

特集：将来人口推計（全国人口）に関連した研究（その2）

初婚・離婚の動向と出生率への影響

岩澤美帆

わが国の全国将来人口推計における出生率の仮定設定では、出生率が女性の初婚行動や離死別再婚行動によって規定されるモデルを用いている。本稿では、初婚行動および離婚行動の動向を厳密に把握するため、人口動態統計における届け出遅れの補正を行ったうえで日本人女性に発生する事象に限定した諸率の算出について検討した。また、初婚行動および離婚行動の変化が近年および将来の出生率にどのような影響を与えるかについて、上記のモデルを用いたシミュレーション分析を行った。初婚率については2000年以降も低迷が続いており、また1990年代後半に急増した婚前妊娠結婚の発生についてもその水準が維持されていた。2000年以降2005年までの期間合計出生率の低下に対して、初婚行動の変化の寄与が8割以上を占め、残りの2割が夫婦の出生行動の変化の寄与によるものであった。50歳時結婚経験者に占める離婚経験者割合は1955年生まれ的女性では18%程度であるが、1970年生まれ以降では3割を超える可能性が示された。ただし、離婚の増加による出生率への影響は、初婚の影響に比べれば限定的と言える。1960年生まれ以降で経験される離婚行動の変化は、1990年生まれのコーホート合計出生率を3%ほど引き下げている可能性が示された。

I. はじめに

出生の98%が法律婚カップルから発生しているわが国においては、出生率の動向は配偶関係構造に大きく規定される。とりわけ初婚率は出生率変動の先行指標とも言われ、その動向を正確に把握することは、出生率見通しにとって大変重要である。また、わが国の出生率仮定設定では、コーホートの完結出生児数が、初婚の年齢パターン、生涯未婚率（年齢別初婚率累積値の余数）等で規定されるモデルを使用しており、ここでも初婚率の動向が重要な鍵となる。これに加え、近年では離婚の増加も著しく、その出生率への影響を考慮する必要が出てきた。離婚が出生力に与える影響は、再婚行動や再婚夫婦の出生行動なども絡むため複雑である（Downing and Yaukey 1979）。離婚は生殖期間を短縮させる一方で（Lauriat 1969）、再婚の機会を増加させ、追加出生を促す（Ebanks et al. 1974, Chen et al. 1974）。そうした効果の差し引きとして、出生率への影響を見極めなければならない。

本論文では、出生率の見通しに不可欠な初婚および離婚発生に関わる諸指標について検討し、その動向と出生率への影響に関する分析結果を示す。前半では、初婚について検討する。行動指標として整合性のある初婚率を厳密に算定するため、人口動態統計における届け出遅れの補正および日本人女性に発生した初婚に限定する諸率の検討を行った。また、初婚の動向と年齢パターンに影響をあたえる婚前妊娠結婚の動向分析を行った。その上で、

初婚行動変化の出生率への影響を定量的にとらえるために、初婚発生と標準的な夫婦の出生行動に規定されるモデルを用いたシミュレーション分析を行った。論文後半では、離婚の分析結果を示す。初婚率同様、離婚経験の動向をできるだけ精緻に把握したうえで、出生コホート別の経験率の将来への投影を試みた。離婚の変化が出生率に与える影響をみるためには、離婚を含めた結婚経験構造が完結出生児数を規定するモデルが有用である。全国標本調査を用いて結婚経験別に完結出生児数をもとめ、離婚の増加による配偶関係構造の変化が、コホート出生率にどのような影響を与えるのかをシミュレーションによって示した。なお、本稿に示していない関連する結果については岩澤（2007a, 2007b）を参照されたい。

II. 年齢別初婚率の推定

1 届出遅れの補正

初婚の発生は、婚姻届を集計した人口動態統計の婚姻統計から把握することができる。婚姻届は戸籍法に基づいて提出されるものであるが、個人の事情によっては、事実上の結婚生活が始まっても届出を出さなかったり、提出が遅れたりする場合がある。法的には婚姻届が出された時点で婚姻カップルと認められることになるが、出生行動の先行行動として婚姻を捉えるためには、届出の有無に関わらず、結婚生活を開始したカップルの存在をとらえる必要がある。人口動態統計には、届出年のほかに同居開始年という記録があるので、これを利用して人口動態統計の婚姻統計の個票（1973年～2005年）を再集計した。しかしながら、この方法のみでは、同居開始からの経過年数が短い結婚ほど、今後届出が出される分について積算されず、現実よりも過少になってしまう。そこで、同居開始年ごとに、年内に届出があった初婚数に対する翌年以降に届けられた件数の比率を計算し、データがない年次については前年の比率を用いて補外し、同居開始に基づいた婚姻総数を推定した。こうした方法は、これまでの初婚率分析でも用いられている（石川 1995）¹⁾。近年の結婚ほど、届出遅れのパターンを過去の世代の実績で代用している割合が高くなるため、今後、新たな実績値が得られることによる修正幅が大きくなる。ただし、最新の傾向では同居後3年以内に99%の夫婦が届けを出しているので、3年以上の実績がある婚姻については確定値に限りなく近いと考えて問題ないであろう。

同居年と届出年が一致する婚姻数に対する届出遅れ補正後の推定婚姻数の比率が、時代によってどう変わってきているかを確認したところ、1980年の1.05から2005年の1.12と微増傾向にあるものの、それ以前に比べれば比較的安定している²⁾。ただし、年齢別にみる

1) 1979年以前については、個票のデータが欠けるなどして届出遅れの状況を完全に再現することが難しい。そこで、今回は石川晃氏によって国勢調査の配偶関係構造などとの整合性を考慮して推定された初婚率を利用させていただいた。

2) 第12回および第13回出生動向基本調査（2002年、2005年実施）でも、夫婦票における婚姻届の時期に関する情報（同居開始時期ともに、未届けを含めた届出時期を訊ねている）をつかった補足率が算出できるが、1990年結婚コホート以降、1.04～1.06の間を推移している。

