

ども数を過大推計している可能性がある。

このように、本稿で試みた推計方法はまだ改善の必要があるが、若い世代の女性たち自身の意識が反映された今回の推計値は、若いコーホートで出生率が反転上昇するパターンを描いており、これは若年層における今後の出生行動の方向性を予測する際に有用な資料になると考えられる。

今後の課題としては、まず、出生意欲に関する調査データのうち、不詳をどのように処理するかということを検討しなくてはならない。本稿では、不詳は除外して推計を行ったが、表5の通り、妻の予定子ども数の回答では第12回・第13回とも6%程度の不詳が出ている。独身の希望子ども数ではもっと高く、第12回で12.2%、第13回で9.1%の不詳がある。両者を合わせると、第12回では女性総数の8.7% (1,088人)、第13回では7.3% (809人)の不詳となっており、これは決して少ない数ではない。出生意欲データの不詳の処理をどのように行うのかによって推計値が変わってくる。子ども数に関する意識への回答が不詳の女性は、出生意欲が低い場合が多いとも言われ (van de Giessen 1992)、もしそうだとすると、不詳を除いた追加予定子ども数を用いた推計では結果が高めに出ている可能性がある。

また、出生意欲データの調整係数の推定にあたって、年齢や追加出生意欲の実現率だけでなく、女性の就業状況など、社会経済変数を取り入れたモデルを開発することも発展課題として挙げられるだろう。次年度以降、研究を深めていきたい。

表5 予定／希望子ども数不詳の割合

	第12回調査			第13回調査		
	妻	独身	総数	妻	独身	総数
総数	7,916	4,598	12,514	6,836	4,241	11,077
不詳	529	559	1,088	424	385	809
不詳%	6.7%	12.2%	8.7%	6.2%	9.1%	7.3%

<参考文献>

- Ciucci, Luciano and Piero Giorgi (2006) "Hypotheses for Fertility Forecasts", Caselli, Graziella, Jacques Vallin and Guillaume Wunsch(ed.), *Demography: Analysis and Synthesis*, Vol.3, Academic Press.
- 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.
- de Beer, Joop (1992) "Methods of Fertility Projections and Forecasts", Nico Keilman and Harri Crujisen(eds.), *National Population Forecasting in Industrialized Countries*, NIDI CBGS Publications, Swets & Zeitlinger, Amsterdam.

- 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.
- Lee, R. D. (1980) "Aiming at a Moving Target: Period Fertility and Changing Reproductive Goals", Population Studies, 34:2, pp.205-226.
- 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.
- O'Neill, Brian C., Deborah Balk, Melanie Brickman and Markos Ezra (2001) "A Guide to Global Population Projections", *Demographic Research*, Vol.4, Article 8, pp.203-288. (www.demographic-research.org/Volumes/Vol4/8/)
- Van de Giessen, Hans (1992), ""Using Birth Expectations Information in National Population Forecasts", Keilman, Nico and Harri Cruijsen(ed.), National Population Forecasting in Industrialized Countries, Swets & Zeitlinger, Amsterdam .
- van Hoorn, Willem and Nico Keilman (1997) "Birth Expectations and Their Use in Fertility Forecasting", EUROSTAT Working Papers(E4/1997-4).
- 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.
- Willekens, Frans J. (1990), "Demographic Forecasting; State-of-the-Art and Research Needs", Hazeu, Cornelius A. and Gerard A. B. Frinking (ed.), *Emerging Issues in Demographic Research*, Elsevier, Amsterdam.
- 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。
- 守泉理恵 (2008) 「将来人口推計の国際比較 : 日本と主要先進諸国の人口のゆくえ」『人口問題研究』第 64 巻第 3 号、pp.45~69。
- の変化と格差の検討」『人口問題研究』 61(1):1-17.

16 出生意欲データを用いた出生率推計に関する基礎研究（その2）

守泉 理恵

はじめに

主要な国際機関や各国政府が行う将来人口推計では、専らコーホート要因法が用いられてきた（守泉 2008）。この枠組みの中では、出生・死亡の仮定値は、主として過去の人口統計の実績値に基づいたトレンドの補外や平均値などをもとに設定されている。出生率の推計では、コーホートないしは期間の出生率や、結婚の指標の過去動向に基づき仮定値が設定されることが多い。

こうした人口学的要因のみに基づいた出生率推計に対しては、社会経済要因も仮定値の設定において考慮すべきではないかという批判が常につきまってきた。これに対しては、結婚・出生関連の統計値には、すでに現実の社会経済状況が反映されているため、これまで多くの将来人口推計で採用されてきた方法が、社会経済要因を無視しているとはいえない。しかし、社会経済要因の効果を明示的に出生仮定に導入し、要因変動の見通しを推計に反映させたり、政策的効果のシミュレーションに応用したりすることには大いに意義があるであろう。そこで、本研究では「出生意欲」に注目することで、社会経済要因を取り入れた出生率推計の新たな方向性を探してみたい。すなわち、出生意欲を、社会経済要因と現実の出生行動の間に位置する「媒介要因」としてとらえることで、人口学的要因だけでなく社会経済要因をも明示的に考慮した出生率推計の道筋が見えてくると考えられる。

以上の理由から、本研究では、昨年度試算した PAF 法による出生意欲を用いた出生率推計モデルを基礎とし、出生意欲を介して社会経済要因の効果をとり入れた出生率推計について検討を行うこととする。

1. PAF 法を用いた出生率推計の概要

希望子ども数、追加予定子ども数などの出生意欲データは、出産過程を終えていない若い世代の完結出生児数を予測する資料として、すでに 1950 年代から注目されてきた（Morgan 1985）。これまで、調査データと実際の行動が一致するののかどうかに関して多くの研究が行われてきたが（Westoff and Ryder 1977；Freedman et al. 1980；O'Connell and Rogers 1983；Schoen et al. 1999；Quesnel-Vallée and Morgan 2003；守泉 2004）、個人レベルでは意欲と行動の不一致が目立つものの、世代ごとの集計レベルでは個々人の不一致が相殺され、将来の完結出生児数の予測に十分役立つとの指摘がある。

これまでの研究では、調査で得られる出生意欲データは、しばしば実際の行動より「過大」となりがちなのが論じられてきた。なぜなら、回答者の多くは、生涯未婚、離死別、不妊、経済的困難、夫婦の意見不一致といった子ども数を減らす方向に作用する事態を想

定せずに回答するからである。もちろん反対に、意図しない妊娠、子どもの性別選好や現存児の死亡等による追加出生意欲の発生といった子ども数を増やす方向に作用する事態が起きることもあり得る。しかし先進諸国では、予定していた子ども数より現実のほうが多くなるという状況より、現実のほうが少なくなる状況のほうが発生する確率が高い。よって、出生意欲の回答データを将来の完結出生子ども数の予測値として用いるには、何らかの方法によりデータを調整する必要がある。

