

図1 調査回・年齢別にみた平均追加予定子ども数

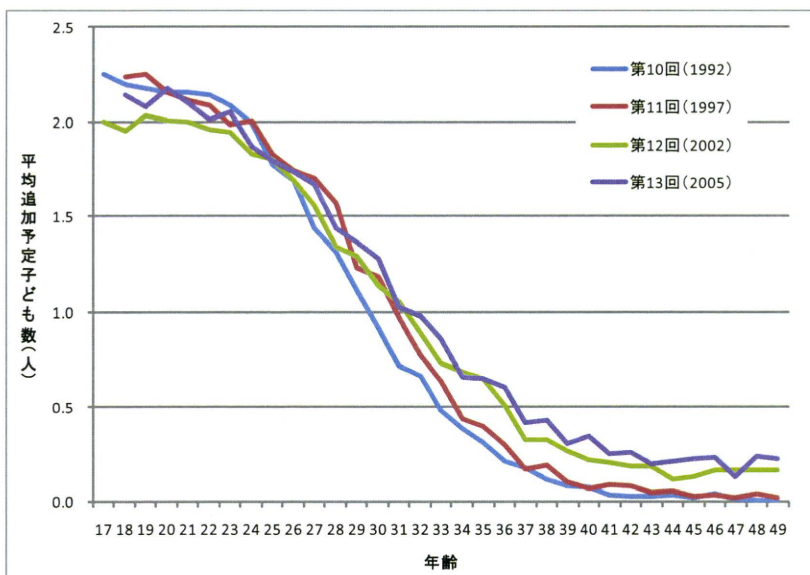


図2は人口動態統計から引用した年齢別累積出生率を描いたものである。新しい調査回になるほど、各年齢での累積率は低くなっている。とくに30歳代で差が大きい。図3で μ 値の計算に係る累積出生率の年齢ごとの差分を見ると（ここでは各期間における平均値）、近年ほど22~32歳の部分で累積が小さくなっている。30歳代後半では近年ほど累積が大きくなっているが、その上がり幅は小さく、絶対値も20歳代に比べるとかなり小さい。

図2 調査年・年齢別にみた累積出生率

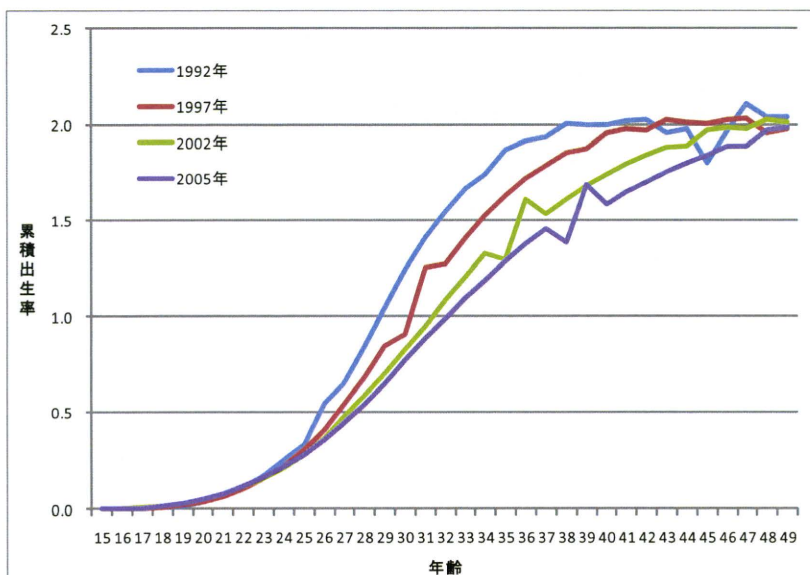
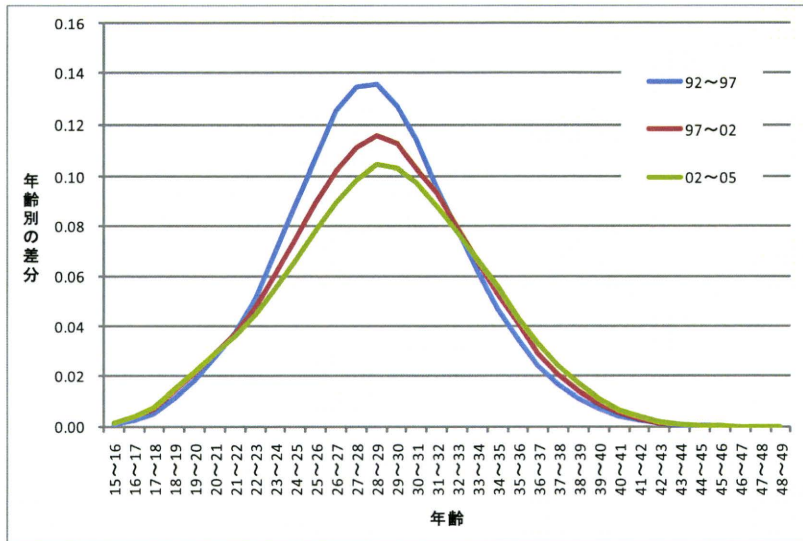


図3 累積出生率の年齢別の累積差分



PAF 法では、2 時点間の調査データを用いて μ 値・A 値の計算を行うため、各調査回の集計結果の動きによって、出生過程を終えていない世代のコーホート完結出生子ども数の推計値に大きな影響を与える。PAF 法は、出生過程にある女性たちの実際の見通しの変化をいち早く仮定値に反映させることができるといえる。

2. PAF 法による出生率推計の結果

図4、図5は、1992年と1997年調査、1997年と2002年調査、2002年と2005年調査の3つのペアで算出した μ 値と A 値の比較図である。1年ごとの数値では変動が激しいため、ここでは各期間における平均値を用いている。つまり、2つの調査間の平均追加予定子ども数を第1節で説明した方法で補間したうえで、1年ごとの年齢別 μ 値・A 値を計算し、年齢別にその平均値を算出した。よって、図4・5で示した μ 値・A 値は、3~5 コーホートが当該年齢で経験した数値の平均値ということになる。

まず図4をみると、新しい調査年のペアで計算した μ 値ほど低い傾向にある。とくに20歳代後半から30歳代で低下幅が大きい。 μ 値は、ある年齢の追加予定子ども数が次の年齢に達するまでの間にどのくらい実現するかを示す値なので、これが低くなるということは最終的なコーホート完結出生子ども数の低下につながる。前節の図3でみたように、新しい年次ほど年齢別累積出生率が低くなっていることが μ 値の動きに反映されている。

