っていくことが、因果分析を行っていく上で最も望ましいと述べている。したがって、「21世紀成年者縦断調査」



をはじめとする各種パネル調査が、今後も理想的なデータ収集の方法に則って蓄積し、今日の少子化をはじめとするわが国の社会の諸問題を解明する有力なデータとなることを期待したい。

## 参考文献

- Allison, Paul D.. 1995. *Survival Analysis Using The SAS System: A Practical Guide*. Cary: SAS Institute Inc. Blossfeld and Rowher (2002)
- Lillard L.A., Panis C.W.A. 2003. *AML Multilevel Multiprocess Statistical Software*, Release 2.0. Los Angeles: EconWare.
- Wu, Lawrence L.. 2003. "Event History Models for Life Course Analysis" pp477-502 in *Handbook of the Life Course*, edited by Jeylan Mortimer and Michael Shanahan. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers.
- 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」, 『人口問題研究所』, 第 58 巻, 第 3 号, 15-44 ページ。
- 金子隆一, 2004, 「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化, 高学歴化および出生行動変化効果の測定」, 『人口問題研究』, 第 60 巻, 第 1 号, 4-35 ページ。
- 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 (国民の生活に関する継続調査) 結果の概況」
- 厚生労働省統計情報部 2006. 『平成 17 年度 出生に関する統計の概況: 人口動態特殊報告』
- 佐々井司, 1998, 「近年の夫婦出生力変動とその規定要因」, 『人口問題研究』, 第 54 巻, 第 4 号, 3-18 ページ。
- 津谷典子, 2002, 「イベント・ヒストリー分析」, 日本人口学会編, 『人口大事典』, 428-31 ページ, 培風館。
- 永瀬伸子, 1999, 「少子化の要因: 就業環境か価値観の変化か - 既婚者の就業形態選択と出産時期の選択 - 」, 人口問題研究, 第 55 巻, 第 2 号, 1-18 ページ。
- 樋口美雄, 太田清, 新保一成, 2004, 「パネルデータによる経済分析①-⑤」, 『経済セミナー』, 6-10 月号。
- 福田亘孝, 2004, 「出生行動の特徴と決定要因: 学歴・ジェンダー・価値意識」, 『現代家族の構造と変容: 全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』, 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編, 東京大学出版会, 77-98 ページ。

## 7 出生意欲と出生行動の関連に関する基礎研究

守泉 理恵

### はじめに

日本では、1974年に合計特殊出生率(2.05)が同年の人口置換え水準出生率(2.11)を下回り、「少子化」の状態へ突入した。以来、死亡率水準の低下とともに置換え水準出生率も2.07(2005年)まで低下したが、合計特殊出生率も下がり続け、置換え水準出生率を大きく下回ったまま現在に至っている。この超低出生率と呼ばれるような状態が続いている原因として、結婚・出産の遅れが指摘されている。そして結婚・出産の遅れが起きる社会経済的背景としては、未婚労働力への需要の高さ、若年層の雇用不安定と経済的自立の困難、長時間労働、子育てと仕事の両立困難といった労働分野の問題、子どもにかかる教育費の高騰や育児不安といった実際の子育てに関する問題、自己実現優先意識の高まりや性別役割分業意識の根強さ、マスメディアによる子育てに対するネガティブキャンペーンの影響など結婚・子育てに関する意識や価値観の変化の問題が指摘されている。