これまで、Lee (1980)、Werner (1986)、de Beer (1991)、Van de Giessen (1992)、Cooper and Shaw (1993)、van Hoorn and Keilman (1997) などが出生意欲データを用いた出生率推計について研究を公表している。このうち、昨年度の本研究プロジェクトにおいて、筆者は de Beer (1991) が提示した PAF 法 (partial adjustment forecasting method) を取り上げ、日本のデータで試算を行った。PAF 法は、2 時点の追加予定子ども数の調査データを用いて、追加予定子ども数の年齢別実現率と、追加予定子ども数の年齢別変化率を計算し、コーホートごとの最終的な完結出生子ども数を推計する方法である (詳細は、守泉 (2009) を参照)。

PAF 法では、2 時点の調査データを集計して、あるコーホートが調査間隔分の時間 (i) を経てどの程度出生を累積し、また追加予定子ども数が変化したかを観察する。このとき、 a 歳から $a+i$ 歳の間累積した出生を、 a 歳時点の追加予定子ども数の一部が実現したものだとしてとらえる。こうして 2 時点の調査データから、追加予定子ども数の年齢別実現率 μ と、追加予定子ども数の年齢別変化率 A を算出し、それらをまだ 49 歳に達しないコーホートのデータに適用して、未知の部分の推計をする。この方法により、49 歳に達しないコーホートであっても、累積出生率と調査時の追加予定子ども数が分かれば、あとは μ と A を適用してその先の累積出生率を算出し、足し合わせてコーホート完結出生児数を推計できる。

昨年度の研究における試算では、年齢別の追加予定子ども数のデータとして「出生動向基本調査」第 12 回 (2002 年)、第 13 回 (2005 年) の夫婦・独身者調査を用いた。年齢別累積出生率の毎年のデータは人口動態統計から引用した。なお、出生動向基本調査において、独身者調査では追加予定子ども数のデータを取得できないことから、独身者については希望子ども数を追加予定子ども数とみなして扱い、計算に投入した。

2. PAF 法を用いた出生率推計の結果

図 1 は 2002~2005 年の μ 値 (追加予定子ども数の年齢別実現率)、図 2 は同期間の A 値 (追加予定子ども数の年齢別変化率) をそれぞれ示したものである (数値の詳細は、文末の付表 1、2 を参照)。1 年ごとの変化の数値では変動が激しいため、本稿では、2002~03 年、2003~04 年、2004~05 年の値の平均値を用いて出生率の推計を行うこととする。

図 1 によると、年齢別の追加予定子ども数実現率を示す μ 値は、20 歳代後半~30 歳代前半辺りをピークとする曲線を描いている。一方、年齢別の追加予定子ども数の変化率をあ

らわす A 値は、30 歳代半ばまで減少した後、30 歳代後半から上昇を示している。これは、年齢が高くなるほど追加予定子ども数の平均値が高くなる状況を意味する。近年では、晩婚化、晩産化の影響で、高年齢まで希望する子ども数を生み終えていない女性が増え、高年齢での追加予定子ども数が増えていることと、不妊治療の普及や高齢出産事例を見聞きする機会の増加によって、30 歳代後半以降も追加出生をあきらめなくなった効果があらわれているのかもしれない。

図1 2002～2005年の μ 値

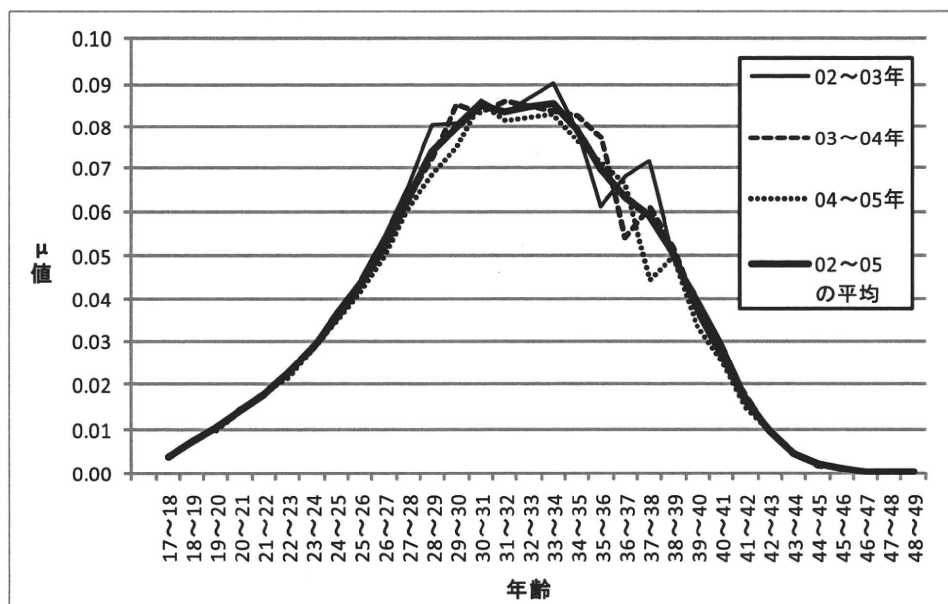
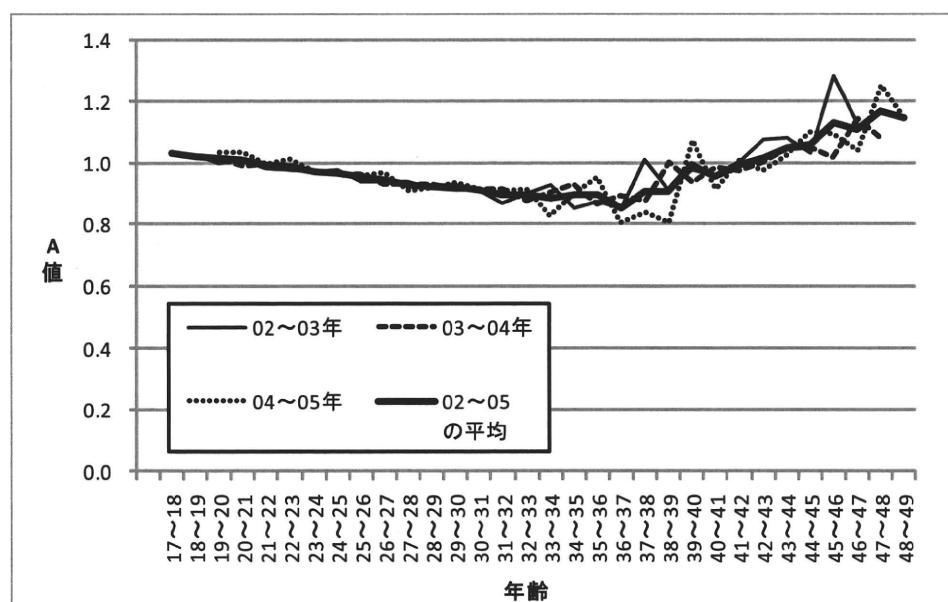