図4 各回調査から算出した μ 値の比較

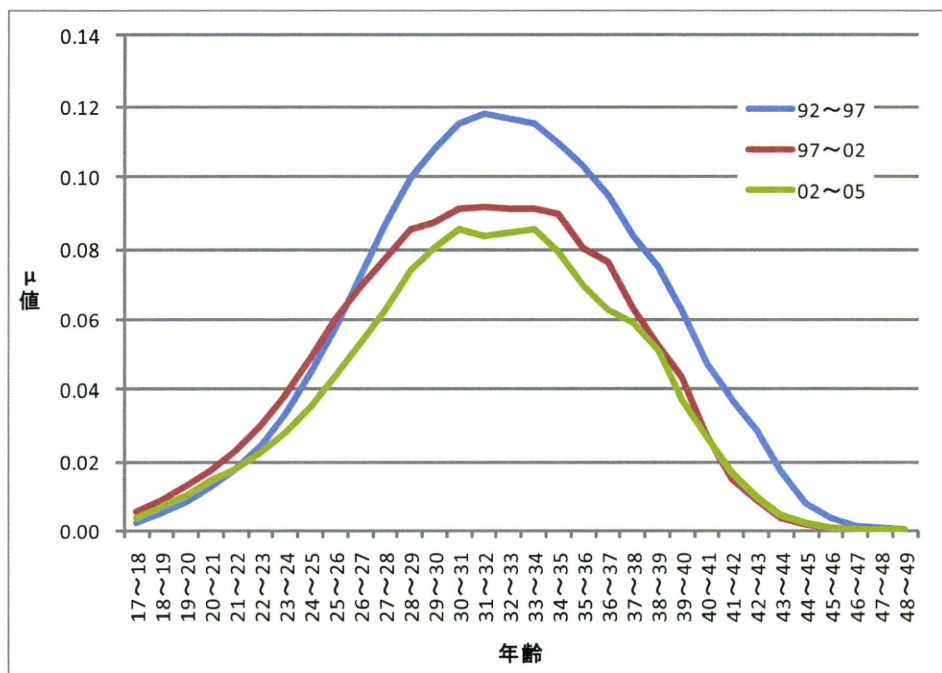
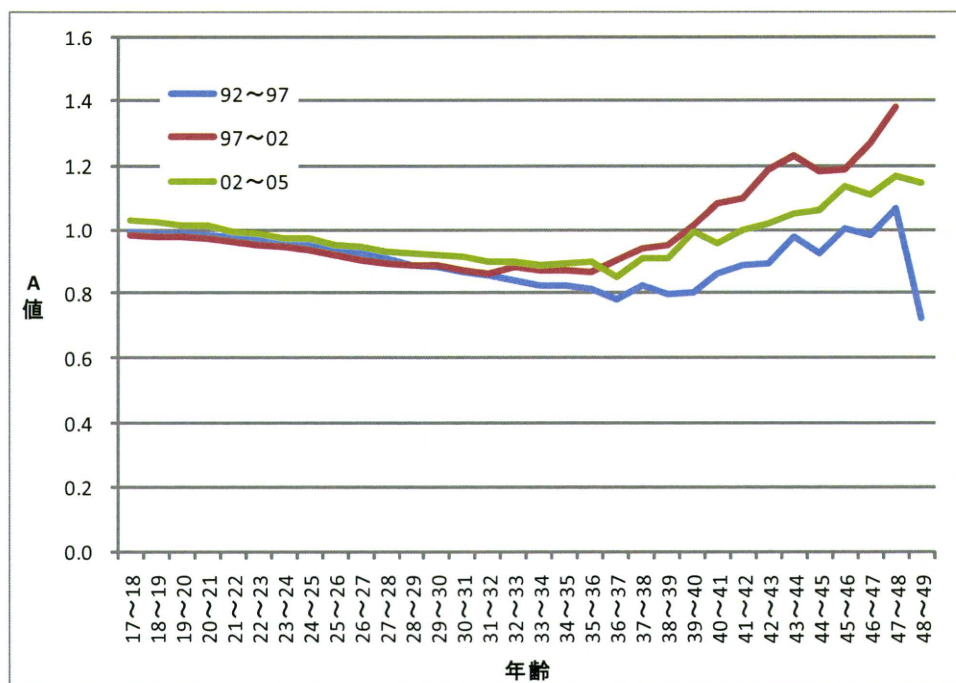


図5は追加予定子ども数の年齢別変化率であるA値の比較であるが、20歳代までは3期間ともほぼ同じ数値を示す。しかし30歳代になると徐々に差が出始め、92~97年、02~05年、97~02年の順に変化率が高くなっている。97~02年において高年齢でA値が一番高いのは、1997年に比べて2002年調査で高年齢における平均追加予定子ども数が大幅に高まったためである（図1参照）。

また、30歳代半ば以降はA値がどの期間でも反転上昇している。A値が1を超える部分については、同じコーホートにおいて次の調査年で前回より平均追加予定子ども数が高まったことを示すが、97~02年、02~05年では40歳代で1を超えていることが分かる。A値の高年齢における低下幅の縮小と増加への反転の動きについては、ひとつは晩婚化、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ということが考えられる。それとともに、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もプラスされている可能性がある。

図5 各回調査から算出したA値の比較



算出した μ 値、A値を用いて、コーホート完結出生子ども数の推計を行った結果が図6～8である。それぞれ、新しい調査年次において未知の部分があるコーホートの完結出生子ども数を推計し、その年次の調査で得られた回答値との比較ができるようグラフ化した。例えば、図6の破線は1997年調査データの回答値であり、実線のPAF法推計値は1997年時点で19～48歳の1949～78年出生コーホートの女性のものである。同様に図7は1954～83年コーホート、図8は1957～86年コーホートの完結出生子ども数推計結果が示されている。1957～78年コーホートの結果は3つの期間の推計で共通して含まれている。

3つのグラフを見てみると、おおむねの傾向として、1950年代生まれでは、調査で対象者が回答した予定子ども数の平均値と、PAF法で推計したコーホート平均完結出生子ども数がほぼ一致している。しかし、1960年代生まれ以降で調査回答値と推計値が乖離し始め、若い世代になるほどその差は広がっている。

