

図 10 総人口の推移

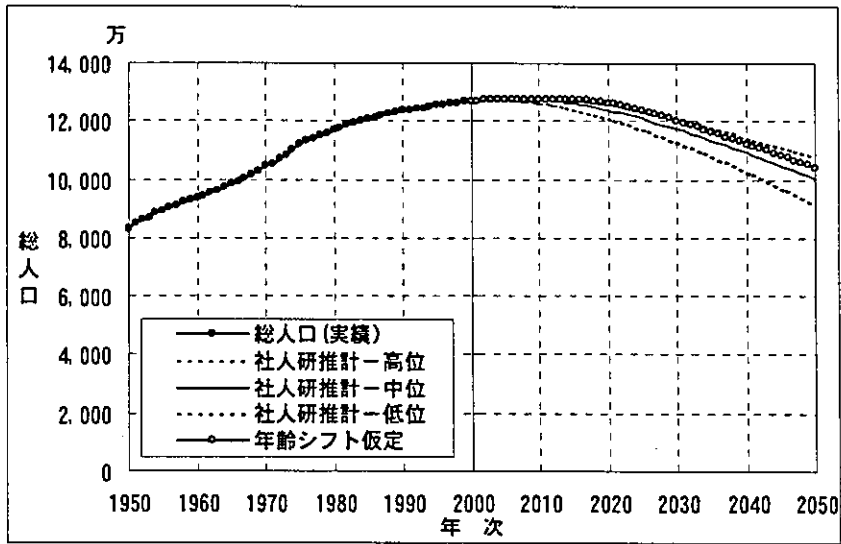
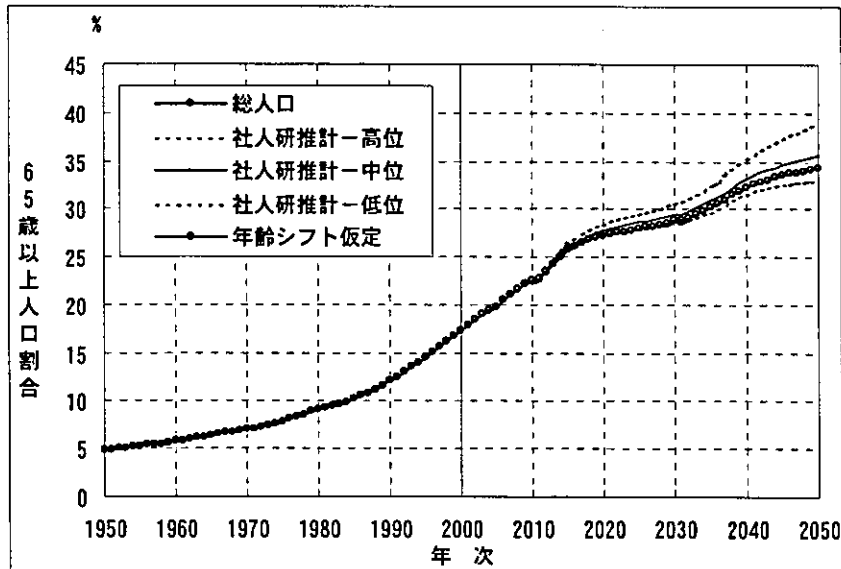


図 11 総人口の推移

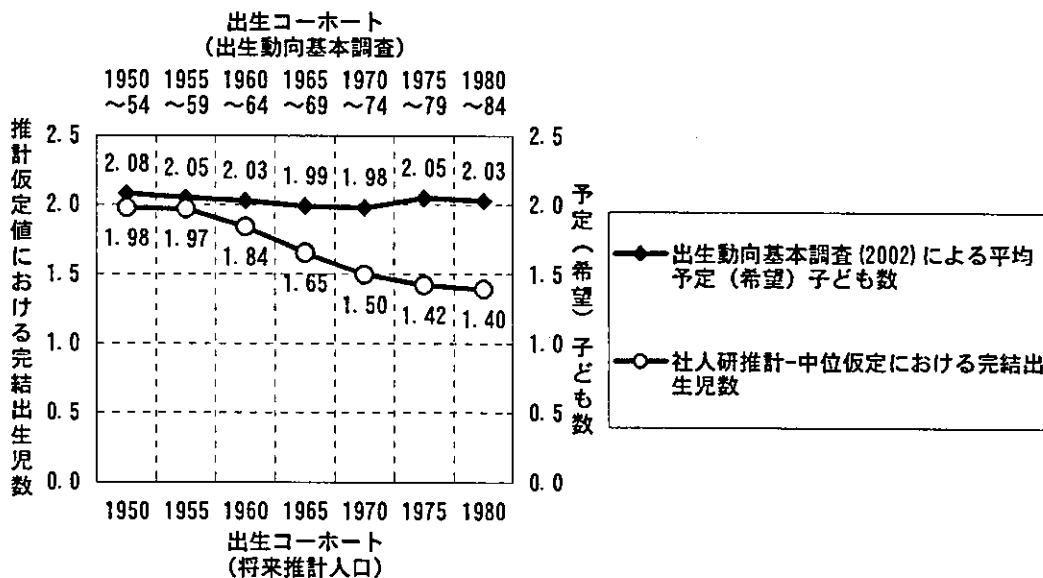


5. まとめ

本稿は、出生タイミングの変化が、人口の規模や年齢構造にどのような影響を与えるのかを定量的に示す目的で、年齢パターンのみ若年化させた出生率仮定値を用いた場合の将来人口の推計を行い、2002年に公表された社人研推計との比較を行った。これまでも、異なる出生率仮定に基づいた推計人口を比較し、その影響を定量化する試みはあったが、社人研の将来推計人口をはじめ、完結レベル(TFR)の違いに主な関心が寄せられている(大淵 2003, 石川 2003)。本研究でのシミュレーションに用いた出生率仮定は、以下のようなものである。1986年出生コーホート(2000年時点で14歳)以降から、出生順位別出生率の完結レベルは社人研推計の中位仮定と同じで、出生年齢のパターンのみ、1940年代生まれの平均的パターンに従うとした。平均出生年齢でみると31.0歳から27.4歳に低下する。この仮定を用いて将来の人口を推計した結果、2050年の人口総数および65歳以上人口割合は、社人研の中位推計と高位推計の間に位置することが明らかになった。

出生力の年齢シフトは、一時的な期間出生率の上昇をもたらし、さらに、そのときの出生数の増加が、次世代の母親人口を増加させるというメカニズムによって、人口の減少を緩和し、高齢化率を低める。昨今の少子化の議論では何人産むかという完結レベルにのみ関心が寄せられがちであるが、いつ産むかという出生年齢も、人口ダイナミクスにとって重要なファクターであることを改めて認識させる結果である。今回のシミュレーションでは、完結レベルを固定し、タイミングの変化だけを生じさせた。しかしこのような行動は、現実には想定しにくい。両者の動きは連動していることが多く、出生タイミングが早まれば、追加出生の妊娠可能期間が伸び、妊孕力にも正の影響があるため、完結レベルも上昇することが期待できる。そういった効果も考慮すると、出生タイミングの変化は、今回のシミュレーションの結果以上のインパクトを現実には与える可能性がある。一方で、平均出生年齢の3歳近い若年化というのは、実際の行動変化としては、よほど関連する条件の急激な変化を想定しない限り、現実的ではないかもしれない。どの程度の条件変化がどの程度の出生タイミングの変動をもたらすかといった研究を進めていくことで、こうしたシミュレーションの有効性も高められると考えられる。

図 12 コーホート別に見た、社人研中位推計における完結出生児数と第 12 回出生動向基本調査における予定（希望）子ども数の比較



「平成14年全国将来推計人口」（国立社会保障・人口問題研究所 2002）および「第12回出生動向基本調査」（2002年実施）による。

第12回出生動向基本調査の結果は有配偶女性および独身女性11,426サンプルについて。有配偶女性については「予定子ども数」を用い、独身者については「希望子ども数」を用いている。第12回調査では独身者に対し結婚の意思の有無にかかわらず、「希望子ども数」を訊ねている。「予定子ども数」「希望子ども数」不詳のものは除く。

従来の少子化対策をめぐる議論では、漠然と「より多く」の出生を期待するものが多いように思われる。しかし、子育てコストが高く、子どもは1人か2人という時代に、「さらに、もう1人」を期待する対策は、産み盛り世代の心理的負担感を増しかねない。子どもの数は、個々人が描く家族像とも密接に関わっており、多様な価値観が認められることが前提であろう。むしろ、図 16 に示されるように、予定子ども数の平均値は、1980 年出生