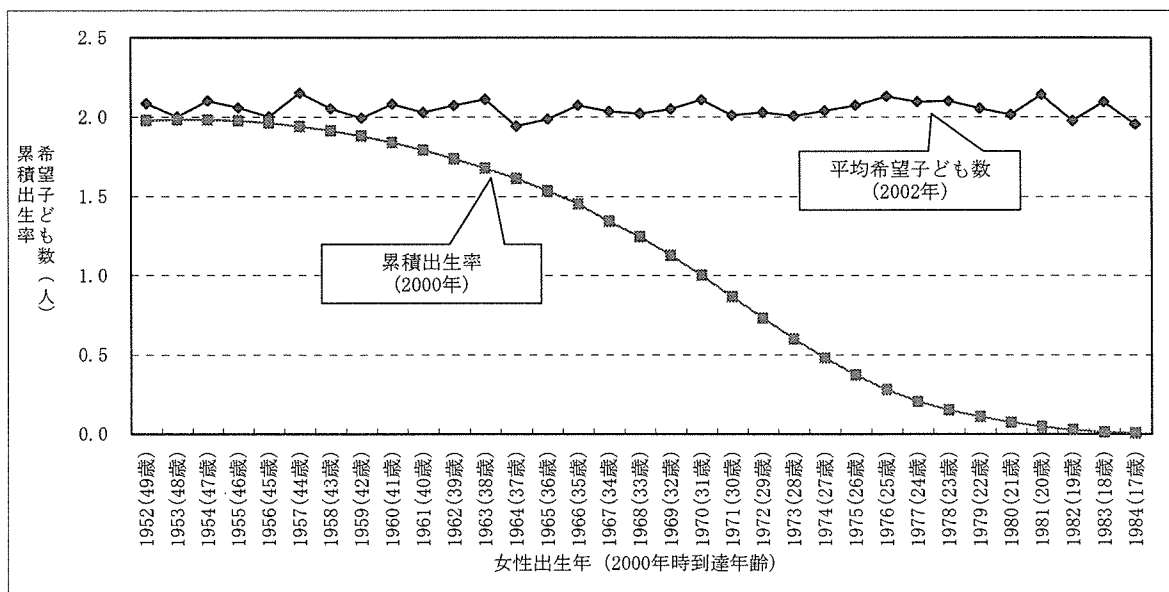
しかし、ある世代の女性の平均子ども数を実際にはどのくらいかということは、期間ではなくコーホート合計特殊出生率を見る必要があるが、これは15～49歳まで再生産期間を経ないとわからない。現在の少子化現象を引き起こした主役の世代は1960年代以降生まれの人々であるとされるが、1960年生まれの女性でも、2006年に46歳であり、再生産期間を終了していない。若い世代の結婚・出生行動の遅れが、そのまま高い年齢でもキャッチアップされずに終わるのか、それともある程度のキャッチアップが行われ、最終的には2に近い累積出生率が得られるのか、注目されている。

少子化のゆくえを左右する若い世代が、将来どのくらい子どもを持つかという問題に関して、有力な手がかりを与えると考えられるのが「子ども数に関する意識」である。これは「理想子ども数」「予定子ども数」「希望子ども数」といった指標を用いて調査される。子ども数に関する意識の調査では、各時代や地域において共有される一般的な子ども数選好をたずねる場合と、個人が目標とする子ども数をたずねる場合があるが、個人目標としての子どもの数選好は、おおざっぱに言って、制約なしに個人の希望が回答される「理想／希望子ども数」と、現存子ども数+追加予定子ども数で把握される「予定子ども数」がある。予定子ども数は、より現実的な出生意欲を示すとされる(守泉 2004)。

図1は、『第12回(2002年)出生動向基本調査』の女性の出生年別希望子ども数平均値と、『人口動態統計』による出生年別累積出生率を示したものである。1952年出生コーホート以外は2000年時点で再生産年齢に達していないため、それ以降の世代が平均して生んだ子どもの数の確定値はまだ出ない。しかし、およそ40歳に達したあとはほとんど累積出生率の数値が上昇しないことから、2000年時点で40歳の1961年出生コーホートまで視野を広

げて観察してみると、1957～58年出生コーホートのあたりから累積出生率が落ち始めているのが分かる。一方で、平均希望子ども数ほどの世代もほぼ2人を維持しているため、世代が若くなるにつれて現実と希望の乖離が進んでいる傾向が示唆されている。

図1 女子出生年別累積出生率と希望子ども数平均値



注：本図における「希望子ども数」は妻と独身女性のサンプルを合わせた平均値。妻については、予定子ども数のデータを用いている。

資料：国立社会保障・人口問題研究所『第12回（2002年）出生動向基本調査』；厚生労働省『人口動態統計』。

このように、希望子ども数（出生意欲）と現実に持つ子ども数との関係は、個人レベルでは希望と現実が一致する人もいれば、一致しない人もおり、世代の集計レベルでは、若い時期の平均希望子ども数より、現実に持った子ども数の平均値が少なくなることが多い。個人レベルあるいは集計レベルで、現実に持つ子ども数が希望子ども数を下回るのは、結婚意欲はあったが未婚のまま無子で再生産期間を終えたり、結婚した場合も不妊、離婚、死別、経済的困難、夫婦の意見不一致などが生じたり、若い頃には予期しなかった事態により希望する子ども数を持たない女性が出るからである。反対に、希望よりも現実子ども数が多くなる事態も発生することがあるが、こちらのケースは非常に少ない。たとえば、出生動向基本調査・夫婦調査で、理想子ども数より予定子ども数が多い夫婦割合を集計してみると、各回とも3～4%程度である。（表1）。