図6 1992・97年調査データを用いた推計結果

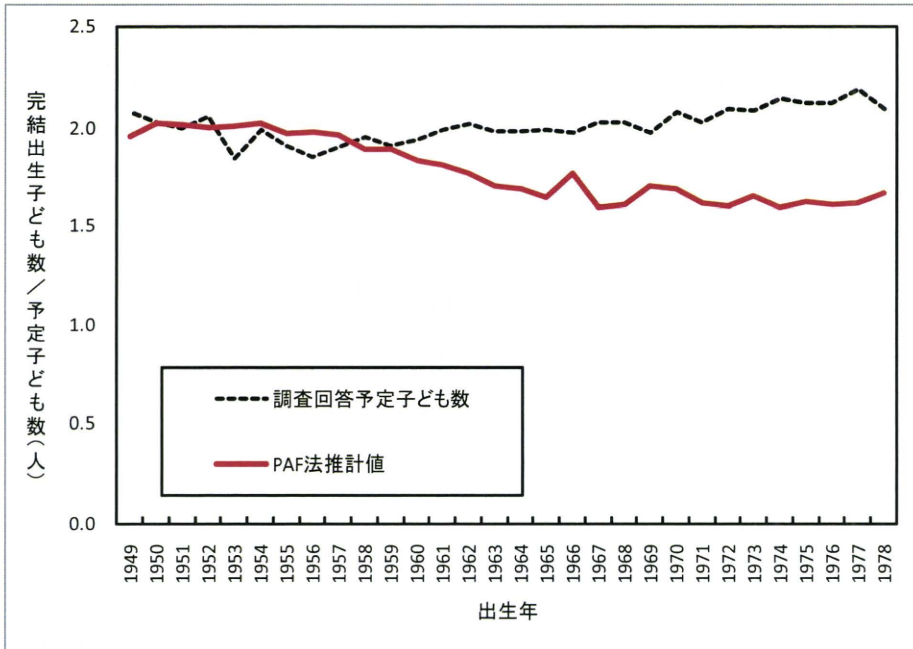


図7 1997・2002年調査データを用いた推計結果

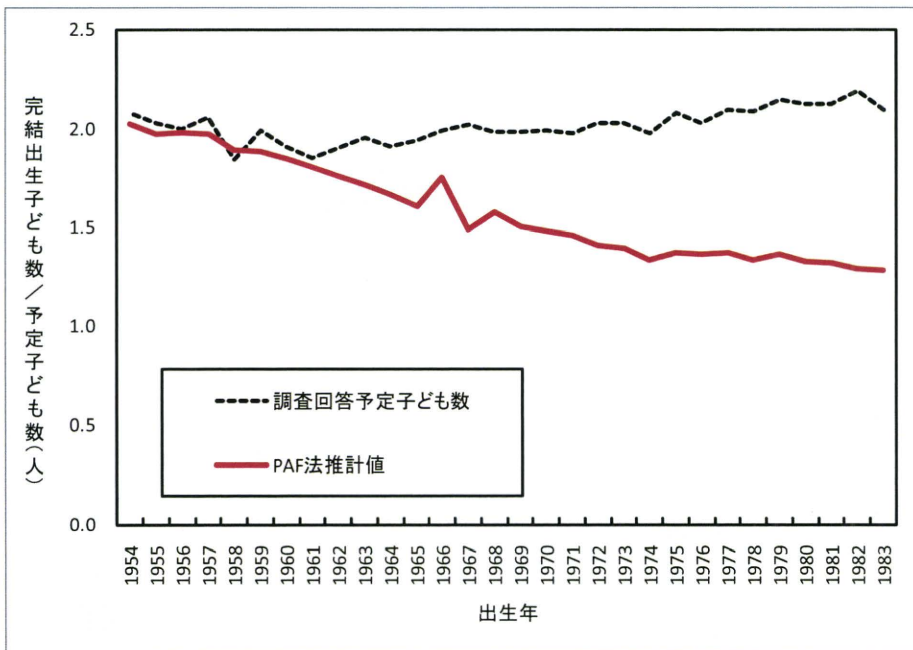
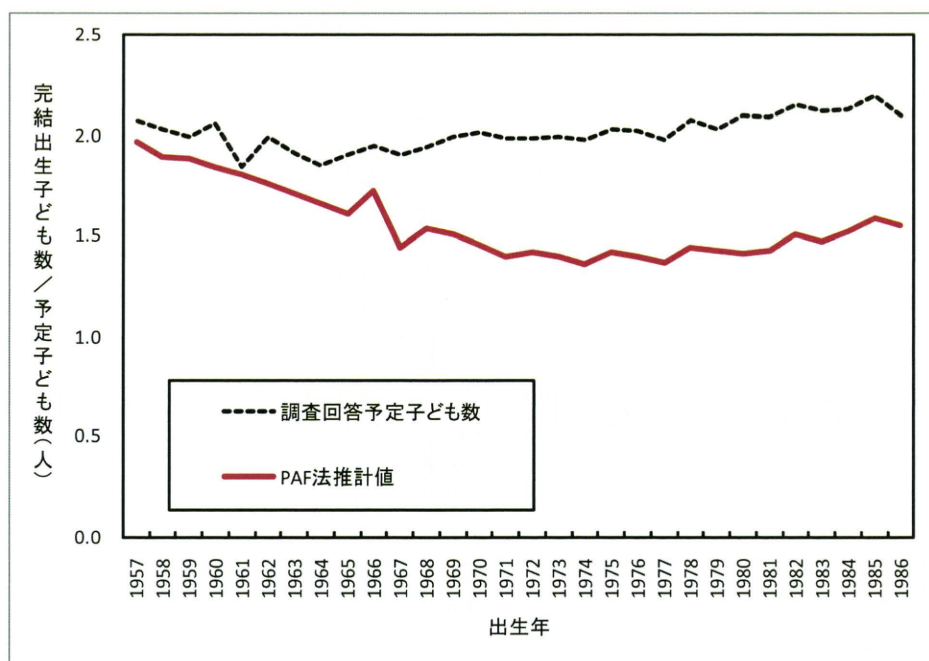


図 8 2002・2005 年調査データを用いた推計結果



3つの推計値をひとつのグラフに描いた図9でコーホートごとの推計結果を比較してみると、60年代半ば生まれまでは、3つの推計値はかなり一致している。しかし1970年代生まれ以降は、1997年の推計値が一番高く、2002年と2005年で低い。2002年と2005年では、1978年生まれ以降で見通しに差が出た。2002年は20歳代前半の若い部分で追加予定子ども数の平均値が低かったことが影響し、完結出生子ども数の推計値が最も低くなっている。近年の調査では30歳代以降において平均追加予定子ども数が高まる傾向にあるが、年齢が高いほど実際に累積できる出生率は小さいため、完結出生子ども数を高める効果は薄い。それよりも、 μ 値の高い若い年齢で追加予定子ども数が低くなるほうが完結出生子ども数を引き下げる効果は大きい。

図10に見るように、各回調査の年齢別平均追加予定子ども数は、新しい調査年ほど少しずつ低下している傾向がみられるが、大きく変化はしていない。つまり、子どもを持つ意欲はそれほど下がっていないのに、実際の出生行動はそれ以上に縮小しており、意欲が実現しにくくなっている。調査時に回答者が予期しない出生減少要因が強く働いているのである。第1節でもふれたように、未婚化・晩婚化・離別の増加といった結婚行動の変化や、出産の先送りやその結果としての不妊の増加といった要因がその原因であるとみられる。

さらに、2002年調査では若い世代の追加予定子ども数が低い傾向にあり、2005年調査ではそれが持ち直すという動きがみられた。これは調査時期の日本社会の経済状況が関係しているのかもしれない。2002年はバブル後の長い平成不況の時期に当たるが、2005年は一時的に経済が持ち直していた時期であった。こうした経済の好不況が、家計の経済的困難の度合いや将来見通しを変え、結果として子どもを持つことへの意欲や見通しに影響を与えた可能性がある。