コーホートにおいても2を上回っており、本来、個々人が望ましい家族を形成できさえすれば、今日予想されているような人口減少と高齢化は起こらないとも言える。一方で、なぜ、女性の出生年齢が高まっているのか、望んだ時期に産んでいるのか、いつ産みたいと思っているのか、といった出産年齢に関する議論はこれまでの少子化対策の中であまり取り上げられてこなかった。しかし、本研究の結果からも明らかなように、タイミングの変化は人口変動にとって重要な要素であり、早産化は完結レベルの上昇と同様に人口の減少と高齢化を緩和させる効果を持つ。「先延ばし」に歯止めをかけ、「より早く」(若い年齢で、あるいは短い出生間隔で)子どもを持てる可能性を探ることが、少子化対策の選択肢を増やすことになるのではないか。

かつて河野氏は自ら「人口政策論序説」と位置づけた論文において「とにかくそれは科学的計算をしてみなければ判らない。人口政策の立案は、そのような計算を尽くし、あらゆる変化を読み切ったあとで始めて大胆に進められるべきである。その前に、計算に基づいた種々のシナリオ作製に中心的な役割を果たすべき(プロデューサーとしてではなく)人口科学者としての任務があろう」(河野 1980)と結んでいる。少子化問題は、今やあらゆる学問分野の関心領域となっているが、人口学的知見に基づいた科学的計算が必要とされる場面は未だ多く残されているように思われる。

低出生力に対しては、主に家族政策や労働政策を通じて間接的に対応してきた欧州でも、近年では出生年齢の上昇がもたらす影響の大きさが強く認識されはじめている。かつて途上国の人口増加の緩和に大いに貢献した tempo 政策(晩産化・出生間隔の延長)を、先進国の少子化問題において応用する(早産化・出生間隔の短縮)という議論が、人口研究者の間ではすでにはじまっている。本研究結果が示すように、出生年齢の変動は、完結レベルの効果とは独立に、将来人口に影響をあたえる。日本の少子化対策についても、出生年齢に対する関心を一層高めていく必要があると思われる。このように人口学的知見に基づく科学的な情報は今後の少子化対策の妥当性と方向性を議論する際にますます重要になると思われる。

#### 付記

本稿は、全国将来推計人口プロジェクト(代表者・高橋重郷)に際して、厚生労働省統計情報部、総務省統計局によるデータ提供のもと、石川晃氏、池ノ上正子氏、三田房美氏を中心として整備されたデータベースを活用している。なお、あるべき誤謬などはすべて著者の責任である。

#### 文献

- Arthur, W. Brian. 1984. "The Analysis of Linkages in Demographic Theory," *Demography*, Vol. 21, No. 1, pp. 109-128.
- Arthur, W. Brian and Vaupel Japmes, W. 1984. "Some General Relationships in Population Dynamics," *Population Index*, Vol. 50, No. 2. pp. 214-226.
- Beets G.C.N., E. te Velde, P. Verloove-Vanhorick, H. Merkus and H. Bruinse, 1993, "Medical complications of aging fertility," in G.C.N. Beets, J.C. van den Brekel, R.L. Cliquet, G. Dooghe and J. de Jong Gierveld (eds.), *Population and Family in the Low Countries 1993. Late fertility and other current issues*, NIDI CBGS Publication, vol. 30, Amsterdam/Lisse: Swets & Zeitlinger, pp. 3-23.
- Bongaarts, John and Susan Greenhalgh, 1985, "An Alternative to the One-Child Policy in China," *Population and Development Review*, Vol. 11, No. 4., pp. 585-617.

- Bongaarts John, and Griffith Feeney,1998, "On the Quantum and Tempo of Fertility," *Population and Development Review*, Vol.24,No.2, pp. 271-291.
- Bongaarts,John, and Judith Bruce.2001. "Population growth and policy options in the developing world," in Per Pinstrip-Andersen and Rajul Pandya-Lorch (eds.), *The Unfinished Agenda: Perspectives on Overcoming Hunger, Poverty, and Environmental Degradation*. Washington, DC: International Food Policy Research Institute, pp. 61-65.
- Frejka, Tomas and Gerard Calot,2001, "Cohort Reproductive Patterns in Low-Fertility Countries," *Population and Development Review*, Vol. 27, No. 1. , pp. 103-132.
- Goldstein, Joshua, Wolfgang Lutz, and Sergei Scherbov,2003, "Long-Term Population Decline in Europe: The Relative Importance of Tempo Effects and Generational Length," *Population and Development Review*, Vol.29,No.4, pp699-707.
- Kohler, Hans-Peter, and Dimiter Philipov,2001 "Variance effects in the Bongaarts-Feeney formula." *Demography*, Vol.38,No.1, pp.1-16.
- Kohler,Hans-Peter, and José Antonio Ortega,2002a, "Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility," *Demographic Research*, Vol. 6-6.
- Kohler,Hans-Peter, and José Antonio Ortega,2002b, "Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures," *Demographic Research*, Vol. 6-7.
- Lutz, Wolfgang, Brian C. O'Neill, and Sergei Scherbov, 2003, "Europe's Population at a Turning point," *Science*, Vol 299, Issue 5615, 1991-1992 .
- Pinnelli, Antonella, and Alessandra De Rose,2001, "Delayed fertility in Europe: Determinants and consequences," Paper presented at The EAPS Population Conference 7-9 June 2001,Helsinki,Finland.
- Ryder,Norman.B.,1964, "The process of Demographic Translation," *Demography*, 1-1, pp.74-82.
- Ryder, Norman B. ,1983, "Cohort and period measures of changing fertility," in *Determinants of Fertility in Developing Countries*, Vol.2, Rodolfo A. Bulatao and Ronald D. Lee, eds. New York: Academic Press, pp. 737-756.
- Sardon,Jean-Paul,2002,Recent Demographic Trends in the developed countries, *Population*, vol.57,No.1, pp.111-156.
- United Nations,2002, *Partnership and Reproductive Behaviour in Low-Fertility Countries*, ESA/P/WP.177
- 石川 晃,2002.「人口推計」『人口学大事典』
- 石川 晃,2003.「全国人口の再生産に関する主要指標:2002年」『人口問題研究』第59巻第3号,pp.62-71.
- 稲葉 寿,2000,「出生力のエイジ・シフトの効果についての注意」『人口学研究』26,pp.21-27.
- 大淵寛・加藤久和・和田光平.2000「少子高齢化が日本経済に与える影響についての経済人口学的研究」(共),平成11年度厚生科学研究費研究報告書.
- 大淵 寛,2003,「少子化問題に関する一考察(4.完)」『経済学論纂』第44巻第1・2合併号,pp.1-34.
- 河野稠果,1980,「人口政策論の諸問題」『人口問題研究』No.155,pp.1-20.
- 国立社会保障・人口問題研究所,2003,『平成14年 わが国夫婦の結婚過程と出生力ー第12回出生動向基本調査』
- 国立社会保障・人口問題研究所,2002,『日本の将来推計人口:平成14年1月推計』

### 3. 予定子ども数の実現に基づいた将来人口推計の試み

守泉 理恵・岩澤 美帆

はじめに

国立社会保障・人口問題研究所では、5年ごとに最新の国勢調査の結果および人口動態統計の結果をふまえた全国人口の将来推計を行っている。平成12年国勢調査の結果に基づいた最新の推計は2002年1月に公表された（国立社会保障・人口問題研究所2002）。この推計では、死亡率、出生率（出生性比）、国際人口移動といった人口の変動要因に関して蓋然性が高い将来値を設定し、将来の人口を推計する。とくに近年著しく変動し、将来値についても不確実性の高い出生率の仮定値については高位・中位・低位の3つを設定し、それぞれの仮定値に基づく人口推計を行っている。

出生率の仮定値については、1980年代以降進んだ晩婚化や非婚化の傾向、そして、1990年代以降顕著になった、結婚後の夫婦の子どもの産み方の低迷といった傾向を、将来についてもある程度反映させて設定している。今日の少子化傾向は著しく、そうした傾向を反映させた将来仮定値も、これまでにない低い水準となっている。1985年生まれの女性が生涯に持つ子ども数の平均値は、高位の場合1.6、中位で1.4、低位だと1.1となる。2000年時点で50歳（1950年生まれ）の女性の平均値が1.98、40歳（1960年生まれ）の女性の平均値は1.84であることから、現在起きている世代変化がいかに著しいかがわかる。

一方、標本調査によって、再生産年齢女性に現在の結婚意欲や出生意欲をたずねると、9割の女性が「いずれ結婚するつもり」（国立社会保障・人口問題研究所2004）、そして、既婚女性が予定する子ども数も独身女性が希望する女性も2人や3人が多い（国立社会保障・人口問題研究所2003）。現在、そして、今後見込まれる少子化は、必ずしも積極的に「子どもを望まない」という結果ではなく、子どもを望む潜在的な需要から、現実が大きく乖離した形で進んでいることが推測される。