と、10代、20代前半での届出遅れの割合が近年微増傾向にあるので、若いコーホートについては注意が必要である。

2 日本人女性に発生する初婚率の算定

前回までの推計では、日本人女性についての初婚率や出生率を算出する際に、人口動態統計における「日本における日本人」の初婚や出生を発生件数とし、対応する日本人人口を分母とした指標によって動向などを分析していた。しかしながら、すでに金子・三田(2008)で論じられているように、人口動態統計における「日本における日本人」には、夫日本人、妻外国人の婚姻や、父日本人、母外国人から発生した日本人出生が含まれており、日本人女性の行動指標としては不整合がある。今後の外国人人口の動向によっては、この不整合が結果の解釈に影響する可能性もあるため、今回は妻の国籍がデータ上で判明する限り、日本人女性に発生する事象に限定して諸率をもとめた。

人口動態統計における「日本における日本人」の婚姻かつ妻が初婚のうち妻の国籍が日本人である割合を見てみると、1970年代前半までは99.5%以上であったが1970年代後半から徐々に低下していることがわかった。1980年代末から1997年頃にかけて98%前後で安定していたが、その後再び急激に低下しており、2005年には96.4%と3.6%ほどが夫日本人・妻外国人の組み合わせによって占められている。

この定義の違いは生涯未婚率の値にも関わってくる。日本人に発生する初婚に限定した場合と、外国籍の妻を含んだ場合の年齢別未婚率の比率を出生コーホート別に求め、その変化を、先行コーホートの実績を使って線形近似し、未完結コーホートにおける値を推計した。実績値が得られる1955年出生コーホートにおける日本人限定生涯未婚率に対する人口動態統計定義の生涯未婚率の比率は0.993であったが、1990年出生コーホートのそれは0.961と推計された。

III. 婚前妊娠結婚の動向

近年の初婚率変動に関係する重要な現象として、婚前妊娠結婚の増加が挙げられる。ここでは婚前妊娠結婚を、嫡出第1子の出生時期が結婚(同居)後7ヶ月以内と定義し、夫妻の同居開始年別に人口動態統計出生票から再集計した。初婚に占める婚前妊娠結婚³⁾の割合は1970年代は1割以下であったが、その後上昇し1990年代前半には15%前後となった。その後2000年頃までに急激に増加し2割を超えたが、2001年以降、安定的に推移している(2004年22.3%)⁴⁾。

割合ではなく婚前妊娠結婚の発生率そのものを見ても1990年代後半の急激な上昇とその後の停滞が確認できる。年齢別の婚前妊娠初婚率を合計した値は1995年0.125であったが、

3) 出生票には親の初再婚の情報がないため、妻が再婚である第1子出生が含まれている可能性がある。

4) この指標は当該年の初婚を分母にした婚前妊娠結婚の割合を推定したものであり、厚生労働省大臣官房統計情報部(2006)による嫡出第1子に占める「結婚期間が妊娠期間より短い出生」とは異なるものである。

2001年0.170でピークを示す。その後やや低下して2004年は0.158であった。このような傾向は10代、20代前半の人工妊娠中絶実施率の動向とも連動しており、若年層の性行動の変化に起因するものとみられる⁵⁾。

表1 出生コホート別にみた婚前妊娠結婚経験の推計結果

婚前妊娠結婚の経験指標	女性の出生コホート								
	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
生涯における婚前妊娠結婚経験確率の補外推定値	0.05	0.08	0.11	0.13	0.14	0.15	0.16	0.16	0.16
50歳時既婚者に占める割合(%)	5.6	8.6	12.4	14.7	17.1	18.8	20.8	20.8	20.8

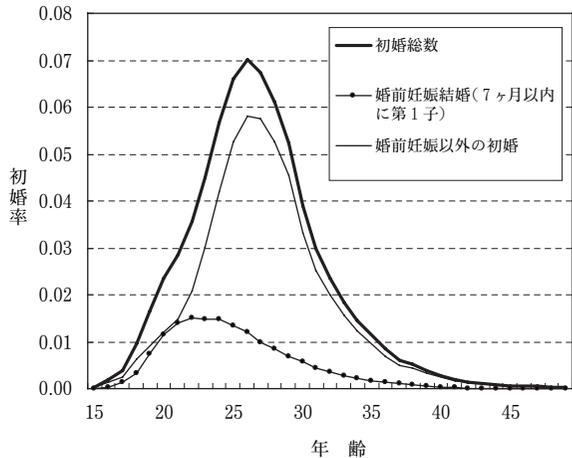
婚前妊娠結婚の経験を出生コホート別に見てみよう。出生コホート別に年齢累積婚前妊娠結婚経験を計算し、実績値がない部分については最新年次の発生率がある後も続いたと仮定した補外推計を行った。表1には、全女性についての50歳時点での婚前妊娠結婚経験確率と、50歳時点既婚者に占める割合を示した。1950年生まれでは、既婚者の6%以下に過ぎなかった婚前妊娠結婚が、その後の世代で急激に増加し、1980年代生まれでは2割以上を占める可能性が示されている。ただし、近年の若年世代では、経験率の低下が認められるので、この水準がその後の世代にもひきつがれるかどうかは定かではない。

婚前妊娠結婚の変動は、初婚の発生数のみならず、その年齢パターンにも影響を与える。図1で示されるように、婚前妊娠結婚は20代前半に多いため、平均初婚年齢を若年化させる効果を持つ。こうした効果は全体的な晩婚化傾向の把握の攪乱要因となるため、初婚率の将来推計においては、こうした効果を制御すべくモデルに補正係数を導入している。