よって、結婚・出生行動が、現在のように出生率を引き下げる方向で急速に変化している時代には、希望子ども数の実現割合も低くなる可能性が高いといえる。

表1 調査別にみた、理想子ども数と予定子ども数の差の有無

調査年次	総数 (標本数)	理想<予定	理想=予定	理想>予定
第7回 (1977年)	100.0% (7,809)	4.0%	58.6	37.4
第8回 (1982年)	100.0 (7,767)	3.1	60.3	36.6
第9回 (1987年)	100.0 (7,926)	3.1	57.7	39.2
第10回 (1992年)	100.0 (8,288)	3.1	56.7	40.3
第11回 (1997年)	100.0 (6,420)	2.8	63.9	33.3
第12回 (2002年)	100.0 (6,313)	4.1	58.7	37.3
第13回 (2005年)	100.0 (5,522)	4.0	60.7	35.3

資料：国立社会保障・人口問題研究所『出生動向基本調査』第7～13回。

希望子ども数はどのくらい実現するのか、という問題に答えるためには、同一調査対象を継続的に追いかける縦断調査を実施し、データを蓄積する必要がある。本研究では、2002年から日本で開始された全国規模の縦断調査である『21世紀成年者縦断調査』（厚生労働省実施）のデータを用い、希望子ども数の実現度合いや、それに関連する要因を明らかにすることを目的とする。今年度は、このテーマに関わる先行研究のレビューと、詳細な分析に備えたデータベース構築作業を行った。

## 1. 先行研究

では、調査で分かる希望子ども数はどのくらいの予測精度があるのだろうか。また、時間とともに希望は変化するのだろうか。変化するとすれば、それは何によって引き起こされるのか。これらの課題については、ある出来事の因果関係を明らかにできるという特徴を持つパネルデータの収集が進んでいる欧米を中心に、これまで多くの研究が積み重ねられてきた。

Westoff=Ryder (1977) は、1970年と75年の両方で調査を受けたアメリカの白人有配偶女性の追加出生意図とその後の実際行動について検証し、「意図」は実際よりも過大予想であったことを見出した。回答者たちは1970年時点の社会経済的状況での追加出生意図を答えたのであり、その後、出産に好ましくない時代状況が訪れて追加出生に関する決心が変化したため過大予想となったとしている。よって、少なくとも短期の人口予測に対しては、出生意図に関する調査結果は予測の有用性に疑問があると結論した。

Freedman et al. (1980) は、1962～77年の15年間に同一調査を受けたアメリカ・デトロイトに住む女性の出生意図と最終パリティの関連を検証したが、出生意図は調査当初のパリティが少ないサンプルほど変わりやすく、両者が一致した女性は全体の4割程度であること、結婚初期の予定子ども数変化には夫婦の意見調整がその背後にあること、出生意図と最終パリティの一致性に宗教、教育、所得といった社会経済変数の体系的な関連性は

見出せないことを明らかにした。

しかし、これらとは反対に、出生意図は予測に有用であるとする研究も提示されている。1971～81年のアメリカの Current Population Survey の集計データを用いて、出生コーホート別に有配偶女性の出生意図データの質と安定性を検証した O'Connell=Rogers (1983) は、その予想データは十分信頼できるとした。出生意図の集計値は、そのコーホートの有配偶者割合の変化を組み込んで調整すれば完結コーホート出生率の有力な予測因となると論じている。

Schoen et al. (1999) は、1987-88年と1992-94年の両時点で調査を受けたアメリカの非ヒスパニックの白人サンプルについて、出生意図とその確信度 (certainty) 別に実際の出生行動との関連性を調べ、出生意図は出生力の有力な予想因であり、特に確信度が高い時にその予想力は強いことを実証した。

