

まず、*TFR*（出生順位総数）の年齢別出生率をみると、2000年から05年にかけて33歳以下の年齢で大幅に低下し、それ以上の年齢では30歳代後半から40歳代初めに若干の上昇がみられる。この間に*TFR*は1.35から1.24へと0.11低下したが、それは33歳以下の出生率低下によるものであることがわかる。それが2005年から10年にかけての変化をみると、25歳以下の若年齢層の出生率はほぼ変化がみられないのに対し、26歳以上、とりわけ30歳以上の出生率が上昇しており、高年齢の出生率上昇が同期間における*TFR*を1.24から1.38へと0.14上昇させたことがわかる。

次に、こうした変化を出生順位別に観察しよう。第1子の出生率は、2000～05年は30歳以下の出生率で低下したが、31歳以上では変化が小さい。同期間の第1子出生率は0.04低下している。そして2005～10年では25歳以下の出生率はほとんど変化していない一方で、26歳以上は上昇している。なお、同期間の第1子合計特殊出生率は0.07上昇している。

第2子の出生率をみると、2000～05年は24～33歳は低下しているが、34歳以上ではあまり変化していない。同期間の第2子出生率は0.03低下している。他方で2005～10年では31歳以下はほぼ変化していないのに対し、32歳以上は上昇している。同期間の第2子合計特殊出生率は0.04上昇している。

第3子の出生率は、2000～05年では26～37歳で低下し、同期間の第3子合計特殊出生率は0.03低下している。そして2005～10年にはほぼ全年齢で出生率が上昇し、同期間の第3子合計特殊出生率は0.03上昇している。

このように年齢別出生率を出生順位別に比較し、次の結果が得られた。第1子および第2子合計特殊出生率における2000～10年の変動は、2000～05年の変化と2005～10年の変化に分けられ、前半の2000～05年では20歳代を中心とした出生率の低下が、後半の2005～10年では30歳以上で上昇した。しかしながら、第3子出生率は2000～05年に全年齢で低下したが、2005～10年には逆に全年齢で上昇しており、年齢パターンの変化はほとんど観察されなかった。したがって、第1子および第2子出生率では晩婚化による晩産化がみられ、結婚状況の変化が出生率の年齢パターンおよび水準を変動させたと考えられる。それに対し、第3子出生率はこれとは異なる要因により変動していたことになる。こうした変化をもたらした要因については興味深いですが、これについては今後の研究課題としたい。

4. 年途中までの月別人口動態統計を用いた年間推計

(1) 統計情報部による方法とその問題点

人口動態統計の年間推計については、毎年1月1日に厚生労働省統計情報部がこれを公表している。同部による年間推計は、以下の式によって行われている。

$$\text{年間推計数} = \left(\frac{\text{速報値}_{\text{当年1月} \sim \text{10月}} \times \left[\frac{\text{概数値}_{\text{当年1月} \sim \text{7月}}}{\text{速報値}_{\text{当年1月} \sim \text{7月}}} \right]}{\text{速報値}_{\text{前年1月} \sim \text{10月}} \times \left[\frac{\text{概数値}_{\text{前年1月} \sim \text{7月}}}{\text{速報値}_{\text{前年1月} \sim \text{7月}}} \right]} \right) \times \text{前年確定値} \dots (2)$$

式が示すように、年間推計数は推計時点で得られる最新のデータを基に、前年と当年における速報値と概数値の比を前年確定値に掛け合わせることで算出されている。ただし、この推計は総数のみを対象に行われており、年齢については一切考慮していない。そのため、*TFR* 等年齢別統計を用いる指標については推計されていない。

この同部による推計方法には、大きく2つの問題点を指摘できる。第1の問題点は、概数と速報の比率を昨年と同値であると仮定していることである。そのため概数と速報の比率が変動している場合には、それが反映されないことになる。第2の問題点は、人口動態数は年齢によって発生率が異なるが、こうした人口の年齢構造の影響を考慮していないことである。そのため、それら2点について考慮した推計方法の検討が必要であろう。

(2) 婚姻の動向と出生率との関係を用いた推計

わが国の出生はほぼ婚姻状態から発生するため⁴⁾、婚姻の動向と出生率変動とはある程度連動すると考えられる。しかし、婚姻と出生とのタイムラグを分析する際、年次統計では詳細な分析ができない。そこで、両者の関連性をより詳細にみるため、月別婚姻率ならびに出生率について観察を行うことにする。

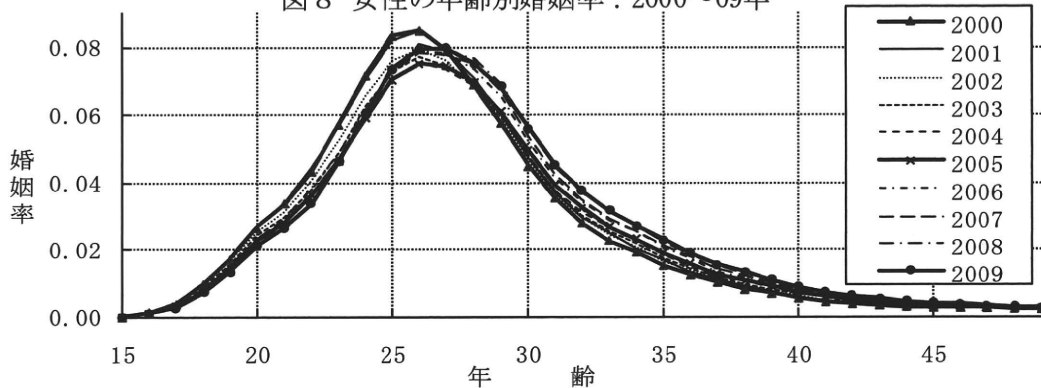
ただし、「速報」および「概数」による統計は総数のみであり、初再婚別ならびに年齢別の集計が行われていない。婚姻総数を用いて算出される普通婚姻率は、人口総数を分母人口に用いるため、その人口がもつ年齢構造に影響される。その影響を除去するためには、分母人口を婚姻の年齢別発生頻度に即した人口に限定する必要がある。そこで、人口動態統計の確定における届出時の年齢別婚姻件数を基に、2000年以降の15～49歳を対象として女性の年齢別婚姻率を算出すると、18歳以上で急激に上昇し26～27歳を頂点とする単峰曲線を示す(図8)。なお、20歳と34歳の率はほぼ同率を示すとともに、この年齢層(20～34歳)の間で全婚姻数の79～86%を占めている。一方、同年齢幅における*TFR*の割合は2000年の85%から2009年には79%へと低下しているものの、婚姻と同様に依然として8割近くをカバーしている。

そこで、合計特殊出生率の先行指標としての婚姻指標に人口総数を分母とする普通婚姻率を用いず、20～34歳の女性人口を分母人口とした婚姻率(以下これを特定婚姻率という)を算出し、それと出生率の動向を観察することによりそれらの関連性についてみることにする。なお、特定婚姻率も月次*TFR*と同様に、当月を含む過去一年間の婚姻数を用い、分母人口は該当期間の年央時点の人口を用いる(以下この特定婚姻率を月次特定婚姻率という)。

2001年以降の月次*TFR*を、同じく月次特定婚姻率と重ねたものをみると、2002年以降では、月次*TFR*と特定婚姻率は約7か月の時間差を伴いながらも、極めてよく似た推移を示している(図9)。そこで7か月前へ移動した特定婚姻率と月次*TFR*の推移をみると、2002年から2008年半ばまで、両者の動向はほとんど一致している。

4) 厚生労働省『人口動態統計』をみると、全出生に占める嫡出生の割合は2000年から2009年まで98%で推移しており、したがって出生のほぼ全てが嫡出子、つまり父母が婚姻状態にある出生児といえる。