IV. 初婚行動変化の出生率への影響

以上のような分析を経て、日本人女性に発生する初婚に限定した年齢別初婚率を算定した。出生コホートごとに年齢別初婚率を累積した値は、1950年代後半出生コホート以降大きく低下し、未婚化が進んでいることを示している。こうした結婚行動の変化が、出

図1 婚前妊娠の有無別にみた年齢別初婚率の推定値：2004年



5) 近年の20代未満の人工妊娠中絶実施率の低下については、北村邦夫日本家族計画協会クリニック所長は、「月当たりのピル処方平均人数(人)」の寄与が有意であったことを示している(北村 2004)。

生率の低下にどの程度寄与しているのかを、シミュレーションによって示してみよう。婚外出生が少ない日本については、ある年齢集団の出生は初婚の年齢別発生率と既婚者の初婚年齢別結婚持続期間別出生率によってモデル化することができる。基本的な考え方および方法論については、岩澤（2002）と同様である。前回との変更点は、2005年までの実績値を使用したこと、および日本人女性から発生した初婚に限定した初婚率を用い、届出遅れの補正を更新したことである。これらのデータ更新に伴い、2000年以前についても前回と結果が異なる。

表2 期間TFRの変化に対する初婚行動変化およびそれ以外の変化の影響測定

期間	1975	～	1980	～	1990	～	2000	～	2005	1975	～	2005	
TFR実績値(日本人女性)	1.93		1.74		1.54		1.33		1.24	1.93		1.24	
総変化量		└	-0.20	┐	└	┐	-0.21	┐	└	└	┐	-0.69	┐
			(100.0)		(100.0)		(100.0)		(100.0)			(100.0)	
初婚行動の変化に 起因する変化量			-0.16		-0.18		-0.12		-0.07			-0.53	
寄与率(%)			(79.3)		(92.5)		(60.2)		(82.3)			(77.7)	
初婚行動以外の変化 に起因する変化量			-0.04		-0.01		-0.08		-0.02			-0.15	
寄与率(%)			(20.7)		(7.5)		(39.8)		(17.7)			(22.3)	

注：この分析は、1932年～1957年生まれ女性の初婚年齢別出生過程を標準パターンとし、それ以降の世代で初婚行動にのみ現実の変化が生じた場合のTFRをシミュレーションによって求めることにより、TFR低下における初婚行動変化の影響を測定したものである。初婚行動以外の変化には、夫婦の出生行動および離婚・死別・再婚行動の変化が含まれる。基本的な考え方は岩澤（2002）と同様であるが、今回分析に用いた初婚率および出生率は、日本人女性に発生する初婚及び出生に限定した指標を用いている。また、婚姻の届出遅れ補正を2005年までのデータに基づいておこなったため、2000年以前の結果について数値が変わっている。

標準パターンとして用いた初婚年齢別、結婚持続期間別出生率については、前回同様1932年～1957年出生コーホートの平均パターンを用いたが、第12回調査（2002年実施）における45～49歳の標本を加えた。この標準パターンは、調査時点に初婚どうし夫婦であった妻のデータをもとにしている。しかし現実には、初婚者の離別、再婚、または未婚での出生などが発生する。したがって、初婚率と初婚年齢別出生率のモデルによって再現した出生率を、こうした現実にあわせて調整しなければならない。そこで、再生産期間が終了した世代の離死別再婚効果を別途推定しモデル値に乗じて調整した。今回は岩澤（2002）における分析と同様の離再婚係数を使用した（完結水準で0.971）。係数算定に使用した世代は1950年代生まれ以前なので、1950年代生まれ以降に生じる離婚や再婚行動の変化による影響は、既婚者の行動変化の影響分に含まれることになる。

コーホート別の結果を見ると、1955年出生コーホートから、初婚行動の変化が出生率を低下させていることがわかった。しかし1965年出生コーホート以降は、初婚行動の変化に加えて、初婚以外の行動変化（夫婦の子どもの産み方や、離婚や再婚行動の変化）の影響も現れている。コーホート合計出生率は1955年出生コーホートで1.96であった。それが初婚行動の変化だけが変化した場合の1990年出生コーホートは1.39となった。つまり初婚行動の変化のみによるコーホートTFRの低下分は0.57ということになる。

こうした初婚行動による影響は、期間合計出生率に対してはどのように現れているのだ

ろうか。表2に結果を示した。1975年以降の寄与をほぼ10年間ずつに分けてとらえると、1980年代までは、出生率低下分のほとんどを初婚行動変化が引き起こしていることがわかる。1990年代に入って初婚行動以外の影響が顕著になったが、2000年以降の低下は再び初婚行動の影響が大部分を占め、低下分の82%を占めていた。2000年以降の初婚率の低迷は、雇用環境の悪化など社会経済的要因も考えられるが、前節で示されたように2000年まで急増していた婚前妊娠結婚が頭打ちになり、タイミング効果による減少局面が重なった可能性も考えられる。2006年以降、初婚数が再び増加するなど変動が続いているので、より詳細な分析が必要である。

V. 出生コーホート別離婚経験の動向

1 年齢別離婚率の推定

ここからは、出生率の規定要因としての離婚の動向に移りたい。

出生力への影響を考える上では、離婚届が受理された夫婦のみならず、別居状態にある夫婦も含めて結婚の解消を捉える必要がある。初婚率と同様、離婚率の算出にあたっては別居開始年の情報を用いて届出遅れの補正を試みた。

別居年と届出年が同一である年内届離婚に対する届出遅れ補正後の推定離婚数（年齢総数）の比率を見てみると、1950年代、1960年代には1.8程度であったが、その後、1980年代を除いて概ね低下傾向にあり、最近では1.4を下回っている。また届出遅れの割合を年齢階級別にみると、年齢層が高いほど届出遅れ率が高いことがわかる。出生力にとくに影響が大きいと思われる20代は近年1.3程度であった。離婚は初婚よりも届出が遅れる傾向にあり、過去の捕捉率を利用した2005年の推定値によれば、同年別居の割合は推定離婚数の73%、累積届出数が95%を超えるのは7年目以降ということになる。