出生行動に影響する予測変数のうち、特に出生意図・行動に関するカップルの意見の一致・不一致がどのように調整され、その後の出生行動や避妊実行に影響するかというテーマは多くの研究成果が発表されている。夫の追加出生あるいは出生停止の希望は、カップルの避妊行動、出生行動に対して、妻の希望の影響よりは小さいが有意に効果をもつとする研究結果 (Fried and Udry 1979; Freedman et al. 1980) が多い。夫妻両方の意見が同じくらい影響力を持つ、またはどちらの影響が大きいとはいえないという結果を示す研究もある (Thomson 1997; Miller and Pasta 1995)。夫婦の意見調整に関しては、合意がみられない場合は子どもを持たない行動にシフトする傾向がある (Thomson 1997) とするものや、出生行動の開始を遅らせる効果があると実証した研究 (Miller and Pasta 1995) がある。

日本の調査データを用いて予測可能性を検討した研究には野原 (1979) があり、第7回出産力調査 (旧厚生省人口問題研究所実施) で得られた妻の年齢20～34歳の夫婦の平均予定子ども数は安定的で、平均生涯出生児数の予測値として考えることができそうだと論じている。同じく出生動向基本調査 (旧出産力調査) の第7回 (1977年) ～12回 (2002年) の6回分の夫婦調査データを利用してコーホート分析した守泉 (2004) でも、理想子ども数は年齢とともに上昇する傾向があるが、平均予定子ども数は、コーホートの集計値レベルでは加齢しても大きく変動せず安定的であるとした。

以上、先行研究の一部を概観したが、研究によって出生意欲の将来予測力には賛否両論ある。しかし、過去の先行研究を概観すると、予測力は低いとした研究は、ちょうど結婚・出生行動の変化が急速に進み、出生率が低下していった60～70年代のデータを用いている (European Commission 1997)。その後のデータを用いた研究では、ある程度の予測力はあるとする研究成果も見られる。

80年代以降になると、さらに、希望子ども数のデータを将来人口推計の仮定値としてどのように利用できるかという研究成果も、少ないながら発表されるようになった。アメリカ、オランダ、イギリスでは、実際に仮定値設定において多少なりとも希望子ども数のデ

ータが利用されたことがあるという (European Commission 1997)。将来人口推計においては、出生率の将来仮定値をどのように設定するかが推計の信頼性、正確性を大きく左右する。出生意欲のデータは、個人レベルで見ると実現度にばらつきがあるものの、集計レベルでは過大・過少予測が相殺され、仮定設定に用いることができる可能性はある。そのためには、調査で得られた世代ごとの希望子ども数が、最終的にどのくらい実現するのかを明らかにする必要がある。先に述べたように、若いときに回答した希望子ども数は、その後現実に持つ子ども数より過大である場合も少なくないとみられるため、若年期の希望子ども数から、その世代の完結出生児数を予測するには、再生産期間にどのような阻害要因が発生し、それらが希望子ども数をどのくらい割り引くのかということを定量的に明らかにしなくてはならない。

European Commission (1997) の研究によると、オランダでは、出生率の将来推計のために子ども数の予想を修正する方法として、LF (limiting factors) 法と PAF (partial adjustment forecasting) 法が提唱された。LF 法は、各種調査データから定量化された教育、同居、離婚、不妊などの「制限要因」を用いて子ども数の予想を修正 (通常は減少) する方法である (Van de Giessen 1992)。PAF 法は、2 時点の調査データを用いて、年齢とコーホートごとに予想の実現割合を計算し、最終的な完結子ども数を調整する方法である (de Beer 1991)。また、イギリスでは、Werner (1986) とその修正版である Cooper = Shaw (1993) の方法が提示されている。これは、子ども数予想の回答における調査拒否や無回答 (無子女性に多いとされる) のデータを修正して予想データのゆがみを除き、完結子ども数を割り出そうとする方法である。そのほか、アメリカでは Lee (1980) が PAF 法の前身であるモデルを提示している。