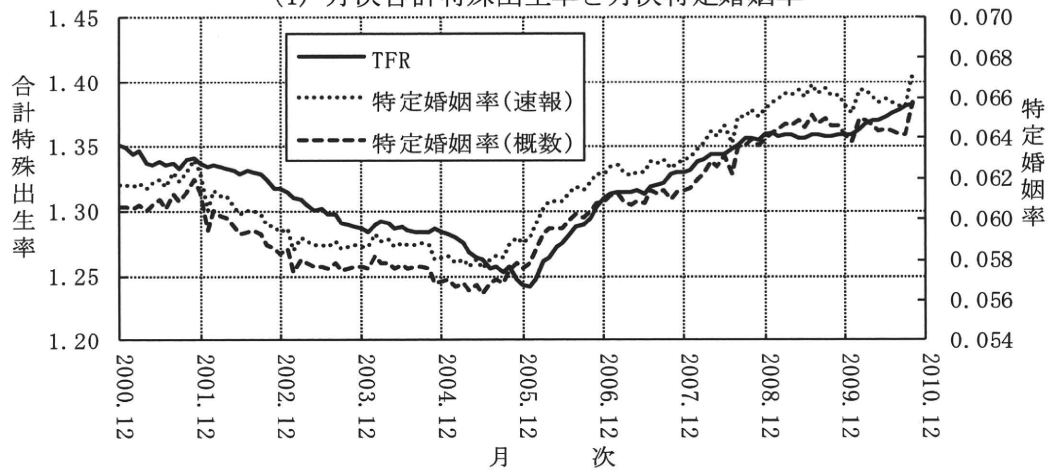
図8 女性の年齢別婚姻率：2000～09年



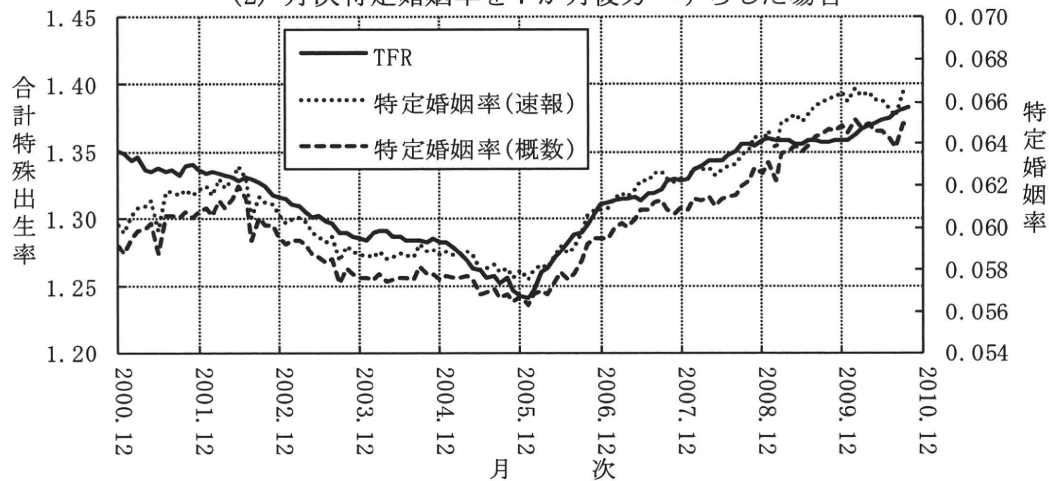
厚生労働省『人口動態統計』による。

図9 月次合計特殊出生率と月次特定婚姻率

(1) 月次合計特殊出生率と月次特定婚姻率



(2) 月次特定婚姻率を7か月後方へずらした場合



したがって、12月分（年間）までの統計データが揃っていない年次についての合計特殊出生率を推定する方法として、この月次特定婚姻率の変動を月次TFRの先行指標として利用することが考えられる。具体的な手順としては、最も早く統計が得られる速報の婚姻統計から概数の婚姻統計を推定し、概数の特定婚姻率から数か月後のTFRを推定する。次節では、第一段階に当たる速報値から概数値を推定する方法について検討したい。

（3）概数と速報の比率

前述のように、概数および確定と速報では集計の対象が異なる。そこで速報値から概数値を推定し、それからTFRの推定を行うこととする。ここでt月における速報による婚姻件数Ms(t)と概数による婚姻件数Md(t)の比をβ(t)とすると、これらの関係は次の式で表せる。

$$\beta(t) = Md(t) / Ms(t) \dots\dots\dots (3)$$

このβ(t)は概ね除外件数の割合を示すことから、「外国における日本人」MG1(t)と「日本における外国人」MG2(t)の2つに分けることができる。

$$\beta(t) = \beta_1(t) + \beta_2(t) \dots\dots\dots (4)$$

ただし

$$\beta_1(t) = MG_1(t) / Ms(t) \dots\dots\dots (5)$$

$$\beta_2(t) = MG_2(t) / Ms(t) \dots\dots\dots (6)$$

である。

以上によって求められたβ(t)、β1(t)ならびにβ2(t)の推移をみると、まずβ(t)は、2001年の0.17から2007年の0.24まで0.07上昇したが、2008年以降は低下に転じ、2010年は0.22で推移している（図10）。

さらに、β1(t)の推移をみると、2001年半ばから07年まで緩やかに上昇し、その後低下している。このβ1(t)の変動がβ(t)の動向を決めているといえる。そしてβ2(t)の推移をみると、2000年から08年頃まで上昇し、その後は減少に転じている。ただし、β1(t)ならびにβ2(t)はいずれも月の変動幅が小さいため、短期間であるならば無視したとしても問題はなさそうである。

（4）特定婚姻率と合計特殊出生率

月次特定婚姻率と月次TFRの変化をみると、概ね7か月のタイムラグをもって同様の変化がみられた。すなわち、月次特定婚姻率の変化の7か月後にTFRが変化をしている。そこで、さらにt月次TFRをTFR(t)、t月次特定婚姻率をSMR(t)とし、TFR(t)とその7か月前の特定婚姻率SMR(t-7)の変換係数をα(t)とすると、TFR(t)とSMR(t-7)の関係は次式のようになる。

$$TFR(t) = SMR(t-7) \times \alpha(t) \dots\dots\dots (7)$$

$$\alpha(t) = TFR(t) / SMR(t-7) \dots\dots\dots (8)$$

以上によって求めた $\alpha(t)$ の推移をみると、2008年7月頃までは速報が 21.5~22.0、概数が 22.0 前後で安定して推移していた (図 11)。その後は 2010年1月に速報が 20.5、概数が 21.0 まで低下するが、その後上昇し、2010年9月段階で速報が 20.8、概数が 21.3 となっている。