図9 各期間の推計結果：PAF法推計値

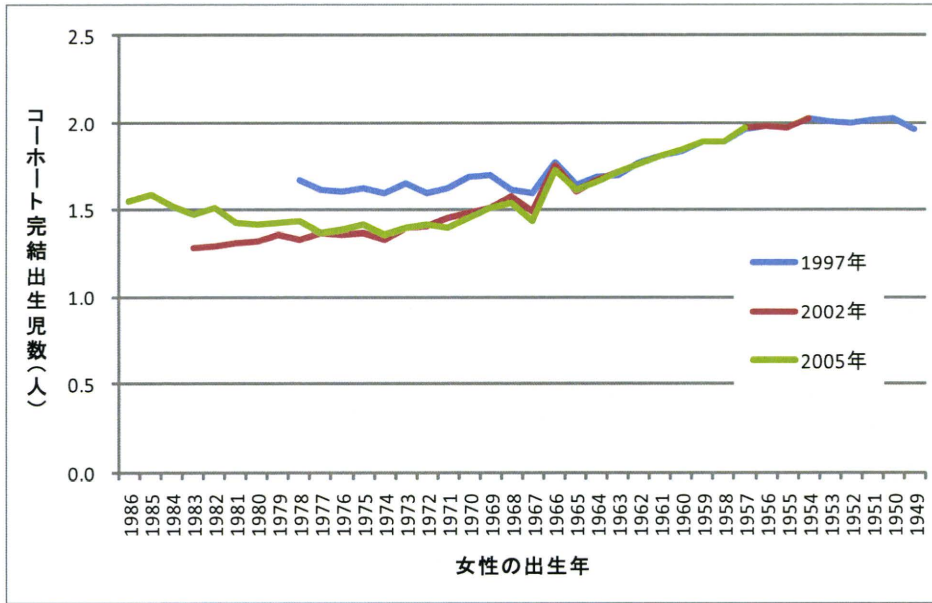
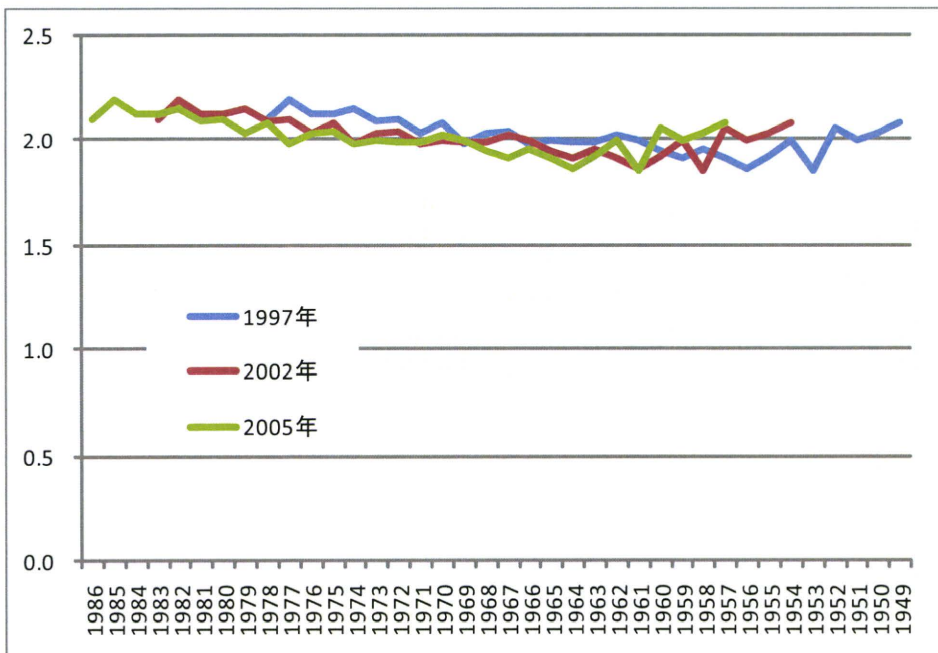


図10 各調査の年齢別平均追加予定子ども数



3. 社会経済要因を導入した PAF 法による出生率推計の試み

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、昨年度においては、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。昨年度は 4 つのシナリオを想定して、モデルに含まれる社会経済要因が変化したときの追加予定子ども数予測値を 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検証した。

本年度は、昨年度のモデルをまとめたうえで、追加予定子ども数の説明変数のうち就業要因 (正規就業者割合、非正規就業者割合) に焦点を当てていくつかのシナリオを設定し、シミュレーションを行う。女性の就業は少子化対策において重視されている分野のひとつである。

3-1. 追加予定子ども数決定要因の重回帰モデル

重回帰分析に用いるデータは、従属変数となる平均追加予定子ども数、および説明変数となる短大・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 居住者割合である。調査回別・年齢各歳別に集計して使用した。こうして各調査回の年齢別データをプールし、重回帰分析を行った。N は 4 回の調査 \times 18～49 歳の 32 の集計値で 128 となる (表 1)。また、変数間の相関を確認したところ、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 1 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

重回帰分析の結果から（表2、表3参照）、追加予定子ども数の決定式は以下の通りとなる。短大卒以上者割合、独身者割合、DID居住者割合、正規就業者割合は、増加するほど追加予定子ども数も増加する正の関係、非正規就業者割合のみ負の関係となった。非正規就業の高まりは、女性の追加出生意欲を低下させるという効果を持っている。なお、回帰モデルの詳細は守泉（2010）を参照のこと。

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

表2 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3 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

3-2. 社会経済要因の変化のシナリオ

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した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、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子ども数の推計値にどのような影響を与えるか計測する。

本年度は、上記モデルの説明変数のうち、少子化対策や労働政策の上でも重視される項目の一つである就業要因を変化させたシナリオを設定した。正規就業者割合、非正規就業者割合について、3つの異なる水準で変化したときの推計完結出生子ども数を比較する。短大卒以上者割合、独身者割合、DID居住者割合は調査集計値のままとする。

社会経済要因の変化のシナリオは表4の通りである。シナリオ1（S1）は、各年齢の就業率（正規・非正規合計）が、平成19年就業構造基本調査の年齢別潜在有業率まで上がった場合を想定している。潜在有業率は、女性総数に占める有業者と就業希望ありの無業者

の合計が占める割合とする。ただし、このデータは5歳階級でしか公表されていないので、同年齢階級の各歳では同じ値とする。各年齢での調査集計値の就業率と、潜在有業率の差については、就業希望あり無業者の「希望する仕事の形態」のデータを参照して正規就業者割合と非正規就業者割合に割り振った（表4およびその注を見よ）。表4に示したが、女性の潜在有業率は各年齢層ともかなり高い。

シナリオ2（S2）、シナリオ3（S3）は、少子化対策とも関連が深いワーク・ライフ・バランス施策の目標値を用いた。2007年に「仕事と生活の調和推進官民トップ会議」において「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」および「仕事と生活の調和推進のための行動指針」が策定されたが、行動指針には就業に関する各種目標値が記載されている。この目標値は平成22年6月に改訂され、ここではその改訂値である「25～44歳女性の就業率73%」を達成したと仮定するシナリオを設定した。本研究のモデルでは正規就業と非正規就業に分けて決定係数が推定されているので、各年齢での現状値と目標値73%との差分については、正規就業者割合が非正規就業者割合より大きく上昇して達成するケース（S2）と逆に非正規就業者割合が大きく増えて就業率73%を達成するケース（S3）の2つを想定した。

