

## 研究ノート

# わが国女子コウホート晩婚化の要因について

## —平均初婚年齢差の過程・要因分解—

金子 隆 一

### 1. はじめに

1970年代半ば以降続いている合計特殊出生率の低下傾向は、青年層における晩婚化を背景とする有配偶率低下に負うところが大きい<sup>1)</sup>。もちろん有配偶率の低下は、晩婚化だけでなく、生涯にわたって結婚しないという行動の広がり（ここでは非婚化と呼ぶ）によっても生ずる。晩婚化、すなわち結婚タイミングの遅れは、年次ごとの結婚年齢分布の観察などによって確認されているが、非婚化すなわち生涯未婚率の増大が生ずるか否かは現在の未婚者の今後の結婚行動によって決まる部分が多い。そこで未婚者の将来の結婚に対する意思を調査した結果を見ると、積極的に生涯未婚を志向する者は意外に僅かである<sup>2)</sup>。したがって少なくとも現在までのところは若者たちの間では晩婚化を基調とした行動変化が生じていると言えそうである。そこで本研究では近年の結婚行動の変容について、女子の晩婚化すなわち結婚タイミングの遅れに焦点を当てて、それを引き起こした要因とメカニズムに接近を試みる。

近年の晩婚化現象に対しては、女子の高学歴化や職場進出などが主要な理由として挙げられることが多いが、これはどのように確かめられるだろうか。たとえば高学歴化は人口内部の学歴構成の変化として捉えられるから、構成変化を標準化して比較を行う手法すなわち要因分解法などによって、構成変化の効果を排除した場合の平均初婚年齢の変化や構成変化自体の効果を推定することができる。本研究では1980年代半ばまでに結婚した女子コウホートの間の平均初婚年齢差を対象に、線形重回帰を用いた要因分解法を適用して、各種社会経済的変量の変化が初婚タイミング変化に及ぼした寄与の推定を試みた。とくに、それら要因がどのように初婚タイミングを変えたかを探るため、初婚に至る過程（出会いのタイミング、および交際期間）に対する個別の効果についても同様の推定を行った。さらに、それらの分析結果において、社会経済的要因によって説明し得ない晩婚化部分について、結

1) 1975~90年間の合計特殊出生率の低下0.37を年齢別有配偶出生率変化の効果と年齢別有配偶率変化の効果に要因分解した結果によれば、前者が-57%、後者が157%に相当する。すなわちこの間、結婚のしかたの変化は合計特殊出生率の変化に換算して、0.58 (=0.37×157%) に及ぶ引き下げ効果があったと解釈される。

河野綱果, 「配偶関係と出生力」, 日本統計協会編総務庁統計局監修, 『現代日本の人口問題』, 日本統計協会, 1995年6月, pp.63-110.

2) 第10回出生動向調査, 独身者調査における将来の結婚の意思を尋ねた設問(未婚者対象)で, 「一生結婚するつもりはない」と回答した割合は, 男子4.9%, 女子5.2%であり10年前(第8次調査)の2.3%, 4.1%からあまり変化していない。これは将来を占うデータではないが, 現在までのところ未婚者の中で少なくとも意図的に生涯非婚的行動がとられていないことを示すと見られる。

阿藤誠・高橋重郷・中野英子・渡邊吉利・小島宏・金子隆一・三田房美, 「独身青年層の結婚観と子供観—第10回出生動向基本調査(独身者調査)の結果から—」『人口問題研究』, 第50巻1号, 1994年4月, pp.31.

婚観、家族観などの意識要因を導入することによって説明することを試みた。

## 2. 平均初婚年齢差の要因分解法

人口内のサブグループによって結婚タイミングに格差がある場合には、人口の二時点における平均結婚年齢の変化にはサブグループの構成比変化に起因する部分が含まれている。たとえば、通常結婚の平均的な時期は学歴によってかなり異なり、高学歴になるほど遅い。したがって、人口内の高学歴者の構成比が増大（高学歴化）すれば、各学歴グループの結婚行動に変化が無くとも人口全体の平均結婚年齢は上昇する。この人口の内部構成変化に起因する平均結婚年齢の上昇分は、各グループごとの平均値と構成比の変化量を用いて計算することができる。すなわち、ある人口における平均結婚年齢の上昇は、特定要因の構成変化に起因する上昇分と、それ以外の上昇分（残差）に形式的に分けることができる<sup>3)</sup>。

ここではこの要因分解を平均初婚年齢、平均出会い年齢、および平均交際期間という3変数のコウホート間格差について適用するが、とくに多変量の場合を考慮して線形重回帰モデルを利用した要因分解 regression decomposition を用いる。ただし、ここで注意すべきは、線形重回帰モデルはグループごとの平均値の増分を計算する際に、他の要因をコントロールする目的で使用するのであって、通常の回帰分析を行おうとするのではない（一般に結婚年齢に対して線形重回帰分析を適用するのは有効な方法とは言えない<sup>4)</sup>）。また、通常のとおり要因分解と同様あくまで平均値の構造のみを対象とする。それは分布に対する仮定を要さないのが、分析法および結果の解釈が単純化されるという利点があるが、信頼性に関する議論を欠いている点では欠点である。

$Y$  を初婚年齢、 $X_j$  を要因の第  $j$  カテゴリーに該当するか否かを二値（=0,1）によって表す確率変数とし、 $\alpha$ 、 $\beta$  を回帰係数、また、 $\varepsilon$  を誤差として、要因と初婚年齢との関係について

$$Y = \alpha + \sum \beta_j X_j + \varepsilon \quad (1)$$

という線形モデルを考えると、2コウホート（ $T=0$ 、 $T=1$ ）の平均初婚年齢、およびその差は要因の第  $j$  カテゴリーに該当するグループの構成比を  $p_j$  として以下のように表せる。

$$\bar{Y}^{T=i} = \alpha^{T=i} + \sum \beta_j^{T=i} \bar{X}_j^{T=i} + \bar{\varepsilon}^{T=i} = \alpha^{T=i} + \sum \beta_j^{T=i} p_j^{T=i}, \quad i = 0, 1 \quad (2)$$

3) Kitagawa は、2人口の動態率の差の要因分解法 components analysis method を提案した。

Evelyn M. Kitagawa, "Components of a Difference Between Two Rates", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 50, 1955, pp. 1168-94.

平均値および高次モーメントについても基本的に同様の手法が適用できる。

Clifford C. Clogg and Scott R. Eliason, "On Regression Standardization for Moments", *Sociological Methods and Research*, Vol. 14(4), 1986, pp. 423-46.