そこで、2002年に実施された標本調査で得られた再生産年齢女性の出生意欲に関する指標を用い、仮に、こうした子どもに対する需要がすべて満たされた場合に、将来の人口がどのように推移するのかといった推計を行い、公的推計の結果との比較を試みたい。

#### 1. 分析の手順

まず、現在の再生産世代が、現時点でどの程度の出生意欲を有しているのかを明らかにする。これについては、国立社会保障・人口問題研究所が2002年に実施した、第12回出生動向基本調査の結果を用いる（国立社会保障・人口問題研究所2003）。1950年生まれ以降の有配偶女性および独身女性の予定子ども数（独身者については希望子ども数）をコーホート別に集計し、そこから出生順位別の生涯出生確率を算出する。

この出生順位別生涯出生確率を用いて、将来推計人口のためのコーホート年齢別出生率の仮定値を設定する。仮定値については2つのパターンを設定した。いずれの仮定値でも2000年までは実績値を用い、その後の残された年齢で最終的に予定子ども数を実現するよう年齢別出生率を決定する。ただし1960年生まれ以前の世代については、2000年時点で40歳を過ぎており、それまでの子ども数の実績値と予定子ども数の乖離を40代で埋め合

わせることは現実的に難しい。そこで、第一のパターンでは、1952年生まれについては実績のまま、その後の世代から予定子ども数に近づくよう出生率パターンを調整し、1975年生まれ以降で最終的なコーホート合計出生率が予定子ども数と一致するように設定した。第2のパターンでは、1975年ではなく、1995年生まれで完全に一致するよう設定した。

以上のような出生率に関する二種類の仮定値を設定し、他の仮定値および基準人口については平成14年推計と同様の条件で、人口の将来推計を行った。

## 2. 予定子ども数と出生率仮定値

子ども数に関する意識は、典型子ども数、理想子ども数、希望子ども数、予定子ども数など細かく概念化され、出生力や家族などをテーマにした多くの調査で把握が試みられてきた (Arnold et al. 1975; Morgan 2003)。これらは、まだ出生過程が完結していない若い世代の将来の出生力や出生行動に関する意識の変化について予測する資料を得ることが目的である。パネル調査のデータを用いて希望・予定子ども数の実現度合いを分析した諸研究や (Westoff and Ryder 1977; Freedman et al. 1980; Schoen et al. 1999)、出生意図・出生行動の意志決定過程の分析 (Fried and Udry 1979; Thomson 1997; Miller and Pasta 1995) など、多くの研究が蓄積されている。日本の理想・予定子ども数に関して分析した守泉(2004)では、出生動向基本調査 (夫婦調査) 第7回(1977)~12回(2002)のデータを用いて、仮説コーホートにて初婚どうしの夫婦の平均理想・予定子ども数を観察し、理想子ども数は加齢に伴い上昇する傾向にあるが、予定子ども数は若い時期の平均値がその後もあまり変わらないことを見出している。本稿においては、夫婦の予定子ども数だけでなく、独身女性の希望子ども数も含めて出生コーホート別の女性全体の出生意欲を算出し、出生率仮定設定の資料としている。

図1は第12回出生動向基本調査のデータによって算出した、出生コーホート別に見た予定子ども数の分布と平均値である。子どもをほしくないと回答している割合は、どの世代も5%~10%にとどまっている。平均出生児数も、ほぼ2.0の水準で推移していることがわかる。

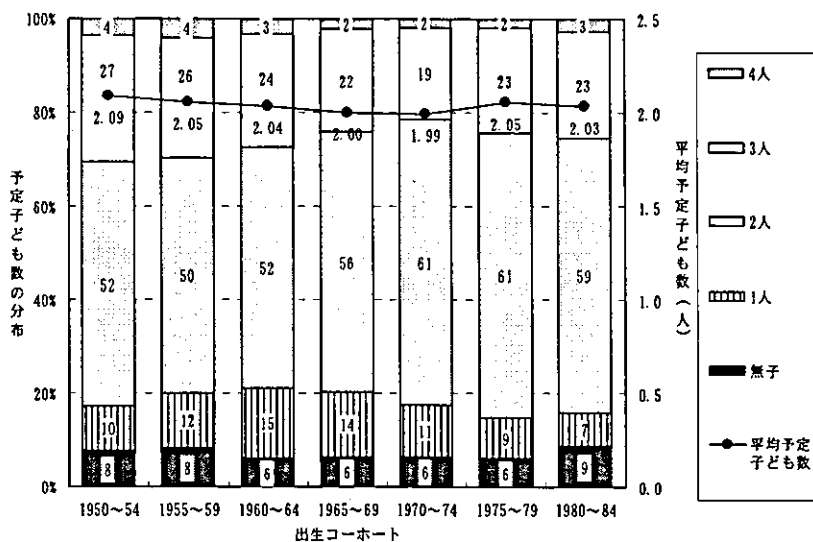
一方、図2は社人研推計人口(2002年)の中位仮定出生率に基づく、出生コーホート別にみた出生児数の分布と平均出生児数である。1950年代生まれに関しては、中位仮定と先ほどの予定子ども数はほぼ一致しているが、その後の世代になると、仮定値の方では、無子や1子みの割合が増加し、完結レベルも1980年代生まれでは1.4と、予定子ども数の2.0とは大きく乖離する。

つまり、1950年代生まれでは、平均値でみれば予定した子ども数の95%の子ども数をもつことができる見込みであるが、1980年代生まれは70%に満たないということになる。

さて、こうした乖離がある程度埋まった場合を想定した仮定値の設定に移りたい。人口推計を行うためには、毎年の年齢別出生率が必要であるが、ここでは、それに先んじてコーホート観察に基づいて予定子ども数を実現するような出生順位別年齢別出生率を準備する。ただし、すでに再生産年齢の終盤にあるコーホートについては、たとえ予定子ども数と実績に差があっても将来値ですべてを埋め合わせることは不可能に近い。そこで、予定子ども数との乖離は、将来値を設定しなければならない1952年生まれ以降徐々に減少し、ある世代以降で予定子ども数とコーホート合計出生率が完全に一致するよう設定した。具

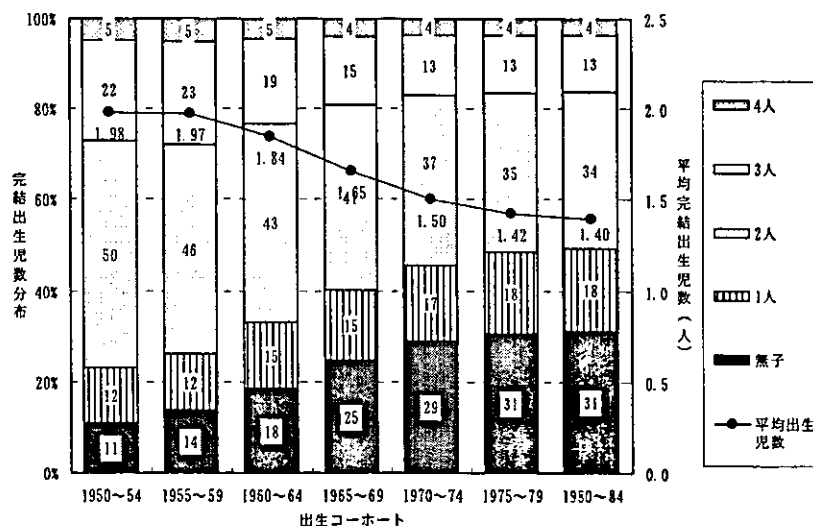
体的には予定子ども数の分布に従って、出生順位別生涯出生確率を算出し、ロジスティック曲線に従って、乖離がある世代までで完全に埋まるよう設定した。今回は1975年以降で完全一致するケースと1995年以降で一致する二つのケースでシミュレーションを行う。仮定された二つのケースのコーホート合計出生率を図3に、そして期間指標に変換し、合計出生率を求めたものを図4に示した。