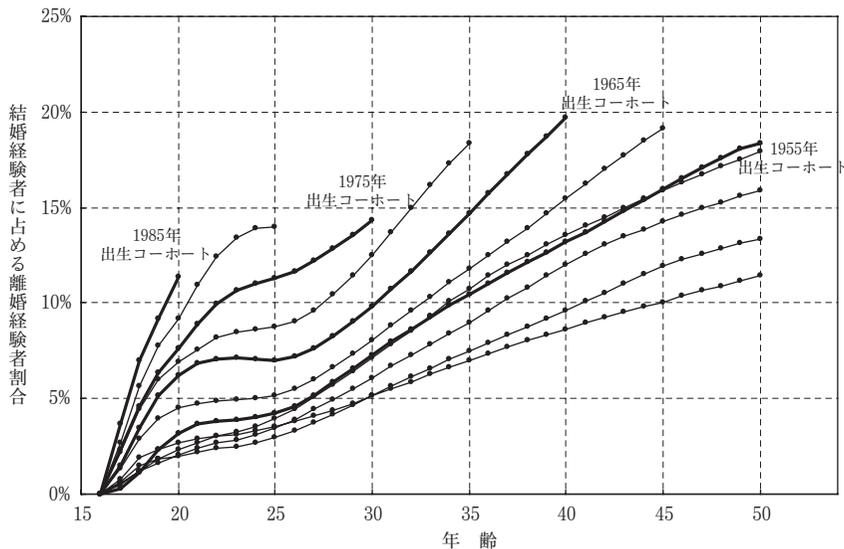
2 50歳時の結婚経験女性に占める離婚経験者割合の算定

さて、実態に基づいた年齢別離婚率のデータが推定できたところで、出生率の仮定設定に必要な離婚経験に関する指標の算定にうつる。仮定設定では、初婚どうし夫婦の完結出生力に対して、離婚経験者を含む配偶関係構造の影響を示す係数を乗じ、既婚女性の完結出生力を再現する過程が必要となる。そのためには50歳時の結婚経験女性に占める離婚経験者割合が必要となる。

50歳時の離婚経験率は、女性の出生コーホート別に年齢別離婚率を累積すればよい。さらに結婚経験者に占める離婚経験者割合を求めるためには、結婚経験者割合にあたる指標が必要となる。考えられるのは初婚率を累積した累積初婚率と再婚を含んだ全婚姻の累積婚姻率である。累積初婚率は、その年齢までに最低一度は婚姻したことのある人の割合と考えることができ、再婚者の二重カウントはない。しかしながら離婚に関しては人口動態統計では発生元である婚姻が初婚なのか再婚なのかを区別できないので、再婚からの離婚を含んだ件数となっている。もし、離婚経験率の分母に、累積初婚率を使用すると、2回

以上離婚を経験して人の分によって、離婚経験者割合が過大に算出されてしまうおそれがある。そこで、再婚も含んだ累積婚姻率を分母にすることによって、再婚の影響は分母と分子である程度相殺されると考え、結婚経験者にしめる離婚経験者割合の近似値として利用することにした。累積婚姻率を分母に使用した結婚経験者に占める離婚経験者割合をみると(図2)、1955年出生コホートの50歳時点では18.4%という数値になった。しかし、その後の出生コホートでは、離婚経験割合が若年時においてかなり上昇しており、1970年出生コホートでは、35歳時点ですでに18%を超えている。最終的には、1955年出生コホートよりもかなり高い水準にまで達することが伺える。そこで、出生コホートごとの累積離婚経験が、今後どこまで上昇しうるかを、条件を変えて補外することにした。

図2 出生コホート別にみた、当該年齢における結婚経験者に占める離婚経験者割合



3 結婚経験者に占める離婚経験者割合の補外

離婚経験者割合の補外については、出生率の仮定設定にあわせ中位、低位、高位の3水準で行った。なお、離婚の増加は一般には出生力にマイナスの影響を与えられるので、離婚の増加が著しい場合を低位、反対に増加が緩やかな場合を高位とする。

(1) 中位の離婚経験者割合

年齢別、出生コホート別累積離婚経験者割合を、 $R(t,x)$ とする。ここで t は出生コホート年、 x は年齢である。中位の場合は、直近の離婚率を将来に延長補外することとした。ただし、離婚率は、ここ数年でピークからやや低下傾向を示し、その方向性については不確定な部分がある。そこで、過去3年(年次では2003~2005年)の離婚率の平均値、具体的には、年齢変化分の平均値を延長補外した。操作を数式で示すと以下ようになる。

$$R(t,x) = \frac{R(t,x-1) + \{[R(t-3,x) - R(t-3,x-1)] + [R(t-2,x) - R(t-2,x-1)] + [R(t-1,x) - R(t-1,x-1)]\}}{3}$$

その結果、人口推計における参照コーホートとされた1990年出生コーホートの50歳時結婚経験者に占める離婚経験者割合は0.360となった。

(2) 低位の離婚経験者割合

低位については、過去10年間（年次では1996年～2005年）における年齢変化分の最も高い値を将来について補外した。その結果、1990年出生コーホートの50歳時結婚経験者に占める離婚経験者割合は0.396となった。

(3) 高位の離婚経験者割合

高位については、過去10年間（年次では1996年～2005年）における年齢変化分の最低値を補外したのち、1986年出生コーホートの最高値以降を一定とした。その結果、1990年出生コーホートの50歳時結婚経験者に占める離婚経験者割合は0.283となった。