図2 2002～2005年のA値



人口動態統計から引用した 2005 年の年齢別累積出生率と、第 13 回調査 (2005 年) の年齢別平均追加予定子ども数のデータに、上述の μ 値・A 値を適用して得られたコーホート完結出生児数の推計値は表 1、図 3 の通りである。

表 1 2002～2005 年データを用いた女性の完結出生児数推計と調整係数

出生年	PAF法による推計値	予定子ども数 (第13回調査回答値)*	調整係数	出生年	PAF法による推計値	予定子ども数 (第13回調査回答値)*	調整係数
	(1)	(2)	(1)/(2)		(1)	(2)	(1)/(2)
1986	1.547	2.099	0.737	1971	1.395	1.989	0.702
1985	1.587	2.192	0.724	1970	1.456	2.021	0.721
1984	1.519	2.128	0.714	1969	1.505	1.992	0.756
1983	1.468	2.122	0.692	1968	1.533	1.941	0.790
1982	1.507	2.150	0.701	1967	1.438	1.909	0.754
1981	1.424	2.091	0.681	1966	1.723	1.953	0.882
1980	1.411	2.097	0.673	1965	1.606	1.907	0.842
1979	1.427	2.029	0.703	1964	1.659	1.852	0.895
1978	1.435	2.079	0.690	1963	1.710	1.913	0.894
1977	1.364	1.979	0.689	1962	1.761	1.994	0.883
1976	1.391	2.027	0.686	1961	1.808	1.849	0.978
1975	1.417	2.033	0.697	1960	1.846	2.059	0.897
1974	1.359	1.977	0.688	1959	1.889	1.997	0.946
1973	1.397	1.995	0.700	1958	1.893	2.030	0.932
1972	1.414	1.989	0.711	1957	1.971	2.080	0.948

*) 夫婦調査の予定子ども数、独身者調査の希望子ども数を用いて算出。

図 3 2002～2005 年データを用いた 1957～86 年生れの女性の完結出生児数推計

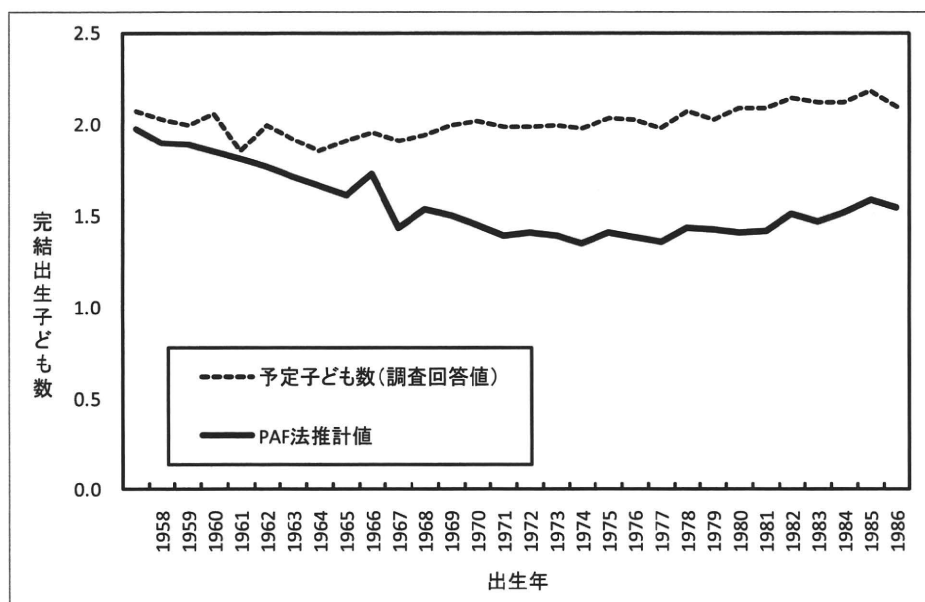


表1によると、PAF法による1957年出生コーホートの完結出生児数推計値は1.971人であるが、それ以降の若いコーホートでは低下している。推計値は、1970年代半ば生まれ頃の世代で底を打った後、1970年代後半以降のコーホートで漸増している。今回の推計で最も平均完結出生児数が低かったのは、1974年生れの1.359である。また、調査で得られる回答値との比率を見ると、PAF法推定値は調査回答値の70～90%である。とくに、30歳代前半より若いコーホート（1970年以降コーホート）では3割前後の差が出ている。年齢が若いほど未知の将来期間が長いので、予定・希望子ども数の回答が過大になりがちであることを示している。

3. PAF法を基礎とした社会経済要因を導入した出生率推計

de Beer (1991) が提示した PAF 法は、年長コーホートが実際に経験した年齢別の累積出生率の実現率、および追加予定子ども数の変化率を仮定値とし、未知の年齢部分がある若いコーホートにこれらの仮定値を適用してコーホート完結出生児数を算出するという方法であった。ここで、キーとなるのは年齢別の追加予定子ども数である。この値が変化すれば、累積出生率の実現率も、追加予定子ども数の変化率も変わることになる。

そこで、第10回（1992年）～第13回（2005年）の出生動向基本調査（夫婦・独身者調査）のデータを用い、年齢各歳別の平均追加予定子ども数を従属変数とし、社会経済要因を説明変数とした重回帰分析を行った。これにより各説明変数の係数が決まれば、それらの変数の値が変わったときの年齢別平均追加予定子ども数の予測値を算出できる。そして、社会経済要因が変化したときの予測値を2005年の実績値の代わりに投入し、2002年からのデータで新たな μ 値、A値を算出して、完結出生児数の将来予測がどの程度変わるかを検証する。

出生動向基本調査では、第8次調査から独身者調査を開始しているが、第9次調査までは35歳未満の独身者が対象となっていた。第10回からは夫婦調査と同様に50歳未満（下限年齢は18歳）について調べているため、ここでは第10回以降のデータを用いることとした。

3-1. 追加予定子ども数の重回帰分析

重回帰分析に用いるデータセットは、以下の通り作成した。まず、第10回～第13回まで、夫婦調査と独身者調査のデータを結合したデータファイルを作成する。そして、データは女性に限定し、調査回別・年齢各歳別に、従属変数となる追加予定子ども数の平均値を集計した。説明変数については、やはり調査回別・年齢各歳別に、短大・高専卒業以上の学歴を持つ女性の割合、独身者割合、正規就業者割合、非正規就業者割合、DID居住者割合を集計した。こうして各調査回の年齢別データをプールして重回帰分析を行った。

表2は、重回帰分析に用いた変数の記述統計、表2は変数間の相関を示している。Nは4回の調査×18～49歳の32の集計値で128となる。表3にあるように、独立変数間で0.8以上の相関を示すものはないので、多重共線性は生じないと判断し、全変数を投入した。

表2 重回帰分析の変数の記述統計

変数	平均値	標準偏差	N
追加予定出生数	0.910	0.800	128
短大卒以上者割合	36.920	10.262	128
独身者割合	37.473	32.157	128
DID居住者割合	65.288	4.663	128
正規就業者割合	32.079	12.782	128
非正規就業者割合	24.078	9.845	128

表3 相関表

変数	追加予定出生数	短大卒以上者割合	独身者割合	DID居住者割合	正規就業者割合	非正規就業者割合
Pearsonの相関						
追加予定出生数	1.000					
短大卒以上者割合	.690	1.000				
独身者割合	.954	.628	1.000			
DID居住者割合	.524	.264	.388	1.000		
正規就業者割合	.559	.267	.479	.362	1.000	
非正規就業者割合	-.647	-.160	-.565	-.570	-.464	1.000
有意確率(片側)						
追加予定出生数	.					
短大卒以上者割合	.000	.				
独身者割合	.000	.000	.			
DID居住者割合	.000	.001	.000	.		
正規就業者割合	.000	.001	.000	.000	.	
非正規就業者割合	.000	.036	.000	.000	.000	.

