

以上の結婚と夫婦出生行動変化が合計特殊出生率低下に及ぼした影響を要約すると次の諸点が指摘できるであろう。すなわち、(1)結婚の変化は、1970年代半ばから結婚形成期にさしかかった1950年出生コホートから徐々に未婚化・晩婚化現象が起き、1960年代出生コホートから急速な未婚化・晩婚化現象を示してきた。そして、(2)家族形成（夫婦出生行動）の変化は、1960年以前の出生コホートでは、夫婦子ども数は安定的で、1960年代以降の出生コホートで明らかに夫婦出生力の低下傾向が顕著にみられるようになり、それがとくに1990年代以降において少子化の新局面として出生力の持続的低下をもたらしていることを示している。

第2節 本プロジェクトの課題

人口学的な結婚形成の変化や家族形成（夫婦の出生行動）の変化は、それをもたらした社会経済的な変化が存在する。また、変化が起きる前の時代には、その時代に形成された価値観、社会規範、就業構造、社会制度、ならびに社会慣行が存在する。そして、1970年代半ばからの社会経済変化のなかで、結婚と夫婦出生行動をとりまく様々な諸条件が結婚を延期させ、結婚後の出生行動を抑制する逆機能を生み出し、出生動向基本調査の回答にみられる9割方の男女が「いずれ結婚したい」という結婚意識や「2.56人」の予定子ども数が実現しにくい状況を生み出してきている。

そのような認識のもとで、本研究プロジェクトは、昨年度に引き続き、1990年代から始まる出生率低下の新たな局面、すなわち結婚した夫婦の出生率低下傾向と結婚行動の変化について、その動向と諸要因を探るとともに、人口学、社会学、ならびに経済学などの学問的な見地から解析するとともに自治体調査を実施し、それらの分析を通して少子化への対応について家族・労働政策の観点から、政策的含意を導き出すことを目的に実施した。

研究は具体的に、次の三つの研究を柱として分担研究を実施した。

- (1) 結婚・出生行動の人口学的・社会経済学的研究
- (2) 女子労働と出生力の研究
- (3) 結婚・出生に関する国民意識の調査研究

(1) 結婚・出生行動の人口学的・社会経済学的研究

①マクロデータに基づく計量経済学的モデル研究と②年齢別初婚率や年齢別出生率など人口学的マクロデータのモデル分析的研究、ならびに③国立社会保障・人口問題研究所の出生動向基本調査個票データに基づく多変量解析によって研究が進めた。

(2) 女子労働と出生分析

自治体単位のデータベースを作成し、それぞれの自治体が独自に実施している少子化対策が実際の出生率に与えている効果の多変量解析、ならびに、実際に子どもを出産し、育児休業を取っている人にインタビュー調査を行う手法によって研究を実施した。

開発した少子化対策とその効果に関する自治体別データベースは、全国約3400自治体のうち、675市・東京23区についてデータを収集した。対象自治体選定にあたっては、

各自治体の少子化対策の情報が必要なため、これが掲載されている日本経済新聞社と新聞社日経産業消費研究所が作成した『全国市区の行政比較（行政改革度・行政サービス度）データ集 2002 年』のなかで取り上げられている市区を基準とし選定した。

（3）結婚・出生に関する国民意識調査

市町村レベルの地方自治体と連携してアンケート調査を行ない、少子化に関する実態・意識に関する基礎資料を収集し、クロス集計分析ならびに汎用多変量解析ソフトを用いて研究を実施した。プロジェクト初年度において東京都品川区、千葉県印旛郡栄町、埼玉県秩父市で調査を実施したのに続き、今年度は岐阜県多治見市、東京都八王子市で調査を行い、標本データを得た。このデータに基づき多重集計と多変量分析を実施した。

個々の研究成果は、本報告書のそれぞれのチャプターに詳細に示した。各分担研究から得られた本年度の結論は以下の通りである。

（1）結婚・出生行動の人口学的・社会経済学的研究

結婚と夫婦出生力の低下について、第一に、結婚変動と出生力の人口学的分析の観点から、①初婚過程のコーホート変化、ならびに②離婚が出生率に及ぼす影響について分析から、一見、一様に進んでいると見られるわが国の晩婚化が、女性のコーホートによって分けられるいくつかのフェーズによって、その要因とメカニズムが変化してきており、新たに捉えられた若い世代(1958～1964 年)では、それまで見られた晩婚なグループの拡大という形ではなく、全グループの晩婚化が進行するという形に変化しており、少子化の進行における新局面が現れたことが示唆された。また、晩婚化、非婚化などの結婚変容の実相は世代によって異なり、最近の世代についてこれまで関係が深いと考えられていた高学歴化や家族意識の変化などとは独立に結婚の変化が進むという新局面が見いだされたことは、わが国の少子化の今後の見通しに対して重要な示唆を与えるとともに、その対策として子育て支援等個別策だけでなく、男女のパートナーシップなどを含む世代全体のライフコースを考慮した施策が必要なことを示している。また、離別（離婚）が出生率変動に与える影響の大きさは近年の若年齢での急激な離別の増加と再婚率の低下を反映し、2000 年は1990 年の4 倍強となった。この分析結果は将来の出生率変動を予測する際に、離婚の要素が無視し得ない要素となっていることを示している。

第二に、社会経済学的観点から、夫婦出生行動変化の諸側面として、③妻の就業行動と出産・育児の分析からは、妻が出産後も仕事を継続し、次の子どもをもつためには、夫妻の母親、とりわけ妻方の母親の育児支援に多くを頼っている実態が明らかになった。働いている女性の方が理想や予定子ども数が多いという傾向がみられ、そのような希望を実現しにくい状況が除かれれば、一層の追加出生が期待されるかもしれない。1990 年代に入るとパートや派遣など非典型労働に従事する女性が増えている。こうした働き方では出生子ども数が少ない傾向がみられた。非典型労働をめぐる仕事と子育ての両立を図っていくことも重要な政策課題となることが示唆された。④の同居選択と妻の就業分析では、同居が妻の就業を促進する効果は、従来考えられていたよりも大きいことが明らかとなり、また、保育サービスと同居は、代替関係ではなく、補完関係にあることが示唆された。政策的観

点からは、日本社会の伝統的な家族構造に配慮した政策の効果が期待される。⑤結婚・出産退職と逸失所得の分析からは、1960年代出生コーホートにおいて累積所得の上昇が起っており、従って結婚・出産による退職で生じる逸失所得の上昇が起っていることが明らかとなり、この逸失所得の上昇を抑止し、低下させる必要性が実証的に見いだされた。⑥雇用機会拡大と専業主婦の分析からは、片働き生涯専業主婦家庭という家族像が子世代に強く、子どもケアは女性がない、子どもを持つ女性は低賃金、正社員は時間制約がきついという労働市場の構造が変わらないために、既婚者の変化は小さいが「非婚」が増えているという構造がある。したがって、女性労働市場をより制度的にも社会慣行の上でも男女共同参画型にして行く必要性が明らかになった。また⑦教育費負担の及ぼす影響について社会学的、経済学的分析では、教育観の違いによって、教育需要、負担感、出生意識に差異が見出された今回の結果は、「教育費が負担」の実態が、単に一樣なものではなく多重的な構造である可能性を示しており、少子化対策としての教育費負担の軽減、あるいは児童手当などの所得補助を検討する上でも重要な視点を提示できるものである。第三に出生力の政策効果に関する研究として、⑧女性の就業と育児にかかわる機会コストの関係をマクロシミュレーションモデルとして定式化し、合計特殊出生率の将来動向を評価したが、機会コストが徐々に低下し、かつ保育所整備が進んだ場合には、2001年の合計特殊出生率は1.58と実績である1.33よりも0.25ポイント上昇するという結論が導かれ、出生率の今後における少子化対策の有効性とその効果が確認された。