表4 社会経済要因の変化に関するシナリオ（25～44歳）

S1	潜在有業率の達成	平成19年度就業構造基本調査における女性の年齢別潜在有業率を各年齢で達成 20～24歳 82.7%（正規45：非正規55で割振り） 25～29歳 90.0%（正規28：非正規72） 30～34歳 83.8%（正規28：非正規72） 35～39歳 85.2%（正規19：非正規81） 40～44歳 87.8%（正規19：非正規81） 45～49歳 87.3%（正規16：非正規84）
S2	就業率目標値の達成（正規型）	「仕事と生活の調和推進のための行動指針」（平成22年改訂）で掲げられた目標値73%を現状との差のうち正規就業が7割・非正規就業が3割増加して各年齢で達成
S3	就業率目標値の達成（非正規型）	S2と同じ目標値73%を現状との差のうち正規就業が3割・非正規就業が7割増加して各年齢で達成

注：就業構造基本調査シナリオにおいて、実績値と潜在有業率の差分を正規・非正規に割り振る際、就業希望ありの無業者の希望する仕事の形態データを参照した。正規・非正規の割り振りは以下の通りで区分で合算したデータに基づく。正規就業：正規の職員・従業員、自分で事業を起こしたい、家業を継ぎたい。非正規就業：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、内職、その他。

各変数のシナリオ別正規／非正規就業者割合の仮定値は図10a、図10bの通りである。

図 10a シナリオ別に見た正規就業者割合

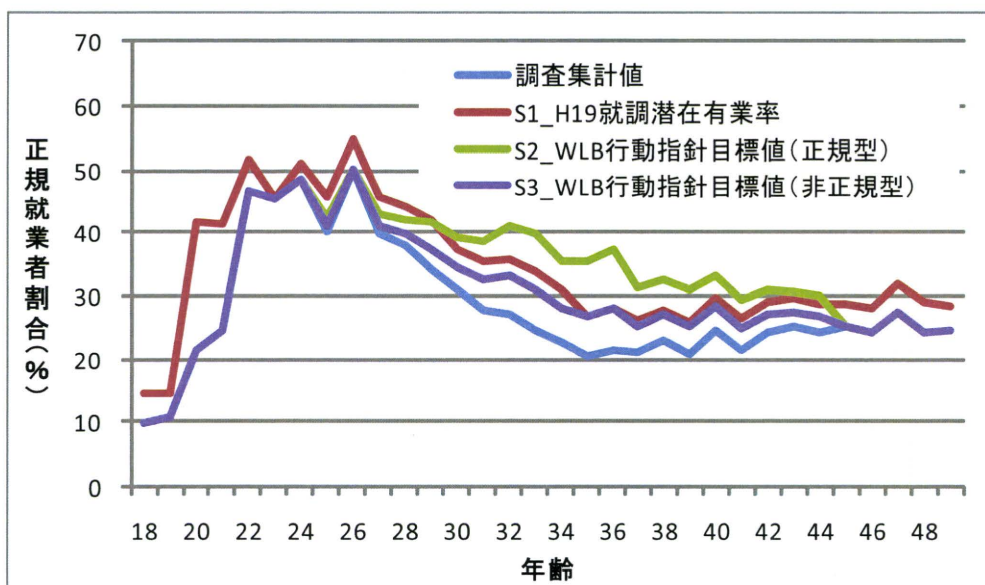
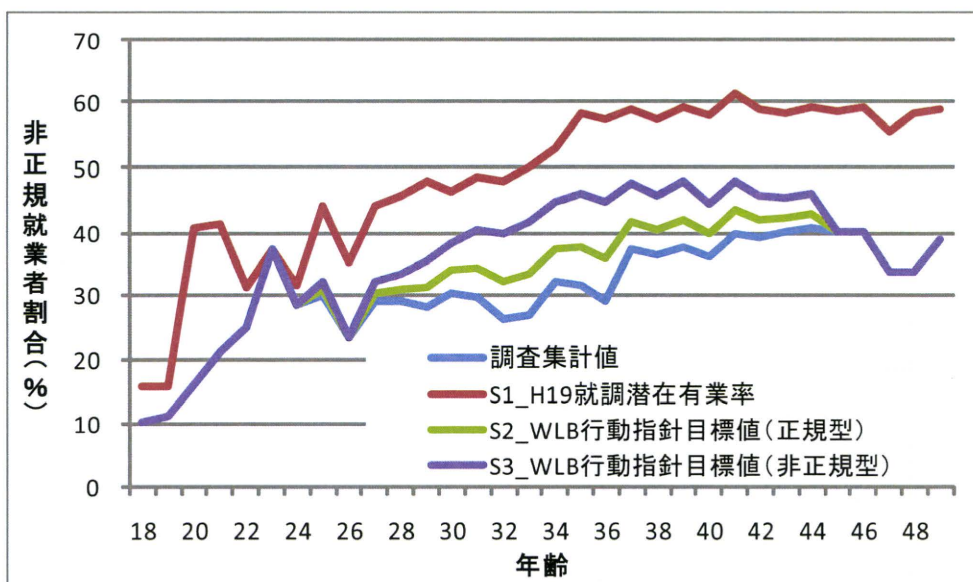


