

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再婚効果を別途推定し、モデル値に乗じて調整する。今回は、岩澤(2002)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、既婚者の行動変化に含まれることになる。離再婚効果の最新動向については、別稿に記す。

結果については、図21～図27、表1に示した。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る。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ことがわかる。コーホート合計出生率は1955年出生コーホートで1.96、それが初婚行動の変化だけで、1990年出生コーホートは1.39まで、0.57低下していることがわかる。

こうした初婚行動による影響は、期間の出生率に対してはどのように現れているのだろうか。1975年以降の寄与をほぼ10年間ずつとらえると、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、再び初婚行動の変化の影響が大部分を占めていることがわかる。1975年以降2005年までの低下分の8割近くを初婚行動の変化(未婚化)が説明することになる。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、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現象側面が重なった可能性もあり、より詳細な分析が必要である。

図18 出生コーホート別、累積初婚率

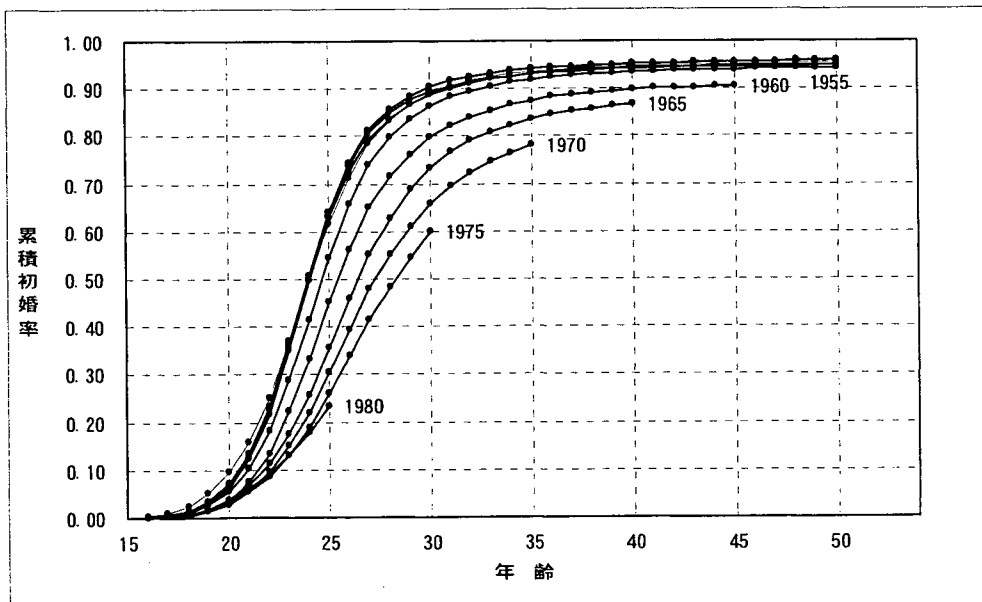
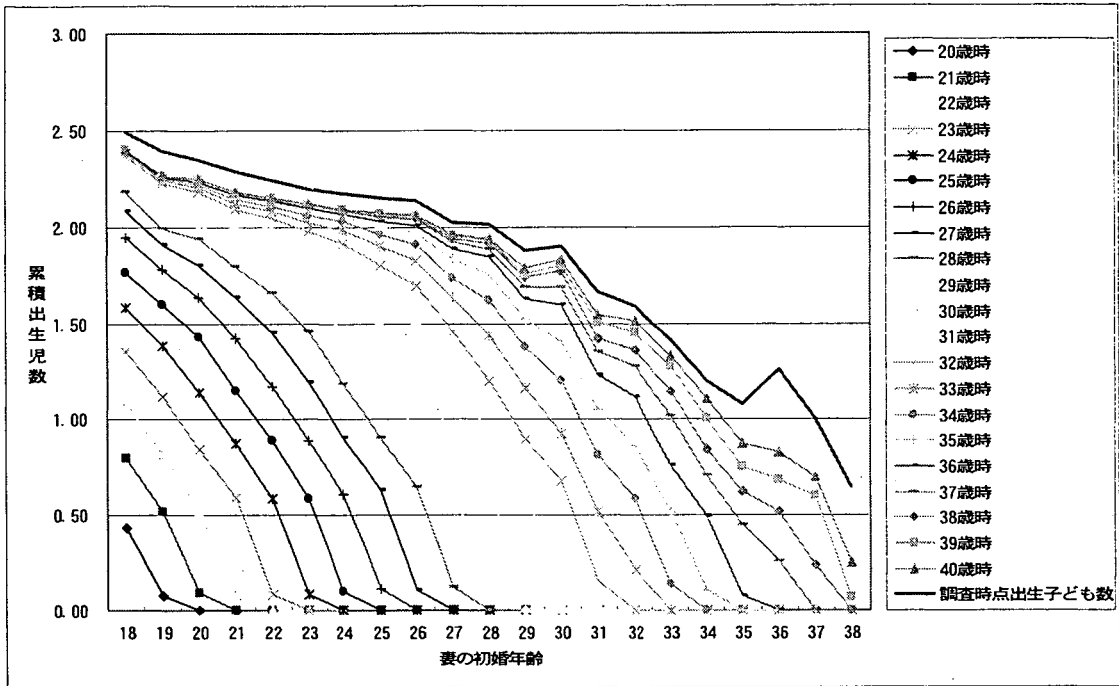


図 19 妻の初婚年齢別、各年齢時累積出生児数



注：「出生動向基本調査」第7～12回、第7回40-44歳、第12回45-49歳、その他の回40-49歳の初婚どうし夫婦の妻。したがって1932年～1957年出生コホートが含まれる。