図 10 係数 $\beta(t)$ の推定

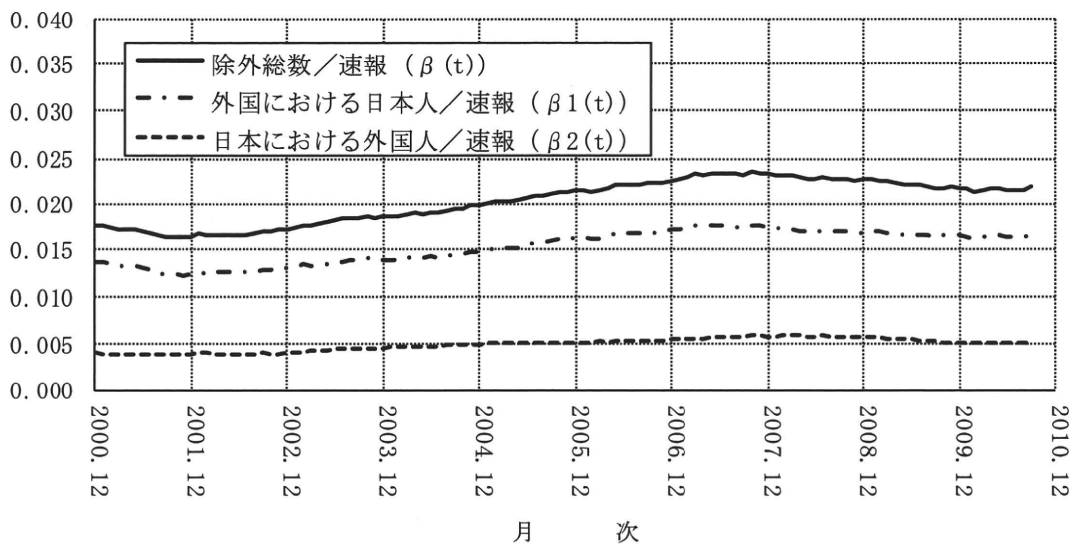
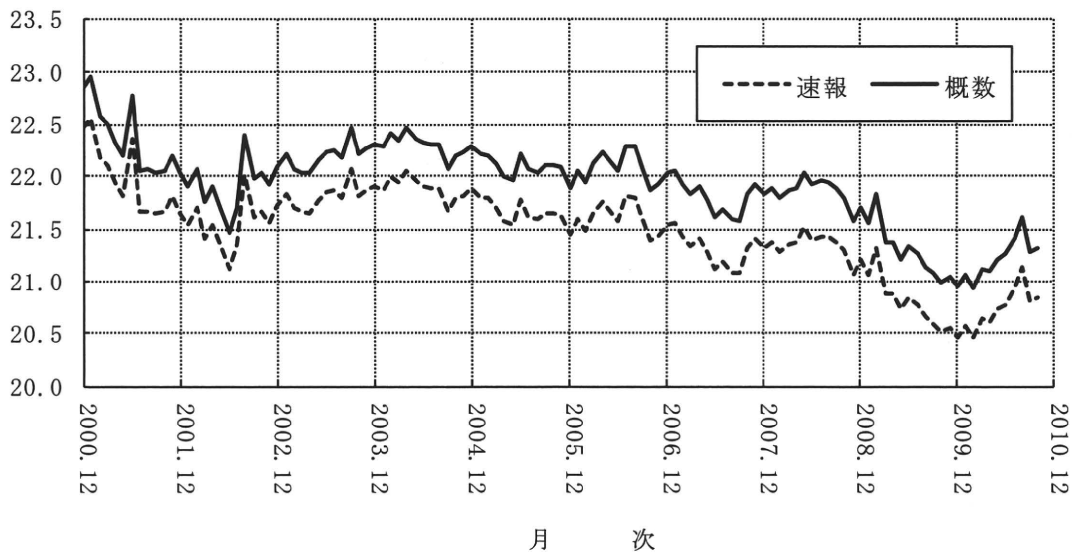


図 11 係数 $\alpha(t)$ の推移



なお、 $\alpha(t)$ が変化する要因として、

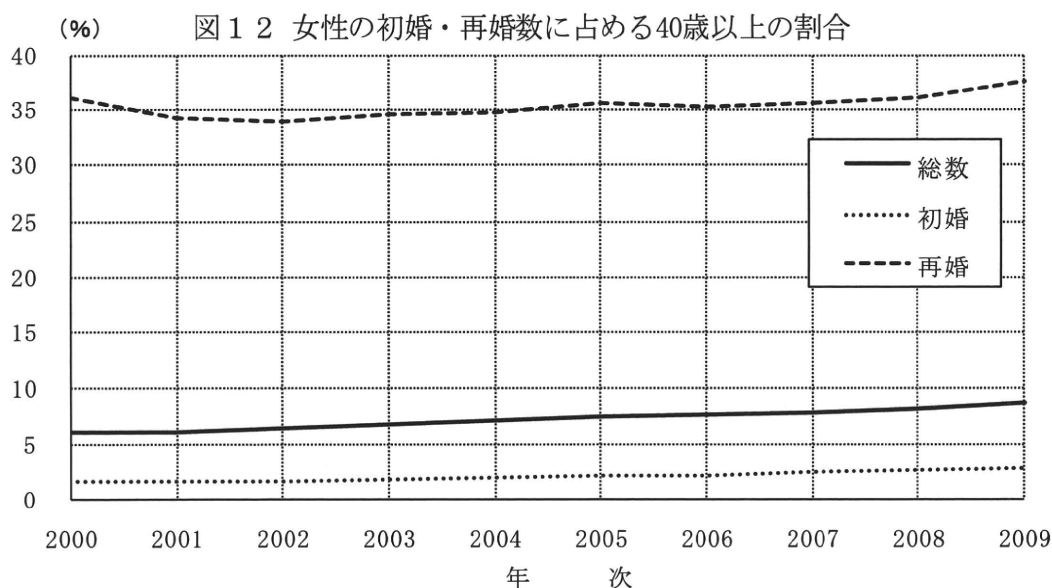
- ① 特定婚姻率の指標に20～34歳人口を用いたが、それが適応しなくなった。
- ② 特定婚姻率とTFRにおける7か月というタイムラグが変化した。
- ③ 特定婚姻率とTFRとの関連性が薄れた。

などが、考えられる⁵⁾。

上記3点のうち、3番目の要因について若干の補足をしたい。近年における婚姻の動向は、再婚割合の上昇とともに高年齢化を伴っている。再婚割合についてみると、婚姻総数に占める再婚の割合は、2000年の13.4%から2009年の16.4%へと3ポイント上昇している。また高年齢化について、出生への影響が小さくなる40歳以上の割合をみると、初婚における40歳以上の占める割合は2000年の1.5%から09年の2.9%へ、再婚においては2000年の36.0%から08年の36.1%、09年には37.7%へとそれぞれ上昇している(図12)。TFRに占める40歳以上の年齢別出生率の割合が2～3%に過ぎないことを考えれば、40歳以上での婚姻の増加は婚姻と出生の結びつきを弱める要因である。

しかし、速報および概数では初婚・再婚別ならびに年齢別の婚姻件数が公表されていないため、年齢による影響について分析を行うことができない。こうした婚姻の動向をより詳細に分析し、さらに出生率との関連性や予測に用いるためには、月別年齢別婚姻統計が必要であり、概数において届出時の年齢による年齢別婚姻件数の集計が望まれる。

これら $\alpha(t)$ が変化した要因とは別に、こうした変化が2006年2月を境に顕著化したことについても、今後の研究を要する。



⁵⁾ この他に、2005年に生じたことから、人口推計の基準人口(国勢調査人口)が変更になったことに伴う影響も挙げられる。ただし、TFRの傾向からこの影響は小さいと考えられる。

5. おわりに

本稿では年計についての統計が公表される以前の時点に於いて、当該年次の合計特殊出生率を推定する方法として、婚姻と出生の動向に関連が強いことを応用し、月別に特定婚姻率の動向から合計特殊出生率の変動傾向を推定する方法について検討した。

はじめに3段階で公表されている人口動態統計の関係を分析した結果、概数と確定はほとんど相違が無く、また速報と概数の関係も安定的に推移していることが示された。一方で婚姻と出生の関連について、月次特定婚姻率と月次合計特殊出生率には7か月のタイムラグが存在すること、2002年から09年までは両者がほぼ一致して推移していたことが示された。したがって、これらの関係を用いることにより、速報性が最も高い人口動態統計の速報における婚姻統計から概数の婚姻統計を推定し、概数の限定婚姻率から数か月後の合計特殊出生率を推定することの可能性が示された。

こうした動向についてより詳細な分析を行うためにも、各種月報統計を利用した月別分析の重要性が増している。出生率変動の推計精度をより向上するため、「概数」による月別婚姻統計において初再婚別および届出時の年齢別集計など、より詳細な統計の充実を望みたい。

さらにいえば、出生率変動の先行指標にはより直接的に出生動向を左右する事象である、妊娠件数などを用いることが考えられよう。この妊娠件数については厚生労働省『地域保健・健康増進事業報告』に集計があるが、集計単位が年度であり、また即応性に欠ける。このような統計も、人口動態統計と同様に「速報」「概数」といった迅速かつ詳細な公表を期待したい。