重回帰分析の結果は、表4、表5の通りである。表4のモデルの説明力に関する結果をみると、調整済みR2乗が0.966と高く、現在のモデルで説明力は非常に高いことが示されている。また、表5によると、係数はいずれもt値が2以上あり、有意確率も1%水準で有意である。推定の結果、追加予定子ども数の決定式は以下の通りである。

$$\text{追加予定子ども数} = -1.309 + 0.015 \times \text{短大卒以上者割合} + 0.017 \times \text{独身者割合} + 0.017 \times \text{DID居住者割合} + 0.005 \times \text{正規就業者割合} - 0.011 \times \text{非正規就業者割合}$$

単位を合わせた標準化係数をみると、追加予定子ども数の決定に対して、独身者割合が最も影響力をもっていることが分かる。次に学歴構成である。非正規就業者割合はその次に係数が大きい、説明変数の中では唯一符号がマイナスとなっている。

表4 モデル要約

R	R2乗	調整済みR2乗	推定値の標準誤差
.984	.968	.966	.14686

表5 係数

変数	標準化されていない係数		標準化係数	t 値	有意確率
	B	標準偏差 誤差	ベータ		
(定数)	-1.309	.248		-5.275	.000
短大卒以上者割合	.015	.002	.196	8.767	.000
独身者割合	.017	.001	.674	25.031	.000
DID居住者割合	.017	.004	.101	4.930	.000
正規就業者割合	.005	.001	.083	4.296	.000
非正規就業者割合	-.011	.002	-.138	-5.716	.000

以上により推定された重回帰式を用いて、各調査回における年齢別追加予定子ども数の予測値を算出した。図4～7は、実績値と予測値を描いたものである。予測値は、20歳代では実績値より若干高めになっており、30歳代では逆に低めである傾向が見られる。

図4 1992年の実績値と予測値

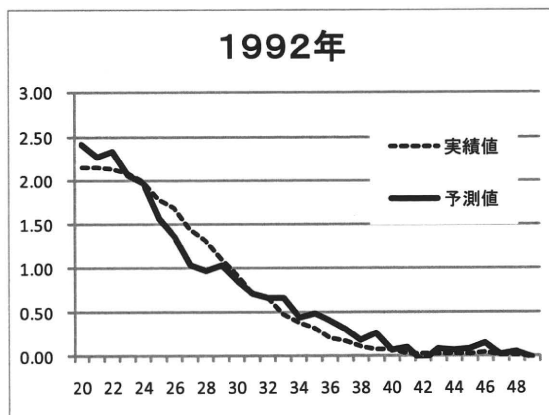


図5 1997年の実績値と予測値

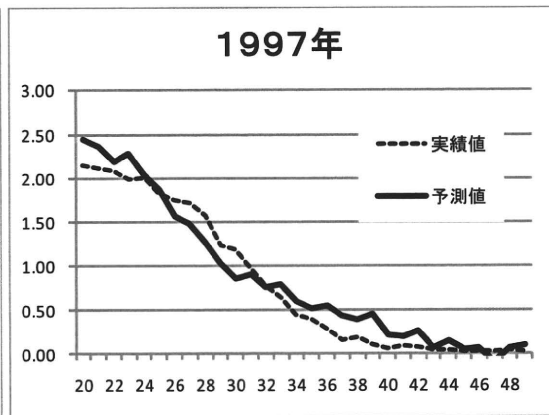


図6 2002年の実績値と予測値

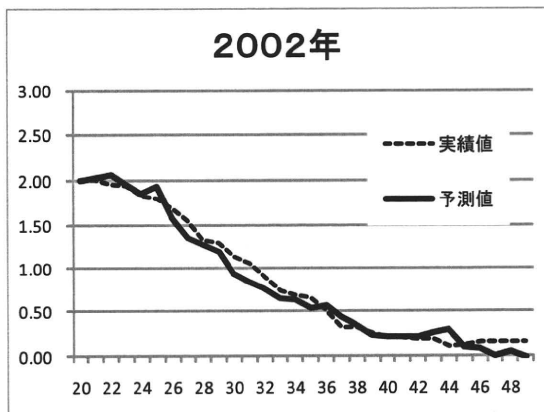
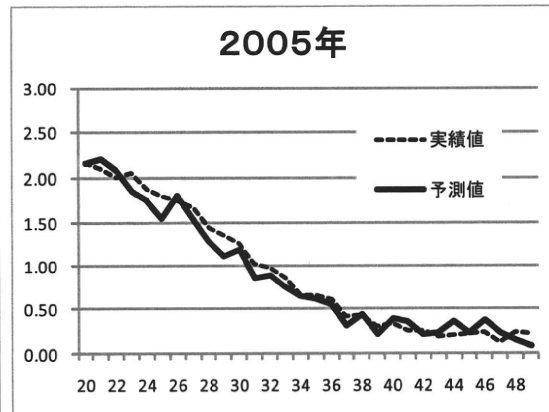


図7 2005年の実績値と予測値



3-2. 社会経済要因の仮定値設定

重回帰分析から導き出した追加予定子ども数決定式により、社会経済要因が変化するときの年齢別予測値を2005年実績値に置換えた上で、2002～05年の μ とAの平均値を算出し、出生率推計に用いる。つまり、今年度の試算では、2005年の社会経済状況が実際と異なっていたら、そのことが追加予定子ども数の変化を通じて、若い世代の完結出生児数の推計値にどのような影響を与えるか計測する。学歴構成の短期的な変化は想定しにくいいため、ここではそれ以外の4要因について仮定を置いた。そして、他の条件を一定として、それぞれが単独で変化したときの影響を検証する。