図1 第12回出生動向基本調査による、出生コーホート別に見た予定子ども数の分布と平均値



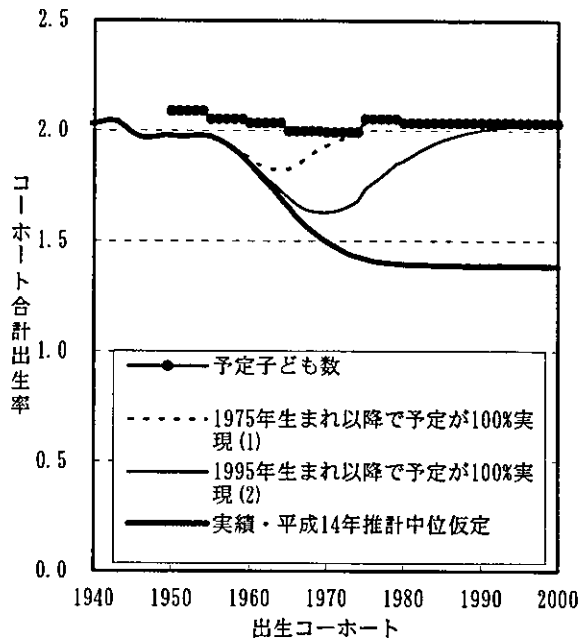
コーホート別に見た平均出生児数は、コーホート合計出生率(コーホートTFR)と一致する。

図2 平成14年推計の中位仮定出生率に基づく、出生コーホート別に見た出生児数の分布と平均出生児数



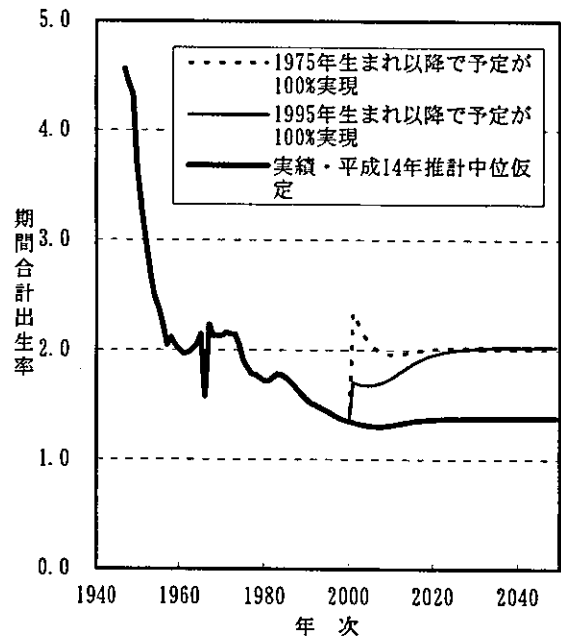
第12回出生動向基本調査(夫婦調査及び独身調査)における有配偶女子および独身女子11,127サンプルについて。有配偶女子については「予定子ども数」を用い、独身者については「希望子ども数」を用いている。第12回調査では独身者に対し結婚の意思の有無にかかわらず、「希望子ども数」を記入している。「理想子ども数」「予定子ども数」「希望子ども数」不詳のものは除く。

図3 出生 cohorts 別予定子ども数および cohorts 合計出生率の仮定値



「予定子ども数」については図1と同じ。  
 1952年生まれ以降については、最終的な cohorts TFRと予定子ども数との差がロジスティックカーブに従って徐々に縮まるよう、将来値を設定。(1)では1975年以降でほぼ100%予定子ども数が実現する。(2)では1995年以降でほぼ100%予定子ども数が実現する。

図4 期間合計出生率の仮定値



### 3. 将来推計人口の方法

以上で設定された出生率仮定値を用いて、将来人口を推計したい。出生率の仮定以外は平成14年推計と同様の方法で行う。そこで、推計がどのような方法で行われ、どのような分析に基づいて算定されているのかについて、以下に概説する。

わが国で用いられている人口推計の方法は、国連による世界人口の推計や、多くの先進諸外国の公的推計で採用されている cohorts 要因法というものである。cohorts とは人口学における重要な用語の一つであり、同じ時期に生まれた集団のことを意味する（例えば、2000年生れの人口集団を「2000年出生 cohorts」として扱うなど）。

この方法は基準年次の男女年齢別人口を出発点とし、これに仮定された男女年齢別生残率（翌年まで生存する確率）、男女年齢別国際人口移動数（率）、女子の年齢別出生率および出生性比を適用して将来人口を求めるものである。今回の推計における基準人口、すなわちスタート地点は、平成12(2000)年10月1日現在の男女年齢各歳別人口(外国人を含む)である。

具体的には、基準年の満  $x$  歳の人口に対して満  $x+1$  歳になるまでの生残率を乗じ、さらに  $x$  歳から  $x+1$  歳の国際人口移動数（率）を調整して、翌年10月1日の満  $x+1$  歳人口（満1歳～99歳の各歳および「100歳以上」の各男女別人口）を求める。また、満0歳人口については、まず再生産年齢期間(15～49歳)にある年齢別女子人口の基準年次と翌年次との平均人口を求め、これに対して女子の年齢別出生率を乗じて1年間の出生数を求め



る。そして、出生数を出生性比によって男女別に分け、それぞれ生残率を乗じ、さらに国際人口移動数（率）を調整して翌年 10 月 1 日の満 0 歳人口が求まる。以上の手順を繰り返すことによって、将来の毎年次の男女年齢別人口を推計するのである。

このように、推計に必要なデータは、①男女年齢別基準人口、②女子の年齢別出生率の仮定値、③男女年齢別生残率の仮定値、④男女年齢別国際人口移動数（率）の仮定値、⑤出生性比のみであり、これらは過去の国勢調査や人口動態統計の動向を分析することによって得られる。

将来の出生数を男児と女児に分けるための出生性比については、最近の 5 年間の実績に基づき女子 100 に対して男子 105.5 とし、平成 13（2001）年以降一定とした。

将来の生残率を得るためには将来生命表を作成する必要がある。生命表とは、同時に出生したと仮定される 10 万の人口が、特定地域の男女年齢別の死亡秩序によって死亡減少する経過を、生命表関数という確率の数値であらわした表である。今回作成された将来生命表によると、平成 12(2000)年に男子 77.64 年、女子 84.62 年であった平均寿命は、平成 62(2050)年には男子 80.95 年、女子 89.22 年に到達すると見込まれている。また男女差については、平成 12(2000)年の 6.98 年から平成 62(2050)年には 8.27 年にまで拡大する。

国際人口移動は、わが国および諸外国の経済状況や政策等によって大きく変動する。今回の推計では、日本人の国際人口移動については 1995 年 10 月 1 日～2000 年 9 月 30 日の男女年齢各歳別入国超過率の平均値を一定として用いた。外国人については、入国超過数を仮定し、2001 年の男子 2 万 9 千人、女子 3 万 3 千人から 2025 年に男子 4 万 4 千人、女子 5 万人に増加し、その後一定と仮定した。

#### 4. 推計結果

上記の仮定に従って、将来人口の推計を行った結果を以下に説明する。

##### (1) 1975 年生まれ以降で予定子ども数と 100%一致する場合

出生数については、2001 年以降、200 万近い出生ブームが生じることになる。これはすでに出生のピーク年齢を過ぎた世代においても、予定と実績の差を埋めるために大幅な出生率上昇が仮定されていることによる。つまり、現在、実際の出生は 120 万程度であるが、潜在的な出産の希望はその倍程度存在すると考えてよい。その後出生数は減少するが 1920 年代半ばから、2000 年代生まれのエコー効果（母親女性の増加）によって、再び出生数が増加する。

総人口については 2000 年以降も増加を続け、2018 年でピークを迎えるが、その後ほとんど減少することはない、2050 年時点で 1 億 3000 万を超える水準を維持する。その結果、高齢者割合も 27%台となり、中位仮定の 35%を大きく下回る。

##### (2) 1995 年生まれ以降で予定子ども数と 100%一致する場合

おおまかな傾向は(1)の場合と変わらない。出生数は 2000 年過ぎに 150 万まで増加し、その後、130 万前後で推移する。総人口も増加が続き、ピーク時は 1 億 3 千万に達し、2050 年にも現在と同じ程度の水準となっている。65 歳以上人口割合は(1)のケースよりは高いが、30%には満たない。

いずれのケースでも、一部の世代（1950年前後～1975年生まれ）では、予定子ども数が最終的に達成できない仮定となっている。仮に全ての世代で予定子ども数が実現していれば、今回示した結果よりも出生数、総人口はさらに多く、65歳以上人口割合は低いこととなる。(1)の仮定は、すでに30代後半、40代といった妊孕力が低下した女性層で大幅に出生率が上昇することを仮定しており、現実的には不可能に近い。(2)は(1)よりは若い世代における出生率の上昇を仮定しているが、パートナー形成が劇的に進み、夫婦が子どもを持ちやすくするような、相当積極的な対策が打ち出されなければ、現在の傾向の延長で期待できる変化ではない。そのような意味で、(1)(2)は出生に関する潜在的な需要を示すものの、現実には中位仮定に近い状況に至る可能性が高いと考えられる。