図 20 妻の初婚年齢別、各年齢時累積出生児数のモデル・パターン

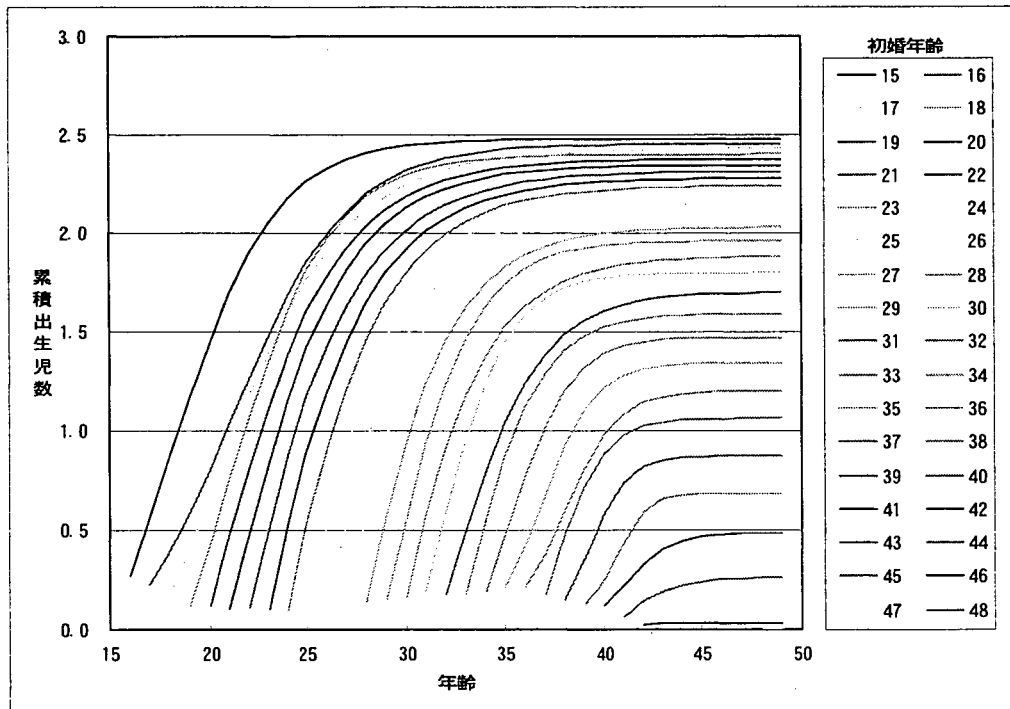
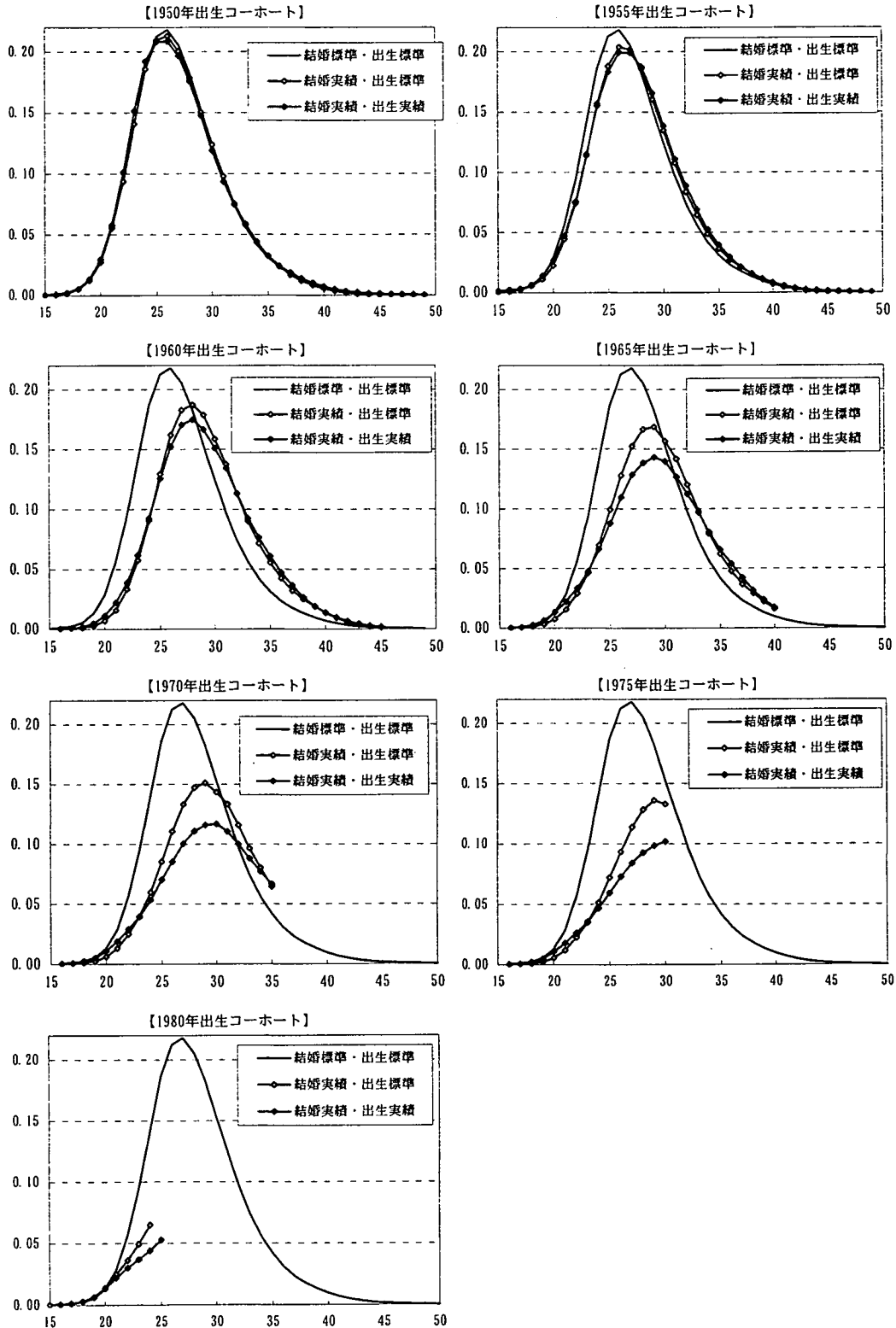
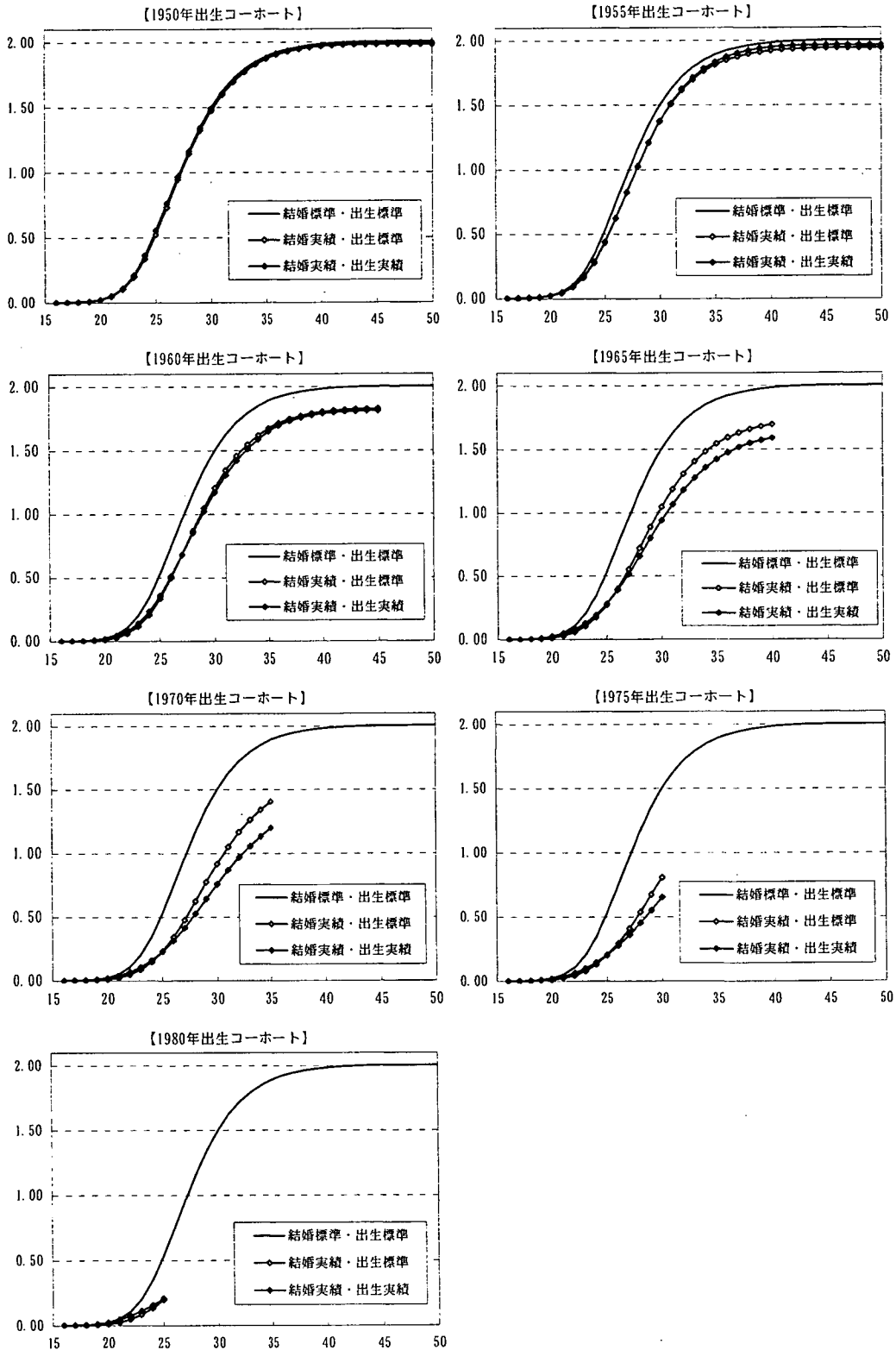


図 21 コーホート累積出生率に関するシミュレーション結果と実績値



注：結婚標準とは、年齢別初婚率として1940～1951年出生コーホートの平均値を用いた場合。
 出生標準とは、妻の初婚年齢別、年齢別累積出生率として1932～1957年出生コーホートの平均値を用いた場合。