本稿で用いた社会経済要因の変化の仮定は、表6の通りである。近年のトレンドを参考に、最初の試みとして単純なシナリオを想定した。

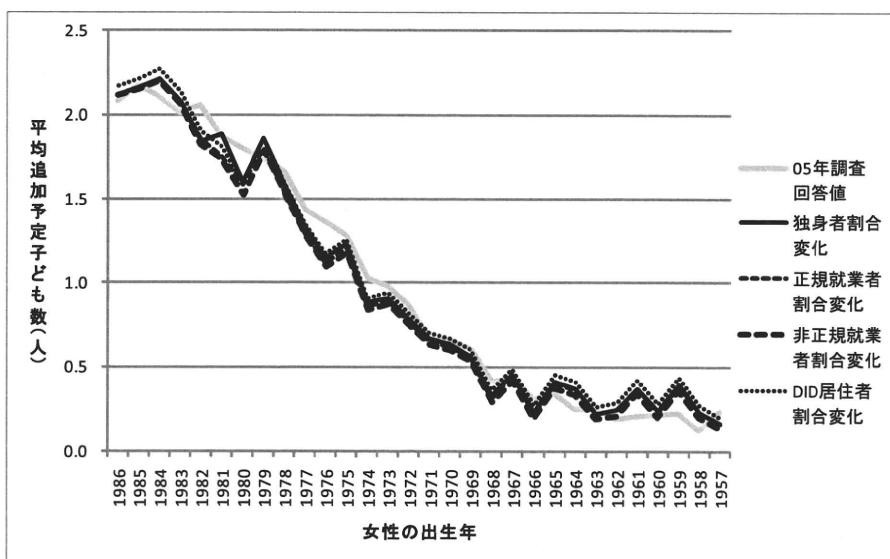
表6 社会経済要因の変化に関する仮定

独身者割合	未婚化・離別増加により25歳～49歳で独身者が05年実績値より5%増加
正規就業者割合	20歳代の正規就業者割合は同レベルで、30歳以上の就業継続が増え、30～49歳で正規就業者割合が05年実績値より5%増加
非正規就業者割合	非正規化が進み、全年齢で05年実績値より5%増加
DID居住者割合	都市化が進み、全年齢で05年実績値より5%増加

3-3. 社会経済要因の変化と出生率推計

各社会経済要因を変化させて推定した追加予定子ども数は、図8の通りである。線が重なって見にくいですが、非正規就業者割合を変化させた際の追加予定子ども数が最も低い値を示した。次いで正規就業者割合、独身者割合、DID居住者割合の順となっている。

図8 社会経済要因を変化させたときの追加予定子ども数予測値



次に、社会経済要因の変化により得られた追加予定子ども数の予測値を2005年調査値の代わりに投入した。それにより μ とAの値が変化するが、その結果を示したのが図9（ μ 値）、図10（A値）である。

追加予定子ども数実現率に関しては、2005年調査値で計算した場合とほとんど変化はない。しかし、A値では大きな差が出ている。どの社会経済要因を変化させたケースでも、実績値に比べて、30歳代後半におけるA値の増加が大きい。最も大きいのはDID居住者割合が変化したケースで、次いで独身者割合と正規就業者割合が同程度、非正規就業者割合の順になっている。

図9 μ 値の変化

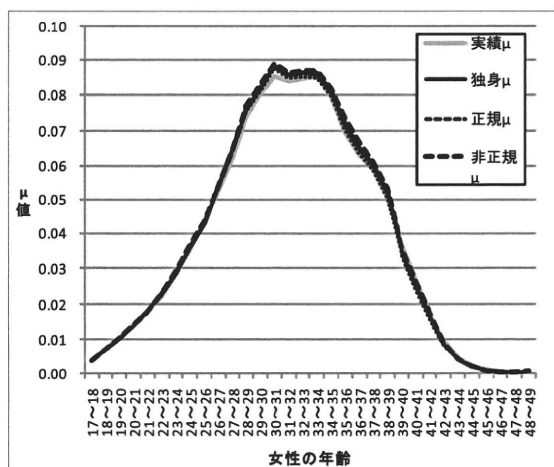
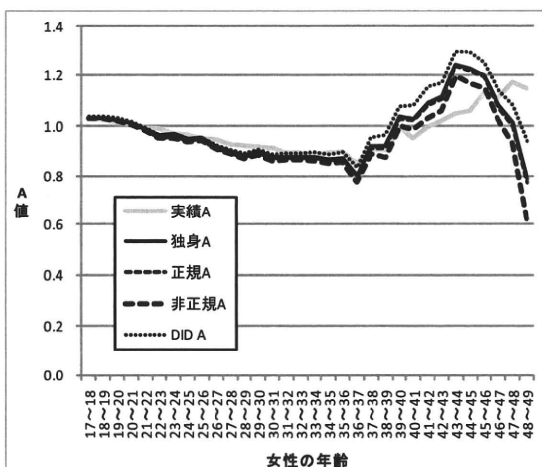


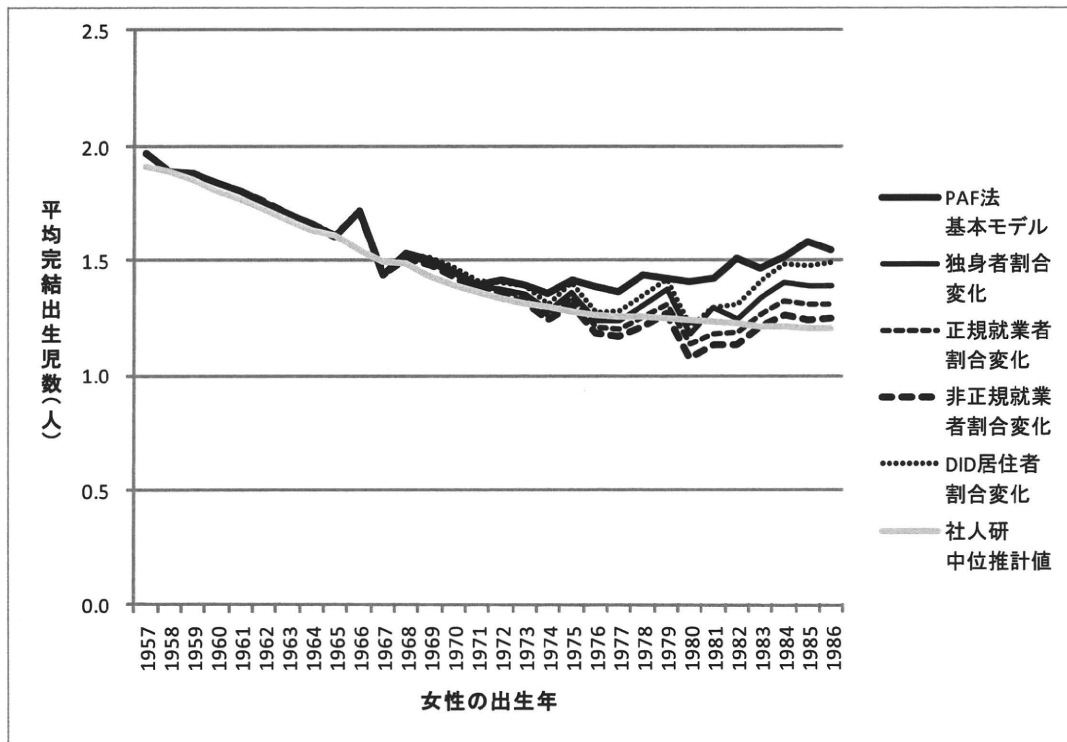
図10 A 値の変化



最後に、各ケースにおける μ 値、A値を仮定値として投入して、1986～1957年出生コーホートの将来の平均完結出生児数を推計した。その結果が図11である（数値の詳細は付表3を参照）。図では、基本モデルで算出された推計値のほか、日本の2006年の最新公的推計における中位推計値も示した（国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口：平成18年12月推計』）。