15 出生意欲データを用いた出生率推計に関する基礎研究

守泉 理恵

はじめに

将来人口推計において、出生率の仮定値は推計結果に大きな影響力を持つが (van Hoorn and Keilman 1997; O'Neill *et al.* 2001)、その将来見通しは困難である。結婚・出生行動は人口学的要因、社会経済要因、文化要因などから多岐にわたり影響を受ける上に、今後どのように動くのか予測する根拠となる理論やモデルがない (守泉 2008)。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。通常、出生率推計は、これまでの実績データの動向が分析され、そのトレンドが将来に投影されて仮定値が決められるが、人々の行動変化が激しい時期はまだ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。

そこで、データがない部分の出生率推計方法の一つとして、調査で得られる出生意欲に関するデータを用いてコーホートごとの完結出生子ども数を推計する方法が提示されている。本研究は、出生意欲データを出生率推計に応用する方法について紹介した上で、「出生動向基本調査」のデータを用いて実際に完結出生子ども数の推計を試みることを目的としている。

1. 出生意欲データを用いた出生率推計

長期の将来人口推計に必要な最も若い世代の年齢別出生率と、現実を取得できる実績データの間には長い空白がある。この空白部分は、何らかの方法で推計値を得て補う必要がある。出生率の推計方法には、将来人口推計で通常使われる出生率の過去トレンドを将来に投影する補外法のほか、説明モデル法、シナリオ法があるが (Willekens 1990 ; de Beer 1992 ; Ciucci and Giorgi 2006)、さらに、調査で得られる子ども数に関する意識を用いる方法も古くから議論されてきた。今後何人の子ども生む意欲があるかに関するデータが得られれば、すでに持っている子ども数と合算することで予想完結出生子ども数が把握できる。特に、まだ再生産期間を終えていない世代の予想完結出生子ども数データを得ることで、上述の「空白」部分の推計に活用できる。

しかし、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」となりがちなのが指摘されている (Westoff and Ryder 1977 ; Freedman *et al.* 1980)。出産する女性の状況は時期を通じて変化し、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働く出来事が起こるリスクも存在する。しかし回答者は、通常そう

した事態は想定せず、現状が続くとして持つつもりの子ども数の予想を立てるからである。このように、個人レベルでの意欲と行動の不一致が小さくないことは多く指摘されているが、世代ごとの集計レベルでは安定的であるとの研究結果も示されている (O'Connell and Rogers 1983 ; van de Giessen 1992 ; 守泉 2004)。

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。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 (de Beer 1991 ; Van de Giessen 1992)。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コーホートごとに各年齢での追加予定子ども数の実現率を計算し、最終的な完結出生子ども数を推計する方法である (de Beer 1991)。PAF 法の前身であるモデルは Lee (1980) が示したものである。また、イギリスでは、Werner (1986) とその修正版である Cooper and Shaw (1993) の方法が提示され、これは持つつもりの子ども数の設問における無回答 (無子女性に多いとされる) のデータを修正してデータのゆがみを除いた上で、完結出生子ども数を割り出そうとする方法である。van Hoorn and Keilman (1997) では、ヨーロッパの主要 10 カ国の希望子ども数集計値に対して、期間効果と年齢効果の修正を行う方法を試みた。期間効果の修正は、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 人ほど引き上げるというものである。年齢効果の修正は、先行研究の知見を利用して希望子ども数に 10%・15%の割引率を適用するというものである。

本稿では、このうち、2 時点の調査データを用いてコーホート完結出生子ども数を推計する de Beer (1991) が示した PAF 法を取り上げ、日本のデータを用いて試算を行う。この方法を選んだのは、「出生動向基本調査」で PAF 法に適用できるデータが得られるからである。さらに、PAF 法は年齢別の出生子ども数と追加予定子ども数のみを用いる簡潔な方法であるため、日本の出生意欲データを用いた出生率推計の最初の試みには適していると考えた。

2. PAF 法を用いた出生率推計の試み

2-1. モデル

PAF 法において、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。

PAF 法では、年齢が上がるに従って次第に予定していた出生が実現していくため、追加

予定子ども数はそれに応じて変化していくと考える。2 時点の調査データを集計して出生
 コーホート別に観察すれば、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ことができる。

このとき、a 歳から a+i 歳の中に累積した出生を、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
 ども数である。 $\mu_{c,a}$ 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ど
 の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、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 を算出するために、2 時点の調査データを用いる。コーホ
 ート c の女性の a 歳～a+i 歳の μ は、コーホート c-i の女性が a 歳～a+i 歳に経験した μ と
 同じとみなす。i は調査間隔年である。

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

同様に、追加予定子ども数の変化についても、コーホート c-i の女性の変化率を用いる。

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

以上の(1)～(3)式がこのモデルの基本方程式である。しかし、この推計に用いる調査が毎
 年行われているものでなければ、(1)～(3)式を使った計算方法では、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、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。

2-2. 日本のデータを用いた推計

「出生動向基本調査」第12回（2002年）、第13回（2005年）のデータを用いて、PAF法によるコーホート完結出生子ども数の推計を試みる。ここで必要なデータは、公的な人口動態統計から得られる2002～2005年の年齢別累積出生率と、調査データで集計する年齢別平均追加予定子ども数である。

コーホートの完結出生子ども数を推計するにあたり、配偶関係にかかわらず世代全体の女性のデータを得たい。しかし、出生動向基本調査において、追加予定子ども数のデータは夫婦調査では得られるが独身者調査では調べていない。そのため、何らかの方法で独身者の追加予定子ども数を推定する必要がある。本稿では、独身者調査で調べている希望子ども数のデータを使用して独身者の追加予定子ども数を推定した。

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いる。そこで、同様に独身者の追加予定子ども数は「希望子ども数-現存子ども数」とした。独身者の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。

なお、夫婦調査における追加予定子ども数、独身者調査における希望子ども数が不詳の者は平均値の計算から除外した。

こうして得られた第12回・13回調査の女性全体の追加予定子ども数平均値と、人口動態統計から引用した年齢別累積出生率を(4)式をあてはめ、2003年、2004年の年齢別平均追加予定子ども数および平均予定子ども数を得た（表1）。なお、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。