図 22 コーホート累積出生率に関するシミュレーション結果と実績値



注：結婚標準とは、年齢別初婚率として1940～1951年出生コーホートの平均値を用いた場合。
 出生標準とは、妻の初婚年齢別、年齢別累積出生率として1932～1957年出生コーホートの平均値を用いた場合。

図 23 出生コホート別にみた、各年齢時累積出生率のシミュレーション結果と実績値

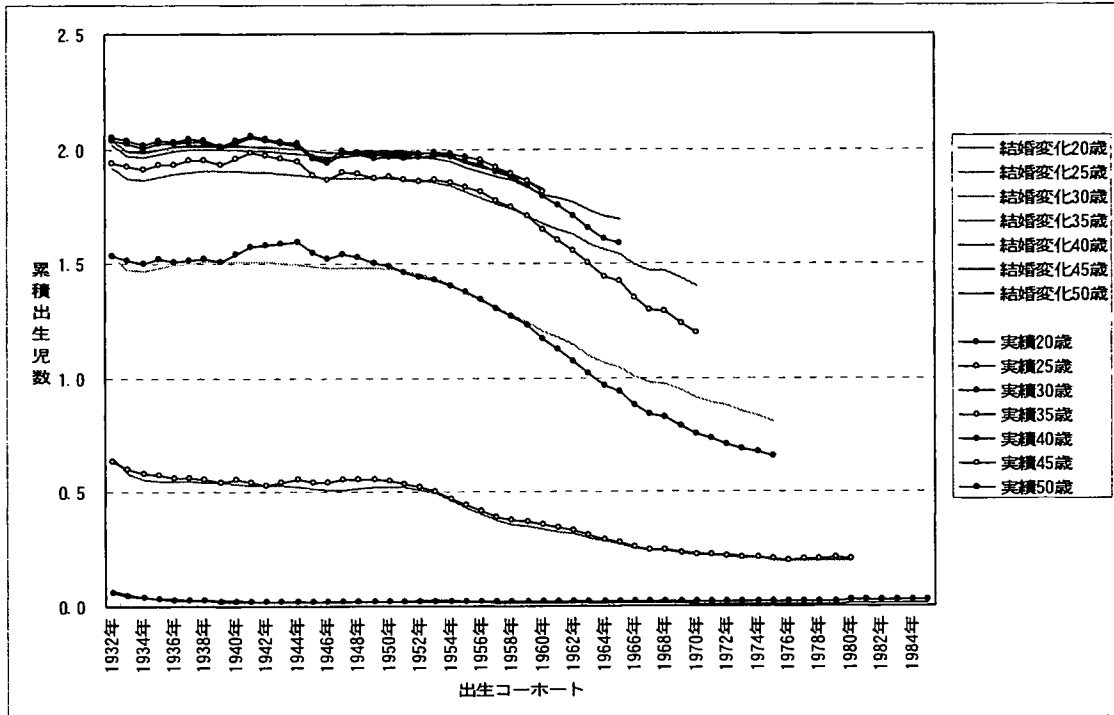


図 24 初婚行動のみが変化した場合のコーホート合計出生率の推定

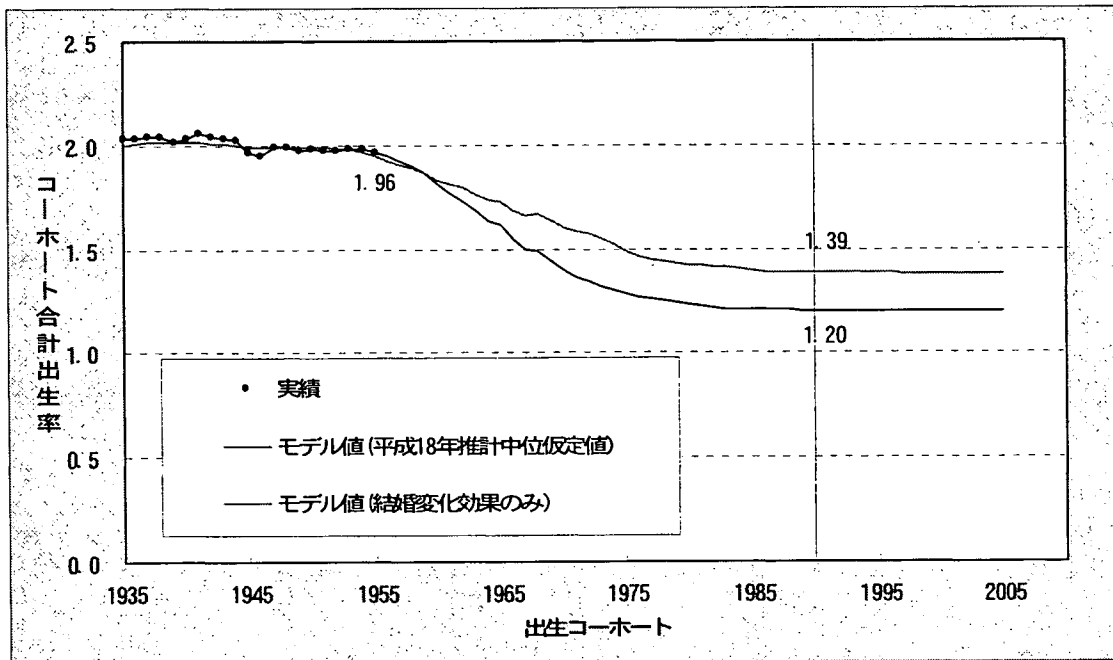
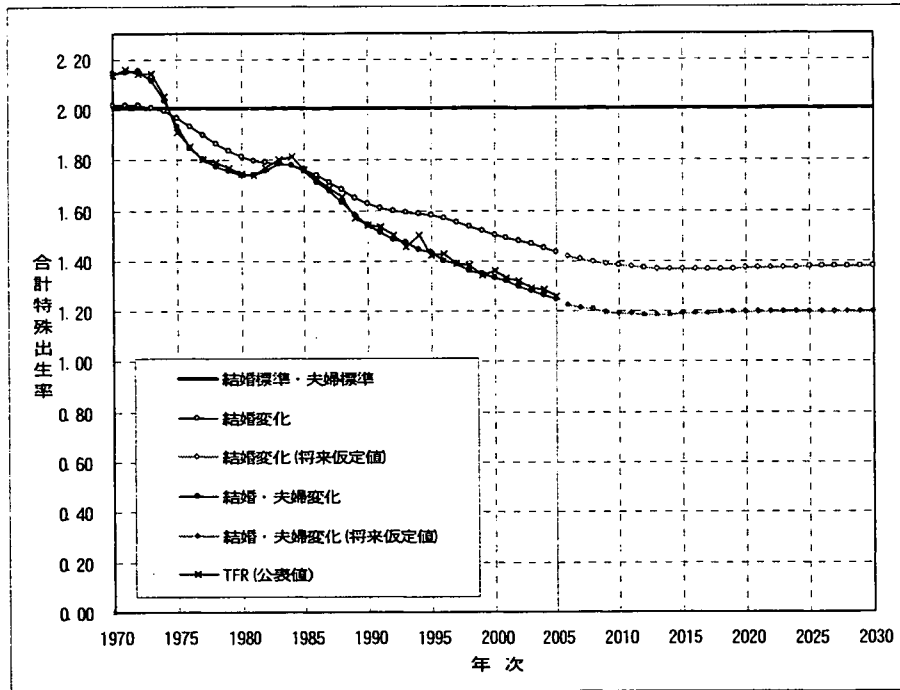


図 25 シミュレーションに基づく期間 TFR および実績値の推移



注：将来仮定値については、社人研平成 18 年推計の出生率中位仮定値に基づいて算出した。

表 1 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	└	┌ -0.20	└	┌ -0.21	└	┌ -0.09	└		┌ -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、それ以降の世代で結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推定しなおしているため、2000 年以前の結果について数値が変わっている。