## 5. まとめ

本稿では、2002年時点で人々が予定している子ども数が今後予定通り実現した場合に、どのような人口の将来像が描けるのかを明らかにすることを試みた。平成14年に公表された将来推計人口の中位推計では1985年生まれの女性の最終的な子ども数は1.39人と仮定されている。しかしながら、この世代の予定子ども数（独身者の場合は「希望子ども数」）の平均値は2.0を超えている。従って、多くの人々が、予定や希望している子ども数に達しないことをこの中位推計では仮定していることになる。実際に、1975年以降に生まれた世代では予定子ども数を100%実現するという仮定に基づいて推計を行った結果、2050年の総人口は、現在よりも多く、1億3000万を超えることがわかった。つまり、この1億3000万と中位推計の結果である1億人の差が、望まれていたにもかかわらず生まれないであろう人口の推定値となる（図8）。

個々人が現実的にほしいと考えている予定子ども数が達成されれば、現在懸念されている急速な人口減少は生じないことになる。社会にとって望ましい出生率という水準を定義することは容易ではないが、予定子ども数の実現という個々人の意思決定が最大限尊重される事態でも、十分に安定的な人口規模を維持することが可能であることを今回のシミュレーション結果は示していると言えよう。

2003年には「少子化社会対策基本法」および「次世代育成支援対策推進法」という二つの法案が国会で可決した。次世代法によって職業生活と家庭生活の両立支援が進むことが期待される一方で、出産や育児へ個人を誘導する施策が強化されることを懸念する声もある（浅倉2003）。実は、本稿における「予定子ども数が全て実現した場合」という条件は、結婚や出産に関して、個人や夫婦の意思決定が最大限尊重された場合とも解釈できる。子どもを望まない、あるいは1人しか望まない個人の意思も十分考慮されていることになる。かつてボンガーツらは、途上国の人口増加が、望まない出生によって引き起こされていることを示し、個々人の望まない妊娠を回避することこそ、過剰人口の回避に結びつくことを指摘した（Bongaarts and Bruce 2001）。予定子ども数の実現以上の出生数を期待するということは、個人の意思決定に介入することになり、また、予定よりも現実が下回れば、個人の希望が叶えられていないことを意味する。子どもの潜在需要に基づく将来推計人口は、来るべき社会が、どの程度、人々の意に沿った結果であるかを評価すると同時に、社会が期待すべき出生力に対する一つの目安となると期待できる。

## 文 献

- Arnold, Fred, Rodolfo A. Bulatao, Chhalio Buripakdi, Betty Jamie Chung, James T. Fawcett, Toshio Iritani, Sung Jin Lee, and Tsong-Shien Wu. 1975. The Value of Children: A Cross-National Study, Vol.1, University Press of Hawaii
- Bongaarts, John, and Judith Bruce. 2001. "Population growth and policy options in the developing world," in Per Pinstup-Andersen and Rajul Pandya-Lorch (eds.), The Unfinished Agenda: Perspectives on Overcoming Hunger, Poverty, and Environmental Degradation. Washington, DC: International Food Policy Research Institute, pp. 61-65.
- 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
- Miller, Warren B. and David J. Pasta. 1995. "How Does Childbearing Affect Fertility Motivations and Desires?", Social Biology, 42(3-4), pp.185-198
- Morgan, S. Philip. 2003. "Family Size Intentions" Paul Demeny and Geoffrey McNicoll(eds.) Encyclopedia of Population, Vol.1, pp.377-382, New York, Macmillan Reference USA
- 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
- Westoff, Charles F. and Norman B. Ryder. 1977. "The Predictive Validity of Reproductive Intentions" Demography, 14(4), pp.431-453
- 浅倉むつ子.2003.「少子化対策をめぐる法政策ジェンダー」『法学セミナー』No.588:68-71.
- 国立社会保障・人口問題研究所.2002.『日本の将来推計人口：平成14年1月推計』.
- 国立社会保障・人口問題研究所.2003.『平成14年 わが国夫婦の結婚過程と出生力—第12回出生動向基本調査』.
- 国立社会保障・人口問題研究所.2004.『平成14年 わが国独身青年層の結婚観と家族観—第12回出生動向基本調査』.
- 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.