表 1 2002～2005年の累積出生率、追加予定子ども数の推移

出生年	2002年(第12回調査)			2003年			2004年			2005年(第13回調査)						
	2002年 年齢	累積 出生率	追加 子ども数 (累積+追加)	予定 子ども数 (累積+追加)	2003年 年齢	累積 出生率	追加 子ども数 (累積+追加)	予定 子ども数 (累積+追加)	2004年 年齢	累積 出生率	追加 子ども数 (累積+追加)	予定 子ども数 (累積+追加)	2005年 年齢	累積 出生率	追加 子ども数 (累積+追加)	予定 子ども数 (累積+追加)
1987	15	0.0005			16	0.0021			17	0.0058			18	0.0125	2.139	2.152
1986	16	0.0021			17	0.0060			18	0.0134			19	0.0270	2.082	2.109
1985	17	0.0062	2.000	2.006	18	0.0136	2.064	2.078	19	0.0282	2.097	2.125	20	0.0489	2.172	2.220
1984	18	0.0136	1.951	1.965	19	0.0282	2.009	2.037	20	0.0495	2.036	2.085	21	0.0781	2.103	2.181
1983	19	0.0284	2.035	2.063	20	0.0503	2.034	2.085	21	0.0797	2.019	2.099	22	0.1158	2.011	2.127
1982	20	0.0499	2.007	2.057	21	0.0794	2.029	2.109	22	0.1156	2.027	2.143	23	0.1592	2.052	2.212
1981	21	0.0779	2.000	2.078	22	0.1145	1.966	2.081	23	0.1592	1.924	2.083	24	0.2125	1.874	2.086
1980	22	0.1122	1.960	2.072	23	0.1573	1.916	2.073	24	0.2116	1.863	2.074	25	0.2758	1.800	2.076
1979	23	0.1579	1.943	2.101	24	0.2141	1.884	2.098	25	0.2804	1.816	2.096	26	0.3564	1.736	2.093
1978	24	0.2098	1.828	2.038	25	0.2772	1.785	2.062	26	0.3551	1.723	2.078	27	0.4412	1.669	2.110
1977	25	0.2751	1.803	2.078	26	0.3548	1.689	2.044	27	0.4445	1.577	2.021	28	0.5396	1.436	1.976
1976	26	0.3613	1.687	2.048	27	0.4540	1.583	2.037	28	0.5527	1.477	2.030	29	0.6542	1.361	2.015
1975	27	0.4697	1.556	2.026	28	0.5720	1.463	2.035	29	0.6783	1.362	2.040	30	0.7800	1.272	2.052
1974	28	0.5858	1.332	1.917	29	0.6927	1.224	1.917	30	0.7973	1.120	1.917	31	0.8933	1.023	1.917
1973	29	0.7030	1.286	1.989	30	0.8067	1.175	1.982	31	0.9050	1.072	1.977	32	0.9921	0.976	1.968
1972	30	0.8323	1.133	1.966	31	0.9303	1.033	1.963	32	1.0193	0.942	1.962	33	1.0968	0.862	1.958
1971	31	0.9534	1.051	2.004	32	1.0411	0.910	1.952	33	1.1184	0.798	1.916	34	1.1846	0.661	1.846
1970	32	1.0808	0.892	1.973	33	1.1581	0.802	1.960	34	1.2253	0.726	1.952	35	1.2809	0.654	1.935
1969	33	1.2038	0.738	1.942	34	1.2702	0.683	1.954	35	1.3266	0.635	1.961	36	1.3717	0.606	1.977
1968	34	1.3227	0.692	2.014	35	1.3776	0.588	1.965	36	1.4229	0.510	1.933	37	1.4567	0.411	1.867
1967	35	1.2851	0.654	1.939	36	1.3249	0.570	1.895	37	1.3559	0.509	1.865	38	1.3786	0.427	1.806
1966	36	1.6139	0.505	2.119	37	1.6482	0.430	2.078	38	1.6745	0.376	2.051	39	1.6933	0.303	1.996
1965	37	1.5350	0.317	1.852	38	1.5577	0.320	1.878	39	1.5743	0.320	1.894	40	1.5851	0.343	1.928
1964	38	1.6157	0.319	1.935	39	1.6318	0.291	1.922	40	1.6428	0.272	1.914	41	1.6496	0.249	1.898
1963	39	1.6840	0.258	1.942	40	1.6944	0.252	1.946	41	1.7009	0.248	1.949	42	1.7046	0.251	1.955
1962	40	1.7470	0.212	1.959	41	1.7532	0.204	1.957	42	1.7568	0.199	1.955	43	1.7587	0.194	1.952
1961	41	1.8001	0.199	2.000	42	1.8037	0.200	2.004	43	1.8056	0.201	2.006	44	1.8066	0.205	2.012
1960	42	1.8423	0.176	2.018	43	1.8440	0.189	2.033	44	1.8449	0.198	2.043	45	1.8454	0.218	2.063
1959	43	1.8871	0.182	2.069	44	1.8879	0.196	2.084	45	1.8883	0.206	2.094	46	1.8884	0.226	2.114
1958	44	1.8925	0.111	2.004	45	1.8928	0.115	2.008	46	1.8929	0.117	2.010	47	1.8930	0.122	2.015
1957	45	1.9711	0.125	2.096	46	1.9712	0.161	2.132	47	1.9713	0.184	2.155	48	1.9713	0.231	2.203
1956	46	1.9814	0.156	2.137	47	1.9814	0.177	2.158	48	1.9815	0.191	2.172	49	1.9815	0.218	2.200
1955	47	1.9762	0.162	2.138		1.9763										
1954	48	2.0265	0.160	2.187		2.0266										
1953	49	2.0135	0.156	2.169												

表2 年齢別の μ とAの変化率

出生年	年齢 (04年～05年)	$\mu_{c,a}$	$A_{c-i, a+i}/A_{c-i, a}$
1985	19～20	0.0099	1.036
1984	20～21	0.0141	1.033
1983	21～22	0.0179	0.996
1982	22～23	0.0215	1.012
1981	23～24	0.0277	0.974
1980	24～25	0.0344	0.966
1979	25～26	0.0418	0.956
1978	26～27	0.0499	0.969
1977	27～28	0.0603	0.911
1976	28～29	0.0687	0.921
1975	29～30	0.0747	0.934
1974	30～31	0.0857	0.914
1973	31～32	0.0813	0.910
1972	32～33	0.0822	0.914
1971	33～34	0.0830	0.829
1970	34～35	0.0766	0.900
1969	35～36	0.0711	0.954
1968	36～37	0.0663	0.806
1967	37～38	0.0447	0.839
1966	38～39	0.0501	0.805
1965	39～40	0.0337	1.071
1964	40～41	0.0250	0.916
1963	41～42	0.0150	1.010
1962	42～43	0.0097	0.975
1961	43～44	0.0048	1.022
1960	44～45	0.0022	1.099
1959	45～46	0.0008	1.097
1958	46～47	0.0006	1.043
1957	47～48	0.0002	1.256
1956	48～49	0.0004	1.145

次に、a歳からa+1歳の間の追加予定子ども数実現率を示す μ と、追加予定子ども数の年齢別変化率を示すAを計算する。その結果が表2である。例えば、19～20歳の μ とAは、次のように計算している。

$\mu_{1985,19}=0.0099=$ (2005年の20歳の累積出生率-2004年の19歳の累積出生率) / 2004年の19歳の追加予定子ども数

$A_{1985,19}=1.035=$ 2005年の20歳の追加予定子ども数 / 2004年の19歳の追加予定子ども数

以上で推計完結出生子ども数を計算するためのデータがそろった。2005年の年齢別累積出生率と追加予定子ども数のデータ、および μ とAのデータを用い、コーホートごとに未知の部分の追加出生数を計算していく。

表3に、1986年出生コーホートの計算例をあげた。まず、追加予定子ども数は年齢ごとに変化していくた

め、 $A_{c-i, a+i} / A_{c-i, a}$ の値を用いて当該コーホートの未来の年齢別追加予定子ども数を計算していく。1986年出生コーホートは2005年調査時に19歳であり、19歳時の追加予定子ども数は実績値(調査データ集計値)を入れる(2.0824)。そして、1986年生まれの女性たちが20歳になったときの追加予定子ども数は、19歳時の追加予定子ども数2.0824に、1985年コーホートが経験した19～20歳の変化率である1.035を掛けて2.1546とする。同様の方法で48歳時の追加予定子ども数まで計算する。そして、 $\mu \times A$ により、19～20歳、20～21歳…48～49歳の間の追加出生数まで計算する。最後に、19歳時の累積出生率と $\mu \times A$ の累積値を合計して、1986年出生コーホートの推計完結出生子ども数を算出する。