図 26 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

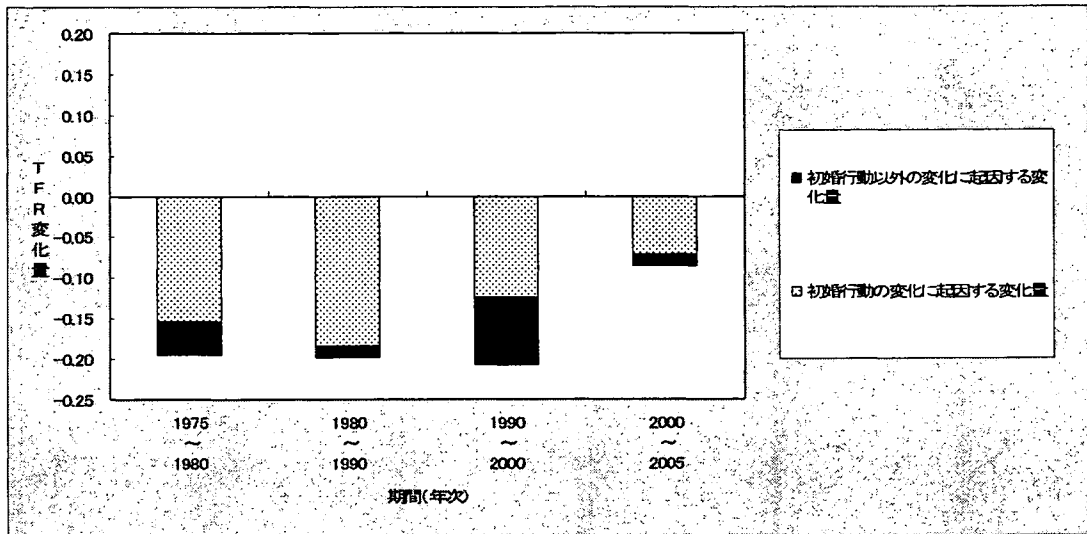
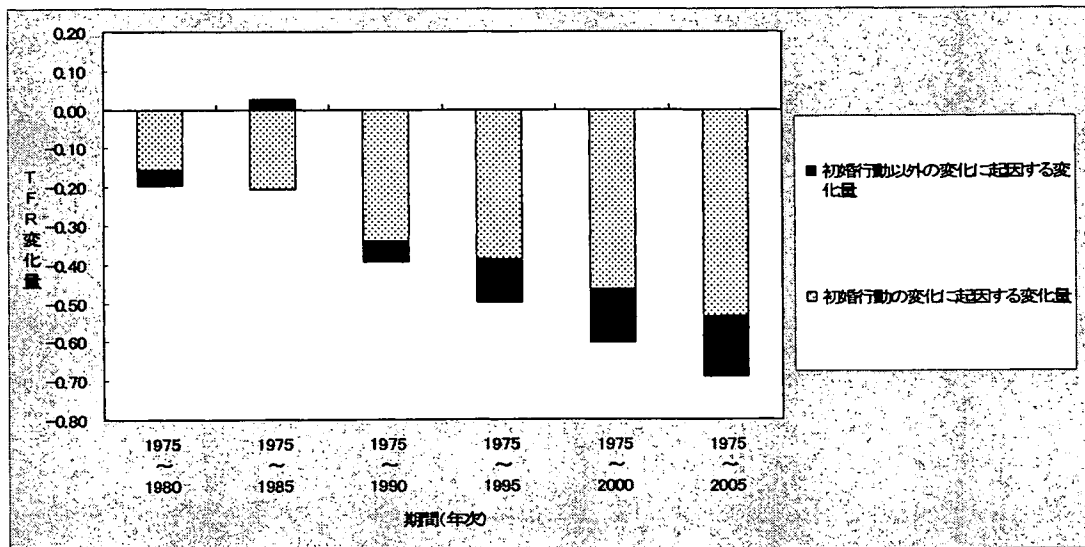


図 27 TFR の累積変化に対する初婚行動変化およびそれ以外の変化の影響測定



6. 婚外出生の動向

最後に、わが国における婚外出生について述べる。わが国における婚外出生の発生を『日本帝国統計年鑑』で確認すると、明治・大正期には、現在よりもかなり高い水準であったことがわかる。全出生に占める婚外子割合で見ると、1886年には3.9%であったものがその後増加し、1910年には9.4%に高さに達している。その後徐々に減少し、1940年代の4%台を経て、戦後はさらに減少した。しかしながら、70年代、80年代を通じて1%前後で推移していた婚外出生割合が、1990年に入って、再び上昇傾向に転じている。なお、こうした統計は、出生届けに基づいて集計されているが、一部では戸籍上の偽装や養子縁組などが行われており、実数よりも少ない可能性があることが指摘されている(善積 1993)。

図 28 は、年齢構造の影響を排するために、年齢別婚外出生率の合計値および出生順位別の値を、時系列で示したものである。通常合計特殊出生率に占める婚外出生率の割合も重ねて示した。2005年の婚外出生率は0.27、TFRの2.2%を占める。また、近年の婚外子割合の上昇は、第1子の婚外出生の増加が大きく寄与していることがわかる。さらに、出生順位別の年齢別婚外出生率を、婚外子割合が低かった1990年と直近2005年とを比較してみると(図 29)、最近の増加は、10代、20代前半と30代後半の上昇に起因していることがわかる。図 30 は出生コーホートに組み替えたものであるが、やはり若年齢と高年齢の上昇によって、若い世代ほど台形に近いパターンを示している。

コーホートごとに、婚外出生率を累積し、各年齢時をしめしたものが図 31 である。コーホートの経験としては、1955年生まれ前後の世代が、婚外出生経験がもっとも少ないということができよう。その後、累積値は上昇し、とくに1970年代後半生まれからは、若い年齢での累積値の上昇が著しい。実績値がない部分に関しては、2005年の発生率を延長補外することで、将来像を投影してみた。1990年生まれでは、0.03弱程度の生涯婚外出生率であることが見込まれる。1970年代生まれより上昇傾向になるものの、ここ数年勢いが停滞している兆しも見られ、今後、欧米諸国なみの高さまで上昇するかどうかを判断するには、もう少し様子を見る必要があるようだ。

なお、年齢別婚外出生率の合計値を、合計婚外出生率と表現したが、これらの婚外出生を経験した女性が、生涯未婚でいるとは限らないことに注意が必要である。婚外出生後に婚姻するパターンもあれば、離婚後、新たなパートナーと婚姻せずに子どもをもつケースなどが考えられる。とくに近年増えている女性10代の出生の場合、パートナーが民法上の婚姻適齢に達していないゆえの婚外出生という可能性も考えられる。