これらの方法を踏まえた上で、European Commission (1997) では、スウェーデン、ノルウェー、フィンランド、スペイン、イギリス、フランス、オランダ、オーストリア、ドイツ、ベルギーの 10 カ国の子ども数予想の集計値に対して、無回答、期間効果、制限要因 (年齢効果) の修正を行う方法を提示した。ただし無回答の修正にはデータが不足しており、現状では不可能で、将来的な課題としている。2 番目の期間効果の修正は、現在の出生率水準によって 3 グループに分け、高出生率国の若い女性の予想は 0.15~0.20 人分引き下げ、低出生率国の若い女性の回答は 0.20 人ほど上方修正した。変動が安定的な国は修正しない。年齢効果は、先行研究の知見を利用して希望子ども数に 10%と 15%の引き下げの 2 パターンを適用したが、合計特殊出生率の実績値、直近の政府人口推計の出生率仮定値と比較して検証したところ、15%の下方修正が妥当とした。

## 2. 日本のパネルデータ研究

第 1 節で概観したように、諸外国ではある程度の研究の蓄積があるが、日本ではパネルデータの収集が大きく遅れてきたこともあり、希望子ども数の実現割合や、将来出生率推

計への応用といった研究はほとんど行われてこなかった。前述したとおり、2002年から全国的な大規模縦断調査が実施され始めたところであり、このテーマに関する日本の研究の蓄積はこれからというところである。

『成年者縦断調査』の出生意欲項目に関する先行研究としては、岩澤(2006)、福田(2006)がある。岩澤(2006)は、第1回(2002年)と第2回(2003年)の1年間の出生意欲と出生行動について分析した。その結果、出産を希望している女性が1年以内に出産にいたる割合は10%以下である一方で、出産を希望していないのに出産した人も数%いることが分かった。また、ロジット・モデルで新規出生の有無と有意な関係にある変数を検証したところ、前子出生からの経過年数のほか、夫の家事参加が多いほど追加出生を促していることが示された。

同じく、第1回と第2回の『成年者縦断調査』のデータで有配偶者の希望子ども数をパリティ別にロジット・モデルで分析した福田(2006)によると、1年後の追加出生意欲の有無と有意に関係する変数には、どのパリティにも共通のものとして既往出生児数、夫婦の同居期間、子育てに対する肯定的認識があり、そのほか親との同居、女兒選好、妻の従業上の地位といった変数がパリティによっては有意であるという結果が示された。また、妻の希望子ども数の増減について分析したところ、経済変数よりも夫の意見が重要であること、夫の家事参加が妻の希望子ども数減少を防ぐ要因として重要であることが示された。

そのほかのパネル調査データによる出生意欲の分析では、阿部(2004; 2006)がある。この研究は、『成年者縦断調査』よりも早い1993年から続けられてきた家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』を用いている。阿部は、出産時期が遅れると、もともとは子どもを欲しいと思っていた女性でも、子どもを欲しくなくなる傾向が見出せると指摘した。

### 3. 分析のためのデータベース構築

第2節でみた日本のパネル調査を使った先行研究は、本研究の目的において大いに参考になるものである。日本における出生意欲の変化の方向と、それに関わる具体的な要因を示唆している。今回の研究プロジェクトでは、来年度に『成年者縦断調査』第4回(2005年)のデータまで利用可能になるとみられ、その場合は2002~2005年までの3年間の変化を観察できる。岩澤・福田の研究を参考にしつつ、さらにもう少し先までのデータを加えて分析を行うために、本年度は分析用データベースの構築作業を行った。

本研究では、第1回調査時点での20~34歳の男女を対象とするため、「女性票」「男性票」の第1回~第3回までの共通変数および第2回以降追加されてきた変数を含んだマージデータを作成する必要がある。現時点では、第1回については男性票、女性票、配偶者女性票、配偶者男性票の4つのファイルに分かれてテキストデータが保存されている一方、第2回、第3回は4タイプの調査データが1つのファイルにまとめて保存されている。また、1

ー2 回履歴データ、1-3 回履歴データというファイルもあるが、1-3 回履歴データでは、子どもの出生年月情報など若干抜けている変数があり、そのまま使うことはできなかった。そこで、第1回～第3回の調査の共通設問および2回以降の追加設問にどのようなものがあり、それぞれがどのような変数名で保存されているかチェックした。これに、来年度、第4回のデータが利用可能になった場合はさらにデータを追加し、4回分のファイルを結合して分析用データベースを完成させる予定である。その上で、出生意欲の変化について実際に分析を行う。