(2) 女子労働と出生力の研究

開発したデータベースを使つての研究は第一次接近にとどまっており、来年度も引き続き詳細な分析を行っていく予定であるが、①保育所整備（施設数、定員数、待機児童数）と女性労働力率の関係、②保育所整備と出生（出生者数割合、出生率など）の関係、③出生と女性労働力率の関係、④保育所整備と地価、住宅着工との関係、⑤保育所整備と地域の成長力との関係、ならびに、⑦公共施設における託児サービス・子ども部屋増改築支援等と出生率の結果から得られた結論は、同じ少子化対策といっても、その内容により、効果は異なっている可能性があり、今後、さらに詳細な分析が必要である。この中で、第1次接近という限定的な結論ではあるが、各施策の効果は次のようにまとめることができよう。待機児童数を減らすような保育所整備を行うことは当該地域の女性労働力率と出生率を高めると考えられる。また、女性労働力率が高い地域で出生力は高いという関係が観察され、必ずしも女性労働力率を高めることが出生力を引き下げることはない。これらの結果から、保育所整備を行うことで女性労働力を高め、出生力をも高める可能性があると言えよう。保育所整備は地価や住宅着工の伸び、そして成長力を必ずしも高めることには繋がっていない。

今回の分析は人口規模や産業構造などの地域特性を十分にコントロールしておらず、結果の頑健性は十分保証されたものとはなっていない。来年度の分析では、計量経済学手法を用いて、地域特性を十分に配慮し分析を行う予定である。

育児休業中と復職後の2時点におけるインタビュー調査の結果から、両立支援施策への

ニーズとしては、(1) (突発的な残業にも対応可能な) 保育所の迎えの時間の柔軟性、(2) 病児保育、(3) 小学校入学後に放課後、子どもを安心して任せることのできる保育所のような場所、があげられた。また、育児休業取得者の代替要員について、(1) 代替要員を確保するのではなく仕事を外部化してしまったため、原職復帰ができない、(2) 代替要員確保のため、育児休業取得期間が希望通りにならない、などの問題点が見出された。

(3) 結婚・出生に関する国民意識の調査研究

①夫婦票分析から得られた結論

女性の就業は結婚や出産によって中断される傾向が強く認められ、職業によって異なる職場復帰の容易さや育児支援の利用可能性が、女性の就業継続に重要な影響を与えていることが示唆される。一度退職した女性が再び正規雇用に就くことは難しいことを考慮すると、就業意欲をもつ女性が働き続けることができる職場環境を整備することは少子化対策の重要な課題といえよう。

家庭生活では、夫の家事・育児参加は、妻の結婚に対する幸福感と関連を持っていることが推測され、今後生活の質の向上に向けて、家庭内における性別役割分業の柔軟化をさらに進めていく必要があるといえる。また、これは未婚男女の結婚意欲や、家族観、結婚観にも影響を与えるだろう。

子どもについては、秩父市民の子ども数は全国平均より多く、予定・理想子ども数の数値も高いため、出生意欲も高いといえる。そうした中で、育児支援策としては、未就学児に対する保育所・幼稚園の整備、小学生に対する学童保育の整備、そして子どもが自由に安全に遊べる遊び場の整備という、3つのニーズが主に挙げられる。これらの一層の充足は、子育て費用の軽減にもつながる。

②独身者票分析から得られた結論

結婚と就業のかかわりでは、フルタイム就業継続を希望するものが多いものの、実際はパート再就職コースになると考えている女性が多く、仕事と家庭の両立策を一層強力で推進することは、結婚した人たちだけでなく未婚者に対しても影響が大きいことが推測できる。

こうしたライフコースの選択には、男女の結婚観・家族観も大きく影響するが、男女間で性別役割分業についての考え方や結婚観について、男女でギャップが存在している。男性は伝統的な妻として母としての役割を担ってくれる女性を求め、年齢が上昇すればするほどその傾向が強くなる。しかしながら女性は伝統的な役割分担ではなく、夫との新しい時代の間関係を求めている。結婚については、女性は堅実な関係を望み、男性はそれにはとらわれない考え方をもっている。このような相違が存在し、さらに男女間の乖離がすすめば、晩婚化や非婚化を食い止めることは不可能となろう。

まとめにかえて

本研究2年度目は、分析のためのデータ整備が進み、徐々に課題としてきた研究の分析面の拡充が図れてきつつある。次年度の研究最終年次に向けて最終提言に向けた研究展開

を図ることにより、政府が進める少子化対策推進の一助になることを願っている。本研究は三つの分担研究から実施されているが、「結婚・出生行動の人口学的・社会経済学的研究」は、実質的に中央大学教授 大淵 寛先生のご指導を仰ぎ実施されたもので、その元で参加された研究協力者の方々に感謝したい。また「女子労働と出生力の研究」は分担研究者として慶應義塾大学教授 樋口美雄先生の指導のもと労働経済学ならびに社会学の専門家が研究協力者として参加された。多忙ななかで研究に参加された方々に、感謝したい。さらに、「結婚・出生に関する国民意識の調査研究」は安藏伸治明治大学教授を分担研究者のもとで、多くの研究者が調査プロジェクトに参加され、調査実施・分析が行われた。それらの多くの人々の協力によって詳細な分析が可能になったことを併せて感謝したい。

参考文献

- Kaneko, Ryuichi, (1999), 'Below-replacement fertility in Japan: trends, determinants and prospects' in UN, *Below Replacement Fertility*, Special Issue Nos.40/41, 1999 New York, pp.266-292.
- Takahashi, Shigesato (2001), 'Demographic investigation of the process of declining fertility in Japan', Paper presented at the IUSSP Seminar on *International Perspective on Low Fertility: Trends, Theories and Policies*, Tokyo, 21-23 March 2001, Tokyo
- 阿藤誠(1997)「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」『人口問題研究』第 53 巻第 1 号、pp.3-20.
- 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の変化の寄与について」『人口問題研究』第 58 巻第 3 号、pp.15-4.
- 大淵寛(1988)『出生力の経済学』中央大学出版部
- 加藤久和(2001)『人口経済学入門』日本評論社
- 国立社会保障・人口問題研究所(2003)『第 1 2 回出生動向基本調査：結婚と出産に関する全国調査（夫婦調査の結果概要）』
- 佐々井司,1998,「近年の夫婦出生力変動とその規定要因」『人口問題研究』第 54 巻第 4 号
- 高橋重郷(2000)「日本における少子化の現状」平山宗宏編著『少子社会と自治体』日本加除出版、pp.3-16.
- 高橋重郷(2003)「序論」『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(課題番号 H14-政策-029)、pp.39-52.

i 人口動態統計では合計特殊出生率とも表記するが、本稿では、本来の意味である合計出生率と表記する。なお、年次別の合計出生率を期間合計出生率、コーホート（世代）別に観察したものをコーホート合計出生率と区別し用いる。