図 28 合計婚外出生率および出生順位別婚外出生率と日本人女性 TFR に占める割合の推移

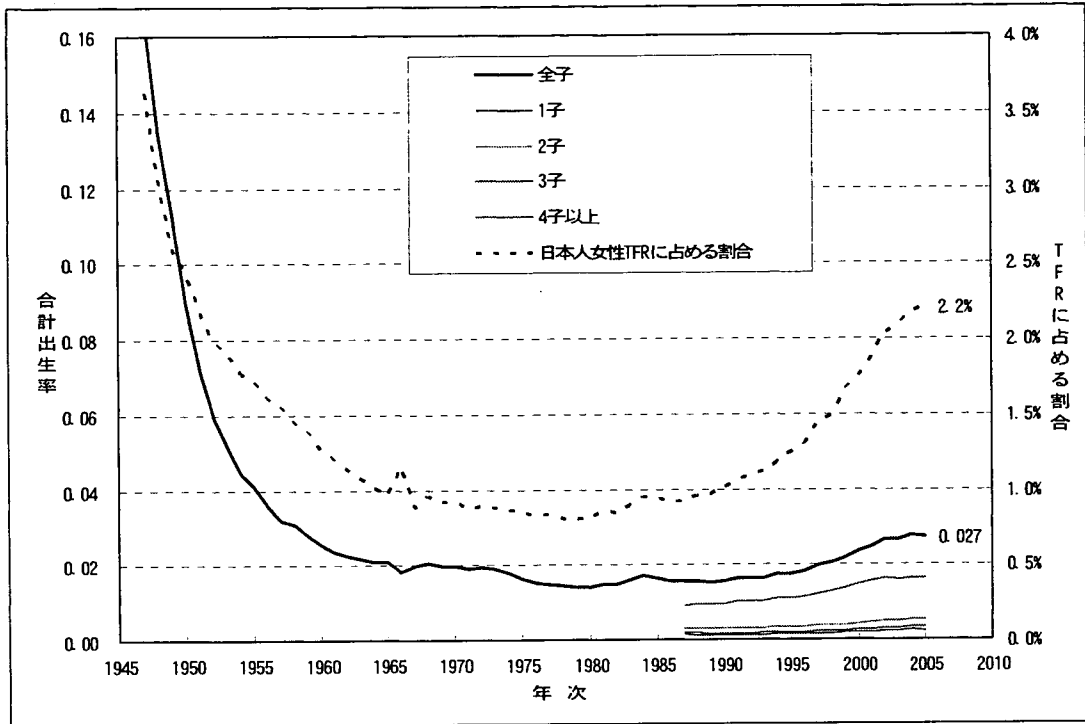


図 29 出生順位別、年齢別婚外出生率：1990年、2005年

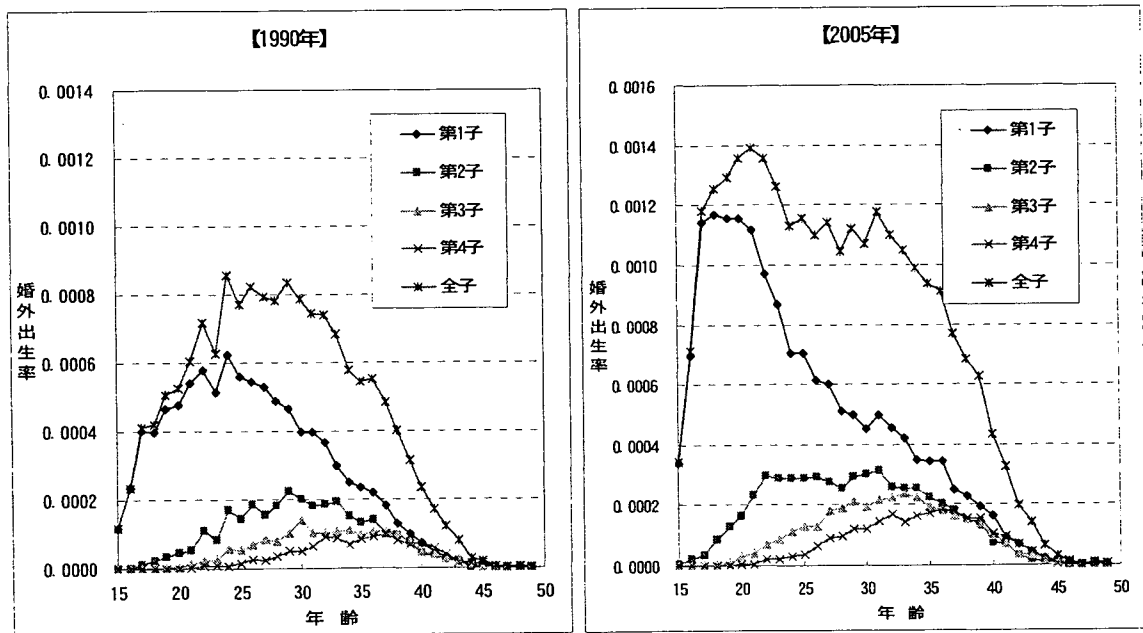


図 30 出生コホート別にみた年齢別婚外出生率、および 2005 年期間
年齢別出生率

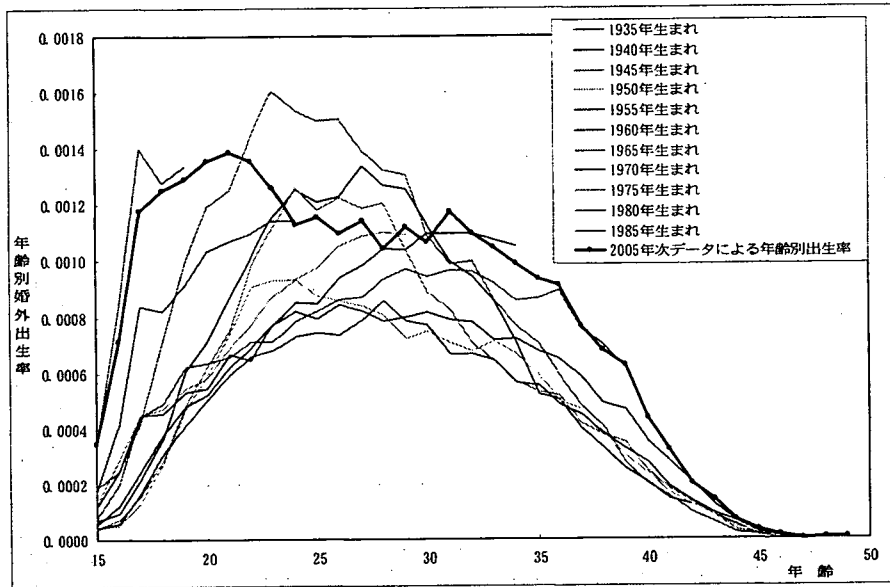
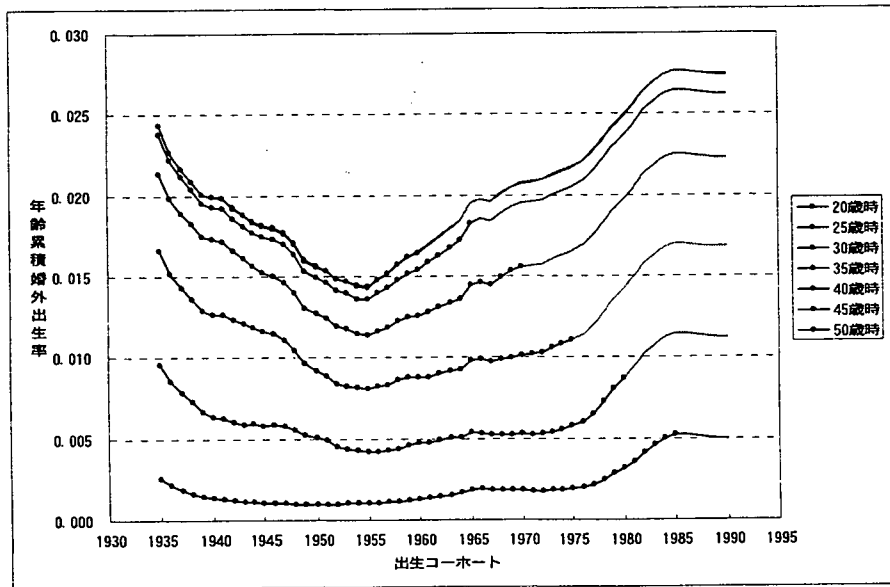


図 31 出生コホート別、各年齢時における累積婚外出生率



注：ドットで示した実績値以外の線は、2005年の年齢別婚外出生率を延長補外した推定値。

7. まとめ

本章では、出生率変動に大きく関与する初婚率の動向について、指標に関する考え方と諸率の動向把握、出生率変動への影響に関する分析をおこなった。

初婚率算定のため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り、初婚率の推定精度への影響に注意する必要があることがわかった。近年は、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。このような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、あるいは外国人に発生する初婚・婚姻に基づく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、一段と未婚化が進んでいることが確認できる。他方、1990年代後半から、婚前妊娠結婚が顕著に増加していることが指摘されてきた(厚生労働省大臣官房統計情報部 2006a)。2000年以降についても発生率を算出した結果、2002年前後まで上昇したあと、ここ数年は高止まり傾向にあることがわかった。それでも、2004年の合計初婚率の22%を婚前妊娠結婚が占めているので、婚前妊娠結婚の動向が、タイミング効果による攪乱も含め、初婚率の動向に大きく関わっていることは間違いない。