#### <参考文献>

- Cooper J. and C. Shaw (1993) “Fertility Assumptions for the 1991-based National Population Projections”, *Population Trends*, 71.
- De Beer, Joop (1991) “From Birth Expectations to Birth Forecasts: A Partial-Adjustment Approach”, *Mathematical Population Studies*, 3(2), pp.127-144.
- European Commission (1997), *Births Expectations and Their Use in Fertility Forecasting*, EUROSTAT Working Papers.
- Freedman, Ronald, Deborah S. Freedman, and Arland D. Thornton (1980) “Changes in Fertility Expectations and Preferences Between 1962 and 1977: Their Relation to Final Parity”, *Demography*, 17(4), pp.365-378.
- Fried, Ellen Shapiro and J. Richard Udry (1979) “Wives’ and Husbands’ Expected Costs and Benefits of Childbearing as Predictors of Pregnancy”, *Social Biology*, 26, pp.265-274.
- Lee, R. D. (1980) “Aiming at a Moving Target: Period Fertility and Changing Reproductive Goals”, *Population Studies*, 34:2, pp.205-226.
- Miller, Warren B. and David J. Pasta (1995a) “Behavioral Intentions: Which Ones Predict Fertility Behavior in Married Couples?”, *Journal of Applied Social Psychology*, 25, pp.530-555.
- O’Connell, Martin and Carolyn C. Rogers (1983) “Assessing Cohort Birth Expectations Data From the Current Population Survey, 1971-1981”, *Demography*, 20(3), pp.369-384.
- Schoen, Robert, Nan Marie Astone, Young J. Kim, and Constance A. Nathanson (1999) “Do Fertility Intentions Affect Fertility Behavior?” *Journal of Marriage and the Family*, 61(3), pp.790-799.
- Thomson, Elizabeth (1997) “Couple Childbearing Desires, Intentions, and Births”, *Demography*, 34(3), pp.343-354.
- Van de Giessen, Hans (1992), “Using Birth Expectations Information in National Population Forecasts”, Keilman, Nico and Harri Cruijnsen(ed.), *National Population Forecasting in Industrialized Countries*, Swets & Zeitlinger, Amsterdam .
- Werner, B (1986) “Family Building Intentions of Different Generations of Women: Results from the General Household Survey 1979-83”, *Population Trends*, 44, pp.26-34.
- Westoff, Charles F. and Norman B. Ryder (1977) “The Predictive Validity of Reproductive Intentions” *Demography*, 14(4), pp.431-453.
- 岩澤美帆 (2006) 「ライフイベント因果関係のためのデータ・ハンドリング：第1回および第2回成年者縦断調査データを例に」金子隆一編『パネル調査（縦断調査）のデータマネジメント方策及び分析に関する総合的システムの開発研究』厚生労働科学研究費（統計情報高度利用総合研究事業）平成17年度報告書。



- 阿部正浩（2004）「バブル崩壊前後の出産・子育ての世代間差異」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況：デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』日本経済新聞社。
- 阿部正浩（2006）「雇用と所得の環境悪化が出生行動に与える影響：出生率低下の一背景」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会：2つの神話と1つの真実』日本評論社。
- 野原 誠（1979）「現代日本における出生力予測の可能性」『人口問題研究』第149巻、pp.16-31。
- 福田節也（2006）「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」金子隆一編『パネル調査（縦断調査）のデータマネジメント方策及び分析に関する総合的システムの開発研究』厚生労働科学研究費（統計情報高度利用総合研究事業）平成17年度報告書。
- 守泉理恵（2004）「「予定子ども数」は出生力予測に有用か？：子ども数に関する意識の安定性とその構造について」『人口問題研究』第60巻第2号、pp.32～52。

## 8 21世紀出生児縦断調査に基づく子供の成長パターンの測定

北村 行伸\*

### 概要

本論文では、厚生労働省（大臣官房統計情報部）によって始められた21世紀出生児縦断調査を用いて、新生児の生育（身長・体重）を時間とともに追い、子供の成長のパターンが個人の初期条件（出生時の体重・身長など）、その後の条件（養育費）や個人差（男女、生年月）などによってどのように違ってくるかを分析した。パネルデータの特徴を生かして推定すると固定効果推定が選択されることがわかり、産まれた時の初期値の違いだけではなく、親からの遺伝情報や経済状態も影響を与えていることが推測された。しかし、この点に関してはさらに情報を蓄積して、分析することが必要である。