このような将来像がどの程度現実的なのかを判断するために、先進諸外国における離婚の発生状況を参照してみよう。ここではEurostat および Kreider (2005) による欧州各国および米国の結婚が離婚に終わる確率を結婚コーホート別に示した数値を参照する。全体的な傾向としては、米国、スウェーデンなどで離婚率が高く（両国とも1980年結婚コーホートで45%前後）、イタリアやスペインなどで低い（1980年結婚コーホートで8～9%前後）という特徴があるが、欧州の平均的値をみると実績レベル（1980年結婚コーホート）で離婚確率が4割近くであった。日本については、先ほど算出した出生コーホート別の値を、結婚年齢の平均値に近い25年分ずらしたうえで比較してみると、1980年結婚コーホートでは18%前後となり、欧州の高い地域と低い地域の間位置することになる。日本の将来値として示された30%を超える値は、現在すでに欧州で平均的に経験されている離婚の状態にほぼ近いと言えそうである。

VI. 離婚変動の出生力への影響

1 離死別再婚効果の構造

出生率の仮定設定では、コーホート出生率は女性の生涯未婚率と夫婦の完結出生力で規定されるモデルを使用する。夫婦の完結出生力については、出生動向基本調査による初婚どうしの夫婦の動向を基準とし、別途、初婚どうし夫婦以外の結婚経験を含む、既婚女性全体の完結出生力に一致するよう、調整係数（効果係数）を与える方式をとる。

前回推計では、(a)出生動向基本調査による初婚どうし夫婦の完結出生児数と(b)人口動態統計によるコーホート累積出生率を累積初婚率で割った値（既婚女性の完結出生児数

の近似値)との比率((b)/(a))をもって効果係数(将来にわたって一定)として用いた。それに対し今回は離婚が将来的に著しく増加することに対応できるよう、結婚経験構造の変化が調整係数の大きさに反映するシステムを考案した。すなわち、効果係数が結婚経験別の出生力と結婚経験構造で規定される構造をもつものとして設定した。

女性50歳時点での結婚経験別の構造と、結婚経験別の平均子ども数、そして、初婚どうし夫婦(C_{ff})に対するそれぞれの結婚経験の平均子ども数($C_{..}$)の比率 $R_{..}$ (例えば離死別者 C_{dw} なら $R_{dw}=C_{dw}/C_{ff}$)を表3のように表すと、離死別再婚効果 δ は下記のように表わされる。

$$\delta = \{P_{ff} + P_{fr}R_{fr} + P_rR_r + P_{dw}R_{dw}\} / (1 - \gamma)$$

表3 女性50歳時点の結婚経験の構造と結婚経験別完結出生児数

結婚経験の分類 (女性50歳時点)				構成比	平均子ども数	初婚どうしの値との比
独身	未婚 (n)			γ	C_n	R_n
	既婚	離死別経験者	離別 (d)	P_d	C_{dw}	R_{dw}
死別 (w)			P_w			
有配偶	既婚	初婚以外夫婦	妻再婚	P_{rd}	C_r	R_r
			離別後 (rd)			
			死別後 (rw)	P_{rw}		
			妻初婚×夫再婚 (fr)	P_{fr}		
	初婚どうし (ff)			P_{ff}	C_{ff}	R_{ff}

さらに、結婚経験の構造は離婚や死別、再婚の動向によって決まるが、再婚や死別の動向を離婚の動向に連動させることによって(後述)、上記の δ は結婚経験者に占める離婚経験者割合 d の関数 $\delta(d)$ としてあらわすことができる。 d の将来値については前節で算出しているので、以下では結婚経験構造と完結出生力の実績部分を確認したうえで、 $\delta(d)$ の推定を試みる。

2 結婚経験の構成と結婚経験別完結出生児数の算出

δ 算定に必要な結婚経験の構造については、国勢調査による配偶関係別の構成、人口動態統計の累積初婚率による結婚経験割合と累積離婚率による離婚経験、出生動向基本調査による有配偶者の結婚経験(調査時点で40-49歳)を利用して推定した。これらの構成を接合することによって、1930年生まれ以降1955年生まれまでの50歳時点の結婚経験別構成比を得ることができる(表4)。1955年生まれまでの世代については、生涯未婚の変動は少なく、はっきりとわかるのは死別(経験)が徐々に減り、一方で離別(経験)が増加しているということであろう。

表4 コーホート別にみた50歳時女性の結婚経験の構成(%)：実績値と仮定値

妻の結婚経験/ 出生コーホート	出生コーホート													
	実績値 ←						→ 推計値							
	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	
総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
死別	6.8	5.7	4.7	3.7	3.0	2.7	1.9	1.1	0.7	0.6	0.5	0.4	0.3	
離別	4.6	6.0	7.4	9.7	11.8	11.8	13.3	15.5	16.9	17.0	17.4	18.5	18.8	
妻再婚	5.6	5.3	5.8	5.5	5.3	5.7	6.3	7.3	7.9	7.9	8.2	8.6	8.8	
妻初婚・夫再婚	5.9	3.7	5.0	4.7	3.8	5.1	4.7	4.4	4.0	3.7	3.5	3.4	3.3	
妻初婚・夫初婚	72.6	74.8	72.8	71.1	71.0	68.9	64.4	59.6	54.3	50.8	47.8	45.8	45.3	
未婚	4.5	4.4	4.2	5.2	5.0	5.8	9.3	12.0	16.2	20.0	22.6	23.3	23.5	

注：1960年生まれ以降については、初婚および離死別・再婚に関する平成18年社人研推計中位仮定に基づく推定値。

結婚経験の構成の実績値が定まったところで、次に必要なのが結婚経験別の完結出生児数および初婚どうし夫婦の値に対する比率である。結婚経験別の完結出生児数については、第13回出生動向基本調査から集計し、初婚どうし夫婦に対するそれ以外の結婚経験の値の「比率」を求めた。さらにこの「比率」を将来にわたって一定とすることにより、それぞれの完結出生児数そのものは、初婚どうし夫婦の完結出生児数の変動に連動して変化することになる。表5には、結婚経験別にみた完結出生児数を出生順位別に示した。これをもとに初婚どうし夫婦の値に対する各比率を求めたが、第4子はサンプル数が少ないため、第3子の比率を代用した。そのことによって全子の場合との比率に不整合が出ないように、第4子の初婚どうし夫婦の比率を1.00ではなく、1.18に修正している。