初婚行動変化の出生率への影響分析については、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)で決まるモデルを考え、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たシミュレーションにより、初婚行動変化の寄与の定量化を試みた。その結果、2000~2005年の出生率低下分の8割が初婚行動の低迷で説明ができることが分かり、相変わらず日本における出生率低下に対する結婚行動の影響は大きいことが確認された。最後に婚外出生の動向分析を行った。配偶関係からの出生発生を基本とした出生率モデルでは婚外出生を例外的なものとして扱っているが、今後の推移によっては、こうした部分の改良が必要になるかもしれない。現時点では、1970年代後半生まれ以降の世代で、婚外出生がとりわけ10代、20代で増加している。全出生の2%以上を婚外出生が占めてはいるが、婚外出生を経験する女性が生涯未婚であるとは限らず、現段階では生涯未婚者の出生率の動向を分析できるほどは発生件数がないと言える。

出生の統計に比べ、婚姻統計は、届出遅れの問題などがあり、現実の動向を把握するのに一定の不確実性が伴う。加えて、婚前妊娠結婚や国際結婚の増加など、行動はますます多様化している。結婚行動については、経済動向など社会経済要因との関連が指摘されているが、指標を扱う際には、本章で触れたような構造的な変動を取り除いた上で、諸変数との関連について精査していくことが重要であろう。

謝辞

データ整備作業においては、総務省統計局および厚生労働省大臣官房統計情報部にご協力いただいた。また、データ収集および方法論などについて、人口推計プロジェクトの各メンバーに世話になった。製表作業においては、明治大学政治経済学部助手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たい。

文献

- 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』58-3,pp.15-44.
- 金子隆一.1991.「初婚過程の人口学的分析」『人口問題研究』47-3,pp.3-27.
- 金子隆一.1993.「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』49-1, pp.17-38.
- 金子隆一.2004a.「少子化の人口学的メカニズム」大淵寛・高橋重郷編著『少子化の人口学』原書房: 15-36.
- 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.2006a.『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.2006b.「平成 17 年度 保健・衛生行政業務報告（衛生行政報告例）結果の概況」
- 善積京子.1993.『婚外子の社会学』世界思想社.

(4) 離婚の動向と出生率への影響

岩澤 美帆

1. はじめに

将来推計人口における年齢別出生率の動向には、初婚行動の変化や、夫婦の出生行動以外に、離婚がどの程度発生するかが関わってくる。ただし、未婚化と出生率の関係と異なり、離婚の増加が出生力を下げるとは単純に言えず、再婚行動や再婚夫婦による出生行動なども絡み、その効果は複雑である (Downing and Yaukey 1979)。

例えば、1960年のアメリカのセンサスデータによれば、離婚に終わった結婚の出生力は初婚を継続した場合に比べて8割程度であることが示され、再婚者に関しては7割程度であることが示されている(Lauriat 1969)。ゆえに離婚は出生力に対して負の効果をもつと言われてきた。一方で離婚は、再婚の機会を与えることになる。通常、出生は、それぞれの結婚において望まれる。そして、再婚によって、新たなパートナーとの子どもが社会的に認知されるという出生の動機付けになるため、離婚は、再婚による追加出生という正の効果を有するとも言える。実際、再婚経験が多いほど、生涯の出生児数が多くなる傾向がデータによっても示されている(Ebanks et al. 1974, Chen et al. 1974)。このように、離婚は生殖期間を短縮させる一方で、再婚の機会を増加させ、追加出生を促す。社会全体としての出生率は、それぞれの効果の差し引きによって決まるといえるだろう。

本研究の目的は、まず、人口動態統計の個票を再集計することにより、離婚経験の動向をできるだけ精緻に把握することにある。続いて、そうした実績データをもとに、将来への投影を試み、離婚発生の将来値を推定した。最後に、離婚を含めた結婚経験構造と結婚経験別出生力によって、出生率に対する結婚経験構造の影響係数の算定を試みた。

2. 年齢別離婚率の動向：届出遅れの補整

毎年の離婚件数については、人口動態統計によって把握することができる。ただし、実際には別居が始まっていても、離婚届が出される(受理される)のがしばらく後であるケースもある。出生力への影響を見るためには、届出の有無にかかわらず、別居に至った時点離婚の発生とみなすことが必要となる。人口動態統計の個票を再集計することによって、別居年別に離婚の発生をとらえることができるので、これを利用して動向を把握する。

初婚と同様、届出遅れが十分補足できるのは、別居年からある程度の年が経過していなければならない。最近の離婚については、これから届出が出されるものが含まれないので、実際よりも過少になってしまう。そこで、初婚率の届出遅れの補正方法と同様、データが得られていない年次については、前年の比率を用い、その後の離婚コーホートにも適用す

ることとした。具体的には、前年の年内届け分に対する、当該年後に届け出られた件数の比率を、翌年の年内届け分に乘じて、当該年後の件数を補外するという処理である。これによって、すべての年次において、およそ50年後までの届出遅れの件数を推定した。

まず、届出遅れを加えた離婚推定数と別居年と届出年が一致する年内届離婚数の比率が、時代によってどう変わってきているかを確認しよう。図1には、人口動態統計の個票再集計を用いた、年内届け離婚に対する届出遅れ補正後の推定離婚数の比率を示した。届出遅れを含んだ比率は、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。

届出遅れの割合を年齢階級別にみると(図2)、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1.3程度になっている。

図3は、2005年の離婚(別居開始)における、別居からの経過時間別にみた補足率である。離婚は初婚よりも届出が遅れる傾向にあり、同年別居は73%、95%を超えるのは7年目以降ということになる。

5年ごとの届出遅れ率の年齢パターンをしめしたのが図4である。いずれの年齢でも、最近ほど遅れ率が下がってきている。ただし、1970年代と比べると、現在では、30代、40代の遅れ率がやや高い年齢層の離婚が数としては増加しているため、全体の届出遅れ率の低下傾向は緩やかなものになっている。

図5は、2005年について、届出と同年別居の離婚率と、届出遅れを補正した離婚率とを比較したものである。また、図6は、両者の合計離婚率(年齢別離婚率の15歳~49歳までの合計値)を年次別に表示したものである。