表3 1986年コーホート（2005年に19歳）の完結出生子ども数の推計

年齢	累積 出生率 (1)	$\mu_{c,a}$ (2)	$A_{c-i, a+i}/A_{c-i, a}$ (3)	$A_{c, a+i}$ (4)	$\mu_{c,a} * A_{c,a}$ (2) * (4)
19	0.0270	0.0099	1.036	2.0824	0.0206
20		0.0141	1.033	2.1564	0.0304
21		0.0179	0.996	2.2277	0.0398
22		0.0215	1.012	2.2189	0.0477
23		0.0277	0.974	2.2464	0.0622
24		0.0344	0.966	2.1886	0.0754
25		0.0418	0.956	2.1151	0.0885
26		0.0499	0.969	2.0225	0.1010
27		0.0603	0.911	1.9594	0.1182
28		0.0687	0.921	1.7848	0.1227
29		0.0747	0.934	1.6442	0.1228
30		0.0857	0.914	1.5354	0.1316
31		0.0813	0.910	1.4032	0.1140
32		0.0822	0.914	1.2773	0.1050
33		0.0830	0.829	1.1679	0.0969
34		0.0766	0.900	0.9676	0.0741
35		0.0711	0.954	0.8707	0.0619
36		0.0663	0.806	0.8306	0.0551
37		0.0447	0.839	0.6691	0.0299
38		0.0501	0.805	0.5615	0.0281
39		0.0337	1.071	0.4522	0.0152
40		0.0250	0.916	0.4845	0.0121
41		0.0150	1.010	0.4435	0.0067
42		0.0097	0.975	0.4478	0.0043
43		0.0048	1.022	0.4367	0.0021
44		0.0022	1.099	0.4462	0.0010
45		0.0008	1.097	0.4904	0.0004
46		0.0006	1.043	0.5381	0.0003
47		0.0002	1.256	0.5613	0.0001
48		0.0004	1.145	0.7052	0.0003
合計					1.595

3. 推計結果と考察

以上の手順で、1986年出生コーホートから1957年出生コーホートまで完結出生子ども数を推計した。そして、得られたPAF法での推計値に加え、予定子ども数（年齢別累積出生率に調査データで集計した平均追加予定子ども数を合計したものと、調査で直接たずねている予定子ども数の平均値）およびこれら予定子ども数データのPAF法推計値に対する調整係数をまとめた結果が表4である。このうち完結出生子ども数の推計値と調査での回答値は折れ線グラフにして図1に示した。

表4 コーホート完結出生子ども数の比較：PAF法推計値、調査回答値

出生年	PAF法による推計値	予定子ども数 (累積出生率 +追加予定)	予定子ども数 (第13回調査 回答値)*	調整係数1	調整係数2
	(1)	(2)	(3)	(1)/(2)	(1)/(3)
1986	1.595	2.109	2.099	0.756	0.760
1985	1.608	2.220	2.192	0.724	0.733
1984	1.511	2.181	2.128	0.693	0.710
1983	1.455	2.127	2.122	0.684	0.686
1982	1.466	2.212	2.150	0.663	0.682
1981	1.384	2.086	2.091	0.663	0.662
1980	1.376	2.076	2.097	0.663	0.656
1979	1.390	2.093	2.029	0.664	0.685
1978	1.381	2.110	2.079	0.654	0.664
1977	1.332	1.976	1.979	0.674	0.673
1976	1.367	2.015	2.027	0.679	0.675
1975	1.392	2.052	2.033	0.679	0.685
1974	1.336	1.917	1.977	0.697	0.676
1973	1.369	1.968	1.995	0.696	0.686
1972	1.383	1.958	1.989	0.706	0.696
1971	1.384	1.846	1.989	0.750	0.696
1970	1.444	1.935	2.021	0.746	0.715
1969	1.485	1.977	1.992	0.751	0.746
1968	1.518	1.867	1.941	0.813	0.782
1967	1.432	1.806	1.909	0.793	0.750
1966	1.722	1.996	1.953	0.862	0.882
1965	1.604	1.928	1.907	0.832	0.841
1964	1.658	1.898	1.852	0.873	0.895
1963	1.709	1.955	1.913	0.874	0.894
1962	1.761	1.952	1.994	0.902	0.883
1961	1.808	2.012	1.849	0.899	0.978
1960	1.846	2.063	2.059	0.895	0.897
1959	1.889	2.114	1.997	0.893	0.946
1958	1.893	2.015	2.030	0.939	0.932
1957	1.971	2.203	2.080	0.895	0.948

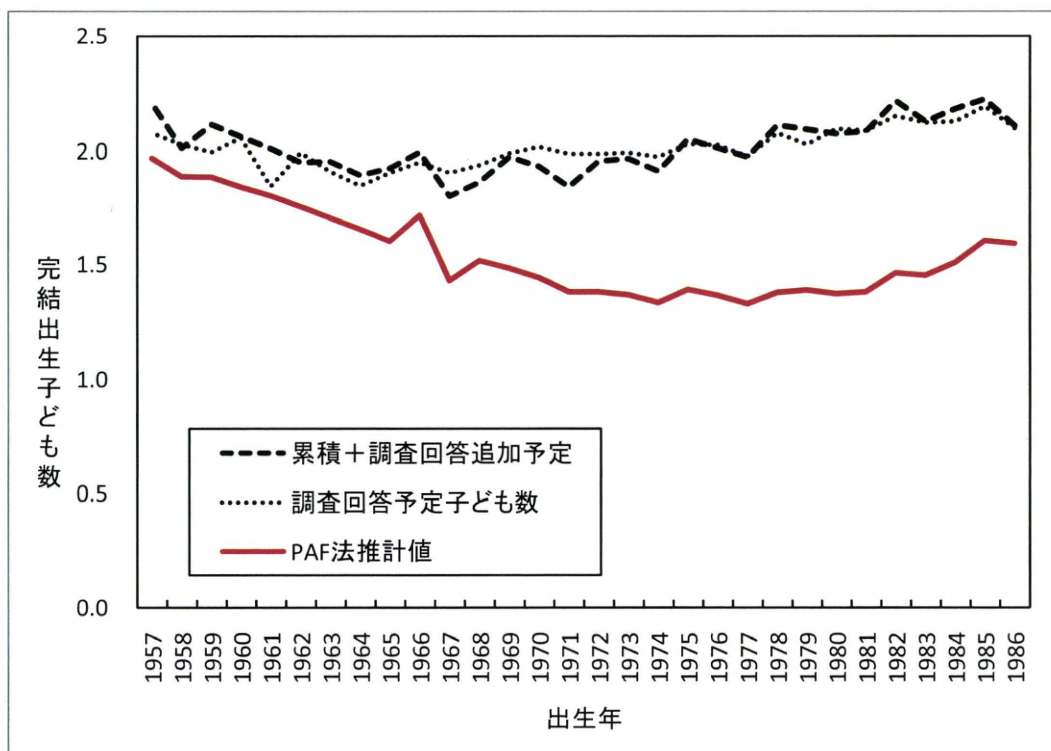
*) 夫婦調査の予定子ども数、独身者調査の希望子ども数を用いて算出している。

表4によると、PAF法による1957年出生コーホートの完結出生子ども数推計値は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き、1960年コーホート1.846、1965年コーホート1.604、1970年コーホート1.444、1975年コーホート1.392となる。そして1980年コーホート（2005年の第13回調査時点で25歳）が最も低く、1.376である。1981年出生コーホート以降は反転上昇しており、今回の試算で最も若いコーホートである1986年生まれ（調査時点19歳）では1.595となっている。

また、推計値と調査回答値を比べると、各コーホートとも、調査で回答された予定／希

望子ども数の平均値より、PAF 法によって推計された値の方が小さい。その差は、若いコーホートほど大きくなっている。調整係数をみると、1、2とも 1980 年出生コーホートが最小で、それ以降の 83～86 年コーホートでは調査回答値との差が縮小している。具体的な数値の動きとしては、1957～66 年出生コーホート（2005 年に 39～48 歳）までは 0.9 前後であり調査回答値と推計値がかなり近いが、1967 年出生コーホートで調整係数が一気に 0.7 台となっている。それ以降の 1970～80 年代の出生コーホートでは 0.65～0.76 の間の数値となっている。日本において、若い世代のコーホート完結出生子ども数は、調査で把握される予定子ども数を 24～35% 割引く必要があることを示している。