4) 通常のとおり線形重回帰分析を結婚年齢に適用するのは、結婚年齢の分布に正規分布を仮定することになり、精度が要求される分析の場合適当ではない。より適切な結婚年齢分布モデルを用いた重回帰分析が提案されている。

James Trussell and Davil Bloom, "Estimating the Co-variates of Age at Marriage and First Birth", *Population Studies*, Vol. 37(3), 1983, pp. 403-416. 金子隆一, 「初婚過程の人口学的分析」『人口問題研究』, 第47巻3号, 1991年10月, pp. 3-27.

$$\begin{aligned}
\Delta \bar{Y} &= \Delta \alpha + \sum \Delta \beta_j p_j^{T=0} + \sum \beta_j^{T=0} \Delta p_j + \sum \Delta \beta_j \Delta p_j \\
&= \Delta \alpha + \left\{ \sum \Delta \beta_j p_j^{T=0} + \frac{\sum \Delta \beta_j \Delta p_j}{2} \right\} + \left\{ \sum \beta_j^{T=0} \Delta p_j + \frac{\sum \Delta \beta_j \Delta p_j}{2} \right\} \\
&= \Delta \alpha + \sum \Delta \beta_j p_j + \sum \beta_j \Delta p_j
\end{aligned} \tag{3}$$

ただし、 $\bar{\quad}$ は平均値を、 $\Delta$ は2コウホート (T=0,1) 間の差を表し、 $\Sigma$ は $X_j$ の基準カテゴリーを除いた全カテゴリーの和を表す。また、 $p_j = (p_j^{T=0} + p_j^{T=1})/2$ 、 $\beta_j = (\beta_j^{T=0} + \beta_j^{T=1})/2$ である。

式(3)は平均初婚年齢の差 ( $\Delta \bar{Y}$ ) の分解を表しており、最初の行の右辺第3項が $X$ の構成変化 ( $\Delta p_j$ ) のみに起因する増加分を表す。ただし、式は第4項に係数 $\beta$ の変化との相乗作用の項を含み、 $X$ の構成変化の効果はこの項にも含まれることになり解釈上都合が悪い。この相乗作用を適当な割合で $X$ の構成変化の効果とそれ以外の効果に分けることが考えられる。単純に1/2ずつに分けるとした場合、これは二つのコウホートの $\beta_j$ および $p_j$ を単純平均した仮想的コウホートによって標準化した平均初婚年齢 $\bar{Y}$ の増分を要因分解することに相当する<sup>5)</sup>。式(3)の第二行目、三行目はこのことを表している。この要因分解分析のためのモデルをここではモデル1と呼ぶことにする。

以上はコウホート間で $\alpha$ および $\beta$ (平均初婚年齢のグループ間格差)の変化を考慮しているが、これを一定としたモデルを考えるなら、二つのコウホートに共通の $\alpha$ 、 $\beta_j$ を用いて、以下のようなモデルが考えられる。

$$Y = \alpha + \delta T + \sum \beta_j X_j + \varepsilon \tag{4}$$

$$\bar{Y}^{T=0} = \alpha + \sum \beta_j \bar{X}_j^{T=0} + \bar{\varepsilon}^{T=0} \cong \alpha + \sum \beta_j p_j^{T=0} \tag{5}$$

$$\bar{Y}^{T=1} = \alpha + \delta + \sum \beta_j \bar{X}_j^{T=1} + \bar{\varepsilon}^{T=1} \cong \alpha + \delta + \sum \beta_j p_j^{T=1} \tag{6}$$

$$\Delta \bar{Y} \cong \delta + \sum \beta_j \Delta p_j \tag{7}$$

ただし、 $\delta$ はTに関する回帰係数であり、 $X$ をコントロール(標準化)した場合のコウホート間の平均初婚年齢の増加に相当する。これをここではモデル2と呼ぶ。

コウホート間でグループ間格差の時間変化を想定しないのなら、余分な項が最初から無いモデル2は簡便であり、かつ適切である。実用上では、計算結果は先のモデルにおいて相乗作用を半々に分割した場合とほとんど違いは無い。また、規模が著しく異なる2コウホートに適用する場合には、 $\beta$ の単純平均を標準とする前者より、コウホートサイズによって重みの異なるこの方法の方がむしろ有効な場合も考え得る。

本分析では、学歴についてモデル1でやや詳しく分析した後、他の要因については簡便のためモデル2を適用し、コウホート晩婚化への各種要因構成変化の寄与を観察することにする。

なお、要因の効果のメカニズムを調べるため平均出会い年齢 ( $\bar{M}$ ) と平均交際期間 ( $\bar{D}$ ) についても上記の要因分解法を適用する<sup>6)</sup>。それぞれの変数の平均のコウホート間の増分には、

5) Kitagawa (1955), 前掲注3), および, Prithwis Das Gupta, "A General Method of Decomposing a Difference Between Two Rates into Several Components", *Demography*, Vol. 15(1), 1978, pp. 99-112.

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

という関係がある。

### 3. 対象となるコウホートについて

本分析の対象は、第10回出生動向基本調査（厚生省人口問題研究所，1992年7月実施）夫婦調査による1945～1959年生まれの有配偶女子（妻）である<sup>7)</sup>。これらの標本の調査時の年齢は32.5～47.5歳であり、年長のコウホートについてはほぼ初婚過程を終了したものと見なせる。また、若い層については十分に過程を終了していないものの、コウホート間の比較に際して初婚年齢の上限を一致させることで、初婚年齢差の分析は可能であると考えられる（詳しくは後述）。

対象コウホートは、晩婚化が顕著になり始めた1970年代中頃から1980年代中頃にかけて「適齢期」を迎えた世代である。したがって、現在まで続く晩婚化傾向の前半の主役であり、晩婚化メカニズムの分析対象として関心が持たれる。ただし、これら世代は終戦前後の混乱期とそれに続くベビーブーム期、さらには急激な出生率低下期に生まれたいくつかの異質なコウホートを含んでいる点に留意する必要がある。

分析対象はより厳密には上記コウホートの内、夫妻とも初婚、かつ出生年月、結婚年月が不詳でない夫婦（ただし回答者は妻）であり、さらに初婚過程の分析では知り合い年月が不詳でない標本に限定されている。年齢などの、時間の精度は月を単位とする。

表1に、今回対象とする3コウホートの標本の属性値を示した。コウホート間の平均初婚年齢の差はそれぞれ、0.25年、0.43年であり、これは人口動態統計で観測された値に概ね相当する変化である。初婚年齢が遅れを示したのに対し、平均出会い年齢の差は0.02年、0.08年とほとんど増加していない。すなわち、それらの差に相当する部分が平均交際期間として延長している<sup>8)</sup>。ここに晩婚化（平均初婚年齢の増加）を出会い年齢の遅れによる部分とその後の交際期間の延長による部分に分解するなら、そのほとんどは後者すなわち交際期間の延長によってもたらされていたことが明らかとなる。

表1 女子出生コウホート別にみた初婚過程の平均像

	出生年	標本平均初婚年齢	標準誤差	平均出会い年齢	標準誤差	平均交際期間	標準誤差
コウホート1	1945—49年	24.32 (N=1978)	0.07	22.62 (N=1609)	0.08	1.69 (N=1609)	0.04
コウホート2	1950—54年	24.57 (N=1974)	0.07	22.64 (N=1692)	0.09	1.96 (N=1692)	0.05
コウホート3	1955—59年	25.00 (N=1729)	0.07	22.72 (N=1547)	0.09	2.30 (N=1547)	0.05

\* 第10回出生動向基本調査，夫婦調査（1992年7月実施）。数値の単位は、年。

6) 初婚過程のモデルについては、金子（1991）参照。前掲 注4）

7) 第10回出生動向基本調査・夫婦調査に関する報告は以下の通り、

厚生省人口問題研究所、『平成4年 第10回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）—第I報告書—日本人の結婚と出産』，調査研究報告資料第7号，1993年11月。阿藤誠・高橋重郷・中野英子・渡邊吉利・小島宏・金子隆一，「結婚と出産の動向—第10回出生動向基本調査（夫婦調査）の結果から—」『人口問題研究』，第49巻3号，1993年10月，pp. 1-28。