図1 年内届け離婚に対する、届出遅れを含んだ推定離婚数の比率

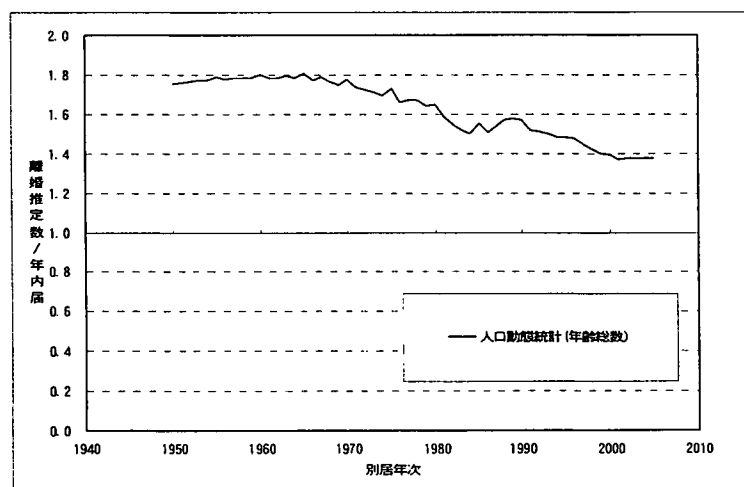


図2 年齢階級別にみた、年内届け離婚に対する、届出遅れを含んだ推定離婚数の比率

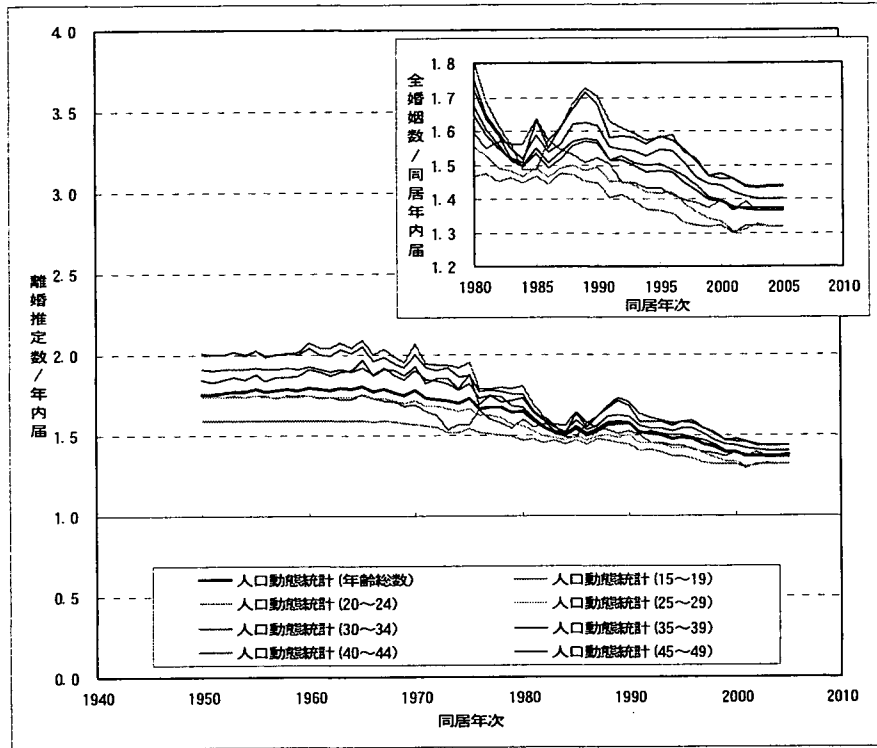


図3 別居年から届出までの年数別に見た、年齢別、離婚数の補足率：2005年別居開始

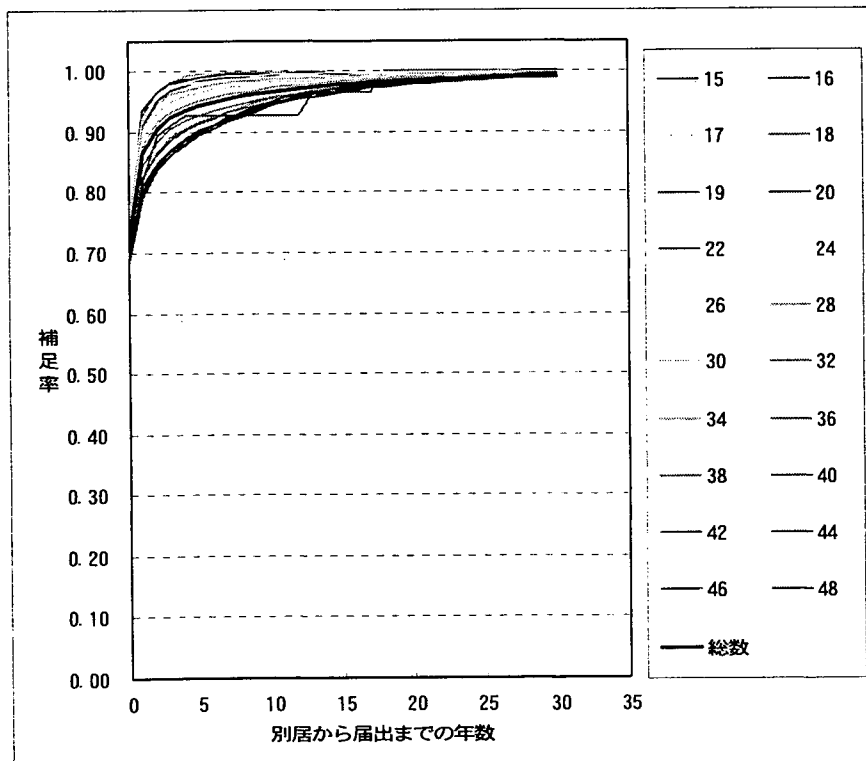
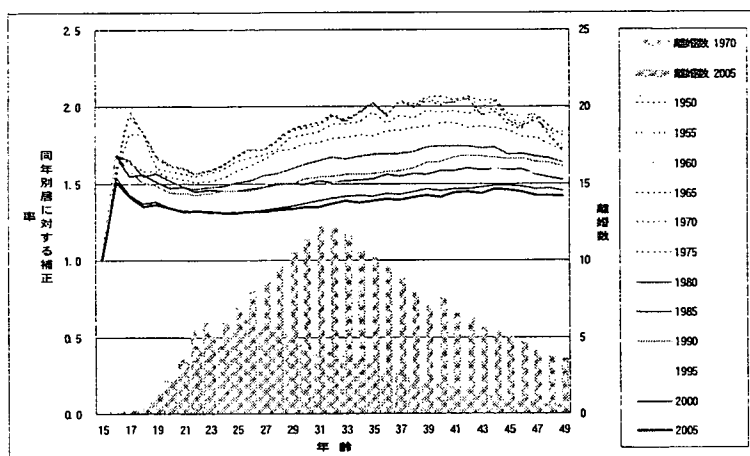
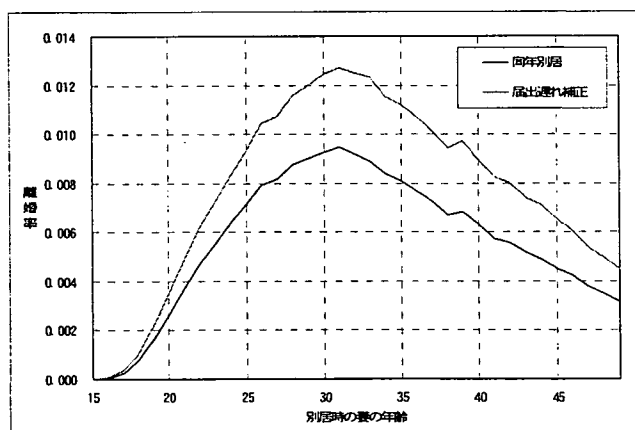


図4 同年別居離婚に対する届出遅れ補正率の年次比較



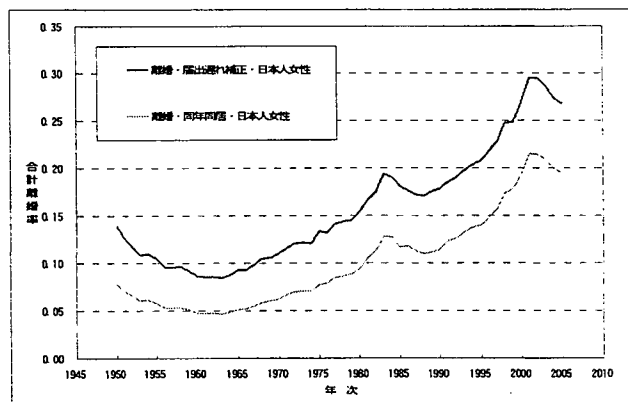
注：補正率は表示年次前後2年を含めた平均値（「2000年」は1998年～2002年の平均値）である。

図5 届出年別居のみの離婚率と届出遅れを補正した離婚率の比較：2005年



注：日本人女性に発生する離婚率。

図6 合計離婚率の年次推移



注：ここでの合計離婚率とは、年齢別離婚率を15歳～49歳まで合計した値。「日本人女性」とは、分子を日本国籍女性の初婚者に限定したものの。

3. 出生コーホート別離婚経験の動向

さて、年齢別離婚率のデータが確定したところで、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求めなければならない。そのためには50歳時の結婚経験者に占める離婚経験者割合が必要となる。

まず、算定した年齢別離婚率をもとに、女性の出生コーホート別に、離婚経験を整理する。図7には出生コーホート別に、各年齢時の累積離婚率を示した。最近のコーホートほど、30歳以上のところで、累積離婚率が上昇していることがわかる。この指標の分母は、当該年齢に達した全女性ということになるが、最終的に求めなければならないのは、結婚経験者に占める離婚経験者割合である。そこで、結婚経験者割合にあたる指標に何をを使うかが問題になる。