図5 年間出生数の推移

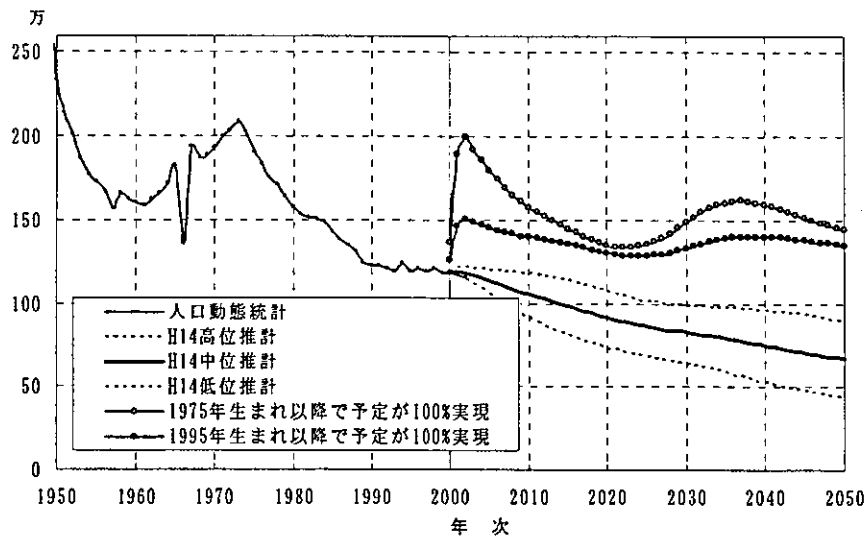


図6 総人口の推移

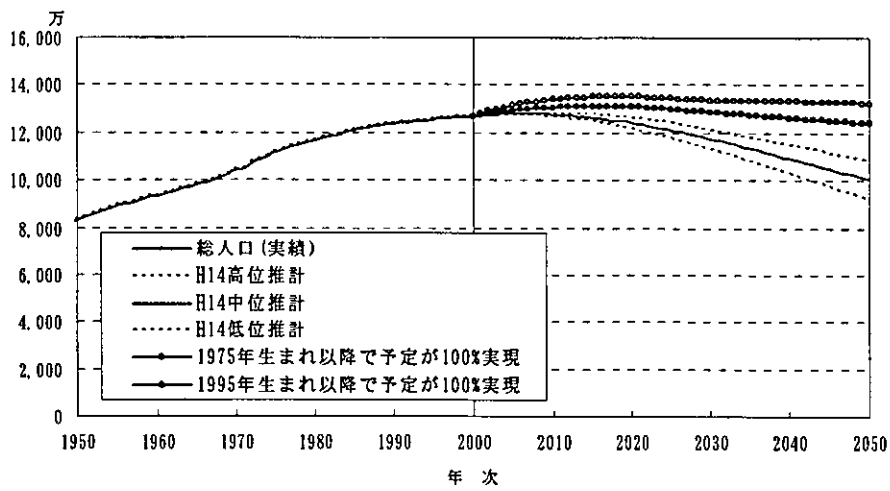


図7 65歳以上人口割合の推移

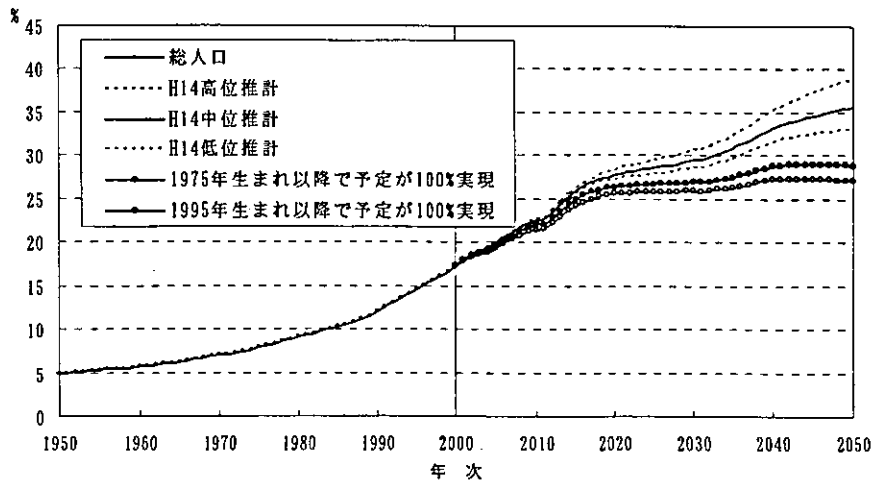
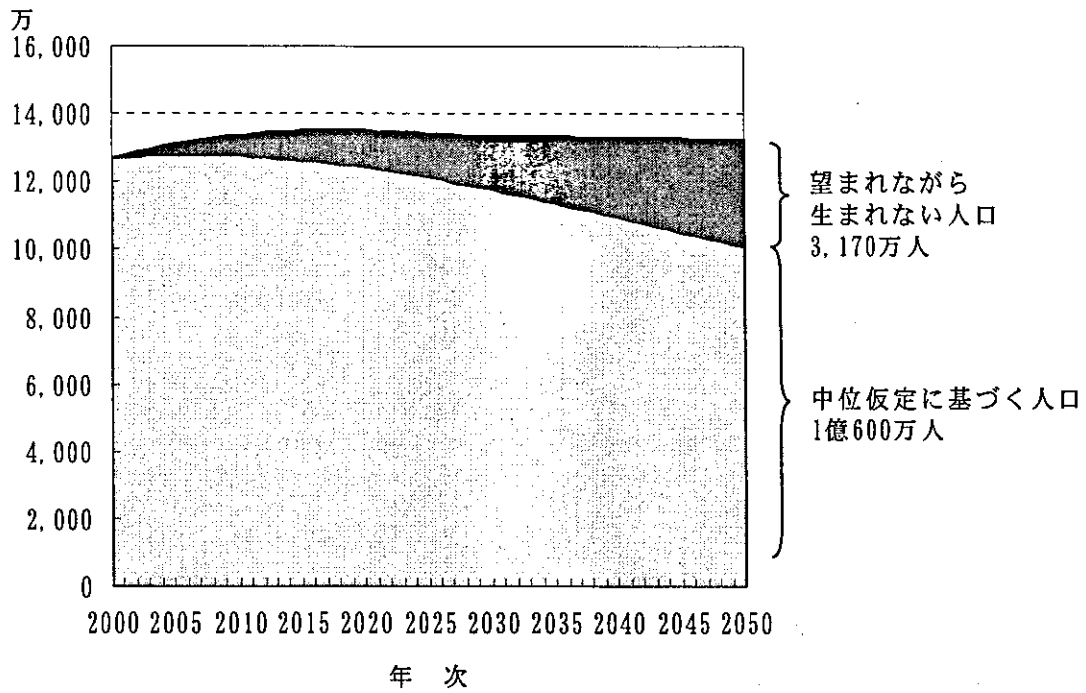


図8 予定子ども数を実現しない場合の  
「望まれながら生まれない人口」の推定



「1975年生まれ以降で予定が100%実現」のケースに基づく。

## 4. コーホート出生率における、離別の影響の分析：生命表形式による

別府 志海

これまで行われてきた配偶関係と出生率変動との関係についての研究は、主に有配偶状態や未婚状態が対象との関連でされてきた。この背景には、日本における非嫡出出生割合の低さがある。全出生数に占める非嫡出出生数の割合は2003年の人口動態統計においても2%未満であり、したがって出生を分析する際に配偶関係状態、とりわけ有配偶状態か否かを分析することは重要である。

しかし近年、未婚化の進展による有配偶割合の低下に加え離別割合の増加も有配偶割合を押し下げている。未婚化の進展が出生率を低下させているという研究はこれまでも数多く行われているが、一方の離別割合の変動が出生率に対し、どの程度の影響を与えているかの分析は、これまでほとんど行われていない。

筆者は昨年度、離別が出生率変動にどの程度影響を与えているかという研究を行った。未婚状態は初婚により減少するのみであり比較的容易に分析を行えるが、離別状態の人口は有配偶状態との間で離婚、再婚による増減二つの要素があるため分析が複雑である。そのため未婚状態が出生率に与える影響と異なり、離別状態が出生率に与える影響は単純には分析できない。そこで一昨年の研究において作成した結婚の多相生命表を応用し、生命表上の配偶関係別人口と有配偶出生率を用い、離別状態人口の変動が出生率に与える影響について分析を行い、離別の影響が大きくなっていることを指摘した。

ところで、昨年の研究では期間データを用いて分析を行っているが、このデータはある年次における年齢別データを仮想的に一つの世代と見るものであるため、必ずしも実際の世代の行動及び行動変化を反映した結果とならない場合もある。本研究では、データの関係から必要性は広く認識されながらも従来あまり分析されてこなかった、結婚行動のコーホート分析を試み、世代別の結婚行動、とりわけ離婚・再婚行動の変化と出生率との関連を分析する。

本研究の結果から得られる結果は単に過去の分析に留まらず、将来の出生率動向を分析する際にも有用と考えられる。

### 1. コーホート別結婚の多相生命表の作成データ

筆者はこれまで、多相生命表形式による結婚の分析を行っている（別府 2002, 2003a, 2003b）。結婚の多相生命表から得られるこれらのデータを出生率変動の分析に応用することができれば、出生率に与える結婚の影響のみならず、離別の影響についても分析が可能である。こうした特長を用い、昨年度の研究では近年の結婚行動の変化、とりわけ離別の増加が出生率変動にどの程度影響しているかを分析している（別府 2004）。この昨年行った研究は一般的な出生力指標である合計出生率が期間指標であるため、合計出生率の変動と結婚行動との関わりを分析する目的から期間指標を用いて分析した。しかし期間データに基づく分析であるため、離婚と再婚のタイム・ラグやタイミング変動を考慮できないなど問題も指摘されていた。そこで本研究では、結婚行動の変化をコーホート別に観察し、

結婚行動の変化が出生率に対しどの程度影響を与えているかを分析する。

分析は昨年、一昨年の研究と同様に結婚の多相生命表形式によって行う。この分析方法は初婚・再婚や離別・死別といった配偶関係間の全異動の様子を分析可能である。利用するデータには厚生労働省の人口動態統計と総務省の国勢調査を用いた。ただしそれぞれの資料には利用上の問題点がある。

まず人口動態統計についてだが、この統計は出生、死亡、結婚、離婚のすべてが届け出による統計である。したがってこの届け出の正確さが統計の精度を左右する。人口動態統計は当該年の1月から12月について集計したものだが、統計の中で結婚関係に関する届け出は法的な制約が弱いこともあり、戦後すぐなど年次によっては届け出遅れが相当数存在する。こうした届け出遅れの問題を回避するため、本研究では4年後までの届け出遅れ件数を考慮したデータを結婚・離婚件数として用いている。また国勢調査については5年に一度の実施であるため、そのままでは各歳別のコーホート別の分析を行うことはできない。そこで上記2つの資料から算出される年齢別の配偶関係間異動率を年齢別に年次間を補間し、全年次・各年齢における配偶関係間異動率を推計した。このデータをコーホート別に並べ替えることにより、コーホート別の多相生命表作成に必要なデータを得ている。なお、戦前と戦後では特に人口動態統計の制度が大きく変わったこと、戦争の影響から1950年以前の国勢調査はやや使いにくいことなどにより、本研究では1950年に15歳になるコーホートである、1935年生まれコーホート以降を分析対象とする。

なお、本研究では出生率分析との関係を分析するという目的から、結婚分析は15-49歳の年齢でのみ行っている。ただし、データ利用上の制約から1955年以降の出生コーホートでは49歳までの分析ができないため、利用可能な上限の年齢であるそれぞれの年齢までを分析対象とし、2000年段階で35歳である1965年出生コーホートまでを観察対象としている。

## 2. コーホート別結婚の多相生命表の概略

離別が出生率にどのように影響を与えるかを分析する前に、結婚行動がどのように変化してきているかを分析する必要がある。本節では、前節の要領で用意したデータを使用してコーホート別結婚の多相生命表を作成し、コーホートごとで結婚行動がどのように変化しているのかを分析する。結婚の多相生命表を用いれば、離婚や再婚がどの年齢で多く発生し、また離別がなかった場合はどの程度の有配偶割合になったか等の分析が可能である(別府2004)。

多相生命表上における未婚人口の推移を図1に、有配偶人口の推移を図2にまとめた。図1をみると、全体の傾向として昨年行った期間分析の結果と同様、若いコーホートほど未婚人口が増加していることが示された。コーホート間で比較すると、1960年出生コーホートまでは結婚年齢の上昇が大きな要因であり、30歳代半ば以上ではいずれのコーホートでも大差がなくなるが、1965年出生コーホートは未婚状態にとどまる人口が明らかに増加しており、35歳時点の未婚人口は1960年出生コーホートに比べ4割近く増加している。したがって、1960年出生コーホートまでの変化は晩婚化の要素が大きかったが、1965年出生コーホートは未婚化が大きく進展していると解釈できる。この結果は、金子が国立社