Key words: 身体成長、新生児、初期条件、パネル調査

### 1. はじめに

21世紀の幕開けとともに始められた『21世紀出生児縦断調査』は2001年1月と7月に生まれたそれぞれ2万人以上の子供の成長を継続的に追っていくことにより、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たプロジェクトである。調査の対象は平成13年（2001年）1月10日・17日生まれかあるいは同年7月10日・17日に生まれた全ての子供である。調査時期は1月出生児は平成13年8月1日現在、7月出生児は平成14年2月1日現在としてある<sup>1</sup>。調査事項は保育者、同居者、就業状況、労働時間、父母の家事・育児の分担状況、住居の状況、子育てで意識して行っていること、子供をもってよかったと思うこと、子供をもって負担に思うこと、子育ての不安や悩みの状況、授乳の状況、収入の状況等多岐にわたっている。調査方法は厚生労働省が人口動態調査出生票を基に調査対象を抽出し、対象世帯に対して質問票を配布し、回収は郵送によって行った。調査票の回収状況は1月出生児26620人に対して回収数23421人であり、回収率は88.0%、7月出生児26955人に対して、23589人が回答し、回収率は87.5%となっている。両月出生児を合計した第1回調査全体の標本数は47010人である。さらに、第2回1月出生児の回収数は21923人、7月出生児の回収数は22002人、合計43925人となっている。第3回1月出生児の回収数は21365人、7月出生児の回収数は21447人、合計42812人。第4回1月出生児の回収数は20699人、7月出生児の回収数は20860人、合計41559人となっている。第1回を100%とすると第4回で88.4%の標本が残っており、極めて高い回収率を維持している。

\* 本論分は国立社会保障人口問題研究所内で組織された厚生労働省科学研究費補助金統計情報高度利用総合研究事業『パネル調査（縦断調査）のデータマネジメント方策及び分析に関する総合的システムの開発研究』（課題番号H16-統計-002）で行われた研究成果をまとめたものである。

<sup>1</sup> しかし、後に論じるように身体測定の日付は分散しており、調査日をもって全てのデータの記録日であると判断するのは間違いである。

本論文では、身体発育に関するデータを分析する予定であるが、これに関しては厚生労働省雇用均等・児童家庭局が『乳幼児身体発育調査』を昭和35年より平成12年まで10年毎にこれまで5回行ってきている。この調査は全国的に乳幼児の身体発育の状態を調査し、新たに我が国の乳幼児の身体発育値を定めて、乳幼児保健指導の改善に資することを目的としている。調査対象は一般調査として、全国の乳幼児を対象として国勢調査地区のなかの3000地区内から調査実施日において生後14日以上2歳未満の乳幼児および3000地区のうちから抽出した900地区内の2歳以上小学校就学前の幼児から選んだ。これに加えて、病院調査として、全国の産科病床を有する病院のうち、医療施設基本ファイルから抽出した病院で出生し、1ヶ月健診を受診した乳幼児から選んだ。調査事項は身長、体重、胸囲、頭囲、運動・言語能力、現症・既往症、栄養状況、妊娠・出産時の状況、出産場所、母親の身長・体重、年齢、雇用状況などを含んでいる。調査方法は一般調査に関しては保健所における乳幼児の一斉健診に合わせて集団調査を行った。病院調査に関しては、病院が被調査乳幼児の調査を実施した。

平成12年調査では調査対象は、一般調査で対象者10285世帯、12312人の内、8104世帯、10021人が回答した（回収率81.4%）。病院調査では136病院、4094人が回答した。

本論文ではクロスセクション調査ではなくパネル調査であることの意義を、上述の2つの調査を用いながら論じたい。言うまでもなく、パネルデータでは同一個人を通じた成長を追跡できることが最大の利点である。これまでのパネルデータ分析の経験から言えることであるが、同一の経済主体を継続的に追うことができるというのは、クロスセクションで平均を見るのとは情報量が格段に違い、また、対象として分析できる問題の範囲が広がるという意味でも意義がある。

しかし、本論文では限られた時間での研究であり、また、データ自体も乳幼児期から思春期を経た身体発育のライフサイクルを追えるだけの蓄積がないので、きわめて暫定的な報告にすぎない。