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を考えるとができ、再婚者の二重カウントはない。ところが、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れば、再婚の影響は分母と分子で相殺され、結婚経験者にしめる離婚経験者割合に近似されると考えられる。出生コーホート別に累積初婚率と累積婚姻率を図8、図9に示した。

初婚率を分母にした場合と、婚姻率を分母にした場合の結婚経験者に占める離婚経験者割合を、それぞれ図10、図11に示した。

さて、累積婚姻率を分母使用した、結婚経験者に占める離婚経験者割合をみると、1955年出生コーホートの50歳時点で18.4%という数値になった。しかし、その後の出生コーホートでは、離婚経験割合が若年時においてかなり上昇しており、1970年出生コーホートでは、30歳時点で、すでに18%を超えている。最終的には、1955年出生コー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、累積離婚経験が、今後、若い世代でどの程度まで上昇するかを、条件を変えて補外することを試みた。

図7 出生コホート別にみた、各年齢時累積離婚率

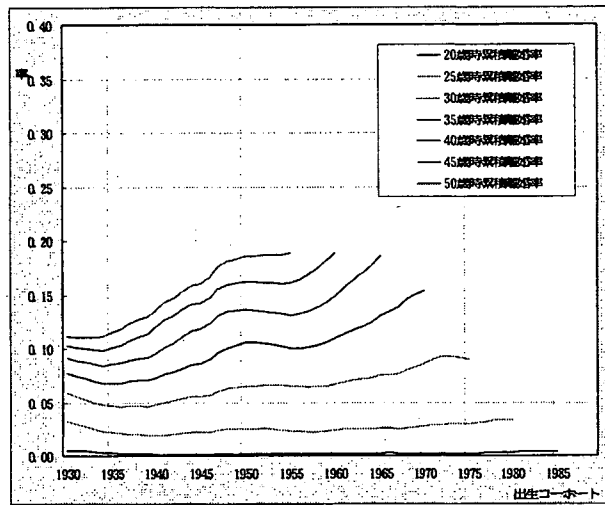


図8 出生コホート別にみた、各年齢時累積初婚率

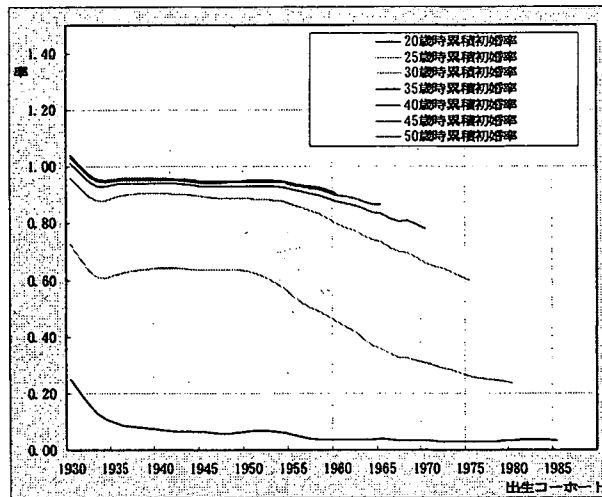


図9 出生コホート別にみた、各年齢時累積婚姻率

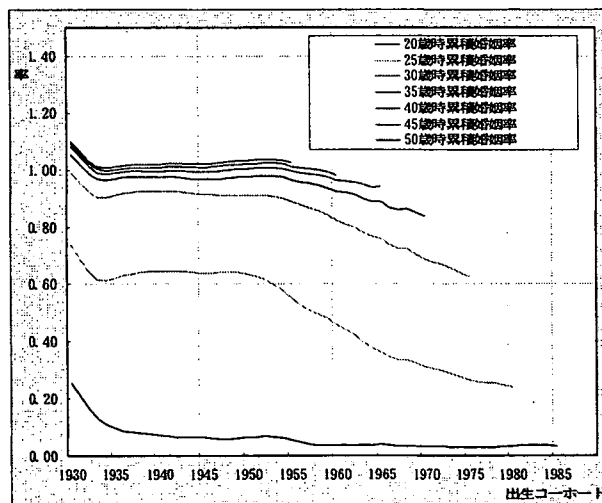


図10 出生コホート別にみた、各年齢時、結婚経験者に占める離婚経験者
(累積初婚率を分母に使用)

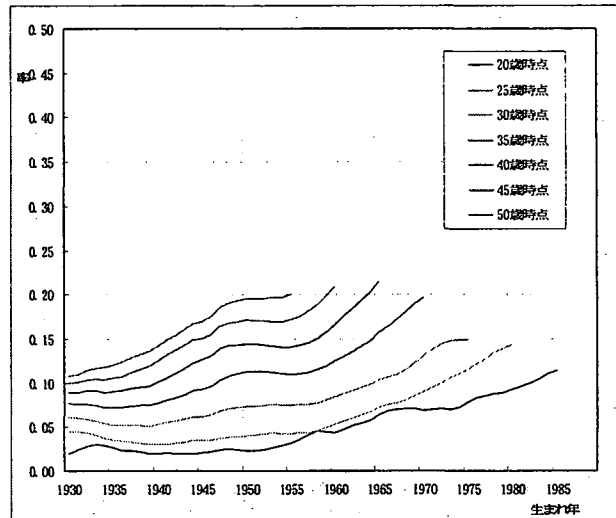
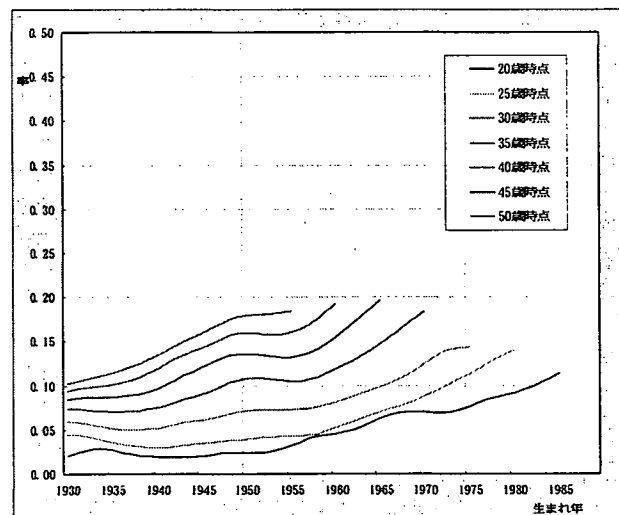


図11 出生コホート別にみた、各年齢時、結婚経験者に占める離婚経験者
(累積婚姻率を分母に使用)



4. 結婚経験者に占める離婚経験割合の補外

離婚経験者の補外については、出生率の仮定設定にあわせ中位、低位、高位の3水準を考える。なお、離婚の増加は一般には出生力への影響はマイナスと考えられるので、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(コホート累積離婚経験率/累積婚姻率)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のようになる。

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

その結果、人口推計における参照コーホートである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、人口推計における参照コーホートである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年の最高値以降を一定とした。

その結果、人口推計における参照コーホートである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。なお、1986年の最高値で一定としない場合は、1987年出生コーホート以降で低下に転じ、1990年で0.255となった。

それぞれ補外した中位、低位、高位の離婚経験者割合を図12～図14に示した。また、平成18年推計の出生率中位仮定に基づく、初婚率、婚姻率の推定値を用いて算出した、期間年齢別離婚率の合計値（合計離婚率）の推移を図15に示した。

なお、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の参考として、先進諸外国における離婚動向との比較を試みた。図16は、結婚コーホート別に、結婚が離婚に終わる確率を示したものである。欧州各国についてはEurostatのデータ、アメリカについてはKreider and Fields(2002)による。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年分ずらして表示している（50歳以降の離婚が反映されないため過少になっている可能性がある）。アメリカ、スウェーデンなどで離婚率が高く、イタリアやスペインなどで低いという特徴があるが、欧州の平均的値をみると、実績レベルで離婚確率が4割近くに上っている。日本における将来値は、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るかも知れない。