第 I 部 結婚・出生力の人口・社会経済分析

主任研究者	高橋重郷 (国立社会保障・人口問題研究所)
分担研究者	大淵寛 (中央大学)
研究協力者	岩澤美帆 (国立社会保障・人口問題研究所)
	大石亜希子 (国立社会保障・人口問題研究所)
	加藤久和 (国立社会保障・人口問題研究所)
	金子隆一 (国立社会保障・人口問題研究所)
	新谷由里子 (武蔵野女子大学)
	永瀬伸子 (お茶の水女子大学)
	別府志海 (麗澤大学経済社会総合研究センター)
	守泉理恵 (国立社会保障・人口問題研究所)
	和田光平 (中央大学)
	ジェームズ・レイモ (ウィスコンシン大学)

第一章 少子化の人口過程に関する研究

1. 女性初婚過程のコーホート変化に関する研究 — 晩婚化の過程・要因分解による分析 —

金子 隆一

はじめに

本研究は、少子化を主導している女性コーホートの初婚行動変化のうち、晩婚化（平均初婚年齢の上昇）に注目し、これを促進している要因とその働きのメカニズムを探るために、平均初婚年齢の上昇を初婚過程要素（出会い、交際）のタイミング変化として捉え、これに対する高学歴化をはじめとする各種要因の構造変化の寄与を測定する¹。

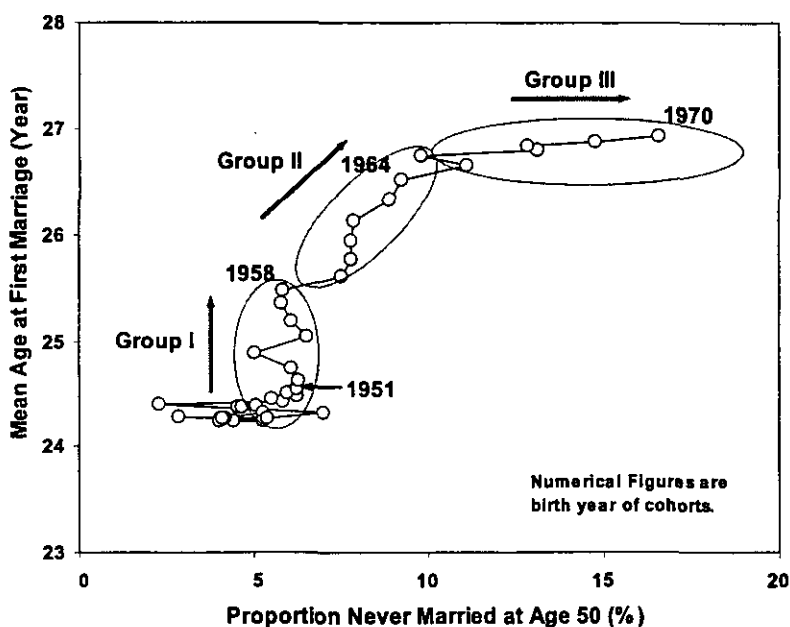
先進国一般に見られる人口置換水準下における継続した出生低下は、例外なく結婚をはじめとする男女のパートナーシップのパターンの変容によって誘導されてきたと言われる（United Nations 2002）。変化の著しいパートナーシップの形態としては、晩婚化（結婚の遅延）、非婚化（結婚の回避）、離婚の増加（結婚の中絶）、結婚以外の形式の普及（結婚の代替）が挙げられる。わが国においてもこれらが進行して行くものと見られるが、少なくとも 90 年代半ば頃までに少子化に関わって来たのは、これら中ではほぼ晩婚化のみである。一般に晩婚化は上記のような様々なパートナーシップパターンの変容の最初に見られる変化であるが、わが国の場合、女性ではそれは 1952～1958 年生まれのコーホートによって本格的に開始されたと見られる（Kaneko 2003a、金子 2003）。また、1959～64 年生まれのコーホートでは晩婚化に加えて非婚化が開始されている。本研究は、主にこれらの世代における晩婚化のメカニズムを明らかにするために、要因構成変化の寄与を定量的に把握し、構造的要因によって説明される部分と、それ以外の行動変化とを分けて観察することが目的である。

各種の要因構成の変化と晩婚化とはどのようにかかわるであろうか。これまでもいくつかの研究において、わが国の女性の結婚タイミングに影響を与える要因が特定されてきた（たとえば、Kojima 1994, Raymo 2002, 金子 1991）。その中で、学歴、および出会いの契機（とりわけ見合いか恋愛か）、結婚や家族に関する意識などが、結婚タイミングに強い影響を及ぼしていることが繰り返し認められている。これらの要因はそれら自身が近年人口内の構成を大きく変えている。とすれば、これらの変化がわが国で同時に見られる著しい晩婚化の原因として働いているのではないかとということが考えられる。これらの構造的変化は測定可能であるから、これらを把握することで、晩婚化の原因を構造要因による部分と、それ以外の行動変化による部分に分けて考えることができるであろう。それらの要因の晩婚化に対する定量的効果については、筆者による先行研究があるが（金子 1995, 2001）、今回、新たな調査（第 12 回出生動向調査）のデータが得られたことにより、分析対象をより若いコーホートに広げることができた。すなわち、今回 1980 年代後半から 1990 年代にかけての著しい少子化に関わったコーホートの行動変化について調べることができた。

¹ 本研究結果の詳細な報告は、Kaneko(2004)を参照のこと。

少子化についてコーホートからアプローチする場合、どの世代を対象とすればよいであろうか。コーホートから見たわが国女性の結婚行動の変化については、いくつかの異なるフェーズが特定されている (Kaneko 2003a, 金子 2003)。図 1 に推定された女性コーホートの生涯未婚率と平均初婚年齢の関係を示した。これによれば、これまで少子化に関わった世代はその結婚行動パターンから 3つのフェーズに分けられる。(I) 晩婚化のみ進化した世代(1952~58 年生まれ)、(II) 晩婚化と非婚化が同時に進んだ世代(1959~64 年生まれ)、(III) (結果として) 非婚化のみが生じている世代(1965 年生まれ以降)。I 期の世代は結婚を先送りしたものの、その後に結婚したために非婚化は生じなかった。II 期では、晩婚化がさらに進行し、これに起因して非婚化を伴うようになった。そして、III 期では晩婚化の結果ではない非婚化が広まっている可能性が認められる。

図 1 初婚の変容経路:人口動態統計から推定された生涯未婚率と平均初婚年齢



注：生涯未婚率と平均初婚年齢の関係の変化によって、三つのコーホートグループが明瞭に区分される。生涯未婚率を横軸に、平均初婚年齢を縦軸に取った散布図において、グループ I (1952-58 年生まれ)では垂直上方に、グループ II (1959-64 年生まれ)では右斜め上方に、グループ III (65-70 年生まれ)では水平右方向に、それぞれ推移している (Kaneko 2003a, 金子 2003)。

本分析では、この第 I 期以前と第 II 期を分析の対象とするが、とりわけ少子化につながる晩婚化を開始した第 I 期の世代においてどのように晩婚化が生じたのか、また第 II 期では晩婚化のメカニズムに違いがないか、といったことに関心が持たれる。結果としては、第 I 期以前のコーホートでは、晩婚化の半分程度が高学歴化によって説明され、結婚家族に対する意識の変化も大きく影響していたことがわかった。また、それらに続く非婚化を