図 1 コーホート完結出生子ども数の推計値と回答値



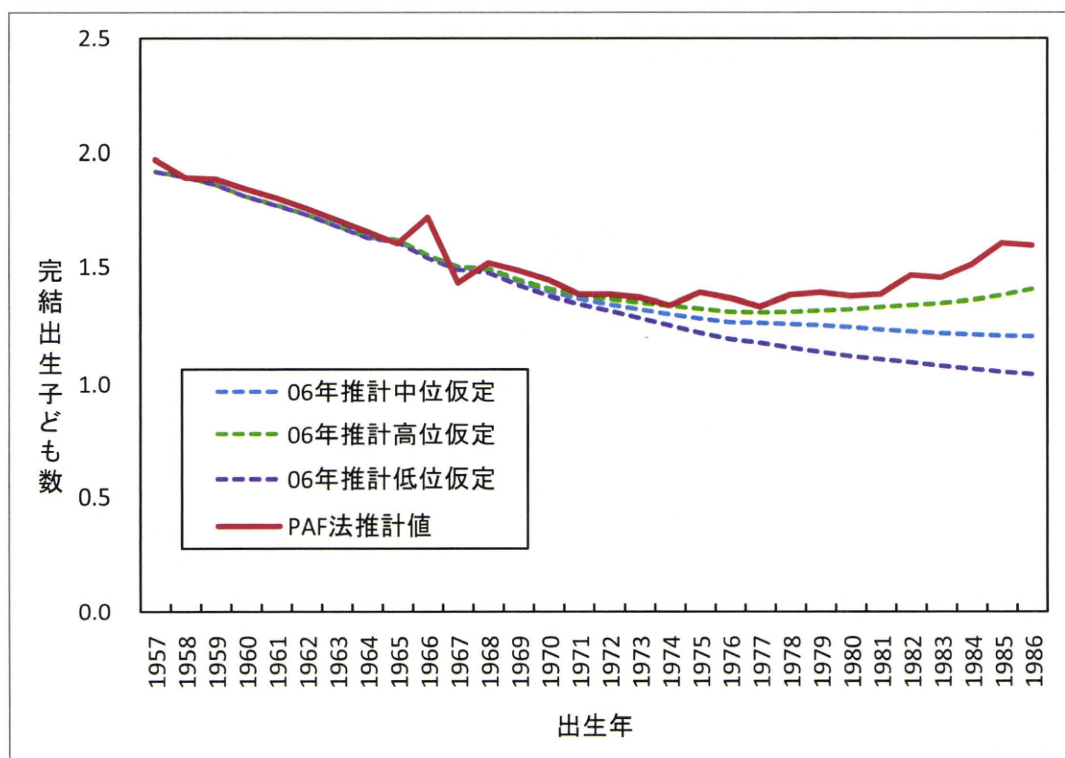
本稿は出生率推計の試みであるから、PAF 法推計値と、最新の公的人口推計（2006 年 12 月推計、基準年は 2005 年）で置かれた出生率仮定値との比較を行ってみた。日本の将来人口推計では、コーホート出生率法を用いて作成している。参照コーホートは 1990 年生まれで、このコーホートの CTFR は、将来の生涯未婚率、平均初婚年齢、夫婦完結出生児数、離死別再婚効果係数の 4 つで決まるとし、仮定値を算出している（国立社会保障・人口問題研究所 2007）。

本稿で算出した推計値と、将来人口推計仮定値（中位・高位・低位）から計算されるコーホート合計特殊出生率の値を描いたのが図 3 である。本稿で算出した PAF 法推計値は、

2005年時点に35歳以上であった1970年生まれの頃までは公的推計値と近いが、1974～75年出生 cohorts 以降から両者は徐々に乖離し、若い cohorts ほど差が大きくなっている。

また、PAF法で出した推計値は、おおまかな動き方としては出生率が反転上昇するパターンである公的推計の高位仮定に近い。女性自身の将来予想をもとにすれば、若い cohorts の完結出生子ども数は1980年代生まれ以降で低下基調が反転し、少しずつ回復するという流れを描いている。

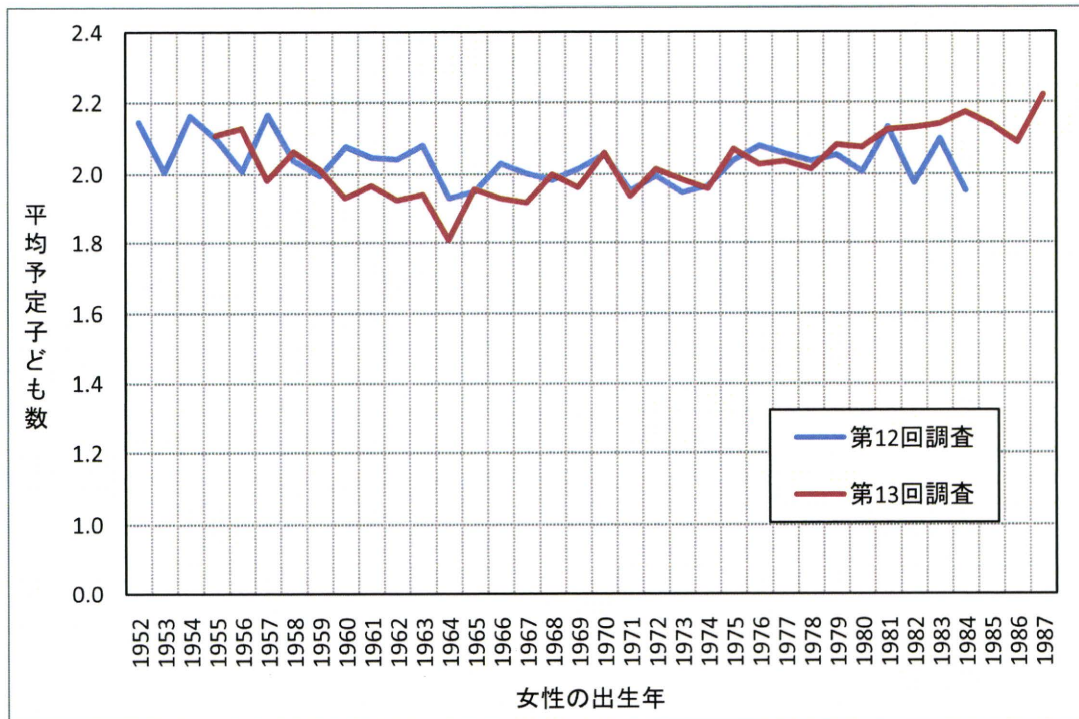
図3 推計値の比較: PAF法および2006年12月将来人口推計の出生率仮定値



1980年以降の若い世代で完結出生子ども数の推計値が反転上昇しているのは、第12回に比べて、第13回ではこれらの若い cohorts で予定子ども数の平均値が高まっているためである。図2を見ると、1960年代出生 cohorts まではおおむね第12回より第13回で平均予定子ども数が小さく、1970年代生まれではほぼ差がない。それが1980年代生まれでは第13回調査で平均値が大きい傾向にある。さらに、表2に示したように、19～22歳では追加予定子ども数の変化率(A)の数値が1を超えている(21歳では0.99)。そのため、出発点での追加予定子ども数が大きくなり、追加出生分が累積した49歳時の値が高まったのである。第13回調査では、夫婦調査において平均予定子ども数の低下が結婚10年未満の若い層の夫婦で下げ止まる傾向が見られ、独身者調査でも女性の平均希望子ども数が30歳未満層で第12回調査より増加した。夫婦調査・独身者調査共通でたずねている結婚・家族に

関する意識でも、第13回調査では伝統的な価値観の支持が復調する流れも見られた。若い層で、これまで続いていた子ども数に関する意識の低下基調が下げ止まる兆しがあるといえるかもしれない。今回の完結出生子ども数の推計では、こうした意識の微妙な変化が反映されている。