図 10b シナリオ別に見た非正規就業者割合



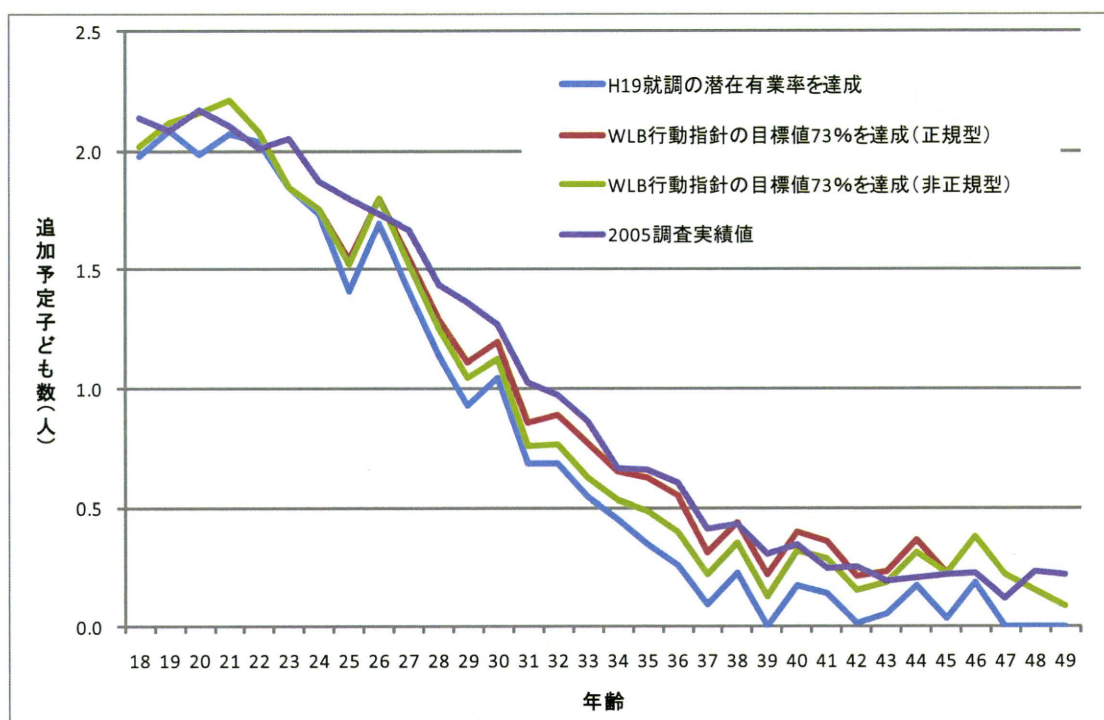
3-3. 正規・非正規就業率の変化と出生率推計

2つの各就業者割合を変化させて推定した追加予定子ども数は、図 11 の通りである。追加予定子ども数の値は、ごく若い部分をのぞいて、就業構造基本調査の潜在有業率を達成したシナリオ (S1) で年齢を通じて一番低い。これは、就業希望無業者の希望する仕事の形態において圧倒的に非正規就業が多いことによる。非正規就業変数は負の係数を持つことから、非正規就業者割合が大きく高まったことで追加予定子ども数の推計値を大きく引

き下げた。同様の効果で、S3 シナリオが S1 に次いで低い。S2 の正規型シナリオが調査実績値に一番近く、30 歳代半ば以降はほぼ同水準で推移している。

S1～S3 シナリオに共通して、30 歳代半ばまで、調査実績値よりも追加予定子ども数が低い。若い部分での減少は、完結出生子ども数の推計値を引き下げることになる。これは、どのシナリオでも非正規就業者割合が増えることで生じており、S2 のような正規型での変化でさえ、非正規就業者割合増加のマイナス影響をカバーするのには不十分である。

図 11 社会経済要因を変化させたときの追加予定子ども数推計値



次に、就業率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。その結果得られた A 値、 μ 値を示したのが図 12 (A 値)、図 13 (μ 値) である。

追加予定子ども数実現率 (μ 値) に関しては、20 歳代後半～30 歳代で 2005 年調査値とシナリオ値で差が出ている。本稿の計算では累積出生率はどのシナリオも同じものを使っていることから、追加予定子ども数が少ないほど μ 値が大きくなる。そのため、S1、S3、S2 という順に μ 値が大きかった。

A 値では調査実績値と S2、S3 シナリオ値は近いが、S1 シナリオは 20 歳代以降急落し、もっとも低い値を示している。30 歳代後半での反転上昇もそれほど大きくなく、1 を超えることもない。

図 12 A 値の変化

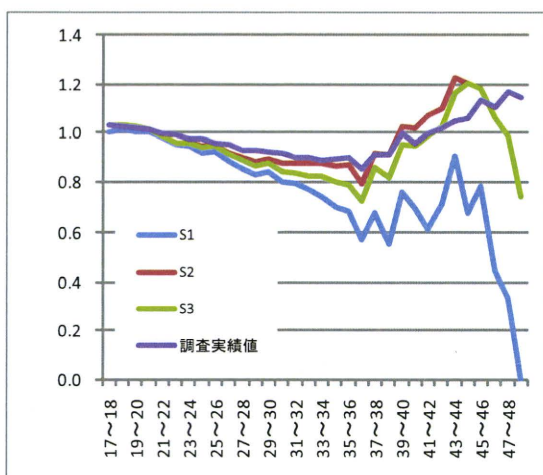
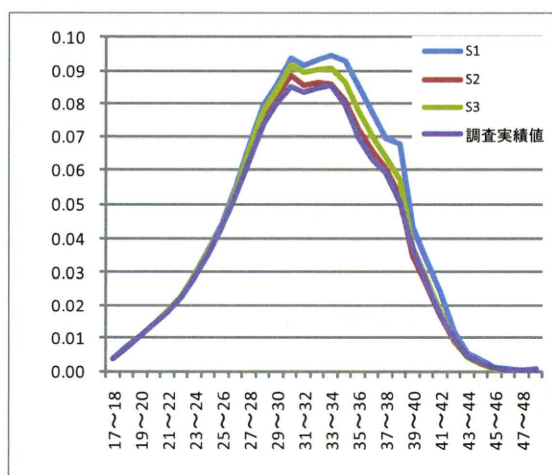


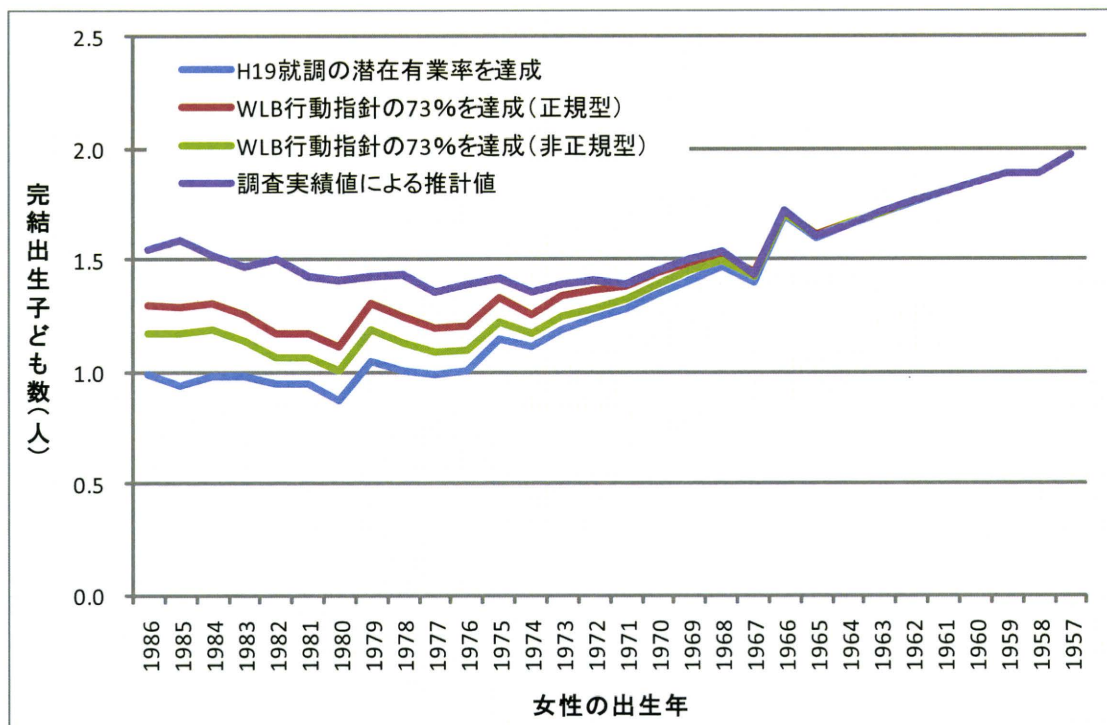
図 13 μ 値の変化



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子ども数を推計した結果が図14である（数値の詳細は付表を参照）。