社会経済要因を変化させた場合の完結出生児数の推計値は、基本モデルの推計値に比べて、とくに35歳以下のところで下方に開きが大きくなっている。もっとも引き下げ効果が大きいのが、非正規就業者割合が全年齢で5%増加したケースであり、次に正規就業者が30歳以上で5%増加したケースである。働き方の変化は、現在の因果関係構造のもとでは、若い世代の将来の完結出生児数を引き下げることになる。働き方の変化よりは差が小さいが、独身者が増えた場合と、都市化が進んだ場合もモデル推計値に比べて若い世代の完結出生児数を引き下げる。公的推計の中位推計値と比較すると、働き方が変化した場合の推計値がもっとも中位推計値に近い動きを示している。

図 11 社会経済変化によるコホート平均完結出生児数の変化



4. まとめと考察

本稿では、de Beer (1991) が示した PAF 法による出生率推計モデルを応用して、出生意欲の変化を通じた社会経済要因の推計への組み込みの可能性について検討した。

本稿で試みた方法は以下の通りである。まず、年齢別追加予定子ども数を社会経済要因で説明する重回帰式を推定し、この重回帰分析から導き出した追加予定子ども数決定式を使って、社会経済要因が変化したときの年齢別予測値を算出する。次に、重回帰式で算出した年齢別予測値を 2005 年実績値に置換え、2002～05 年のデータから年齢別の μ と A を算出し、出生率推計の仮定値とする。これにより、2005 年の社会経済状況が実際と異なっていたら、そのことが追加予定子ども数の変化を通じて、若い世代の完結出生児数の推計値にどのような影響を与えるか計測した。

重回帰式の推定には、出生動向基本調査（夫婦・独身者調査）の第 10 回（1992）～第 13 回（2005）の女性のデータを用いた。説明変数として取り上げたのは、短大・高専卒以上の学歴をもつ者の割合、独身者割合、正規就業者割合、非正規就業者割合、DID 居住者割合である。そして、このモデルを用いて、短期的変化が想定しにくい学歴構成を除き、各社会経済変数が変化した場合の追加予定子ども数予測値を算出した。いずれの社会経済変数も、2005 年実績値より 5%ほど増加する方向で変化した場合を想定した。

その結果、2002年、2005年とも調査実績値を用いた基本モデル推計値に比べ、各社会経済要因が増加の方向で変化したケースでは、完結出生児数の推計値は引き下げられることが分かった。とくに影響が大きく出たのは働き方が変化したケースで、非正規就業者割合が増加した場合の推計値は、1970年代半ば以降のコーホートで、基本モデル推計値の70～80%であった。

ここまでの研究で分かったことは、ひとつは、年齢別の平均追加予定子ども数は、社会経済要因によってかなりの程度変動を説明できるということである。そうであれば、追加予定子ども数を推定するモデルについて考察を深め、洗練することで、より精度の高い出生率推計のためのモデルを得ることができる。

もうひとつは、社会経済要因の変化の影響は、まだ実績値のない未知の部分が多い若い世代ほど大きく、将来の完結出生児数を変動させるということである。

一方で、本研究に用いた手法は、現状では課題も存在する。本研究では、社会経済要因の変化について簡単な仮定を置き、さらにそれらが単独で変わる場合のみ推計を行った。したがって、複数の変数が同時に変化したときに本モデルの推計結果が正確であるためには、各変数の効果の独立性が確保されねばならないが、実際にはこれらの社会経済要因は独立ではなく、ある程度相互に関連していると考えられる。また、社会経済情勢の変化の程度や方向についても、さらに研究を深め、説得力のあるシナリオを提示しなくてはならない。

今回は、これまでにない新たな出生率推計の方法を提示し、その適用を試みたが、実用化に際しては上記のような課題を残している。本研究と同じ課題を掲げた先行研究は非常に少なく、今後、内外の関連研究について徹底してサーベイを進めるとともに、出生意欲を用いた出生率推計の方法についてさらに考察を深めていくものとした。

<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.
- 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.
- Lec, R. D. (1980) "Aiming at a Moving Target: Period Fertility and Changing Reproductive Goals", Population Studies, 34:2, pp.205-226.
- Morgan, S. Philip (1985) "Individual and Couple Intentions for More Children: A Research Note", Demography, Vol.22, No.1, pp.125-132.
- 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, Vol.61, No.3, pp.790-799.
- Quesnel-Vallée, Amélie and S. Philip Morgan (2003) "Missing the Target? Correspondence of Fertility Intentions and Behaviour in the U.S.", Population Research and Policy Review, Vol.22, No.5-6, pp497-525.
- Van de Giessen, Hans (1992), ""Using Birth Expectations Information in National Population Forecasts", Keilman, Nico and Harri Cruijsen(ed.), National Population Forecasting in Industrialized Countries, Swets & Zeitlinger, Amsterdam .
- van Hoorn, Willem and Nico Keilman (1997) "Birth Expectations and Their Use in Fertility Forecasting", EUROSTAT Working Papers(E4/1997-4).
- 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.
- 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。
- 守泉理恵 (2008) 「将来人口推計の国際比較：日本と主要先進諸国の人口のゆくえ」『人口問題研究』第 64 巻第 3 号、pp.45~69。
- 守泉理恵 (2009) 「出生意欲データを用いた出生率推計に関する基礎研究」金子隆一編『人口動態変動および構造変化の見通しとその推計手法に関する総合的研究』平成 20 年度報告書。