8) 交際期間の延長など初婚過程の変化を結婚年次別に観察したものが報告されている。厚生省人口問題研究所（1993），前掲 注7）。

表2には上記の対象に対して分析を行うための調整を行った数値を示した。すなわち、対象のコウホートはいずれも厳密には初婚過程途上であるため、比較に際して結婚年齢の上限を同一になるよう調整した。また、結婚年月、出会い年月等に別々に不詳が存在するため、平均初婚年齢と平均出会い年齢などでは計算対象が微妙に異なるが、按分によって矛盾が生じないように調整した。なお、後述の社会経済変数の不詳についても同様の按分調整を行った。

図1～4には主要な社会経済要因についてコウホート間の構成比の変化を示した。高学歴化、見合い結婚の減少＝恋愛結婚の普遍化、未婚女性の就業率増加と職種のホワイト化、きょうだい数の減少（小家族化、少子化）などの進行が今回の標本でも確認できる。以下、これらの変化が当該コウホートの晩婚化に及ぼした効果を調べる。

表2 分析対象標本の初婚過程平均値と補正值

A	出生年	分析対象平均初婚年齢	△	平均初婚年齢	△	平均出会い年齢	△	平均交際機関	△
コウホート1	1945-49年	24.23 (N=1966)		24.23 (N=1600)		22.57 (N=1600)		1.66 (N=1600)	
コウホート2	1950-54年	24.52 (N=1967)	0.29 (3.45ヶ月)	24.55 (N=1687)	0.33 (3.93ヶ月)	22.59 (N=1687)	0.03 (0.34ヶ月)	1.96 (N=1687)	0.30 (3.59ヶ月)
コウホート間の初婚過程変化の補正值					0.29 (3.45ヶ月)		0.02 (0.30ヶ月)		0.26 (3.15ヶ月)
B	出生年	分析対象平均初婚年齢	△	平均初婚年齢	△	平均出会い年齢	△	平均交際機関	△
コウホート2	1950-54年	24.31 (N=1926)		24.34 (N=1651)		22.37 (N=1651)		1.97 (N=1651)	
コウホート3	1955-59年	24.81 (N=1692)	0.49 (5.93ヶ月)	24.82 (N=1513)	0.47 (5.70ヶ月)	22.51 (N=1513)	0.14 (1.66ヶ月)	2.30 (N=1513)	0.34 (4.04ヶ月)
コウホート間の初婚過程変化の補正值					0.49 (5.93ヶ月)		0.14 (1.73ヶ月)		0.35 (4.20ヶ月)

\* 分析対象となる標本は、コウホート間の比較のため初婚年齢を一定値で打ち切っている（A 37.46歳、B 32.46歳）。また、平均出会い年齢および平均交際機関は出会い年齢不詳を除いた対象で計算した平均初婚年齢に対する割合を用いて、和が分析対象の平均初婚年齢となるよう補正される。