伴う第Ⅱ期のコーホートにおいては様相がまったく異なり、晩婚化は関連要因の構成変化の影響が縮小し、個人のカテゴリーによらない人口全体の変化となっていた。

以下では、分析対象データの紹介に続いて、調査結果による夫婦の初婚過程の記述を行う。ついで、晩婚化の要因効果の分解に関する方法の説明と晩婚化の要因の関わり方を定量的に示した分析結果を記述し、最後にそれらの解釈について考察する。

1. データ

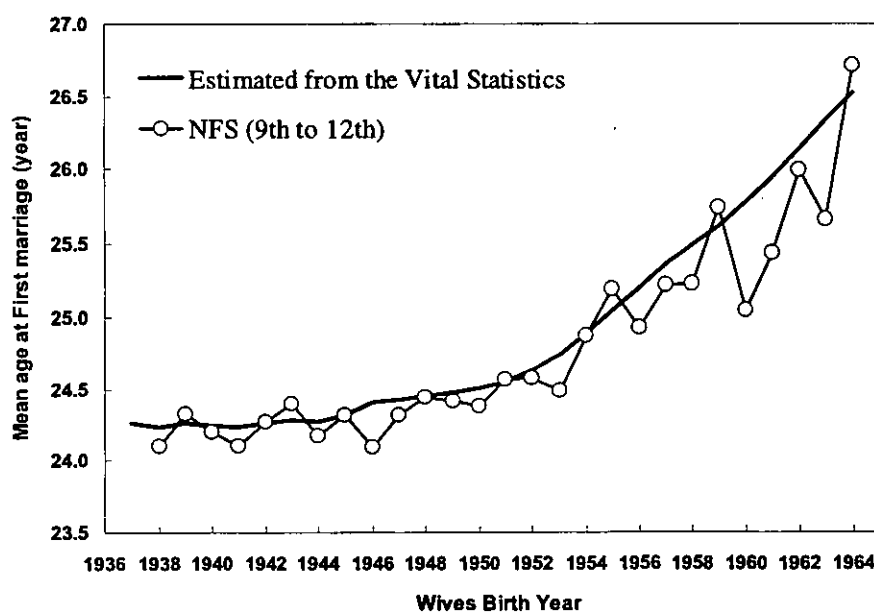
本分析が対象とするのは、国立社会保障・人口問題研究所が5年ごとに行っている全国標本調査、「出生動向基本調査－夫婦調査」のうち、初婚過程についての調査項目を含んだ、第9回調査(1987年6月実施)以降、第12回調査(2002年6月実施)までの15年間、4回分の調査によって捉えられたデータである。

結婚という事象は、それに先立つ結婚相手との出会いとその後の交際過程を経て生ずる。ここでは結婚相手との最初の出会いから初婚までの期間を便宜上、交際期間と呼んでいる。出生動向調査では第9回調査(1987年)以降、夫婦調査において有配偶者の初婚年齢と合わせて、出会い年齢、婚約年齢を調べている。ここでは主に、初婚年齢を出会い年齢と交際期間の和として捉え、初婚年齢のコーホート変化を出会い年齢と交際期間の変化として分析を行う。ただし、分析対象としたいコーホートの中には、まだ初婚過程を完全に終えていないものを含むので、これらを含めて平均初婚年齢の比較を正確に行うためには、これらに合わせて一定年齢以下の結婚を対象にする必要がある。本分析では1964年生まれコーホートまでを対象とするため、その最新調査時の到達年齢である37歳5ヶ月(37.42歳)を基準に、すべてそれ以前に結婚した対象(ただし各調査時の年齢がそれ以上の対象)とした。また、本研究では分析の対象を女子に限定する。表1に、本分析に用いた出生動向基本調査の標本数を、調査別、妻の出生年別に示す。また、図2には、女性の平均初婚年齢について、これら分析対象データから得られた値を、全数統計である人口動態統計から得られた値と比較した。1960年代生まれの値に標本数の制約による標本誤差によると見られる変動があるものの、概ね人口動態統計に沿った推移となっている。

表1 調査別、妻の出生年別にみた、標本数

Wives birth year	Round of survey				
	Total	Ninth 1987	Tenth 1992	Eleventh 1997	Twelfth 2002
1938	186	186	-	-	-
1939	208	208	-	-	-
1940	259	259	-	-	-
1941	256	256	-	-	-
1942	262	262	-	-	-
1943	537	273	264	-	-
1944	540	280	260	-	-
1945	441	227	214	-	-
1946	496	250	246	-	-
1947	690	343	347	-	-
1948	1,014	371	386	257	-
1949	1,065	383	359	323	-
1950	632	-	358	274	-
1951	630	-	353	277	-
1952	600	-	317	283	-
1953	831	-	296	281	254
1954	753	-	311	244	198
1955	443	-	-	227	216
1956	490	-	-	242	248
1957	417	-	-	224	193
1958	480	-	-	244	236
1959	435	-	-	214	221
1960	205	-	-	-	205
1961	205	-	-	-	205
1962	210	-	-	-	210
1963	235	-	-	-	235
1964	229	-	-	-	229
Total	12,749	3,298	3,711	3,090	2,650

図2 女性の平均初婚年齢：出生動向基本調査と人口動態統計の比較



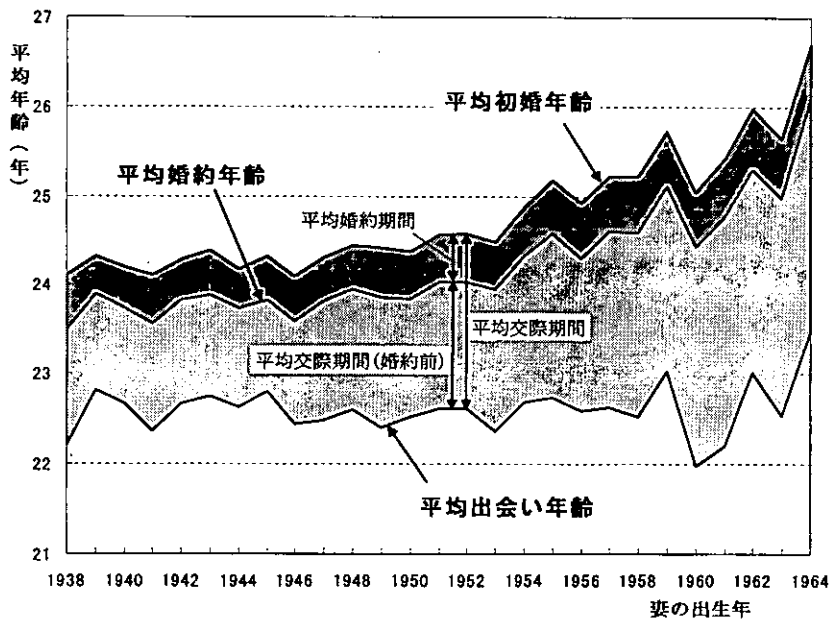
注：今回用いた出生動向基本調査から得られた女性の平均初婚年齢を人口動態統計より推定された値と比較したもの。人口動態統計からの初婚過程を終了していないコーホートの平均初婚年齢の推定は、モデルを用いた推定である(Kancko 2003a, 2003b)。