付表1 2002～2005年データに基づく μ 値

出生年 (2005)	年齢	02～03年	03～04年	04～05年	02～05 の平均
1987	17～18	0.0037			0.0037
1986	18～19	0.0075	0.0070		0.0072
1985	19～20	0.0108	0.0106	0.0099	0.0104
1984	20～21	0.0147	0.0144	0.0141	0.0144
1983	21～22	0.0183	0.0178	0.0179	0.0180
1982	22～23	0.0230	0.0227	0.0215	0.0224
1981	23～24	0.0289	0.0283	0.0277	0.0283
1980	24～25	0.0369	0.0352	0.0344	0.0355
1979	25～26	0.0442	0.0436	0.0418	0.0432
1978	26～27	0.0549	0.0531	0.0499	0.0526
1977	27～28	0.0657	0.0624	0.0603	0.0628
1976	28～29	0.0803	0.0727	0.0687	0.0739
1975	29～30	0.0807	0.0854	0.0747	0.0803
1974	30～31	0.0865	0.0836	0.0857	0.0853
1973	31～32	0.0834	0.0862	0.0813	0.0836
1972	32～33	0.0867	0.0849	0.0822	0.0846
1971	33～34	0.0901	0.0837	0.0830	0.0856
1970	34～35	0.0794	0.0825	0.0766	0.0795
1969	35～36	0.0608	0.0771	0.0711	0.0697
1968	36～37	0.0680	0.0543	0.0663	0.0629
1967	37～38	0.0715	0.0610	0.0447	0.0591
1966	38～39	0.0503	0.0520	0.0501	0.0508
1965	39～40	0.0401	0.0379	0.0337	0.0372
1964	40～41	0.0294	0.0260	0.0250	0.0268
1963	41～42	0.0179	0.0175	0.0150	0.0168
1962	42～43	0.0099	0.0095	0.0097	0.0097
1961	43～44	0.0044	0.0047	0.0048	0.0046
1960	44～45	0.0028	0.0018	0.0022	0.0023
1959	45～46	0.0009	0.0012	0.0008	0.0010
1958	46～47	0.0003	0.0005	0.0006	0.0005
1957	47～48		0.0002	0.0002	0.0002
1956	48～49			0.0004	0.0004

付表2 2002～2005年のデータに基づくA値

出生年 (2005)	年齢	02～03年	03～04年	04～05年	02～05 の平均
1987	17～18	1.0320			1.0320
1986	18～19	1.0294	1.0160		1.0227
1985	19～20	0.9996	1.0133	1.0355	1.0161
1984	20～21	1.0110	0.9925	1.0330	1.0122
1983	21～22	0.9831	0.9991	0.9960	0.9928
1982	22～23	0.9776	0.9783	1.0124	0.9894
1981	23～24	0.9698	0.9721	0.9743	0.9720
1980	24～25	0.9764	0.9638	0.9664	0.9689
1979	25～26	0.9369	0.9654	0.9562	0.9529
1978	26～27	0.9385	0.9335	0.9688	0.9469
1977	27～28	0.9398	0.9330	0.9109	0.9279
1976	28～29	0.9195	0.9313	0.9212	0.9240
1975	29～30	0.9140	0.9144	0.9338	0.9207
1974	30～31	0.9114	0.9126	0.9139	0.9126
1973	31～32	0.8662	0.9123	0.9103	0.8963
1972	32～33	0.8989	0.8763	0.9144	0.8965
1971	33～34	0.9260	0.9056	0.8285	0.8867
1970	34～35	0.8498	0.9291	0.8998	0.8929
1969	35～36	0.8713	0.8674	0.9539	0.8976
1968	36～37	0.8511	0.8938	0.8056	0.8502
1967	37～38	1.0080	0.8756	0.8392	0.9076
1966	38～39	0.9117	1.0006	0.8052	0.9058
1965	39～40	0.9777	0.9343	1.0715	0.9945
1964	40～41	0.9601	0.9861	0.9155	0.9539
1963	41～42	1.0022	0.9751	1.0095	0.9956
1962	42～43	1.0757	1.0039	0.9752	1.0183
1961	43～44	1.0789	1.0483	1.0219	1.0497
1960	44～45	1.0316	1.0496	1.0990	1.0601
1959	45～46	1.2819	1.0210	1.0972	1.1334
1958	46～47	1.1327	1.1466	1.0430	1.1075
1957	47～48		1.0782	1.2563	1.1672
1956	48～49			1.1449	1.1449

付表3 社会経済要因を変化させた場合のコーホート完結出生児数推計値

出生年	PAF法 基本モデル	独身者割合 変化	正規就業者 割合変化	非正規就業 者割合変化	DID居住者 割合変化	社人研 中位推計値
1957	1.971	1.971	1.971	1.971	1.971	1.918
1958	1.893	1.893	1.893	1.893	1.893	1.894
1959	1.889	1.889	1.889	1.889	1.889	1.860
1960	1.846	1.846	1.846	1.846	1.846	1.810
1961	1.808	1.808	1.808	1.808	1.809	1.773
1962	1.761	1.761	1.761	1.761	1.762	1.730
1963	1.710	1.709	1.709	1.708	1.710	1.680
1964	1.659	1.664	1.663	1.662	1.666	1.631
1965	1.606	1.612	1.611	1.609	1.615	1.612
1966	1.723	1.717	1.716	1.712	1.721	1.546
1967	1.438	1.444	1.442	1.437	1.453	1.496
1968	1.533	1.519	1.517	1.510	1.531	1.488
1969	1.505	1.495	1.491	1.482	1.512	1.435
1970	1.456	1.449	1.443	1.432	1.468	1.392
1971	1.395	1.391	1.384	1.370	1.414	1.363
1972	1.414	1.377	1.368	1.352	1.407	1.338
1973	1.397	1.358	1.345	1.325	1.391	1.318
1974	1.359	1.280	1.264	1.242	1.314	1.298
1975	1.417	1.362	1.339	1.310	1.405	1.278
1976	1.391	1.237	1.207	1.182	1.277	1.264
1977	1.364	1.239	1.201	1.172	1.280	1.261
1978	1.435	1.302	1.251	1.217	1.345	1.256
1979	1.427	1.378	1.312	1.275	1.422	1.250
1980	1.411	1.183	1.139	1.079	1.216	1.242
1981	1.424	1.298	1.179	1.136	1.294	1.233
1982	1.507	1.244	1.189	1.134	1.311	1.225
1983	1.468	1.340	1.270	1.213	1.411	1.217
1984	1.519	1.407	1.325	1.263	1.483	1.211
1985	1.587	1.390	1.309	1.246	1.475	1.208
1986	1.547	1.394	1.313	1.250	1.493	1.204

17 出生意欲データを用いた PAF 法による出生率推計：日本における応用

守泉 理恵

はじめに

将来人口推計における出生率推計は、通常、過去の統計実績値に基づいたトレンドの補外や平均値などをもとに行われる。出生率の将来予測は、人々のライフコースの変化を予測することに他ならないが、戦後の日本では急速に人々の結婚・出生行動が変化してきている。過去データのトレンドを将来へ投影する方法は合理的であるが、人々の行動変化が激しい時期は、この方法でもデータのない若い世代の行動を見通すのは容易なことではない。

また、人々の結婚・出生行動の変化の背景には様々な社会経済的要因が指摘されている。そのため、出生率推計の仮定値設定において、人口学的要因だけでなく社会経済要因も明示的に考慮したモデルの開発がこれまでつねに求められてきた。

そこで、本研究では、調査で得られる「出生意欲」のデータに注目することで新しい出生率推計法を探るとともに、そのモデルを用いて社会経済要因の変化の影響を定量的に測ることができる方法がないか考察した。プロジェクト最終年度の本年度は、1992年から2005年の4回分の調査データを用いて出生率推計とその比較を行うとともに¹、社会経済要因の影響の分析では、昨年度のモデルを用いてさらに3つの新しいシナリオのもとでシミュレーションを行った。それらをふまえ、これまでの研究成果のまとめと、そこから見えてきた課題について整理を行う。