図1 コウホートによる学歴構成の変化

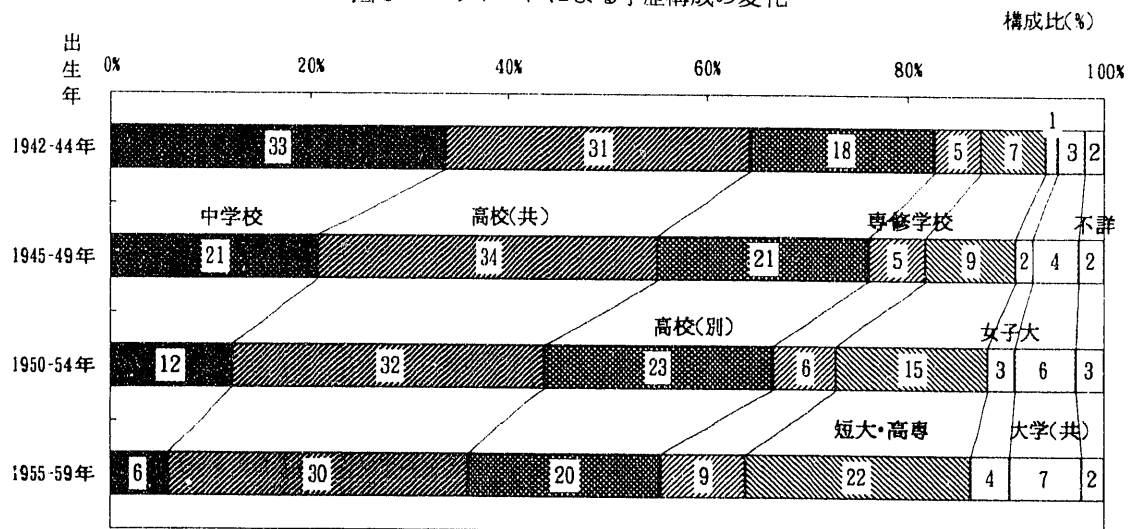


図2 コウホートによる出会いの契機の構成の変化

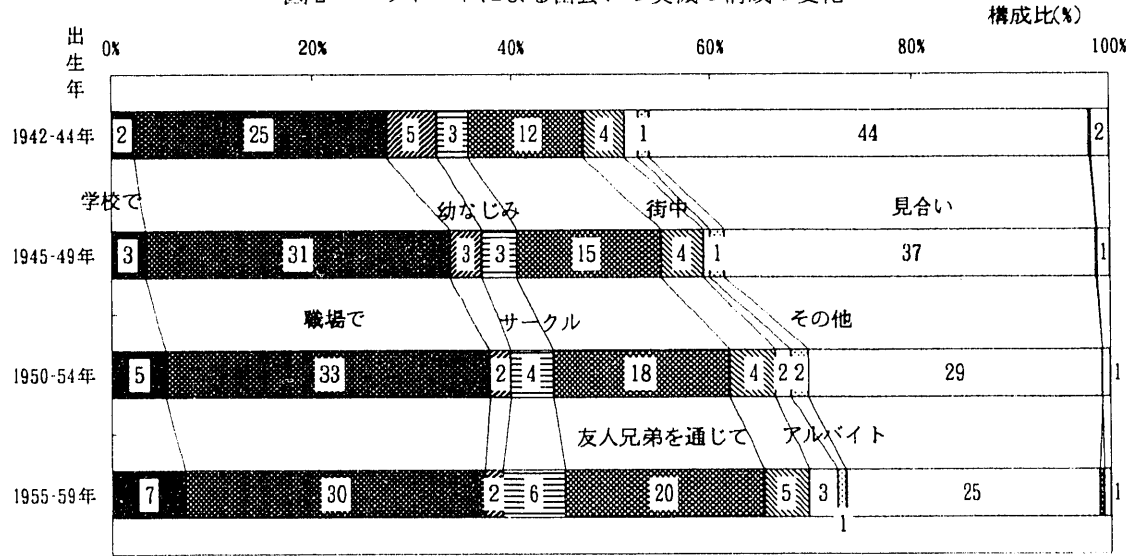


図3 コウホートによる結婚前の職業構成の変化

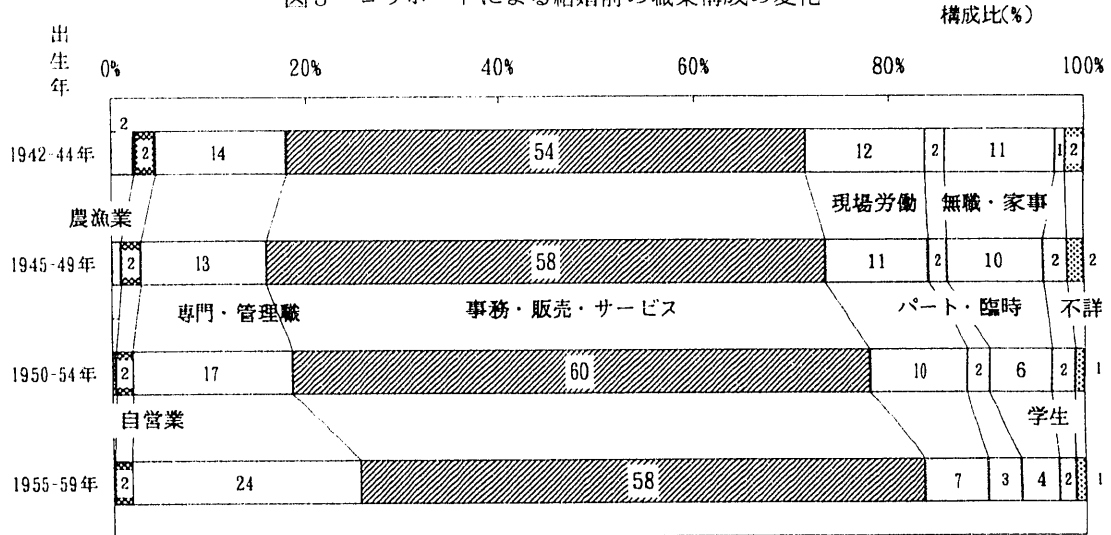


図4 コウホートによるきょうだい数分布の変化

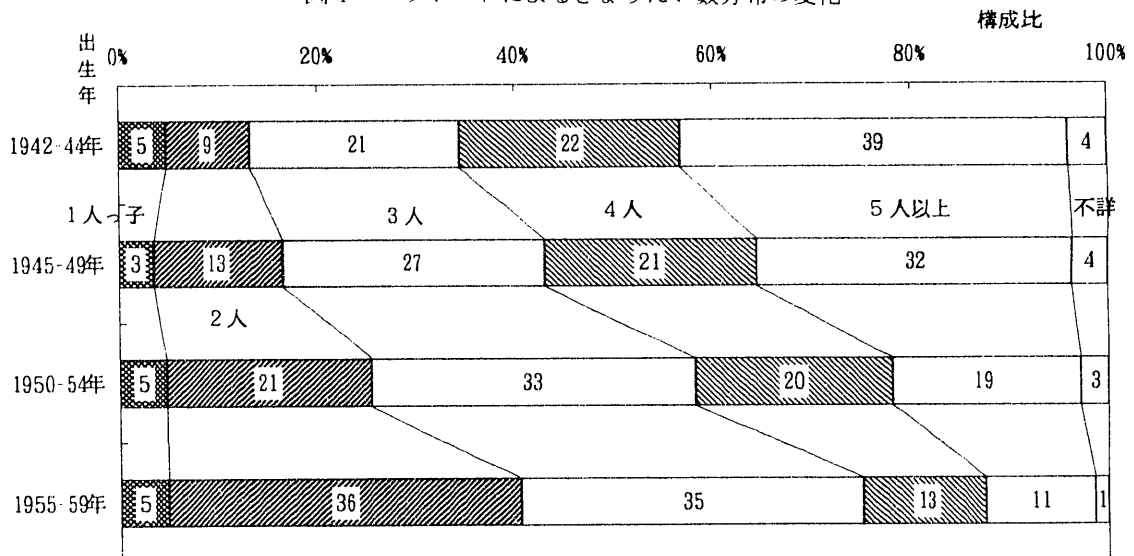


表3 女子出生コウホート晩婚化に対する学歴の効果の要因分解

対象コウホート出生率	平均初婚年齢の増加 $\Delta Y$	(1) 高学歴化のみによる増分 $\Sigma \beta \cdot \Delta P$	(2) 学歴格差変化のみによる増分 $\Sigma \Delta \beta P$	(3) 高学歴化と格差変化の相乗作用 $\Sigma \Delta \beta \Delta P$	(4) 全学歴共通の増分 $\Delta \alpha$	(5) 高学歴化による総効果 (1)+(3)/2
1942-46年~1947-51年	3.29月 (100.0%)	1.90月 (57.6%)	3.54月 (107.5%)	0.63月 (19.1%)	-2.77月 (-84.3%)	2.21月 (67.2%)
1943-47年~1948-52年	3.30 (100.0)	2.22 (67.2)	2.60 (78.7)	0.46 (13.9)	-1.97 (-59.8)	2.45 (74.2)
1944-48年~1949-53年	3.61 (100.0)	1.91 (52.9)	5.61 (155.6)	0.95 (26.3)	-4.86 (-134.8)	2.38 (66.1)
A. 1945-49年~1950-54年	3.45 (100.0)	2.26 (65.5)	2.79 (81.0)	0.60 (17.4)	-2.20 (-63.8)	2.56 (74.2)
1946-50年~1951-55年	4.73 (100.0)	2.32 (49.1)	0.33 (7.0)	0.72 (15.2)	1.36 (28.8)	2.68 (56.6)
1947-51年~1952-56年	5.42 (100.0)	2.66 (49.1)	-3.02 (-55.7)	0.62 (11.5)	5.15 (95.0)	2.97 (54.9)
1948-52年~1953-57年	6.17 (100.0)	2.73 (44.2)	-0.66 (-10.8)	0.62 (10.0)	3.48 (56.5)	3.04 (49.3)
1949-53年~1954-58年	5.93 (100.0)	3.13 (52.7)	-4.61 (-77.8)	-0.33 (-5.5)	7.75 (130.6)	2.96 (49.9)
B. 1950-54年~1955-59年	5.93 (100.0)	2.59 (43.8)	-0.92 (-15.5)	-0.08 (-1.4)	4.33 (73.1)	2.55 (43.1)

注：出生年5年幅コウホートのグループ間平均初婚年齢の増加をモデル1によって要因分解したもの。本表では対象コウホートを1年ずつずらして適用した結果を示した。平均初婚年齢の増加 $\Delta Y$ は、(1)~(4)に分解される。(5)は高学歴化による効果をまとめたもの。

#### 4. 社会経済要因の晩婚化に対する効果の単変量分析

コウホート間の平均初婚年齢変化に対する学歴効果による要因分解の詳細を表3に示した。これは出生年5年幅のコウホートグループ間の平均初婚年齢変化を、モデル1にしたがって要因分解した結果である。時間的变化を詳細に見るため、分析対象以前の1942-44年出生コウホートも含め、5年幅のコウホートを1年ずつずらして適用した結果を示している。例として1945-49年と1950-54年出生のコウホート間の晩婚化について見ると(分析期間A)、後者は前者に比べて平均初婚年齢が3.45ヶ月上昇しているが、そのうち(1)単純に学歴構成の変化のみに起因する上昇分は2.26ヶ月(65.5%)、(2)平均初婚年齢の学歴格差の変化による分が2.79ヶ月(81.0%)、(3)それらの相乗作用による分が0.60ヶ月(17.4%)、さらに(4)学歴に関わらず生じた変化分が-2.20ヶ月(-63.8%)である。結局、モデル1による学歴構成の変化(高学歴化)に起因する総効果(5)は、(1)に(3)の1/2を加えたもので、2.56ヶ月(74.2%)となる。

高学歴化の効果(1)について時系列的に見ると、絶対値、相対値ともに比較的安定しており、その結果高学歴化の総効果(5)も安定している。これに対して、学歴格差変化による効果(2)は安定しない。表によれば学歴格差変化の効果(2)と、全学歴に共通した効果(4)の分離性が悪いことが認められる。われわれの分析では構成変化の効果に関心があるから、この格差変化およびカテゴリー間共通の効果は残差として一括し、敢えて分離しない。