2. 記述的結果

2-1 初婚過程の観察

全国標本調査である出生動向基本調査の第9～12回夫婦調査では、夫妻が結婚に至った過程に関する項目（出会いの契機、出会いの年齢、婚約年齢、結婚年齢など）を調査している。図3にこれらを基にした妻の出生コホート(出生年)による初婚過程の推移を示した。終戦期の1946年頃までに出生したコホートでは初婚過程のタイミングにほとんど変化がないが、その後1952～3年頃出生のコホートまで平均初婚年齢と平均婚約年齢だけが穏やかに上昇を開始し、その後に生まれたコホートではより急速に上昇している。平均出会い年齢については1962～3年生まれに至るまで概ね同じ年齢(22.5～6歳)で推移している。1946年生まれ以降、若い世代ほど出会いから結婚に至るまでの交際期間が急速に延長している。そのほとんどが婚約前の交際期間の延長の結果である。

図3 妻の出生年別にみた、初婚過程の平均像の推移



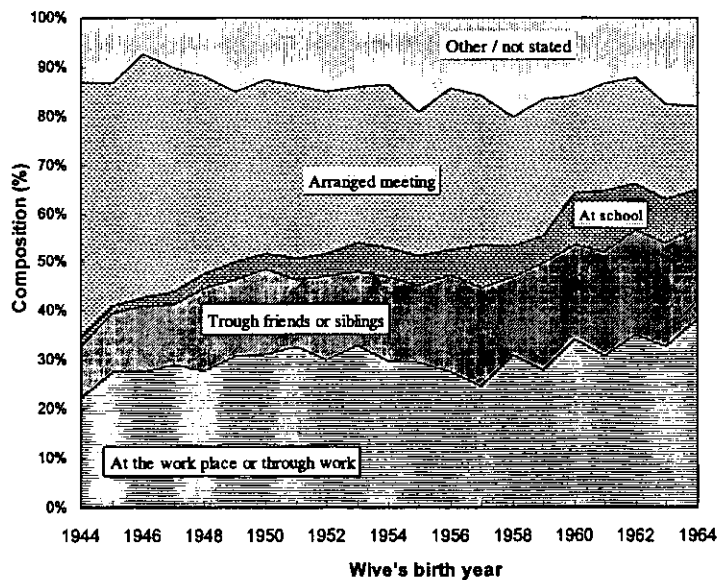
注：対象は第9～12回調査による1938～64年生まれ、調査時年齢37.42歳以上かつ結婚年齢37.42歳未満の妻。数値は付表1参照。

2-2 晩婚化要因の構成変化の観察

今回の分析対象とした晩婚化の要因のうち、夫妻が出会ったきっかけについて、妻のコホートによる構成変化を図4に示した。最も明瞭な変化は、最近のコホートにおける見合い結婚の減少である。これに代わって、他のきっかけはそれぞれ増加している。とくに若いコホートでの学校で知り合った者、友人やきょうだいの紹介による者の増加が目立つ。これらのきっかけによって、結婚タイミングは著しく異なることがわかっているの

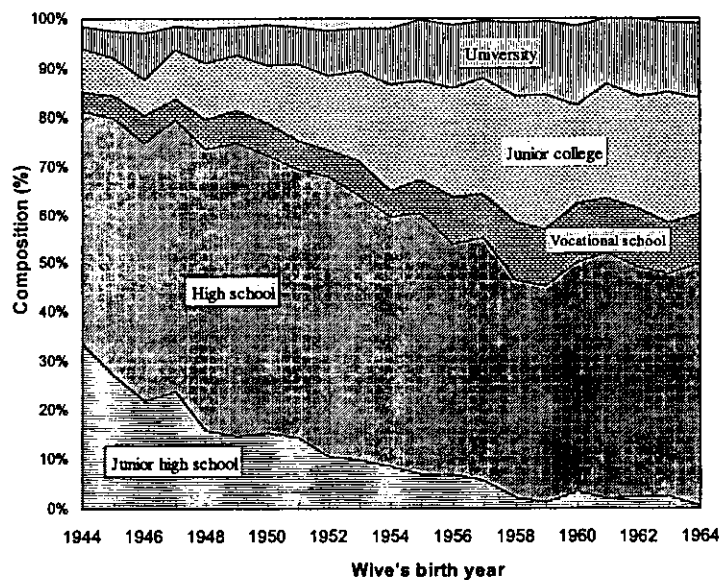
で（人口研 1988, 1993, 社人研 1998, 2003 など）、ここに見られるようなきっかけの構成の大きな変化は、初婚年齢の変化に大きな影響を与えていると考えられる。

図4 夫妻が出会ったきっかけの妻出生年による変化



同様に、妻の学歴について、妻のコーホートによる構成変化を図5に示した。中学卒の減少と、短大および大学の増加が明瞭である。結婚タイミングは学歴によって著しく異なり、高学歴ほど遅いことがわかっている（人口研 1988, 1993, 社人研 1998, 2003 など）、ここに見られるような学歴構成の大きな変化は、初婚年齢の変化に大きな影響を与えていると考えられる。