就業率を変化させた場合の完結出生子ども数の推計値は、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。推計値がもっとも低いのがS1の潜在有業率達成シナリオであり、次にS3のWLB行動指針目標値を非正規就業者割合が大きく増加して達成するシナリオ、そして正規就業者割合が大きく上昇して達成するS2シナリオとなる。これは前述したように、本稿で推定した重回帰モデルでは非正規就業者割合の追加予定子ども数引き下げ効果が強いことから、非正規就業者割合の上昇が大きいほど、完結出生子ども数の推計値が低くなるという関係にあるためである。一口に女性の就業率を高めるといっても、その中身は正規就業者が大きく増えるのか、非正規就業者が大きく増えるのかでは、かなり効果が異なっている。日本では女性（とくに有配偶女性）で非正規の仕事への就業希望が強く、現状の構造のまま就業率が高くなると、かえって追加予定子ども数を低め、少子化を進めることになるといえる。

図 14 就業率の変化によるコーホート平均完結出生子ども数の変化



4. 今後の課題

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日本の調査データに適用して推計を行うとともに、それを応用して、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。

本研究で行った PAF 法による出生率推計では、使用したデータの処理においていくつか課題が見出された。ひとつは、現存子ども数が分からない独身者の追加予定子ども数をどのように推計するかという問題である。本稿では独身者の現存子ども数は一律にゼロとし、希望子ども数を追加予定子ども数とみなして計算を行った。しかし「希望子ども数」は必ずしも実際に持とうと考えている子ども数を答えているとは限らず、あくまで理想的な数を記入した回答者も混じっていると考えられる。また、配偶者がいない独身者にとっては、持ちたい子ども数を聞かれても現実的ではなく、二人っ子規範のように一般的に支持される考え方に影響されて回答することも多いとみられる。これはとくに未婚者についてあてはまる。さらに、独身者のうち離死別経験者は、実際には子どもがいる場合も少なくないとみられ、希望子ども数にはすでに持っている子どもを考慮した数を回答している可能性が高い。そうした場合は、希望子ども数を追加予定子ども数とみなすことは過大推定となる。とくに離死別女性が増えてくる高年齢においては、今回の方法では独身者の追加予定子ども数を過大に見積もってしまうことになる。独身者にもこれまで生んだ子ども数をた

ずねた調査データを手に入れば、この問題は解決する。それができなければ、本稿で用いたような希望子ども数を追加予定子ども数とする方法を用いるか、さらに厳密に調整するならば何らかの仮定を置いて独身者の希望子ども数を調整する方法を検討する必要がある。

ふたつめとして、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する必要がある。本稿では追加予定子ども数の不詳は除外して推計を行ったが、表5の通り、妻の追加予定子ども数の回答では、第10回・12回・13回で6%程度、第11回では13%の不詳が出ている。独身者の希望子ども数の不詳割合では、第10回では3.5%と低い、その後上昇し、第11回では5.2%、第12回では12.2%、第13回で9.1%となっている。両者を合わせると、第10回では女性総数の5.7%、第11回で10.7%、第12回で8.7%、第13回で7.3%が不詳である。この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可能性がある。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ことになる。ただ、パネルデータを用いて不詳の全体平均値への効果を検討した守泉 (2010) によれば、各回調査の希望子ども数設問の不詳割合が10%未満であればほとんど補正する必要はなく、一方で不詳が10%を超える場合は、回答者のみの集計値を2%割り引く必要があると指摘している。これに従えば、第11回の夫婦票データと第12回の独身者票データで不詳が10%を超えており、調整を要するケースに該当するだろう。

表5 追加予定子ども数・希望子ども数の不詳の割合 (%)

調査回	夫婦票	独身者票	総数
	追加予定子ども数	希望子ども数	
第10回	6.4	3.5	5.7
第11回	13.0	5.2	10.7
第12回	6.7	12.2	8.7
第13回	6.2	9.1	7.3

一方、社会経済要因を取り入れた応用研究で分かったことは、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。このことから、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よう。本研究では短大卒以上者割合、独身者割合、正規就業者割合、非正規就業者割合、DID居住者割合という5変数による決定式を推定したが、さらに変数を工夫するか、より多い調査項目を持つデータを用いることでモデルを洗練できる。

また、昨年度と今年度の研究では、社会経済要因の変化について簡単な仮定を置いて推計を行った。社会経済要因はそれぞれ独立ではなく、ある程度相互に関連して動いている。

その点についてさらに考察を深めて説得力のあるシナリオを提示するとともに、政策効果の推定という面でも研究を深める価値があるだろう。

<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.
- Lee, 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.
- 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.
- 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。
- 守泉理恵 (2010) 「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)」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 21 年度報告書。
- 守泉理恵 (2010) 「成年者縦断調査における希望子ども数の無回答に関する分析」金子隆一編『パネル調査 (縦断調査) に関する統合的高度統計分析システムの開発研究』平成 21 年度報告書。

付表 シナリオ別の完結出生子ども数の推計値

出生年	予定 子ども数 (第13回調査 回答値)	S1		S2		S3		調査実績値	
		PAF法による 推計値	調整係数2	PAF法による 推計値	調整係数2	PAF法による 推計値	調整係数2	PAF法による 推計値	調整係数2
		(1)	(2)	(2)/(1)	(3)	(3)/(1)	(4)	(4)/(1)	(5)
1986	2.099	0.989	0.471	1.301	0.620	1.180	0.562	1.547	0.737
1985	2.192	0.941	0.429	1.297	0.592	1.176	0.537	1.587	0.724
1984	2.128	0.980	0.460	1.314	0.617	1.191	0.559	1.519	0.714
1983	2.122	0.984	0.464	1.259	0.593	1.141	0.538	1.468	0.692
1982	2.150	0.947	0.440	1.178	0.548	1.070	0.498	1.507	0.701
1981	2.091	0.945	0.452	1.174	0.562	1.067	0.510	1.424	0.681
1980	2.097	0.869	0.414	1.113	0.531	1.007	0.480	1.411	0.673
1979	2.029	1.051	0.518	1.311	0.646	1.193	0.588	1.427	0.703
1978	2.079	1.011	0.486	1.250	0.601	1.133	0.545	1.435	0.690
1977	1.979	0.990	0.501	1.200	0.606	1.094	0.553	1.364	0.689
1976	2.027	1.010	0.498	1.207	0.595	1.100	0.543	1.391	0.686
1975	2.033	1.152	0.566	1.336	0.657	1.226	0.603	1.417	0.697
1974	1.977	1.115	0.564	1.262	0.638	1.172	0.593	1.359	0.688
1973	1.995	1.194	0.599	1.343	0.673	1.250	0.627	1.397	0.700
1972	1.989	1.241	0.624	1.367	0.687	1.288	0.648	1.414	0.711
1971	1.989	1.288	0.648	1.383	0.695	1.326	0.667	1.395	0.702
1970	2.021	1.348	0.667	1.443	0.714	1.392	0.689	1.456	0.720
1969	1.992	1.414	0.710	1.491	0.749	1.449	0.728	1.505	0.756
1968	1.941	1.470	0.757	1.516	0.781	1.495	0.770	1.533	0.790
1967	1.909	1.405	0.736	1.441	0.755	1.425	0.747	1.438	0.754
1966	1.953	1.693	0.867	1.715	0.878	1.705	0.873	1.723	0.882
1965	1.907	1.595	0.837	1.611	0.845	1.605	0.842	1.606	0.842
1964	1.852	1.655	0.893	1.663	0.898	1.660	0.896	1.659	0.895
1963	1.913	1.705	0.891	1.709	0.893	1.708	0.893	1.709	0.894
1962	1.994	1.759	0.882	1.761	0.883	1.761	0.883	1.761	0.883
1961	1.849	1.807	0.978	1.808	0.978	1.808	0.978	1.808	0.978
1960	2.059	1.845	0.896	1.846	0.897	1.846	0.897	1.846	0.897
1959	1.997	1.889	0.946	1.889	0.946	1.889	0.946	1.889	0.946
1958	2.030	1.893	0.932	1.893	0.932	1.893	0.932	1.893	0.932
1957	2.080	1.971	0.948	1.971	0.948	1.971	0.948	1.971	0.948