表5 結婚経験別にみた完結出生児数・出生順位別出生確率、および初婚どうし夫婦に対する比率

結婚経験 (女性50歳時点)		全子	第1子	第2子	第3子	第4子
完結出生児数・出生順位別出生確率						
未婚	C_n	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
死別／離別	C_{dw}	1.58	0.81	0.55	0.18	0.03
妻再婚	C_r	1.86	0.84	0.57	0.28	0.17
妻初婚×夫再婚	C_{fr}	1.90	0.89	0.65	0.30	0.05
妻初婚×夫初婚	C_{ff}	2.07	0.93	0.81	0.29	0.05
初婚どうし夫婦に対する比率						
未婚	R_n	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
死別／離別	R_{dw}	0.76	0.87	0.69	0.62	0.73
妻再婚	R_r	0.90	0.90	0.71	0.97	1.14
妻初婚×夫再婚	R_{fr}	0.92	0.96	0.81	1.05	1.24
妻初婚×夫初婚	R_{ff}	1.00	1.00	1.00	1.00	1.18

注：第13回出生動向基本調査夫婦票および独身者票における40～49歳の女性。各標本数は、未婚者264、死別／離別238、妻再婚124、妻初婚夫再婚223、初婚どうし2,610。第4子はサンプル数が少ないため、第3子の比率を代用した。そのことで全子における比率と不整合がでないよう、第4子の初婚どうし夫婦の比率を1.00から1.18に修正している。

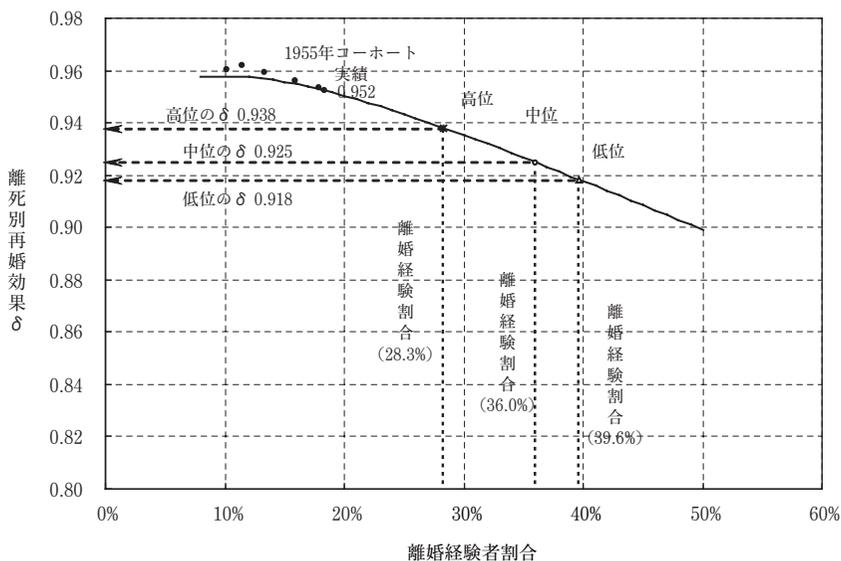
3 離死別再婚効果の推定

さて、将来の離死別再婚効果を決めるには、将来の配偶関係構造を見通さなければならない。結婚経験者に占める離婚経験者割合 (d) についてはすでに3水準（中位36%，高

位28%，低位40％）を決めている。そのほかの要素としては、死別の動向や、妻初婚における夫の初再婚の別、といった割合が必要になる。若い世代ほど離婚経験は増えているが、一方で死別については減少しておりトレードオフの関係が見られた。そこで、実績値が得られる世代について、離婚経験割合と死別経験割合の関係を見てみると、指数関数で近似できることがわかった（死別経験割合 $=0.228 * \exp(-10.804 * \text{離婚経験割合})$ ）。そこで、離婚経験割合に連動して死別経験が変動し、夫の初再婚割合は1955年生まれ以降一定とすることで、先ほどの離死別再婚効果を示す δ を離婚経験割合 d の関数として表すことができる。離婚経験割合 d と δ の関係を出生順位別に確認したところ、離婚の増加は第1子の出生確率にはあまり影響がなく、第2子の出生確率を大きく下げることがわかった。第3子、第4子で再び影響が薄れるのは、妻再婚、あるいは夫が再婚の場合の追加出生の効果が現れていると考えられる。ちなみに、再婚夫婦が子どもを持つことについては、「夫婦の絆」を強める、子どもがいないパートナーに「親」という地位を与える、第2子誕生に関しては最初の子どもの同父母キョウダイを与える、といった独特の動機付けがあるといわれている（Griffith et al. 1985, Vikat, Thomson and Hoem 1999）。

1990年生まれについては、結婚経験者に占める離婚経験者割合 d が中位36％、高位28％、低位40％と推計されているので、それぞれの d に応じた δ を図3のように示す。高位の δ は0.938、中位は0.925、低位は0.918となった。また、離婚経験者割合 d に連動して死別や再婚を変動させることによって女性50歳見込み時点の結婚経験構成の将来値を推計することができる。結果については先ほどの表4に示した。1950年以前出生コホート以前は7割以上を占めていた初婚どうし夫婦の割合は、未婚化と離婚の増加によって減少し、1990年以前出生コホートでは5割を切る見通しとなっている。