図2 調査・出生年別にみた予定子ども数平均値*



*：妻は予定子ども数、独身者は希望子ども数を入れて計算。

また、公的推計に比べて、調査で得られた今後の出生意欲を用いている PAF 法推計値が大きい理由には、独身者の追加予定子ども数の置き方にあると考えられる。今回、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した。そのため、若い層ではまだ独身者が多いので追加予定子ども数の平均値が高めに出る。また、独身者は未婚者と離別・死別経験ありの独身者で構成されており、離死別経験者は実際には子どもを持っている場合も少なくない。子どもありの独身者では、希望子ども数をそのまま追加予定子ども数とみなすことは過大推定となる可能性が高い。

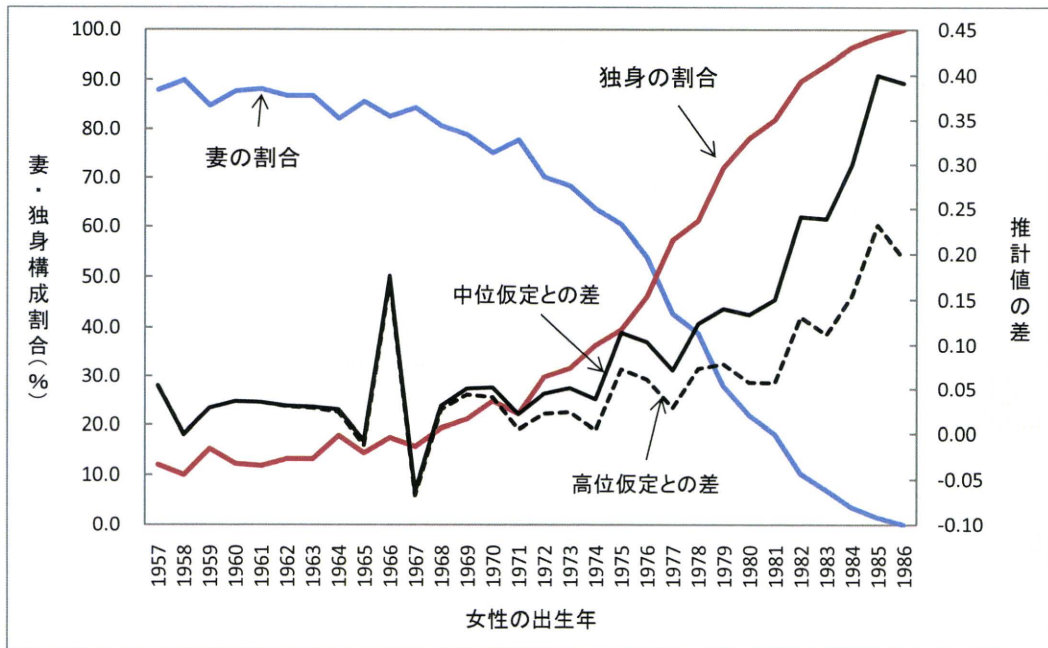
図5は、第13回調査データの追加予定子ども数について、妻の追加予定子ども数と、定義の異なる2つの独身者の追加予定子ども数を比較したものである。独身者の2種類の平均値は、以下の通り作成した。

独身1：本稿の PAF 法推計で用いたものと同じく追加予定子ども数＝希望子ども数(全員、
現存子ども数は一律ゼロ)とした場合

独身2：未婚者は追加予定子ども数＝希望子ども数とし、離死別経験ありの独身者は最初の結婚の出生子ども数を現存子ども数とみなして、希望子ども数－前婚出生子ども数を追加予定子ども数とした場合

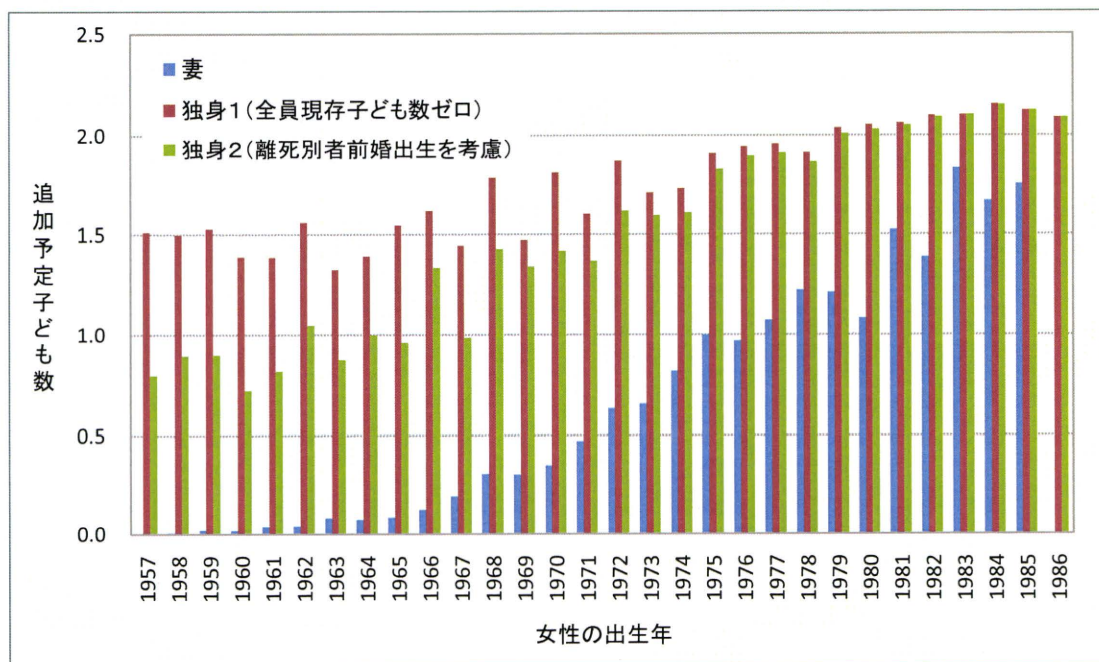
これをみると、独身者の2つの指標は1984年生まれから少しずつ差が出始め、年齢が高くなるにつれてその差は大きくなっていく。したがって、独身者の追加予定子ども数をどのように定義して計算するかによって、推計結果は変わってくる。独身者の現存子ども数が分かれば、今回の PAF 法推計結果より低い推計値が算出され、公的推計の高位仮定値にさらに近づくことになるだろう。

図4 子ども数に関する意識変数における妻・独身者割合、および公的推計仮定値と PAF 法推計値の差



注) 妻と独身の割合は第13回調査(2005年)のデータ。

図5 年齢・配偶関係別にみた平均追加予定子ども数の比較：第13回調査



4. まとめと今後の課題

本稿は、2 時点の調査データを用いてコーホート完結出生子ども数を推計する de Beer (1991) が示した PAF 法を取り上げ、日本の「出生動向基本調査」第 12 回 (2002 年)、第 13 回 (2005 年) のデータを用いて試算を行った。

その結果、日本において、調査で把握される予定子ども数・希望子ども数は実際の行動に比べて過大予想であり、とくに 35 歳未満の若い世代のコーホート完結出生子ども数は、調査値を 24~35%ほど割引く必要があることが分かった。また、推計された完結出生子ども数は 1980 年代以降の若年世代で反転上昇する動きを示した。この若い層の反転上昇の原因は、第 13 回調査で若年層に子ども数に関する意識の下げ止まり傾向がみられ、第 12 回調査に比べて予定・希望子ども数が高くなっているからである。

日本の公的推計 (2006 年 12 月推計) の出生率仮定値との比較では、すでに累積出生率の実績値が半分以上わかっている 35 歳以上の部分では PAF 法推計値と 06 年推計仮定値はかなり近い数値であったが、35 歳未満の若い層では差が大きくなっていた。これは、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がかかっている。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。よって独身者割合が高い若年層では追加予定子ども数の平均値が高くなる。また、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、そうした女性たちについては、今回の方法では独身者の追加予定子