死亡・寿命動向とその要因に関する研究

18 長寿国との比較による日本の死亡率低下の特徴に関する一考察 ～死因別死亡の動向による～

別府 志海

1. はじめに

近年の日本は、世界の中で最も平均寿命が長い国の一つとなっている。WHOによれば、2008年段階における日本の平均寿命の長さはWHO加盟国193か国の中で男性が5番目、女性は最長となっている（WHO 2010）。こうした日本の長い平均寿命、言い換えれば低い死亡率が今後、どの様に推移していくかについては、日本のみならず海外の死亡研究者も関心を払っている（Oeppen and Vaupel 2002, Horiuchi and Wilmoth 1998, Wilmoth 1998）。

ところで、死亡にはそれぞれ死亡原因としての死因が存在するが、平均寿命の長い国においては、この死因の構造にある程度の共通性があると考えられる。他方で日本の平均寿命は明らかに他の長寿国と異なる推移を見せていることから、日本が持つ死因構造にはこれらの国と異なる部分があると思われる。

そこで本研究は、高年齢部分の死亡動向に焦点を当て、日本と長寿国における死因構造の相違を明らかにすることを目的とする。その上で、将来の死亡動向についての示唆を得たい。

2. 研究目的と分析方法

（1）先行研究および研究目的

日本の死亡率変動について、死因の観点から行われた研究には次のものがあげられる。Gordon（1957）は日本人を居住地によって日本国内、ハワイ、アメリカ本土の3つに分けてそれぞれの死因構造を比較している。そして、日本国内の日本人はアメリカの白人と比べて特に男性の心疾患による死亡率が低いこと、その反対に脳血管疾患による死亡率は高いことを明らかにしている。

日本の死亡率水準が世界的に見ても低い水準となった1980年代以降の研究をみると、高橋（1993）は平均寿命の変化について年齢および死因別に寄与率を求め、1980年代における死亡率低下は脳血管疾患と心疾患による死亡率の低下で42%が説明できるとしている。吉永・畝（2006）は死因構造の変化から男女の平均寿命差についての接近を試みており、近年の男女差拡大は特に中高年齢層における悪性新生物による寄与が突出していたとしている。しかしながら、死因別死亡率に関する研究は後述する問題点もあるためか、必ずしも多くはない。

（2）分析データおよび分析方法

一般に、死因¹⁾の分類はWHOの「疾病及び関連保健問題の国際統計分類」(International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems: 以下ICD)に依拠している。ICDは概ね10年に一度改訂されているが、ICD間で死因分類の組み替えはできない。そのため、厳密な意味における死因の時系列分析はICDが改訂される度に不可能となる(国立社

¹⁾ ある死亡に対する死因は必ずしも一つとは限らない。WHOは単一の死因とする基準を作成しているが、その際の死因は直接死因ではなく「原因死因」(underlying cause of death)である(WHO 2003)。

会保障・人口問題研究所 2002)。

このように死因統計には扱いの難しい側面があるものの、死因の構造や変化が死亡率を変動させていることに疑いの余地はない。そこで本研究では、こうした死因の構造ならびに変化を示すために必要となる世界各国の年齢・死因別死亡数について、WHOがとりまとめているデータを用いる²⁾。また、長寿国として分析対象とする国は、日本に加え平均寿命が特に高い国の中から人口規模が比較的大きい国であるスウェーデン、フランスおよびオーストラリアとする(付表1)。

ところで日本について、平均寿命の伸びに対する死亡率変化の年齢別寄与率をみると、1990年頃から高年齢における死亡率低下の寄与率が特に大きくなっている(国立社会保障・人口問題研究所 2011)。こうした背景から、分析年次は1990年(ICD9)と最新年次(2006~2008年, ICD10)とする。

また年齢別死亡率をみると、全ての国の死亡率は男女ともおよそ50歳を超える付近から上昇している(表1)。本稿では焦点を高年齢における死亡動向に当てる目的から、年齢を50歳以上に限定して分析を行う³⁾。

3. 長寿国における年齢別死亡率の水準

はじめに、最新年次について年齢別死亡率が最も低い国をみると(前掲表1)、男性では50~79歳はオーストラリア、80歳以上は日本であり、女性では全年齢が日本である。1990年からの低下幅をみると、男女とも高年齢ほど大きく低下している。低下幅を男女で比較すると、70歳代を中心にほぼ全ての国・年齢で男性の低下幅が上回っている。

ここで男性と女性の死亡率を比べると、男性の死亡率は女性の死亡率に対し50~60歳代では1.6~2.4倍であり、男性の死亡率が高いのは共通しているものの、その程度には国によりばらつきがみられる。それが70歳以上ではいずれの国も低下し、85歳以上では1.2~1.4倍に収斂している点は注目されよう。

以上から、1990年以降の死亡率低下はいずれの国も高年齢ほど低下幅が大きいこと、男女とも50~70歳代ではオーストラリアの死亡率低下が最も大きいことが85歳以上では日本の死亡率低下が最大であることが示された。特に日本の女性は高年齢における死亡率の低下幅が他の国と比べて格段に大きい。また、男性と女性の死亡率の比はいずれの国も高年齢になるほど低下しながら一定の値へ近づいている点は興味深い。

4. 死因別死亡率の動向

(1) 死因大分類による死亡率の動向

死因の動向を概観するため、死因大分類を用いて年齢別死亡率を感染症、悪性新生物、呼吸器系疾患、循環器系疾患、外因、その他の6つに分類⁴⁾して分析を行う(表2)。

²⁾ WHO *Mortality Database* (<http://www.who.int/healthinfo/morttables/en/index.html>).

³⁾ 上限年齢について、1990年の全ての国と最新年次のフランスが85歳以上が一括であるため、本研究もこれに統一している。

⁴⁾ 各死因についての死因分類番号は付表2に掲げている。