図3 高位・中位・低位の離死別再婚効果と対応する離婚経験割合



4 離婚変動の出生率変動への寄与

最後に、出生コーホートごとに推定された δ を使って、離死別再婚の変化がコーホート合計出生率に与える影響について試算してみたい。離死別再婚効果がまったくない（初婚どうし夫婦のみが存在する社会を想定）という仮想的なコーホート合計出生率を算出し、実績値および蓋然性が高いと思われる平成18年推計人口の中位仮定値と比較してみた。結果を表6に示す。1955年出生コーホートではコーホート合計出生率が1.96から2.06に、1990年出生コーホートでは1.20が1.30に上昇することがわかった。50年間にわたって離死別再婚効果がもたらす出生率の違いは、偶然にも0.1前後と安定的であるが、その内容は異なっていることに注意が必要である。1930年代生まれについては離婚経験は少なかったが死別が多かった。その後、死別が徐々に減り、離婚経験者が増加するという変化が確認できる。しばらくは、離婚の増加分が死別の減少分によって相殺されている状態が続いているが、今後死別割合が下げ止まると、離婚の増加分が顕著に表れると予想される。一方で諸外国をみると、離婚率が高い国では出生率が低くないばかりか、むしろ高い場合も少なくない（米国やスウェーデンなど）。こうした地域では再婚による追加出生がプラスの効果を生んでいる可能性があり、離再婚効果の動向については今後再婚の影響などを詳細にみていく必要がある。

さらに、出生率が顕著に低下し始めた1950年代後半生まれ以降における離再婚効果に限定して影響をみるために、1935年～1957年までの離再婚係数の平均値を標準とみなし、そこからの乖離分を表現したのが表6中の「標準効果以外の離死別再婚効果なし」の値である。この値と仮定値との差こそが1950年代後半以降の世代における離死別再婚行動の変化の影響、とりわけ、離婚の効果とすることができる（ただし、死別効果の減少が相殺している分があるので、実際の離婚効果はここに示された以上に大きい可能性がある）。かつて別府は多相生命表を活用することにより、1955年出生コーホート以降、離別による出生率低下効果が急増し、1965年出生コーホートでは、離婚・再婚あわせた効果として、累積出生率を1%以上引き下げていると結論づけていた（別府 2005）。ちなみに、本研究における1965年出生コーホートについても、1.3%の引き下げ効果（離再婚増加がなければ1.64、現実（中位仮定値）は1.61）が認められ、別府の結果とも整合的である。その後の世代では引き下げ効果は一層大きくなり、最終的には3%を超える引き下げ効果になるとの推定結果を得た。1.20と仮定された1990年生まれのコーホート合計出生率は、離再婚行動に変化がなければ、1.24程度まで上昇することになる。

表6 離死別再婚効果の有無別にみた、コーホート合計出生率の推定値

出生 コーホート	コーホート合計出生率		離死別再婚効果なし		標準効果以外の 離死別再婚効果なし	
	実績 (日本人女性)	平成18年推計 中位仮定値	実績値部分	将来値部分	将来値部分	離再婚行動変化 の引き下げ効果
1935	2.03		2.12			
1940	2.03		2.13			
1945	1.96		2.06			
1950	1.98		2.08			
1955	1.96		2.06			
1960		1.81		1.91	1.82	0.7%
1965		1.61		1.71	1.64	1.3%
1970		1.39		1.49	1.42	2.0%
1975		1.28		1.37	1.31	2.3%
1980		1.23		1.32	1.26	2.6%
1985		1.21		1.30	1.24	3.1%
1990		1.20		1.30	1.24	3.2%

注：標準効果とは1935年～1957年出生コーホートの離死別再婚効果 δ の平均値で0.955。

VII. まとめ

本稿では、出生率変動に関与する初婚および離婚の動向把握と出生率変動への影響について分析をおこなった。

同居開始を婚姻の発生とみなした初婚率算定には届出遅れの補正が必要である。全体的には届出遅れの割合が減少傾向にあるが、20代については近年再び上昇傾向にあることがわかった。また、夫妻の一方が外国籍である割合が上昇傾向にあり、外国人の妻を含む日本人の婚姻数と日本人女性に発生する婚姻数との乖離が年々拡大している。外国人割合の増加といった構造的な要因を廃し、純粋に行動変化の動向をとらえるためには、日本人に発生する事象を分子とした諸率の算定が必要となる。日本人女性に限定した初婚率の動向をみると、2000年以降未婚化が一段と進んでいることがわかった。その背景には、1990年代の未婚化の進展を相殺していた婚前妊娠結婚が、2000年以降増加を止めたといった状況もある。婚前妊娠結婚の発生は20歳前後の若年齢に偏る傾向があることから、テンポ効果にも注意を払う必要がある。

初婚行動変化の出生率への影響については、コーホートの累積出生率が年齢別初婚率と初婚年齢別出生児数（および離死別再婚効果）で規定されるモデルを用いてシミュレーションをおこなった。初婚年齢別出生児数および離死別再婚効果については1950年代生まれを中心とした過去の実績を標準パターンとし、年齢別初婚率のみ実績を用いることによって初婚行動変化の寄与を測定した。その結果、2000～2005年の出生率低下分の8割以上が初婚率の低下で説明ができ、夫婦の出生行動変化分は2割とみなせることがわかった。日本における結婚行動の影響は相変わらず大きいと言える。

同じく離婚についても、別居の発生を捉え、日本人女性に発生する離婚率の算定を試みた。このような実績値に基づいて出生コーホート別に結婚経験者にしめる離婚経験者割合

を算出し、3水準の仮定に基づいた将来値を得た。続いて、初婚どうし夫婦の完結出生児数に対する離死別再婚効果係数 δ が、50歳時の結婚経験別の構成および結婚経験別の完結出生児数によって決まるモデルを考案した。 δ を結婚経験者に占める離婚経験者割合 d の関数とみなすことによって、出生コーホートごとに推定された将来値 d に対応する δ を計算した。離死別再婚効果がまったくないと仮定した場合のコーホート合計出生率は、1960年コーホート以降、将来推計の中位仮定値を0.1ほど引き上げることになる。一方、離死別再婚効果が1960年出生コーホート以降それ以前の世代の水準で一定であるとした場合は、1990年出生コーホートでコーホート合計出生率を0.04引き上げる、すなわち3%ほどの引き上げ効果があることが示唆された。