表4には1945-49年~1950-54年コウホート間(期間A)、および1950-54年~1955-59年コウホート間(期間B)の二つの場合について、その晩婚化に対する各種の社会経済的要因の効果を示した。また、同表には平均出会い年齢、および平均交際期間について同様の計算の結果も合わせて示してある。これらはモデル2を適用した結果であり、学歴についてモデル1を適用した表3(5)の値と微妙に異なるが、その違いは僅かである。なお、表4を見る際に、各種要因名の語尾に「の変化」の語を補うと表中の数値の意味が理解しやすいだろう。すなわち、数値はその「変化」に起因する平均初婚年齢、平均出会い年齢、平均交際期間の変化分を示している。

さて、高学歴化はこれらコウホート間で生じた晩婚化に対して、先にも見たようにそれぞれ約74%、43%に相当する効果を持っていたことがわかる。また、その効果を結婚相手との出会いのタイミングに対する部分と交際期間の長さに対する部分に分けると、A、Bどちらの期間でも約8割は出会いのタイミングに対する効果になる。すなわち、これらのコウホートにおける高学歴化の進展は主として結婚に至る相手との出会いを遅らせる効果が有り、その結果として晩婚化を促進していたと言える。またその効果の程度は、実際に観察された晩婚化の1/3~2/3に相当し、他の要因に比べて格段

表4 コウホート晩婚化に対する初婚過程および要因の効果の推定：単変量による分析

A. 1945-49年コウホート～1950-54年コウホート				B. 1950-54年コウホート～1955-59年コウホート			
要 因	平均初婚年 齢の上昇	平均出会い 年齢の上昇	平均交際期 間の延長	要 因	平均初婚年 齢の上昇	平均出会い 年齢の上昇	平均交際期 間の延長
全タイミング変化	3.45月 (100.0%)	0.30 (8.7%)	3.15 (91.3%)	全タイミング変化	5.93月 (100.0%)	1.73 (29.1%)	4.20 (70.9%)
学歴	2.55 (74.1%)	2.20 (63.8%)	0.35 (10.2%)	学歴	2.56 (43.2%)	2.06 (34.7%)	0.50 (8.5%)
結婚前の職業	0.23 (6.8%)	0.08 (2.4%)	0.15 (4.4%)	結婚前の職業	1.34 (22.5%)	1.04 (17.6%)	0.29 (5.0%)
出会いの契機	-0.55 (-16.1%)	-2.08 (-60.4%)	1.53 (44.3%)	出会いの契機	0.30 (-5.1%)	-1.44 (-24.3%)	1.14 (19.2%)
結婚前の居住地の特性	-0.02 (-0.7%)	-0.01 (-0.02%)	-0.02 (-0.5%)	結婚前の居住地の特性	0.22 (3.7%)	0.00 (0.0%)	0.21 (3.6%)
結婚前の親との同別居	0.02 (0.5%)	0.02 (0.6%)	0.00 (-0.1%)	結婚前の親との同別居	0.02 (0.3%)	0.04 (0.7%)	-0.02 (-0.3%)
きょうだい数	0.88 (25.5%)	0.91 (26.5%)	-0.03 (-0.9%)	きょうだい数	1.31 (22.2%)	1.06 (17.9%)	0.25 (4.3%)
出生順位	0.29 (8.3%)	0.35 (10.2%)	-0.06 (-1.9%)	出生順位	0.48 (8.0%)	0.33 (5.6%)	0.15 (2.5%)
母親の就業状況	0.44 (12.7%)	-0.52 (-15.2%)	0.08 (2.4%)	母親の就業状況	-0.41 (-6.9%)	-0.39 (-6.5%)	-0.02 (-0.4%)
父親の職業	-0.01 (-0.2%)	-0.01 (-0.2%)	0.00 (-0.0%)	父親の職業	0.09 (1.5%)	0.01 (0.2%)	0.07 (1.2%)
母親の結婚年齢	0.72 (20.9%)	0.71 (20.7%)	0.00 (0.1%)	母親の結婚年齢	0.77 (12.9%)	0.58 (9.9%)	0.18 (3.1%)
現在の結婚の恋愛性	0.34 (9.9%)	-1.45 (-42.1%)	1.11 (32.2%)	現在の結婚の恋愛性	-0.23 (-3.9%)	-1.15 (-19.4%)	0.92 (15.5%)
男きょうだい数	0.46 (13.5%)	0.46 (13.3%)	0.01 (0.1%)	男きょうだい数	0.36 (6.0%)	0.27 (4.6%)	0.08 (1.4%)
姉妹数	0.38 (11.1%)	0.43 (12.6%)	-0.05 (-1.5%)	姉妹数	0.64 (10.8%)	0.58 (9.7%)	0.06 (1.0%)
兄弟姉妹構成	0.90 (26.2%)	0.93 (27.1%)	-0.03 (-0.8%)	兄弟姉妹構成	1.11 (18.8%)	0.92 (15.5%)	0.19 (3.3%)
続 き 柄	0.17 (5.0%)	0.10 (2.9%)	0.07 (2.1%)	続 き 柄	0.21 (3.5%)	0.09 (1.5%)	0.12 (2.1%)

注：表中の数値は、表側に掲げた各要因の変化に起因する平均初婚年齢、平均出会い年齢、平均交際期間のコウホート間変化量を表している。また( )内は、その平均初婚年齢(全)変化量に対する比(%)である。

に大きなものであった。

学歴以外の社会経済要因についても見て行こう。

女子就業率の増加、職種ホワイト化などを示している結婚前の職業構成の変化(図3参照)について、そのA、Bの時期の晩婚化に対する寄与を見るとそれぞれ7%、23%であり、程度は弱いものの晩婚化に対して一定の働きをしていたことがわかる。また、その効果は出会い年齢を遅らせることと共に、交際期間を延長することにも働いているように見える。しかしながら、交際期間延長の効果については後の多変量分析によって結婚相手との出会いの契機が変化したことによる効果に吸収されることが明らかとなる。

結婚相手との出会いの契機の変化、とりわけ見合いの減少とそれ以外の契機(便宜上恋愛結婚と呼ぶ)の増加(図2参照)の晩婚化への寄与は期間A -16%、B -5%であり、ともに平均初婚年齢を下げる効果を示している。この効果を出会い年齢に対する効果と交際期間に対する効果に分けてみるとやや興味深いことがわかる。すなわち、出会いの契機の変化は結婚相手との出会い年齢を著しく早めた(A -60%、B -24%)、交際期間を延長する効果(A 44%、B 19%)を持ったため、それらが相殺して結果的に平均初婚年齢に対しては若干のマイナスの効果を示している。同様の効果は「現在の結婚の恋愛性」と名付けた変数(出会いの契機とは別に、結婚が恋愛に基づいたものであったかどうかを尋ねたもの)でも見られる。

その他、表4に挙げた変数の中で晩婚化に対して見るべき効果を示しているのは「きょうだい数」と「母親の結婚年齢」である。母親の結婚年齢の変化(上昇)の娘の晩婚化に対する寄与は、期間A、



Bに対してそれぞれ21%、13%である<sup>9)</sup>。また、その効果のほとんどは結婚相手との出会いが遅れることによる。

一方、きょうだい数の変化（減少）は、期間A、Bの晩婚化に対してそれぞれ26%、23%と比較的大きな効果が見られる。そして、やはりそのほとんどは出会いの時期の遅れによる作用である。しかしながら、次節で明らかとなるように、きょうだい数の晩婚化に対する効果は学歴との連関によるものであり、学歴構成をコントロールすることによってほとんど消失する。