会保障・人口問題研究所が行った「出生動向基本調査」のマイクロ・データを用いて分析した結果とほぼ合致している（金子 2004）。

図2をみると、いずれのコーホートも20-30歳代で有配偶人口が最大になるが、その最大値は若いコーホートになるにつれて低下している。またいずれのコーホートでも晩婚化により、特に20歳代における有配偶人口が大きく減少していることが観察される。未婚人口の分析でも見たように、1960年出生コーホートまでは晩婚化と未婚化の影響が比較的小さく有配偶人口の減少も少ないが、1965年出生コーホートでは未婚化の影響が顕著に表れ大きく減少していることが示された。

ところで、有配偶人口の変動には未婚人口との間の異動だけでなく、離別・死別人口との間にも異動がある。このうち死別は死亡率が年々低下しているため、有配偶人口への影響は小さくなっている。一方の離婚は、人口動態統計から近年増加傾向にあることが指摘されている。こうした変化は、コーホート分析ではどのように現れるだろうか。

表1はコーホートで作成した結婚の多相生命表上における年齢別離婚数である。これを見ると、若いコーホートほど離婚数が増加している様子がわかる。コーホート別に見ると、未婚人口の変化と同様、1960年までの出生コーホートの行動と1965年出生コーホートで離婚数が急増している。1965年出生コーホートの離婚数は1945年出生コーホートの35歳までの離婚数に比べ5千ほど多く、同年出生コーホートの15-49歳における離婚数にほぼ等しい。これは出生力変動に対し大きな影響力を持つ年齢層である35歳までの若い年齢において離婚が大きく増えていることを反映している。

表2は多相生命表上における年齢別離別再婚数を示したものである。これを見ると、1955年以降の出生コーホートでは再婚数が若干増加している。しかしながらこの変化は表1でみた離婚の増加に比べはるかに小さい。表1および表2の結果から、近年のコーホートでは相対的に離婚しやすく再婚しにくくなっていることが指摘できる。

表3-1から表3-5は、作成されたコーホート別の結婚の多相生命表から算出された有配偶人口を(2)欄、離婚が無かった場合に観察されたであろう有配偶人口(3)欄と離婚による影響(4)欄、および再婚者の有配偶人口(5)欄と再婚が無かった場合の有配偶人口(6)欄、さらに離婚および離別再婚による有配偶人口変動の効果(10)欄を示している。

離婚の影響を示す(3)、(4)欄をコーホートで比較すると、有配偶人口への影響(3)欄は1935年出生コーホートと1945年出生コーホートはほぼ同様だが、1955年出生コーホートから若干の低下が見られる。しかしこの値は未婚化の影響も受けている。より純粋な離婚の影響を示す(4)欄では1955年出生コーホートまでほとんど変化は観察されない。同様に、離別再婚の影響を示す(5)、(6)欄をコーホートで比較すると、離婚数増加の影響を受けた再婚数の増加から、(5)欄の再婚者の有配偶人口は増加傾向にある。しかしこうした再婚の影響を考慮した有配偶人口を示す(6)欄の値は逆に減少傾向にある。

こうした離婚および再婚の動向は、有配偶人口の変動にどの程度影響を与えているだろうか。離婚および離別再婚による有配偶人口変動への最終的な影響を示す(10)欄をコーホートで比較すると、いずれのコーホートも20歳代から30歳代前半にかけてマイナスになっていることが指摘できる。しかし1955年出生コーホートまでは30歳代前半以上になると再婚によりプラスに転じるが、1960年出生コーホートは38歳までマイナスであり、且つマイナス幅がそれ以前のコーホートに比べ大きくなっている。さらに1965年出生コー



ホートでは 35 歳までしか観察できないが、35 歳時点でのマイナス効果は 7,600 であり、1960 年出生コーホートの 2,600 を約 3 倍上回っている。これは 1965 年出生コーホートにおいて離婚が増加する一方、相対的に離別再婚が減少したことにより離別状態にとどまる人口が増えたことが要因である（(7)欄参照）。

以上、コーホート別に見た結婚行動の変化を観察してきたが、総じて 1955 年までの出生コーホートと 1960 年もしくは 1965 年出生コーホートでは初婚過程のみでなく、離婚・離別再婚の過程においても顕著な相違があることが示された。1965 年出生コーホートは未婚化や離別の影響がともにそれまでのコーホートと異なり大きくなっている。

### 3. コーホート出生率変動の推移と離別の影響の分析

前節では多相生命表上における有配偶人口について、実測データによるものと離婚や離別再婚が無かった場合の比較を行い、有配偶人口に対する離別の影響を分析した。本節では、前節における多相生命表上の有配偶人口と離別の影響の分析結果および実際に観察された出生率を用い、離別がなかった場合、離別再婚がなかった場合の出生率を分析し、離婚全体の変動がコーホート累積出生率の変化にどの程度影響しているかを分析する。

出生が完結する年齢は通常 49 歳とされている。しかしコーホート分析においては観察期間を 35 年間も必要としてしまうため、観察できる対象が限定されてしまう。ところで 49 歳時と 40 歳時の累積出生率は大差がなく、また 35 歳時のものは 40 歳時のものと比べると若干 49 歳時の累積出生率からの乖離が目立つが、傾向を見る上では十分であると考えられる。そこで観察対象となるコーホートを増やす意図から、出生過程の途上ではあるがほぼ出生行動を終えている 40 歳時点のもの、およびその近似値として 35 歳時点のものを加え、1965 年出生コーホートの出生行動までを観察対象として分析を行っている。

さて、前節で分析した結婚変動がどの程度出生率変動に影響を与えているかを示したものが、表 4-1 から表 4-5 である。この出生率は有配偶状態以外での出生は発生しないものとして各コーホート毎に有配偶出生率を算出し、この有配偶出生率と前節で分析した多相生命表上の有配偶人口を用い生命表上の出生数を算出し、年齢別全配偶関係人口である 10 万で除して求めている。

表 4-1 から表 4-5 のそれぞれ(4)欄は離婚がなかったら増えたであろう出生率、(5)欄は再婚がなかったら減ったであろう出生率を示している。これをみると、離婚・再婚のいずれも若いコーホートになるにつれ出生率への影響が大きくなってきている。特に前節の結婚変動の分析で見たように、1965 年出生コーホートでは 1960 年以前に出生したコーホートと比較し、有配偶人口に対する離婚・再婚の影響が一段と大きくなっている。各年齢別に、出生率に対する離婚によるマイナス効果と再婚によるプラス効果を差し引きしたものが(7)欄である。これをみると、1960 年出生コーホートまでは 20-30 歳代で離婚によるマイナス超過の状態から再婚によるプラス超過の状態へと転換している。しかし 1965 年だけは 35 歳までの観察期間内にプラスへ転じなかった。

図 3 は表 4-1 から表 4-5 において離婚および離別再婚の効果を示した(10)欄の値をコーホート間で比較したものである。この図を見ると、全コーホートとも 20 歳代後半から 30 歳代前半において出生率低下効果が最も大きくなっている。また最近のコーホート

になるにつれ、減少から増加に転じる年齢が上昇しているが、1955年までの出生コーホートと1960年以降の出生コーホートで異なり、年齢の上昇は近年急激に発生していると分析された。コーホート別に観察すると、1955年までの出生コーホートでは20歳代に離婚によって減少した出生率が再婚により30歳代で取り返されている。20歳代後半の離別の影響が最も大きく現れる年齢層では-0.01程度の減少効果があるが、49歳時ないし40歳時での影響は-0.004程度と縮小している。したがってこのころのコーホートでは離別の影響は20歳代において若干見られるものの、それは一時的なものであった。

しかし1960年以降の出生コーホートでは20歳代に離婚によって減少した出生率がほとんど取り返されなくなっており、40歳時では-0.011と、1955年までの出生コーホートにおける最低値-0.009を超える水準になっている。さらに1965年出生コーホートでは35歳までの観察期間においてプラスに転じていない。出生率に対しての影響も-0.018と過去最大の水準となっている。将来再婚により影響が多少小さくなることが考えられるが、それでも1960年出生コーホートに比べ出生率に対しマイナスの影響が一段と大きくなることはほぼ避けられない状況であることが指摘できる。