1. PAF 法を用いた出生率推計の概要

希望子ども数、追加予定子ども数などの出生意欲データは、出生過程を終えていない若い世代の完結出生子ども数を予測する資料として、すでに1950年代から注目されてきた(Morgan 1985)。しかし、これまでの研究では、調査で得られる出生意欲データは、しばしば実際の行動より「過大」または「過小」となりがちなことが論じられてきた。なぜなら回答者の多くは、将来、生涯未婚、離死別、不妊、経済的困難、夫婦の意見不一致といった子ども数を減らす方向に作用する事態や、意図しない妊娠、子どもの性別選好や現存児の死亡等による追加出生意欲の発生といった子ども数を増やす方向に作用する事態が起こることを想定せずに回答するからである。よって、出生意欲の回答データを将来の完結出生子ども数の予測値として用いるには、何らかの方法によりデータを調整する必要があるとされる。

¹ 出生動向基本調査では、第8次調査から独身者調査を開始しているが、第9次調査までは35歳未満の独身者が対象となっていた。第10回からは夫婦調査と同様に50歳未満(下限年齢は18歳)について調べているため、ここでは第10回以降のデータを用いることとした。

これまで、Lee (1980)、Werner (1986)、de Beer (1991)、Van de Giessen (1992)、Cooper and Shaw (1993)、van Hoorn and Keilman (1997) などが出生意欲データを用いた出生率推計について研究を公表している (守泉 2009)。このうち、本研究プロジェクトにおいては、de Beer (1991) が提示した PAF 法 (partial adjustment forecasting method) を取り上げる。PAF 法は、2 時点の追加予定子ども数の調査データを用いて、その年齢別の実現率と変化率を計算し、コーホートごとの最終的な完結出生子ども数を推計する方法である。PAF 法は年齢別の現存子ども数と追加予定子ども数のみを用いる簡潔な出生率推計方法であり、かつこの方法に用いる日本の調査データを入手できることから、本研究で採用した。

1-1. PAF モデル

PAF 法では、コーホート完結出生子ども数は、年齢別累積出生子ども数に年齢別追加出生子ども数を加算していき、49 歳時点で得られた数値とする。このとき、年齢別の追加出生子ども数を算出するために、出生意欲 (追加予定子ども数) のデータを用いる。

年齢別追加予定子ども数は、年齢が上がるにつれて予定していた出生が実現していくため変化する。そこで、まず 2 時点の調査データを出生コーホート別に集計し、あるコーホートが調査間隔分の時間を経てどの程度出生を累積し、また追加予定子ども数が変化したか、その変化率を算出する。具体的には、 a 歳から $a+i$ 歳の間に累積した出生を、 a 歳時点の追加出生子ども数の一部が実現したものととらえ、次の通り定式化する。

$$G_{c,a+i} - G_{c,a} = \mu_{c,a} A_{c,a} \quad (1)$$

$G_{c,a}$ は出生年 c 、年齢 a の女性の累積出生率である。 $A_{c,a}$ は、これらの女性の追加予定子ども数で、 $\mu_{c,a}$ は、 a 歳から $a+i$ 歳までの間に、 a 歳時点の追加予定子ども数のうちのどれくらい出生が実現するかを示す係数である。(1)式から各年齢の μ と A が分かれば、これが年齢別変化を計算するための仮定値となり、49 歳時点の累積出生率、つまり完結出生子ども数を推計することができる。

各年齢で変化していく μ と A の算出には以下の式を用いる。

$$\mu_{c,a} = (G_{c-i,a+i} - G_{c-i,a}) / A_{c-i,a} \quad (2)$$

$$A_{c,a+i} = (A_{c-i,a+i} / A_{c-i,a}) A_{c,a} \quad (3)$$

i は調査間隔年である。(1)~(3)式がこのモデルの基本方程式であるが、このままでは、毎年行われる調査のデータを用いるのでなければ、調査間隔年と同じ間隔のコーホートの推計完結出生子ども数しか算出できない。そこで、調査で得られる年齢別出生子ども数の代わりに毎年的人口動態統計から年齢別累積出生率を引用し ($G_{c,a+j}$)、各年齢の追加予定子ども数については直線補間で 1 年ごとのデータとする。このとき、調査間の年次の追加予定子ども数は次の式で算出する。

$$A_{c,a+j} = \left(1 - \frac{j}{i}\right)(G_{c,a} + A_{c,a}) + \left(\frac{j}{i}\right)(G_{c,a+i} + A_{c,a+i}) - G_{c,a+j} \quad (0 \leq j \leq i) \quad (4)$$

このモデルは、年長のコーホートが実際に経験した年齢別の μ や A の変化率が今後も続くとみなして推計のための仮定値とし、各コーホートの未知の部分の追加出生数を推定するというものである。

1-2. 使用データ

本研究では、PAF 法による出生率推計を行うための年齢別の追加予定子ども数のデータとして「出生動向基本調査」第 10 回（1992 年）～第 13 回（2005 年）の夫婦・独身者調査を用いた。毎年の年齢別累積出生率のデータは『人口動態統計』（厚生労働省）から引用した。

出生動向基本調査において、独身者調査では追加予定子ども数をたずねておらず、データを取得できない。そのため本研究では、夫婦調査で用いている予定子ども数の定義になり追加予定子ども数を仮定した。夫婦調査では、現存子ども数＋追加予定子ども数＝予定子ども数という定義でデータを整理しており、独身者についても「希望子ども数－現存子ども数」を追加予定子ども数とする。独身者調査では現存子ども数は調べていないので、一律にゼロとする。よって、独身者の追加予定子ども数は希望子ども数と同数となる。

また、出生動向基本調査は各年 6 月 1 日現在の事実を調査しているため、同じ出生年でも調査時点の年齢は 2 つの階級にまたがる。しかし、本稿では年齢別に集計を行い、出生年の表記は便宜的に「調査年－年齢」として用いている。

図 1 に出生動向基本調査各回における年齢別平均追加予定子ども数を示した。これを見ると、まず 20 歳代半ばまでの部分では、92 年・97 年・05 年調査の平均追加予定子ども数がほぼ重なっているが、02 年調査のみ乖離して低くなっているのが目立つ。20 歳代後半以降では、調査回が新しいほど上がっている傾向がある。特に 92 年・97 年に比べて、02 年・05 年では 30 歳代以降で平均値が大きく上昇した。さらに 92 年・97 年調査では 40 歳代で平均追加予定子ども数はゼロに近いが、02 年・05 年調査では 0.1～0.2 ほどの水準を保って推移している。

こうした調査回ごとの平均値の推移パターンの変化は、2 時点間のデータを利用して算出される追加予定子ども数の変化率 A の動きに影響を与える。