今回の分析では、離婚経験者割合の変化に死別や再婚の変動が連動する仮定を用いている。今後結婚経験はより複雑化することが予想されるので、死別者や再婚者の結婚や出生行動に関するデータを蓄積し、より詳細な動向分析が必要になると思われる。ただし複雑なモデルや仮定の設定は誤差も拡大させる恐れがある。出生率への相対的な影響を考慮しながら最適なモデルを選択することが重要であると考えられる。

謝辞

人口動態統計調査の目的外集計に関しては、厚生労働省大臣官房統計情報部企画課審査解析室、情報企画室及び人口動態・保健統計課に多大なるご協力を頂いた。その他のデータ収集については、総務省統計局および人口推計プロジェクトのメンバー各氏の協力を得た。製表作業においては、明治大学政治経済学部兼任講師の鎌田健司氏に大いに助けていただいた。ここに記して感謝を申し上げます。

文献

- 別府志海 (2005) 「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」高橋重郷（主任研究者）『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』（厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業（課題番号H14—政策—029）平成16年度報告書），pp.108-121.
- Chen, K., S. M. Wishik and S. Scrimshaw (1974) "The Effect of Unstable Sexual Unions on Fertility in Guayaquil, Ecuador," *Social Biology*, Vol. 21, pp. 353-359.
- Downing, Douglas C. and David Yaukey (1979) "The Effects of Marital Dissolution and Re-marriage on Fertility in Urban Latin America," *Population Studies*, Vol. 33, No. 3, Nov., pp. 537-547.
- Ebanks, G. Edward, P. M. George, and Charles E. Nobbe (1974) "Fertility and Number of Partnerships in Barbados," *Population Studies*, Vol. 28, No. 3, Nov., pp. 449-461.
- Griffith, Janet D., Helen P. Koo, and C. M. Suchindran (1985) "Childbearing and Family in Remarriage," *Demography*, Vol. 22, No. 1, Feb., pp. 73-88.
- 石川 晃 (1995) 「わが国における法律婚と事実婚」『人口問題研究』第50巻第4号，pp.45-56.
- 岩澤美帆 (2002) 「近年の期間TFR変動における結婚行動および夫婦の出生行動変化の寄与について」『人口問題研究』第58巻第3号，pp.15-44.
- 岩澤美帆 (2007a) 「出生率の動向と仮定設定 (2)：初婚の動向と出生率への影響」，金子隆一（主任研究者）『将来人口推計の手法と仮定に関する総合的研究』（厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業（課題番号H17—政策—014）平成18年度報告書），pp.101-124.

- 岩澤美帆 (2007b) 「出生率の動向と仮定設定 (3) : 離婚の動向と出生率への影響」金子隆一 (主任研究者) 『将来人口推計の手法と仮定に関する総合的研究』(厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業 (課題番号 H17-政策-014) 平成18年度報告書), pp.125-146.
- 金子隆一・三田房美 (2008) 「将来人口推計の基本的性質と手法的枠組みについて」『人口問題研究』第64巻第3号, pp.3-27.
- 北村邦夫 (2004) 「20歳未満の人工妊娠中絶率がさらに減少」『家族と健康』第609号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2006) 『日本の将来推計人口 (平成18年12月推計)』.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2006) 『平成17年度「出生に関する統計」の概況 : 人口動態統計特殊報告』.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2007) 「平成18年度 保健・衛生行政業務報告 (衛生行政報告例) 結果の概況」.
- Kreider, Rose M. (2005) "Number, Timing, and Duration of Marriages and Divorces: 2001," *Current Population Reports*, P70-97, U.S. Census Bureau, Washington, DC.
- Lauriat, Patience (1969) "The Effect of Marital Dissolution on Fertility," *Journal of Marriage and the Family*, Vol.31, pp.484-493.
- Vikat, Andres, Elizabeth Thomson, and Jan M. Hoem (1999) "Stepfamily Fertility in Contemporary Sweden: The Impact of Childbearing before the Current Union," *Population Studies*, Vol.53, No.2, Jul., pp.211-225.

Recent Trends in First Marriage and Divorce and their Effects on Fertility Change in Japan

Miho IWASAWA

In making assumptions about future fertility rates for Japan's National Population Projections released by the National Institute of Population and Social Security Research in 2006, we developed a model in which future fertility rates are predicted by trends in divorce, widowhood, and remarriage as well as first marriage. In this paper, this model was applied to show how changes in first marriage behavior and divorce behavior have contributed to the decline in period and cohort fertility rates. The estimated number of first marriages and divorces of Japanese women in the year of occurrence rather than the year of registration was used to obtain measures that best reflect these behavioral changes. Results showed that the downward trend in marriage rates continued while the incidence of marriages preceded by pregnancy, which dramatically increased in the late 1990s, came to a plateau after 2000. According to the simulation results, over 80 percent of the decline in TFR between 2000 and 2005 was explained by the change in first marriage behavior. The proportion of females with divorce experience by age 50 was estimated to increase from 18 percent for the 1955 birth cohort to over 30 percent for the 1970 birth cohort. However, the contribution of increase in divorce rate to fertility decline was relatively limited. The simulations also indicate that if divorce behavior had remained constant at levels observed for the 1960 birth cohort, the cohort TFR for the 1990 birth cohort would have increased by only 3 percent in comparison with the medium value used in the population projection.