この例でもわかるように、単変量分析では各種変量と晩婚化との相関の強さがわかるものの、それが当該変量固有のものなのか、第三の変量の介在によるものなのかはわからない。そこで次節では、多変量分析によって複数の変量の晩婚化に対する作用を考慮した場合の各変量の効果について調べる。

## 5. 社会経済要因の晩婚化に対する効果の多変量分析

前節で単一の要因による人口構成変化が晩婚化に与えた寄与を調べたが、現実の世界では多数の要因が同時に変化しているためこうした測定結果には他の要因の影響が混在している。特定の要因の晩婚化に対する固有の影響力を調べるには、他の要因をコントロールして（同一条件に固定して）その効果を測定する必要がある。ここでは線形重回帰を利用して多変量による要因分解を試みた。これは各種変量の平均初婚年齢、出会い年齢、交際期間の変化に対する効果が相加的 additive であると仮定して、実際に生じた増加分をそれぞれの変量の寄与に振り分けるようとするものである。

表5に、前節の結果から晩婚化に対して主要な影響を及ぼしていると思われる社会経済変量8個を選んで、晩婚化に対する効果の要因分解結果を示した。期間A、Bに対する8変量の晩婚化への寄与の総和はそれぞれの28%、42%であった。多くの変量の総合的效果としては期待に反して小さな値であるが、これは晩婚化に対して負の効果を持つ要因が含まれるという事情による。

さて、すでに述べたように対象コウホートの晩婚化はほとんど交際期間の延長という形で生じたも

表5 コウホート晩婚化の社会経済要因による要因分解

	A. 1945-49 ~ 1950-54年			B. 1950-54年 ~ 1955-59年		
	平均初婚年齢の上昇 3.45月	平均出会い年齢の上昇 0.30月	平均交際期間の延長 3.15月	平均初婚年齢の上昇 5.93月	平均出会い年齢の上昇 1.73月	平均交際期間の延長 4.20月
平均年齢(期間)の変化量	100%	8.7%	91.3%	100%	29.1%	70.9%
社会経済変量	28.3	-53.7	82.0	42.3	10.8	31.5
学歴	56.0	50.3	5.7	30.6	27.3	3.3
結婚前の職業	3.1	4.9	-1.8	15.4	15.2	0.2
出会いの契機	-33.0	-120.9	88.0	-9.5	-35.5	26.0
結婚前の親との同別居	0.4	1.8	-1.4	-1.0	-1.5	0.5
きょうだい数	-0.9	-4.0	-5.0	0.1	-1.4	1.4
父親の職業	0.7	3.1	-2.4	-0.4	-0.9	0.5
母親の就業状況	-15.2	-11.8	-3.4	-2.1	0.1	-2.2
母親の結婚年齢	25.3	23.0	2.2	9.3	7.5	1.8
残差	71.7	62.4	9.3	57.7	18.4	39.3

注：表中の数値は、表側に掲げた社会経済変量を同時に考慮した際の、各要因変化に起因する平均初婚年齢、平均出会い年齢、平均交際期間の変化量の平均初婚年齢（全）変化量に対する比（%）を表している。

9) 本分析対象の母親の平均結婚年齢は、各出生コウホートの母親についてそれぞれ、分析A：1945-49年 22.46歳、1950-54年 23.08歳、分析B：1950-54年 23.04歳、1955-59年 23.39歳であった。

のであるから（表1参照）、まずこれに寄与した社会経済変量に関心が持たれる。表5によって交際期間の延長に対する各変量の寄与を見ると、単変量の分析結果と異なり「出会いの契機」を除く変量の寄与は多くても数%に過ぎず、固有の効果はほとんど無いと言ってよい。つまり、固有の効果のみに注目した場合「出会いの契機」の変化がほぼ唯一の交際期間の延長要因であり、単変量分析で効果を示していた他の変量は、背後の「出会いの契機」の変化に伴う効果を見ていたことになる。一方で、「出会いの契機」の変化と言うのは主として結婚形態の変化であるから（図2参照）、近年のコウホート晩婚化に対して見合・恋愛結婚の構成比の変化、すなわち見合結婚割合の減少が重要な働きをしていたことになる。

ところが、逆説的なことに「出会いの契機」の晩婚化に対する寄与はマイナスを示しており、初婚タイミング全体に対してはむしろこれを僅かに早める効果があった。つまり結婚形態の変化は、交際期間延長を上回る出会い年齢の若年化効果を持っていたのである。結局、「出会いの契機」の変化は交際期間に対する著しい延長効果にも関わらず表面的には晩婚化には寄与しなかったことになる。

したがって、実際に僅かな出会い年齢の遅れと大幅な晩婚化が観察された背景には、結婚形態にかかわらず、あるいは大勢を占めるようになった恋愛結婚に対して、晩婚化を促した要因が存在したはずである。事実いくつかの要因がこれに働いた。その中で最も効果が有ったのは、高学歴化である。事実、高学歴化は晩婚化を促進する総合的效果が最も大きい要因であり、かつその晩婚化効果のほとんど（約9割）は出会い年齢を遅らせることによっている。それ以外の要因では「結婚前の職業」、「母親の結婚年齢」に効果が認められる。

また、単変量分析では「きょうだい数」減少に晩婚化促進の効果が見られたが、他の変量、とりわけ「きょうだい数」と連関の強い「学歴」をコントロールした場合、晩婚化効果はまったく消失した<sup>10)</sup>。

10) きょうだい数による初婚年齢の格差はかなり大きいですが、それ自体ほとんどが学歴の格差によってもたらされていると見られる。

図5 結婚、出産、家族に関する意識要因（設問）

意識要因 グループI（男女・結婚観）

a	生涯を独身で過ごすというのは、望ましい生き方ではない
b	男女が一緒に暮らすなら結婚すべきである
c	たとえ独り身であって、あまり気安く異性をデートに誘うのは好ましくない
d	結婚前の男女でも愛情があるなら性交渉をもってかまわない
n	結婚したら、子供はもつべきだ
q	いったん結婚したら、性格の不一致くらいで別れるべきではない

意識要因 グループII（自己と家庭）

k	結婚したら、家庭のためには自分の個性や生き方を半分犠牲にするのは当然だ
l	結婚後は、夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ
o	少なくとも子供が小さいうちは、母親は仕事を持たず家にいるのが望ましい
p	子供ができたなら、夫婦のことよりも、まず子供を第一に考えるべきだ

意識要因 グループIII（自立・対等意識）

e	結婚しても、人生には結婚相手や家族とは別の自分だけの目標をもつべきである
f	本人どうしが結婚を望むなら、たとえ親であっても口出しすべきではない
h	夫も家事や育児を分担すべきである
j	自分の趣味や娯楽をきりつめてまで、貯蓄をする必要はない

意識要因 グループIV（親との関係）

g	結婚したら、できるだけ親と別々に暮らし、お互いに干渉しないほうがよい
i	年とった親の面倒をみるのは、子供の義務である
m	結婚したら、義理の親に対しても実の親と同じように接しなくてはいけない

以上をまとめると、晩婚化に関して重要な働きをした社会経済的变化は、高学歴化、恋愛結婚の普遍化、就業率増加・職業のホワイト化、母親の結婚年齢の上昇などであり、そのうち高学歴化、職業構造の変化、母親の結婚年齢上昇は当人の結婚相手との出会いを遅らせることによって晩婚化を促進したが、それらは恋愛結婚の普遍化に伴う出会い年齢の若年化効果によって相殺されたため、結果として全体の平均出会い年齢は安定的であった。そして、恋愛結婚の普遍化に伴うもう一つの効果—交際期間の延長によって最終的に平均初婚年齢の増加すなわち晩婚化が観察されたのである。