実際に観察された出生率に対する離別の影響をまとめたものが表5である。(7)欄は、国立社会保障・人口問題研究所が『日本の将来推計人口』において将来出生率変動の推計をする際に用いている離死別係数に相当する(国立社会保障・人口問題研究所2002)。1935年および1945年出生コーホートの49歳時累積出生率への影響は0.2%程度とわずかであった。しかしながら40歳時累積出生率ならびに35歳時累積出生率への離別の影響を分析すると、1960年出生コーホートから離別の影響が増加傾向にあることが指摘できる。特に35歳時累積出生率への影響では、1965年出生コーホートの影響が1.25%と1%を超える水準にまで達している。無論出生行動が未完結であるため、完結する49歳時点では多少影響が小さくなることが考えられる。しかし35歳以上の年齢別出生率がさほど大きくないことを考慮すればこの結果が大きく変わることは考えにくく、離別の影響は期間分析のみならずコーホート分析においても無視できなくなっていることが示された。

#### 4. まとめ

以上、本研究は結婚行動の変化、とりわけ有配偶人口の変動に与える離婚および離別再婚の影響と、こうした変化が出生率変動にどの程度影響しているかをコーホートの視点から分析した。結婚変動を分析した結果、未婚化・晩婚化の影響は1965年出生コーホートから晩婚化より未婚化の影響が大きくなるという新しい段階に入っている様子が示された。離別の影響もほぼ同様であり、1960年もしくは1965年出生コーホートから離婚による有配偶人口の減少効果は大きくなる一方で、離別再婚による増加効果は小さくなっている。こういったコーホートにおける結婚行動の変化が今後も続くのか、またどの程度まで進行するのかといった点は大いに注目される。

こうした結婚行動の変化を受けて、近年では出生率に対しての離別の影響が急激に大きくなってきており、特に1960年以降出生コーホートにおいて離別の影響が増している。1965年出生コーホートでは35歳時の累積出生率に対して離別の影響は1%を超えていたと分析された。

以上のように、本研究の結果から離別や再婚の変動は今後の出生率動向を分析する上で無視できない影響力を持つようになってきていることが示された。こうした研究結果を応用すれば、将来の出生率推計の精緻化が期待される。離別の影響は現時点ではまだ小さいものの、傾向として年々大きくなってきていることから、まさにこれから将来において、離別と出生率の関係の研究が重要になってくると考えられる。

#### 参考文献

- 金子隆一. 2004. 「女性初婚過程のコーホート変化に関する分析」『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』厚生労働科学研究 平成 15 年度報告書.
- 国立社会保障・人口問題研究所. 2002. 『日本の将来推計人口（平成 14 年 1 月推計）』厚生統計協会.
- 別府志海. 2002. 「多相生命表による結婚のライフサイクルの分析：1930, 1955, 1975, 1995 年」『人口学研究』第 30 号.
- . 2003a. 『日本における少子化の人口統計学的研究—生命表形式による結婚・出生力の分析—』麗澤大学博士学位論文, 未公刊.
- . 2003b. 「結婚・離婚・再婚の人口過程」『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』厚生労働科学研究 平成 14 年度報告書.
- . 2004. 「離別が出生率に与える影響の生命表形式による分析」『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』厚生労働科学研究 平成 15 年度報告書.

表 1. 多相生命表上の離別数

年齢	1935	1945	1955	1960	1965
15					
16	4				
17	26	2	2	5	8
18	59	8	14	21	29
19	108	27	45	51	72
20	159	70	99	111	146
21	232	151	197	207	244
22	324	261	319	313	357
23	398	377	459	443	474
24	461	496	564	574	632
25	490	605	665	674	740
26	491	637	741	776	856
27	507	637	784	845	942
28	476	610	772	852	964
29	470	606	765	839	1 027
30	434	591	734	815	1 039
31	414	585	731	791	1 048
32	403	577	697	788	1 051
33	390	571	669	781	1 045
34	360	541	620	758	1 091
35	345	546	571	730	1 026
36	334	547	571	749	
37	313	530	561	731	
38	307	513	558	734	
39	291	494	531	739	
40	272	519	530	708	
41	265	481	536		
42	267	435	537		
43	251	398	547		
44	242	353	536		
45	236	336	525		
46	227	324			
47	230	306			
48	208	301			
49	199	279			
合計	10 192	13 718	14 883	14 033	12 791
15-35	6 551	7 900	9 449	10 373	12 791

注: 年次は出生年.

表 2. 多相生命表上の離別再婚数

年齢	1935	1945	1955	1960	1965
15					
16					
17	1				
18	8		1	2	3
19	22	2	7	10	12
20	34	11	23	22	25
21	66	29	53	50	55
22	110	73	105	100	103
23	181	137	182	156	167
24	223	227	271	228	241
25	267	289	338	290	325
26	306	363	405	383	417
27	363	401	446	437	480
28	372	436	466	495	539
29	360	464	469	515	579
30	342	449	452	541	598
31	300	377	446	520	592
32	274	372	437	498	574
33	250	336	426	471	565
34	246	318	403	438	551
35	236	288	363	415	518
36	217	270	336	394	
37	198	257	307	355	
38	182	234	284	325	
39	177	220	258	299	
40	157	209	237	278	
41	139	204	226		
42	133	203	212		
43	122	197	210		
44	111	194	197		
45	106	189	185		
46	102	191			
47	102	178			
48	101	167			
49	99	153			
合計	5 905	7 443	7 743	7 223	6 343
15-35	3 960	4 576	5 291	5 572	6 343

注: 年次は出生年.

表 3-1. 多相生命表上の有配偶人口 (Lx) への離婚及び離別再婚の影響: 1935 年生まれ

1935年	実測値	離婚の影響		再婚の影響		離婚および 離別再婚の 差 (5)-(4)	離別の影響 再婚の影響		離婚および 離別再婚の 効果 (9)-(8)
		離婚がなかつた 場合の有配偶人口	(3)-(2)	再婚者の有配偶人口	(2)-(5)		(4)の累積値	(5)の累積値	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
15	26	26				26			
16	268	270	2			268			
17	1 048	1 064	16	1	1 048	- 2	2		- 2
18	2 924	2 977	53	5	2 918	- 48	71	6	- 65
19	6 636	6 758	122	20	6 616	- 102	192	26	- 166
20	12 590	12 818	227	48	12 542	- 179	420	74	- 345
21	20 753	21 126	373	98	20 654	- 275	793	173	- 620
22	31 198	31 762	563	186	31 012	- 377	1 356	359	- 997
23	43 250	44 029	779	331	42 919	- 448	2 135	690	- 1 445
24	55 450	56 457	1 007	533	54 917	- 474	3 141	1 223	- 1 918
25	66 290	67 528	1 237	778	65 512	- 459	4 379	2 001	- 2 378
26	74 656	76 097	1 441	1 065	73 591	- 376	5 820	3 066	- 2 754
27	80 590	82 196	1 606	1 399	79 191	- 206	7 426	4 465	- 2 960
28	84 561	86 291	1 729	1 767	82 794	38	9 155	6 233	- 2 923
29	87 136	88 972	1 837	2 133	85 002	297	10 992	8 366	- 2 626
30	88 831	90 768	1 938	2 484	86 347	546	12 930	10 850	- 2 080
31	89 907	91 948	2 041	2 805	87 103	764	14 971	13 654	- 1 316
32	90 567	92 730	2 163	3 091	87 476	929	17 134	16 746	- 388
33	90 941	93 238	2 297	3 353	87 588	1 056	19 431	20 099	668
34	91 139	93 564	2 425	3 601	87 538	1 176	21 855	23 700	1 845
35	91 234	93 770	2 536	3 842	87 392	1 305	24 392	27 542	3 150
36	91 231	93 880	2 649	4 068	87 162	1 419	27 041	31 610	4 569
37	91 153	93 918	2 765	4 276	86 877	1 511	29 806	35 886	6 080
38	91 015	93 900	2 885	4 466	86 549	1 581	32 691	40 352	7 661
39	90 829	93 834	3 005	4 645	86 184	1 641	35 696	44 997	9 301
40	90 598	93 718	3 119	4 812	85 786	1 693	38 815	49 809	10 994
41	90 322	93 562	3 240	4 960	85 362	1 720	42 055	54 769	12 714
42	90 006	93 376	3 370	5 097	84 910	1 727	45 425	59 866	14 441
43	89 654	93 155	3 501	5 224	84 430	1 723	48 926	65 090	16 164
44	89 269	92 899	3 631	5 341	83 928	1 710	52 557	70 431	17 874
45	88 848	92 609	3 761	5 449	83 399	1 688	56 318	75 880	19 562
46	88 402	92 290	3 888	5 553	82 849	1 665	60 206	81 433	21 227
47	87 931	91 945	4 015	5 655	82 276	1 640	64 221	87 088	22 867
48	87 433	91 566	4 132	5 756	81 677	1 624	68 353	92 844	24 491
49	86 911	91 147	4 236	5 856	81 055	1 620	72 590	98 700	26 111