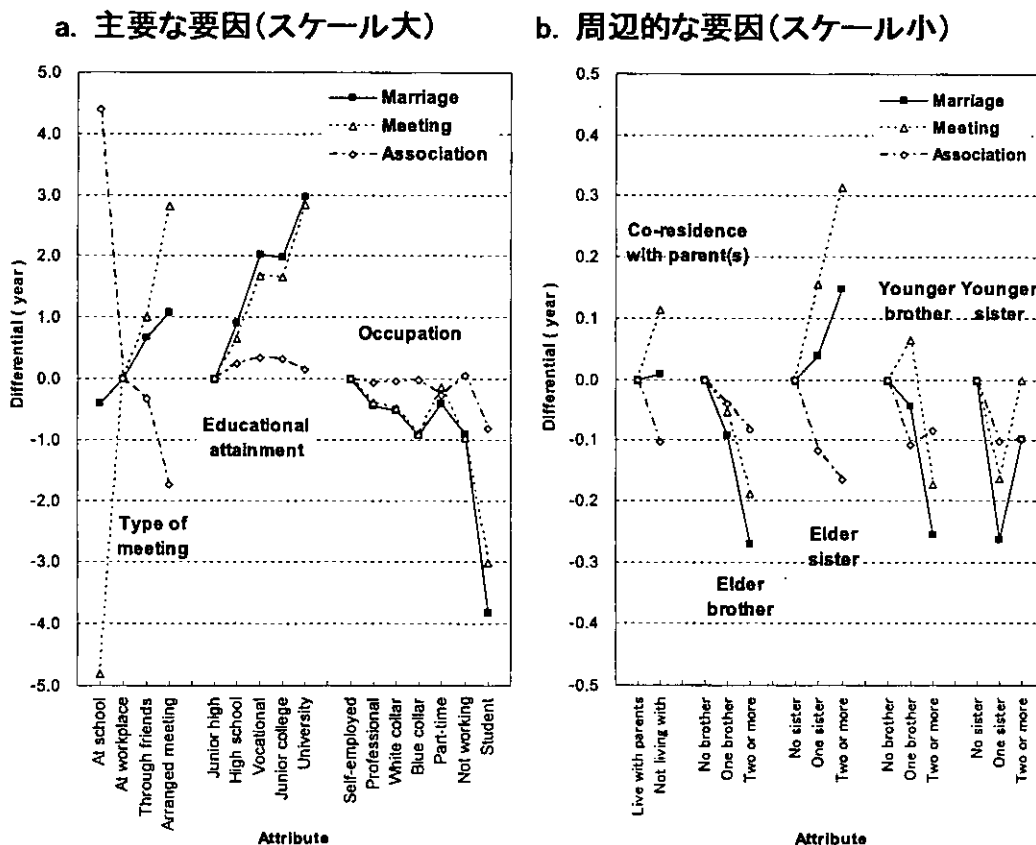
図5 妻の学歴の妻出生年による変化



2-3 晩婚化要因による結婚タイミング格差の観察

上記に示したような各種要因の構成変化は、それら要因のカテゴリーグループ間の結婚タイミングの格差によって、全体の結婚タイミングに影響を与える。同じ構成変化が生じたとき、格差が大きいほど結婚タイミングに与える影響は大きい。図6には、今回対象とした要因のうち、出会いのきっかけ、妻の学歴、妻の職業、結婚前の親との同別居、きょうだい構成（兄弟姉妹のそれぞれの有無）について、結婚タイミングの格差を示した。分析対象としたコーホートをまとめて観察したものである。前3者と後者では、格差のスケールが異なるため別々に描いている（図6 a、b）。また、格差は、平均初婚年齢(marriageと表示)の他、平均出会い年齢(meeting)と交際期間(association)についても同時に図示している。これらによれば、出会いのきっかけ、学歴による格差が著しく、前節で見た大きな構成変化と合わせて、結婚タイミングの変化に与える影響は大きいものと思われる。

図6 初婚タイミングの要因カテゴリー間格差:1943-64 年生まれ妻



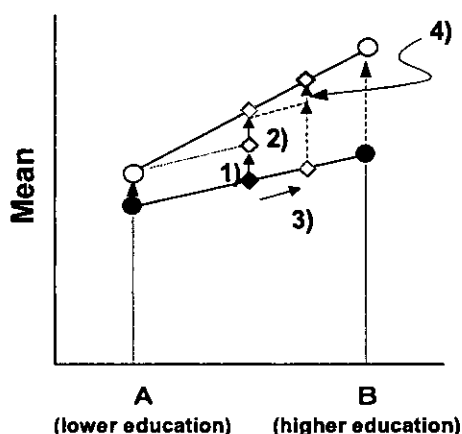
3. 分析方法

本研究では、初婚どうし夫婦の初婚過程について、線形重回帰モデルを用いて女性平均初婚年齢のコーホート変化の要因分解を行った。平均初婚年齢変化の要因分解とは、2コーホート間の平均初婚年齢の変化に占める各種要因の構成変化の効果を統計的に取り出す。

方法である。これにより調査に含まれる項目については、その晩婚化への効果を定量的に特定することができる。

結婚タイミングに対する社会経済的要因の影響について考えてみたい。たとえば、高学歴化が晩婚化を引き起こしているという議論があるが、これはどのように考えたらよいであろうか。学歴との関係から見た晩婚化の起こり方には次の三つのケースが考えられる。すなわち、1)学歴に関係なく集団が一様に晩婚化する場合、2)一部の学歴グループのみ晩婚化する場合(このとき結婚年齢の学歴格差は変化する)、3)学歴格差は変化せず晩婚な学歴グループ(高学歴層)が集団中に増えて全体が晩婚化する場合である。これらを模式的に図示すると、図7のようになる。

図7 平均値(平均初婚年齢)の変化の分解:学歴との関係



注：人口の平均値の変化(◆→◇)が、人口内の各学歴カテゴリーの平均値の変化(●→○)によって、どのように生ずるかを示す。

図では、平均初婚年齢(●)に格差があるA、Bという二つの学歴グループからなる人口で、それぞれのグループの平均値が変化した際(●→○)の人口の平均初婚年齢の動き(◆→◇)を示している。人口の平均値の変化量は、上記の1)~3)の変化に対応する変化量に分解することができる。図ではこれを同じ番号で示している。ただし、人口の平均値の変化には、さらに2)の変化(カテゴリー間格差の変化)と3)の変化(カテゴリー構成の変化)の相互作用による変化量が存在する(図中4))。しかし、これはカテゴリー間格差がある程度安定的な場合には、非常に小さいので一般には無視しうる場合が多い。

1)と2)では全体の平均値変化は、個々のカテゴリーの平均値変化に起因しており、それぞれの変化は改めて説明が必要である。これに対して、3)では平均値の変化はすべてカテゴリー構成の変化によって説明される。たとえば、上の例で見られた晩婚化(平均初婚年齢の上昇)のうち、3)の変化量は高学歴化(高学歴カテゴリーの構成比増加)が原因であったと言える。本分析では晩婚化に対する各種要因の3)の効果を測定することが目的である。それには、1)~4)の効果を分離する方策が必要となる。また、晩婚化に関わる要因は

学歴だけではなく多数存在し、しかもそれらは互いに相関を持ちうるので、それらコントロールも必要である。ここでは線形重回帰モデルによる要因分解法を用いることによって、これらを行う。

2つ(または2時点)の人口の動態率の格差を要因の効果に分解する方法についてはいくつかの提案がなされており、人口統計の分野では広く応用されている(Kitagawa, 1955, Das Gupta, 1978 など)。この要因分解の手法は基本的に平均値、およびより高次のモーメントについても適用することができる(Clogg and Eliason, 1986)。以下では、通常線形重回帰モデルを用いて、二つのコーホート間の平均値変化を要因分解するためのモデルを考える。

Y_i : 個人 i の初婚年齢

T : コーホート ($=0, 1$)

$X_{i,j}$: 個人 i の要因の j カテゴリー該当を示す二値変数($=0$: 非該当, 1 : 該当)

p_j : 要因の j カテゴリーの構成比

ただし、ここでは複数の要因も一つのシリーズ変数 $X_{i,j}$ によって表すことにする。ここで、各コーホートの個人 i の事象生起年齢の決定について、次の線形重回帰モデルを考える。

$$Y_i = \alpha + \sum_j \beta_j X_{i,j} + \varepsilon_i$$

ここで、 ε_i は平均が 0 である誤差項、 α , β は回帰係数の推定値(推定値の記号 $\hat{}$ は省略)である。なお、 \sum はすべてのカテゴリー j についての和を求めるものとする²。二つのコーホート($T=0, 1$)に対してこのモデルを適用して、それぞれに平均値を求めると、

$$\bar{Y}^{T=1} = \alpha^{T=1} + \sum_j \beta_j^{T=1} \bar{X}_j^{T=1} + \bar{\varepsilon}^{T=1} = \alpha^{T=1} + \sum_j \beta_j^{T=1} p_j^{T=1}, \quad t=0, 1$$

ただし、 $\bar{}$ はコーホート全個人についての平均であることを表す。また、 $T=1$ は、変数がコーホート t に属することを示す。ここで、 Δ をコーホート間の差を表すものとする(e.g. $\Delta \bar{Y} = \bar{Y}^{T=1} - \bar{Y}^{T=0}$)、

$$\begin{aligned} \Delta \bar{Y} &= \Delta \alpha + \sum_j \Delta \beta_j p_j^{T=0} + \sum_j \beta_j^{T=0} \Delta p_j + \sum_j \Delta \beta_j \Delta p_j \\ &= \Delta \alpha + \sum_j \Delta \beta_j p_j^* + \sum_j \beta_j^* \Delta p_j \end{aligned}$$