## 6. 要因としての「意識」の効果

さて、前節までの社会経済的要因による分析ではある程度の晩婚化のメカニズムが明らかになったが、主要な8要因によって説明できるのは実際の平均初婚年齢上昇分の50%に満たない。したがって、これ以外に晩婚化の原因となった有力な変数が存在すると考えるのが自然だが、8要因以外の社会経済的変数でこのギャップを大幅に埋めるものが有るということはあまり期待できそうにない。残差については社会経済とは別次元の説明要因を求めると必要がありそうである。ここではそれを探る試みとして、結婚や家族に対する考え方・態度などの個人の意識面に注目して、その晩婚化に対する説明変数としての可能性を調べたい。

さて、第10回出生動向基本調査においては、結婚・家族などに関する妻の意識を調べている。これは17項目の結婚・家族に関する考え方について、それぞれ賛成—反対を問う形で個人の意識特性を調べようとするものである。図5にその設問内容を示した。設問は四つのグループに分けてあるが、これは回答結果に対する因子分析によって予め分類・集約したものである<sup>11)</sup>。

さて、表6に主要な社会経済8要因に加えて17項目の意識要因を投入して、初婚タイミングの要因分解を行った結果を示した。社会経済変数のみの場合に比較して意識要因を追加した場合、説明される平均初婚年齢の変化は、期間Aで28.3%から67.3%へ、期間Bで42.3%から62.8%へと、いずれも大幅に増えた。社会経済的要因の効果を表5の場合と比較すると、8要因全体の寄与、および個々の要因の寄与共に意識要因の追加による大きな変化は見られない。これは意識要因が晩婚化に対して社会経済的要因とはほぼ独立の効果をもたしていることを示している。すなわち、意識要因の変化に見られる個人主義的態度や規範緩和型の考え方は、学歴、職業など社会経済的属性に関わらず広い層で浸潤しており、これが晩婚化に固有のそして少なからぬ影響を与えていたことを意味する。

個別の項目を見ると、グループI（男女・結婚観）に属する意識の寄与が大きく、婚前交渉の容認、同棲の容認、性格不一致による離婚の容認などの態度が晩婚化により強い関与を示している。その作用の仕方は、期間Aについては出会い年齢を遅らせる部分が大きかったが、期間Bでは交際期間延長の効果も同程度に大きい。グループI以外の意識には、家族・家庭に対する個人主義的な考え方の如何を問う設問が多く含まれているが、その晩婚化への寄与は意外に小さい。

## 7. 考察

本研究で用いた手法、および対象についてはいくつかの制約が存在する。第一に、要因分解分析、線形回帰分析一般に言えることだが、各種要因の効果は平均値（または比率）に対して相加的 additive に作用すると仮定されるため、得られた効果の推定値は定量的分析としては言わば第一次近似に過ぎない点が指摘される。しかも、要因分解においては分布の情報を用いた信頼性に関する議論を欠くため、定量モデルとしての評価が困難である。

11) 厚生省人口問題研究所、『平成4年 第10回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）—第I報告書—日本人の結婚と出産』、第VI章参照、前掲（注7）。

表6 コウホート晩婚化の社会経済要因および意識要因による要因分解

	A. 1945-49 ~ 1950-54年			B. 1950-54年 ~ 1955-59年		
	平均初婚年齢の上昇 3.45月	平均出会い年齢の上昇 0.30月	平均交際期間の延長 3.15月	平均初婚年齢の上昇 5.93月	平均出会い年齢の上昇 1.73月	平均交際期間の延長 4.20月
平均年齢(期間)の変化量	100%	8.7%	91.3%	100%	29.1%	70.9%
社会経済変量	20.8	-61.5	82.3	40.2	6.5	33.7
学歴	56.4	50.6	5.8	31.7	28.3	3.5
結婚前の職業	2.5	4.4	-1.8	16.1	15.6	0.5
出会いの契機	-36.6	-125.9	89.3	-10.6	-37.7	27.1
結婚前の親との同別居	0.3	1.8	-1.5	-0.9	-1.6	0.7
きょうだい数	-11.3	-5.9	-5.5	-2.0	-3.8	1.8
父親の職業	-0.3	1.6	-1.9	-0.8	-1.1	0.2
母親の就業状況	-16.9	-12.1	-4.7	-2.8	-0.6	-2.2
母親の結婚年齢	26.6	24.1	2.5	9.5	7.4	2.1
意識変量	46.5	37.5	9.0	22.6	13.9	8.7
グループI(男女・結婚観)	<b>51.4</b>	<b>42.9</b>	<b>8.4</b>	<b>16.0</b>	<b>8.6</b>	<b>7.4</b>
A 生涯未婚の人生	8.6	6.8	1.8	0.9	1.2	-0.3
B 同棲と結婚	6.4	-1.0	7.4	4.5	1.6	2.9
C 気安い男女関係	4.8	3.7	1.2	0.3	-0.6	1.0
D 婚前交渉	16.8	15.0	1.8	7.3	2.9	4.4
N 結婚と子ども	4.4	7.9	-3.5	-0.1	-0.4	0.3
Q 性格不一致離婚	10.4	10.5	-0.2	3.1	3.9	-0.9
グループII(自己と家庭)	<b>-6.5</b>	<b>-5.9</b>	<b>-0.6</b>	<b>2.0</b>	<b>1.7</b>	<b>0.3</b>
K 家族対個性	0.1	-1.4	1.5	0.6	-0.2	0.8
L 伝統的夫婦役割	3.0	4.6	-1.6	-1.1	-1.1	0.0
O 子ども幼児期の就業	-4.9	-4.6	-0.3	0.2	0.0	0.2
P 子ども対夫婦	-4.8	-4.5	-0.3	2.3	3.0	-0.8
グループIII(自立・対等意識)	<b>-2.0</b>	<b>0.2</b>	<b>-2.3</b>	<b>2.4</b>	<b>3.3</b>	<b>-0.9</b>
E 家族外の人生目標	-0.1	0.1	-0.2	0.9	1.0	-0.1
F 結婚への親の干渉	1.8	2.3	-0.5	2.9	2.8	0.1
H 夫の家事分担	-4.0	-1.8	-2.2	-1.3	-0.2	-1.1
J 趣味対貯蓄	0.2	-0.3	0.5	-0.1	-0.4	0.3
グループIV(親との関係)	<b>3.7</b>	<b>0.2</b>	<b>3.5</b>	<b>2.2</b>	<b>0.3</b>	<b>1.9</b>
G 結婚後の親との関係	2.2	2.0	0.1	1.9	0.9	1.1
I 老親扶養の義務	0.5	1.2	-0.7	1.3	0.6	0.7
M 義理の親との関係	1.0	-3.0	4.0	-1.0	-1.2	0.1
全変数	67.3	-24.0	91.3	62.8	20.3	42.4
残差	32.7	32.7	0.0	37.2	8.8	28.4

注：表中の数値は、表側に掲げた社会経済変量および意識変量を同時に考慮した際の、各要因変化に起因する平均初婚年齢、平均出会い年齢、平均交際期間の変化量の平均初婚年齢(全)変化量に対する(%)を表している。