本論文の問題意識は以下のようなものである。すなわち、子供は一般的にどのような成長パターンに従っているのだろうか、産まれた時の身体を初期条件とすると、その後の成長はその初期条件とその子の持っている遺伝子的要因と後天的な栄養や環境などによって決まってくるはずであるが、そのうち決定的に強い影響を持つ因子はなんだろうか、また、妊娠中、出生後の生育環境への配慮などが大切であると言われてはいるが、子育てにおける適切なケアとは何だろうか、そして、幼児期の身長と知能の関係はあるのだろうか。あるいは、出生後に支払われる保育料と身体成長には関係があるのだろうか。別の言い方をすれば、身長や知能はお金で買えるのだろうか等々次から次へと疑問がわいてくる。本論文ではこれらの疑問に答えるための準備作業であると理解していただきたい。

## 2. 身体発育に関する研究

身体発育に関する研究は早くはベルギー人科学者アドルフ・ケトレー (Adolphe Quetelet, 1796-1874) の平均人 (l'homme moyen) という概念に見られる<sup>2</sup>。すなわちケトレーは人間がある法則に従って出生、発育、死亡するが、そこから個人的特性と偶発的要素を除くすれば、平均的人間の特性が明らかになると考えた。とりわけ、身長 of 成長曲線としてケトレーは次のような関数 (年齢  $x$  歳の平均身長  $y$ ) を次のような式で当てはめた<sup>3</sup>。

$$y + \frac{y}{1000(T-y)} = ax + \frac{t+x}{1 + \frac{4}{3}x}$$

ここで  $t$ =出生時の身長、 $T$ =大人の平均身長とする。この定式化からは平均身長が 2 次式で表されるが、そのうち適切な方を選ぶ。この形式に端的に表れているように、その地域の身長の平均値と個人の初期値がわかれば、あとは個人の遺伝や環境とは関係なく、年齢だけの平均的身長がわかるというものである。

ケトレーはこの式を用いて実際のフランス新兵 10 万人の身長データを分析した。フランス革命政府の下で、身長 1.57m を超える 20-25 歳の身体健全な全フランス男子に対して発せられた徴兵令に対して、多くの若者が身長 1.57m 以下であると過小申告し兵役を逃れようとしていることを統計的に指摘し、兵役忌避者数を推定したのである<sup>4</sup>。

ケトレーが平均人に関心を寄せたのは対照的にイギリス人フランシス・ゴールトン (Francis Galton, 1822-1911) は平均から外れた体格の良さや知能の高さがどのように遺伝するのかという点に関して『遺伝的天才 (Hereditary Genius)』(1869)、『人間の才能とその発達の研究 (Inquiries into Human Faculty and its Development)』(1883)、『自然的遺伝 (Natural Inheritance)』(1889) を著し、優生学の基礎付けを行った。ゴールトンは平均より優れた遺伝的特質を持った人を増加させ、平均以下の遺伝的特質を持った人を減少させることに関心があった。すなわち、平均からのばらつきこそが人類の進歩を考える上での鍵となると考えたのである。スイートピーの育種実験を通して、ゴールトンは遺伝は親世代の特性だけではなく、先祖の特性にも依存していることを発見し、この先祖返りの法則を退化 (reversion) と考え、この法則が種の分布を一定の値に収束させる力と働いていることを示した。しかし、同時に、同一世代内の兄弟姉妹のばらつき (family variability) は分布を拡散させる方向に働いており、この二つの方向の引っ張り合いによって安定的均衡が達成されると考えたのである<sup>5</sup>。ゴールトンは人間の身長の親子間の回帰係数を推定し、

---

<sup>2</sup> 歴史上、個人の発育をはじめて研究したのはフランス人貴族ドゥ・モンベール (Philibert Guénaue de Montbeillard, 1720-1785) である。彼は自分の子供の身長を半年ごとに 18 歳になるまで測定し続けた (東郷 (1998, p.4) 参照)。

<sup>3</sup> Stigler(1986, p.173)、福井 (1997, pp37-38) を参照。

<sup>4</sup> ケトレーは身長を 5cm 刻みで区間集計し、母集団は平均身長 170cm、標準偏差 5cm の正規分布に従うと考え、それと実際の新兵の身長データの分布の差から、兵役忌避者数を割り出したのである。

<sup>5</sup> 生物の形態が大きく進化する時期には、先祖返りの法則よりも同一世代内でのばらつきが拡散し、かつ