² この場合、規準カテゴリー reference category の回帰係数は 0 とする。

ここに、 $\beta_j^* = (\beta_j^{T=0} + \beta_j^{T=1})/2$ 、 $p_j^* = (p_j^{T=0} + p_j^{T=1})/2$ である。

すなわち、二つのコーホート平均値の差 $\Delta\bar{Y}$ は、最終的に三つの項に分解され、第一項 $\Delta\alpha$ は上述の要因効果の議論における 1) の変化、第二項 $\sum_j \Delta\beta_j p_j^*$ は 2) の変化、そして第三項 $\sum_j \beta_j^* \Delta p_j$ は 3) の変化に対応すると考えることができる。本分析では、このモデルに従って、初婚過程事象の平均値変化を各種要因構成変化の寄与に分解する。ただし、第二項と第三項にはともに係数変化と構成変化の交互作用 $\Delta\beta\Delta p$ を含んでおり、これらは第二項と第三項に均等に配分されることになる。この交互作用は要因分解を攪乱する要素であり、小さいことが望ましい。構成変化 Δp の効果を測定する観点からは、対象とする二つのコーホート間で β の格差が大きいほどこの交互作用は大きくなる。したがって、比較する二つのコーホートはできるだけ近い方が望ましく、今回の分析では隣接する単年コーホートの比較を基にした。

また、1)、2) に該当する部分、すなわち上式最下行の第一項と第二項は、実際の分析においては必ずしも安定的に分離しないことが先行研究(金子、1995)において認められているが、今回の分析においてもほぼ同様のことが見られた。その理由としては、これらの項がもともと回帰モデルにおける係数(切片と傾き)の変化を表す部分であり、その増減が互いに相補的に生じているということが考えられる。いずれにしろ、社会経済要因変化による晩婚化のメカニズムを明らかにするという観点からは、われわれの関心は 3)、すなわち第 3 項(たとえば高学歴化の効果)にあり、第一項、二項は敢えて分離する必要はないと考えられる。したがって、本分析ではこれらは残差としてまとめて取り扱われる。

なお、以上の要因分解は、初婚過程における平均出会い年齢の変化($\Delta\bar{M}$)、および平均交際期間の変化($\Delta\bar{D}$)についても同様に成り立ち、平均初婚年齢の変化($\Delta\bar{Y}$)との間には、

$$\Delta\bar{Y} = \Delta\bar{M} + \Delta\bar{D}$$

という関係がある。したがって、平均初婚年齢の変化は、平均出会い年齢変化と平均交際期間変化に分解され、さらにその各々について各種の要因構成変化の効果に分解されることになる。

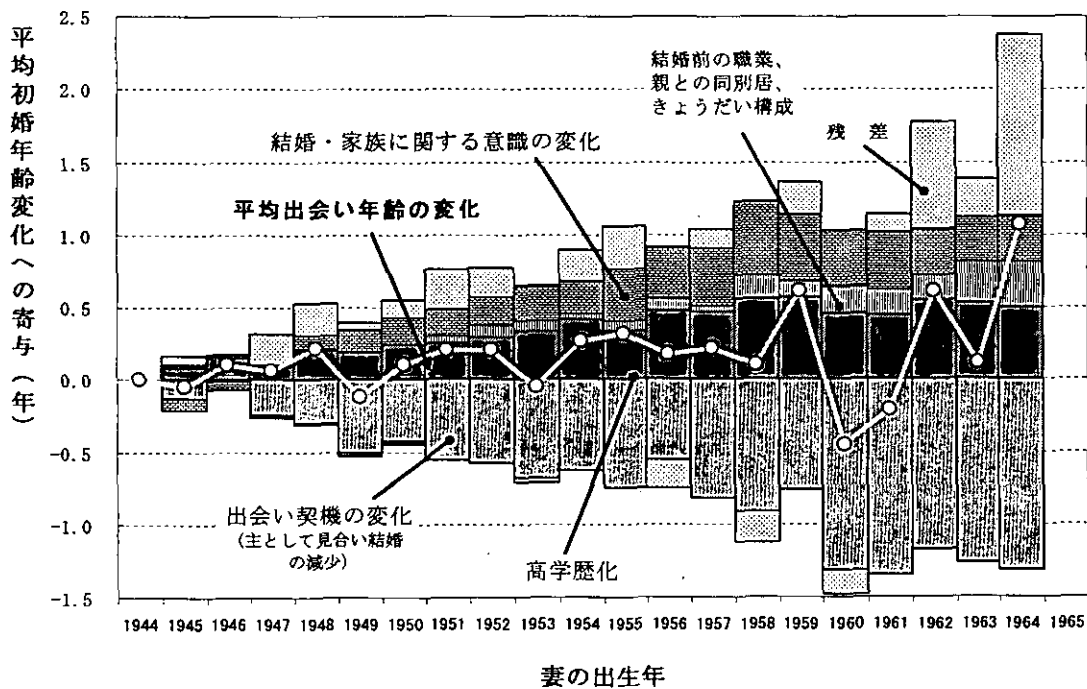
4. 分析結果

多変量の要因分解手法により、コーホートごとの晩婚化に対する各種要因の構成変化の効果が測定された。

まず、結婚過程の要素ごとに単年コーホートごとに効果を測定した結果を示そう。図 8 には、妻の各年出生コーホートの 1944 年コーホートからの平均出会い年齢変化とこれに対する各種要因構成変化の寄与を示した。図中、白抜きの折れ線グラフが、平均出会い年齢のコーホートごとの増減を示している。これは先にみたように、1960 年代生まれ以降の小