第二に、分析対象となる二つのコウホートにおいて、要因のカテゴリー間格差のパターンが著しく異なる場合は、上記の仮定と相まって、要因構成変化の効果の推定値は不安定なものとなる。今回の分析において期間A(1945-49~1950-54年出生のコウホート)の分析にはこの傾向が見られる。

第三として、対象となったコウホート自体についてもいくつか問題点を指摘することができる。すなわち、期間Aの対象は終戦の混乱期~ベビーブーム期~出生率急低下期間に生まれた規模、生育環境などの異質なコウホートに跨っており、そのことが上記のようにカテゴリー間格差のパターンを攪乱させるなど、推定結果を不安定にしている可能性がある。また、期間Bの対象の内、最も若いコ

ウホートの調査時年齢は32.5歳と、初婚過程を完全に終了しているとは言えず、比較に際して初婚年齢をコントロールしているとはいえ、本分析法の適切な対象とは言い難い面がある。これは現下の晩婚化を担うことができるだけ若い世代に対する分析が望まれることから、やや限界的な適用を試みたものである。結果には年長のコウホートと比較してとくに不安定さは見られないものの、今回の結果はこれらコウホートに対する初婚過程完了後の確定値とどの程度異なるかは不明である。

最後に、本分析は既婚者のみを対象とした結婚タイミングの分析であるから、現在進行する結婚変容の重要な側面となり得る非婚化(生涯未婚率の増加)に対しては情報が得られない。冒頭に記したように、非婚化行動の結婚変容に占める程度は現在本質的に未知であるが、結婚変容の全貌を議論する際には非婚化の視点を欠くことはできない。本分析の結果が結婚のタイミング側面に限定した議論しか与えないことは理解されたい。

さて、以上の点を踏まえた上で、今回の分析の結果から最近の晩婚化の要因とメカニズムについて言えることをまとめよう。

少なくとも表面的には晩婚化は交際期間の延長という形で生じている。結婚相手と出会う平均年齢は従来とそれほど変わっていない。そして交際期間の延長は、交際期間の著しく短い見合結婚の比率が減ったことに負っている。高学歴化や結婚観の変化なども交際期間延長に僅かずつ寄与しているが、結婚形態変化の効果はこれらを圧倒している。これだけを見ると、恋愛結婚の普遍化が晩婚化の主因ということになりそうだが、事実はずっと込み入っている。なぜなら、恋愛結婚の普遍化は出会い年齢を著しく引き下げる効果を合わせ持つため、交際期間延長の効果を相殺してしまうからである。そして、実際には出会い年齢は変わっていないから、この著しい出会い年齢引き下げ効果を再び打ち消す別の要因があったことになる。それは分析結果によれば高学歴化、就業率上昇-職種のホワイト化、母親の結婚年齢上昇、そして男女観・結婚観などの意識の変化などであり、とりわけ高学歴化が大きく寄与している。結局観察された晩婚化は、これらの要因の出会い年齢を遅らせる効果が、恋愛結婚普及による若年化効果を相殺し、結果として後者の交際期間延長の効果のみが現出した形で引き起こされたことになる。その他の要因のうち、寄与が期待された都市化の効果はほとんど見られず、単独では効果が有るように見えたきょうだい数減少は、これに相関する学歴構成変化の効果によっていた。

以下、出会い契機変化、高学歴化、および意識の変化に限定してやや詳しく論じよう。

結婚形態の変化、すなわち恋愛結婚の普遍化あるいは見合結婚の構成比低下の生じ方としては、従来の見合結婚型の特性や行動パターンを持った個人が結婚市場参入当初から減少したためというもの、見合結婚候補者たちは従来通り存在するが、何らかの見合結婚を妨げる状況があるためという二通りが考えられる。前者の場合、晩婚型の見合結婚が早婚型の恋愛結婚に置き換わることによって全体に対して早婚化の効果を持つ。後者の場合は、さらに二つの場合が想定でき、第一としては見合結婚が妨げられた結果非婚化する場合、第二はあくまで恋愛結婚を追求し、著しく晩婚型の恋愛結婚に帰結する場合である。今回の分析対象は既婚者に限定されることから、非婚化のケースについては何も言えないが<sup>12)</sup>、既婚者については早婚化効果(出会い年齢の引き下げ効果)が見られるなど晩婚型恋愛結婚が増えている兆候はなく、結婚市場参入当初からの恋愛結婚型の特性ないし行動パターンの普及が見合結婚減少の主因と見るべきであろう。

このような形の恋愛結婚の普及は本来早婚化を促すはずのものであり、実際今回の結果もその様になっている。しかし表面下において、初婚過程にダイナミックな変化をもたらしており、現下の晩婚化に対してもその著しい特徴である平均交際期間延長の主因となるなど重要な役割を果たしている点

12) これまでのところ、初婚過程を終えた年齢層で見合結婚の構成比の減少に見あうだけの未婚率の上昇は見られていないので、見合結婚の非婚化が生じていたとしても、それは部分的なものである。

には留意すべきである。

女子の高学歴化が晩婚化を促進するメカニズムについて考えると、一般には(1)卒業年齢上昇による結婚年齢の押し上げ効果<sup>13)</sup>、(2)高学歴者の有業率上昇に伴う結婚との競合、および経済的自立、社会的地位向上による効果、(3)個人主義的意識など先進的意識の普及効果、(4)上方婚志向および結婚相手に対する期待水準上昇による結婚相手の減少(結婚難)の効果<sup>14)</sup>、などが挙げられる。今回の分析結果では、結婚前の職業および男女観・結婚観をはじめとする意識要因については、これをコントロールしてもなお高学歴化の晩婚化への促進効果は著しく、就業率変化(2)、および意識変化(3)を介しての効果は有ったとしても主要なものではないことがわかる。また、高学歴化の効果は出会い年齢に対するものが主であり、結婚市場への参入時期の遅れか、相手を探す期間の延長を通して作用したと言えるから、前者を促す(1)および後者に関する(4)の説は今回の結果から支持される。

結婚・家族に関する意識は変容しており、これが晩婚化・未婚化といった近年の結婚動向に影響を及ぼしていると言われるが、今回の結果は明確にそのことを支持している。ただし、高学歴化に伴う意識構成の変化が晩婚化に結び付いているとする見方は否定され、そうした社会経済要因とはほぼ独立に、あらゆる層での意識変化が晩婚化に結びついていることが示唆されている。晩婚化に効果があった意識の変化をより詳細に見ると、家族観や人生観よりも、より直接的な男女関係観や結婚観の変化の方が効果が強かったようである。たとえば、同棲を容認する態度は交際期間を延長させる効果が有り、婚前交渉に対する容認的態度は結婚に至る相手との出会いを遅らせると共に交際期間を延長する効果が認められる。

---

13) 未婚女子を対象とした調査における結婚に対する障害の有無を尋ねた設問で、18~22歳の学生以外の職業(無職を含む)では「結婚に障害あり」と回答した者の割合は76%であったのに対し、学生では85%であり、学生であることはそれ自体ある程度結婚市場参入の妨げになっているものと見られる。

14) 未婚女子を対象とした調査の分析結果によれば、25-29歳女子の結婚難意識を持つ(独身でいる最大の理由を「適当な相手にまだめぐり会わないから」を選択した)者の学歴別割合は、中学25.0%、高校38.8%、短大48.9%、大学46.4%であり、短大で最大となっているが、ほぼ高学歴ほど結婚難意識が強い。すなわち、高学歴な者ほど「適切」な相手と出会う機会が少ないと見られ、女子の高学歴化に伴ってこの意味での「結婚難」が進展することは充分考えられる。