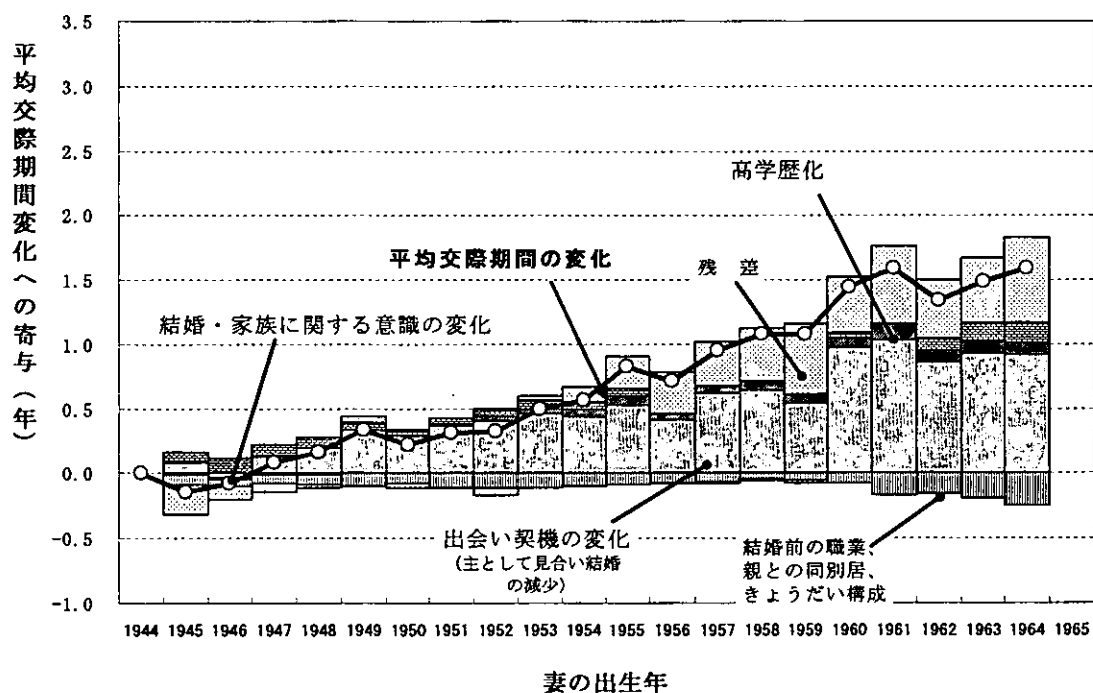
標本によると見られる変動に至るまで、一定の増減傾向を示さず、対象のコーホートについて平均出会い年齢はあまり変化しなかったことを示している。しかし同図からは、その背後では、複数の要因が出会い年齢を異なる方向へと引き合っていたことがわかる。すなわち、出会いのきっかけの構成変化（主として見合い結婚の減少－結婚の恋愛化）は出会い年齢を著しく下げる方向に作用していたが、同時に高学歴化、意識変化をはじめとする他要因の構成変化は出会い年齢を引き上げる方向に作用しており、結果的に出会い年齢は安定的な推移となっていたことがわかる。

図8 妻コーホート、平均出会い年齢変化の要因分解



注：1944 年生まれコーホートからの平均出会い年齢の上昇とその各要因の寄与による内訳を示す。数値については付表 2 を参照。

図9 妻コホート、平均交際期間変化の要因分解

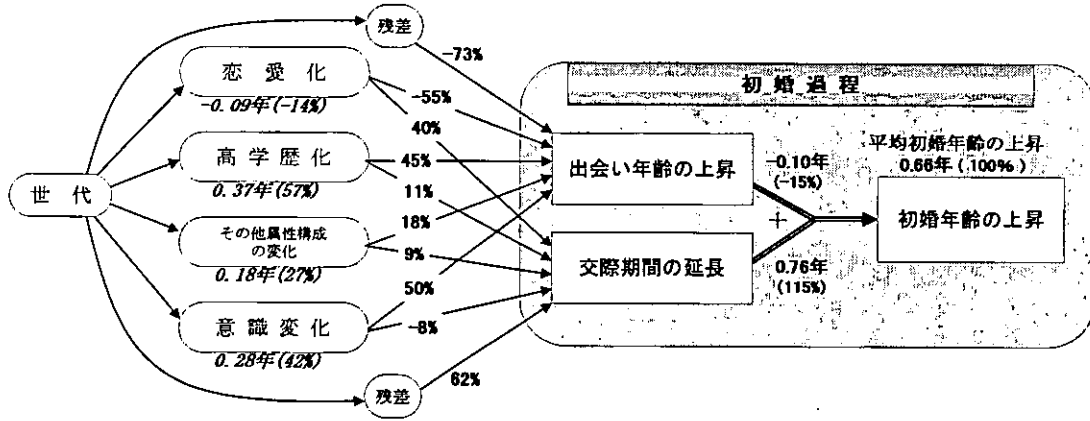


注：1944 年生まれコホートからの平均交際期間の延長とその各要因の寄与による内訳を示す。数値については付表 3 を参照。

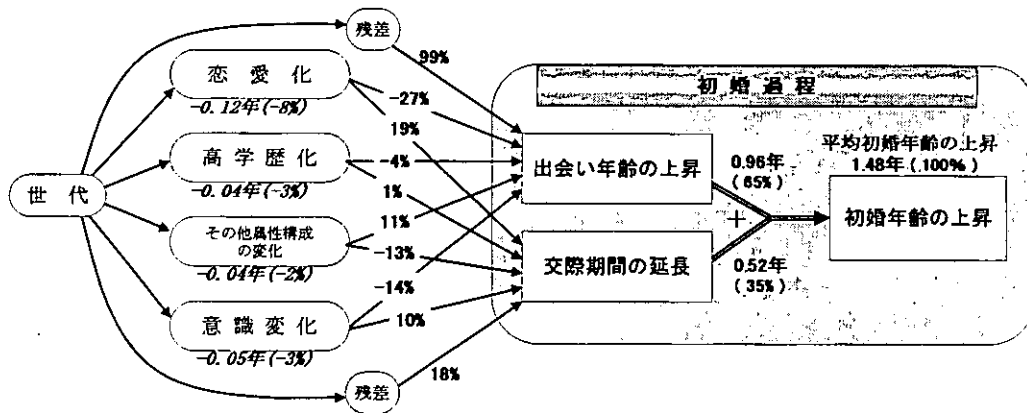
一方、図 9 には平均交際期間変化と、各要因構成変化の寄与を図示した。平均出会い年齢が安定的であったのと対照的に、平均交際期間（図中、折れ線グラフ）は対象のコホートでほぼ一貫して延長を続けており、直接にはこれが晩婚化をもたらしていた。そしてその背後では、出会いのきっかけ変化（恋愛化）、高学歴化、そして意識変化がこれに寄与していたことがわかる。

つぎに、先述の少子化をもたらした結婚行動の変化フェーズ（Kaneko 2003a, 金子 2003、図 1 参照）に従って、晩婚化の要因寄与について見ることにしよう。女性コホートの平均初婚年齢の変化に対する初婚過程要素、および各種社会経済要因の構成変化の寄与を、これらフェーズごとに示したものが表 1 である（結果の詳細については、付表を参照）。

図 10 妻コーホートの平均初婚年齢上昇に対する要因の寄与
 — 1951～1958 年生まれ —



— 1958～1964 年生まれ —



注：「恋愛化」とは見合い結婚の減少を含む出会いのきっかけの変化のこと。「その他の属性」とは結婚前の職業、親との同別居、きょうだい構成。

つぎに晩婚化に加えて非婚化を開始した少子化第Ⅱ期に相当する1958年～64年生まれのコーホートについては、これに寄与する要因の様相が一変する。この6年間のコーホートの晩婚化は1.48年であり、加速が見られるが、まず、出会い年齢、交際期間の寄与の内訳において、出会い年齢上昇の効果が増加している³。また、各種属性の構成変化の効果が軒並み縮小している。すなわち、それまで晩婚化に大いに寄与していた高学歴化、結婚・家族に対する意識変化の効果はすっかり失われ、むしろマイナスに転じている。その結果、これらの要因の構成変化はむしろ、晩婚化に関係しないか、むしろ止める方向に働いてい

³ 本調査データでは、第Ⅱ期に相当するコーホートは他に比べて標本数が少なく、また1964年生まれコーホートがやや特異な変動を示すため、これらのコーホートに対する分析結果の数値はやや不安定である。平均初婚年齢、平均出会い年齢の上昇がともにやや過大のようである。ただし、1964年コーホートを除いても、要因構成変化の寄与については、ほとんど変わらなかった。